

**RAPPORTER**

**93/5**

**EN ØKONOMETRISK ANALYSE  
AV LØNNSDANNELSEN I NORGE**

AV  
AUDUN LANGØRGEN

---

STATISTISK SENTRALBYRÅ  
CENTRAL BUREAU OF STATISTICS OF NORWAY

*Til salgs hos:*

Akademika  
- avdeling for offentlige publikasjoner  
Møllergt. 17  
Postboks 8134 Dep  
0033 Oslo

Tlf.: (02) 11 67 70  
Telefax: (02) 42 05 51

RAPPORTER FRA STATISTISK SENTRALBYRÅ 93/5

**EN ØKONOMETRISK ANALYSE  
AV LØNSDANNELSEN I NORGE**

AV

AUDUN LANGØRGEN

STATISTISK SENTRALBYRÅ  
OSLO-KONGSVINGER 1993

ISBN 82-537-3819-6  
ISSN 0332-8422

**EMNEGRUPPE**  
**59 Andre samfunnsøkonomiske emner**

**EMNEORD**  
**Feiljusteringsmodeller**  
**Kvarts**  
**Lønnsdannelse**  
**Lønnsrelasjoner**  
**Makromodeller**

**Omslaget er trykt ved Aasens Trykkerier A.S**

**Publikasjonen er trykt i Statistisk sentralbyrå**

## Forord

Denne rapporten presenterer resultater fra arbeidet med lønnsrelasjoner i tilknytning til Statistisk sentralbyrås makroøkonomiske modell for norsk økonomi - KVARTS. På kvartalstall for perioden 1966 - 1990 er det estimert lønnsrelasjoner for tre sektorer: Industri, skjermet privat sektor og offentlig sektor.

Lønningene i de tre sektorene er modellert ved hjelp av feiljusteringsmodeller. Et karakteristisk trekk ved disse modellene er at det korrigeres for forrige periodes avvik fra en likevektssammenheng i økonomien. I den modellerte likevektssammenhengen for industrien inngår lønn, produktpris, produktivitet, arbeidsgiveravgift, alternativlønn og arbeidsledighet. I privat skjermet sektor er langtidsløsningen en sammenheng mellom lønn, alternativlønn og ledighet. I offentlig sektor er langtidsløsningen en sammenheng mellom lønn, alternativlønn, konsumprisindeks, inntektsskatt og ledighet. Ledighetstrygdens kompensasjonsgrad er implisitt tatt hensyn til i alle relasjonene, via definisjonen av alternativ inntekt. Industrien produktpris måles ved hjelp av en brutto faktorinntektdeflator. Rapporten inneholder rekursive estimeringer og resultater fra testing av lønnsrelasjonene. Det er også gjort ulike virkningsberegninger etter implementering av lønnsrelasjonene i KVARTS.

Statistisk sentralbyrå, Oslo, 21. november 1992

Svein Longva



# Innhold

1. Innledning .....	7
2. Teorier for lønnsdannelse .....	7
3. Økonometrisk metode .....	13
3.1 Stasjonære prosesser, integrerte variable og kointegrasjon.....	13
3.2 Feiljusteringsmodellen.....	17
3.3 Modelleringsstrategi.....	19
4. Nærmere om analyseopplegget.....	21
5. Empirisk modellering .....	25
5.1 Lønnsdannelse i industrien (K) .....	25
5.2 Lønnsdannelse i privat skjermet sektor (S) .....	30
5.3 Lønnsdannelse i offentlig sektor (O).....	33
6. Virkningsberegninger i KVARTS .....	36
7. Avslutning.....	37
Vedlegg A. Testobservatorer.....	39
Vedlegg B. Rekursiv estimering .....	40
Vedlegg C. Virkningsberegninger i KVARTS.....	42
Referanser.....	44
Utkommet i serien Rapporter fra Statistisk sentralbyrå .....	47





## 1. Innledning

Lønnsdannelsen spiller en sentral rolle i samfunnsøkonomien. Det skyldes at lønninger utgjør en stor del av bedriftenes produksjonskostnader. Lønnsutviklingen har derfor avgjørende betydning både for den innenlandske inflasjonstakten og for utviklingen av eksportpriser og internasjonal konkurranseevne. Dessuten er lønna den viktigste inntektskilden for husholdningene, noe som innebærer at lønnsutviklingen i stor grad bestemmer husholdningenes disponible inntekt og derved konsumetterspørselen. Bedriftenes konkurranseevne og husholdningenes etterspørsel påvirker i sin tur produksjon, sysselsetting og arbeidsledighet.

I denne rapporten<sup>1</sup> estimeres aggregerte lønnsrelasjoner for industri, skjermet privat sektor og offentlig sektor på norske kvartalsdata for perioden 1966 - 1990. Formålet med analysen er å komme fram til relasjoner som kan forklare lønnsutviklingen i de ulike sektorene over tid. Et videre siktemål er å lage relasjoner som kan inngå i Statistisk sentralbyrås kvartalsmodell KVARTS. De lønnsrelasjoner som inntil nylig har inngått i KVARTS-modellen er dokumentert i Bowitz (1989).

## 2. Teorier for lønnsdannelse

Dette avsnittet tar for seg noen sentrale teorier om lønnsdannelse. Det blir lagt vekt på å finne relevante forklaringsvariable, fortegn på sammenhenger og eventuelle andre restriksjoner som følger av økonomisk teori. Siktemålet er å få et teoretisk grunnlag for å spesifisere økonometriske lønnsrelasjoner. Mikroteorier som omtales er teorier om effektivitetslønn, "insider-outsider" teori og forhandlingsteori. Av makroteori blir det gjort rede for Phillipskurven, hovedkursteorien og noen generaliseringer av disse teoriene.

Effektivitetslønnsteorier (Solow (1979), Stiglitz (1986)) bygger på at arbeidernes produktivitet kan bli påvirket av den lønna som bedriften betaler. En lønnsøkning kan derfor føre til reduserte i stedet for økte kostnader for bedriften. For det første virker høy lønn motiverende på de ansatte. For det andre spiller lønna inn på bedriftens evne til å trekke til seg kompetanse og dyktighet fra en heterogen arbeidsstyrke. Lønna blir en funksjon av alle de variablene som er eksogene i bedriftens profittmaksimeringsproblem, som for eksempel bedriftens teknologi, alternative sysselsettings- og fortjenestemuligheter som påvirker arbeidernes insentiver, forhold i produktmarkedet og så videre.

"Insider-outsider" teorien (Lindbeck og Snower (1988)) tar utgangspunkt i at det er kostnader for bedriften knyttet til utskiftinger i arbeidsstokken. Disse kostnadene utgjør en kilde til markedsmakt for arbeiderne, slik at det er mulig å presse lønna høyere enn det nivå som gir klarering i arbeidsmarkedet. De som har jobb (insiderne) har interesse av å hindre at de arbeidsledige (outsiderne) tilbyr seg å jobbe til en lavere lønn enn tarifflønn. Dette kan føre til at det oppstår sosiale normer mot å underby lønna. Lønna blir fastsatt i forhandlinger mellom arbeidsgivere og insidere, slik at teorien kan

---

<sup>1</sup> Rapporten bygger på min hovedoppgave i sosialøkonomi. En stor takk til Einar Bowitz som har vært min veileder. Takk også til Ådne Cappelen, Bjørn Naug, Terje Skjerpen, Nils Martin Stølen og Anders Rygh Swensen for kommentarer til tidligere utkast. Jeg er selv ansvarlig for gjenstående feil og mangler.

betraktes som et supplement til andre forhandlingsteorier. "Insider-outsider" teorien kan bidra til å forklare hvorfor det forekommer lønninger som ligger over det nivå som ville ha klarert arbeidsmarkedet.

Hoel og Nymoen (1988) antar at lønna fastsettes i forhandlinger mellom en bedrift og en fagforening. Bedriften velger sysselsettingen slik at profitten maksimeres gitt den avtalte lønna. Utfallet av spillet er gitt ved løsningen på et asymmetrisk Nash forhandlingsproblem. Løsningen definerer avtalt lønn som en funksjon av alle eksogene variable som påvirker bedriftens profitt eller inngår i fagforeningens preferanser. Lønna avhenger blant annet av produktpris, teknisk framgang, arbeidsgiveravgift, konsumpris, inntektsskatt, alternativlønn, ledighetstrygd og partenes forhandlingsstyrke. Lønnsrelasjonen er homogen av grad 1 i priser, alternativlønn og ledighetstrygd. Dette har sammenheng med at aktørene ikke har pengeillusjon, men kun er opptatt av realøkonomiske størrelser.

I andre teoretiske arbeider benyttes i stor grad de samme forklaringsvariablene som nevnt ovenfor. Selv om forutsetningene om makt- og markedsforhold kan være forskjellige så er det aktørenes målfunksjoner (bedriftenes profitt, arbeidernes velferd) som bestemmer argumentene i lønnsrelasjonen.

Variable som påvirker profitten er produktpris, produktivitet og kostnader. Det vanlige resultatet fra teorien er at produktpris og produktivitet har en positiv effekt på lønna. Økt arbeidsgiveravgift bidrar til økte kostnader for bedriften, noe som i teorien vil føre til redusert lønnspress. Realdisponibel inntekt er av stor betydning for arbeidernes velferd. Økt konsumpris og økt inntektsskatt gir økt lønn. Intuisjonen bak disse resultatene er at når en eksogen variabel endres slik at en av partene får det verre, vil det bli krevd kompensasjon for dette i lønnsforhandlingene. Kostnadene ved brudd i forhandlingene er blitt relativt mindre for den part som har fått forverret sin situasjon. Derfor er det mulig å presse gjennom lønnsendringer.

Normalarbeidstiden kan påvirke både bedriftenes profitt og arbeidernes velferd. Kortere arbeidstid medfører en velferdsøkning pga økt fritid, men dette motvirkes av at den disponible inntekten går ned dersom timelønna er uendret. Det er derfor vanlig at fagforeningene krever lønnskompensasjon ved arbeidstidsforkortelser.

Alternativlønna er den lønna arbeiderne kan oppnå ved å arbeide andre steder enn i den bedrift eller sektor vi betrakter. I effektivitetslønnsteorien fører økt alternativlønn til økt lønn i vår bedrift fordi den derved kan opprettholde motivasjon og innsats blant de ansatte og motvirke at ansatte med høy kompetanse søker ny jobb. I teorien til Hoel og Nymoen (1988) vil økt lønn medføre lavere sysselsetting i bedriften. Når alternativlønna eller ledighetstrygden øker, går det forventete velferdstapet ved å miste jobben ned. Fagforeningen er derfor villig til å akseptere en lavere sysselsetting i bedriften, og i stedet presse på for høyere lønn. Lønn kan være et symbol for prestisje og kan tolkes som et signal om hvordan den enkeltes innsats blir verdsatt av samfunnet. I så fall er det rimelig å anta at relativ lønnsposisjon kan inngå på en direkte måte i preferansene, noe som kan bidra til at det i lønnsoppgjørene fokuseres mye på rettferdighetsbetraktninger i tilknytning til sammenlikninger mellom ulike grupper av lønsmottakere. Siden det er

enkelt å måle utviklingen i relativ lønn for en gruppe kan dette i praksis være et viktig suksesskriterium i lønnsforhandlinger.

Høy arbeidsledighet vil virke dempende på lønnsveksten. Høy ledighet medfører at sannsynligheten for å få en ny jobb er lav. Fagforeningen vil derfor være forsiktig med å kreve lønnsøkninger som fører til lavere sysselsetting i bedriften. Bedriften på sin side ser i mindre grad behovet for å by opp lønna for å holde på de ansatte og motivere til innsats. Fordelingen av arbeidsløse på korttidsledige og langtidsledige kan også være av betydning for lønna, fordi de langtidsledige både kan være mindre pågående og mindre attraktive som arbeidssøkere enn de korttidsledige.

Når det gjelder makroteori har Phillipskurven vært et utgangspunkt for en del lønnsmodeller. Phillipskurven er opprinnelig en aggregert empirisk sammenheng mellom lønnsvekst og arbeidsledighet (Phillips (1958)), som har ledet til oppstilling av modeller på formen

$$\Delta w = \Delta p^e + f(U) \quad f'(U) < 0 \quad (2.1)$$

$w$	Logaritmen til lønna
$p^e$	Logaritmen til forventet prisnivå
$U$	Arbeidsledighetsraten

(2.1) sier at veksten i forventet reallønn er en fallende funksjon av arbeidsledigheten. De fleste teorier som søker å begrunne at dette kan være en autonom relasjon, tar utgangspunkt i vanlig markedsteori. Ved overskuddsetterspørsel i arbeidsmarkedet øker forventet reallønn, og ved overskuddstilbud går reallønna ned. Det vil alltid eksistere både ledige jobber og arbeidsledige samtidig på grunn av strukturell mistilpasning i arbeidsmarkedet med mer. Under visse forutsetninger vil ledigheten være en fallende funksjon av overskuddsetterspørselen i arbeidsmarkedet. Dermed får vi en sammenheng mellom endringen i forventet reallønn og ledigheten som i (2.1). I stasjonærlikevekt er reallønna konstant, slik at ledigheten på lang sikt er gitt ved  $f(U) = 0$ . Det er med andre ord karakteristisk for Phillipskurven at den impliserer en autonom, strukturelt bestemt likevektsledighet. I lys av erfaringer i den seinere tid med vedvarende høy ledighet i mange land er det reist tvil om hvorvidt dette kan være en god beskrivelse av virkeligheten. En har i stedet forsøkt å utvikle makroøkonomiske modeller som endogeniserer den såkalte NAIRU-ledigheten (Turner (1991)). NAIRU er den ledighetsraten som kreves for å holde inflasjonen konstant, gitt de eksogene variablene i modellen. Et mye diskutert fenomen er at NAIRU har en tendens til å nærme seg den faktiske ledigheten over tid. Dette kalles hysteresis, og medfører at en permanent økning i ledigheten i beste fall vil ha en midlertidig dempende effekt på lønnsveksten.

Hovedkursteorien (Aukrust, 1977) har vært en mye brukt inflasjonsmodell i Norge. Teorien skiller mellom en konkurranseutsatt ( $K$ ) og en skjermet ( $S$ ) sektor, og er ment å forklare utviklingen i priser og lønninger på lang sikt. Prisen på  $K$ -varer er i denne modellen bestemt eksogent på verdensmarkedet. Lønna i  $K$ -sektor tilpasser seg slik at

lønnsandelen i sektoren holdes konstant på lang sikt. Lønna i  $S$ -sektor følger proporsjonalt med lønna i  $K$ -sektor, og prisen på  $S$ -varer tilpasser seg slik at lønnsandelen i sektoren holdes konstant. Modellen postulerer at det er gitt en eksogen likevektsløsning for lønnsandeler og lønnsforskjeller mellom sektorene. Det vil si at inntektsfordelingen ikke endrer seg på lang sikt, verken mellom eiere og lønsmottakere i en sektor, eller mellom lønsmottakere i forskjellige sektorer. Det er grunn til å tro at disse forutsetningene kan være for restriktive; jamfør for eksempel at lønsmottakere i industrien har hatt en relativt sterk lønnsutvikling over lang tid sammenliknet med andre lønsmottakere. En får ikke tatt hensyn til at endrete maktforhold og endringer i forhandlingsstyrken til ulike parter i lønnsoppgjørene kan føre til endret inntektsfordeling.

I Nymoen (1990 og 1991a) er lønnsandelen i  $K$ -sektor på lang sikt en funksjon av ledigheten, relativ lønn i forhold til  $S$ -sektor og en kile mellom produktlønn og konsumentlønn. Stasjonærtilstanden er gitt ved

$$w^K + s^K - p^K - z^K = \alpha_0 - \alpha_1(w^K - w^S) + \alpha_2(kpi - p^K + s^K - t) - \alpha_3 u \quad (2.2)$$

$W^j$	Lønna i sektor $j$ , $j = K, S$
$P^K$	Produktpris eller importpris, sektor $K$
$Z^K$	Gjennomsnittlig arbeidsproduktiviteten, sektor $K$
$S^K$	Sats for arbeidsgiveravgift, sektor $K$
$KPI$	Konsumprisindeksen
$T$	Inntektsskattesats
$U$	Arbeidsledighetsraten

Store bokstaver symboliserer uttransformerte variable, mens små bokstaver gir de samme variablene på logaritmeform. For skattesatsene anvendes følgende definisjoner:  $s^K = \ln(1+S^K)$  og  $t = \ln(1-T)$

Venstresiden i (2.2) kan tolkes som logaritmen til lønnsandelen i  $K$ -sektor. Hovedkursteoriens antakelse om konstant lønnsandel opptrer som et spesialtilfelle, der  $\alpha_1 = \alpha_2 = \alpha_3 = 0$ . Selv om (2.2) ikke er direkte utledet fra mikroteori, er likningen ifølge Nymoen (1990) konsistent med en rekke statiske atferdsteorier. Disse tilsier at  $\alpha_3 > 0$ , slik at økt ledighet gir lavere lønnsandel på lang sikt.  $\alpha_1 > 0$  innebærer at økt relativ lønn gir lavere lønnsandel, når relativ lønn defineres som forholdet mellom lønn i egen sektor og lønn i alternativ sysselsetting. Kileleddet med koeffisient  $\alpha_2$  er lik logaritmen til forholdet mellom reallønnskostnader og realdisponibel lønn deflatert henholdsvis med produktpris og konsumprisindeks. En mulig tolkning er at faktoren skal ta vare på samlede skatteeffekter. Skattene driver en kile mellom produktlønna og konsumentlønna. Størrelsen på kilen måles ved forholdet mellom produktlønn og konsumentlønn. Kilen blir større når arbeidsgiveravgiften eller inntektsskatten øker. Forholdet  $KPI/P^K$  sier noe om endringer i indirekte skatter, men prisforholdet påvirkes også av endringer i verdensmarkedspriser. Det kan se ut som om effekten av indirekte skatter sammenblandes med effekter av verdensmarkedspriser. Det er også uklart

hvordan endringer i kilen vil påvirke lønnsandelen. Kileleddet trekker inn variable i modellen av betydning for bedriftenes profitt og arbeidernes velferd. Men begrunnelsen for at disse variablene bør representeres på denne måten er noe ad hoc preget. Et interessant spørsmål er hvilke restriksjoner utformingen legger på langtidsløsningen i modellen. Ved å løse (2.2) med hensyn på  $w^K$  får vi

$$w^K = \frac{1}{1 + \alpha_1} \left[ \alpha_0 + \alpha_1 w^S + (1 - \alpha_2)(P^K - S^K) + \alpha_2(kpi - t) + Z^K - \alpha_3 u \right] \quad (2.3)$$

I log-lineære likninger som (2.2) og (2.3) kan koeffisientene tolkes som elastisiteter. Av (2.3) framgår det at

- (a)  $W^K$  er homogen av grad 1 i  $(W^S, P^K, KPI)$

siden de tilhørende koeffisientene summerer seg til 1. Det vil si at den er en reallønnslikning, i overensstemmelse med resultater fra mikroteorien. I tillegg til homogenitetsrestriksjonen medfører (2.3) at koeffisientene oppfyller følgende tre lineært uavhengige restriksjoner:

- (b) Elastisitetene av  $W^K$  med hensyn på  $P^K$  og  $1 + S^K$  er like i tallverdi  
 (c) Elastisitetene av  $W^K$  med hensyn på  $KPI$  og  $1 - T$  er like i tallverdi  
 (d) Elastisiteten av  $W^K$  med hensyn på  $Z^K$  er lik summen av elastisitetene av  $W^K$  med hensyn på  $P^K$  og  $KPI$

En begrunnelse for (b) går ut på at enten  $P^K$  øker med 1 prosent eller  $1 + S^K$  går ned med 1 prosent så vil produktlønnen og lønnskostnadsandelen i  $K$ -sektor gå ned med 1 prosent, og realprofitten (profitten deflatert med  $P^K$ ) går ned med 1 prosent. Når produktprisen er eksogen for bedriften, er det rimelig å anta at (b) må gjelde, siden arbeidernes velferd ikke er direkte berørt. Dersom  $P^K$  er endogen må en imidlertid spørre hva som forårsaker at  $P^K$  endres, og hva dette eventuelt kan medføre av ulike effekter på bedriftens profitt og arbeidernes velferd. En annen innvending er at dersom en i stedet deflaterer profitten med  $KPI$  (eierne er opptatt av avkastningens kjøpekraft), vil realprofitten øke dersom  $P^K$  og  $1 + S^K$  øker prosentvis like mye, og  $KPI$  er konstant. En kan da spørre om ikke økningen i realprofitten vil føre til krav fra arbeidstakersiden om høyere lønnsandel, slik at effekten på lønna ikke summerer seg til null som antatt over.

En tilsvarende begrunnelse for (c) går ut på at enten  $KPI$  øker med 1 prosent eller  $1 - T$  går ned med 1 prosent så vil realdisponibel lønn gå ned med 1 prosent. Men hvis  $KPI$  påvirker realprofitten, mens  $T$  ikke gjør det når kapital-beskatningen er uendret, er det ikke uten videre åpenbart at (c) må gjelde.

I empiriske arbeider er det vanlig å måle arbeidsproduktiviteten  $Z^K$  ved bruttoprodukt per timeverk. Dette må betraktes som en tilnærming til de teoretisk relevante variable, som er grenseproduktivitet og teknisk framgang.  $Z^K$  påvirkes av sysselsettingen i bedriften, samtidig som sysselsettingen kan inngå i fagforeningens preferanser. Det kan

også være reperkusjoner fra lønna til arbeidsproduktiviteten. Siden sammenhengene er svært kompliserte, er det langt fra opplagt at restriksjon (d) må gjelde.

Fra hovedkursteorien er vi vant til at elastisitetene til produktiviten og produktprisen er like i lønnsrelasjonen for  $K$ -sektor. På lang sikt kan en for høy lønnsandel hindre investeringer som er nødvendige for å opprettholde virksomheten. Lønnsandelen kan tillegges en spesiell betydning som et mål både på industriens konkurransevne og rettferdig inntektsfordeling mellom eiere og lønnsinntakere. Da kan forutsetningen om at hovedkursvariablene  $S^K$ ,  $P^K$  og  $Z^K$  opptrer med samme elastisitet (i tallverdi) i lønnsrelasjonen være en god tilnærming. En slik forutsetning er ikke forenlig med at koeffisienten foran skatteleien i (2.2) er forskjellig fra 0.

La oss beholde restriksjonene (a) - (c), men i stedet for (d) bruker vi

(e) Elastisitetene av  $W^K$  med hensyn på  $Z^K$  og  $P^K$  er like

Stasjonærløsningen for lønna blir

$$w^K = \beta_0 + \beta_1 w^S + \beta_2 (p^K + z^K - s^K) + (1 - \beta_1 - \beta_2)(kpi - t) - \beta_3 u \quad (2.4)$$

Ved å løse (2.4) med hensyn på lønnsandelen får vi

$$w^K + s^K - p^K - z^K = \frac{1}{\beta_2} [\beta_0 - \beta_1 (w^K - w^S) - (1 - \beta_1 - \beta_2)(w^K + t - kpi) - \beta_3 u] \quad (2.5)$$

En tolkning av (2.4) og (2.5) er at det i lønnsfastsettelsen tas hensyn til at lønnsandel, relativ lønn og realdisponibel lønn skal holdes på et visst nivå. Eventuelt kan man godta en lavere lønnsandel dersom for eksempel relativ lønn, realdisponibel lønn eller ledigheten øker. Med mindre  $\beta_1 + \beta_2 = 1$  vil lønnsandelen for gitt ledighet og relativ lønn være fallende i stasjonærløsningen så lenge realdisponibel lønn er voksende. Dette virker ikke særlig rimelig. Alternativt kan en anta at lønnsinntakere krever en realdisponibel lønn som står i forhold til deres eget bidrag til samfunnskaka. Med andre ord antar vi at kravet til realdisponibel lønn er et krav om at den realdisponible lønna skal vokse i takt med et eller annet begrep for produktivitet eller generell levestandard. Dette kan gi opphav til en langtidsløsning av lønnsrelasjonen på formen

$$0 = \gamma_0 - \gamma_1 (w^K + s^K - p^K - z^K) - \gamma_2 (w^K - w^S) - \gamma_3 (w^K + t - kpi - z^K) - \gamma_4 u \quad (2.6)$$

Ifølge (2.6) vil lønnskostnadsandelen gå ned for gitt relativ lønn og ledighet dersom den realdisponible lønnssummen øker i forhold til bruttoproduktet i  $K$ -sektor. Hvis det overhodet blir tatt hensyn til utviklingen i realdisponibel lønn og relativ lønn på lang sikt

i  $K$ -sektor, kan dette medføre en svekkelse av hensynet til lønnsandelen og konkurransevnen.

Ved å addere likning (2.6) med  $\gamma_3$  ganger lønnsandelen og normere med hensyn på lønnsandelen er vi tilbake til likning (2.2). Vi kan vise at de lineært uavhengige restriksjonene på koeffisientene i (2.6) er representert ved (a) - (d). Når vi ser bort fra at (2.2) er normert med hensyn på lønnsandelen vil de to likningene ha nøyaktig det samme sett av spesialtilfeller. Fire rendyrkede spesialtilfeller er

<b>Hovedkurs</b>	$\gamma_2 = \gamma_3 = \gamma_4 = 0$	$\alpha_1 = \alpha_2 = \alpha_3 = 0$
<b>Lønnsfølger</b>	$\gamma_1 = \gamma_3 = \gamma_4 = 0$	-
<b>Dynamisk skattepolitikk</b>	$\gamma_1 = \gamma_2 = \gamma_4 = 0$	$\alpha_1 = \alpha_3 = 0, \alpha_2 = 1$
<b>Phillipskurve</b>	$\gamma_1 = \gamma_2 = \gamma_3 = 0$	-

For skjermet sektor stiller Nymoen (1990) opp en stasjonær sammenheng av samme type som (2.2). En ekvivalent formulering vil være å bytte om indeksene  $K$  og  $S$  i likning (2.6). Vi blir da stående med det samme sett av spesialtilfeller for  $S$ -sektor som for  $K$ -sektor.

Med prisoverveltning i  $S$ -sektor vil konsumprisene på lang sikt blant annet være en funksjon av lønna i  $S$ -sektor. Vi får et simultant system som knytter sammen lønn i  $K$ -sektor, lønn i  $S$ -sektor og konsumpriser. I hovedkursteorien går årsaksretningen kun en vei; fra  $W^K$  til  $W^S$  og til  $KPI$ . I Nymoen (1990) åpnes det for en tilbakevirkning fra  $W^S$  til  $W^K$ , samt en effekt av  $KPI$  på  $W^K$  og  $W^S$ . Dette gir muligheter for å modellere både en lønns-lønns spiral og pris-lønns spiraler. Modellen er en generalisering av hovedkursteorien, som faller ut som det spesialtilfellet der de nevnte tilbakevirkninger er fraværende.

### 3. Økonometrisk metode

I dette kapitlet vil jeg først gjøre rede for noen statistiske begreper som har vist seg å være nyttige ved modellering av tidsserier. Deretter diskuteres dynamisk spesifisering og modelleringstrategi med vekt på metodologien til David F. Hendry (Hendry og Richard (1983) og Hendry m.fl. (1984)).

#### 3.1 Stasjonære prosesser, integrerte variable og kointegrasjon

En stasjonær stokastisk prosess har konstant og endelig forventning og et sett av kovarianser som er tidsuavhengige. En tidsserie  $X_t$  er med andre ord stasjonær hvis

- (1)  $E(X_t) = \mu$
- (2)  $COV(X_t, X_s) = COV(X_{t-k}, X_{s-k})$  for alle  $s$  og  $k$

Ved å sette  $s = t$  får vi som et spesialtilfelle av (2) at variansen til  $X_t$  er konstant over tid. Kovariansen mellom to observasjoner avhenger bare av avstanden mellom disse observasjonene og ikke av hvor observasjonene er plassert i tidsserien absolutt sett.

Stasjonære variable vil sjelden drive langt bort fra sin forventete verdi, men beveger seg rundt denne med en tilnærmet konstant amplitude. Variable som ikke er stasjonære kan på lang sikt bevege seg svært langt bort fra en gitt startverdi.

En hvit støy variabel  $\varepsilon_t$  er en stasjonær tidsserie med forventning og seriekorrelasjon lik null.  $VAR(\varepsilon_t) = \sigma^2$  og  $E(\varepsilon_t) = COV(\varepsilon_t, \varepsilon_{t-k}) = 0$  for alle  $t$  og alle  $k \neq 0$ .

Betrakt en variabel  $X_t$  som er generert ved

$$X_t = \rho X_{t-1} + \varepsilon_t \quad (3.1)$$

der  $\{\varepsilon_t\}$  er hvit støy. Ved å substituere i (3.1) for  $X_{t-1}$ ,  $X_{t-2}$  og så videre, kan (3.1) omformes til

$$X_t = \varepsilon_t + \rho\varepsilon_{t-1} + \rho^2\varepsilon_{t-2} + \dots \quad (3.2)$$

Hvis momentene av første og andre orden i fordelingen til  $\{X_t\}$  eksisterer, er de gitt ved

$$(1') \quad E(X_t) = 0$$

$$(2') \quad COV(X_t, X_{t-k}) = \rho^k \sigma^2 (1 + \rho^2 + \rho^4 + \dots)$$

Det siste uttrykket konvergerer bare hvis  $|\rho| < 1$ . Dette er da betingelsen for at prosessen er stasjonær. Et sjokk i hvit støy delen av  $X_t$  vil etterhvert som tiden går bli tillagt mindre og mindre vekt. I den datagenererende prosessen virker det krefter som trekker  $X_t$  mot sin forventete verdi. En sier gjerne at stasjonære prosesser har kort hukommelse. Den autoregressive prosessen i (3.1) har kortere hukommelse jo mindre  $|\rho|$  er.

Hvis  $|\rho| > 1$  er  $X_t$  en eksplosiv serie. En innovasjon vil bli tillagt større vekt etterhvert som tiden går. Variansen vil derfor gå mot uendelig når tiden går mot uendelig. Når  $\rho = 1$  kalles prosessen (3.1) en stokastisk gang ("random walk"). Innovasjonene blir ikke glemt etter hvert som tiden går, så heller ikke i dette tilfellet er prosessen stasjonær. Men når  $X_t$  følger en stokastisk gang vil førstedifferensen  $X_t - X_{t-1}$  være stasjonær, siden  $\varepsilon_t$  er hvit støy.

Når  $|\rho| \leq 1$  er  $X_t$  et eksempel på en integrert variabel. En integrert variabel er en variabel som enten er stasjonær eller som kan gjøres stasjonær ved differensiering. En stasjonær variabel er integrert av orden null. En tidsserie  $X_t$  som blir stasjonær etter  $d$  differensieringer er integrert av orden  $d$ , og vi skriver  $X_t \sim I(d)$ . Det viser seg at det er rimelig og fruktbart å betrakte mange økonomiske tidsserier som  $I(0)$  eller  $I(1)$  variable. For eksempel gir norske kvartalsdata støtte til en hypotese om at timelønningene er integrert av første orden, slik at lønnsveksten er stasjonær (Nymoene, (1990)).



La  $V_t$  være en lineær kombinasjon av to integrerte variable  $Y_t$  og  $X_t$ ,

$$V_t = Y_t + aX_t \quad (3.3)$$

Vi kan nå skille mellom fire ulike tilfeller avhengig av tidsserieegenskapene til  $Y_t$  og  $X_t$ ,

- (I)  $Y_t \sim I(0), X_t \sim I(0)$
- (II)  $Y_t \sim I(0), X_t \sim I(1)$
- (III)  $Y_t \sim I(1), X_t \sim I(0)$
- (IV)  $Y_t \sim I(1), X_t \sim I(1)$

I tilfelle (I) vil  $V_t$  være stasjonær. Ved å summere sammen serier med momenter som er endelige og tidsuavhengige får vi en ny serie med momenter som er endelige og tidsuavhengige.

Tilfelle (II) og (III) gir  $V_t \sim I(1)$ , med ett unntak for  $a = 0$  i tilfelle (II). Den endelige variansen i den ene serien vil bli dominert av den uendelige variansen i den andre serien, slik at lineærkombinasjonen har uendelig varians.

I tilfelle (IV) får vi vanligvis at  $V_t \sim I(1)$ . Imidlertid er det mulig at  $V_t \sim I(0)$  for en bestemt parameter  $a = a^*$ . Vi sier da at  $Y_t$  og  $X_t$  er kointegrerte med kointegrasjonsparameter  $a^*$ . Begge de to seriene er ikke-stasjonære, men en lineær kombinasjon er stasjonær. I den datagenererende prosessen virker det krefter som gjør at  $Y_t$  og  $X_t$  ikke kan drive for langt fra hverandre. Konstanten  $a^*$  er slik at de lavfrekvente tidsseriekomponentene til  $Y_t$  og  $X_t$  opphever hverandre.

En vektor av variable  $X_t$  sies å være kointegrert av orden  $d, b$ , og vi skriver  $X_t \sim CI(d, b)$  hvis

- (i) hvert element i  $X_t$  er  $I(d)$ , og
- (ii) det eksisterer en vektor  $\alpha \neq 0$  slik at  $v_t = \alpha' X_t$  er  $I(d - b)$ , hvor  $b > 0$

$\alpha$  kalles en kointegrasjonsvektor.

Når  $d - b = 0$  kan kointegrasjon betraktes som en statistisk basert likevektssammenheng. Vi observerer at to eller flere variable over lengre tid står i et bestemt forhold til hverandre. Selv om hver variabel har en trend, eksisterer det en lineær kombinasjon av variablene som er stasjonær.

Teoretiske modeller kan ofte tolkes som utsagn om at variable er kointegrerte. For eksempel kan hovedkursteorien tolkes dithen at lønnsandelen er stasjonær, og at lønna dermed kointegrerer med arbeidsgiveravgift, produktpris og produktivitet med elastisiteter lik 1 i tallverdi. Med den notasjonen vi har innført (jfr (2.2)) får vi hypotesen

$$w_{Kt} + s_{Kt} - p_{Kt} - z_{Kt} = v_t, \quad v_t \sim I(0) \quad (3.4)$$

Mer generelt kan likevektsløsningen for et sett av variable karakteriseres ved at en lineær restriksjon av typen  $\alpha'X_t = 0$  er oppfylt.  $v_t = \alpha'X_t$  blir da avviket fra likevekt. Men hvis  $v_t$  viser seg å være en ikke-stasjonær variabel må den antatte likevektsløsningen være misvisende eller ufullstendig, siden det ikke er noen tendens til at systemet trekkes mot likevekt når  $v_t \neq 0$ .

Anta nå at noen ønsker å estimere en enkel regresjonsmodell av typen

$$Y_t = cX_t + U_t \quad (3.5)$$

der  $Y_t$  og  $X_t$  er integrerte variable. Hvis denne modellen skal være meningsfull må det være et minstekrav at  $U_t \sim I(0)$ . Hvis  $U_t$  er ikke-stasjonær er den uforklarte variasjonen i restleddet svært stor og det er klart at  $U_t$  fanger opp systematikk som følge av at modellen er feilspesifisert. Fra diskusjonen av (3.3) vet vi at i tilfelle (IV) vil  $U_t$  være ikke-stasjonær dersom  $Y_t$  og  $X_t$  ikke kointegrerer. Uansett hvilket estimat OLS gir på parameteren  $c$ , så blir residualene ikke-stasjonære når det ikke eksisterer noen kointegrasjonsparameter. Siden dette gjelder for alle sampelstørrelser må  $U_t \sim I(1)$ . Det samme gjelder i tilfelle (III). En stasjonær serie med endelig varians kan ikke forklare utviklingen i en ikke-stasjonær serie med uendelig varians. OLS-estimatoren til  $c$  vil derfor konvergere mot null i sannsynlighet, og vi får  $U_t = Y_t \sim I(1)$ .

I tilfelle (I) er  $U_t$  nødvendigvis stasjonær, og  $c$  kan estimeres konsistent dersom modellen ikke er feilspesifisert i form av utelatte variable, utelatt dynamikk og så videre. I tilfelle (II) vil OLS-estimatoren for  $c$  konvergere mot null i sannsynlighet, ettersom en serie med uendelig varians ikke kan forklare utviklingen i en serie med endelig varians.  $U_t$  er stasjonær bare fordi venstresidevariabelen  $Y_t$  er stasjonær. Modellen forklarer ikke noe av variasjonen i  $Y_t$ .

I tilfelle (IV) med kointegrerte variable vil OLS-estimatoren for  $c$  være et konsistent anslag på kointegrasjonsparameteren  $-a^*$  (Stock, 1987). Siden minste kvadraters metode minimerer summen av kvadrerte residualer vil OLS-estimatoren for  $c$  asymptotisk gå mot  $-a^*$  slik at residualene blir stasjonære. Alternativet er at residualene asymptotisk sett er  $I(1)$ , men dette vil i store sampel gi en større kvadratsum enn  $I(0)$  residualer. Det er derfor intuitivt rimelig at OLS-estimatoren konvergerer mot  $-a^*$ .

Alt i alt kan vi konkludere med at hvis venstresidevariabelen er stasjonær, så vil OLS alltid gi en stasjonær residual prosess i store sampel, og restleddet må være stasjonært. Hvis venstresidevariabelen er ikke-stasjonær, så vil restleddet være stasjonært hvis og bare hvis en eller flere av regressorene kointegrerer med venstresidevariabelen.

### 3.2 Feiljusteringsmodellen

Et problem med statiske modeller som (3.5) er at de ikke tar hensyn til at det kan være tilpasningstreggheter i økonomien. Det er for eksempel grunn til å tro at det er tilpasningstreggheter i lønnsdannelsen. Dette har blant annet sammenheng med at lønninger i stor grad er avtalefestet. Det tar tid og er kostnadskrevende å reforhandle kontrakter, og aktørene kan ha adaptive forventninger. For å fange opp slike tregheter må den empiriske modellen få en dynamisk utforming.

For å unngå å få skjeve estimatorer på grunn av utelatt dynamikk, er det fornuftig å ta utgangspunkt i en mest mulig generell dynamisk spesifikasjon. En autoregressiv distribuert lag (ADL) modell er en generell spesifikasjon som har følgende utseende i tilfellet med to variable og to lag

$$Y_t = \alpha + b_0 X_t + b_1 X_{t-1} + b_2 X_{t-2} + c_1 Y_{t-1} + c_2 Y_{t-2} + \varepsilon_t \quad (3.6)$$

Anta at  $Y_t$  og  $X_t$  er  $I(1)$  variable. Da vil autokorrelasjonskoeffisientene for  $Y_t$  og  $X_t$  ofte være nær 1, og OLS vil i så fall gi uskarpe estimater for parametrene i (3.6) på grunn av kollinearitet i regressorene. Det er derfor naturlig å forsøke å reparametrisere modellen slik at vi får en modell med lav korrelasjon mellom høyresidevariablene (Hendry m.fl. (1984) og Gilbert (1986)). Likning (3.7) er en slik reparametrisering

$$\Delta Y_t = \alpha + \beta_0 \Delta X_t + \beta_1 \Delta X_{t-1} + \mu_1 \Delta Y_{t-1} + \theta X_{t-1} + \gamma Y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (3.7)$$

$\Delta$  er differensoperatoren.

Sammenhengen mellom parametrene i (3.5) og (3.6) er gitt ved

$$\beta_0 = b_0, \quad \beta_1 = -b_2, \quad \mu_1 = -c_2, \quad \theta = b_0 + b_1 + b_2, \quad \gamma = c_1 + c_2 - 1$$

(3.7) er et eksempel på en feiljusteringsmodell ("error correction model"). Feiljusteringsmodeller er kjennetegnet ved at differenser og laggete nivåvariable kombineres i samme modell. De laggete nivåvariablene korrigerer for forrige periodes avvik fra en antatt likevektssammenheng. Derav navnet feiljustering. Modellen har vist seg å ha mange fordelaktige egenskaper.

En fordel med (3.7) i forhold til (3.6) er at parametrene er forholdsvis enkle å tolke økonomisk.  $\beta_0$  er den umiddelbare effekten på  $Y$  av økt  $X$ . Langtidseffekten er lik  $-\theta/\gamma$ , som igjen er lik kointegrasjonsparameteren  $a^*$  hvis  $Y_t$  og  $X_t$  er  $I(1)$  variable.  $\gamma$  måler hastigheten i feiljusteringen mot likevekt. De øvrige parametrene er med på å bestemme forløpet av den dynamiske prosessen ved eksogene skift.

Når  $Y_t$  og  $X_t$  er  $I(1)$  variable, blir førstedifferensene per definisjon  $I(0)$ . Korrelasjonen mellom nivåvariable og differensierte variable er som regel nær null, fordi de differensierte variablene svinger rundt sin forventete verdi med høy frekvens, mens nivåvariablene har et mye glattere forløp. Differensierte variable vil heller ikke være så kraftig autokorrelerte som nivåvariable. Den innbyrdes korrelasjonen mellom de differensierte variablene er vanligvis også lav. Kollineariteten i feiljusteringsmodellen begrenser seg med andre ord til korrelasjon mellom nivåvariablene, som vil være sterkt korrelerte dersom de kointegrerer. Likevel er spesifikasjonen i (3.7) like generell og fleksibel som (3.6), siden det dreier seg om en reparametrisering. Alle spesialtilfeller av ADL-modellen vil også være et spesialtilfelle av feiljusteringsmodellen.

Feiljusteringsmodellen gir mulighet til å modellere likevektsløsninger, og har dermed god tilknytning til økonomisk teori. Anta at  $Y_t$  og  $X_t$  er  $I(1)$  variable. Anta videre at det eksisterer en likevektssammenheng mellom  $Y_t$  og  $X_t$  og at  $\theta \neq 0$  og  $\gamma \neq 0$ , slik at de to variablene kointegrerer. Venstresidevariabelen  $\Delta Y_t$  er stasjonær, og da vil minste kvadraters metode sikre at residualene blir stasjonære i store sampel, slik at restleddet i feiljusteringsmodellen er stasjonært. OLS-estimatoren for langtidsparameteren i (3.7) vil da tilfredsstille

$$plim \frac{\hat{\theta}}{\hat{\gamma}} = a^* \quad (3.8)$$

der  $\hat{\theta}$  og  $\hat{\gamma}$  er OLS-estimatorer for  $\theta$  og  $\gamma$ , og  $a^*$  er kointegrasjonsparameteren. Det eneste alternativet til (3.8) som er forenlig med at restleddet er stasjonært, er det tilfellet hvor

$$plim \hat{\theta} = plim \hat{\gamma} = 0 \quad (3.9)$$

Men (3.9) impliserer at  $\hat{\theta}$  og  $\hat{\gamma}$  er inkonsistente, siden vi har forutsatt at  $\theta \neq 0$  og  $\gamma \neq 0$ . Vi vet imidlertid at restleddet er stasjonært, og dersom det heller ikke er autokorrelasjon i restleddet, målefeil i variablene eller brudd på eksogenitetskrav i (3.7), må OLS-estimatorene være konsistente for alle parametrene i likningen. Det kan vises at  $\hat{\theta}$  og  $\hat{\gamma}$  er konsistente selv om restleddet er seriekorrelert, det er stasjonære målefeil i variablene og ikke alle regressorene i (3.7) er svakt eksogene (Stock (1987), Nymoen (1991b)). (3.8) er dermed det eneste resultat som ikke leder til en motsigelse.

Anta nå at  $Y_t$  og  $X_t$  ikke kointegrerer. Dette medfører  $\theta = \gamma = 0$ . Det eneste logiske i dette tilfellet er at (3.9) må gjelde. Alt annet ville ha gitt asymptotisk ikke-stasjonære residualer. Altså en selvmotsigelse, siden vi vet at restleddet er stasjonært.

### 3.3 Modelleringsstrategi

Selv om feiljusteringsmodellen har mange fordeler sammenliknet med andre parametriseringer og mer restriktive spesifikasjoner, er det ikke dermed sagt at (3.7) ikke kan være feilspesifisert. Svakheter ved (3.7) kan blant annet være at det er tatt med for få lag eller at variable i kointegrasjonsvektoren for den datagenererende prosessen er utelatt. På den annen side er det ønskelig at den økonometriske modellen skal være forholdsvis enkel og inneholde få parametre. En modell med mange parametre i forhold til antall observasjoner vil gi få frihetsgrader og uskarpe estimater. Økonometrikeren tvinges i praksis til å velge mellom skjevhet som følge av utelatte variable og upresise estimater på grunn av at modellen inneholder mange parametre.

I metodologien til David F. Hendry (se Gilbert (1986) og Pagan (1987)) tar en utgangspunkt i at den datagenererende prosessen (den simultane sannsynlighetsfordelingen til sampeldataene) er ukjent. Økonomier er kompliserte organisasjoner, og dette vil gjenspeile seg i en komplisert datagenererende prosess. De modellene som økonometrikeren er henvist til å lage må derfor i praksis bli sterke forenklinger av den datagenererende prosessen. En bør likevel forsøke å lage modeller som er teoretisk konsistente med informasjonen i sampeldata. Slike modeller kan være adekvate og nyttige for bestemte formål. Hvis det er åpenbart at modellen ikke kan ha generert dataene, er den åpen for konstruktive forbedringer.

Siden den datagenererende prosessen er ukjent, bør en ikke starte med å postulere at en bestemt teorimodell er korrekt, for så å lete etter en empirisk modell som er konsistent med teorien. Det vil være mer fruktbart å ta utgangspunkt i en mest mulig generell spesifikasjon som omfavner flere konkurrerende teorier. Variabellisten inneholder ideelt sett alle de variable som kan tenkes å være relevante for det fenomenet en ønsker å forklare. Hvis det ikke finnes gode operasjonaliseringer og pålitelige data for alle disse variablene, er det fare for skjevheter i estimatene på grunn av utelatte variable og målefeil.

I modelleringen av tidsseriedata tar vi utgangspunkt i en generell dynamisk modell av ADL-typen. På kvartalstall kan det være hensiktsmessig å ta med opp til 5-6 lag av hver av forklaringsvariablene og venstresidevariablen. Modellen reparametriseres slik at den kommer på feiljusteringsform. Dette er helt analogt med transformasjonen fra (3.6) til (3.7).

Framgangsmåten vil nå være å forenkle modellen helt til en får en modell med få parametre. Forenklingen skjer ved hjelp av nullrestriksjoner og andre lineære restriksjoner. Kravet er at ingen av reduksjonene skal bli forkastet av de relevante t-tester og F-tester. Ugyldige restriksjoner vil ofte føre til at residualene får uønskete egenskaper. Dette kriteriet gir imidlertid i seg selv liten veiledning i valget mellom ulike restriksjoner på ulike tidspunkt i reduksjonsprosessen.

Ved estimering av feiljusteringsmodellen ønsker vi både å finne fram til langtidsløsningen i form av en kointegrasjonsvektor, samtidig som vi modellerer korttidsdynamikken. I den generelle spesifikasjonen er det få frihetsgrader og estimatene blir uskarpt bestemt. Når en også tar i betraktning at nivåvariablene gjerne er sterkt korrelerte - særlig hvis de kointegrerer - innser en at forsøk på å trekke slutninger om para-

metre i nivådelen av modellen på et tidlig stadium av modelleringen, kan gi tester med lav styrke. Siden modellen bare gir mening hvis  $I(1)$  variablene kointegrerer, er det fornuftig å starte med å legge restriksjoner på parametre knyttet til  $I(0)$  variablene først. Disse variablene er tilnærmet ukorrelerte med  $I(1)$  variablene. Hvis en  $I(0)$  variabel feilaktig blir utelatt vil dette i liten grad bidra til skjevhet i anslagene på parametrene i nivådelen av regresjonslikningen. Det kan vises at estimatorene for kointegrasjonsparametrene er konsistente selv i en statisk likning (Stock, (1987)), der all dynamikk representert ved differensierte og laggete variable er utelatt. Av hensyn til skjevheten i endelige sampl på grunn av utelatt dynamikk i statiske modeller bør en likevel estimere kointegrasjonsvektorer fra dynamiske modeller (Banerjee m.fl. (1986)).

Vi starter altså med å legge nullrestriksjoner på parametre knyttet til stasjonære variable. Dette er i første rekke variable på differensform og dummyvariable. Eksklusjonsrekkefølgen bestemmes ved at vi utelater de variable som har koeffisienter med lavest  $t$ -verdi først. Når flere koeffisienter har omtrent like lav  $t$ -verdi, legger en først en nullrestriksjon på den koeffisienten som er nærmest null. Etterhvert som antall koeffisienter går ned, øker  $t$ -verdiene på de gjenværende estimatene. Det er derfor naturlig å slutte med å legge nullrestriksjoner på korttidsdynamikken når alle de tilhørende koeffisienter har  $t$ -verdier over en viss grense. En kan så gå over til å teste ulike restriksjoner på nivåparametrene i likningen.

I feiljusteringsmodellen er langtidseffekten av en variabel gitt ved forholdet mellom to parametre. I (3.7) er dette forholdet lik  $-\theta/\gamma$ . Hvis  $\hat{\gamma}$  er signifikant forskjellig fra null, er det feiljustering i modellen. Da må  $Y_t$  og  $X_t$  kointegrere, og estimatet på langtidsparameteren  $-\theta/\gamma$  vil normalt være signifikant forskjellig fra null.  $T$ -verdien for effekten av en lagget nivåvariabel er en test for den øyeblikkelige effekt av den laggete nivåvariabelen på venstresidevariabelen.  $T$ -verdien til  $\hat{\theta}$  i (3.7) er forskjellig fra  $t$ -verdien til  $-\hat{\theta}/\hat{\gamma}$ , se Bårdsen (1989).

Når det inngår flere enn to variable i nivådelen av likningen og  $\gamma \neq 0$ , kan det tenkes at en eller flere av parametrene i kointegrasjonsvektoren er null. Ved testing av slike hypoteser bør en ta i betraktning at det å pålegge nullrestriksjoner kan lede til at nivåvariablene ikke kointegrerer. Det kan derfor argumenteres for å bruke en noe høyere signifikanssannsynlighet enn vanlig. Den samme tankegangen kan gjøres gjeldende ved testing av andre lineære restriksjoner på parametre i nivådelen av likningen. På den andre siden kan det være sterke teoretiske grunner til å tro på en bestemt restriksjon. Dessuten kan kollineariteten i nivådelen gjøre det vanskelig å lage en enkel modell med få parametre dersom vi stiller for høye krav til styrken i testene.

Etter å ha foretatt reduksjoner på langtidsdelen av modellen kan en pålegge noen flere restriksjoner på parametre knyttet til de stasjonære variablene. For å utnytte sampl-informasjonen best mulig kan en nå benytte annet enn eksklusjonsrestriksjoner, som for eksempel at summen eller differensen av to parametre er lik null. Av hensyn til tolkningen av koeffisientene er det ikke tilrådelig å kombinere førstedifferenser med dummyer eller stasjonære variable med nivåvariable ved lineære restriksjoner. Hensikten med de lineære restriksjonene på korttidsdelen er først og fremst å redusere antall parametre i modellen. Reduksjoner i nivådelen av modellen har det videre siktemål å

finne enkle kointegrerende sammenhenger og teste restriksjoner fra økonomisk teori, for å få et bilde av langtidsløsninger og likevektssammenhenger i økonomien.

Vi har her prøvd å antyde noe i retning av en kokebokoppskrift for dynamisk modellering (se også Naug (1990)). Det vil imidlertid alltid oppstå problemer som må løses ved bruk av skjønn. Det er for eksempel ikke uvanlig å finne signifikante estimater med motsatt fortegn av det som teorien skulle tilsi, eller at en koeffisient er urimelig stor i tallverdi. Av og til kan det være vanskelig å komme på noen bedre løsning enn å sette disse koeffisientene lik null. Men når det gjelder korttidodynamikken og differensierte variable er det som regel best å holde seg til gyldige reduksjoner fordi teorien først og fremst omhandler langtidsløsningen. Dessuten er det ofte vanskelig å danne seg et nøyaktig bilde av den dynamiske prosessen ved eksogene skift uten å ha simulert slike skift i modellen. Dette blir dermed en integrert del av modellvalgprosessen.

Den siste fasen i modelleringen er modellevaluering. I en slik evaluering er det mulig å benytte ulike metoder som rekursiv estimering, virkningsberegninger, tester for kointegrasjon og en rekke andre testobservatorer. Ved rekursiv estimering finner en ut hvordan estimatene endrer seg over tid ved å endre på estimeringsperioden. Ved virkningsberegninger får en beregnet interimsmultiplikatorer som viser hvordan eksogene skift påvirker den endogene variabelen etter at et visst antall perioder er gått. For en diskusjon av tester for kointegrasjon, se Naug (1990). En mer uformell metode er å plote lineære kombinasjoner av variable, for å vurdere tidsserieegenskapene.

Hendry og Richard (1983) har stilt opp følgende kriterier for modellevaluering:

- (A) Det må være prinsipielt mulig at modellen har generert dataene
- (B) Modellen må være konsistent med minst én økonomisk teori
- (C) Regressorene bør oppfylle relevante eksogenitetskriterier
- (D) Parameterestimatene må være stabile over tid
- (E) Residualene må ikke vise systematikk i form av autokorrelasjon, heteroskedastisitet eller ikke-normalitet
- (F) Modellen bør være minst like god som rivaliserende modeller for samme fenomen

For en nærmere diskusjon, se Gilbert (1986). I arbeidet med lønnsrelasjonene er det ikke lagt vekt på å teste for kriteriene (C) og (F). Eksogenitetskravet er imidlertid søkt ivaretatt ved bruk av instrumentvariable. Krav (A) og (B) er blitt tatt hensyn til i forbindelse med spesifikasjon og modellering. Krav (D) og (E) er søkt ivaretatt ved bruk av rekursive estimeringer og ulike diagnostiske tester.

## 4. Nærmere om analyseopplegget

Før en går i gang med modelleringsarbeidet, må en ta stilling til en rekke spørsmål; som valg av forklaringsvariable, aggregering, data, dynamisk spesifikasjon, funksjonsform og estimeringsmetode.

I kapittel 2 er det gjort rede for relevante forklaringsfaktorer. Disse suppleres med dummyvariable for sesong og spesielle historiske og institusjonelle forhold. For eksempel blir det avholdt hovedoppgjør bare annet hvert år, og det kan tenkes at tilleggene er større i hovedoppgjør enn i mellomoppgjør. Det er også rimelig å anta at lønns- og prisstoppen i 1978 og 1979 og lønnslovene i 1988 og 1989 virket dempende på lønnsveksten. I 1990 fikk man et uvanlig sesongmønster for timelønna i industrien, fordi tariff tillegg for 2. kvartal ble etterbetalt i 3. og 4. kvartal. For en gjennomgang av institusjonell struktur i norske lønnsoppgjør, se Rødseth og Holden (1989) og Strøm m.fl. (1988).

Det er mulig å splitte lønnsveksten i tariff tillegg som er gitt i sentrale oppgjør og lønns glidning som er forhandlet fram lokalt. Lønnsrelasjonene som rapporteres her gjelder samlet lønnsvekst. Tidligere empiriske arbeider tyder på at det er lite å hente ved å estimere lønns glidning og tariff tillegg separat (Bowitz, 1987).

På grunn av dårlige data for primær næringer, raffinering og sjøfart, forsøker jeg ikke å modellere lønnsdannelsen i disse sektorene. De særegne forholdene i oljesektoren tilsier at denne bør holdes utenfor i aggregeringen. Et unntak gjelder for alternativ lønnsbegrepet, der lønna i oljesektoren må tas i betraktning ved en vurdering av hvilken lønn som kan oppnås utenfor en sektor.

I lys av hovedkursteorien er det naturlig å skille ut og aggregere sammen de konkurranseutsatte sektorer i økonomien. Jeg har valgt å definere  $K$ -sektor som industri og bergverk eksklusive oljesektoren og raffinering.

Resten av økonomien blir delt i en skjermet privat sektor og offentlig forvaltning. Privat skjermet sektor ( $S$ -sektor) består av virksomheter innen bygg og anlegg, bank og forsikring, elektrisitetsproduksjon, samferdsel, varehandel, bolig tjenester og annen privat tjenesteyting. Offentlig forvaltning ( $O$ -sektor) omfatter forsvar, kommunal og statlig undervisning, helsetjenester og annet.

Data er i hovedsak hentet fra Kvartalsvis Nasjonalregnskap (KNR). Nedenfor følger en liste over de viktigste variablene i analysen med tilhørende datadefinisjoner og kilder:

$W^j$	Utbetalt lønn per timeverk for lønnstakere i sektor $j$ , $j = (K, S, O)$ . Kilde: KNR
$AW^j$	Utbetalt lønn per timeverk i aggregatet av oljesektoren og øvrige sektorer utenom sektor $j$ , $j = (K, S, O)$ (Primær næringer, raffinering og sjøfart er ikke inkludert). Kilde: KNR
$AWT^j$	Et veid gjennomsnitt av lønn i andre sektorer og ledighetstrygd sektor $j$ , $j = (K, S, O)$ (se definisjon nedenfor)
$KPI$	Den offisielle konsumprisindeksen
$PYF^j$	Brutto faktorinntekt deflator for sektor $j$ , $j = (K, S)$ . Kilde: KNR
$S^j$	Sats for arbeidsgiveravgift i sektor $j$ , $j = (K, S)$ Kilde: KNR



- TG* Formell gjennomsnittlig direkte skattesats for enslig lønnstaker med industriarbeiderlønn og standardfradrag. Kvartalsverdiene er satt lik den tilhørende årsverdien. Kilde: Lindquist og Sannes (1989)
- TM* Formell marginalsatt for enslig lønnstaker med industriarbeiderlønn og standardfradrag. Kvartalsverdiene er satt lik den tilhørende årsverdien. Kilde: Lindquist og Sannes (1989)
- Z<sup>j</sup>* Bruttoprodukt per timeverk i sektor  $j, j=(K,S)$ . Kilde: KNR
- H<sup>j</sup>* Normalarbeidstid per kvartal i sektor  $j, j = (K,S,O)$  Ved kvartalsfordelingen er det tatt hensyn til at arbeidstidsforkortelsene i 1968 og 1976 ikke ble innført i 1. kvartal. Ellers er det antatt at justeringer av arbeidstida slo ut fra 4. til 1. kvartal. Kilde: KVARTS-databanken
- U* Ledighetsprosent. Kilde: Arbeidskraftundersøkelsen (AKU). Før 1972 brukes den registrerte ledigheten justert opp til et AKU-ekvivalent nivå.
- Dk* Kvartalsdummy med verdi 1 i  $k$ -te kvartal, -1 i 4. kvartal og 0 ellers ( $k=1,2,3$ )
- DBk* Dummy med verdi lik  $Dk$  før 1978 og verdi 0 ellers ( $k=1,2,3$ ). Disse dummyene brukes for å fange opp effekten av at sesongmønsteret i KNR kan ha endret seg på grunn av ulike beregningsmetoder før og etter 1978
- DO* Dummy for lønnsoppgjør. Verdi lik -0,5 i 2. kvartal i år med mellomoppgjør, 0,5 i 2. kvartal (3. kvartal i 1990) i år med hovedoppgjør og 0 ellers. Dummyen måler effekten av oppgjørstype
- DWS1* Dummy for lønnsstopp 12. september 1978 til 1. januar 1990. Verdi 0,3 i 3. kvartal 1978, 1 fra 4. kvartal 1978 til 4. kvartal 1979 og 0 ellers
- DUT1* Dummy for gjeninnhenting etter lønnsstopp i 1978 og 1979. Kvartalsverdier i 1980 er 1, 3, 1 og 0,3. Ellers lik 0
- DWS2* Dummy for lønnslovene 2. kvartal 1988 til 1. kvartal 1990. Verdi lik 1 i de nevnte kvartaler, 0 ellers
- D90* Dummy for etterbetaling av tariff tillegg i 1990. Lik -1 i 2. kvartal 1990, 0,7 i 3. kvartal, 0,3 i 4. kvartal og 0 ellers.

Alternativlønnsvariabelen  $AW^j$  fanger ikke opp ledighetstrygden som alternativ til lønna i sektor  $j$ . For å korrigere for dette defineres variabelen

$$AWT_t^j = \frac{100-U_t}{100} AW_t^j + \frac{U_t}{100} 0.624 W_{t-4}^j \frac{1-TG_t}{1-TM_t} \quad (4.1)$$

$AWT_t^j$  er et veid gjennomsnitt av lønn i andre sektorer og ledighetstrygd i sektor  $j$ , med sysselsettingsraten og ledighetsraten som vekt. Regelverket er utformet slik at trygden blir proporsjonal med fjorårets lønnsnivå. 62.4% er kompensasjonsgraden for alle med årsinntekt mindre enn 6 ganger grunnbeløpet i folketrygden. Den siste brøken korrigerer for at progressiv beskatning reduserer ulempen ved å gå på dagpenger. Fordi vi ikke har

data for gjennomsnittlige skattesatser for dagpengemottakere, måler vi progressiviteten i skattesystemet på grunnlag av gjennomsnittlig og marginal skattesats for lønnstakere i industrien. I lønnsrelasjonene i avsnitt 5 inngår  $aw^j$  på nivåform, mens  $aw^j$  inngår på endringsform. Siden  $\Delta aw^j$  er svært høyt korrelert med  $\Delta aw^j$  vil ikke dette ha noen praktisk betydning bortsett fra at vi sparer noen frihetsgrader ved å bruke  $\Delta aw^j$ .

For en mer utførlig diskusjon av definisjoner vises til Stølen (1993). Kvartalsdummyene er definert slik at konstantleddet kan tolkes som gjennomsnittlig konstantledd over året, se Bowitz (1989).

Begrunnelsen for å bruke AKU-ledigheten i stedet for den registrerte ledigheten er at den registrerte ledigheten påvirkes av tilbøyeligheten til å registrere seg som ledig og av institusjonelle endringer i trygdeordninger, for eksempel ved endret lengde på maksimal periode med dagpenger.

I empiriske arbeider på norske data forekommer det flere forskjellige definisjoner av prisvariabelen i konkurranseutsatt sektor, avhengig av hvordan  $P^K$  i likning (2.2) operasjonaliseres. En variant er å bruke industriens konkurransepris målt ved en importprisdeflator (Nymoens (1990) og Stølen (1990)). Andre varianter er å bruke produktprisen målt ved en implisitt brutto faktorinntektdeflator (Johansen (1991b), Rødseth og Holden (1989)). Lønnsandelen blir da definert som lønnskostnadens andel av brutto faktorinntekten. Valg av definisjon ser ut til å ha konsekvenser for tidsserieegenskapene til prisvariabelen. Resultatene til Nymoens (1990) tyder på at lønnskostnader per produsert enhet deflatert med prisindeksen på konkurrerende produkter (importpriser) kointegrerer med pris- og skattekilens, jamfør likning (2.2). Med sine definisjoner av prisvariabelen finner Johansen (1991b) og Rødseth og Holden (1989) at lønnsandelen er stasjonær. I et forhandlingsteoretisk perspektiv er det brutto faktorinntektdeflatoren som er det mest relevante prisbegrepet, siden faktorinntekten kan disponeres til fordeling mellom eiere og lønnstakere. Definisjonen er også overførbart til privat skjermet sektor ( $PYF^S$ ). Hovedvekten i den økonometriske analysen vil derfor bli lagt på modellering av lønnsrelasjoner med brutto faktorinntektdeflatoren som produktprisvariabel.

Lønnsandelen i offentlig sektor er ikke veldefinert. På grunn av verdsettingsproblemer er det ikke mulig å finne noe godt mål på produktiviteten i offentlig sektor. Arbeidsgiveravgift og offentlig prissetting (i den grad dette kan måles) er teoretisk sett lite relevante forklaringsvariable i en lønnsrelasjon for offentlig sektor. En står da igjen med alternativlønn, konsumpriser, normalarbeidstid, inntektsskatt, arbeidsledighet og dummyer som forklaringsvariable.

For å beregne disponibel lønn og progressiviteten til inntektsskatten bruker vi skattesatsene  $TG$  og  $TM$  også i de to skjermete sektorene. Dette er formelle skattesatser som vil være høyt korrelert med tilsvarende satser i sektor  $S$  og  $O$ , så lenge myndighetene ikke diskriminerer mellom sektorene. Datadefinisjonene er ellers de samme i de tre sektorene.

Enkelte teoretisk relevante variable er ikke representert i variabellisten over. Den gjennomsnittlige arbeidsproduktiviteten  $Z^j$  er som før nevnt ikke noen dekkende definisjon

verken av grenseproduktiviteten eller av teknisk framgang. Det er likevel vanlig å bruke denne variabelen i empiriske studier, siden den inngår naturlig i definisjonen av lønnsandelen. Grenseproduktivitet og teknisk framgang er vanskelig å måle.

Stølen (1993) finner at det er usikkert om langtidsledigheten har noen betydning for lønnsdannelsen. Johansen (1991a) finner også at korttidsledigheten har en sterkere lønnsdempende effekt enn langtidsledigheten. Langtidsledigheten foreligger som årsdata, men for vårt formål er det nødvendig å konstruere et kvartalsmønster, for eksempel ved å bruke samlet ledighet som fordelingsnøkkel. Men da er det nok like greit å satse på at effekten fanges opp av lagget ledighetsprosent.

Feiljusteringsmodellen slik den er beskrevet i kapittel 3, danner basis for den dynamiske spesifikasjonen av lønnsrelasjonene. Variablene inngår stort sett log-lineært i likningene. Når venstresidevariabelen er en log-transformasjon av lønna kan parametrene i modellen tolkes som elastisiteter. Spesifikasjonen forutsetter altså at elastisitetene er konstante over tid. Et unntak fra logaritmeformen gjøres for ledighetsprosenten. Resultatene til Johansen (1991a) og Stølen (1993) tyder på at en invertert kvadratisk form av ledigheten gir bedre føyning og parameterstabilitet. Det kan imidlertid være en svakhet hos Stølen at testingen tar utgangspunkt i en Phillipskurvemodell som sannsynligvis er feilspesifisert.

Som estimeringsmetode benyttes to trinns minste kvadraters metode. Laggete variable er predeterminerte, så i feiljusteringsmodellen er det bare ulaggete førstedifferenser på høyresiden som kan gi opphav til simultanitetsskjevhet. Lønnsatsene, konsumprisen og brutto faktorinntektdeflatoren regnes som endogene i analysen. De øvrige variablene betraktes som eksogene. I første trinn estimeres likninger for alternativlønninger, konsumpris og faktorinntektdeflator. I andre trinn brukes de predikerte seriene fra første trinn som instrumenter i modelleringen av lønninger i sektor  $K$ ,  $S$  og  $O$ .

## 5. Empirisk modellering

### 5.1 Lønnsdannelse i industrien ( $K$ )

I den generelle spesifikasjonen<sup>2</sup> uten restriksjoner på langtidsløsningen er det en kombinasjon av gale fortegn og uskarpe og til dels ikke-signifikante estimater på koeffisienter for de laggete nivåvariablene. Estimeringene viser at koeffisienten for nivået på normalarbeidstiden enten er null eller har galt fortegn. Vi velger å pålegge en nullrestriksjon<sup>3</sup>. Det vil si at endringer i normalarbeidstiden ikke har noen langsiktig (direkte) effekt på lønnsnivået, jamfør Nymoens (1990).

Effekten av inntektsskattesatsen er ikke signifikant forskjellig fra null på lang sikt. På den annen side kan vi heller ikke forkaste en teoribasert hypotese om at skatte- og kon-

<sup>2</sup> I modelleringen ble det prøvd ut flere variable enn det som framgår av variabellisten i kapittel 4, som importprisdeflator for konkurrerende industrivarer, langtidsledigheten, antall sysselsatte i industrien, bruttoproduktet til oljesektoren som andel av BNP og realdisponibel inntekt for Norge. En foreløpig konklusjon var at disse ikke bidro noe særlig til å forklare lønnsdannelsen.

<sup>3</sup> For å teste slike restriksjoner burde vi strengt tatt bruke kritiske verdier i henhold til Bårdsen (1989). For enkelhets skyld bruker jeg de vanlige  $t$ - og  $F$ -verdiene når disse er svært lave.

sumprisendringer virker symmetrisk. Vi velger derfor å pålegge at elastisitetene for inntektsskatter og konsumpriser skal være like på lang sikt, jamfør restriksjon (c) på side 11. Effekten av endringer i arbeidsgiveravgiften på lang sikt har riktig fortegn, men er uskarpt bestemt. Vi finner støtte for teorirestriksjon (b) på side 11, slik at elastisitetene av arbeidsgiveravgiften og brutto faktorinntektdeflatoren blir like på lang sikt. I tillegg pålegges homogenitetsrestriksjonen (a) på side 11. Lønnsrelasjonene skal inngå i Statistisk sentralbyrås kvartalsmodell KVARTS. Her er konvensjonen at relasjonene bør være homogene i priser og lønninger, fordi en ellers lett kan få urimelige effekter ved prediksjon og skiftberegninger. I en modell uten nominell homogenitet vil relative priser avhenge av det nominelle forløpet i økonomien.

Vi prøver først ut en spesifisering der vi også pålegger restriksjon (e) på side 12. Det vil si at stasjonærløsningen blir en sammenheng mellom lønnskostnadsandel, relativ lønn, realdisponibel lønn og ledighet, jamfør likning (2.5). Dette gir enn lønnsrelasjon hvor alle nivåleddene har signifikante koeffisienter, men koeffisienten for lagget nivå av realdisponibel lønn har galt fortegn. Av figur 5.2 og 5.3 på side 29 ser vi at både relativ lønn og realdisponibel lønn i *K*-sektor er voksende over tid. Trenden er særlig markant for realdisponibel lønn. Av figur 5.1 og 5.3 ser vi også at både lønnsandel og realdisponibel lønn øker kraftig på midten av 1970-tallet. Hvis to variable med voksende trend kointegrerer må parametrene i kointegrasjonsvektoren ha ulikt fortegn. Det at koeffisienten for realdisponibel lønn får galt fortegn kan altså tolkes som at realdisponibel lønn kointegrerer med andre variable med positiv trend. Ut fra økonomisk teori gir det ikke mening å forklare økt relativ lønn eller økt lønnsandel med at den realdisponible lønna har økt. Vi ledes derfor til å forkaste denne spesifiseringen.

Istedet for restriksjon (e) pålegger vi nå restriksjon (d) på side 11, som sier at elastisiteten av  $W^k$  med hensyn på  $Z^k$  er lik summen av elastisitetene av  $W^k$  med hensyn på  $PYF^k$  og  $KPI$ . Dette tilsvarener en spesifisering av langtidsløsningen som i likningene (2.2) og (2.6). Ved estimering gir dette riktig fortegn på koeffisienter for nivåleddene, men langtidselastisiteten til leddet som inneholder realdisponibel lønn i forhold til produktiviteten i likning (2.6) og skattekilens i likning (2.2), er ikke signifikant forskjellig fra null. Langtidselastisiteten for konsumpriser er på 0.13 med en *t*-verdi på 1.04 (i henhold til Bårdsen (1989)). En kan derfor konkludere med at skattekilens ikke bidrar mye til å forklare utviklingen i lønna i *K*-sektor på lang sikt. Figur 5.4 viser utviklingen i realdisponibel lønn i forhold til produktiviteten. Variabelen har et forløp som likner en del på forløpet til lønnskostnadsandelen i figur 5.1. Estimeringene tyder på at det er lønnsandelen som har størst forklaringskraft med hensyn til utviklingen i lønna på lang sikt.

På bakgrunn av *t*-verdien på 1.04 velger vi å kutte ut skattekilens og realdisponibel lønn i forhold til produktiviteten fra langtidsløsningen. Langtidsløsningen i lønnsrelasjonen for *K*-sektor blir da en sammenheng mellom lønnsandel, relativ lønn og ledighetsnivå.

Den foretrukne relasjon etter forenkling av korttidsdynamikken er presentert på side 27. Små bokstaver symboliserer logaritmetransformasjonen til en variabel.<sup>4</sup> *T*-verdier er oppgitt i parentes. Koeffisienten for instrumentvariabelen for den ulaggete første

---

<sup>4</sup> Merk spesielt at  $s^k = \ln(1 + S^k)$  og  $tg = \ln(1 - TG)$

**Timelønnsrelasjon for industri (K), 1967(3) - 1990(4)**

$$\begin{aligned}
 \Delta w_i^K &= 0.87 + 0.33 \left( \frac{1}{U_{i-1}^2} + \Delta \frac{1}{U_{i-1}^2} \right) - 0.20 (w_{i-1}^K + s_{i-1}^K - pyf_{i-1}^K - z_{i-1}^K) \\
 &\quad (6.34) \quad (3.79) \quad (6.36) \\
 &- 0.10 (w_{i-1}^K - aw_{i-1}^K) + 0.34 (\Delta pyf_i^{*K} - \Delta w_{i-1}^K) + 0.12 (\Delta aw_{i-1}^K - \Delta w_{i-4}^K + \Delta pyf_{i-3}^K) \\
 &\quad (2.36) \quad (5.73) \quad (3.55) \\
 &+ 0.21 (\Delta aw_{i-2}^K - \Delta w_{i-2}^K) - 1.00 \Delta s_i^K + 0.55 \Delta kpi_{i-2} + 0.50 \Delta kpi_{i-4} + 0.13 \Delta z_i^K - 0.18 \Delta z_{i-2}^K \\
 &\quad (2.35) \quad (3.30) \quad (2.72) \quad (2.35) \quad (3.25) \\
 &- 0.86 \Delta h_i^K - 0.44 \Delta h_{i-1}^K - 0.01 D1 + 0.01 D2 - 0.01 D3 - 0.03 DB1 \\
 &\quad (4.89) \quad (2.57) \quad (1.68) \quad (3.20) \quad (3.35) \quad (4.06) \\
 &- 0.02 DB2 + 0.06 DB3 + 0.01 DO - 0.01 DWS2 + 0.03 D90 \\
 &\quad (3.98) \quad (10.65) \quad (1.83) \quad (1.53) \quad (3.14)
 \end{aligned}$$

$$\hat{\sigma}\% = 1.26$$

$$DW = 1.98$$

$$NORMBJ - \chi(2) = 0.13$$

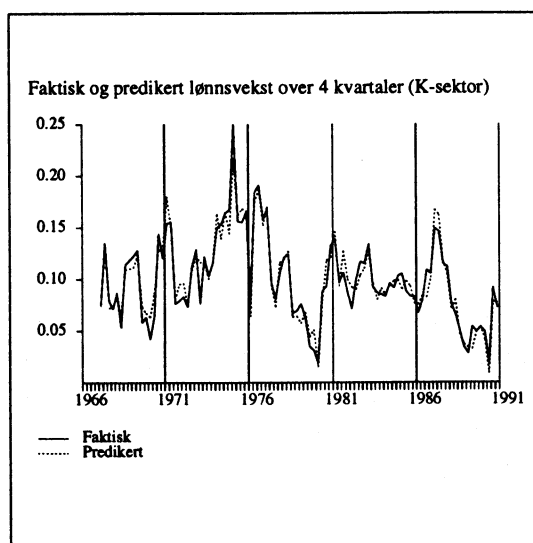
$$AUTO(1) - F(1,71) = 0.01$$

$$AUTO(4) - F(4,68) = 0.74$$

$$ARCH(1) - F(1,70) = 0.09$$

$$ARCH(4) - F(4,64) = 0.12$$

$$RESET(2) - F(1,71) = 3.91$$



differensen av konsumpriser slo ut med galt fortegn, og den tilhørende koeffisienten ble satt lik null. Koeffisienten for  $\Delta s_i^K$  var signifikant med riktig fortegn, men var så stor i tallverdi at en ved virkningsberegninger ville fått kraftig overshooting ved en endring i arbeidsgiveravgiften. Det vil si at korttidseffekten var langt større enn langtidseffekten. Koeffisienten ble derfor satt lik -1.

$\Delta pyf_i^{*K}$  er en instrumentvariabel for  $\Delta pyf_i^K$  beregnet ved en innledende regresjon av  $\Delta pyf_i^K$  på laggete differenser og nivåer av lønn og alternativlønn for  $K$ -sektor, faktorinntektdeflator, konsumpriser, arbeidsgiveravgift, produktivitet og dummyer.

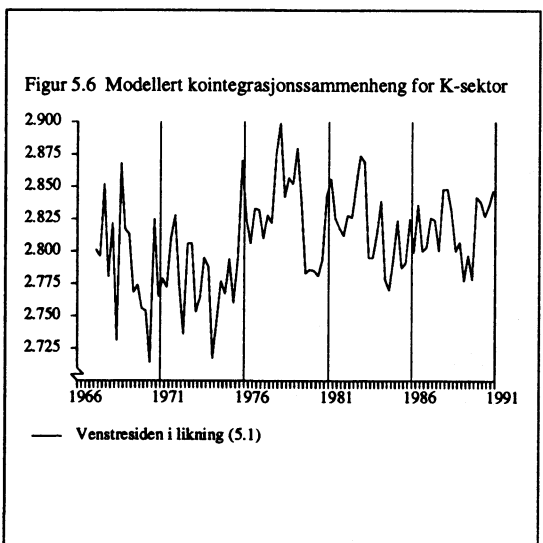
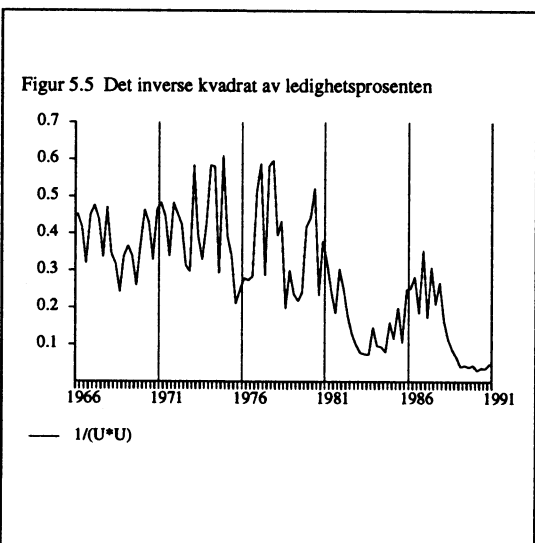
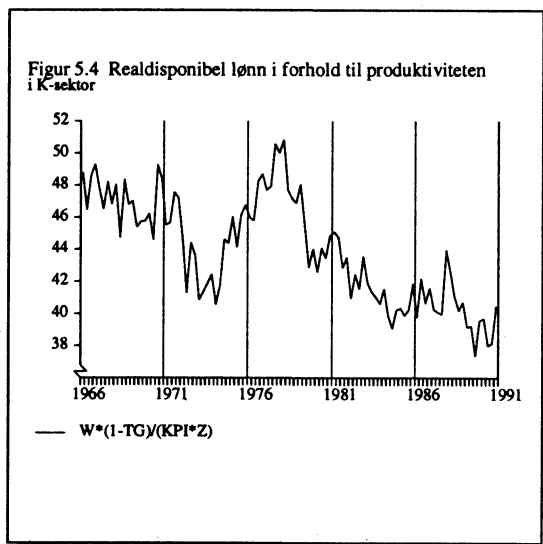
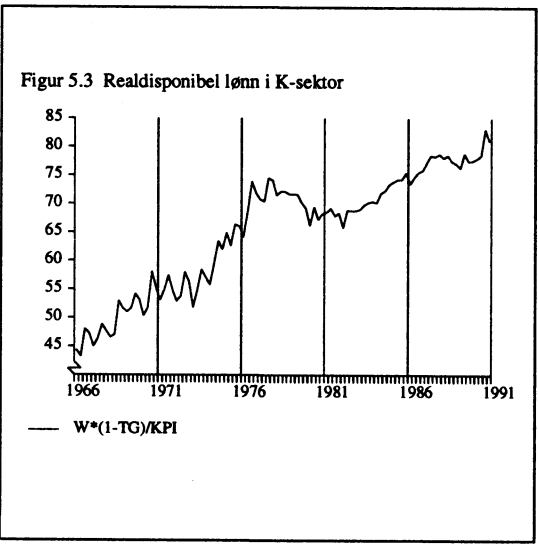
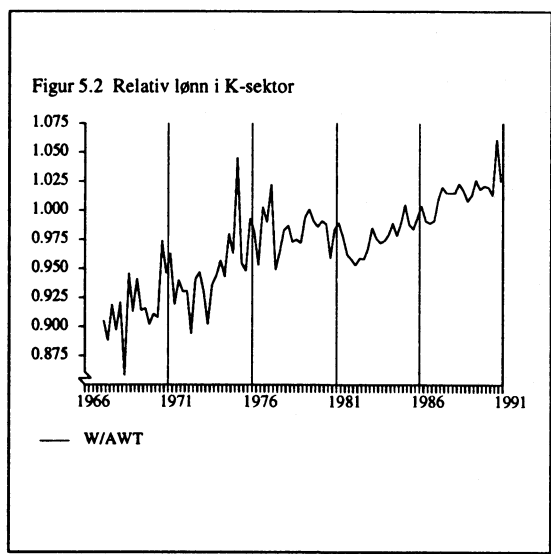
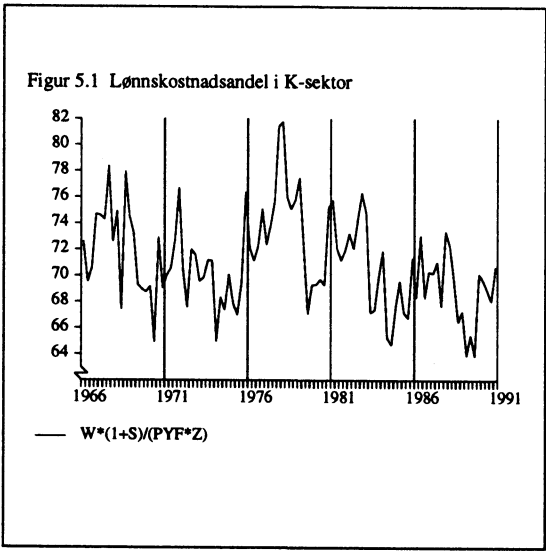
Ledigheten inngår både på nivå og endringsform. Resultatene er slik at en endring i ledigheten får større effekt på lønnsnivået på kort sikt enn på lang sikt. Når ledigheten øker permanent vil lønnsveksten reduseres betydelig på kort sikt, men på lang sikt er lønnsveksten upåvirket, mens lønnsnivået (og lønnsandelen) er lavere. En slik sammenheng mellom ledighet og lønn kalles ofte hysteresese.

Det ser ut til at lønnslovene i 1988 og 1989 hadde en svakt dempende effekt på lønnsveksten, mens effekten av dummyen for lønnsstoppen i 1979 ikke er signifikant forskjellig fra null. I 1979 var det også prisstopp, slik at noe av effekten kan ha blitt fanget opp via konsumprisene. Men ellers tyder resultatene på at denne typen lønnspolitikk ikke var særlig effektiv overfor industrien. Etterbetalingene av tariff tillegg i 3. kvartal 1990 hadde en markant effekt på sesongmønsteret for industrilønningene det året. Det er også en tendens til at det blir gitt høyere tillegg i hovedoppgjør enn i mellomoppgjør i  $K$ -sektor.

Fluktuasjonene i de differensierte variablene vil ikke ha noen betydning for utviklingen i lønna på lang sikt. Langtidsløsningen er derfor en sammenheng mellom nivåvariablene i likningen. Det kan imidlertid tenkes at undergrupper av nivåvariable er stasjonære. Nymoen (1991a) finner støtte for at relativ lønn  $w^K - aw^K$  er en stasjonær variabel. Nå er riktignok ikke datadefinisjonene sammenfallende med det som benyttes her. La oss se på stasjonærløsningen av modellen. Den er vist i likning (5.1)

$$w_i^K - 0.67(pyf_i^K + z_i^K - s_i^K) - 0.33 awt_i^K - 0.10 \frac{1}{U_i^2} = 2.83 + g^K \quad (5.1)$$

$g^K$  er en lineær kombinasjon av de gjennomsnittlige (langsiktige) vekstratene til variablene i modellen. Koeffisientene på venstresiden av (5.1) kan betraktes som modellens anslag på kointegrasjonsvektoren, forutsatt at nivåvariablene er  $I(1)$  og det ikke er undergrupper av nivåvariable som er stasjonære. En alternativ tolkning av modellen er at lønnsandel, relativ lønn og ledighet hver for seg er stasjonære, slik at (5.1) består av tilsammen tre kointegrerende sammenhenger. Hvilken tolkning som har mest for seg framgår ikke klart av figurene på side 29. I alle fall kan differansen mellom venstresiden og høyresiden i (5.1) betraktes som avviket fra en eller flere modellerte likevektssammenhenger. Det at nivåleddene er signifikante i lønnsrelasjonen er en sterk indikasjon på stasjonaritet. En kan derfor gå ut fra at venstresiden i (5.1) er stasjonær.



Figur 5.6 viser et plott av den kointegrerte lineære kombinasjonen. Bortsett fra en økning i nivå på midten av 1970-tallet ser serien ut til å være stasjonær. Av figur 5.6 og figur 5.4 framgår det at det antakelig ikke vil hjelpe å inkludere et kileledd med realdisponibel lønn i forhold til produktiviteten, siden denne variabelen øker på midten av 1970-tallet.

En tolkning av modellen er at lønnsandelen på lang sikt er en fallende funksjon av relativ lønn og ledighet. Den fallende trenden i lønnsandelen mot slutten av perioden kan ha sammenheng med økningen i ledigheten (jfr figur 5.5). Den fallende trenden i begynnelsen av perioden kan ha sammenheng med den stigende trenden i relativ lønn (se figur 5.2). En alternativ tolkning er at lønnsandel, relativ lønn og ledighet hver for seg er stasjonære.

Reset-testen<sup>5</sup> er signifikant på et 1%-nivå, men ikke på et 5%-nivå. Av de rapporterte testene var det Reset-testen som hadde størst tendens til å være signifikant i ulike lønnsrelasjoner. Signifikante testobservatorer er et tegn på at modellen er feilspesifisert. Når de rapporterte testobservatorene ikke avslører svakheter ved modellen er det naturlig å sjekke parameterstabiliteten. Stabile parameterestimater gir troverdighet til modellens evne til å forklare dataene, mens ustabile estimater kan tyde på at modellen er feilspesifisert. Av særlig betydning er det at estimatene på koeffisientene i nivådelen av modellen og konstantleddet er stabile, ettersom dette styrker tiltroen til den etablerte langtidssammenhengen.

Figur B.1 - B.4 i vedlegg B viser rekursive estimater i relasjonen for *K*-sektor. Figurene får fram utviklingen i estimat og konfidensintervall ( $\pm 2$  standardavvik) ved å forlenge estimeringsperioden med ett kvartal om gangen. De rekursive estimeringene starter i 1980. Koeffisientene er relativt stabile i hele perioden. Dette gjelder for både korttidsparametre og nivåparametre, selv om det bare er rapportert rekursive estimater for nivåparametre og konstantledd i vedlegg B.

## 5.2 Lønnsdannelse i privat skjermet sektor (*S*)

På samme måte som for *K*-sektor var det en kombinasjon av gale fortegn og uskarpe og til dels ikke-signifikante estimater på koeffisienter for de laggete nivåvariablene i den generelle spesifikasjonen. Vi fant galt fortegn på koeffisienter for nivåer av normalarbeidstid, konsumpriser, ledighet (lagget to kvartaler) og lønnsandel. Forsøk på å inkludere ulike ledd for å fange opp langsiktige effekter av endringer i realdisponibel lønn ga ikke signifikante estimater. Løsningen ble å kutte ut alle disse effektene fra langtidsløsningen. Det er bare relativ lønn og ledighet som får inngå på nivåform. Utformingen ligger nært opp til hovedkursteorien. Dette er et fornuftig valg når forsøk med andre spesifikasjoner ikke gir teoretisk rimelige resultater.

Relasjonen på side 32 er resultatet av modelleringen av lønna i *S*-sektor.  $\Delta aw_i^{*S}$  er en instrumentvariabel for alternativlønna for  $\Delta aw_i^S$  beregnet ved en innledende regresjon av  $\Delta aw_i^S$  på laggete differenser og nivåer av lønn og alternativlønn i *S*-sektor, importpris, faktorinntektdeflator og produktivitet i *K*-sektor, ledighet og dummyer.

<sup>5</sup> Se vedlegg A om testobservatorer



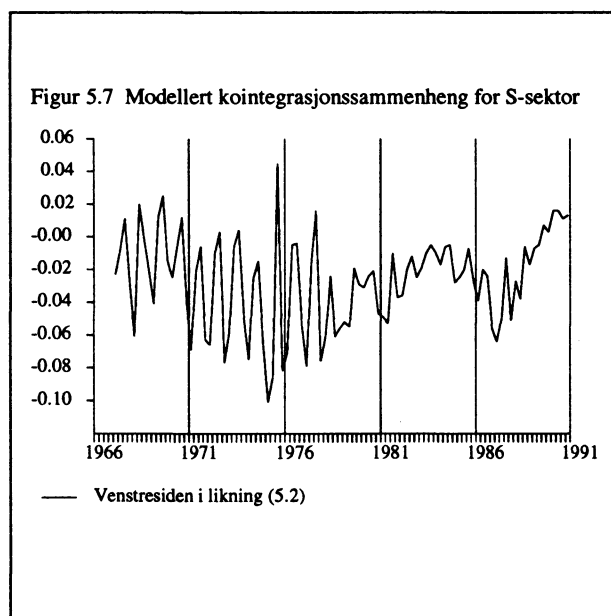
Lønnsrelasjonen for  $S$ -sektor tyder på at lønnsstoppen i 1978 og 1979 hadde en betydelig dempende effekt på lønnsveksten i  $S$ -sektor, men at noe av det tapte ble gjeninnhentet i 1980. Lønnslovene på slutten av 1980-tallet hadde derimot ingen signifikant effekt.

Stasjonærløsningen i relasjonen for  $S$ -sektor er gitt ved

$$w_t^S - w_{t-4}^S - 0.12 \frac{1}{U_{t-4}^2} = 0.02 + g^S \quad (5.2)$$

$g^S$  er en lineær kombinasjon av de gjennomsnittlige vekstratene til variablene i modellen. Venstresiden i (5.2) er den modellerte kointegrerte kombinasjonen av nivåvariable i relasjonen for  $S$ -sektor. I figur (5.7) er denne sammenhengen plottet. Vi ser at stasjonaritet her er en rimelig antakelse. Det er mulig at venstresiden i (5.2) består av to undergrupper av kointegrasjonssammenhenger; en for relativ lønn og en for ledigheten.

Den signifikante Reset-testen på side 32 kan ha sammenheng med utelatte variable, jamfør at vi startet med å kutte ut signifikante koeffisienter for nivåvariable som hadde "galt" fortegn. Et annet moment er at aggregeringen kan være uheldig. Svakheter i datamaterialet og særtrekk ved sektorene kan tale for at bygg- og anlegg og varehandel burde vært skilt ut som egne sektorer.



**Timelønnsrelasjon for skjermet privat sektor (S), 1967(3) - 1990(4)**

$$\begin{aligned} \Delta w_t^S = & 0.01 + 0.06 \frac{1}{U_{t-5}^2} - 0.51 (w_{t-1}^S - awt_{t-1}^S) \\ & (2.77) \quad (4.92) \quad (5.25) \\ + & 0.56 (\Delta aw_t^S - \Delta w_{t-1}^S) + 0.17 (\Delta aw_{t-1}^S + \Delta aw_{t-3}^S - \Delta w_{t-4}^S) + 0.27 (\Delta aw_{t-2}^S + \Delta aw_{t-5}^S) \\ & (6.25) \quad (2.49) \quad (4.00) \\ - & 0.48 \Delta w_{t-2}^S - 0.33 \Delta w_{t-3}^S + 0.16 \Delta z_t^S - 0.39 (\Delta h_t^S + \Delta h_{t-1}^S) - 0.01 D1 - 0.01 D2 \\ & (4.74) \quad (3.28) \quad (3.23) \quad (2.27) \quad (1.29) \quad (1.26) \\ - & 0.01 D3 - 0.02 DB1 + 0.01 DB2 + 0.04 DB3 - 0.04 DWS1 + 0.01 DUT1 \\ & (2.10) \quad (3.42) \quad (1.78) \quad (5.26) \quad (5.54) \quad (1.85) \end{aligned}$$

$$\hat{\sigma}\% = 1.32$$

$$DW = 2.17$$

$$NORMBJ - \chi(2) = 0.43$$

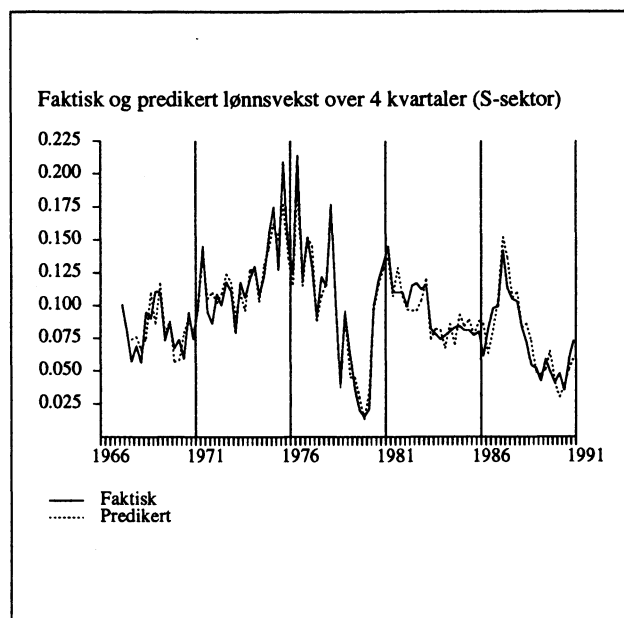
$$AUTO(1) - F(1,75) = 1.60$$

$$AUTO(4) - F(4,72) = 0.74$$

$$ARCH(1) - F(1,74) = 2.06$$

$$ARCH(4) - F(4,68) = 0.81$$

$$RESET(2) - F(1,75) = 9.55$$

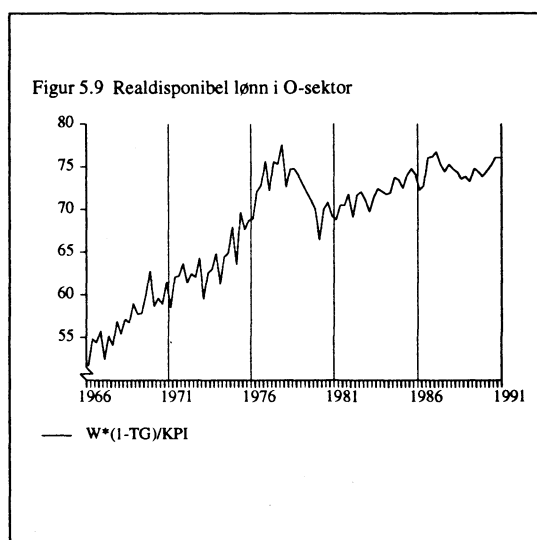
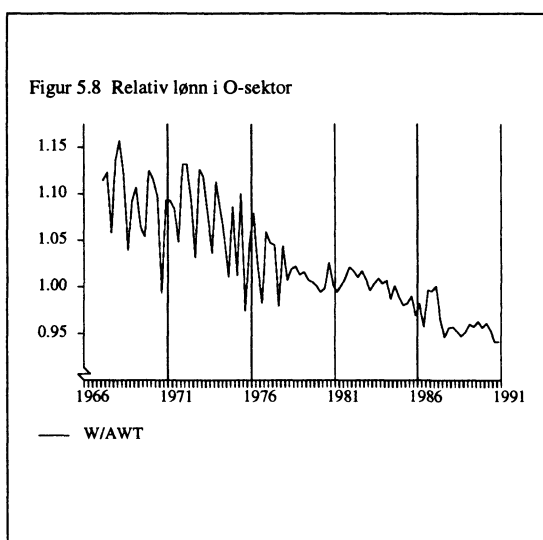


Figur B.5, B.6 og B.7 i vedlegg B viser rekursiv estimering av koeffisienter i nivådelen av modellen. Estimaten er forholdsvis stabile, men med en økning i 1987 i anslaget på koeffisienten for relativt lønnsnivå.

### 5.3 Lønnsdannelse i offentlig sektor (O)

Figur 5.8 viser hvordan offentlig sektor har blitt hengende etter i lønnsutviklingen i hele den perioden vi betrakter. En årsak til fallende relativ lønn i offentlig sektor kan være endret sammensetningen av de ansatte med hensyn til demografiske faktorer som kjønn, alder, utdanning og så videre. Når størsteparten av veksten i offentlig sysselsetting kommer i tradisjonelle lavtlønnsyrker, vil dette bidra til å redusere det relative lønnsnivået. For å fange opp denne effekten prøvde vi variabelen andel timeverk i offentlig sektor utført i helsevesenet, uten å få signifikante estimater.

Fallende relativ lønn i offentlig sektor kan også ha sammenheng med at de høyt lønnete har hatt en svak lønnsutvikling. En kan spekulere i hvilke institusjonelle forhold og styrkeforhold i lønnsoppgjørene som har forårsaket dette. Men slike faktorer er vanskelige å måle.



Siden vi ikke har gode mål for produktivitet og lønnsandel i offentlig sektor, står vi igjen med relativ lønn, realdisponibel lønn, ledighet og normalarbeidstid som variable i langtidsløsningen. Koeffisienten for nivået på normalarbeidstiden fikk galt fortegn, og ble kuttet ut. Den foretrukne relasjon for offentlig sektor er rapportert på side 34. Her forklares fallet i relativ lønn med at konsumprisen inngår i kointegrasjonsvektoren og at konsumprisen har økt prosentvis mindre enn (disponibel) alternativ lønn, se figur 5.8 og 5.9. En varig økning i ledigheten vil også bidra til redusert lønnsnivå i offentlig sektor. For et gitt ledighetsnivå predikerer modellen at relativ lønn i offentlig sektor vil fortsette å synke så lenge realdisponibel lønn øker. En kan tenke seg at problemene med å måle produktiviteten i offentlig sektor og det forhold at produktivitetsveksten antakelig er relativt lav i offentlig sektor, medfører at de offentlig ansatte ikke blir kompensert nevneverdig for produktivetsforbedringer. Dermed blir ikke økningen i realdisponibel lønn stor nok til at relativ lønn opprettholdes.

**Timelønnsrelasjon for skjermet privat sektor (O), 1967(3) - 1990(4)**

$$\begin{aligned} \Delta w_t^o &= 0.52 - 0.32 (w_{t-1}^o - awt_{t-1}^o) - 0.12 (w_{t-1}^o + tg_{t-1} - kpi_{t-1}) \\ &\quad (4.14) \quad (4.76) \quad (4.19) \\ &+ 0.02 \left( \frac{1}{U_{t-2}^2} + \frac{1}{U_{t-5}^2} \right) + 0.04 \Delta_2 \frac{1}{U_{t-2}^2} + 0.24 (\Delta aw_t^{*o} + \Delta aw_{t-4}^o) \\ &\quad (3.04) \quad (2.68) \quad (4.15) \\ &- 0.14 (\Delta w_{t-1}^o + \Delta w_{t-4}^o - \Delta aw_{t-1}^o + \Delta aw_{t-3}^o - \Delta aw_{t-5}^o) + 0.48 \Delta kpi_{t-5} - 1.00 \Delta h_t^o \\ &\quad (3.68) \quad (2.85) \\ &+ 0.01 DB1 + 0.02 DB2 - 0.05 DB3 - 0.01 (DWS1 - DUT1) - 0.01 DWS2 \\ &\quad (1.68) \quad (3.08) \quad (6.00) \quad (2.48) \quad (2.12) \end{aligned}$$

$$\hat{\sigma} \% = 1.33$$

$$DW = 2.04$$

$$NORMBJ - \chi(2) = 0.43$$

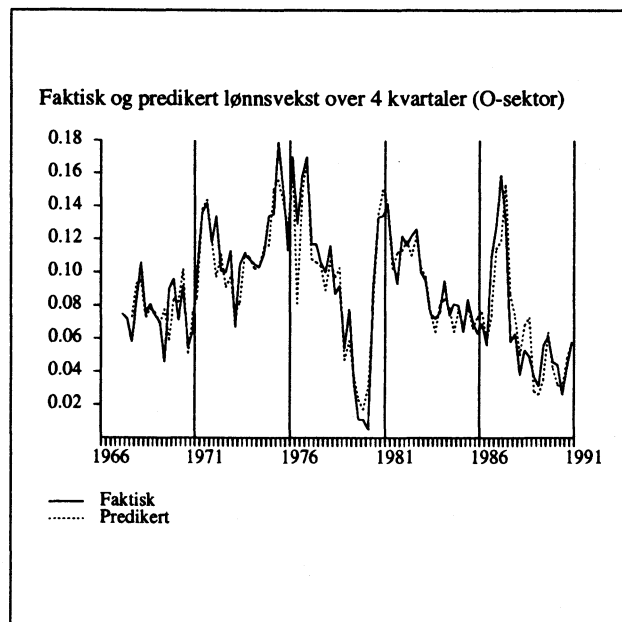
$$AUTO(1) - F(1,80) = 0.09$$

$$AUTO(4) - F(4,77) = 0.27$$

$$ARCH(1) - F(1,79) = 1.50$$

$$ARCH(4) - F(4,73) = 2.02$$

$$RESET(2) - F(1,80) = 3.03$$



$\Delta aw_t^o$  er en instrumentvariabel for  $\Delta aw_t^o$  beregnet ved en innledende regresjon av  $\Delta aw_t^o$  på laggete differenser og nivåer av lønn og alternativlønn i offentlig sektor, importpris, faktorinntekt deflator og produktivitet i  $K$ -sektor, ledighet og dummer.

I modellen er det full momentan lønnskompensasjon for arbeidstidsforkortelser i offentlig sektor, men ingen effekt på realdisponibel lønn på lang sikt. Skillet mellom hovedoppgjør og mellomoppgjør bidrar ikke til å forklare lønna i offentlig sektor, mens lønnslovene virket dempende på lønnsveksten.

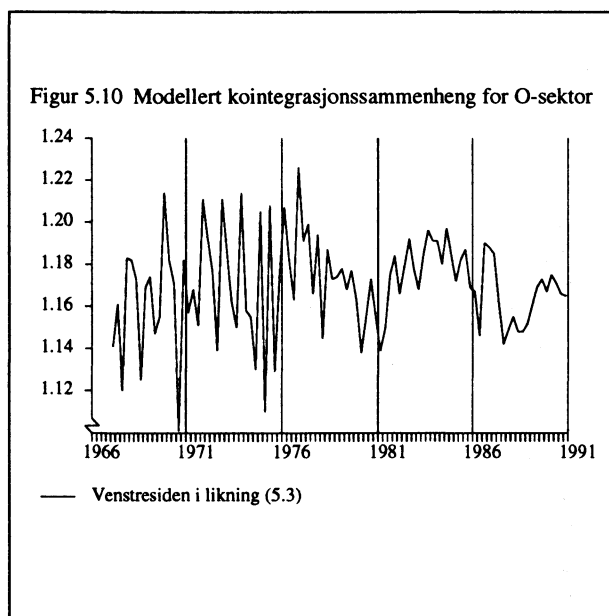
Stasjonærløsningen i relasjonen for offentlig sektor er gitt ved

$$w_t^o - 0.72aw_t^o - 0.28(kpi_t - tg_t) - 0.05\left(\frac{1}{U_{t-1}^2} + \frac{1}{U_{t-4}^2}\right) = 1.18 + g^o \quad (5.3)$$

$g^o$  er en lineær kombinasjon av de gjennomsnittlige vekstratene til variablene i modellen. Venstresiden i (5.3) er den modellerte kointegrerte kombinasjonen av nivåvariable i  $O$ -sektor. I figur 5.10 er denne sammenhengen plottet.

Figuren bekrefter at sammenhengen kan betraktes som stasjonær. Dersom ledigheten er stasjonær må tolkningen av relasjonen for offentlig sektor være at relativ lønn kointegrerer med realdisponibel lønn.

Figur B.8 - B.11 i vedlegg B viser rekursive estimeringer av koeffisienter knyttet til langtidsløsningen i offentlig sektor. Vi ser at estimatene er stabile. Testobservatorene på side 34 gir heller ikke indikasjoner på spesielle svakheter ved modellen.



## 6. Virkningsberegninger i KVARTS

De rapporterte lønnsrelasjonene i kapittel 5 er implementert i KVARTS - kvartalsmodellen til Statistisk sentralbyrå. Ved å bruke historiske og framskrevne verdier av de eksogene variablene, har vi lagd en modellsimulert referansebane for perioden 1988 - 1994. Referansebanen inneholder tidsserier for alle endogene variable i modellen, inkludert timelønnsatser, alternativlønninger, konsumprisindeks, brutto faktorinntektdeflator, arbeidsproduktiviteter og ledighetsprosent. Vedlegg C viser virkningen av ulike typer eksogene skift med utgangspunkt i de historiske og framskrevne verdier. Figurene framstiller det simulerte avviket fra referansebanen over tid for ulike endogene variable målt i prosent eller prosentpoeng. Skiftene er permanente, og innføres fra og med 1. kvartal 1988. Det er gjort til sammen fem slike skift eller virkningsberegninger.

Type skift	Figur
(1) Eksogene priser og volumavgifter øker med 1%	C.1 C.2
(2) Satser for arbeidsgiveravgift øker med ett prosentpoeng	C.3 C.4
(3) Satser for personskatt øker med 1%	C.5 C.6
(4) Offentlig vareinnsats og sysselsetting går ned med 1%	C.7 C.8 C.9
(5) Normalarbeidstiden går ned med 0.5%	C.10 C.11 C.12

Simuleringsperioden på sju år ser ut til å være for kort til at en når fram til en ny stasjonærløsning. En kan derfor ikke trekke konklusjoner om hva som er effekten på lang sikt når de eksogene variablene i modellen endres.

Fordi ledigheten inngår på invers kvadratisk form i lønnsrelasjonene vil det dynamiske forløpet ved eksogene skift være avhengig av ledighetsnivået i referansebanen. Den relativt høye ledigheten i simuleringsperioden medfører at lønningene ikke er så følsomme overfor endringer i ledigheten som de ville ha vært i en periode med lavere ledighet.

Skift (1): På kort sikt går gjennomsnittlig reallønn ned i forhold til referansebanen. På mellomlang sikt er reallønna tilnærmet uendret. Relative lønninger er nær uendret både på kort og mellomlang sikt. Sju år etter skiftet er det ikke full homogenitet i priser og lønninger i modellen. Dette kan skyldes at en ennå ikke har nådd langtidsløsningen, og at ledigheten har økt (svakt) i forhold til referansebanen.

Skift (2): Gjennomsnittlig reallønn faller på kort og mellomlang sikt. Ledigheten øker gradvis opp til 0.1 prosentpoeng over ledigheten i referansebanen, og dette bidrar til å trekke lønna nedover. Lønna i *K*-sektor er mest følsom overfor økt arbeidsgiveravgift. Lønna i *K*-sektor faller for at ikke lønnsandelen skal bli så høy at lønnsomheten går drastisk ned. Dette medfører lavere relativ lønn i *K*-sektor. I *O*-sektor faller lønna fordi alternativlønna er blitt lavere. Fallet er imidlertid prosentvis mindre enn i *K*-sektor, fordi det kreves økt relativ lønn for å godta lavere realdisponibel lønn i *O*-sektor. Lønna i *S*-sektor faller så mye at relativ lønn (med trygd) er omtrent uendret. Fallet i *S*-sektor er prosentvis større enn fallet i *O*-sektor, men prosentvis mindre enn fallet i *K*-sektor. Dette har sammenheng med at alternativlønn i *S*-sektor er et gjennomsnitt av lønningene i de andre sektorene.

Skift (3): Disponibel reallønn etter skatt faller. Dette fører til krav om kompensasjon først og fremst i offentlig sektor. Lønn og reallønn øker derfor i forhold til referansebanen, særlig i *O*-sektor. Lønna i de andre sektorene øker via lønns-lønns spiralen i modellen. Lønnsveksten i *K*-sektor blir dempet ut fra hensynet til lønnsandelen. *S*-sektor kommer i en mellomstilling, slik at relativ lønn opprettholdes.

Skift (4): Gjennomsnittlig reallønn går ned på kort og mellomlang sikt, mens ledigheten går opp. Den økte ledigheten gir et noe uregelmessig forløp for lønningene på kort sikt. På mellomlang sikt er lønna i *K*-sektor minst følsom overfor nedgangen i offentlig etterspørsel og den induserte ledighetsøkningen.

Skift (5): Redusert normalarbeidstid med 0.5% virker umiddelbart til økt lønn med 0.5% - 0.6% i alle de tre sektorene. Samtidig går ledigheten kraftig ned, og dette fører til ytterligere lønnsøkninger i de påfølgende kvartaler. På grunn av lavere ledighet får en altså overkompensasjon for arbeidstidsforkortelsen på kort sikt. Det vil si at time-lønningene øker mer enn det som skal til for å opprettholde kjøpekraften til bruttolønningene per kvartal. På lengre sikt er det imidlertid ikke overkompensasjon målt i reallønn. Lønna i *K*-sektor er minst følsom overfor endret normalarbeidstid. Ellers kan en merke seg at estimeringer ga galt fortegn på koeffisienter for lagget nivå av normalarbeidstiden i flere sektorer. Hvis en hadde tillatt dette i modellen, ville en ha fått svakere lønnskompensasjon i simuleringen av dette skiftet.

## 7. Avslutning

De viktigste konklusjoner fra lønnsmodelleringen er:

- (1) Det er feiljustering i samtlige estimerte lønnsrelasjoner. Dette medfører at Phillipskurven forkastes.
- (2) Relativ lønn inngår i langtidsløsningen både for industrien, skjermet privat sektor og offentlig sektor. Lønns-lønns effekter blir dermed en sentral mekanisme i modellen. Hovedkursmodellen i rendyrket form forkastes.
- (3) Lønnsandelen i industrien målt ved lønnskostnadenes andel av brutto faktorinntekten er på lang sikt en funksjon av relativ lønn i industrien og arbeidsledigheten. Forsøk med skattekiller og ulike uttrykk for realdisponibel lønn kan tyde på at personskatten ikke er vesentlig for å forklare lønnsutviklingen i industrien på lang sikt.

Verken Phillipskurven eller en rendyrket hovedkursmodell får empirisk støtte fra arbeidet med modelleringen. Så lenge det er signifikant feiljustering i lønnsmodellene må Phillipskurven forkastes. Det sterke innslaget av alternativlønnseffekter på lang sikt i industrien er i strid med hovedkursteorien. I offentlig sektor er det ikke ren lønnsfølging på lang sikt siden personskatter og konsumpriser inngår i langtidsløsningen.

Konklusjoner om hvordan ulike typer skattepolitikk vil virke på lang sikt er usikre, fordi estimerer på elastisitetene til dels er upresise. I de rapporterte relasjonene vil økt personskatt føre til økt lønn i offentlig sektor. Dette smitter over på industrien og privat

skjermet sektor, siden alternativlønna går opp. Økt arbeidsgiveravgift bidrar til lavere lønn i industrien, og dette smitter over på de to skjermete sektorene via alternativlønningene. Når alt annet er likt (inklusive alternativlønn og ledighet) vil en reduksjon i normalarbeidstiden ikke påvirke timelønningene på lang sikt i noen av sektorene. Lønnspolitikk i form av lovreguleringer ser ut til å dempe lønnsveksten mest i offentlig sektor og minst i industrien.

Ved simuleringer av KVARTS finner vi etter implementering av de nye lønnsrelasjonene at modellen på mellomlang sikt gir

- lavere lønn ved økte satser for arbeidsgiveravgift, men økte lønnskostnader
- høyere lønn ved økte satser for personskatt
- lavere lønn ved redusert offentlig vareinnsats og sysselsetting
- høyere lønn ved redusert normalarbeidstid, men konstant reallønn

Industrilønna er i henhold til denne KVARTS-versjonen mer følsom enn timelønningene i de andre sektorene overfor endringer i satser for arbeidsgiveravgift, og mindre følsom overfor endringer i satser for personskatt, offentlig etterspørsel og normalarbeidstid.

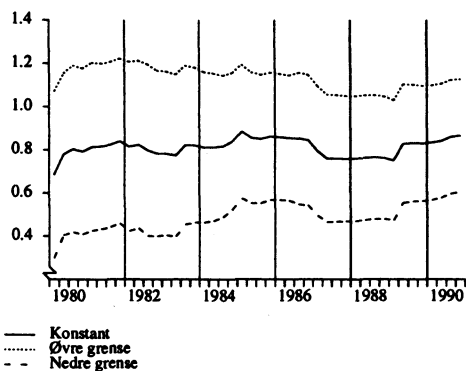


## Vedlegg A. Testobservatorer

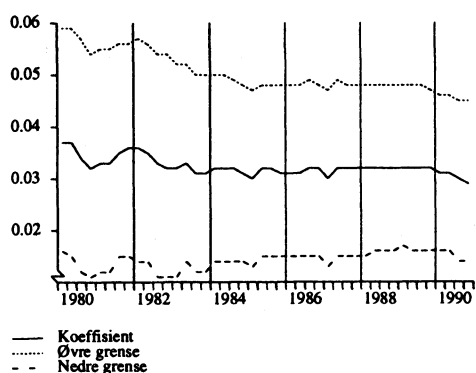
$\hat{\sigma}^2$	Standardavviket til regresjonen
<i>DW</i>	Durbin Watson observatoren
<i>NORMBJ</i>	Test for normalfordelte restledd, Bera og Jarque (1980)
<i>AUTO(j)</i>	Lagrange multiplikator test for <i>j</i> -te ordens autokorrelasjon i restledd, Kiviet (1986)
<i>ARCH(j)</i>	ARCH-test for heteroskedastisitet inntil orden <i>j</i> i restleddet, Engle (1982)
<i>RESET(2)</i>	Ramsey-test for feilspesifikasjon. Inkluderer kvadratet av prediksjonen blant regressorene og tester om en nullrestriksjon på den tilhørende koeffisienten er gyldig. Godfrey (1988)

## Vedlegg B. Rekursiv estimering

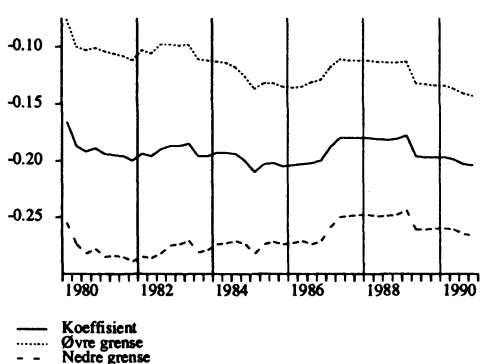
Figur B.1 Rekursiv estimering av konstantleddet i relasjon for K-sektor



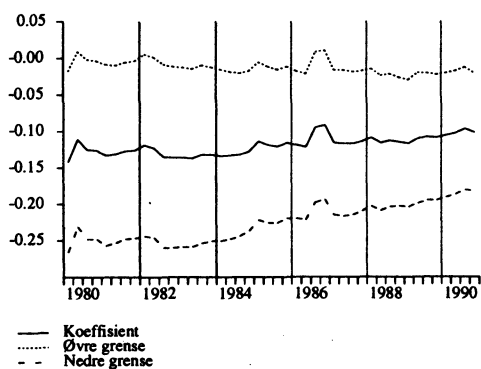
Figur B.2 Rekursiv estimering av koeffisienten for det inverse kvadrat av ledigheten i relasjonen for K-sektor



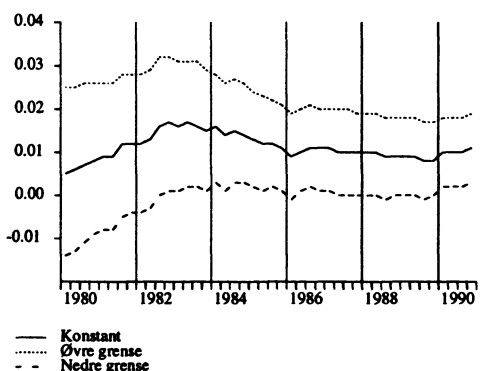
Figur B.3 Rekursiv estimering av koeffisienten for lønnsandelen i relasjonen for K-sektor



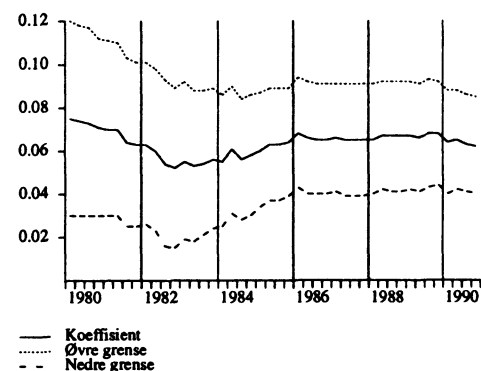
Figur B.4 Rekursiv estimering av koeffisienten for relativ lønnsnivå i relasjonen for K-sektor



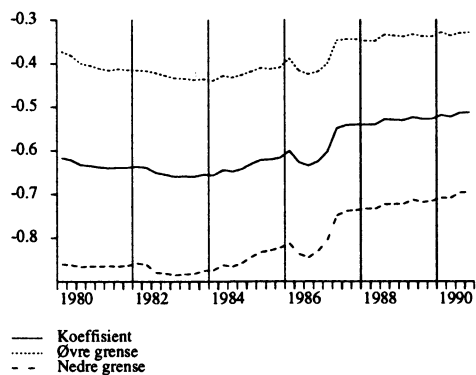
Figur B.5 Rekursiv estimering av konstantleddet i relasjon for S-sektor



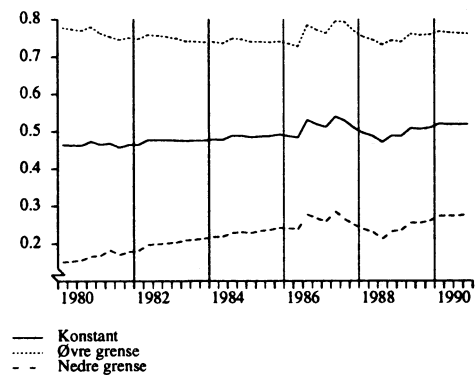
Figur B.6 Rekursiv estimering av koeffisienten for det inverse kvadrat av ledigheten i relasjonen for S-sektor



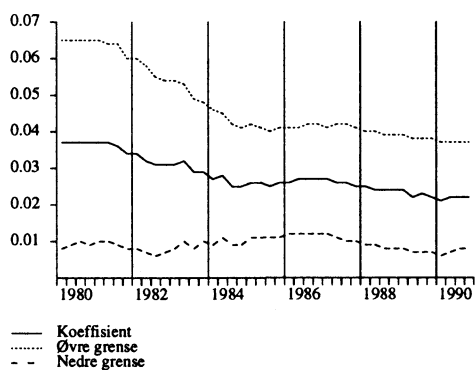
Figur B.7 Rekursiv estimering av koeffisienten for relativ lønnsnivå i relasjonen for S-sektor



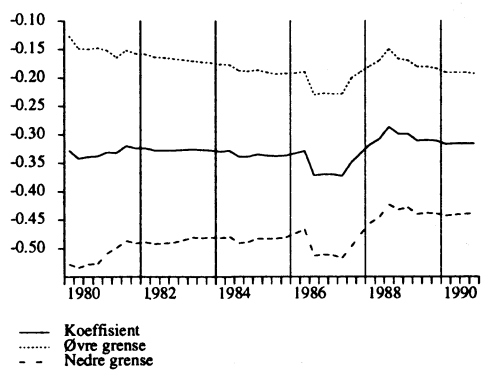
Figur B.8 Rekursiv estimering av konstantleddet i relasjon for O-sektor



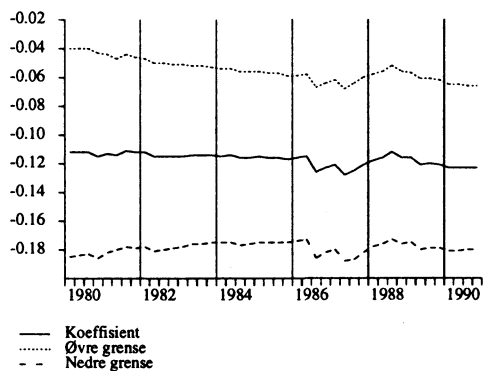
Figur B.9 Rekursiv estimering av koeffisienten for det inverse kvadrat av ledighetsnivået i relasjonen for O-sektor



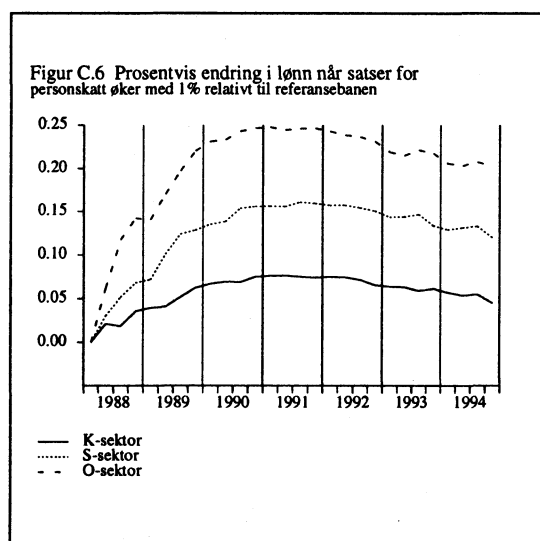
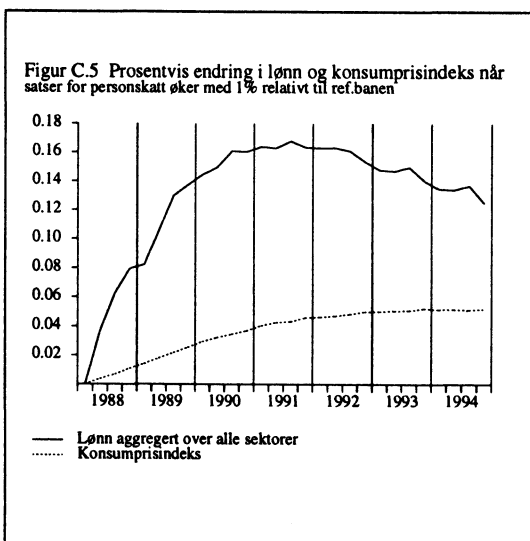
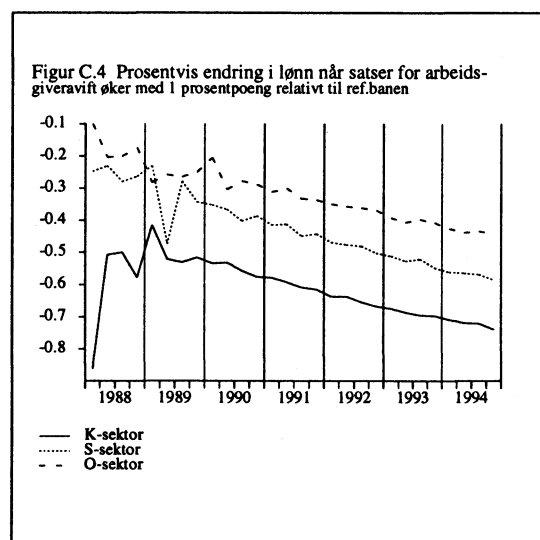
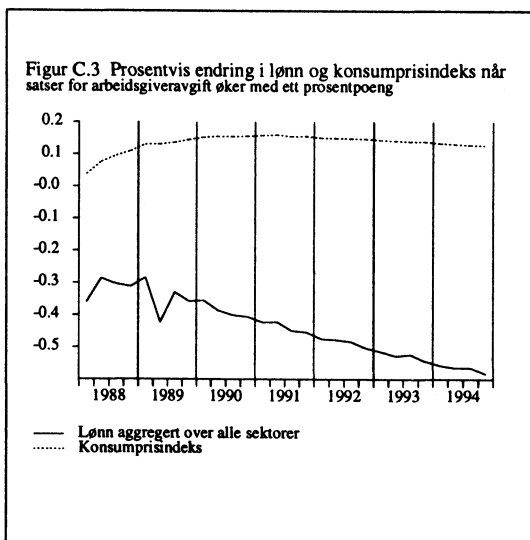
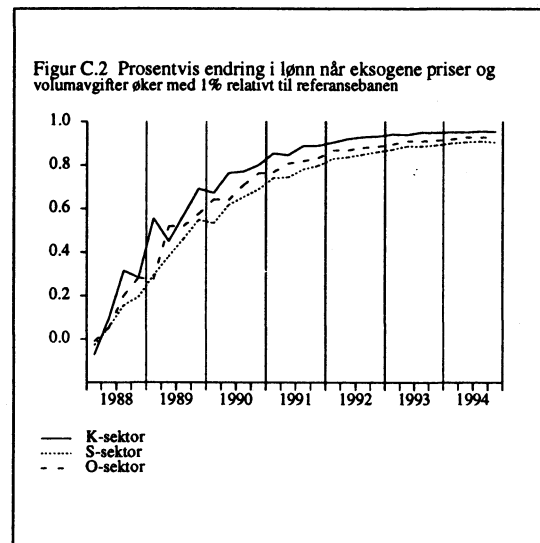
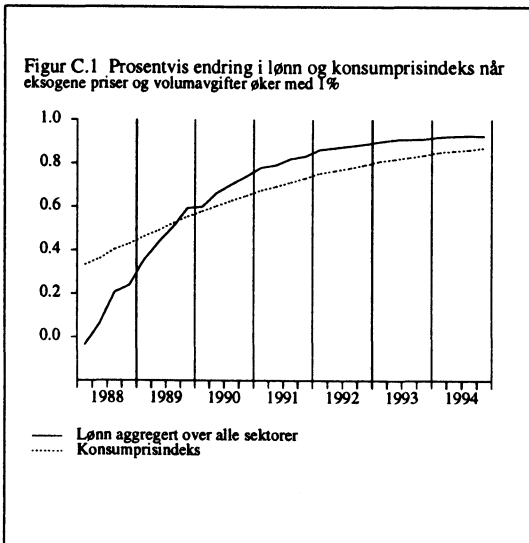
Figur B.10 Rekursiv estimering av koeffisienten for relativ lønnsnivå i relasjonen for O-sektor



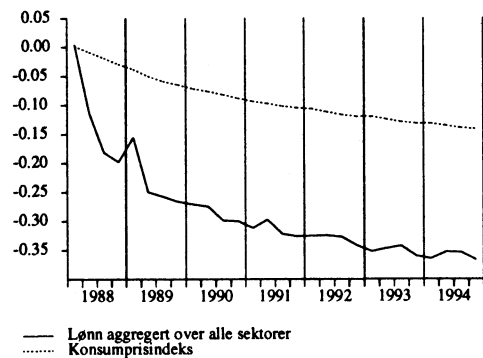
Figur B.11 Rekursiv estimering av koeffisienten for realdisponibel lønn i relasjonen for O-sektor



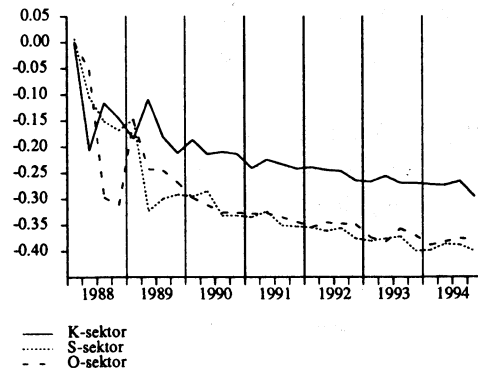
## Vedlegg C. Virkningsberegninger i KVARTS



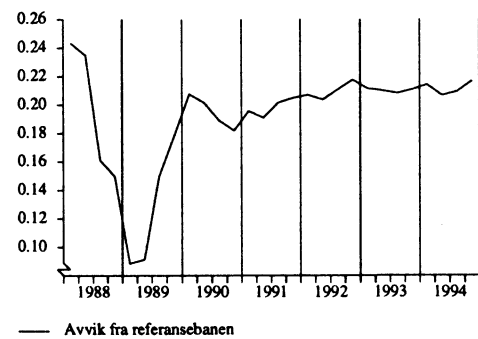
Figur C.7 Prosentvis endring i lønn og konsumprisindeks når offentlig vareinnsats og sysselsetting går ned med 1%



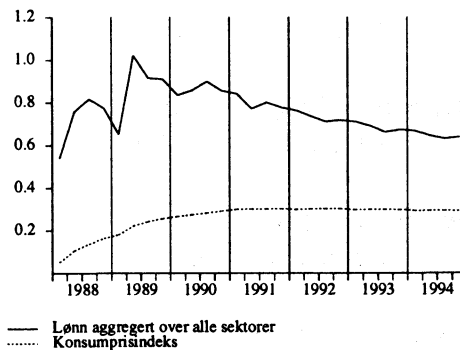
Figur C.8 Prosentvis endring i lønn når offentlig vareinnsats og sysselsetting går ned med 1% relativt til ref.banen



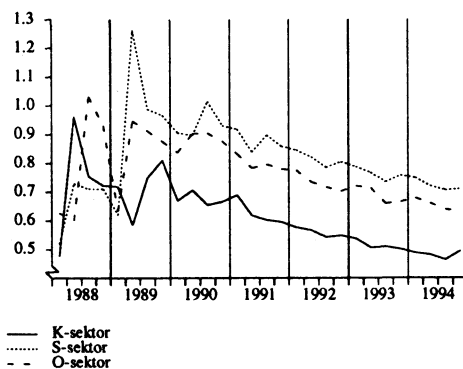
Figur C.9 Endring i ledighet målt i prosentpoeng når offentlig vareinnsats og sysselsetting går ned med 1%



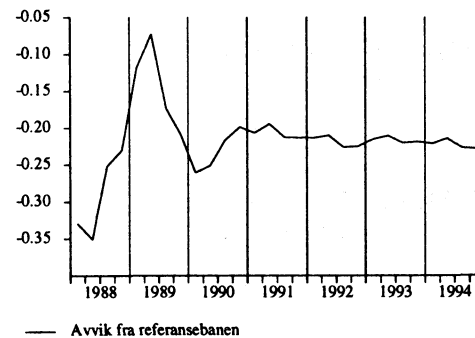
Figur C.10 Prosentvis endring i lønn og konsumprisindeks når normalarbeidstiden går ned med 0.5%



Figur C.11 Prosentvis endring i lønn når normalarbeidstiden går ned med 0.5% relativt til referansebanen



Figur C.12 Endring i ledighet målt i prosentpoeng når normalarbeidstiden går ned med 0.5%



## Referanser

- Aukrust, O. (1977):** "Inflation in the Open Economy: A Norwegian Model". *Artikler* nr. 96. Statistisk sentralbyrå.
- Banerjee, A., J. Dolado, D.F. Hendry, og G. Smith (1986):** "Exploring Equilibrium Relationships in Econometrics Through Static Models: Some Monte Carlo Evidence". *Oxford Bulletin of Economics and Statistics* 48, 253-277.
- Bleivik, K.G. (1991):** "An Interactive Programme to Test Econometric Equations/Models". Upublisert notat. Norges Bank.
- Bowitz, E. (1987):** "Lønnsglidning og tariff tillegg i industrien" *Økonomiske analyser* 87/9. Oslo: Statistisk sentralbyrå.
- Bowitz, E. (1989):** "Lønnsrelasjoner i en kvartalsmodell for norsk økonomi". *Rapporter* 89/3. Oslo: Statistisk sentralbyrå.
- Bårdsen, G. (1989):** "Estimation of Long-Run Coefficients in Error-Correction Models". *Oxford Bulletin of Economics and statistics* 51, 345-350.
- Engle, R.F. (1982):** "Autoregressive Conditional Heteroskedasticity with Estimates of United Kingdom Inflation". *Econometrica* 50, 987-1008.
- Engle, R.F. og C.W.J. Granger (1987):** "Co-Integration and Error Correction. Representation, Estimation and Testing". *Econometrica* 55, 251-276.
- Gilbert, C.L. (1986):** "Professor Hendry's Econometric Methodology". *Oxford Bulletin of Economics and Statistics* 48,3, 283-306.
- Godfrey, L.G. (1988):** *Misspecification Tests in Econometrics*. Cambridge: Cambridge University Press.
- Hendry, D.F. og J.F. Richard (1983):** "The Econometric Analysis of Economic Time Series". *International Statistical Review* Vol. 51.
- Hendry, D.F., A.R. Pagan og J.D. Sargan (1984):** "Dynamic Specification". Kapittel 18 i Z. Griliches og M.D. Intriligator (red.): *Handbook of Econometrics* Vol 2. Amsterdam: North-Holland.
- Hoel, M. og R. Nymoen (1988):** "Wage Formation in Norwegian Manufacturing. An Empirical Application of a Theoretical Bargaining Model". *European Economic Review* 32, 977-997.
- Jarque, C.M. og A.K. Bera (1980):** "Efficient Tests for Normality, Homoscedasticity and Serial Independence of Regression Residuals". *Economic Letters* 6, 255-259.

- Johansen, K. (1991a):** "Hysteresis Effects in Wage Determination". Notat presentert på EEA kongressen 1991.
- Johansen, K. (1991b):** "Modelling Wages in the Open Economy: A Note". Upublisert notat. Universitetet i Trondheim.
- Kiviet, J.F. (1986):** "On the Rigour of Some Misspecification Tests for Modelling Dynamic Relationships". *Review of Economic Studies* LIII, 241-261.
- Lindbeck, A. og D. Snower (1988):** *The Insider-Outsider Theory of Employment and Unemployment*. Massachusetts: MIT Press.
- Lindquist, K.G. og L. Sannes (1989):** "Befolkningsdata og arbeidsmarkedsdata etter kjønn, alder og ekteskapeleg status". *Interne notater* 89/32. Statistisk sentralbyrå.
- Naug, B. (1990):** "Importvolum og importpriser". *Arbeidsnotat* 90/8. Oslo: Norges Bank.
- Nymoen, R. (1988):** "Integrerte variable og empiriske lønnsrelasjoner". *Norsk Økonomisk Tidsskrift* 102, 193-215.
- Nymoen, R. (1990):** "Empirical Modelling of Wage-Price Inflation and Employment Using Norwegian Quarterly Data". *Økonomiske doktoravhandlinger* 3. Oslo: Universitetet i Oslo.
- Nymoen, R. (1991a):** "A Small Linear Model of Wage- and Price-Inflation in the Norwegian Economy". *Journal of Applied Econometrics* Vol. 6.
- Nymoen, R. (1991b):** "Testing av økonomiske teorier ved hjelp av nyere økonometriske metoder for analyse av tidsrekke-data". *Norsk Økonomisk Tidsskrift* 105, 117-138.
- Pagan, A.R. (1987):** "Three Econometric Methodologies: A Critical Appraisal". *Journal of Economic Surveys* 1, 3-24.
- Phillips, A.W. (1958):** "The Relation between Unemployment and the Rate of Change of Money Wage Rates in the United Kingdom, 1861 - 1957". *Economica* 25, 283-289.
- Rødseth, A. og S. Holden (1990):** "Wage Formation in Norway". I L. Calmfors (red.): *Wage Formation and Macroeconomic Policy in the Nordic Countries*. Oxford: Oxford University Press.
- Solow, R. (1979):** "Another Possible Source of Wage Stickiness". *Journal of Macroeconomics* 1, 79-82.

- Stiglitz, J. (1986):** "Theories of Wage Rigidities". I J.L. Butkiewicz et al. (red.): *Keynes' Economic Legacy: Contemporary Economic Theories*. New York: Praeger.
- Stock, J.H. (1987):** "Asymptotic Properties of Least Squares Estimators of Co-Integrating Vectors". *Econometrica* 55, 1035-1056.
- Strøm, S., N.M. Stølen og H. Torp (1988):** "Inntektsdannelsen i Norge". *Norges offentlige utredninger* 1988:24.
- Strøm, B. (1991):** "Sammenhengen mellom lønnstilpasningen i industrien, staten og kommunesektoren". *Norsk Økonomisk Tidsskrift* 105, 25-46.
- Stølen, N.M. (1990):** "Is there a NAIRU in Norway?" *Discussion Paper* 56. Oslo: Statistisk sentralbyrå.
- Stølen, N.M. (1993):** "Wage Formation and Macroeconomic Functioning of the Labour Market in Norway". *Økonomiske doktoravhandlinger*. Oslo: Universitetet i Oslo. Ventes publisert i 1993
- Turner, D.S. (1991):** "The Determinants of the NAIRU Response in Simulations on the Treasury Model". *Oxford Bulletin of Economics and Statistics* 3, 225-242.



**Utkommet i serien Rapporter fra Statistisk sentralbyrå  
etter 1. januar 1992 (RAPP)**

*Issued in the series Reports from the Central Bureau of Statistics  
since 1 January 1992 (REP)*

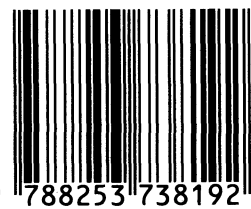
ISSN 0332-8422

- |           |   |           |   |
|-----------|---|-----------|---|
| Nr. 91/18 | Børge Strand: Personlig inntekt, formue og skatt 1980-1989 Rapport fra registerbasert skattestatistikk. 1992-50s. 60 kr<br>ISBN 82-537-3618-5                                   | Nr. 92/10 | Pasientstatistikk 1990. 1992-73s. 90 kr ISBN 82-537-3654-1  |
| - 91/19   | Arne S. Andersen: Familiesituasjon og økonomi En sammenlikning av husholdningers levestandard. 1992-70s. 80 kr ISBN 82-537-3627-4   | - 92/11   | Jan Lyngstad: Økonomiske levekår for barnefamilier og eldre 1970-1986. 1992-80s. 90 kr<br>ISBN 82-537-3660-6  |
| - 92/1    | Naturressurser og miljø 1991 Energi, luft, fisk, skog, jordbruk, kommunale avløp, avfall, miljøindikatorer Ressursregnskap og analyser. 1992-154s. 100 kr<br>ISBN 82-537-3651-7 | - 92/12   | Odd Frank Vaage: Kultur- og mediebruk 1991. 1992-64s. 95 kr<br>ISBN 82-537-3673-8   |
| - 92/1A   | Natural Resources and the Environment 1991. 1992-159s. 100 kr<br>ISBN 82-537-3668-1   | - 92/13   | Offentlig forvaltning i Norge. 1992-72s. 90 kr ISBN 82-537-3674-6   |
| - 92/2    | Arne Ljones, Runa Nesbakken, Svein Sandbakken og Asbjørn Aaheim: Energibruk i husholdningene Energiundersøkelsen 1990. 1992-106s. 90 kr ISBN 82-537-3629-0                      | - 92/14   | Else Helena Flittig: Folketrygden Utviklingen fra 1967 til 1990. 1992-52s. 90 kr ISBN 82-537-3675-4   |
| - 92/3    | Knut Moum (red.): Klima, økonomi og tiltak (KLØKT). 1992-97s. 90 kr<br>ISBN 82-537-3647-9   | - 92/15   | Lasse Sigbjørn Stambøl: Flytting og utdanning 1986-1989 Noen resultater fra en undersøkelse av innenlandske flyttinger på landsdelsnivå og utdanning. 1992-73s. 90 kr<br>ISBN 82-537-3682-7 |
| - 92/4    | Totalregnskap for fiske- og fangstnæringen 1986-1989. 1992-34s. 75 kr ISBN 82-537-3633-9  | - 92/16   | Petter Jakob Bjerve: Utviklingshjelp til offisiell statistikk i Bangladesh. 1992-22s. 75 kr ISBN 82-537-3683-5  |
| - 92/5    | Tom Granseth: Hotelløkonomi og overmattinger En analyse av sammenhengen mellom hotellenes lønnsomhet og kapasitetsutnytting mv. 1992-53s. 90 kr<br>ISBN 82-537-3635-5           | - 92/17   | Anne Brendemoen, Solveig Glomsrød og Morten Aaserud: Miljøkostnader i makroperspektiv. 1992-46s. 75 kr<br>ISBN 82-537-3684-3  |
| - 92/6    | Liv Argel: Informasjonen om Folke- og bolig telling 1990 i massemediene. 1992-68s. 90 kr ISBN 82-537-3645-2   | - 92/18   | Ida Skogvoll: Folke- og bolig telling 1990 Dokumentasjon av kontroll- og opprettingsregler for skjemakjennemerker. 1992-48s. 75 kr<br>ISBN 82-537-3694-0                                    |
| - 92/7    | Ådne Cappelen, Tor Skoglund og Erik Storm: Samfunnsøkonomiske virkninger av et EF-tilpasset jordbruk. 1992-51s. 75 kr ISBN 82-537-3650-9  | - 92/19   | Ida Skogvoll: Folke- og bolig telling 1990 Dokumentasjon av kodeopp- legget i Folke- og bolig telling 1990. 1992-27s. 75 kr<br>ISBN 82-537-3695-9   |
| - 92/8    | Finn Gjertsen: Dødelighet ved ulykker 1956-1988. 1992-127s. 100 kr<br>ISBN 82-537-3652-5  | - 92/20   | Tor Arnt Johnsen: Ressursbruk og produksjon i kraftsektoren. 1992-35s. 75 kr ISBN 82-537-3696-7   |
| - 92/9    | Kommunehelsetjenesten Årsstatistikk for 1990. 1992-56s. 90 kr<br>ISBN 82-537-3653-3   | - 92/21   | Kurt Åge Wass: Prisindeks for ny enebolig. 1992-43s. 75 kr<br>ISBN 82-537-3734-3-   |
|           |   | - 92/22   | Knut A. Magnussen and Terje Skjerpen: Consumer Demand in MODAG and KVARTS. 1992-73s. 90 kr ISBN 82-537-3774-2   |

- Nr. 92/23 Skatter og overføringer til private  
Historisk oversikt over satser mv.  
Årene 1975-1992. 1992-70s. 90 kr  
ISBN 82-537-3778-5
- 92/24 Pasientstatistikk 1991. 1992-76s. 90 kr  
ISBN 82-537-3780-7
- 92/25 Astrid Busengdal og Ole O. Moss:  
Avfallsstatistikk Prøveundersøkelse for  
kommunalt avfall og gjenvinning.  
1992-37s. 75 kr  
ISBN 82-537-3782-3
- 92/26 Nils Øyvind Mæhle: Kryssløpsdata og  
kryssløpsanalyse 1970-1990  
Under utgivelse
- 92/27 Terje Erstad og Per Morten Holt:  
Selskapsbeskatning Analyse og  
statistikk. 1992-118s. 100 kr  
ISBN 82-537-3786-6
- 92/28 Terje Skjerpen og Anders Rygh  
Swensen: Estimering av dynamiske  
utgiftssystemer med feiljusterings-  
mekanismer. 1992-60s. 90 kr  
ISBN 82-537-3792-0
- 92/29 Charlotte Koren og Tom Kornstad:  
Typehusmodellen ODIN  
(Under utgivelse)
- Nr. 92/30 Avskrivningsregler og leiepriser for  
kapital 1981-1992 (Under utgivelse)
- 93/2 Anne Brendemoen: Faktoreterspørsmål i  
transportproduserende sektor (Under  
utgivelse)
- 93/3 Jon Holmøy: Pleie- og  
omsorgstjenesten i kommunene 1989  
(Under utgivelse)
- 93/4 Magnar Lillegård: Folke- og  
boligtelling 1990 Dokumentasjon av de  
statistiske metodene (Under utgivelse)
- 93/5 Audun Langørgen: En økonometrisk  
analyse av lønnsdannelsen i Oslo  
(Under utgivelse)
- 93/6 Leif Andreassen, Truls Andreassen,  
Dennis Fredriksen, Gina Spurkland og  
Yngve Vogt: Framskrivning av  
arbeidsstyrke og utdanning  
Mikrosimuleringsmodellen MOSART 1  
(Under utgivelse)

Pris kr 100,00

Publikasjonen utgis i kommisjon hos Akademika - avdeling for offentlige publikasjoner, Oslo, og er til salgs hos alle bokhandlere.



9 788253 738192

ISBN 82-537-3819-6  
ISSN 0332-8422