

Brage Sjursen Lien

# Hvilken effekt har arbeidsmarkedstiltak og langtidsledighet på lønndannelsen?

En empirisk analyse av lønnskurver i Fastlands-Norge i perioden 1970-2014

Masteroppgave i Samfunnsøkonomi  
Trondheim, juni 2016

Norges teknisk-naturvitenskapelige universitet  
Fakultet for samfunnsvitenskap og teknologiledelse  
Institutt for samfunnsøkonomi

---

# Forord

Denne masteroppgaven er avslutning på en 2-årig mastergrad i samfunnsøkonomi ved Institutt for samfunnsøkonomi på NTNU. Jeg ønsker å rette en stor takk til min veileder Kåre Johansen for verdifull og utrolig god tilbakemelding, og som alltid har hatt en åpen dør når jeg har hatt spørsmål underveis. Videre ønsker jeg å rette en stor takk til Martin Sveggen Haraldseth for gjennomlesing av oppgaven, og ikke minst til Mamma for stor tålmodighet under språkvask. Jeg vil også takke Institutt for samfunnsøkonomi for en fin studietid og alle som har gjort mine år som student fantastisk.

Trondheim, 1. juni 2016.

Brage Sjursen Lien



# Innhold

<b>1</b>	<b>Innledning</b>	<b>1</b>
<b>2</b>	<b>Det norske arbeidsmarkedet</b>	<b>3</b>
2.1	Lønnsforhandlinger i Norge . . . . .	3
2.2	Arbeidsmarkedstiltak og arbeidsledighetstrygd . . . . .	4
<b>3</b>	<b>Teori</b>	<b>5</b>
3.1	Styringsrettsmodellen . . . . .	5
3.1.1	Bedriftens etterspørsel etter arbeidskraft . . . . .	6
3.1.2	Fagforeningens objektfunksjon . . . . .	7
3.1.3	Forhandlingsløsningen . . . . .	8
3.1.4	Ulike spesifikasjoner av alternativnytt, $v^0$ . . . . .	11
<b>4</b>	<b>Datamaterialet og tidsserieegenskaper</b>	<b>16</b>
4.1	Data . . . . .	16
4.2	Deskriptiv statistikk . . . . .	19
4.3	Korrelasjon og multikolinearitet . . . . .	22
4.4	Stasjonaritet og kointegrasjon i tidsserievariabler . . . . .	24
4.5	Feiljusteringsmodellen . . . . .	28
4.6	Test av enhetsrøtter . . . . .	29
<b>5</b>	<b>Empirisk spesifikasjon</b>	<b>31</b>
5.1	Grunnmodell . . . . .	31
5.2	Inkludering av tiltaksandel og åpen ledighet. . . . .	34
<b>6</b>	<b>Resultater av estimering</b>	<b>35</b>
6.1	«General to spesific» . . . . .	35
6.1.1	Gyldighet av modell . . . . .	36
6.2	Resultater . . . . .	39
6.2.1	Generelle resultater . . . . .	40
6.2.2	Modell 1 . . . . .	41
6.2.3	Modell 2 . . . . .	41
6.2.4	Modell 3 . . . . .	43
6.2.5	Modell 4 . . . . .	44
6.2.6	Foreløpig oppsummering . . . . .	44
6.2.7	Test for kointegrasjon . . . . .	46

6.2.8	Resultater fra diagnostiske tester . . . . .	47
6.3	Utvidelse av modellene . . . . .	49
6.3.1	Generelle resultater fra utvidelsene . . . . .	50
6.3.2	Utvidelse modell 2. . . . .	50
6.3.3	Utvidelse modell 3 . . . . .	52
6.3.4	Utvidelse modell 4 . . . . .	54
6.3.5	Oppsummering fra utvidelsene . . . . .	56
<b>7</b>	<b>Sammenligning med tidligere studier</b>	<b>57</b>
<b>8</b>	<b>Oppsummering og konklusjon</b>	<b>60</b>
8.1	Videre undersøkelser . . . . .	62
	<b>Appendiks</b>	<b>i</b>
<b>A</b>	<b>Prissettingskurven</b>	<b>i</b>
<b>B</b>	<b>Figurer over alle inkluderte variabler</b>	<b>ii</b>
<b>C</b>	<b>Korrelasjonsmatrise for alle inkluderte variabler</b>	<b>v</b>
<b>D</b>	<b>Estimering av de generelle modellene</b>	<b>vi</b>
<b>E</b>	<b>Rekursiv estimering av alle modellene</b>	<b>x</b>
<b>F</b>	<b>Estimering av modeller med kortere tidsperiode</b>	<b>xiv</b>

## Figurer

1	Pris- og lønnssettingskurven . . . . .	16
2	Utviklingen i ledighet 1970 – 2014 . . . . .	19
3	Utviklingen i andelen langtidsledige og tiltaksandelen 1970 – 2014 . . . . .	20
4	Utviklingen i prisvekst, produktivitetsvekst og lønnsveksvekst 1970 – 2014	21
5	Lønnsandel 1970 – 2014 . . . . .	22
6	Lønn, pris og konsumpris . . . . .	31
7	Rekursiv estimering av ledighetsvariabler fra utvalgte modeller med +/- 2 estimerte standardavvik. . . . .	48
8	Rekursiv estimering av tiltaksvariabler fra utvalgte modeller med +/- 2 estimerte standardavvik. . . . .	48

9	Lønn, produktivitet pris og konsumpris . . . . .	ii
10	Veksten i Lønn, produktivitet, pris og konsumpris . . . . .	ii
11	Ledighetsvariablene på nivåform . . . . .	iii
12	Ledighetsvariablene på endringsform . . . . .	iii
13	Lønnsandel . . . . .	iii
14	Langtidsledighet på nivåform . . . . .	iv
15	Endringen i langtidsledighet . . . . .	iv
16	Rekursiv estimering av modell 1.1 . . . . .	x
17	Rekursiv estimering av modell 2.1 . . . . .	xi
18	Rekursiv estimering av modell 2.2 . . . . .	xi
19	Rekursiv estimering av modell 3.1 . . . . .	xii
20	Rekursiv estimering av modell 3.2 . . . . .	xii
21	Rekursiv estimering av modell 4.1 . . . . .	xiii
22	Rekursiv estimering av modell 4.2 . . . . .	xiii

## Tabeller

1	Deskriptiv statistikk for sentrale variabler . . . . .	19
2	Korrelasjonsmatrise mellom utvalgte ledighetsvariable. . . . .	22
3	Test for enhetsrøtter . . . . .	30
4	Resultater . . . . .	39
5	Langtidseffekter av modell (5.1)-(5.4) . . . . .	40
6	Test for kointegrasjon . . . . .	46
7	Resultater for utvidet estimering av modell 2 . . . . .	51
8	Resultater for utvidet estimering av modell 3 . . . . .	53
9	Resultater for utvidet estimering av modell 4 . . . . .	55
10	Utvalgte resultater fra Raaum og Wulfsberg (1998) . . . . .	58
11	Generell modellvariant 1. . . . .	vi
12	Generell modellvariant 2 . . . . .	vii
13	Generell modellvariant 3 . . . . .	viii
14	Generell modellvariant 4 . . . . .	ix



# 1 Innledning

I denne oppgaven ønsker jeg å estimere lønnskurver for Norge ved å bruke tidsseriedata fra 1970 til 2014. Problemstillingen er om lønnskurven for Fastlands-Norge skifter opp og fører til høyere lønn, eller ned og fører til lavere lønn dersom det kommer flere personer på arbeidsmarkedstiltak. Jeg vil også undersøke om en økt andel langtidsledige øker lønna, for gitt ledighet. I tillegg ønsker jeg å se på om effekten arbeidsmarkedstiltak har på lønn avhenger av om det er en høy andel langtidsledighet, og om det ble en endring i lønnsdannelsen etter 2001, da sentralbanken gikk over til inflasjonsstyring av styringsrenten.

Norge i 2016 er karakterisert ved økende arbeidsledighet og lavere statlige inntekter. Norske myndigheter legger derfor opp til å bruke over 8 milliarder kroner på arbeidsmarkedstiltak i statsbudsjettet (Regjeringen, 2015b). I tillegg er det foreslått ytterligere tiltakspakker for å prøve å bekjempe den økende ledigheten. Arbeidsmarkedstiltak har som hovedmål å øke de arbeidslediges muligheter for innpassing og tilbakeføring til ordinært arbeidsliv (NOU, 1993). Effekten arbeidsmarkedstiltak har på lønna kan være todelt. Calmfors og Forslund (1991) argumenterer for at hovedeffekten av tiltakene er økt lønn som følge av at arbeidsledige har et mer attraktivt alternativ enn det å være helt arbeidsledig. Insensitivene til lønnsmoderasjon for en fagforening vil da reduseres. Videre i oppgaven omtaler jeg denne effekten som «velferdseffekten». På den andre siden forklarer Raaum og Wulfsberg (1998) at tiltak kan øke søker effektiviteten og produktiviteten til arbeidsledige, og vil øke konkurransen om jobbene slik at lønna reduseres. Denne effekten blir omtalt som «jobbkonkurransoeffekten».

For å undersøke hvilken av de to effektene som dominerer, tar jeg utgangspunkt i en lønnsrelasjon basert på en teoretisk modell for lønnsforhandlinger. Bakgrunnen er lønnsforhandlinger mellom en representativ bedrift og en sentralisert fagforening der forhandlingslønna er en funksjon av alternativnytt til fagforeningen. Alternativnytt er nytten til alle medlemmene i en fagforening som ikke er sysselsatt. Denne avhenger igjen av om en person er helt arbeidsledig, er på arbeidsmarkedstiltak eller får seg en ny jobb. Den teoretiske modellen gjør meg i stand til å danne en lønnsrelasjon som videre gir grunnlaget for den empiriske relasjonen jeg estimerer.

De fleste studiene som tar for seg effekten av arbeidsmarkedstiltak på lønn i Norge, bruker data som går fram til 1990-tallet. Blant disse er Raaum og Wulfsberg (1998) som finner at økt satsing på tiltak gir redusert lønn, både på kort og lang sikt. Nymoen og Rødseth



(2003) finner at arbeidsmarkedstiltak gir økt lønnspress i hele Norden. Johansen (2002) finner, i motsetning til Nymoen og Rødseth, redusert effekt på lønn ved en større andel på arbeidsmarkedstiltak. I tillegg bruker Calmfors og Forslund (1991) data fra Sverige i perioden 1960-1986 og finner økt lønnspress ved satsing på arbeidsmarkedstiltak.

Det kan i tillegg tenkes at en person som er langtidsledig blir en mindre kvalifisert jobbsøker, og at konkurransen om jobbene synker for de resterende ledige. Dette vil i teorien føre til høyere lønn, for gitt total ledighet. Alternativnyttene kan derfor utvides til å inkludere denne effekten. Langtidsledighet er undersøkt av Nickell og Wadhvani (1990) på britiske data, og de finner at økt andel langtidsledige, for gitt total ledighet, øker lønnspresset. Johansen (1995) inkluderer andelen langtidsledige som en variabel for å undersøke om sammensetningen av ledigheten har effekt på lønninger i Norge, og finner positive estimater.

For å komme fram til en empirisk spesifisering som best forklarer lønnsdannelsen bruker jeg fire generelle spesifikasjoner som er inspirert av de overnevnte artiklene. Deretter estimerer jeg de generelle modellene med minste kvadraters metode (MKM) og reduserer modellen til den kun inneholder signifikante variabler pluss ledighetsvariabler. Dette gjør at jeg til slutt står igjen med syv ulike spesifikasjoner, der seks inkluderer tiltaksvariabler. I utvidelsene av resultatene ønsker jeg å undersøke om det har skjedd en endring i lønnsdannelsen etter 2001, da sentralbanken gikk over til inflasjonsstyring. Jeg ønsker også å undersøke om effekten av arbeidsmarkedstiltak avhenger av tilstanden i arbeidsmarkedet. For å undersøke de to siste hypotesene utvider jeg de seks modellene som inneholder tiltaksvariabler. Jeg inkluderer en dummy for årene etter 2001 alene, interaksjonsledd mellom tiltaksvariabel og langtidsledighet alene, og begge to samtidig slik at det blir seks utvidelser for hver modell.

Resten av oppgaven er strukturert som seks kapitler. I neste kapittel er det en introduksjon til det norske arbeidsmarkedet og arbeidsmarkedstiltak, og hvordan forhandlinger mellom fagforeninger og bedrifter fungerer i praksis. Teorimodellen som danner grunnlaget for den empiriske lønnslikningen utledes i kapittel 3. I kapittel 4 undersøker jeg datamaterialet og tidsserieegenskaper ved de inkluderte variablene før de empiriske spesifikasjonene presenteres i kapittel 5. Kapittel 6 tar for seg resultatene fra estimeringen av de empiriske spesifikasjonene og utvidelse av modellene. I kapittel 7 drøfter jeg tidligere resultater sammenligner disse med mine funn før kapittel 8 gir en oppsummering og konklusjon av oppgaven i sin helhet.

## 2 Det norske arbeidsmarkedet

I dette kapittelet ønsker jeg å gi en kort innføring i hvordan lønnsforhandlinger i Norge fungerer, og hva som menes med arbeidsmarkedstiltak. Jeg vil også kort vise hvilke alternativer en arbeidsledig har. Det kan være nyttig å relatere den empiriske bakgrunnen for lønnsforhandlinger og arbeidsmarkedstiltak til den teoretiske modellen som blir presentert i kapittel 3.

### 2.1 Lønnsforhandlinger i Norge

Norsk arbeidsliv er organisert ved arbeidsgiver- og arbeidstakerorganisasjoner. Totalt var det rundt 1,7 millioner fagforeningsmedlemmer i 2014, mens det samme år var 81 000 bedrifter med medlemskap i en arbeidsgiverorganisasjon.<sup>1</sup> Landsorganisasjonen (LO) er landets største arbeidstakerorganisasjon med over 900 000 medlemmer fordelt på 24 fagforbund (LO, 2014). Næringslivets Hovedorganisasjon (NHO) er motsatsen til LO og er Norges største arbeidsgiverorganisasjon med 24 000 medlemmer (NHO, 2014). Arbeidstaker- og arbeidsgiverorganisasjoner utgjør sammen med staten trepartssamarbeidet i det norske arbeidslivet og har som primærformål å inngå tariffavtaler. Eventuelt kan en enkelt bedrift forhandle fram en avtale med en arbeidstakerorganisasjon.

Tariffavtaler skal etablere rettigheter og plikter både for organisasjonene og for organisasjonens medlemmer. I tariffavtalene kan det også inngå en enighet om at det kan forhandles lokale avtaler eller særavtaler med innhold som ikke dekkes av tariffavtalen (Stokke et al., 2003, s.48). Det viktigste elementet i en tariffavtale er hvilken lønn et fagforeningsmedlem skal ha.

Den norske lønnsdannelsen blir ofte omtalt som frontfagsmodellen fordi det er konkurranseutsatt sektor, frontfagene, som forhandler først og som setter en norm for lønnsveksten i andre deler av økonomien (Holden, 2016). Dette kan sees på som en slags implementering av hovedkursteorien som ble formulert i Aukrust (1977).

Det er hovedoppgjør hvert andre år, og mellomoppgjør i årene mellom hovedoppgjørene. Ved forbundsvis hovedoppgjør er det forhandlingene mellom Norsk Industri og Fellesforbundet som utgjør frontfaget og i stor grad styrer lønnsveksten i økonomien (Holden, 2016). Ved mellomoppgjør og samordnede oppgjør er det de største organisasjonene, LO

---

<sup>1</sup>Medlemstall er hentet fra statistikkbanken til SSB.

og NHO, som forhandler for hele området samlet og utgjør frontfagene. Etter frontfagene har kommet til enighet, bruker de andre forbundene denne enigheten som utgangspunkt for sine forhandlinger. Ved lokale forhandlinger er det ofte andre aspekter enn lønna som forhandles fram. Dette kan være skifttillegg, overtidsgodtgjørelse, klesgodtgjørelse og ukentlig arbeidstid (Stokke et al., 2003).

Partene har ulike aksjonsformer de kan bruke dersom de ikke kommer til enighet. Ved sentrale forhandlinger kan arbeidstakerorganisasjonene bruke streik, og arbeidsgiverorganisasjonene bruke lockout. Ved streik trekker en fagforening medlemmene sine ut av bedriften slik at produksjonen i bedriften blir lavere eller eventuelt stanser opp. Fagforeningsmedlemmene får da utbetalt bidrag fra en streikekasse som fagforeningen har bygget opp. I lokale forhandlinger er det i henhold til hovedavtalen fredsplikt, men arbeiderne kan her bruke andre typer aksjonsformer. Dette kan for eksempel være en «gå sakte»-aksjon der arbeiderne ikke utfører arbeidet med den innsatsen de ellers ville gjort.

### 2.2 Arbeidsmarkedstiltak og arbeidsledighetstrygd

OECD klassifiserer arbeidsmarkedstiltak som enten aktive eller passive, der hovedoppgaven er å få flest mulig arbeidsledige ut i jobb. De aktive arbeidsmarkedstiltakene OECD skiller mellom er: offentlig sysselsettingstjenester som forsøker å matche ledige jobber med arbeidsledige, arbeidsmarkedstrening, arbeidsmarkedstrening for unge, subsidierte arbeidsplasser og sysselsettingsprogram for personer med nedsatt arbeidsevne (Cahuc og Zylberberg, 2004).

Som arbeidsledig i Norge kan du enten motta dagpenger (også kalt arbeidsledighetstrygd) eller tiltakspenger. Dagpenger regnes som en delvis erstatning for tap av arbeidsinntekt når du er arbeidsledig, mens tiltakspenger er en dagssum du mottar dersom du deltar på arbeidsmarkedstiltak. I 2015 var det planlagt at over 60 000 personer i Norge skulle være på arbeidsmarkedstiltak. De prioriterte mottaksgruppene av tiltak er personer med nedsatt arbeidsevne, langtidsledige, ungdom, langtidsmottakere av sosialhjelp og innvandrere fra land utenfor EØS-området. (Regjeringen, 2015a). I Norge er det Arbeids- og velferdsforvaltningen (NAV) som forvalter myndighetenes satsing på tiltak og utbetaling av ledighetstrygd.

En essensiell forutsetning i oppgaven er at nytten av å være på tiltak er større enn nytten av arbeidsledighetstrygd (dagpenger). Denne forutsetningen er ikke så lett å dokumentere,

først og fremst fordi det er vanskelig å faktisk dokumentere nytten til en person, men også fordi dagpengene beregnes ut i fra tidligere inntekt, mens tiltakspengene er en fast dagssum. NAV opplyser at dagpenger utgjør omtrent 62,4% av tidligere inntekt, mens tiltakspenger er 355 kroner om dagen.<sup>2</sup> I praksis betyr det at en person som tidligere har tjent mer enn 207 652 kroner vil få større økonomisk støtte gjennom et helt år ved å velge dagpenger framfor å være på tiltak. Men ved å delta i arbeidsmarkedstiltak er det andre fordeler enn kun inntektene. Dersom man antar at sannsynligheten for å få jobb etter å ha deltatt på arbeidsrettede tiltak øker, så vil dette kunne sies å være en del av nytten ved tiltak og det kan likevel være slik at nytten av å være på tiltak er større enn nytten ved å motta dagpenger.

I neste kapittel presenteres en teoretisk modell for lønnsforhandlinger som blant annet benyttes til å analysere virkninger på lønn av arbeidsmarkedstiltak og langtidsledighet.

## 3 Teori

I dette kapittelet skal jeg gjøre rede for en teorimodell som danner grunnlaget for den empiriske analysen som kommer senere i oppgaven. Teorimodellen jeg bruker er en «Right to manage»-modell, som på norsk kan oversettes til styringsrettsmodellen. En slik type forhandlingsmodell ble først presentert av Leontief (1946) og brukes i Nickell og Andrews (1983), Hoel og Nymoen (1988), Raaum og Wulfsberg (1998) og Nymoen og Rødseth (2003). Raaum og Wulfsberg presenterer en alternativ versjon av forhandlingsmodellen til Calmfors og Lang (1995), mens modellen som blir presentert her er en forenkling av Raaum og Wulfsbergs modell, men følger den samme argumentasjonen og prinsippene. Denne er identisk med modellen som blir presentert i Johansen (2000). Modellen er valgt fordi den på en enkel og effektiv måte illustrerer teorien og poengene som er nødvendig for å forstå bakgrunnen for den empiriske tilnærmingen.

### 3.1 Styringsrettsmodellen

Styringsrettsmodellen er en forhandlingsmodell som i økonomisk teori blir brukt som bakgrunn for lønnsdannelse i en økonomi der lønna forhandles fram mellom to parter.

---

<sup>2</sup>Tiltaksbeløpet er for personer over 19 år som mottar «*høy takst*». Fullstendig informasjon om tiltakspenger og dagpenger finnes på [www.nav.no](http://www.nav.no)

Lønna blir bestemt ved sentrale forhandlinger mellom fagforeningen (LO) og en eller flere representative bedrifter (NHO). Vi antar en liten lukket økonomi med identiske bedrifter og full informasjon, slik at den ene parten vet hvilke krav den andre parten vil fremme. Ved sentrale forhandlinger vil fagforeningen og bedriften ta hensyn til eventuelle prisøkninger i økonomien som helhet, og i denne modellen vil forhandlingslønnen,  $w$ , representere både reallønna for konsumenter og reallønna for produsenter (Johansen, 2000, s.19).

### 3.1.1 Bedriftens etterspørsel etter arbeidskraft

I styringsrettsmodellen antas det at sysselsettingen bestemmes av en bedrift etter at lønna er forhandlet fram. Profitten til bedriften, er gitt som:

$$\pi = R(N) - wN, \quad R_N > 0, \quad (3.1)$$

hvor  $R(N)$  er realverdien av inntekter som en funksjon av sysselsettingen,  $N$ , og  $w$  er reallønnsutbetalinger per arbeider. Vi antar at både lønna og inntektene er deflatert med konsumprisindeksen ( $CPI$ ) slik at profitten blir realprofitten. Bedriften setter sysselsettingen slik at profitten blir maksimert. Førsteordensbetingelsen som løser maksimeringsproblemet er:

$$R_N - w = 0. \quad (3.2)$$

Andreordensbetingelsen gir  $R_{NN} < 0$ . Ligning (3.2) definerer en etterspørselskurve etter arbeidskraft som er fallende i et sysselsettings- og lønnsdiagram. Det betyr at lønna er synkende i sysselsetting. Etterspørselskurven kan derfor skrives som:

$$N = N(w), \quad N_w < 0. \quad (3.3)$$

Ved å sette inn for (3.3) i (3.1) kan profittfunksjonen omskrives til:

$$\pi(w) = R(N(w)) - wN(w). \quad (3.4)$$

For å se på hvordan profitten til bedriften endrer seg når lønna øker, differensieres ligning (3.4) med hensyn på  $w$ , gitt ligning (3.2):

$$\frac{\partial \pi}{\partial w} = R_N N_w - w N_w - N = N_w (R_N - w) - N = -N \quad (3.5)$$

Dersom lønna økes med en, så vil det medføre en reduksjon i sysselsettingen på  $-N$ . Ligning (3.5) er ofte referert til som Sheppards lemma (Varian, 1992).

### 3.1.2 Fagforeningens objektfunksjon

Vi antar at fagforeningen er en rasjonell agent med veldefinerte preferanser. Objektfunksjonen til fagforeningen er en funksjon av lønna  $w$ , antall sysselsatte medlemmer,  $N$ , og en vektor,  $Z$ , som påvirker fagforeningens preferanser.  $Z$  kan for eksempel være arbeidsforhold eller arbeidstider. Dette gir den generelle objektfunksjonen:

$$V = V(w, N, Z), \quad \text{hvor} \quad V_w > 0, \quad V_N > 0. \quad (3.6)$$

Nytten til et representativt sysselsatt medlem av fagforeningen etter forhandlingene er  $v(w)$ . Marginalnytten er positiv, men avtakende i lønn så  $v_w > 0$  og  $v_{ww} < 0$ .  $v^0$  er forventet nytte til et medlem som ikke er sysselsatt etter forhandlingene, altså en oppsagt arbeider.  $v^0$  refereres ofte til som forventet alternativnytte eller alternativnytt. Nytten til et sysselsatt medlem er større enn nytten til et medlem uten arbeid så  $v(w) > v^0$ . Videre har fagforeningen utilitaristiske preferanser som vil si at den ønsker å maksimere den samla nytten til alle sine medlemmer,  $M$ . Fagforeningen tar hensyn til prisøkningen i økonomien og også her er  $w$  reallønna deflatert med konsumprisindeksen. Objektfunksjonen blir i dette tilfellet:

$$V = \begin{cases} Mv(w) & \text{for } N \geq M \\ Nv(w) + (M - N)v^0 & \text{for } N < M. \end{cases} \quad (3.7)$$

Dersom alle medlemmene i fagforeningen er sysselsatt,  $N \geq M$ , vil fagforeningens samla nytte være nytten til hvert enkelt medlem multiplisert med antall medlemmer. Dersom det er  $N < M$  sysselsatte, vil den samla nytten til fagforeningen være antall sysselsatte multiplisert med nytten til hvert individ, pluss nytten til alle  $M - N$  medlemmer som ikke er sysselsatt. Vi antar at det ikke er full sysselsetting i økonomien, og at fagforeningen ønsker å maksimere sin preferansefunksjon gitt etterspørselen etter arbeidskraft. Det betyr at fagforeningene tar (3.3) for gitt og ønsker å maksimere nyttefunksjonen:

$$V^*(w) = N(w)v(w) + (M - N(w))v^0. \quad (3.8)$$

Ved å differensiere (3.8) med hensyn på  $w$  kan vi finne effekten av økt lønn på fagforeningens nytte:

$$\frac{\partial V^*(w)}{\partial w} = N(w)v_w + N_w(v(w) - v^0) = 0. \quad (3.9)$$

Det første leddet i (3.9) er positivt og er marginalgevinsten fagforeningen får av økt lønn. Siden  $v(w) > v^0$ , vil andre leddet være negativt og er marginaltapet fagforeningen har som følge av at økt lønn, nemlig redusert sysselsetting.

### 3.1.3 Forhandlingsløsningen

Vi har nå funnet bedriftens profitt og fagforeningens preferanser gitt ved ligning (3.4) og (3.8). For å kunne finne forhandlingslønnene må vi først se på hvilke aksjonsformer de to partene kan bruke ved en eventuell konflikt. Under en konflikt vil nytten til fagforeningen og profitten til bedriften være lavere enn ved en normal arbeidssituasjon. Dersom vi antar at medlemmene i fagforeningen har streikerett, og bedriftene har rett til lockout, så vil nytten til fagforeningen under en konflikt avhenge av hvor mye medlemmene får utbetalt ved streik. Profitten til bedriften avhenger av hvor mange som jobber, hvor stor produksjonen i bedriften er under konflikten. Vi lar  $\bar{V}$  være den samla nytten til fagforeningen under en konflikt og tilsvarende lar vi  $\bar{\pi}$  være profitten til bedriften ved konflikt.  $\bar{V}$  og  $\bar{\pi}$  er kalt partenes bruddpunkter. Hverken fagforeningen eller bedriften vil akseptere et utfall fra forhandlingene som gjør at nytten eller profitten er lavere enn henholdsvis  $\bar{V}$  og  $\bar{\pi}$ . Det betyr at resultatet av lønnsforhandlingene må tilfredstille  $V > \bar{V}$  og  $\pi > \bar{\pi}$ . Dersom disse ulikhetene ikke tilfredstilles, vil begge parter foretrekke konflikt framfor normalsituasjonen. Siden det er antatt full informasjon, vet begge parter at den andre ikke vil akseptere et tilbud som er lavere enn bruddpunktene.

Fagforeningens bruddpunkt kan problematiseres ytterligere. Hvordan denne verdien defineres, avhenger av hvilke forutsetninger vi setter om nytten under konflikt. Dersom alle som er sysselsatte når forhandlingen starter mottar en kompensasjon,  $\bar{v}$ , og alle  $(M - N)$  som ikke er sysselsatt mottar alternativnyttens  $v^0$ , vil fagforeningens bruddpunkt være gitt som  $\bar{V} = N\bar{v} + (M - N)v^0$ . Dersom vi antar at  $v^0 = \bar{v}$ , blir fagforeningens nytte ved forhandlingsbrudd:

$$\bar{V} = Mv^0. \quad (3.10)$$

I dette tilfellet vil alle medlemmene i fagforeningen,  $M$ , motta alternativnytt  $v^0$ . Dersom vi trekker (3.10) fra (3.8) får vi fagforeningens lønnskrav:

$$V^*(w) - \bar{V} = N(w)(v(w) - v^0). \quad (3.11)$$

Forhandlingene mellom de to partene kan formaliseres «som om» det er gjentatte lønns-tilbud. Den andre parten kan akseptere kravet eller fremme et nytt tilbud. Man kan finne utfallet av et slikt sekvensielt spill ved å maksimere Nash forhandlingsløsningen:

$$O = (V^*(w) - \bar{V})^\beta (\pi(w) - \bar{\pi})^{1-\beta}. \quad (3.12)$$

I (3.12) er  $\beta$  fagforeningens relative forhandlingsstyrke, mens  $1 - \beta$  er bedriftens relative forhandlingsstyrke. Dersom fagforeningen har all forhandlingsmakt, vil  $\beta = 1$  og fagforeningen vil sette lønn alene, og motsatt dersom  $\beta = 0$ . Som skrevet tidligere vil bedriften bestemme sysselsettingen etter lønnsforhandlingene. For å finne en løsning av forhandlingsproblemet benyttes en logaritmisk transformasjon av (3.12):<sup>3</sup>

$$\ln O \equiv \Omega = \beta \ln (V^*(w) - \bar{V}) + (1 - \beta) \ln (\pi(w) - \bar{\pi}).$$

Innsatt for (3.11) transformeres  $\ln O = \Omega$  til

$$\Omega = \beta \ln (N(w)(v(w) - v^0)) + (1 - \beta) \ln (\pi(w) - \bar{\pi}), \quad (3.13)$$

og siden det forhandles om lønn vil førsteordensbetingelsen som maksimerer (3.13) bli:

$$\Omega_w = \beta \left( \frac{\frac{\partial V^*(w)}{\partial w}}{(N(w)(v(w) - v^0))} \right) + (1 - \beta) \left( \frac{\frac{\partial \pi}{\partial w}}{(\pi(w) - \bar{\pi})} \right) = 0, \quad \Omega_{ww} < 0. \quad (3.14)$$

Ligning (3.14) forteller at den relative økningen fagforeningen får i nytte som følge av økt lønn, vektet med forhandlingsstyrken, skal være lik bedriftens relative tap i profitt ved økt lønn, vektet med forhandlingsstyrken. Videre kan vi sette inn for  $\frac{\partial V^*(w)}{\partial w}$  fra ligning (3.9), Sheppards lemma gitt ved (3.5) samt profitten gitt ved (3.1). Da kan ligning (3.14)

---

<sup>3</sup>Logaritmisk spesifikasjon er en framstillingsmessig forenkling som gjør det lettere å finne betingelsen for maksimering.



omskrives til: <sup>4</sup>

$$\Omega_w = \beta \left( \frac{v_w}{(v(w) - v^0)} + \frac{N_w}{N(w)} \right) = (1 - \beta) \left( \frac{N}{R(N) - wN - \bar{\pi}} \right), \quad (3.15)$$

og videre divideres høyresiden av ligningen med  $N/N$ :

$$\Omega_w = \beta \left( \frac{v_w}{(v(w) - v^0)} + \frac{N_w}{N(w)} \right) = (1 - \beta) \left( \frac{1}{R(N)/N - w - \bar{\pi}/N} \right). \quad (3.16)$$

Der vi kan anta at  $\frac{R(N)}{N} = P(\frac{X}{N}) = P \times PROD$ , hvor  $P$  er produktpris,  $X$  er produserte enheter og  $PROD$  er produktiviteten, gitt som produserte enheter per arbeider. Da er produktprisen på varen ganget med produktiviteten inntektene til bedriften per sysselsatt.

Dersom vi i tillegg antar at  $\bar{\pi} = 0$  kan ligning 3.16 skrives som:

$$\Omega_w = \beta \left( \frac{v_w}{(v(w) - v^0)} + \frac{N_w}{N(w)} \right) = (1 - \beta) \left( \frac{1}{P \times PROD - w} \right). \quad (3.17)$$

Siden både fagforeningen og bedriften tar hensyn til prisstigning i konsumprisen vil lønna som er forhandlet fram ved ligning (3.17) være reallønna. Fra ligning (3.17) følger det da at forhandlingslønna er definert som en funksjon av  $\beta, v^0, P, PROD$  og  $CPI$ , og en lønnslikning for nominell lønn kan skrives som:

$$w = w(\beta, v^0, P, PROD, CPI). \quad (3.18)$$

Effekten alternativnyttens,  $v^0$ , har på nominell lønn vil være avgjørende for hvordan ledighetsvariablene påvirker forhandlingslønna. Effekten av økt alternativnytte på forhandlingslønna er gitt som:

$$\begin{aligned} \Omega_{ww} \frac{\partial w}{\partial v^0} + \Omega_{wv^0} &= 0 \\ \frac{\partial w}{\partial v^0} &= \frac{\Omega_{wv^0}}{-\Omega_{ww}}. \end{aligned} \quad (3.19)$$

Fortegnet på  $\frac{\partial w}{\partial v^0}$  er det samme som fortegnet på  $\Omega_{wv^0}$ . Fra ligning (3.15) kan det lett sees at  $\Omega_{wv^0} > 0$ . Det betyr at høyere alternativnytte gir økt forhandlingslønn.<sup>5</sup> For å se på

---

<sup>4</sup>Førstedifferensierte av  $O = \ln \Omega$  mhp.  $w$  er gitt som  $\Omega_w = \beta \left( \frac{N(w)v_w + N_w(v(w) - v^0)}{(N(w)(v(w) - v^0))} \right) - (1 - \beta) \left( \frac{N}{\pi(w) - \bar{\pi}} \right) = 0$

<sup>5</sup>På samme måte vil effekten av økt relativ forhandlingsstyrke og økt profitt under konflikt være gitt av fortegnet på henholdsvis  $\Omega_{w\beta}$  og  $\Omega_{w\bar{\pi}}$ .

hvordan ledighet og arbeidsmarkedstiltak påvirker lønna, vil det være interessant å se på ulike spesifikasjoner av  $v^0$ .

### 3.1.4 Ulike spesifikasjoner av alternativnytt, $v^0$

Alternativnytt kan spesifiseres på flere måter. Johansen (2000) bruker i kapittel 4 to ulike spesifikasjoner. I den første vises en enkel versjon der det antas at dersom man mister jobben vil man enten bli helt arbeidsledig og motta arbeidsledighetstrygd, eller få en alternativ jobb med tilhørende alternativlønn. Hvorvidt man blir helt arbeidsledig, avhenger av arbeidsledighetsraten,  $u$ . Dersom arbeidsledighetsraten øker, vil sannsynligheten for å bli helt ledig også øke, og dette vil gi lavere forhandlingslønn. Den andre spesifikasjonen er nokså lik, men inkluderer andelen langtidsledige og viser at dersom andelen langtidsledige øker, så vil det bli mindre konkurranse om jobbene for de resterende arbeidsledige, noe som vil øke alternativnytt. Isolert sett vil dette bidra til økt lønn. Calmfors og Lang (1995) bruker en litt mer avansert alternativnytte, men studerer effekten av arbeidsmarkedstiltak som ikke er rettet mot noen spesielle grupper, arbeidsmarkedstiltak for de som har vært åpent ledig over lengre tid og arbeidsmarkedstiltak rettet mot de som er ny på arbeidsmarkedet. Denne modellen forenkler Raaum og Wulfsberg (1998), og prøver å undersøke hvordan ledighet og andelen av de ledige på arbeidsmarkedstiltak påvirker sannsynligheten for å ende opp enten som helt ledig, på arbeidsmarkedstiltak eller i en alternativ jobb. Videre bruker de dette som bakgrunn for å finne effekten på lønna. Johansen (2000) viser en forenklet variant av denne igjen, uten at intuisjonen bak de forskjellige utfallene endres. I denne oppgaven brukes den sistnevnte varianten som teori for å se på effekten av åpen ledighet og arbeidsmarkedstiltak på alternativnytt og dermed forhandlingslønna.

Vi definerer arbeidsstyrken i økonomien som  $L$ .  $U$  er antallet helt ledige og  $R$  er antallet på arbeidsmarkedstiltak. Da vil arbeidsstyrken kunne skrives som  $L = N + U + R$ . Videre er  $N/L$  andelen sysselsatte,  $U/L = u$  er andelen av arbeidsstyrken som er åpent ledige og  $R/L = r$  er andelen av arbeidsstyrken som er på arbeidsmarkedstiltak. Relasjonen for arbeidsstyrken blir med disse omskrivingene:

$$1 = N/L + u + r.$$

Da blir  $u + r$  den totale ledighetsraten, og andelen av de arbeidsledige som er på program blir  $\frac{r}{u+r}$ .

Vi antar at det er tre mulige utfall for en oppsagt arbeider som mottar alternativnytt. Arbeideren kan finne seg en ny jobb og motta nytten av alternativlønn,  $v(w_A)$ , eller ende opp på arbeidsmarkedstiltak og motta nytten av kompensasjonen som blir betalt for å delta på tiltaket,  $v(A)$ . Det siste alternativet er å bli helt arbeidsledig, også kalt åpent ledig, og motta nytten av ledighetstrygd gitt som  $v(B)$ . Vi antar at arbeidsledighetstrygden blir satt som en andel,  $0 < b < 1$ , av alternativlønna slik at  $B = bw_A$ . Videre blir kompensasjonen for å delta på arbeidsmarkedstiltak satt som en markup  $a$  over ledighetstrygden slik at  $1 > a > b$ . Da blir  $A = aw_A$  og  $v(w_A) > v(A) > v(B)$ .

Vi antar først at sannsynligheten for å få ny jobb er:

$$\Upsilon\left(u + r, \frac{r}{u + r}\right) \quad \text{hvor} \quad \Upsilon_1 < 0, \Upsilon_2 < 0. \quad (3.20)$$

Dersom total ledighet øker, så vil konkurransen om å få en ny jobb øke, og dermed synker sannsynligheten for å få ny jobb ( $\Upsilon_1 < 0$ ). Den andre betingelsen er ikke like intuitiv. Det antas at en økning i andelen på arbeidsmarkedstiltak vil føre til at søkerne blir mer motiverte og får bedre ferdigheter. Derfor vil også en økt andel på arbeidsmarkedstiltak føre til økt konkurranse om jobbene. Sannsynligheten for å få ny jobb synker derfor når andelen på tiltak øker, slik at  $\Upsilon_2 < 0$ . Videre er sannsynligheten for å ende opp på arbeidsmarkedstiltak gitt som:

$$\Gamma\left(\frac{r}{u + r}\right) \quad \text{hvor} \quad \Gamma_1 > 0. \quad (3.21)$$

Flere på tiltak fører til at sannsynligheten for å ende opp på tiltak blir større i seg selv,  $\Gamma_1 > 0$ . Til slutt vil sannsynligheten for å bli åpent ledig være gitt som  $1 - (3.20) - (3.21)$ :

$$1 - \Upsilon\left(u + r, \frac{r}{u + r}\right) - \Gamma\left(\frac{r}{u + r}\right). \quad (3.22)$$

Ved å multiplisere de ulike sannsynlighetene med den respektive nytten av de forskjellige utfallene, kan alternativnytt nå skrives som en sum av de tre mulige utfallene:

$$v^0 = \Upsilon\left(u + r, \frac{r}{u + r}\right)v(w_A) + \Gamma\left(\frac{r}{u + r}\right)v(A) + \left[1 - \Upsilon\left(u + r, \frac{r}{u + r}\right) - \Gamma\left(\frac{r}{u + r}\right)\right]v(B). \quad (3.23)$$

Siden vi allerede har funnet at  $\frac{\partial w}{\partial v^0} > 0$ , og total ledighet nå inngår i alternativnytt,

kan vi se på hva som skjer med forhandlingslønnen dersom total ledighet og andelen på arbeidsmarkedstiltak øker. Effekten av en økning i den totale ledighetsandelen finnes ved å derivere (3.23) med hensyn på  $(u+r)$ , mens andelen på tiltak  $r/(u+r)$  holdes konstant. Det betyr at det blir færre sysselsatte, og de som blir ledige blir både åpent ledige og havner på tiltak i samme rate som tidligere. Denne effekten er gitt som:

$$\left. \frac{\partial v^0}{\partial(u+r)} \right|_{\frac{r}{r+u}=\text{kons}} = \Upsilon_1[v(w_A) - v(B)] < 0. \quad (3.24)$$

Under våre antagelser, vil alternativnyttan synke når total ledighet stiger. Ved økt total ledighetsrate vil sannsynligheten for å få seg en ny jobb bli mindre og øker derfor sannsynligheten for å ende opp enten på arbeidsmarkedstiltak eller som åpen ledig for en gitt tiltaksandel. Fagforeningene må begrense sitt lønnskrav, og økningen i ledighetsraten blir lønnsdempende.

For å se på den isolerte effekten av en økning i arbeidsmarkedstiltak deriveres (3.23) med hensyn på  $r$  mens total andel arbeidsledige,  $(u+r)$  holdes konstant:

$$\left. \frac{\partial v^0}{\partial r} \right|_{r+u=\text{kons}} = \frac{1}{u+r} \left\{ \Upsilon_2[v(w_A) - v(B)] + \Gamma_1[v(A) - v(B)] \right\}. \quad (3.25)$$

Fortegnet på (3.25) er uklar, som betyr at det ikke er en ensidig effekt på alternativnyttan og dermed lønna. Den totale effekten kan deles opp i to separate effekter. Den første effekten kan refereres til som «jobbkonkurransoeffekten» og er første del av ligning (3.25):

$$\Upsilon_2[v(w_A) - v(B)] < 0. \quad (3.26)$$

Denne effekten finner også Raaum og Wulfsberg (1998) og Calmfors og Lang (1995) i sine teorimodeller. Intuisjonen ved jobbkonkurransoeffekten er at en økning i tiltaksraten øker den gjennomsnittlige søkereffektiviteten for arbeidsledige. Dette øker konkurransen om de ledige jobbene, og alternativnyttan ved å ha jobb går ned (Raaum og Wulfsberg, 1998, s.10). Som en konsekvens av økt konkurranse om jobbene synker forhandlingslønnen. Den andre delen i ligning (3.25) kalles «velferdseffekten»:

$$\Gamma_1[v(A) - v(B)] > 0. \quad (3.27)$$

En større andel av ledige på tiltak øker sannsynligheten for en oppsagt arbeider til å delta i et arbeidsmarkedstiltak. Reduksjonen i velferd ved å miste jobben vil derfor reduseres (Raaum og Wulfsberg, 1998, s.10). Dette vil i denne modellen gi økt forhandlingslønn.

Hvilken av de to effektene som dominerer, er et empirisk spørsmål og det jeg ønsker å undersøke i denne oppgaven. Jeg ønsker også å se på effekten av andelen langtidsledige, og ved å inkludere langtidsledighet i alternativnyttten kan man se på hvordan sammensetningen av ledigheten påvirker lønna.

Dersom vi antar at andelen av de som er åpent ledige kan deles inn i korttidsledige,  $u_K$ , og langtidsledige,  $u_L$ , slik at  $u = u_K + u_L$ , kan andelen langtidsledige skrives som  $u_{LT} = u_L/u$ . Videre antas det at sannsynligheten for å få seg ny jobb nå også avhenger av  $u_{LT}$ :

$$\Upsilon\left(u + r, \frac{r}{u + r}, u_{LT}\right). \quad (3.28)$$

I (3.28) vil  $\Upsilon_{u_{LT}} > 0$ . Dersom andelen av de langtidsledige øker for en gitt andel åpent ledige, så vil sannsynligheten for å få seg ny jobb øke. Når en arbeider er lenge arbeidsledig, vil personen demoraliseres og få dårlig anseelse i arbeidsgivers øyne, og har derfor vanskeligere med å komme seg i jobb (Raaum, 1991, s.247). Det kan sies at personens humankapital depresieres. Med denne utvidelsen kan alternativnyttten skrives som:

$$\begin{aligned} v^0 = & \Upsilon\left(u + r, \frac{r}{u + r}, u_{LT}\right)v(w_A) + \Gamma\left(\frac{r}{u + r}\right)v(A) + \\ & \left[1 - \Upsilon\left(u + r, \frac{r}{u + r}, u_{LT}\right) - \Gamma\left(\frac{r}{u + r}\right)\right]v(B) \end{aligned} \quad (3.29)$$

Effekten på alternativnyttten av økt andel langtidsledige for gitt ledighetsrate og tiltaksrate blir da:

$$\left.\frac{\partial v^0}{\partial u_{LT}}\right|_{u+r, r=\text{konst.}} = \Upsilon_{u_{LT}}[v(w_A) - v(B)] > 0. \quad (3.30)$$

En økt andel langtidsledige fører til at det blir mindre konkurranse blant de resterende åpent ledige fordi de langtidsledige er mindre attraktiv på jobbmarkedet. Derfor øker sannsynligheten for å få seg ny jobb for en nylig oppsagt arbeider. Dette bidrar til at fagforeningen, ved økt ledighet, ikke trenger å begrense sitt lønnskrav i like stor grad som uten økningen i langtidsledige. Isolert vil økt andel langtidsledige føre til økt alternativnyttte og økt lønn, og dermed begrense reduksjonen i lønnspresset. Dette poenget støttes i de empiriske resultatene i Johansen (2015) og i Nickell og Wadhvani (1990).

Effekten av tiltak i en situasjon der det er en høy andel langtidsledige kan ikke finnes direkte i teorimodellen presentert over. Det kan tenkes at dersom det er en høy andel

langtidsledighet, så vil tiltakene føre til at flere av de langtidsledige blir mer kvalifiserte. På marginen kan vi tenke oss at arbeidsmarkedstiltak øker jobbsannsynligheten mer for langtidsledige enn for korttidsledige. Dermed reduseres lønnspresset som en økt andel langtidsledige medfører. Teknisk impliserer en slik hypotese at  $\frac{\partial^2 v^0}{\partial u_{LT} \partial r} < 0$ .

Oppsumert har vi altså en lønnskurve som er fallende i total ledighet. Johansen (2000) illustrerer denne sammenhengen ved hjelp av en log-lineær lønnskurve:

$$(w - p)_w = \gamma_0 - \gamma_1(u + r) + \gamma_2 \frac{r}{u + r} + z_w, \quad (3.31)$$

der  $p$  er prisen slik at  $(w - p)_w$  er reallønningene og  $z_w$  er en vektor av andre variabler som påvirker reallønningene. For å se på etterspørselssiden i økonomien kan det inkluderes en log-lineær prissettingskurve som vi antar at kan skrives som:<sup>6</sup>

$$-(p - w) = (w - p)_p = -\beta_0 + \beta_1(u + r) + z_p. \quad (3.32)$$

Ved å kombinere lønns- og prissettingskurven, kan vi finne langtidslikevekten i økonomien:

$$(u + r)^* = \frac{\gamma_0 + \beta_0 + z_w - z_p}{\beta_1 + \gamma_1} + \gamma_2 \frac{\frac{r}{u+r}}{\beta_1 + \gamma_1}. \quad (3.33)$$

En økning i tiltaksraten for gitt nivå på arbeidsledigheten vil skifte lønnskurven slik at både reallønningene og likevektsledigheten endres, men hvilken vei avhenger av fortegnet på  $\gamma_2$ . Dersom «velferdseffekten» dominerer, vil  $\gamma_2 > 0$ , og lønnskurven skifter oppover. Det fører til høyere lønn og høyere likevektsledighet. Dersom «jobbkonkurransoeffekten» dominerer, vil  $\gamma_2 < 0$  og lønnskurven skifter nedover. Det fører til lavere lønn og lavere likevektsledighet. Disse skiftenene er illustrert i figur 1.

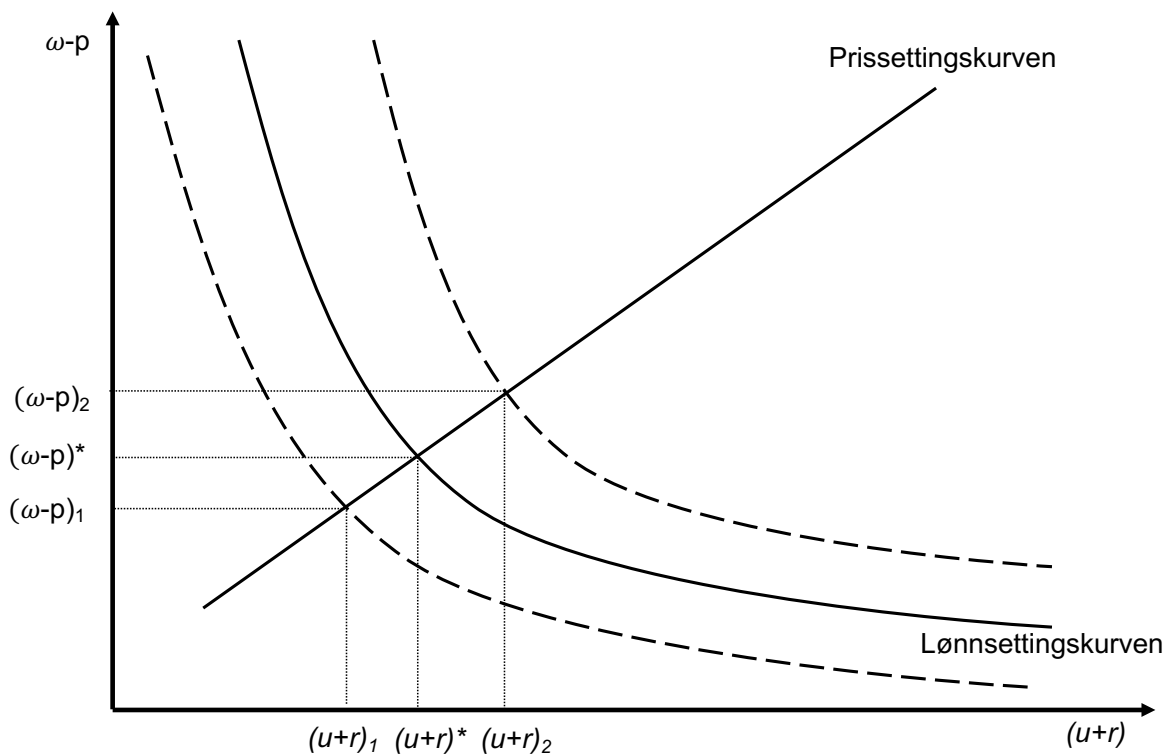
Sammenhengene som er funnet ved ligning (3.17) og (3.29) gjør at den uspesifiserte ligningen for nominell lønn gitt ved (3.18) kan omformuleres til å inkludere ledighetsraten,  $u$ , langtidsledigheten,  $u_{LT}$ , og tiltaksraten,  $r$ . Dersom vi ser bort i forhandlingsstyrken,  $\beta$ , kan lønnslikningen skrives som:

$$w = w(u, r, u_{LT}, P, PROD, CPI). \quad (3.34)$$

Denne lønnslikningen danner grunnlaget for de empiriske modellene som presenteres i kapittel 5.

<sup>6</sup>Fullstendig utledning av prissettingskurven finnes i appendiks A

Figur 1: Pris- og lønnssettingskurven



Likevektsledigheten er gitt som  $(u+r)^*$ , mens likevektsledigheten som følge av økt andel på arbeidsmarkedstiltak, og skift i lønnssettingskurven, er gitt som  $(u+r)_1$  dersom «jobbkonkurrenseffekten» dominerer og  $(u+r)_2$  dersom «velferdseffekten» dominerer.

## 4 Datamaterialet og tidsserieegenskaper

I dette kapittelet presenteres datamaterialet som benyttes i den empiriske analysen. Det vil også bli presentert deskriptiv statistikk for de viktigste variablene. Kapittelet vil gi en innføring i noen viktige forutsetninger som er essensielle for modellformuleringen jeg har valgt å bruke. Dette inkluderer multikolaritet, stasjonaritet, kointegrasjon og test for enhetsrøtter i variablene. Dette er viktig for å kunne bekrefte at estimeringen som jeg gjør ved minste kvadraters metode (MKM) gir forventningsrette og konsistente estimater.

### 4.1 Data

I oppgaven bruker jeg årlige tidsseriedata for Fastlands-Norge fra 1970 og fram til 2014.<sup>7</sup> Datamaterialet er i stor grad hentet fra Statistisk sentralbyrås (SSB) statistikkbank og NAV. Det er innhentet en rekke data som er omgjort for å få de ønskede variablene. All

<sup>7</sup> Det er da 44 observasjoner, men i alle modellene vil det falle ut en observasjon på grunn av førstedifferensiering. Ytterligere en observasjon vil falle ut på grunn av tilbakedatering av førstedifferansen.

data som er brukt er tilgjengelig på internett.<sup>8</sup>

Den avhengige variabelen gjennom hele oppgaven er nominell timelønn,  $WH$ . Denne er definert som lønnskostnader i løpende priser dividert på antall utførte timeverk i samme år. Begge variablene er oppgitt i millioner slik at variabelen derfor blir gjennomsnittlig timelønn i Fastlands-Norge i det gitte året. Produktprisen,  $P$ , er definert som bruttoproduktet i løpende priser delt på bruttoproduktet i faste 2005-priser. SSB (2016) definerer bruttoproduktet som «Verdiskapning og opptjent bruttoinntekt fra innenlandsk produksjonsaktivitet i en næring eller sektor avledet og definert som produksjon minus produktinnsats». Det blir altså en faktorinntektsdeflator som brukes som produktprisen. Johansen (1997) argumenterer for å bruke denne som produktprisen fordi lønnsforhandlingene mellom fagforening og bedrift kan betraktes som en forhandling over fordelingen av verdiskapningen mellom arbeiderne og bedriften. Denne definisjonen blir også brukt av Langørgen (1993). Produktiviteten,  $PROD$ , er bruttoproduktet i basisverdi delt på utførte timeverk,  $\frac{X}{H}$ . Konsumprisindeksen,  $CPI$ , har 1998 som basisår og er veksten i i pris for varer og tjenester. Videre er det inkludert kontroller for normalarbeidstid,  $NH$ , som er antall arbeidstimer i uken. Denne er i likhet med Johansen (2015) inkludert for å kontrollere for korttidslige kompensasjonseffekter av redusert arbeidstid. Det er også inkludert en dummy som tar verdien 1 i årene med lønns- og prisstopp, og null ellers. Denne variabelen kontrollerer for at den norske regjeringen i 1978 vedtok en midlertidig pris- og lønnsstopp etter en periode med en sterk lønnsdrivende lønns- og prisspiral (Stokke et al., 2003). Dummyen kontrollerer også for at det i 1988-1989 kom en lønnslov som begrenset muligheten for lokale tillegg.

Lønnsandelen,  $WS$ , er feiljusteringsleddet i feilkorrigeringsmodellene i denne oppgaven. Dette leddet brukes for å finne en langsiktig likevektsløsning. Feiljusteringsleddet er andelen av de totale inntektene som blir brukt på å lønne arbeiderne. Denne kan skrives som en funksjon av timelønn, produktpris og inntekt:

$$WS = \frac{WH \times H}{P \times X} = \frac{WH}{P \times \frac{X}{H}} = \frac{WH}{P \times PROD}. \quad (4.1)$$

På lang sikt vil nominell lønn avhenge av pris og produktivitet. Inkludering av dette leddet er en viktig forutsetning for modellvalget senere i oppgaven.<sup>9</sup>

Det er to mål for ledigheten som er inkludert, åpent ledige,  $U$ , og tiltaksraten,  $R$ . Summen

---

<sup>8</sup>Data er hentet fra [www.ssb.no/statistikkbanken](http://www.ssb.no/statistikkbanken), og [www.nav.no/no/NAV+og+samfunn/Statistikk/Arbeidssokere+og+stillinger+statistikk/Historisk+statistikk](http://www.nav.no/no/NAV+og+samfunn/Statistikk/Arbeidssokere+og+stillinger+statistikk/Historisk+statistikk)

<sup>9</sup>Mer om feiljusteringsleddet i kapittel 4.6



av disse utgjør til sammen den totale ledighetsraten,  $(U + R) = TU$ . Data for disse er hentet fra NAV.<sup>10</sup> Både raten for åpent ledige og tiltaksraten er målt som prosent av arbeidsstyrken. Dette er den ene av to tall som publiseres for ledigheten i Norge. Den andre er AKU-tall som Statistisk sentralbyrå publiserer.<sup>11</sup> AKU-ledighet ligger som regel noe høyere enn tallene for åpen ledighet fra NAV og er regnet for å være mer presis. NAV-tallene for åpent ledige fanger bare opp de som har vært på NAV og registrert seg som arbeidsledig, mens AKU-tall inkluderer de som regner seg selv som ledige, men ikke har registrert seg hos NAV.

Grunnen til at det er registrert NAV-ledighet som er inkludert her, er fordi AKU-tall ikke skiller mellom personer som er åpent ledige og personer som er på tiltak. For å bli registrert som ledig hos NAV må man i løpet av de siste to ukene ha vært uten inntektsgivende jobb og ha mottatt dagpenger. Personer på tiltak defineres som de som deltar på arbeidsrettede tiltak og mottar tiltakspenger. Videre er det også inkludert andelen langtidsledige,  $U_{LT}$ . Dette er andelen av de ledige som har hatt en sammenhengende ledighetsperiode på minst 26 uker (NAV, 2016).

I den empiriske analysen brukes den naturlige logaritmen til alle variablene. De logaritmiske variablene er betegnet med små bokstaver. Når logaritmen til variablene brukes, vil parameteren foran høyresidevariablene være konstante elastisiteter. Dette er den prosentvise endringen i den avhengige variabelen som følge av en prosent endring i den uavhengige variabelen. En fordel med logaritmisk transformasjon er at man også kan differensiere variablene, og de vil da være tilnærmet lik veksten i variabelen fra år  $t - 1$  til  $t$ , og kan derfor betegnes som vekstraten til variabelen. (Wooldridge, 2013, s.384). Differensierte variabler er gunstig å bruke i tidsserier for å fjerne potensielle enhetsrøtter i variablene. Endringsvariabler er i denne oppgaven karrakterisert ved  $\Delta$ . En annen fordel ved å bruke logaritmisk transformasjon er at variablene ofte får en mindre spennvidde, og MKM vil da ikke legge for stor vekt på ekstremverdiene som kan eksistere i datasettet (Wooldridge, 2013, s.185).<sup>12</sup>

---

<sup>10</sup> [www.nav.no/no/NAV+og+samfunn/Statistikk/Arbeidssokere+og+stillinger+statistikk/Historisk+statistikk](http://www.nav.no/no/NAV+og+samfunn/Statistikk/Arbeidssokere+og+stillinger+statistikk/Historisk+statistikk)

<sup>11</sup> AKU står for arbeidskraftsundersøkelsen

<sup>12</sup> Videre i oppgaven vil variabler som påvirker den avhengige variabelen i samme år bli skrevet med fotskrift  $t$  og dersom de er tilbakedatert med et år vil de være skrevet med fotskrift  $t-1$

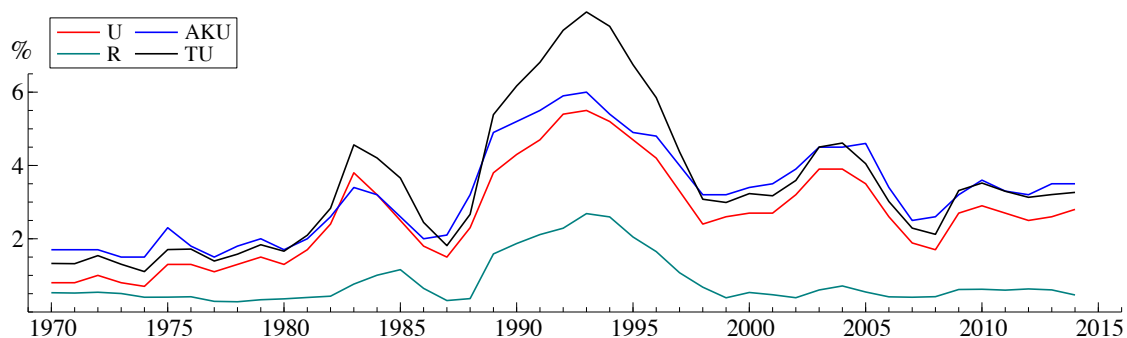
## 4.2 Deskriptiv statistikk

Tabell 1: Deskriptiv statistikk for sentrale variabler

Variabel	Gj.snitt	Std.avvik	Min	Maks
$TU$	3,47%	1.89	1,1%	8,2%
$U$	2,66%	1.31	0,7%	5,5%
$R$	0,815%	0.65	0,28%	2,69%
$WS$	61,62%	1.77	55,8%	64,1%
$U_{LT}$	22,37%	7.85	8,63%	35,45%
$P - vekst$	4,55%	3.10	-0,73%	10,86%
$CPI - vekst$	4,62%	3.30	0,44%	12,60%
$PROD - vekst$	2,20%	1.39	-1,21%	4,20%
$Lønnsvekst$	7,04%	3.68	1.29%	16,13%

I tabell 1 vises deskriptiv statistikk for de sentrale variablene i analysen. Den totale ledigheten (tiltak pluss åpent ledige som andel av arbeidsstyrken) i Norge har i gjennomsnitt vært på 3,47%, der 2,66% har vært åpent ledige og 0,815% har vært på tiltak. Utviklingen i ledighetsparametrene kan vi se i figur 2. Her er både total ledighetsrate, åpent ledige, tiltaksrate og AKU-ledighet presentert som prosent av arbeidsstyrken. Som vi kan se, har AKU-ledigheten ligget stabilt over åpent ledige, men hvis tiltak og åpent ledige summeres, vil den totale ledigheten enten ha vært tilnærmet lik eller vært høyere enn AKU-ledigheten nesten hele perioden.

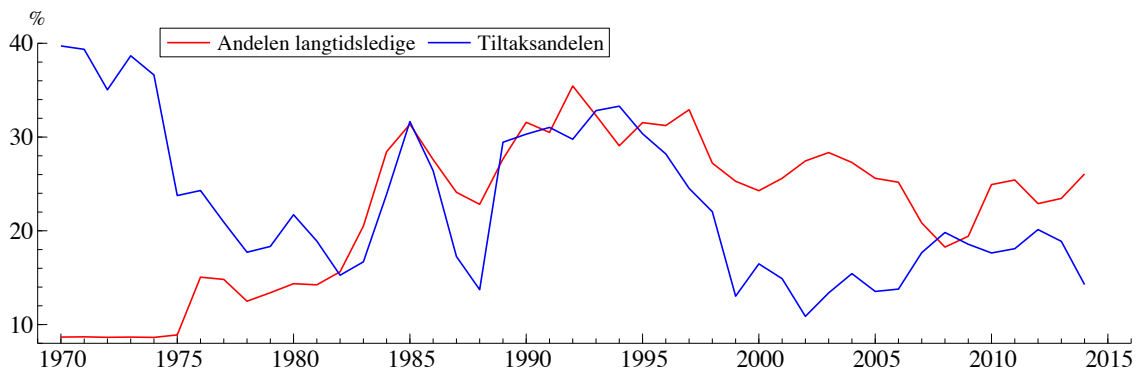
Figur 2: Utviklingen i ledighet 1970 – 2014



Det har vært ulike perioder med relativt høy ledighet, men siden 1970 har Norge aldri vært preget av høy ledighet over lang tid. I 1970 var den åpne ledigheten på 0,8% og steg relativt sakte fram til 1980. I 1980 begynte ledigheten å stige kraftigere og nådde sin topp på 1980-tallet med 3,8%. I løpet av de siste årene på 80-tallet gikk ledigheten igjen tilbake til nivå rundt gjennomsnittet i perioden. Dette var det samme for alle fire parametrene.

Den perioden i mitt datasettet med høyest ledighet var under bankkrisen i Norge. Fra 1990-1995 var ledigheten på over 4% og nådde sin topp i 1993 på 8,2%. I samme år var AKU-ledigheten på 6%, mens personer på tiltak var på sitt høyeste nivå i tidsserien med 2,6%. Ledigheten sank noe etter dette, men har aldri kommet ned på samme nivå som på 70- og 80-tallet. På begynnelsen av 2000-tallet var ledigheten på rundt 3%, og med unntak av en liten økning i ledigheten i 2003 og 2004 samt under finanskrisen i 2009/2010, har den totale ledighetsraten i denne perioden vært i området av sitt gjennomsnitt. Tiltaksraten har fulgt svingningene i ledigheten, og det var en økning av personer på tiltak da ledigheten økte på midten av 80-tallet og begynnelsen av 90-tallet. Tiltaksraten før og etter dette har vært relativt konstant rundt sitt gjennomsnitt.

Figur 3: Utviklingen i andelen langtidsledige og tiltaksandelen 1970 – 2014

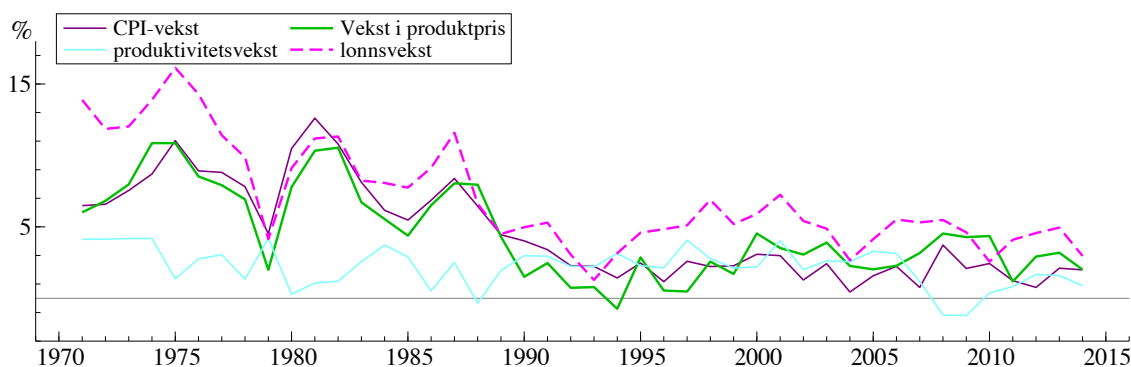


Figur 3 viser andelen av de ledige som har vært langtidsledige og andelen av den totale ledigheten som er tiltak. Gjennomsnittet i langtidsledigheten har vært på 22,37%. Gjennomsnittet er dratt litt ned fordi langtidsledigheten var veldig lav på begynnelsen av 70-tallet. Andelen langtidsledige økte til rundt 30% på 80-tallet og på hele 90-tallet varierte langtidsledigheten mellom 24% og 35%. Den nådde sin foreløpige topp i 1992, året før den totale ledigheten var på sitt høyeste. På 2000-tallet sank langtidsledigheten noe igjen, og i 2008 var den så lav som den ikke hadde vært siden 1982. De siste årene har omtrent hver femte arbeidsledig vært langtidsledig.

På begynnelsen av tidsserien var tiltaksandelen på sitt høyeste med 39,7%. Fra 1970 og fram til 1980 sank tiltaksandelen til rundt 20% og fulgte i stor grad svingningene til den totale ledigheten på 80- og 90-tallet. Tiltaksandelen har på 2000-tallet har vært relativt lav, og ligget mellom 10 og 20 prosent.

Lønnsveksten følger prisveksten naturlig og vice versa. I teorikapitlet, ligning (3.31) og (3.32) ble det illustrert en lønnskurve som avhenger av prisen og en prisurve som avhenger

Figur 4: Utviklingen i prisvekst, produktivitetsvekst og lønnsvekst 1970 – 2014



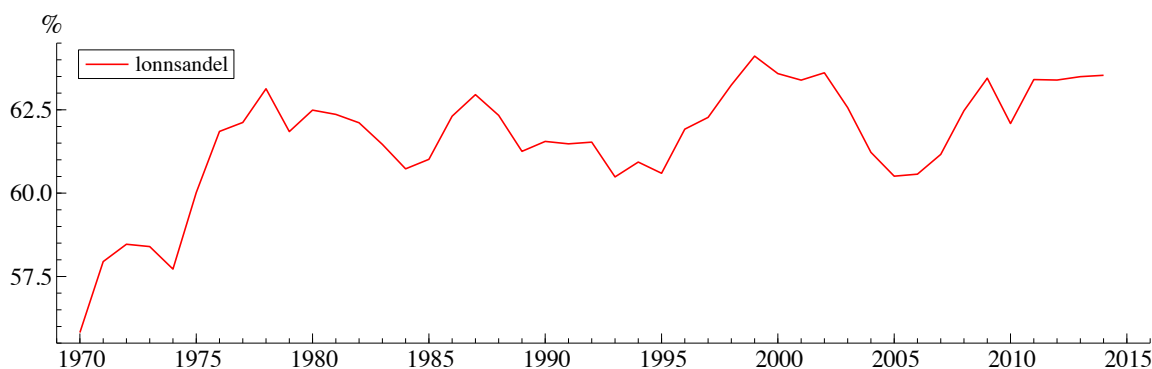
av lønna og den sammenhenger viser også figur 4. Veksten i produktprisen følger i stor grad inflasjonen (konsumprisveksten), mens lønnsveksten ligger noe over disse to gjennom hele perioden. Lønnsveksten er den variabelen av disse som har hatt størst variasjon, med laveste vekst i 1993 på 1,9% og høyest vekst med 16,13% i 1975. Fra 1970 til 1990 varierte veksten i konsumprisen mellom 4,0% og 12,6%, der den sistnevnte er den høyeste inflasjonen som er registrert i hele perioden. Etter 1990 har veksten i konsumpris variert mellom 0,4% og 4%.

Det høyeste nivået på veksten i produktpris var på 10,9% i 1974, mens den var på sitt laveste med negativ vekst i 1994. Det var i samme periode ledigheten, langtidsledigheten og tiltakene var på sitt høyeste. Både pris- og lønnsveksten avtok i 1978 og 1979 som følge av lønns- og prisstopp, men tiltok igjen på begynnelsen av 80-tallet. Også på slutten av 80-tallet var det en lønns- og prisstopp som dempet denne veksten, og etter dette har det vært betydelig mindre svingninger i disse variablene.

Produktivitetsveksten i Norge har vært høyere enn i andre land i perioden 1970 til 2004, men har siden 2005 vært lav på grunn av høy sysselsettingsvekst målt i timeverk. Den høye sysselsettingsveksten i denne perioden har hovedsaklig hatt bakgrunn i høy arbeidsinnvandring etter EU-utvidelsen (NOU, 2015). Som vi kan lese i figur 4, gikk Norge fra en produktivitetsvekst på rundt 3,3% i 2005, til en negativ vekst på  $-1,17\%$  i 2008. Siden 2005 år har ikke produktivitetsveksten vært over 1,7%.

Andelen av inntektene som går til lønninger, lønnsandelen, er vist i figur 5. Etter en økning i lønnsandelen, fra 55% på 1970-tallet og fram til rundt 62% på 1980-tallet, har den variert ganske stabilt rundt sitt gjennomsnitt. Økningen i lønnsandelen skjedde på samme tid som lønnsveksten sank på 70-tallet. De svingningene som har skjedd må sees

Figur 5: Lønnsandel 1970 – 2014



i sammenheng med konjunkturrelle endringer i perioden (Finansdepartementet, 2016).<sup>13</sup>

### 4.3 Korrelasjon og multikolaritet

Ved bruk av MKM for å estimere effekten av uavhengige variabler på en avhengig variabel, er det mulig at to eller flere forklaringsvariabler vil ha høy korrelasjon med hverandre slik at det er en høy grad av linearitet mellom disse variablene. Dette tilfellet kalles multikolaritet og kan medføre at variansen til en estimert parameter kan bli unaturlig høy, og en nullhypotese om signifikans kan forkastes selv om den er sann (Wooldridge, 2013, s. 91). For å teste denne lineariteten kan man regressere ulike forklaringsvariable mot hverandre. Dersom en da oppnår en  $R^2$  nær 1, vil det tyde på multikolaritet.

Tabell 2: Korrelasjonsmatrise mellom utvalgte ledighetsvariable.

Variabler	$tu$	$u$	$r$	$(r - tu)$	$u_{LT}$	$\Delta u$	$\Delta r$	$\Delta(r - tu)$
$tu$	1.000							
$u$	0.981	1.000						
$r$	0.833	0.711	1.000					
$(r - tu)$	-0.040	-0.230	0.520	1.000				
$u_{LT}$	0.863	0.899	0.580	-0.284	1.000			
$\Delta u$	0.085	0.116	-0.025	-0.179	-0.203	1.000		
$\Delta r$	0.266	0.244	0.279	0.108	0.007	0.596	1.000	
$\Delta(r - tu)$	0.250	0.195	0.366	0.296	0.160	-0.084	0.748	1.000

Fra grafene som er presentert i kapittelet over, er det tydelig at ledighetsvariablene følger hverandre, og derfor kan det tenkes at disse er sterkt korrelert med hverandre. Det er

<sup>13</sup> For grafer over samtlige inkluderte variabler på logaritmisk form, se appendiks B

naturlig at myndighetene øker satsingen på tiltak når total ledighet eller åpen ledighet er høy. Det samme argumentet kan brukes om langtidsledighet. Videre vil det være naturlig at andelen langtidsledige er høy når total ledighet og åpen ledighet er høy. Den direkte korrelasjonen mellom ledighetsvariablene kan vi se i tabell 2. Korrelasjonskoeffisienten mellom total ledighet og tiltaksrate er på 0.83, og korrelasjonskoeffisienten mellom åpen ledighet og tiltaksrate er 0.71.<sup>14</sup> For å teste for multikolinearitet mellom disse er det derfor estimert separate regresjoner mellom de ulike ledighetsvariablene som kan leses under:<sup>15</sup>

$$u_{LT} = -2.13 + 0.67 u_t \quad R^2 = 0.77$$

(36.3)      (11.7)

$$r = -1.9 + 1.1 u_t - 0.33 u_{LTt} \quad R^2 = 0.57$$

(2.57)    (4.30)      (0.94)

$$r = -3.3 + 1.5 tu_t - 0.73 u_{LTt} \quad R^2 = 0.78$$

(6.31)    (8.80)      (3.36)

$$(r - tu) = -3.1 + 0.49 tu_t - 0.66 u_{LT} \quad R^2 = 0.18.$$

(-6.05)      (2.89)      (-2.97)

Av disse ligningene kan vi se at åpen ledighet er korrelert med andelen langtidsledige. Åpen og total ledighet er korrelert med tiltaksrate, og total ledighet er korrelert med tiltaksandel. Det kan også observeres noen sammensetningseffekter. Det er en sterkere korrelasjon mellom  $r$  og  $tu$ , enn mellom  $r$  og  $u$ , noe som tyder på at myndighetene bruker total ledighet framfor åpen ledighet som mål i bekjempelsen av arbeidsledighet. Det er også en sammenheng mellom åpent ledige og andelen langtidsledige. Andelen langtidsledige øker når ledighetsraten øker. Ligningene viser også at økt andel langtidsledige reduserer tiltaksraten, men korrelasjonskoeffisienten mellom disse to er 0.58 og tyder på det motsatte. Andelen langtidsledige har også negativ effekt på tiltaksandelen og har negativ korrelasjonskoeffisient. Dette kommer av at økt langtidsledighet fører til høyere åpen ledighet som igjen øker total ledighet og reduserer tiltaksandelen for gitt tiltaksrate. De negative effektene som andelen langtidsledighet har på tiltaksvariablene, kan tyde på at tiltak ikke nødvendigvis målrettes spesielt mot de som er langtidsledige, men heller mot åpen og total ledighet.

<sup>14</sup>Korrelasjonsmatrise for alle inkluderte variabler i oppgaven finnes i appendiks C.

<sup>15</sup>t-verdier i parentes

## 4.4 Stasjonaritet og kointegrasjon i tidsserievariabler

Alle variablene som brukes i denne oppgaven er tidsserier, og en egenskap ved tidsserievariabler er at de enten er stasjonære eller ikke-stasjonære. En stasjonær variabel vil sjelden drive bort fra sin forventede verdi, men driver rundt denne innenfor et tilnærmet konstant vindu (Langørgen, 1993). En del av variablene i mitt datasett viser klar trendutvikling og er åpenbart ikke stasjonære. Ved å bruke ikke-stasjonære variabler i en regresjon kan det oppstå spuriøse sammenhenger. Dersom to variabler har samme tidstrend og regresseres mot hverandre, vil modellen kunne ha en høy  $R^2$  selv om de to variablene er helt uavhengige. Det betyr at man kan få regresjoner som tilsynelatende er gode og forklarer mye, mens det i virkeligheten ikke er sammenheng mellom de aktuelle variablene. Et annet problem som kan oppstå i regresjoner med ikke-stasjonære variabler, er at standard forutsetninger om asymptotisk analyse ikke vil være valid. Det betyr at standard t-test og F-test ikke vil følge sine respektive fordelinger (Brooks, 2014, s.354). Dersom en kombinasjon av ikke-stasjonære variabler kointegrerer, vil variablene bli ansett som stasjonære.

En tidsserie er svak stasjonær dersom den har konstant forventning, konstant varians over tid og konstant autokovariansstruktur. Autokovarians er at kovariansen mellom  $y_t$  og  $y_{t-1}$  skal være den samme som kovariansen mellom  $y_{t-10}$  og  $y_{t-11}$  (Brooks, 2014, s.253). Disse betingelsene kan skrives som henholdsvis:

$$E(y_t) = \mu \quad (4.2)$$

$$E(y_t - \mu)^2 = \sigma^2 \quad (4.3)$$

$$E(y_{t_1} - \mu)(y_{t_2} - \mu) = \gamma_{t_2-t_1} \quad \forall t_1, t_2. \quad (4.4)$$

Dougherty (2007) viser at man kan definere stasjonaritet ved å betrakte en variabel,  $X_t$ , som følger en autoregressiv prosess av første orden<sup>16</sup>:

$$X_t = \rho X_{t-1} + \varepsilon_t, \quad (4.5)$$

med  $-1 < \rho < 1$ , der  $\varepsilon_t$  er restleddet med hvite støyegenskaper.<sup>17</sup> Hvis tidsserien er gyldig for periode  $t$  er den også gyldig for periode  $t - 1$ :

$$X_{t-1} = \rho X_{t-2} + \varepsilon_{t-1}. \quad (4.6)$$

<sup>16</sup>Heretter AR(1).

<sup>17</sup> $E(\varepsilon_t) = 0$ ,  $\text{VAR}(\varepsilon_t) = \sigma^2$ ,  $\text{cov}(\varepsilon_t, \varepsilon_{t-k}) = 0$

Ved å substituere for  $X_{t-1}$ ,  $X_{t-2}$  og så videre i (4.5), kan man skrive:

$$X_t = \rho^t X_0 + \rho^{t-1} \varepsilon_1 + \dots + \rho \varepsilon_{t-1} + \varepsilon_t. \quad (4.7)$$

Dersom  $t$  går mot uendelig, får man:<sup>18</sup>

$$\begin{aligned} E(X_t) &= 0 \\ \text{Var}(X_t) &= \frac{\sigma^2}{1 - \rho^2} \\ \text{Cov}(X_t, X_{t-k}) &= \frac{\rho^{t-k} \sigma^2}{1 - \rho^2} \end{aligned}$$

Av den siste ligningen ser vi at kovariansen avhenger av forskjellen mellom  $t$  og  $k$ , men ikke av  $t$  i seg selv. Heller ikke variansen til variabelen er avhengig av tidstrenden.  $|\rho| < 1$  gir betingelsen for at prosessen er stasjonær (Dougherty, 2007). Et eksogent sjokk i restleddet vil avta etterhvert som tiden går. For hver periode vil sjokket ha mindre og mindre å si og til slutt vil variansen og kovariansen gå tilbake til sine konstante verdier. Langørgen (1993) forklarer dette som at stasjonære prosesser har kort hukommelse, og hukommelsen vil være kortere jo mindre verdien på  $|\rho|$  er. Når  $|\rho| > 1$  er det en eksplosiv prosess og et sjokk vil gi større verdi for hver periode, slik at variansen går mot uendelig når tiden går mot uendelig. Dette vil derfor ikke være en stasjonær prosess. Dersom  $\rho = 1$  i ligning (4.5), kalles prosessen stokastisk gang («random walk»). I dette tilfellet vil aldri sjokket bli glemt, slik at heller ikke denne prosessen er stasjonær.

Hvis  $|\rho| < 1$ , så vil  $X_t$  være en integrert variabel og kan skrives som  $X_t \sim I(0)$ . En ikke-stasjonær variabel kan transformeres til en stasjonær variabel ved å differensiere den en gang. Da vil denne variabelen være integrert av første orden,  $X_t \sim I(1)$  (Dougherty, 2007). Når en variabel må transformeres  $d$  ganger for å bli stasjonær, vil vi skrive at denne er integrert av orden  $d$ ,  $X_t \sim I(d)$ . Som Langørgen (1993) skriver, har det vist seg at det er rimelig og fruktbart å betrakte mange økonomiske tidsserier som  $I(0)$  eller  $I(1)$ . Nymoen og Rødseth (2003) betrakter for eksempel sine variabler som  $I(1)$  når de ser på nordisk lønnsformasjon.

Typisk vil en lineær kombinasjon av  $I(1)$ -variabler være  $I(1)$  i seg selv, men man vil ønske å ha residualer som er  $I(0)$ . En lineær kombinasjon av  $I(1)$ -variabler vil være  $I(0)$  og dermed stasjonære dersom variablene er kointegrert (Brooks, 2014). Engle og Granger (1987) definerte kointegrasjon som:

---

<sup>18</sup>Fullstendig utledning av varians og kovarians kan finnes i Dougherty (2007), kapittel 13.



*Komponentene av en vektor  $x$  er kointegrert av orden  $(d, b)$ ,  $I(d-b)$ , hvis (i) alle komponentene av  $x_t$  er  $I(d)$ ; (ii) Det eksisterer minst en vektor av koeffisienten  $\alpha$  som gjør at  $\alpha'x_t \sim (d - b)$ .<sup>19</sup>*

I tilfellet der  $d = b = 1$  vil variablene inneholde en enhetsrot, og vil være  $I(1)$ . Da vil et sett av variabler være kointegrert hvis, og bare hvis en linær kombinasjon av disse er stasjonær. Et forhold mellom variabler som er kointegrert vil også kunne bli sett på som at det eksisterer en likevekt. Variablene vil på kort sikt kunne fluktere bort fra forholdet som de har til hverandre som følge av et eksogent sjokk. På lang sikt vil de komme tilbake til det samme langsiktige forholdet som før sjokket, og residualene vil dermed være stasjonær (Brooks, 2014, s. 374).

En måte å teste om de inkluderte variablene er stasjonære er ved å teste for enhetsrøtter. Denne metoden ble introdusert av Dickey og Fuller i 1979 og kalles en Dickey-Fuller-test.<sup>20</sup> Dersom vi igjen tar utgangspunkt i en AR(1)-modell, vil det eksistere en enhetsrot dersom  $\rho = 1$ . Brooks (2014) viser at vi kan utføre DF-testen ved å anta at vi har modellen:<sup>21</sup>

$$y_t = \phi y_{t-1} + \varepsilon_t, \quad (4.8)$$

der  $\varepsilon_t$  er et restledd med hvite støyegenskaper. Målet er å teste  $\phi = 1$  mot det ensidige alternativet  $\phi < 1$ . Hypotesene er dermed som følger:

$$H_0 : \phi = 1, \text{ tidsserien har en enhetsrot}$$

$$H_1 : \phi < 1, \text{ tidsserien er stasjonær.}$$

For å forenkle testen trekker man fra  $y_t$  på begge sider av (4.8), og får:

$$\Delta y_t = \psi y_{t-1} + \varepsilon_t, \quad (4.9)$$

slik at testen om at  $\phi = 1$  er lik testen  $\psi = 0$ , siden  $\psi = (\phi - 1)$ . Testobservatoren til denne testen er lik som ved en vanlig t-test, og er gitt ved:

$$\text{testobservator} = \frac{\hat{\psi}}{se(\hat{\psi})}, \quad (4.10)$$

---

<sup>19</sup>Egen oversettelse

<sup>20</sup>Heretter DF-test.

<sup>21</sup>For fullstendig utledning av enhetsrotttesten, se Dickey og Fuller (1979).

der  $se(\hat{\psi})$  er estimert standardavvik for parameteren  $\hat{\psi}$ . Forskjellen fra en t-test og en DF-test er at den sistnevnte ikke følger en normal t-fordeling. DF-fordelingen har kritiske verdier som er større i absoluttverdi enn de kritiske verdiene fra en t-fordeling.<sup>22</sup> Nullhypotesen om eksistens av enhetsrot blir forkastet til fordel for alternativhypotesen om stasjonaritet dersom testobservatoren er mer negativ enn kritisk DF-verdi (Brooks, 2014, s.362).

DF-testen er kun gyldig dersom restleddet er hvit støy, og ikke autokorrelert. Dersom det er autokorrelasjon i restleddet vil det, i følge Brooks, også være autokorrelasjon i den avhengige variabelen. Da vil testen være overdimensjonert slik at den sanne størrelsen på testen vil være høyere enn den nominelle størrelsen man bruker. Brooks (2014) viser at løsningen er å bruke en modell med  $p$  antall tilbakedateringer av den avhengige variabelen. Den alternative modellen kan da skrives som:

$$\Delta y_t = \psi y_{t-1} + \sum_{i=1}^p \alpha_i \Delta y_{t-i} + \varepsilon_t. \quad (4.11)$$

Her vil tilbakedateringen av  $\Delta y_t$  fjerne den dynamiske strukturen som var tilstede i den avhengige variabelen, og dermed er ikke  $\varepsilon_t$  autokorrelert. I denne testen tester man forstatt at  $\psi = 0$  og den er kjent som en utvidet Dickey Fuller-test.<sup>23</sup> I kapittel 4.6 utfører jeg en ADF-test på alle variablene som brukes i regresjonene mine.

I regresjonsanalysen benytter jeg meg av tre ikke-stasjonære variabler for å finne potensielle langtidseffekter. Disse variablene er samlet i et feiljusteringsledd, og ved å teste feiljusteringsleddet for enhetsrot vil vi også kunne bekrefte at leddet er stasjonær og at det er derfor er en kointegrert sammenheng mellom variablene.<sup>24</sup> En annen test for å teste om de ikke-stasjonære variablene kointegrerer, vil være å se på om parameteren til feiljusteringsleddet er signifikant mindre enn null. Parameteren testes med en t-test mot DF kritiske verdier. Kremers et al. (1992) hevder at en test på feiljusteringsleddet som baserer seg på DF kritiske verdier, gir svakere testresultat og foreslår å bruke den tilnærma normalfordelte t-testen. Hvis parameteren foran feiljusteringsleddet er signifikant mindre enn null vil variablene i feiljusteringsleddet være kointegrert. Resultatene av en slik test presenteres i kapittel 6.2.7.

---

<sup>22</sup>se Brooks (2014) for tabell over kritiske verdier for DF-test.

<sup>23</sup>Heretter ADF-test (Augmented Dickey Fuller-test).

<sup>24</sup>Se kapittel 4.5 for detaljer om feiljusteringsleddet.

## 4.5 Feiljusteringsmodellen

Det er til nå konkludert med at en langsiktig likevekt mellom to eller flere variabler er gitt ved en kointegrert sammenheng, men forholdet mellom variabler både på kort og lang sikt er ikke belyst. Dersom vi bare benytter en modell med differensierte variabler, vil det ikke eksistere en langsiktig likevekt, og dersom vi benytter en modell med variabler som ikke er stasjonære vil det kunne føre til spurisøse sammenhenger. En dynamisk feiljusteringsmodell vil ta hensyn til begge disse problemene og blir brukt i mange tidligere analyser om lønnsdannelse.

Dersom det eksisterer to variabler,  $y_t$  og  $x_t$ , som begge er  $I(1)$ , vil en ADL(1,1)-modell med disse variablene kunne skrives som følgende:<sup>25</sup>

$$y_t = \delta_1 y_{t-1} + \delta_2 x_t + \delta_3 x_{t-1} + \varepsilon_t. \quad (4.12)$$

Vi kan omskrive ligning (4.12) ved å trekke fra  $y_{t-1}$  på begge sider, samt legge til og trekke fra  $\delta_2 x_{t-1}$  på høyresiden. Dersom (4.12) omskrives får vi:

$$y_t - y_{t-1} = (\delta_1 - 1)y_{t-1} + \delta_2 x_{t-1} + \delta_3 x_{t-1} + \delta_2 x_t - \delta_2 x_{t-1} + \varepsilon_t \quad (4.13)$$

$$\Delta y_t = (\delta_1 - 1) \left( y_{t-1} - \frac{\delta_2 + \delta_3}{1 - \delta_1} x_{t-1} \right) + \delta_2 \Delta x_t + \varepsilon_t \quad (4.14)$$

$$\Delta y_t = \beta_1 (y_{t-1} - \beta_2 x_{t-1}) + \delta_2 \Delta x_t + \varepsilon_t, \quad (4.15)$$

hvor  $\beta_1 = (\delta_1 - 1)$  og  $\beta_2 = \frac{\delta_2 + \delta_3}{1 - \delta_1}$ . I ligning (4.15) er potensiell ikke-stasjonærhet differensiert bort, med unntak av parameterene i feiljusteringsleddet som er gitt ved  $(y_{t-1} - \beta_2 x_{t-1})$ . Gitt at  $y_t$  og  $x_t$  er kointegrert med kointegrasjonskoeffisienten  $\beta_2$ , vil feiljusteringsleddet være  $I(0)$ , selv om parameterene i seg selv er  $I(1)$ . På lang sikt vil det eksistere en likevekt mellom  $y_t$  og  $x_t$ , og etter et sjokk, vil de bevege seg mot sitt langsiktige forhold. Modellen forteller at en endring i  $y_t$  i en periode vil avhenge av endringen i  $x_t$ , og av verdien på feiljusteringsleddet. Effekten av en kortsiktig endring i  $x_t$  er gitt ved  $\delta_2$ , mens det langsiktige forholdet mellom  $x_t$  og  $y_t$  er gitt ved  $\beta_2$ . Brooks (2014) forklarer at absoluttverdien til  $\beta_1$  i (4.15) gir tilpasningshastigheten tilbake til likevekt. Den strenge definisjonen av  $\beta_1$  er at den måler andelen av forrige periodes likevektsfeil som feilkorrigeringsleddet korrigerer for. Den langsiktige likevekten blir forklart nærmere i kapittelet om empirisk spesifisering. I denne oppgaven er feiljusteringsleddet gitt som lønnandelen,  $ws$ . På lang sikt antar vi

<sup>25</sup>ADL står for autoregressive distributed lag. For mer om ADL se Bårdsen og Nymoen (2011), kapittel 10.

at nominell lønn drives av produktpris og produktivitet, og feiljusteringsleddet skrives som en kombinasjon av disse variablene.<sup>26</sup> Dersom de ikke-stasjonære variablene nominell lønn, produktpris og produktivitet kointegrerer, vil lønnsandelen være stasjonær, og derfor beskrive tilpasningshastigheten tilbake til likevekt.

## 4.6 Test av enhetsrøtter

Jeg vil i denne delen teste de ulike variablene for enhetsrøtter. Både variablene på nivåform og de differensierte variablene jeg bruker testes for stasjonaritet. Jeg bruker da en ADF-test på de ulike variablene jeg har inkludert. ADF-testen var gitt som:

$$\Delta y_t = \psi y_{t-1} + \sum_{i=1}^p \alpha \Delta y_t + \varepsilon_t, \quad (4.16)$$

og hypotesene som testes er:

$$H_0 : \psi = 0$$

$$H_1 : \psi < 0.$$

Denne testes med en ensidig test, med DF-kritiske verdier.

Dersom nullhypotesen forkastes, vil vi kunne konkludere med at den aktuelle variabelen er stasjonær og ikke inneholder en enhetsrot. Testen er gjort i dataprogrammet OxMetrics, og er gjort ved å tilbakedatere den aktuelle variabelen to ganger for å fjerne potensiell autokorrelasjon. Det er 41 observasjoner for alle variabler foruten  $nh_t$ , der det er 38. Tabell 3 viser t-verdiene av en DF-test i kolonne 1 og 2.

Testen viser at timelønn på nivåform er stasjonær, men når den differensieres blir den ikke-stasjonær. Dersom vi betrakter grafen for timelønn, gitt ved figur 6, kan det enkelt sees at timelønna ikke er stasjonær. Den følger en klar positiv trend fra 1970 til 2014. Det samme gjelder for produktprisen og konsumprisindeksen. Forklaringen på at testen forkaster hypotesen om enhetsrot, kan ligge i at koeffisienten til variablene,  $\psi$  i ligning (4.16), ligger svært nær 1. For timelønn, konsumprisindeks og produktpris er denne henholdsvis 0.96, 0.94 og 0.95. I tillegg er det relativt små standardavvik som er rapportert fordi avvikene fra banen med stigningstall 1 er små. Dette gjør at testen ikke blir gyldig når disse

---

<sup>26</sup>Se kapittel 5.1

Tabell 3: Test for enhetsrøtter

Variabel	Test	
	$H_0 : x_t \sim I(1)$	$H_0 : \Delta x_t \sim I(1)$
$wh_t$	-8.142**	-2.121
$prod_t$	-1.827	-4.466**
$cpi_t$	-10.94**	-1.731
$p_t$	-6.646**	-2.34
$tu_t$	-2.063	-4.286**
$u_{LT_t}$	-2.627	-5.014**
$(r - tu)_t$	-2.729	5.993**
$r_t$	-1.785	-4.64**
$u_t$	-2.45	-4.682**
$ws_t$	-3.008*	-5.592**
$nh_t$	-2.745	-5.958**

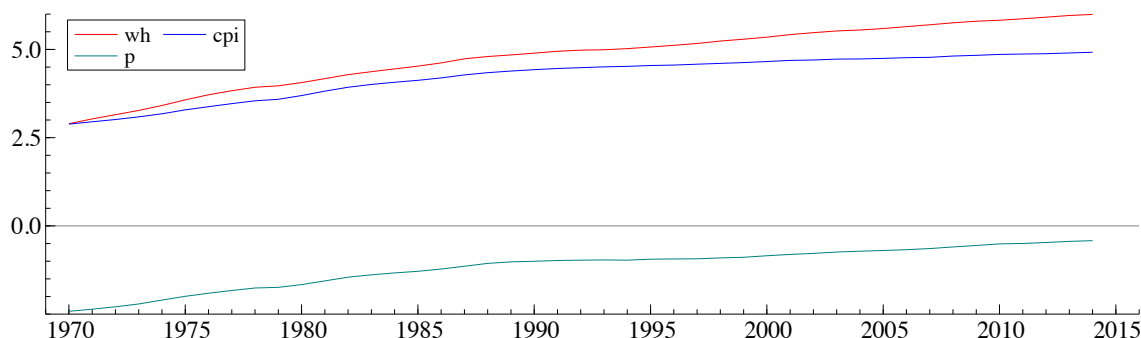
Tabellen viser t-verdier for ensidig test om enhetsrøtter. Disse testes mot DF-kritiske verdier. DF-kritiske verdier er 5%=-2.93, og 1%=-3.60 ved 41 observasjoner og 5%=2.94 og 1%=3.61 ved 38 observasjoner. \* \*\* viser signifikansnivå på hhv. 5% og 1%.

parametrene testes. Den viktigste kritikken av DF-testen er at den har lav forklaringskraft i tilfeller som det overnevnte. Dersom enhetsroten ligger nært opp til grensen for ikke-stasjonaritet, kan det være tilfeller der testen ikke klarer å bestemme om variabelen er stasjonær eller ikke (Brooks, 2014, s.364). Når de tre nevnte variablene differensieres, slik at de i følge teorien skal gå fra å være random walk til å bli stasjonære, skjer det i denne testen det motsatte. I figur 4 kan det derimot sees at ingen av de nevnte variablene følger en klar trend når de er differensiert, og vi antar derfor at timelønn, produktpris og konsumpris er stasjonære variabler når de er differensierte.

Når produktiviteten differensieres, går den fra å være random walk til å bli stasjonær på 1% signifikansnivå. Denne følger derfor den teoretiske forklaringen. Det samme gjelder for de ulike ledighetsvariablene, og normalarbeidstid. I regresjonene brukes også nivåvariablene for ledighet. Fra figur 2 ser vi at disse variablene heller ikke følger en klar tidstrend. Testen viser også relativt høye t-verdier for ledighetsvariablene på nivåform. Kombinasjonen testen og figuren gjør at vi betrakter ledighetsvariablene for å være stasjonære.

Testen viser at feiljusteringsleddet også er stasjonær både før og etter differensiering, selv om leddet inneholder variabler som er ikke-stasjonære. Det tyder på at timelønn,

Figur 6: Lønn, pris og konsumpris



produktivitet og produktpris er kointegrert, og at feiljusteringsleddet er stasjonær og gyldig for å beskrive tilpasningshastigheten tilbake til likevekt.

I dette kapittelet har det blitt foreslått å bruke en feiljusteringsmodell som tar hensyn til både ikke-stasjonære variabler og langtidslikevekter. Feiljusteringsmodellen er den type modell jeg har jeg valgt å bruke i de empiriske spesifikasjonene som jeg skal estimere. I neste kapittel vil disse feiljusteringsmodellene bli diskutert mer detaljert.

## 5 Empirisk spesifikasjon

### 5.1 Grunnmodell

I dette kapittelet skal jeg diskutere empirisk spesifikasjon av den teoretiske lønnslikningen som ble funnet i kapittel 3. Jeg vil legge vekt på dynamisk spesifikasjon og spesifikasjon av ledighet og tiltak, og bruker en log-lineær dynamisk funksjonsform i alle tilfeller. Spesifikasjonen jeg tar utgangspunkt i bygger på den eksisterende litteraturen på området. Både Nymoen og Rødseth (2003), Johansen (2002) og Raaum og Wulfsberg (1998) bruker lignende spesifikasjoner for å undersøke effekten av arbeidsmarkedstiltak på lønnsdannelsen. De ulike variantene av tiltak og tiltaksandel er direkte motivert av Raaum og Wulfsberg (1998). Alle spesifikasjonene tar hensyn til eventuelle tregheter i tilpasningen og har variabler som er tilbakedaterte inkludert. Jeg bruker fire ulike spesifikasjoner for ledighet og tiltaksandel, der alle andre variabler som er inkluderte er identiske i alle modellene. Den

første varianten er gitt ved følgende feilkorrigeringsmodell:

$$\begin{aligned} \Delta wh_t = & \beta_0 + \beta_1 \Delta wh_{t-1} + \beta_2 \Delta prod_t + \beta_3 \Delta prod_{t-1} + \beta_4 \Delta cpi_t + \beta_5 \Delta cpi_{t-1} \\ & + \beta_6 \Delta p_t + \beta_7 \Delta p_{t-1} + \beta_8 \Delta tu_t + \beta_9 tu_{t-1} + \beta_{10} \Delta u_{LT_t} + \beta_{11} u_{LT_{t-1}} + \beta_{12} ws_{t-1} \\ & + \beta_{13} \Delta nh_t + \beta_{14} STOP_t + \varepsilon_t. \end{aligned} \quad (5.1)$$

$\varepsilon_t$  er restleddet til modellen, og vi antar at restleddet oppfyller forutsetningene som skal til for at MKM-modellering skal gi konsistente og forventningsrette estimatorer.<sup>27</sup>  $wh$  er log til lønnskostnader per time,  $prod$  er log til produktivitet og  $p$  er log til produktprisen, som argumentert for i teorikapittelet. Videre er  $cpi$  log til konsumprisindeksen. Det ble tidligere argumentert for at profitten til en bedrift og fagforeningens preferanser er deflatert med konsumprisindeksen Derfor inkluderes endringen i konsumpris som kontrollvariabel.

Produktivitet, konsumprisindeks og produktpris driver lønna på kort og lang sikt, så fortegnene på parameteren foran disse forventes å være positive.  $tu$  er log til åpen ledighet pluss tiltaksraten, og  $u_{LT}$  er log til andelen av de ledige som er langtidsledige. Effekten av tiltak og åpen ledighet vil være den samme i denne spesifikasjonen. Som forklart tidligere er  $nh$  log til normalarbeidstid og inkluderes for å kontrollere for kortsiktige kompensasjonseffekter ved reduksjon i arbeidstid.  $STOP$  er en dummy som tar verdien 1 i årene 1979 og 1989, da det var lønns- og prisstopp og 0 ellers.

I teorikapittelet ble det presentert en statisk modell som viste langtidseffekter. Det er grunn til å tro at korttidseffektene har samme fortegn som langtidseffektene, men det er et empirisk spørsmål om det holder. Det ble konkludert med at økt total ledighet vil føre til redusert lønn, så vi forventer at fortegnet på  $\beta_8$  og  $\beta_9$  i ligning (5.1) er negativt. Videre ble det vist at flere langtidsledige vil føre til mindre konkurranse blant de resterende ledige fordi de langtidsledige blir demotivert og mindre attraktiv på jobbmarkedet. Dette vil, alt annet likt, øke lønna og det forventes at  $\beta_{10}$  og  $\beta_{11} > 0$ .

Parametrene foran variablene viser kortsiktig effekt. For å finne den langsiktige effekten må vi se på feilkorrigeringsleddet. Feilkorrigeringsleddet er i modellen gitt som logaritmen til lønnsandelen,  $ws$ . Dette er andelen av bruttoproduktet for Fastlands-Norge som er lønnskostnader. Feilkorrigeringsleddet kan skrives ved å bruke de ikke-stasjonære variablene nominell timelønn, produktpris og produktivitet,  $ws_{t-1} = (wh_{t-1} - p_{t-1} - prod_{t-1})$ .<sup>28</sup>

<sup>27</sup>For utfyllende informasjon om MKM ved tidsserieestimering og forutsetningene bak disse, se (Wooldridge, 2013, s.337-344)

<sup>28</sup>Siden bruttoproduktet kan sies å være innktektene en bedrift får vi at logaritmen til lønnsandelen er  $ws = \frac{wN}{R(N)} = \frac{wN}{PX} = \frac{WH}{P \times PROD} = \log(WH) - \log(P) - \log(PROD) = wh - p - prod$ .

I kapittel 4.5 ble det vist at dette leddet korrigerer for avvik fra likevekt i forrige periode. Derfor kan det sies at absoluttverdien til  $\beta_{12}$  i (5.1) beskriver tilpasningshastigheten  $wh$  har tilbake til likevekt etter avvik fra langtidslikevekten, og kan brukes til å finne en langtidsløsning. For at en empirisk langtidsløsning skal kunne eksistere, må fortegnet på  $\beta_{12}$  være signifikant mindre enn null. Den langsiktige utviklingen i nominell lønn drives av produktprisen og produktiviteten, og det antas at de langsiktige elastisitetene av disse er lik 1.<sup>29</sup> Studiene av lønnsdannelse på norske data bekrefter denne sammenhengen og feiljusteringsleddet i Nymoen og Rødseth (2003), Johansen et al. (2007) samt Raaum og Wulfsberg (1998) er likt som i denne oppgaven. Alle disse finner en signifikant negativ verdi på parameteren foran feiljusteringsleddet. En forutsetning for å bruke feiljusteringsleddet er at det er stasjonært, og at timelønn, produktpris og produktivitet kointegrerer. I kapittel 4.7 ble det konkludert med at leddet er stasjonært som tyder på at nominell lønn, produktpris og produktivitet kointegrerer.

For å finne den langsiktige likevekten antar vi at nivåvariablene når sitt langsiktige likevektsnivå, slik at variablene i (5.1) blir:

$$wh_{t-1} = wh_t = \overline{wh}, tu_{t-1} = tu_t = \overline{tu}, u_{LT_{t-1}} = u_{LT_t} = \overline{u_{LT}}, \text{ og} \\ p_{t-1} = p_t = \overline{p}, prod_{t-1} = prod_t = \overline{prod}.$$

Når variablene er i sitt likevektsnivå, vil endringsvariablene være konstante i et steady state nivå. Effekten av disse vil ikke påvirke langtidsløsningen, men fanges opp av konstantleddet. I en langtidsløsning vil også forventningsverdien til restleddet være null,  $E(\varepsilon_t) = 0$ . Gitt antagelsene over kan langtidslikevekten dermed finnes ved å løse ut (5.1) for  $wh$ .<sup>30</sup>

$$wh = p + prod + \delta_0 + \delta_1 \overline{tu} + \delta_2 \overline{u_{LT}} + \delta_3 STOP,$$

der

$$\delta_0 = \frac{\beta_0}{\beta_{12}}, \quad \delta_1 = \frac{\beta_9}{\beta_{12}}, \quad \delta_2 = \frac{\beta_{11}}{\beta_{12}}, \quad \text{og} \quad \delta_3 = \frac{\beta_{14}}{\beta_{12}}.$$

Vi antar at konsumprisen ikke har en langsiktig effekt på nominell lønn, og at produktprisen er prisvariabelen som driver lønna på lang sikt. En lignende type langtidsløsning vil eksistere for alle feilkorrigeringsmodellene som blir presentert videre i oppgaven.

<sup>29</sup>Fra ligning 4.14 vil dette bety at  $\frac{\delta_2 + \delta_3}{1 - \delta_1} = 1$ .

<sup>30</sup> $\beta_{13}$  er en negativ variabel fra antagelsene.



## 5.2 Inkludering av tiltaksandel og åpen ledighet.

For å kunne se på den separate effekten av arbeidsmarkedstiltak på lønna, kan ligning (5.1) utvides til å inkludere ulike funksjoner av arbeidsmarkedsprogram:

$$\begin{aligned}
\Delta wh_t = & \beta_0 + \beta_1 \Delta wh_{t-1} + \beta_2 \Delta prod_t + \beta_3 \Delta prod_{t-1} + \beta_4 \Delta cpi_t + \beta_5 \Delta cpi_{t-1} \\
& + \beta_6 \Delta p_t + \beta_7 \Delta p_{t-1} + \beta_8 \Delta tu_t + \beta_9 tu_{t-1} + \beta_{10} \Delta u_{LTt} + \beta_{11} u_{LTt-1} \\
& + \beta_{12} \Delta(r - tu)_t + \beta_{13} (r - tu)_{t-1} + \beta_{14} ws_{t-1} \\
& + \beta_{15} \Delta nh_t + \beta_{16} STOP_t + \varepsilon_t.
\end{aligned} \tag{5.2}$$

I (5.2) er  $(r - tu)$  log til andelen av totalt ledige på arbeidsmarkedstiltak. I teorikapitlet ble det vist at det kunne være to mulige effekter på lønn av en økt satsing på arbeidsmarkedstiltak. Dersom  $\beta_{12}$  og  $\beta_{13} > 0$  i spesifikasjon (5.2), vil «velferdseffekten» dominere over «jobbkonkurransoeffekten», og lønnspresset øker når andelen åpent ledige går ned og tiltaksandelen øker. Ved motsatt tilfelle der  $\beta_{12}$  og  $\beta_{13} < 0$ , vil «jobbkonkurransoeffekten» dominere over «velferdseffekten». Da vil lønnspresset reduseres når andelen åpent ledige reduseres. Når  $\beta_{12} = \beta_{13} = 0$ , vil bare den totale ledigheten og langtidsledigheten være avgjørende for lønnspresset. Som Johansen (2002) skriver, vil en økning i tiltaksandelen i dette tilfellet ikke påvirke lønna når deltagerne er rekruttert fra åpen ledighet.

En alternativ spesifikasjon som tar hensyn til effekten av både tiltak og ledighet separat vil være å erstatte total ledighet med log til åpen ledighetsrate og log til tiltaksraten. En slik spesifikasjon er gitt ved (5.3).

$$\begin{aligned}
\Delta wh_t = & \beta_0 + \beta_1 \Delta wh_{t-1} + \beta_2 \Delta prod_t + \beta_3 \Delta prod_{t-1} + \beta_4 \Delta cpi_t + \beta_5 \Delta cpi_{t-1} \\
& + \beta_6 \Delta p_t + \beta_7 \Delta p_{t-1} + \beta_8 \Delta u_t + \beta_9 u_{t-1} + \beta_{10} \Delta r_t + \beta_{11} r_{t-1} \\
& + \beta_{12} \Delta u_{LTt} + \beta_{13} u_{LTt-1} + \beta_{14} ws_{t-1} + \beta_{15} \Delta nh_t + \beta_{16} STOP_t + \varepsilon_t.
\end{aligned} \tag{5.3}$$

Med ligning (5.3) vil effekten av de to typene arbeidsledighet kunne evalueres separat. Hvis  $\beta_{10} = \beta_{11} = 0$ , vil kun åpen ledighet påvirke lønnsveksten på lang sikt. Raaum og Wulfsberg (1998) fant med en lignende spesifikasjon signifikant negativ verdi av  $\beta_{10}$  og  $\beta_{11}$ , og en signifikant positiv verdi av  $\beta_8$  og  $\beta_9$ . Dette virker i utgangspunktet litt rart, men Raaum og Wulfsberg forklarer at den positive verdien av åpen ledighet indikerer at redusert søker effektivitet dominerer den negative effekten på lønninger som kommer fra lavere sannsynlighet for å få ny jobb og større konkurranse om jobbene. Dette demper, og kanskje reverserer, fallet i sannsynligheten for å få ny jobb når ledigheten stiger.

Den siste generelle spesifikasjonen, gitt ved (5.4), inkluderer både total ledighet og tiltaksraten. Dette er en omskrivning av ligningen gitt ved (5.2), men forskjellen vil være estimatet for  $tu$ . Rent teknisk vil  $\beta_9$  fra ligning (5.4) være lik  $\beta_9 - \beta_{13}$  fra ligning (5.2):

$$\begin{aligned}\Delta wh_t = & \beta_0 + \beta_1 \Delta wh_{t-1} + \beta_2 \Delta prod_t + \beta_3 \Delta prod_{t-1} + \beta_4 \Delta cpi_t + \beta_5 \Delta cpi_{t-1} \\ & + \beta_6 \Delta p_t + \beta_7 \Delta p_{t-1} + \beta_8 \Delta tu_t + \beta_9 tu_{t-1} + \beta_{10} \Delta r_t + \beta_{11} r_{t-1} + \beta_{12} \Delta u_{LTt} + \beta_{13} u_{LTt-1} \\ & + \beta_{14} ws_{t-1} + \beta_{15} \Delta nh_t + \beta_{16} STOP_t + \varepsilon_t.\end{aligned}\tag{5.4}$$

Det er disse fire spesifikasjonene, gitt ved ligning (5.1)-(5.4) som brukes som utgangspunkt i den empiriske analysen som er presentert i neste kapittel. For hver av disse ligningene vil det bli brukt en såkalt «General to specific»-metode for å komme fram til modeller som har signifikante effekter på variablene jeg har inkludert.

## 6 Resultater av estimering

Spesifikasjonene presentert i kapittel 5 er bevisst svært generelle, og danner grunnlaget for videre forenkling. I dette kapittelet ønsker jeg å gjøre rede for hvordan jeg har gått fram for å forenkle de generelle modellene gitt i kapittel 5. Jeg vil også presentere hvordan man kan teste gyldigheten til modellene før jeg går over til resultatene fra den faktiske estimeringen. Estimeringen av modellene er gjort med minste kvadraters metode ved hjelp av dataprogrammet OxMetrics.

### 6.1 «General to specific»

For å få redusert de generelle modellene over, brukes en «general to specific»-metode. I denne metoden danner man en generell ubegrenset modell med forklaringsvariabler som påvirker den avhengige variabelen og tilfredsstiller forutsetningene til en lineær regresjonsanalyse (Brooks, 2014, s.239). Ved bruk av gjentatte t-tester på den generelle modellen vil vi kunne plukke ut de variablene som har parametre som bidrar med minst forklaringskraft, altså de parametrene som minst signifikante. Deretter estimeres den nye spesifikke modellen uten disse variablene. Det kan deretter testes om de utelatte variablene samlet kan utelates med en F-test. Denne prosedyren kan gjentas til man har funnet en modell

som kun inneholder variabler med statistisk signifikante effekter.<sup>31</sup> Brooks (2014) hevder at en god modell er en modell som er konsistent med teorien og en modell som kan forklare alt rivaliserende modeller forklarer, bare bedre. Dougherty (2007) peker imidlertid på en fare ved bruk av en «general to specific»-metode. Det er mulig at man ender opp med variabler som passer datasettet godt, men som ikke nødvendigvis korresponderer med økonomisk teori. Dersom den generelle modellen inneholder mange variabler, kan multikolinearitet føre til at mange, om ikke alle variablene har insignifikante koeffisienter. En gyldig modell krever regressorer som er ukorrelert med restleddet og restleddet skal være hvit støy, altså bare tilfeldig variasjon.

### 6.1.1 Gyldighet av modell

For å teste gyldigheten av de estimerte modellene, kan man videre utføre diagnostiske tester som prøver å undersøke om restleddet er hvit støy. Poenget er at modellene ikke skal ha systematisk variasjon i den umodellerte variasjonen. Resultatene fra de diagnostiske testene er presentert nederst i tabell 4 under resultater. I modellene tester jeg for seriekorrelasjon, heteroskedastisitet, betinget autoregressiv heteroskedastisitet, normalitet, feilspesifikasjon og parameterstabilitet.

Testen for seriekorrelasjon skrives som *AR* 1 – 2 test. Seriekorrelasjon er en situasjon der restleddene på ulike tidspunkt er korrelert og det kan da vises at MKM-estimatorene ikke vil være BLUE (Wooldridge, 2013, kap.10).<sup>32</sup> For å teste seriekorrelasjon hentes først residualene,  $\hat{\varepsilon}_t$ , fra den opprinnelige regresjonen. Deretter utfører man en regresjon av residualene mot mot tilbakedaterte residualer og inkluderte forklaringsvariabler:

$$\hat{\varepsilon}_t = \alpha + \delta_1 \hat{\varepsilon}_{t-1} + \delta_2 \hat{\varepsilon}_{t-2} + \gamma_q X'_t + error, \quad \text{for alle } q = 1 \dots n. \quad (6.1)$$

$X'$  er her en vektor av alle  $n$  kontrollvariabler som er brukt. Fra denne regresjonen kan hypotesen,

$$H_0 : \delta_1 = \delta_2 = 0,$$

testes med en F-test. Dersom verdien fra F-testen er stor nok, vil vi forkaste hypotesen og konkludere med at det er seriekorrelasjon mellom residualene til regresjonen (Wooldridge, 2013).

---

<sup>31</sup>For detaljer om F-test og t-test, se Wooldridge (2013).

<sup>32</sup>BLUE står for best linear unbiased estimator

Den neste testen er den såkalte «white»-testen, og er en test for heteroskedastisitet. Heteroskedastisitet er en situasjon der variansen til restleddet ikke er konstant over hele utvalget. Denne er betegnet som «hetero-test» i resultatene. Ved å regressere de kvadrerte residualene fra en regresjon mot alle forklaringsvariablene, kvadrerte forklaringsvariabler og kryssproduktet av variablene kan man se på signifikansen av parameterene samlet. Gitt at vi har en modell med 3 forklaringsvariabler, kan regresjonen

$$\hat{\varepsilon}_t = \delta_0 + \delta_1 x_1 + \delta_2 x_2 + \delta_3 x_3 + \delta_4 x_1^2 + \delta_5 x_2^2 + \delta_6 x_3^2 + \delta_7 x_1 x_2 + \delta_8 x_1 x_3 + \delta_9 x_2 x_3 + v_t, \quad (6.2)$$

estimeres med nullhypotesen  $\delta_1 = \delta_2 = \dots = \delta_9 = 0$ , som testes med en F-test. Under nullhypotesen vil den opprinnelige regresjonen ikke inneholde heteroskedastiske restledd (Wooldridge, 2013, s. 271).

ARCH 1-1 er en test for betinget autoregressiv heteroskedastisitet. En aktuell form for heteroskedastisitet ved tidsrekke-data, er at restleddsvariansen varierer over utvalget i tråd med en autoregressiv modell (Bårdsen og Nymoen, 2011, s. 197). Dette kan testes ved å benytte hjelperegresjonen:

$$\hat{\varepsilon}_t^2 = \delta_0 + \delta_1 \hat{\varepsilon}_{t-1}^2 + v_t, \quad (6.3)$$

der  $\varepsilon_t^2$  er de kvadrerte residualene fra en estimert modell. Hypotesen om at  $\delta_1=0$  testes med en F-test. Dersom hypotesen forkastes, vil det kunne være betinget autoregressiv heteroskedastisitet.

En fjerde test på regresjonen er testen om normalitet, betegnet som «Normality test». En forutsetning for MKM er at restleddet skal være normalfordelt,  $u_t \sim N(0, \sigma^2)$ . Testing av normalitet er derfor viktig for å kunne fastslå at fordelingsegenskapene til MKM-estimatorene er gyldige, og dermed også at t- og F-tester er gyldige. Bårdsen og Nymoen (2011) foreslår å bruke en test for normalitet som kan konstrueres ved å beregne  $\hat{\kappa}_3^2 = \sum \hat{\varepsilon}_t^3 / \hat{\sigma}^3$  og  $\hat{\kappa}_4^2 = (\sum \hat{\varepsilon}_t^4 / \sigma^4) - 3$ , der  $\varepsilon_t$  er de estimerte residualene og  $\sigma^2$  er restleddsvariansen. Dette kan danne testobservatoren:

$$\chi_{norm}^2 = \chi_{skjev}^2 + \chi_{kurt}^2, \quad \text{hvor} \quad (6.4)$$

$$\chi_{skjev}^2 = n \frac{\hat{\kappa}_3^2}{6} \quad \text{og} \quad \chi_{kurt}^2 = n \frac{\hat{\kappa}_4^2}{24}.$$

Ligning (6.4) følger en  $\chi^2(2)$  under nullhypotesen om fravær av avvik fra normalfordelin-

gen.  $\chi_{norm}^2$  omtales ofte som «Jarque-Bera»-testen.<sup>33</sup>

Ramseys RESET-test er en test for om det valgte funksjonsformen til regresjonen er riktig. Denne er presentert som «RESET23 test».<sup>34</sup> For å undersøke funksjonsformen utnytter man predikerte verdier for den avhengige variabelen  $y_t$ , og regresserer mot predikerte  $y$ -variabler av en høyere polynomgrad samt alle forklaringsvariablene. Et eksempel på en test om funksjonsform kan være:

$$\hat{y}_t = a_0 + a_1x'_t + a_2\hat{y}_t^2 + a_3\hat{y}_t^3 + a_4\hat{y}_t^4 + v_t, \quad (6.5)$$

der  $x'$  er en vektor av inkluderte forklaringsvariabler,  $\hat{y}_t$  er predikert forklaringsvariabel og  $v_t$  er hvit støy. Nullhypotesen er  $a_2 = a_3 = a_4 = 0$ , og testes med en F-test. Under nullhypotesen vil den valgte funksjonsformen være riktig.

En annen implisitt egenskap ved en god modell er at parametrene i regresjonen skal være konstant gjennom hele perioden som blir brukt i estimeringen. Denne egenskapen kan testes ved en Chowtest. Hvis vi har en regresjon med  $p$  estimerte koeffisienter for  $n$  observasjoner, er poenget å teste om regresjonen blir den samme når det legges til  $m$  nye observasjoner (Chow, 1960). For å teste for stabilitet over tid kan man dele opp utvalget i to deler og først estimere en regresjon over hele utvalget, for deretter å estimere en regresjon for et «stort» delutvalg der noen av observasjonene i slutten av hele utvalget er utelatt. Fra dette kan man estimere testobservatoren:

$$test = \frac{SRR - SSR_1}{SSR_1} \times \frac{T_1 - k}{T_2}, \quad (6.6)$$

hvor  $SSR$  og  $SSR_1$  er summen av kvadrerte residualer for henholdsvis hele utvalget og delutvalg 1, altså hele perioden og det «store» utvalget.  $T_1$  er antall observasjoner i det «store» delutvalget,  $T_2$  er antall observasjoner som er utelatt og  $k$  er antall estimerte parametre. Denne testobservatoren er  $F(T_2, T_1 - k)$ . Dersom testobservatoren overskrider kritisk verdi, forkastes nullhypotesen om at alle parametrene i de to delutvalgene er like, og dermed er stabile over tid. (Brooks, 2014, s.229). I resultatene står denne testen under «Chow».

<sup>33</sup>For detaljer om normalitetstesting, se Bårdsen og Nymoene (2011), s199.

<sup>34</sup>Regression specification error test (RESET).

## 6.2 Resultater

Tabell 4: Resultater

Variabel	1.1	2.1	2.2	3.1	3.2	4.1	4.2
$\Delta prod_t$	0.558*** (4.86)	0.562*** (5.11)	0.563*** (4.98)	0.512*** (4.52)	0.543*** (4.77)	0.563*** (4.98)	0.520*** (4.59)
$\Delta cpi_t$	0.315*** (3.07)	0.288*** (2.90)	0.263** (2.46)	0.266*** (2.71)	0.281** (2.60)	0.263** (2.46)	0.299*** (2.99)
$\Delta p_t$	0.426*** (3.18)	0.458*** (3.55)	0.468*** (3.48)	0.480*** (3.76)	0.450*** (3.28)	0.468*** (3.48)	0.454*** (3.48)
$\Delta nh_t$	-0.436*** (-3.14)	-0.397*** (-2.95)	-0.424*** (-3.10)	-0.401*** (-2.89)	-0.441*** (-3.18)	-0.424*** (-3.10)	-0.383*** (-2.78)
$STOP_t$	-0.028*** (-4.09)	-0.025*** (-3.73)	-0.028*** (-4.08)	-0.024*** (-3.25)	-0.028*** (-4.01)	-0.028*** (-4.08)	-0.023*** (-3.24)
$tu_{t-1}$	-0.031*** (-4.23)	-0.027*** (-3.75)	-0.032*** (-4.42)			-0.040*** (-4.21)	-0.026*** (-3.52)
$\Delta(r - tu)_t$		-0.012* (-2.00)					
$(r - tu)_{t-1}$			0.008 (1.49)				
$u_{t-1}$				-0.026*** (-3.46)	-0.030*** (-4.03)		
$\Delta r_t$				-0.006 (-1.27)			-0.008* (-1.79)
$r_{t-1}$					-0.0005 (-0.109)	0.008 (1.49)	
$u_{LTI_{t-1}}$	0.024*** (2.75)	0.022** (2.43)	0.024*** (2.76)	0.017* (1.92)	0.023** (2.65)	0.024*** (2.76)	0.018* (1.97)
$ws_{t-1}$	-0.360*** (-5.10)	-0.353*** (-5.19)	-0.288*** (-3.38)	-0.255*** (-3.90)	-0.274*** (-3.14)	-0.288 (-3.38)	-0.331*** (-4.69)
$AdjR^2$	0.940	0.945	0.942	0.943	0.941	0.942	0.956
$F - test$	F(7,27)=1.09	F(7,26)=1.07	F(7,26)=1.31	F(7,26)=1.15	F(7,26)=1.38	F(7,26)=1.31	F(7,26)=1.17
$AR\ 1-2\ test:$	F(2,32)=2.43	F(2,31)=1.37	F(2,31)=1.07	F(2,31)=0.69	F(2,31)=1.17	F(2,31)=1.07	F(2,31)=1.37
$ARCH\ 1-1\ test:$	F(1,41)=0.61	F(1,41)=0.91	F(1,41)=0.65	F(1,41)=0.55	F(1,41)=0.75	F(1,41)=0.65	F(1,41)=0.55
$Normality\ test:$	$\chi^2(2) = 0.19$	$\chi^2(2) = 1.23$	$\chi^2(2) = 1.26$	$\chi^2(2) = 1.78$	$\chi^2(2) = 1.14$	$\chi^2(2) = 1.26$	$\chi^2(2) = 0.76$
$Hetero\ test:$	F(16,26)=1.21	F(18,24)=0.91	F(18,24)=1.34	F(18,24)=1.00	F(18,24)=1.48	F(18,24)=1.50	F(18,24)=0.85
$RESET23\ test:$	F(2,32)=0.87	F(2,31)=1.78	F(2,31)=2.07	F(2,31)=2.32	F(2,31)=2.08	F(2,31)=2.06	F(2,31)=1.40
$Chow:$	F(15,19)=0.93	F(15,18)=0.93	F(15,18)=0.75	F(15,18)=0.86	F(15,18)=0.74	F(15,18)=0.75	F(15,18)=1.09

Avhengig variabel er  $\Delta wh_t$  og  $t$ -verdier er i parentes. Alle modeller inneholder en konstant. Koeffisientene er rundet av. \*, \*\*, \*\*\* viser signifikansnivå på hhv. 10%, 5% og 1%. Kritisk verdi ved en tosidig  $t$ -test på et 5% signifikansnivå med 40 df. er 2.021 (Wooldridge, 2013). Kritiske  $F$ -verdier kan finnes i Brooks (2014).

Resultatene av de reduserte versjonene av modellene i kapittel 5 er presenert i tabell 4. Det er estimert to reduserte modeller for hver av de generelle modellene.<sup>35</sup> I de to ulike spesifikasjonene er enten endringsvariabelen eller nivåvariabelen for tiltak inkludert. Fra de generelle modellspesifikasjonene er det i noen tilfeller uklart hvilken av disse to som forklarer lønnsveksten best, og derfor har jeg valgt å inkludere de hver for seg for å kunne ha et best mulig bilde av tiltakseffekten på lønnsveksten. De ulike modellspesifikasjonene inneholder de samme kontrollvariablene.<sup>36</sup>

<sup>35</sup>Estimeringen av de generelle modellene finnes i appendiks D.

<sup>36</sup>Reduksjon av de generelle modellene er også gjort med autometricsfunksjonen i OxMetrics, og gir stort sett samme resultat.

F-testen som er presentert under resultatene, er en test for om den spesielle modellen er en gyldig spesifikasjon av den generelle modellen. Resultatene av denne testen viser at alle modellene som er estimert er gyldige forenklinger, og nullhypotesen om at de utelatte variablene sammen er lik null beholdes med god margin.

Langtidsløsningen for modellene er gitt ved tabell 5. Denne er estimert etter de samme prinsippene som ble vist i kapittel 5.

Tabell 5: Langtidseffekter av modell (5.1)-(5.4)

Variabel	1.1	2.1	2.2	3.1	3.2	4.1	4.2
$\bar{tu}$	-0.086	-0.082	-0.111			-0.139	-0.079
$(\overline{r - tu})$			0.027				
$\bar{u}$				-0.102	-0.109		
$\bar{r}$					-0.0018	0.027	
$\bar{u}_{LT}$	0.066	0.062	0.083	0.067	0.084	0.083	0.054

*Langtidsløsningen av modellene. Avhengig variabel er  $\bar{wh}$ . Koeffisientene er rundet av.*

Videre vil det først bli presentert noen generelle resultater fra tabell 4 og 5, før jeg vil gå nærmere inn på de estimerte parametrene for ledighet-og tiltaksvariablene. Deretter vil gyldigheten av modellene bli diskutert.

### 6.2.1 Generelle resultater

Som forventet vil produktivitetsvekst, vekst i produktprisen og vekst i konsumprisindeksen være lønnsdrivende i alle spesifikasjonene. Dersom produktivitetsveksten øker med 1%, vil lønnsveksten øke med 0,51 til 0,56 prosent på kort sikt. Tilsvarende vil det være mellom 0,42 og 0,48 prosent økt lønnsvekst som følge av en økning i veksten til produktprisen på 1%. Ved den samme økningen i konsumprisveksten vil det være 0,26 til 0,31 prosent økning i lønnsveksten. Alle disse parametrene er signifikant forskjellig fra null på minst 5% signifikansnivå. Parameteren som skal kontrollere for endringer i antall arbeidstimer i uken er også signifikant forskjellig fra null på 1% i alle modellene. Det samme gjelder for parameteren til dummyen STOP. Den viser at i år med lønns-og prisstopp vil

lønnsveksten være rundt 2,5% lavere enn i normale år. Videre er også parameteren foran feiljusteringsleddet negativt og signifikant i alle modellene. Som diskutert tidligere vil en signifikant parameter for feiljusteringsleddet bety at det eksisterer en langtidsløsning for nominell lønn. Feiljusteringsleddet tar verdien  $-0.255$  til  $-0.36$ , så mellom 25 og 36 prosent av avviket fra langtidslikevekten blir utlignet i løpet av året. Det betyr at tilpasningen til ny likevekt vil foregå relativt sakte. Raaum og Wulfsberg (1998), Nymoen og Rødseth (2003) og Johansen et al. (2007) finner imidlertid lignende estimater på parameteren for feiljusteringsleddet.

### 6.2.2 Modell 1

Den første modellen som blir estimert er et spesialtilfelle av ligning (5.1), og står som 1.1 i tabell 4. Fra ligning (3.24) i kapittel 3 var resultatet at økt total ledighet,  $tu$ , vil gi lavere lønn. Dette resultatet viser også tabell 1.1, der en økning i total ledighetsrate på 1% reduserer lønnsveksten med 0,031% på kort sikt. Det betyr at en økning i total ledighet fra 2% til 3% vil redusere lønnsveksten med 1,55%. Som nevnt i kapittel 5.1 vil denne effekten inkludere både åpent ledige og andelen på tiltak. Videre er koeffisienten foran andelen langtidsledige positiv og sterkt signifikant. Dersom andelen langtidsledige øker med 1%, vil det gi økt lønnspress for gitt ledighet, og denne effekten er på 0,024% på kort sikt. Den langsiktige likevekten kan skrives som:

$$\overline{wh} = \textit{konstant} + \overline{p} + \overline{prod} - 0.086\overline{tu} + 0.066\overline{u}_{LT} - 0.078\overline{STOP}. \quad (6.7)$$

På lang sikt vil pris og produktivitet drive lønna, så koeffisienten foran  $p$  og  $prod$  er 1. Effekten av både den totale ledighetsraten og andelen langtidsledige er større på lang sikt enn på kort sikt. Den langsiktige elastisiteten av total ledighet på nominell timelønn er på  $-0.086$ . Dersom total ledighet øker fra 2% til 3% vil nominell timelønn vil synke med 4,3% på lang sikt. Som på kort sikt vil den lønnsdempende effekten økt total ledighet har, reduseres av langtidsledige, og dersom andelen langtidsledige øker med 1%, gitt total ledighet, vil nominell lønn øke med 0,066% på lang sikt.

### 6.2.3 Modell 2

I modell 2.1 og 2.2 er en redusert form av ligning (5.2) estimert, med to ulike spesifikasjoner for tiltaksandelen inkludert. Modell 2.1 har med total ledighetsrate og endringen i



tiltaksandelen fra tidspunkt  $t - 1$  til tidspunkt  $t$ . Modell 2.2 har den tilbakedaterte nivåvariabelen for tiltaksandelen inkludert. Modell 2.1 viser at den kortsiktige elasticiteten av total ledighetsrate på lønnsveksten er  $-0.027$ . Denne effekten er signifikant på 1%. Dersom total ledighet øker fra 2% til 3% vil lønnen reduseres med 1,35% på kort sikt. Dette er en mindre reduksjon enn modell 1.1, der tiltak ikke var inkludert i noen form. Det tyder på at total ledighetsrate i modell 1.1 inkluderer noe av den lønnsdempende effekten som en kortsiktig endring i tiltaksandelen medfører. Modell 2.1 viser også at en kortsiktig økning i veksten til tiltaksandelen på 1% vil redusere lønnsveksten med 0,012%. Denne effekten er signifikant på 6%.

I modell 2.2 er endringsvariabelen til tiltaksandelen erstattet med nivåvariabelen til tiltaksandelen. I denne modellen vil en økning i total ledighet fra 2% til 3% redusere lønnsveksten med 1,6%. Parameteren foran total ledighet er signifikant på 1%. Effekten av nivåvariabelen til tiltaksandelen er ikke signifikant, og man må opp på 15% signifikansnivå for å forkaste hypotesen om at den er forskjellig fra null. I en slik spesifisering vil imidlertid effekten være lønnsdrivende, ikke lønnsdempende som i modell 2.1. Den kortsiktige elasticiteten av tiltaksandelen på lønnsveksten er 0.008. En økning i tiltaksandelen fra 10% til 15% vil gi økt lønnsvekst på 0,4%. I begge spesifiseringene er også effekten av andelen langtidsledige signifikant forskjellig fra null, og medfører økt lønnspress, for gitt total ledighet. For modell 2.1 og 2.2 vil langtidsløsningen være henholdsvis:

$$\overline{wh} = \textit{konstant} + \overline{p} + \overline{prod} - 0.082\overline{tu} + 0.062\overline{u}_{LT} - 0.071\textit{STOP} \quad (6.8)$$

$$\overline{wh} = \textit{konstant} + \overline{p} + \overline{prod} - 0.111\overline{tu} + 0.027(\overline{r} - \overline{tu}) + 0.083\overline{u}_{LT} - 0.097\textit{STOP} \quad (6.9)$$

I modell 2.1 vil en økning i total ledighet fra 2% til 3% på lang sikt gi en nedgang i nominell lønn på 4,1%, mens den samme økningen i total ledighet i modell 2.2 gir en langsiktig nedgang i nominell lønn på 5,55%. Hvis andelen langtidsledige øker med 1%, vil nominell lønn på lang sikt øke med 0,062% i modell 2.1 og 0,083% i modell 2.2. Nivåeffekten av 1% økning i tiltaksandelen gir på lang sikt et lønnspress på 0,027%. Det er mulig at den lønnsdrivende effekten som tiltaksandelen har på lang sikt i modell 2.2, fanges opp av total ledighetsrate i langtidsløsningen for modell 2.1. Dette kan gjøre at nominell lønn vil være høyere på lang sikt av en økning i total ledighet i modell 2.1 enn i 2.2.

Når både endringsvariabelen og nivåvariabelen for tiltaksandelen inkluderes sammen med total ledighetsrate, vil effekten av begge være insignifikant, men med samme fortegn som i modell 2.1 og 2.2. Dette gjelder også for modell 3 og 4 der inkludering av både endrings- og

nivåvariabelen for tiltak vil føre til at parametrene har samme fortegn som i de estimerte modellene i tabell 4. Det vil ikke være noen signifikante effekter, men endringsvariabelen vil i alle tilfeller være mer signifikant enn nivåvariabelen.

#### 6.2.4 Modell 3

Modell 3.1 og 3.2 tar utgangspunkt i ligningen gitt ved (5.3) og er presentert i tabell 4. Her er total ledighetsrate erstattet med ledighetsraten for åpent ledige, og tiltaksandelen er erstattet med tiltaksraten på endringsform i 3.1 og nivåform i 3.2. Ledighetsraten for åpent ledige ligger i samme område som total ledighetsrate i modell 1 og 2. Som følge av en økning i åpen ledighet fra 2% til 3%, alt annet likt, vil det bli en kortsiktig reduksjon i lønnsveksten på 1,3% og 1,5% i henholdsvis modell 3.1 og 3.2. En økning i andelen langtidsledige på 1%, alt annet likt, vil gi økt lønnspress i samme område som i de andre modellene, rundt 0,02%. Koeffisientene foran åpen ledighet er signifikant på 1%, mens koeffisienten foran andelen langtidsledige er signifikant på 7% i modell 3.1 og på 5% i modell 3.2.

I modell 3.1 er endringen i tiltaksrate inkludert. Effekten av endringen i tiltaksrate er negativ og insignifikant. Hvis endringen i tiltaksrate øker med 1%, vil lønnspresset reduseres med 0,006% på kort sikt, gitt at åpen ledighetsrate holdes konstant. Modell 3.2 inkluderer nivåvariabelen for tiltak i stedet for endringsvariabelen. Effekten av denne er også insignifikant, men svært mye mindre signifikant enn endringsraten i modell 3.1. I denne spesifikasjonen vil lønnspresset reduseres med så lite som 0,0005% hvis tiltaksraten øker med 1%. Langtidsløsningen for modell 3.1 og 3.2 kan skrives som:

$$\overline{wh} = \textit{konstant} + \overline{p} + \overline{prod} - 0.102\overline{u} + 0.067\overline{u}_{LT} - 0.094\textit{STOP} \quad (6.10)$$

$$\overline{wh} = \textit{konstant} + \overline{p} + \overline{prod} - 0.109\overline{u} - 0.0018\overline{r} + 0.084\overline{u}_{LT} - 0.102\textit{STOP}. \quad (6.11)$$

Den langsiktige elastisiteten av åpen ledighet på nominell lønn er  $-0.102$  i modell 3.1 og  $-0.109$  i modell 3.2. Dersom åpen ledighet øker fra 2% til 3% vil nominell lønn synke med 5,1% og 5,45% på lang sikt i henholdsvis modell 3.1 og 3.2. Den langsiktige effekten på nominell lønn av 1% økning i andelen langtidsledige er 0,067% og 0,084% i de samme to modellene. 1% økt tiltaksrate vil på lang sikt gi en reduksjon i nominell lønn på 0,0018%, men effekten var på kort sikt svært insignifikant.

### 6.2.5 Modell 4

I modell 4 er raten for åpen ledighet fra modell 3 erstattet med total ledighetsrate, mens tiltaksraten er inkludert også her. Det er to spesialtilfeller av ligningen gitt ved (5.4) som presenteres, og resultatene er gitt i tabell 4 under 4.1 og 4.2. Ved en økning i total ledighet fra 2% til 3% er den kortsiktige reduksjonen i lønnsveksten estimert til å være 2% i modell 4.1 og 1,3% i modell 4.2. Estimaten for total ledighet ligger svært nærme estimatene for ledighet i de tre tidligere modellene, og er signifikant på 1%. Modell 4.1 er en teknisk omskrivning av modell 2.2 så de resterende estimatene er derfor like. Ved 1% økning i andelen langtidsledige er det i modell 4.1 estimert en kortsiktig økning i lønnsveksten på 0,024%, og effekten er signifikant på 1%. I 4.2 er den kortsiktige elastisiteten av andelen langtidsledige på lønnsvekst 0.018, men effekten er bare signifikant på 10%.

Tiltaksraten vil også i disse to ulike spesifikasjonene ha ulikt fortegn, i likhet med modell 2. Nivåvariabelen er positiv, og endringsvariabelen er negativ. Effekten av nivåvariabelen for tiltaksrate i 4.1 er, i likhet med nivåvariabelen for tiltaksandel i 2.2, insignifikant. Parameteren foran endringsvariabelen for tiltaksrate i modell 4.2 er signifikant på 10%. En økning i tiltaksraten fra 1% til 2% gir i modell 4.1 en kortsiktig økning i lønnsveksten på 0,8%. Modell 4.2 viser at dersom endringen i tiltaksraten øker med 1% vil det være en kortsiktig reduksjon i lønnsveksten på 0,08%, gitt at total ledighet holdes konstant. Langtidsløsningen for modell 4.1 og 4.2 kan skrives som:

$$\overline{wh} = \textit{konstant} + \bar{p} + \overline{\textit{prod}} - 0.139\overline{tu} + 0.027\bar{r} + 0.083\overline{u_{LT}} - 0.097\textit{STOP} \quad (6.12)$$

$$\overline{wh} = \textit{konstant} + \bar{p} + \overline{\textit{prod}} - 0.079\overline{tu} + 0.054\overline{u_{LT}} - 0.069\textit{STOP}. \quad (6.13)$$

Ved en langsiktig økning i total ledighet fra 2% til 3% vil nominell lønn reduseres med 6,95% i modell 4.1 og 3,95% i modell 2.2. Den langsiktige elastisiteten til andelen langtidsledige på nominell lønn er 0.083 i modell 4.1 og 0.054 i 4.2. Fra modell 4.1 er den langsiktige elastisiteten til tiltaksraten 0.027, slik at en økning i tiltaksraten fra 1% til 2% øker nominell lønn med 2,7% på lang sikt.

### 6.2.6 Foreløpig oppsummering

Resultatene fra de tre ulike spesifikasjonene viser at en endring i tiltak på kort sikt reduserer lønnsveksten, mens nivåeffekten ser ut til å øke nominell lønn på lang sikt. Effekten av nivåvariabelen for tiltak er insignifikant i alle tilfeller. Den mest signifikante effekten av

tiltak finnes i endringen i tiltaksandel og endringen i tiltaksrate i modell 2.1 og 4.2, der «jobbkonkurranseseffekten» dominerer over «velferdseffekten» på kort sikt. På lang sikt, derimot, vil en økning i tiltak på 1% føre til at kostnaden ved å miste jobben går ned, og det vil gi 0,008% økt lønn i modell 2.2 og 4.1. I modell 3.1 og 3.2 vil ikke effekten av tiltaksraten inngå signifikant i lønnsveksten, noe som kan tyde på det er raten for åpent ledige som har sterkest påvirkning på lønnsveksten. Videre er modell 2.2 og 4.1 helt identiske i sine parametre, bortsett fra parameteren for total ledighetsrate. Denne er noe lavere i 4.1 enn i 2.2.

Generelt blir effekten av total ledighet og åpen ledighet mindre når endringsvariabelen til tiltak inkluderes i stedet for nivåvariabelen. Dette kan være fordi nivåeffekten av tiltak gir økt lønnspress, og det økte lønnspresset blir inkludert i total ledighet når endringsvariabelen er med. Både på kort og lang sikt vil langtidsledighet føre til et økt lønnspress, alt annet likt. Dette er konsistent med teorien om at arbeiderne blir demotiverte og mindre attraktive på jobbmarkedet.

Hvilken av tiltaksvariablene som gir den beste empiriske spesifikasjonen er uklar. Et poeng er at endringen i tiltak på kort sikt kanskje vil gi den beste forklaringen på lønnsveksten. Fra figur 2 i kapittel 4.2 kan vi se at det ikke har vært noen økning i tiltak som har vært permanent over tid, og det kan derfor vanskelig å identifisere potensielle langtidseffekter fordi tiltakene i stor grad følger svingningene til arbeidsledigheten.

Et annet poeng er at multikolaritetsproblemer vil føre til høyt standardavvik i en variabel som er korrelert med en annen og gjøre estimatet vil mindre presist, men fortsatt forventningsrett. Som vi så i kapittel 4.3 er det sterk korrelasjon mellom nivåvariabelen til tiltaksraten og nivåvariabelen til total og åpen ledighet. En slik sammenheng vil vi også finne mellom ledighetsandelen og total ledighet. Denne multikolariteten kan være en grunn til at nivåvariabelen for tiltak ikke inngår signifikant hverken i modell 2.2, 3.2 eller 4.1. På den annen siden er endringsvariabelen for tiltak i de ulike modellene ikke like sterkt korrelert med ledighet. Dersom vi regresserer endringsvariabelen til tiltaksandelen mot total ledighet får vi insignifikante resultater, og korrelasjonskoeffesienten mellom disse er 0.25.<sup>37</sup> Det betyr at det ikke vil være et multikolaritetsproblem i dette tilfellet, og at modell 2.1 gir mer presise estimater. I en regresjon mellom endringen i tiltaksraten og åpen ledighet vil det være signifikante parametere, selv om korrelasjonskoeffesienten mellom disse er på samme nivå som mellom tiltaksandelen på endringsform og total ledighet. Det

---

<sup>37</sup>  $\Delta(r - tu) = \begin{matrix} -0.39 \\ (-1.05) \end{matrix} + \begin{matrix} 0.18 \\ (1.44) \end{matrix} tu_t - \begin{matrix} 0.11 \\ (-0.68) \end{matrix} u_{LT}$ ,  $R^2 = 0.07$

samme gjelder i en regresjon mellom endringen i tiltaksrate og totalledighet fra modell 4.2.

På bakgrunn av at det ikke har vært noen permanente endringer i tiltak over tid og multikolinearitetsproblemer vil det derfor kunne argumenteres for at endringen i tiltak gir den mest riktige effekten og at «jobbkonkurransoeffekten» dominerer over «velferds-effekten» på kort sikt. Dersom flere kommer på tiltak vil det på kort sikt være flere som blir kvalifisert, og konkurransen om arbeid øker. Dette reduserer lønna, alt annet likt.

Elastiteten til andelen langtidsledige ligger mellom 0.017 og 0.024, og effekten er signifikant på minst 10% i alle modellene. I enkelte modeller er effekten signifikant på 1%. Dette bekrefter teorien om at når en arbeider er langtidsledig, vil arbeideren bli demoralisert og mindre attraktiv i jobbmarkedet. Dette fører til mindre konkurranse blant de resterende ledige og økt lønn.

### 6.2.7 Test for kointegrasjon

For å teste om nominell lønn, pris og produktivitet er kointegrert bruker jeg testen som er foreslått av Kremers et al. (1992). I tabell 6 rapporteres t-verdiene fra en t-test med hypotesen om at parameteren foran feiljusteringsleddet er lik null mot alternativet at det er mindre enn null. 6. Verdiene fra t-testen viser at nullhypotesen kan forkastes på 1%

Tabell 6: Test for kointegrasjon

Modell	1.1	2.1	2.2	3.1	3.2	4.1	4.2
$ws_{t-1}$	-5.10	-5.19	-3.38	-3.90	-3.14	-3.38	-4.69

*Standard t-test. Kritisk verdi ved en ensidig t-test på 1% med 40 df. er 2,423.*

i alle modellspesifikasjonene. Det betyr at variablene i feiljusteringsleddet er kointegrert, og at det derfor eksisterer en langtidslikevekt. Phillips (1958) presenterte en sammenheng mellom lønnsvekst og ledighet, kalt Phillipskurven. Ved signifikant parameter foran feiljusteringsleddet vil det være en langsiktig sammenheng mellom nominell lønn og ledighet, og det kan derfor konkluderes med at Phillipskurven forkastes til fordel for den langsiktige lønnskurven.

### 6.2.8 Resultater fra diagnostiske tester

Fra modell 2.2 til 4.2 er det ingen tegn på seriekorrelasjon, og nullhypotesen om fravær av seriekorrelasjon beholdes til 1% signifikansnivå i alle tilfeller. I modell 1.1 må man opp på et 10% signifikansnivå for å forkaste nullhypotesen om fravær av seriekorrelasjon. Det tyder på at det ikke er seriekorrelerte restledd inkludert i modellene. Testene for heteroskedastisitet er også tilfrestillende, og tyder på homoskedastisk restleddsvarians. Det samme gjelder for den betinget autoregressive heteroskedastisiteten. Normalitetstesten gir resultater som tyder på at fordelingen til MKM-estimatorene er korrekte, og at t- og F-testene derfor er gyldige. I alle modellene viser RESET-testen at det er valgt riktig funksjonsform. Alt i alt tyder resultatene fra testene på at restleddsforutsetningene for estimering med MKM er oppfylt, og at den umodellerte variasjonen bare er hvit støy.

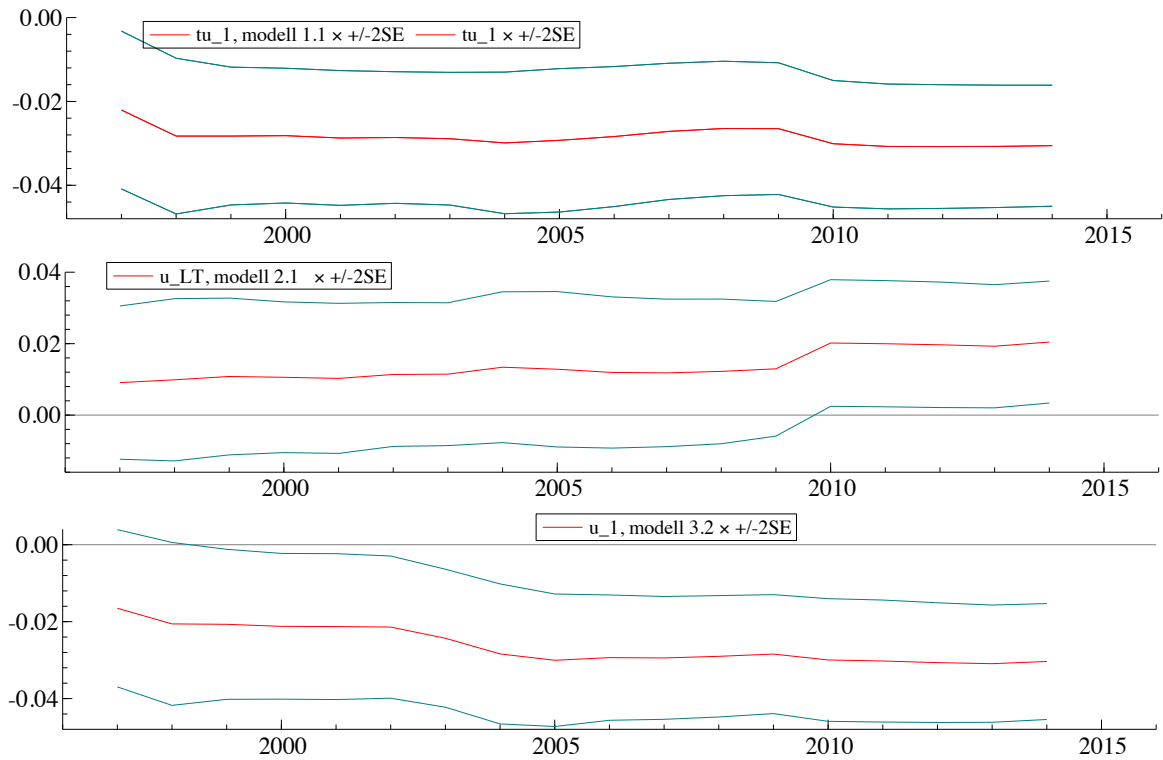
Chow-testen viser resultatet for testen med to perioder. Den ene går fra 1972 til 1999 og den andre går fra 2000 til 2014. Nullhypotesen om stabile parametre holder for alle modellene. Det betyr at det ikke er noen strukturelle brudd mellom periodene. For å undersøke parameterstabilitet ytterligere har jeg brukt rekursiv estimering. Her har jeg estimert modellen for 25 år, deretter lagt på et og et år. For noen utvalgte ledighets- og tiltaksvariabler kan resultatet leses fra figur 7 og 8. Utvalget av variablene er gjort fordi de gir et riktig bilde på hvordan den rekursive estimeringen av ledighetsvariablene i de resterende modellene ser ut.<sup>38</sup>

Fra figur 7 kan vi se at ledighetsvariablene har vært stabile gjennom de siste 18 årene. Parameteren foran andelen langtidsledighet økte rundt 2010, fra rundt 0.01 til 0.02, mens raten for åpen ledighet har en parameter som sank fra rundt  $-0.025$  til rundt  $-0.035$ . Tross dette virker parametrene for ledighetsvariablene å være relativt stabile. Fra figur 8 ser vi at endringen i tiltaksandel og endringen i tiltaksrate var stabil gjennom perioden. Det som kan merkes er at parameteren for nivåvariablen til både tiltaksandel og tiltaksrate økte fra år 2002, og stabiliserte seg på et høyere nivå fra år 2005 og utover. Tiltaksraten er estimert negativ for årene 1997-2003 i modell 3.2, men positiv i årene etter. I modell 4.1 er den positiv for hele perioden, men har den samme økningen. Alt i alt tyder den rekursive estimeringen på at parametrene er stabile gjennom hele perioden og at de estimerte modellene gir forventningsrette resultater.

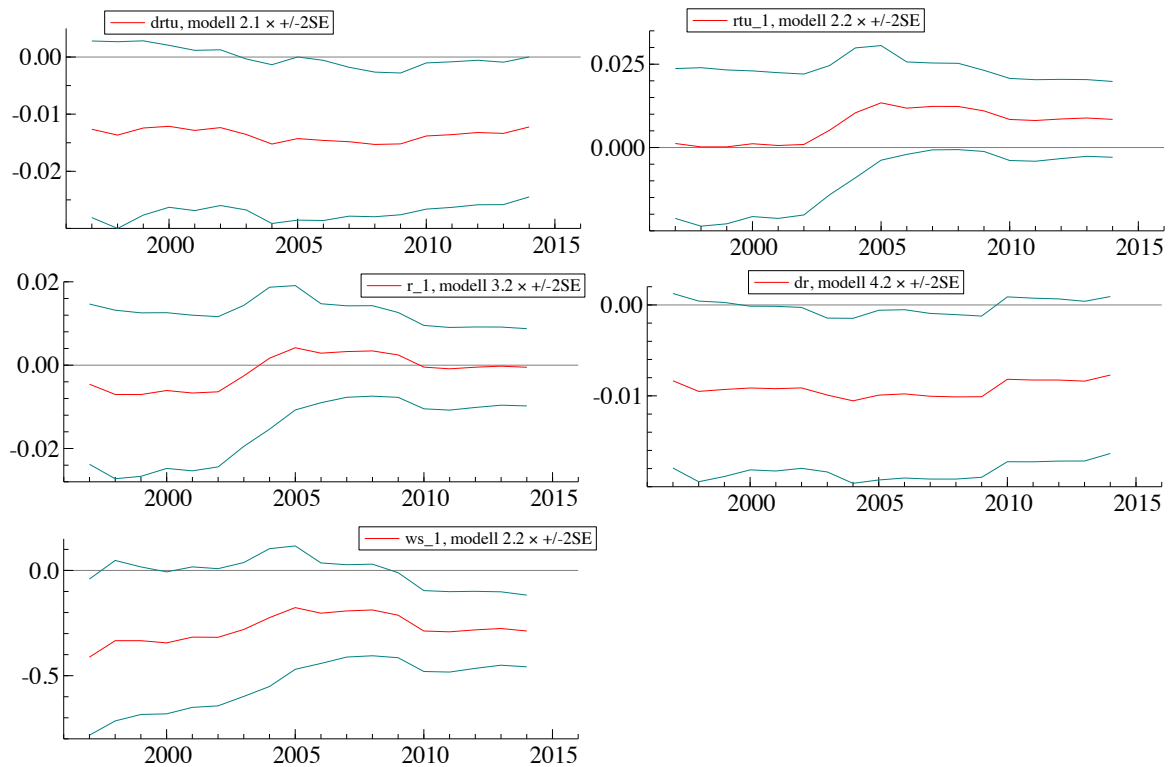
---

<sup>38</sup>For figurer av rekursiv estimering for alle modeller og variabler se appendiks E.

Figur 7: Rekursiv estimering av ledighetsvariabler fra utvalgte modeller med  $\pm 2$  estimerte standardavvik.



Figur 8: Rekursiv estimering av tiltaksvariabler fra utvalgte modeller med  $\pm 2$  estimerte standardavvik.



### 6.3 Utvidelse av modellene

De estimerte modellene kan tilføres noen tilleggsmomenter ved å inkludere ytterligere to variabler. Dette gjør jeg for å se på om effekten av disse vil ha en signifikant effekt på lønnsdannelsen, og om resultatene i modell 2.1 til 2.4 er robuste ovenfor disse utvidelsene. Jeg ønsker å undersøke om det har vært en endring i lønnsdannelsen etter at sentralbanken startet med inflasjonsstyring i 2001, og om dette ga en endring i lønnsdannelsen. I utvidelsen ønsker jeg også å undersøke om effekten tiltak har på lønn avhenger av tilstanden i arbeidsmarkedet. Med tilstanden i arbeidsmarkedet mener jeg om det er en høy andel langtidsledige. For å undersøke lønnsdannelsen etter 2001 inkluderes en dummy,  $IT$ , og for å undersøke effekten av tiltak ved høy andel langtidsledighet, inkluderes et interaksjonsledd mellom tiltaksvariabelen i den aktuelle modellen og andelen langtidsledige.

Fra mars 2001 har den norske sentralbanken ført en pengepolitikk rettet inn mot lav og stabil inflasjon, og de styrer derfor etter et inflasjonsmål på 2,5%. Med en lavere og mer stabil inflasjon vil det være lavere vekst i produkt- og konsumprisen fra år til år. Fagforeningene vil derfor moderere sine lønnskrav. Derfor inkluderes dummyen  $IT$  som tar verdien 1 dersom  $t = 2001, 2002, \dots, 2014$  og 0 ellers.

Interkasjonsleddet mellom andelen langtidsledige og tiltaksvariabelen er tatt med for å undersøke hypotesen om at effekten tiltak har på lønnsveksten, er større når det er en høy andel langtidsledige. Dersom mange av de arbeidsledige er langtidsledige, er det stor sannsynlighet for at myndighetene satser ekstra på arbeidsmarkedstiltak. Som jeg viste i teorikapitlet, kan en slik situasjon føre til at flere av de langtidsledige blir mer kvalifiserte og effektive jobbsøkere. Det gjør at sannsynligheten for at tiltak virker lønnsdempende er større ved en høyere andel langtidsledighet. Noe av lønnspresset som høy andel langtidsledighet medfører, vil reduseres. Det forventes derfor at interaksjonsleddet partielt skal ha en negativ effekt på lønnsveksten, i tråd med det som ble presentert i teorikapitlet.

For hver av modellene med tiltaksvariabler er det gjort tre utvidelser. Den første utvidelsen inkluderer dummyen,  $IT$ .<sup>39</sup> Den andre utvidelsen inkluderer et interaksjonsledd mellom andelen langtidsledige og den aktuelle tiltaksvariabelen, og den tredje utvidelsen inkluderer begge samtidig. I modellene som følger er dummyen inkludert i utvidelse en, interaksjonsleddet i utvidelse to og både dummyen og interaksjonsleddet i utvidelse tre.

---

<sup>39</sup>Inflation targeting



### 6.3.1 Generelle resultater fra utvidelsene

Resultater fra utvidelsene finnes i tabellene 7-9. Det første som kan poengeteres er at parameteren for produktivitetsveksten i alle utvidelsene er på samme nivå som tidligere. 1% økt i produktivitetsvekst vil føre til rundt 0,50% økt lønnsvekst. Videre går parameteren for konsumprisindeksen fra å være sterkt signifikant i modell 2.2-4.2 til å bli insignifikant i alle tilfeller der dummyen for perioden fra og med 2001 er inkludert. I tilfellene der bare interaksjonsleddet mellom andelen langtidsledige og tiltak er inkludert, blir parameteren foran konsumprisveksten enten mindre signifikant enn den har vært tidligere, eller insignifikant. Effekten av vekst i produktpris ligger litt høyere enn i modell 2.1-4.2. Videre ligger effekten av endring i normalarbeidstimer og effekten dummyen for lønns- og prisstopp på samme nivå som tidligere, og gir sterkt signifikante estimater. Tilpasningshastigheten tilbake til likevekt, lønnsandelen, ligger på omtrent samme nivå som tidligere i alle utvidelsene. Det er ingenting nytt fra testene som tilsier at forutsetningene for MKM ikke holder. Unntaket er at det er tegn til heteroskedastisitet i modell 3.2.2, 3.2.3, 4.1.2 og 4.2.2. Inkluderingen av interaksjonsleddet mellom tiltaksrate og andelen langtidsledige fører til at restleddet blir heteroskedastisk.

### 6.3.2 Utvidelse modell 2.

Utvidelsen for modell 2 vises i tabell 7. Her er interaksjonsleddet mellom tiltaksandel og langtidsleide i år  $t-1$  inkludert som,  $(u_{LT} \times (r - tu))_{t-1}$ . Elastisiteten av total ledighet på lønnsveksten ligger som tidligere rundt  $-0.028$  i modell 2.1.1-2.1.3 og er sterkt signifikant. Den langsiktige elastisiteten av økt total ledighet på nominell lønn ligger mellom 0.08 og 0.09. Dette er også relativt likt estimatene som ble funnet i modell 2.1. I modell 2.2.1-2.2.3 er effekten av økt total ledighet på kort sikt noe høyere enn 2.1.1-2.1.3, men ligger i samme område som modellen estimert ved 2.2.

Parameteren foran andelen langtidsledige er også positiv og signifikant på 5% i modell 2.1.1 og 2.1.3, mens den kun er signifikant på 10% i modell 2.1.2. På kort sikt gir 1% økt andel langtidsledige, økt i lønnsvekst på 0,019% i modell 2.1.1 og 2.1.2, og 0,023% i modell 2.1.3. På lang sikt gir dette en økning i nominell lønn på rundt 0,06%, alt annet likt. I modell 2.2.1 og 2.2.2 er parameteren foran andelen langtidsledige signifikant på 5%, mens den bare er signifikant på 10% i modell 2.2.3. Når interaksjonsleddet inkluderes i utvidelsen for modell 2.2, er elastisiteten av andelen langtidsledige på lønnsvekst noe høyere enn tidligere. Dersom andelen langtidsledige øker med 1%, predikerer modellene

Tabell 7: Resultater for utvidet estimering av modell 2

Variabel	2.1.1	2.1.2	2.1.3	2.2.1	2.2.2	2.2.3
$\Delta prod_t$	0.519*** (4.65)	0.559*** (4.95)	0.519*** (4.62)	0.528*** (4.45)	0.671*** (4.63)	0.632*** (4.13)
$\Delta cpi_t$	0.159 (1.24)	0.287*** (2.83)	0.126 (0.921)	0.184 (1.37)	0.128 (0.82)	0.070 (0.408)
$\Delta p_t$	0.508*** (3.89)	0.458*** (3.50)	0.523*** (3.93)	0.491*** (3.59)	0.591*** (3.49)	0.600*** (3.53)
$\Delta nh_t$	-0.399*** (-3.03)	-0.400*** (-2.91)	-0.387*** (-2.89)	-0.429*** (-3.13)	-0.364** (-2.51)	-0.373** (-2.55)
$STOP_t$	-0.029*** (-4.10)	-0.025*** (-3.67)	-0.031*** (-4.13)	-0.031*** (-4.05)	-0.030*** (-4.27)	-0.033*** (-4.20)
$tu_{t-1}$	-0.029*** (-4.06)	-0.027*** (-3.68)	-0.029*** (-3.99)	-0.033*** (-4.51)	-0.037*** (-4.39)	-0.037*** (-4.43)
$\Delta(r - tu)_t$	-0.012* -1.95	-0.011 (-1.51)	-0.015* (-1.98)			
$(r - tu)_{t-1}$				0.005 (0.80)	0.047 (1.42)	0.041 (1.21)
$u_{LT_{t-1}}$	0.019** (2.25)	0.019* (1.85)	0.023** (2.25)	0.023** (2.60)	0.062* (1.85)	0.058* (1.70)
$(u_{LT} \times (r - tu))_{t-1}$		-0.0009 (-0.20)	0.004 (0.74)		0.025 (1.18)	0.023 (1.07)
$IT_t$	-0.007 (-1.54)		-0.010 (-1.68)	-0.005 (-0.96)		-0.005 (-0.835)
$ws_{t-1}$	-0.321*** (-4.61)	-0.339*** (-3.51)	-0.369*** (-3.86)	-0.291*** (-3.41)	-0.359*** (-3.45)	-0.356*** (-3.41)
$AdjR^2$	0.947	0.944	0.947	0.942	0.943	0.943
AR 1-2 test:	F(2,30)=0.34	F(2,30)=1.45	F(2,29)=0.44	F(2,30)=0.36	F(2,30)=1.11	F(2,29)=0.43
ARCH 1-1 test:	F(1,41)=0.60	F(1,41)=1.03	F(1,41)=0.52	F(1,41)=0.41	F(1,41)=0.03	F(1,41)=0.02
Normality test:	$\chi^2(2) = 1.58$	$\chi^2(2) = 1.34$	$\chi^2(2) = 0.84$	$\chi^2(2) = 1.33$	$\chi^2(2) = 1.90$	$\chi^2(2) = 1.38$
Hetero test:	F(19,23)=0.83	F(20,22)=0.92	F(21,21)=0.73	F(19,23)=1.34	F(20,22)=1.47	F(21,21)=1.43
RESET23 test:	F(2,30)=2.46	F(2,30)=2.44	F(2,29)=2.23	F(2,30)=1.90	F(2,30)=1.43	F(2,29)=1.33
Chow:	F(15,17)=0.88	F(15,17)=1.56	F(15,17)=1.47	F(15,17)=0.71	F(15,17)=0.80	F(15,16)=0.75

Avhengig variabel er  $\Delta wh_t$  og  $t$ -verdier er i parantes. Alle modeller inneholder en konstant. Koeffisientene er rundet av. \*, \*\*, \*\*\* viser signifikansnivå på hhv. 10%, 5% og 1%. Kritisk verdi ved en tosidig  $t$ -test på et 5% signifikansnivå med 40 df. er 2.021 (Wooldridge, 2013). Kritiske  $F$ -verdier kan finnes i Brooks (2014).

at lønnsveksten vil øke med 0,023% i 2.2.1, 0,062% i 2.2.2 og 0,058% i modell 2.2.3. På lang sikt betyr dette økt nominell lønn på henholdsvis 0,079%, 0,173% og 0,169%.

I modell 2.1.1-2.1.3 er endringsvariabelen for tiltaksandelen inkludert sammen med dummyen fra og med 2001 og interaksjonsleddet mellom langtidsledige og tiltaksandel. I modell 2.1.1, der bare  $IT$  er inkludert, er endringen i tiltaksandelen fortsatt signifikant negativ på 6% med et elastisitet på  $-0.012$ , men den blir insignifikant dersom kun interaksjonsleddet inkluderes i 2.1.2, med omtrent samme estimat. Dersom både interaksjonsleddet og dummyen inkluderes, er parameteren foran endringsvariabelen for tiltaksandelen igjen signifikant negativ og med parameterverdi i samme område som tidligere. Dummyen med verdi 1 fra og med 2001 er insignifikant og negativ i modell 2.1.1 og 2.1.3. Den viser at det

vil være 0,7% og 1% lavere lønnsvekst etter 2001. På lang sikt betyr dette en reduksjon i nominell lønn på 2,1% i modell 2.1.1 og 2,7% i modell 2.1.3, alt annet likt. Interaksjonsleddet er insignifikant i begge utvidelsene med negativt fortegn i modell 2.1.2 og positivt fortegn i 2.1.3. Estimaten er på  $-0.0009$  i modell 2.1.2 og  $0.004$  i modell 2.1.3.

I modell 2.2.1-2.2.3 er nivåvariablen for tiltaksandelen inkludert sammen med dummyen og interaksjonsleddet. I likhet med modell 2.2 er parameteren for tiltaksandelen positiv og insignifikant i alle utvidelsene. Dersom tiltaksandelen øker med 1% vil lønnen på kort sikt øke med 0,005% i modell 2.2.1, mens nominell lønn på lang sikt øker med 0,017%. I modell 2.2.2 og 2.2.3 vil en økning i tiltaksandelen med 1% gi økt lønnsvekst på henholdsvis 0,047% og 0,041% på kort sikt. På lang sikt gir dette en økning i nominell lønn på 0,13% og 0,11% i de samme to modellene. Estimaten er svært mye høyere enn det som ble funnet i modell 2.2. Effekten av dummyen,  $IT$ , er mindre signifikant i disse utvidelsene enn i utvidelsen til modell 2.1, men er fortsatt negativ og gir en kortsiktig reduksjon i lønnsveksten på rundt 0,5% som følge av innføring av inflsjonsstyring. Dette gir en langsiktig reduksjon i nominell lønn på rundt 1,5%, alt annet likt. Effekten av interaksjonsleddet mellom andelen langtidsledige og tiltaksandelen er insignifikant i begge utvidelsene der den er inkludert, og elastisiteten er 0.025 i modell 2.2.2 og 0.023 i modell 2.2.3. Det tyder på at hvis det er en høy andel langtidsledige, vil lønnsveksten øke, både på kort og lang sikt.

### 6.3.3 Utvidelse modell 3

Utvidelsen for modell 3 vises i tabell 8. Her er interaksjonsleddet mellom tiltaksrate og langtidsledige i år  $t - 1$  inkludert som,  $(u_{LT} \times r)_{t-1}$ . I modell 3.1.1-3.1.3 er nivåleddet for åpen ledighet inkludert sammen med endringsleddet for tiltaksrate, i tillegg til de to utvidelsene. I modell 3.2.1-3.2.3 er nivåleddet for åpen ledighet inkludert sammen med nivåleddet for tiltaksrate. På kort sikt vil en økning i åpen ledighet fra 1% til 2% redusere lønnsveksten med mellom 2,4% og 3%. Den langsiktige elastisiteten av åpen ledighet på nominell lønn ligger mellom 0.065 og 0.11. Disse resultatene ligger ikke langt unna resultatene for åpen ledighet i modell 3.1 og 3.2 Parameteren for åpen ledighet er signifikant på 1% i alle tilfeller.

Effekten av andelen langtidsledige er insignifikant i modell 3.1.1, og signifikant på 10% i modell 3.1.3 og 3.2.3. I de resterende utvidelsene for modell 3, er den signifikant på 5%. Elastisiteten av andelen langtidsledige på lønnsvekst ligger mellom 0.015 og 0.029. I

Tabell 8: Resultater for utvidet estimering av modell 3

Variabel	3.1.1	3.1.2	3.1.3	3.2.1	3.2.2	3.2.3
$\Delta prod_t$	0.481*** (4.02)	0.519*** (4.53)	0.467*** (3.94)	0.509*** (4.26)	0.562*** (4.66)	0.525*** (4.06)
$\Delta cpi_t$	0.187 (1.38)	0.279*** (2.77)	0.140 (1.01)	0.202 (1.47)	0.243* (1.82)	0.181 (1.19)
$\Delta p_t$	0.521*** (3.81)	0.469*** (3.60)	0.532*** (3.93)	0.474*** (3.39)	0.594*** (3.03)	0.503*** (3.07)
$\Delta nh_t$	-0.399*** (-2.87)	-0.394*** (-2.81)	-0.383*** (-2.77)	-0.445*** (-3.20)	-0.433*** (-3.08)	-0.439*** (-3.10)
$STOP_t$	-0.025*** (-3.34)	-0.024*** (-3.27)	-0.028*** (-3.63)	-0.031*** (-3.99)	-0.029*** (-3.95)	-0.031*** (-3.93)
$u_{t-1}$	-0.026*** (-3.42)	-0.024** (-2.72)	-0.020** (-2.18)	-0.029*** (-3.72)	-0.030*** (-3.94)	-0.029*** (-3.65)
$\Delta r_t$	-0.006 -1.33	-0.007 (-1.40)	-0.009* (-1.78)			
$r_{t-1}$				-0.003 (-0.59)	0.009 (0.466)	0.003 (0.17)
$u_{LT_{t-1}}$	0.015 (1.59)	0.020** (2.01)	0.019* (1.95)	0.022** (2.49)	0.029** (2.03)	0.026* (1.78)
$(u_{LT} \times r)_{t-1}$		0.003 (0.673)	0.006 (1.35)		0.007 (0.511)	0.005 (0.349)
$IT_t$	-0.004 (-0.856)		-0.008 (-1.45)	-0.005 (-0.94)		-0.005 (-0.845)
$ws_{t-1}$	-0.232*** (-3.28)	-0.292*** (-3.41)	-0.295*** (-3.51)	-0.278*** (-3.18)	-0.275*** (-3.12)	-0.279*** (-3.14)
$AdjR^2$	0.943	0.942	0.944	0.940	0.939	0.939
AR 1-2 test:	F(2,30)=0.33	F(2,30)=1.02	F(2,29)=0.39	F(2,30)=0.42	F(2,30)=1.05	F(2,29)=0.39
ARCH 1-1 test:	F(1,41)=0.14	F(1,41)=0.75	F(1,41)=0.30	F(1,41)=0.50	F(1,41)=0.72	F(1,41)=0.54
Normality test:	$\chi^2(2) = 2.46$	$\chi^2(2) = 1.29$	$\chi^2(2) = 1.69$	$\chi^2(2) = 1.18$	$\chi^2(2) = 2.08$	$\chi^2(2) = 1.87$
Hetero test:	F(19,23)=0.95	F(20,22)=1.51	F(21,21)=1.08	F(19,23)=1.17	F(20,22)=2.64	F(21,21)=2.17
RESET23 test:	F(2,30)=2.54	F(2,30)=2.13	F(2,29)=1.98	F(2,30)=1.89	F(2,30)=2.01	F(2,29)=1.83
Chow:	F(15,17)=0.81	F(15,17)=1.45	F(15,16)=1.37	F(15,17)=0.70	F(15,17)=0.69	F(15,16)=0.65

Avhengig variabel er  $\Delta wh_t$  og  $t$ -verdier er i parentes. Alle modeller inneholder en konstant. Koeffisientene er rundet av. \*, \*\*, \*\*\* viser signifikansnivå på hhv. 10%, 5% og 1%. Kritisk verdi ved en tosidig  $t$ -test på et 5% signifikansnivå med 40 df. er 2.021 (Wooldridge, 2013). Kritiske  $F$ -verdier kan finnes i Brooks (2014).

modell 3.1 var effekten av langtidsledighet mindre enn i modell 3.2, og dette er tilsvarende i utvidelsene til de to modellene. Den langsiktige effekten av langtidsledighet er også rimelig lik som i modell 3.1 og 3.2

I modell 3.1.1-3.1.3 er endringsvariabelen for tiltaksraten inkludert sammen med  $IT$ -dummyen og interaksjonsleddet. Estimater for endringsvariabelen til tiltaksrate er på samme nivå som tidligere, men mer signifikant i modell 3.1.1 til 3.1.3 enn i 3.1. Dersom endringen i tiltaksraten øker med 1% vil lønnsveksten på kort sikt reduseres med 0,006%, 0,007% og 0,009% henholdsvis i modell 3.1.1, 3.1.2 og 3.1.3. I de to førstnevnte modellene er ikke effekten signifikant, som i modell 3.1, men når både dummyen og interaksjonsled-

det inkluderes i modell 3.1.3 blir parameteren til endringen i tiltaksraten signifikant på 10%. Dummyen som indikerer årene fra og med 2001 har insignifikant effekt i alle tre utvidelsene, med punkttestimat på  $-0.004$  i modell 3.1.1 og  $-0.008$  i modell 3.1.3. Dette gir en langsiktig reduksjon i nominell lønn på henholdsvis 1,7% og 2,7%. Parameteren for interaksjonsleddet mellom andelen langtidsledige og tiltaksraten er ikke signifikant i noen av utvidelsene, men alle har et positivt fortegn med elasticitet på 0.003 i modell 3.1.2 og 0.006 i modell 3.1.3.

I modell 3.2.1 til 3.2.3 er nivåvariabelen for tiltaksrate inkludert med dummyen for årene fra og med 2001 og interaksjonsleddet. I alle modellene er parameteren for tiltaksraten svært uskarpt bestemt i likhet med modell 3.2. Den er negativ i modell 3.2.1 og positiv i 3.2.2 og 3.2.3. I de to sistnevnte vil en økning i tiltaksraten fra 1% til 2% føre til at lønnsveksten øker med henholdsvis 0,9% og 0,3% på kort sikt, mens modell 3.2.1 predikerer en kortsiktig reduksjon i lønnsveksten på 0,3%. De langsiktige elasticitetene av tiltaksraten er gitt som  $-0.01$  for modell 3.2.1,  $0.033$  for modell 3.2.2 og  $0.032$  for modell 3.2.3. Effekten av *IT*-dummyen er ikke signifikant i noen av modellene, men har negativ verdi i både 3.2.1 og 3.2.3 med omtrent samme punkttestimat på kort sikt som i modell 3.1.1 og 3.1.3. På lang sikt vil inflasjonsstyring føre til 1,8% lavere nominell lønn i både modell 3.2.1 og 2.2.3, dersom alt annet holdes likt. Parameteren for interaksjonsleddet mellom andelen langtidsledige og tiltak gir positive elasticiteter, men også her er parameteren svært insignifikant.

#### 6.3.4 Utvidelse modell 4

Utvidelsen for modell 4 vises i tabell 9. Også her er interaksjonsleddet mellom tiltaksraten og langtidsleide i år  $t - 1$  inkludert som,  $(u_{LT} \times r)_{t-1}$ . I denne modellen er nivåleddet for total ledighet inkludert sammen med nivåvariabelen for tiltaksrate i modell 4.1.1-4.1.3 og endringsvariabelen for tiltaksrate i modell 4.2.1-4.2.2. Elasticiteten av total ledighetsrate på lønnsvekst er relativt lik det som ble funnet i modell 4.1 og 4.2, både på kort og lang sikt. Effekten av total ledighet er signifikant på 1% i alle modellene.

I modell 4.1.1 estimeres den kortsiktige effekten av 1% økt andel langtidsledige til å være på 0,023%. I modell 4.1.2 er denne effekten på 0,03%, mens den i modell 4.1.3 er på 0,027%. De langsiktige effektene er da på henholdsvis 0,079%, 0,103% og 0,092%. Dette er i samme område som resultatene fra modell 4.1. Parametrene til andelen langtidsledige er signifikante på 5% i modell 4.1.1 og 4.1.2, mens parameteren bare er signifikant på

Tabell 9: Resultater for utvidet estimering av modell 4

Variabel	4.1.1	4.1.2	4.1.3	4.2.1	4.2.2	4.2.3
$\Delta prod_t$	0.528*** (4.45)	0.583*** (4.86)	0.544*** (4.25)	0.473*** (4.14)	0.521*** (4.55)	0.467*** (3.99)
$\Delta cpi_t$	0.184 (1.37)	0.223* (1.70)	0.161 (1.08)	0.157 (1.22)	0.295*** (2.92)	0.145 (1.06)
$\Delta p_t$	0.491*** (3.59)	0.513*** (3.23)	0.521*** (3.26)	0.510*** (3.88)	0.451*** (3.41)	0.518*** (3.81)
$\Delta nh_t$	-0.429*** (-3.13)	-0.416** (-3.00)	-0.423*** (-3.03)	-0.383*** (-2.85)	-0.389*** (-2.78)	-0.379*** (-2.77)
$STOP_t$	-0.031*** (-4.05)	-0.029*** (-4.02)	-0.031*** (-4.00)	-0.028*** (-3.71)	-0.023*** (-3.23)	-0.028*** (-3.66)
$tu_{t-1}$	-0.038*** (-3.90)	-0.040*** (-4.12)	-0.038*** (-3.84)	-0.029*** (-4.06)	-0.030*** (-2.74)	-0.026** (-2.30)
$\Delta r_t$				-0.008* (-1.86)	-0.006 (-1.36)	-0.009* (-1.74)
$r_{t-1}$	0.005 (0.80)	0.018 (0.98)	0.012 (0.622)			
$u_{LT_{t-1}}$	0.023** (2.60)	0.030** (2.12)	0.027* (1.86)	0.016* (1.79)	0.017* (1.76)	0.017* (1.80)
$(u_{LT} \times r)_{t-1}$		0.008 (0.543)	0.005 (0.376)		-0.002 (-0.51)	0.002 (0.31)
$IT_t$	-0.005 (-0.96)		-0.005 (-0.846)	-0.008 (-1.67)		-0.009 (-1.59)
$ws_{t-1}$	-0.291*** (-3.41)	-0.289*** (-3.36)	-0.292*** (-3.37)	-0.296*** (-4.12)	-0.308*** (-3.66)	-0.308*** (-3.75)
$AdjR^2$	0.942	0.941	0.941	0.947	0.942	0.945
AR 1-2 test:	F(2,30)=0.36	F(2,30)=0.94	F(2,29)=0.33	F(2,30)=0.36	F(2,30)=1.06	F(2,29)=0.38
ARCH 1-1 test:	F(1,41)=0.41	F(1,41)=0.67	F(1,41)=0.48	F(1,41)=0.14	F(1,41)=0.60	F(1,41)=0.18
Normality test:	$\chi^2(2) = 1.33$	$\chi^2(2) = 2.31$	$\chi^2(2) = 2.12$	$\chi^2(2) = 1.40$	$\chi^2(2) = 0.83$	$\chi^2(2) = 1.27$
Hetero test:	F(19,23)=1.21	F(20,22)=2.57	F(21,21)=2.14	F(19,23)=0.95	F(20,22)=1.50	F(21,21)=1.21
RESET23 test:	F(2,30)=1.90	F(2,30)=2.02	F(2,29)=2.86	F(2,30)=1.94	F(2,30)=1.79	F(2,0.0)=1.89
Chow:	F(15,17)=0.71	F(15,17)=0.69	F(15,16)=0.65	F(15,17)=1.03	F(15,17)=1.42	F(15,16)=1.34

Avhengig variabel er  $\Delta wh_t$  og  $t$ -verdier er i parentes. Alle modeller inneholder en konstant. Koeffisientene er rundet av. \*, \*\*, \*\*\* viser signifikansnivå på hhv. 10%, 5% og 1%. Kritisk verdi ved en tosidig  $t$ -test på et 5% signifikansnivå med 40 df. er 2.021 (Wooldridge, 2013). Kritiske  $F$ -verdier kan finnes i Brooks (2014).

10% i modell 4.1.3. I modell 4.2.1 til 4.2.3 er effekten av andelen langtidsledige mindre signifikant enn tidligere modeller og har parametere som er signifikant på bare 10%, i likhet med modell 4.2. En økning på 1% i andelen langtidsledige vil på kort sikt gi økt lønnspress på rundt 0,017% i alle tre modellene, mens det på lang sikt gir rundt 0,055% økt nominell lønn. Også her er resultatene omtrent identiske med det som ble funnet i modell 4.2.

I modell 4.1.1-4.1.3 er nivåvariabelen for tiltaksrate inkludert sammen med interaksjonsleddet mellom langtidsledige og tiltaksrate, samt dummyen for årene fra og med 2001. Estimater på tiltaksraten er enda mindre signifikant enn det som ble funnet i modell 4.1,

og har en positiv verdi. Elastisiteten av tiltaksraten på lønnsveksten er på kort sikt estimert til å være 0.005 i modell 4.1.1 og 0.018 i modell 4.1.2. I modell 4.1.3 er den kortsiktige elastisiteten 0.012. Modell 4.1.2 og 4.1.3 estimerer denne parameteren noe høyere enn det som ble funnet i modell 4.1, både på kort og lang sikt. Parameteren foran *IT*-dummyen er negativ og insignifikant i modell 4.1.1 og 4.1.3. Begge utvidelsene og viser at lønnsveksten har vært 0,5% lavere etter sentralbanken startet med inflasjonsstyring. Dette gir en langsiktig reduksjon i nominell lønn på rundt 1,7% i begge tilfeller. Elastisiteten av interaksjonsleddet mellom andelen langtidsledige og tiltaksraten er 0.008 i modell 4.1.2 og 0.005 i 4.2.2, og denne effekten er svært insignifikant.

I modell 4.2.1-4.2.3 er endringsvariabelen for tiltaksrate inkludert sammen med dummyen for årene fra og med 2001 og interaksjonsleddet mellom andelen langtidsledige og tiltaksrate. Estimater til endringsvariabelen for tiltaksrate er signifikant forskjellig fra null på 10% i modell 4.2.1 og 4.2.3 der også dummyen som indikerer årene etter 2001 er inkludert. Elastisiteten er negativ og er i samme område som modell 4.2 i alle tre utvidelsene. Dersom endringen i tiltaksraten øker med 1%, så vil lønnsveksten på kort sikt reduseres med 0,008% i modell 4.2.1, 0,006% i modell 4.2.2 og 0,009% i modell 4.2.3. Parameteren foran *IT*-dummyen er negativ og insignifikant i 4.2.1 og 4.2.3. På kort sikt vil inflasjonsstyring føre til henholdsvis 0,8% og 0,9% lavere lønnsvekst i de to modellene. Det gir en langsiktig reduksjon i nominell lønn på mellom 2,7% og 2,9%. Elastisiteten til interaksjonsleddet mellom tiltaksraten og langtidsledighet har motsatt fortegn i de to modellene. I modell 4.2.2 er den negativ og estimert til  $-0.002$ , mens den i 4.2.3 er positiv og estimert til 0.002. Begge disse effektene er insignifikante.

### 6.3.5 Oppsummering fra utvidelsene

Det generelle inntrykket er at ingen av utvidelsene i stor grad endrer de tidligere estimatene for noen av variablene, annet enn at estimatet for konsumprisindeksen blir insignifikant i alle tilfeller. Ledighetsvariablene gir i stor grad de samme estimatene, og feiljusteringsleddet gir omtrent samme tilpasningshastighet tilbake til likevekt. Estimater for dummyen etter år 2001 er negativt og insignifikant i alle tilfeller. Det kan tyde på at lønnsveksten har vært lavere som følge av inflasjonsstyring, men at denne spesifikasjonen ikke er i stand til å observere de signifikante effektene. Dersom endringen i konsumprisen, som inngår insignifikant utelukkes fra regresjonene, vil *IT*-dummyen inngå mye mer signifikant, og i noen tilfeller signifikant på 1%. Fra figur 4 kan vi se at prisveksten har vært

lavere i perioden med inflasjonsstyring. Dette fører til lavere lønnsvekst, og når vekst i konsumprisen utelukkes fra regresjonen kan det være at dummyen fanger opp noe av den lønnsdempende effekten av en lavere prisvekst etter 2001.

Interaksjonsleddet mellom andelen langtidsledige og tiltaksrate gir heller ikke signifikante parameterverdier, og bare 3 av disse parametrene har en t-verdi som er større enn 1. Den mest signifikante parameteren for interaksjonsledd finner vi i modell 3.1.3, men er også her svært insignifikant. Punkttestimatet er positivt i alle modeller bortsett fra 2.1.2 og 4.2.2. Ved en initiell høy andel langtidsledige vil en økning i tiltaksraten føre til at lønnsveksten øker. De insignifikante effektene tyder på at det ikke er en tilleggseffekt av tiltak dersom det initielt er en høy andel langtidsledige. Det ble tidligere vist at korrelasjonskoeffisienten mellom andelen langtidsledige og tiltaksrate er på 0.58, men når langtidsledige regresseres mot tiltaksrate, som i kapittel 4.3, har den ikke signifikant effekt. Det kan derfor tenkes at myndighetene ikke bruker langtidsledighet som et mål når de øker arbeidsmarkedstiltakene.

## 7 Sammenligning med tidligere studier

Jeg vil i dette kapittelet sammenligne mine funn av effektene som arbeidsmarkedstiltak og langtidsledighet har på lønna, med andre relevante studier. Disse studiene har jeg brukt som utgangspunkt i min oppgave, men ingen av studiene bruker det samme datamaterialet eller har helt like empirisk spesifisering som i denne oppgaven. Resultatene mine kan derfor avvike noe fra tidligere studier.

I artikkelen til Raaum og Wulfsberg (1998) bruker forfatterne paneldata i tidsperioden 1984-1991 og prøver fire ulike spesifiseringer for ledighet og arbeidsmarkedstiltak. Den avhengige variabelen de opererer med er lønnsvekst per arbeider og to av modellene inkluderer arbeidsmarkedstiltak. Den ene, modell C, inkluderer tiltaksrate og åpen ledighetsrate, i likhet med modell 3.1 og 3.2 i denne oppgaven. Den andre, modell D, inkluderer total ledighet og tiltaksandel som modell 2.1 og 2.2 i min oppgave. I modell B inkluderer Raaum og Wulfsberg bare total ledighet, som i min modell 1.1. Dette gjør det mulig å sammenligne noen av effektene. I tabell 10 er noen utvalgte resultater fra denne artikkelen presentert.



Tabell 10: Utvalgte resultater fra Raaum og Wulfsberg (1998)

Modell	Variabel	Kort sikt	Lang sikt
Modell B	$tu$	-0.011	-0.037
Modell C	$u$	0.023	0.096
	$r$	-0.030	-0.124
Modell D	$tu$	-0.007	-0.027
	$(r - tu)$	-0.037	-0.144

I modell B finner forfatterne en kortsiktig elastisitet av total ledighet på lønn som er  $-0.011$  og en langsiktig elastisitet på  $-0.037$ . Dette er noe lavere enn mine estimerte elastisiteter i modell 1.1, som var  $-0.031$  på kort sikt og  $-0.086$  på lang sikt.<sup>40</sup> I modell C finner Raaum og Wulfsberg negative elastisiteter for åpen ledighet og for tiltaksrate. Begge effektene er signifikante. Dette er det motsatte av funnene i denne oppgaven. I modell 3.2 finner jeg negativ og signifikant elastisitet av åpent ledige, mens nivåvariabelen til tiltaksraten er positiv og insignifikant. Forfatterne estimerer i modell D en spesifikasjon med total ledighet og tiltaksandel som ledighetsvariabler. En lik type spesifikasjon estimerer jeg i modell 2.2. De finner en negativ elastisitet av total ledighet som er mindre i absoluttverdi enn i modell B og effekten er i tillegg insignifikant. De finner derimot en negativ og signifikant effekt av tiltaksandel, både på kort og lang sikt. Dette er også motsatt av mine funn i modell 2.2 der jeg finner positiv og insignifikant effekt av nivåvariabelen til tiltaksandelen. I modell 2.1 der jeg kun ser på endringsvariabelen finner jeg, i likhet med forfatterne, en negativ effekt på kort sikt.<sup>41</sup>

Mye av forskjellen i resultatene kommer av forskjellig datamateriale og tidsperiode. Et eksempel er at effekten av total ledighet vil være omtrent den samme som Raaum og Wulfsberg finner i modell B, dersom jeg bare estimerer modellene mine for årene 1972-1991.<sup>42</sup> Den estimerte effekten av tiltak i de samme årene gir samme retning på estimatene som jeg allerede har funnet. Forskjellen kan skyldes at deres tiltaksrate i snitt er på 1,4% i perioden 1980-1991, mens gjennomsnittlig tiltaksrate i mitt datasett er på 0,8%, med mindre variasjon enn i datasettet til Raaum og Wulfsberg.

Den andre artikkelen jeg har tatt utgangspunkt i er Nymoen og Rødseth (2003). Her estimerer de lønnsrelasjoner for de nordiske landene og bruker arbeidsmarkedstiltak som en forklaringsvariabel. Det er ikke mulig å direkte sammenligne effektene jeg finner med

<sup>40</sup>I min modell inkluderer jeg bare tilbakedatert nivåledd for total ledighet. Dersom endringsledd også inkluderes vil ikke resultatet bli forskjellig annet enn at endringsleddet for total ledighet inngår insignifikant.

<sup>41</sup>For detaljer om avhengig variabel og resultater, se Raaum og Wulfsberg (1998)

<sup>42</sup>Se appendiks F for estimering av modell 1.1, 2.2 og 3.2 i perioden 1972-1991.

deres da de bruker en litt annen spesifisering for tiltak. Nymoens og Rødseths bruker total ledighet og andelen av total ledighet som er åpent ledige, i stedet for tiltaksandel som i denne oppgaven. Tolkningen er at en negativ effekt av variabelen for åpen ledighetsandel vil, for gitt total ledighetsrate, øke lønnspresset. Videre estimerer de modellene for perioden 1964-1994 der vekst i timelønn er avhengig variabel. For Norge finner forfatterne en negativ verdi på nivåvariabelen for arbeidsmarkedstiltak, som betyr økt lønnspress og de finner positiv verdi på endringsvariabelen for arbeidsmarkedstiltak som gir redusert lønnspress. Den nærmeste sammenligningen i mine estimerte modeller vil være modell 2.1 og 2.2 som gir det samme resultatet, altså økt lønnspress ved bruk av nivåleddet, og redusert lønnspress ved bruk av endringsledd. Dersom både nivå- og endringsledd inkluderes mine modeller, vil ikke retningen på parametrene endres, men bli insignifikant. Elastisiteten til nivåleddet til tiltaksvariabelen i Nymoens og Rødseths artikkel er på  $-0.049$  på kort sikt, og  $-0.27$  på lang sikt. Estimaten er signifikant på 10%. For å sammenligne med mitt datasett er  $(r - tu)_{t-1}$  i modell 2.2 erstattet med  $(u - tu)_{t-1}$ , og resultatet av estimeringen er gitt ved ligning (7.1)<sup>43</sup>:

$$\begin{aligned}
 \Delta wh_t = & \textit{konst} + 0.44 \Delta p_t + 0.29 \Delta cpi_t + 0.55 \Delta prod_t \\
 & (3.31) \qquad (2.76) \qquad (4.79) \\
 - & 0.44 \Delta nh_t - 0.028 STOP_t - 0.031 tu_{t-1} \\
 & (-4.18) \qquad (-4.07) \qquad (-4.35) \\
 + & 0.024 u_{LTt-1} - 0.29 ws_{t-1} - 0.023 (u - tu)_{t-1}. \\
 & (2.73) \qquad (-3.17) \qquad (-1.16)
 \end{aligned} \tag{7.1}$$

Ved bruk av denne spesifiseringen vil den kortsiktige elastisiteten av tiltaksvariabelen være  $-0.023$ , mens den langsiktige elastisiteten er  $-0.079$ . Her vil økt tiltaksandel, gitt total ledighet, føre til økt lønnspress. Resultatene er ikke veldig forskjellig fra resultatene til Nymoens og Rødseths, men estimatene er mindre ved bruk av mitt datasett. For de andre skandinaviske landene finner forfatterne negative og ikke signifikante estimater, men konkluderer likevel med at økt satsing på arbeidsmarkedstiltak øker likevektsledigheten ved et skift oppover i lønnssettingskurven og gir økte lønninger. Tross dette kan de ikke forkaste hypotesen om at koeffisienten foran total ledighet og koeffisienten foran tiltaksvariabelen er lik. Det gjør at forfatterne mener åpen ledighet er den beste variabelen for å bestemme stramheten i arbeidsmarkedet. På svenske data bruker Calmfors og Forslund (1991) åpen ledighetsrate og tiltaksrate som spesifisering, og finner i likhet med Nymoens og Rødseths (2003) lønnsdrivende effekter ved en økt satsing på arbeidsmarkedstiltak.

---

<sup>43</sup>t-verdier er oppgitt i parantes

Med en spesifikasjon som inneholder åpen ledighetsandel og total ledighet estimerer Johansen (2002) en lønnskurve for Norge med paneldata for perioden 1981-1992. I motsetning til Nymoen og Rødseth (2003) finner forfatteren en positiv koeffisient foran  $(u - tu)$  og  $\Delta(u - tu)$ , noe som indikerer en lønnsdempende effekt av tiltak. Dette resultatet er i tråd med Raaum og Wulfsberg (1998), men skiller seg fra mine resultater. Johansen (2002) bruker også et interaksjonsledd mellom total ledighet og åpen ledighetsandel og finner positive, men insignifikante elastisiteter. Det tyder på at tiltakene har ytterligere lønnsdempende effekt ved intitiell høy ledighet. Johansen et al. (2007) inkluderer tiltaksandel som kontrollvariabel når de forsøker å estimere effekten av partisammensetning på lønna. Også her er effekten av tiltak på lønna negativ. I en masteroppgave fra NTNU finner Brochmann (2013) lignende effekter av tiltak på industrilønninger i Norge som jeg finner for Fastlands-Norge.

Nickell og Wadhvani (1990) bruker data fra britisk industri i perioden 1972-1982 for å estimere en lønnslikning. De bruker langtidsledige som en forklaringsvariabel, der langtidsledighet blir brukt om de som har vært ledige over 1 år. Forfatterne finner, i likhet med meg, at langtidsledighet fører til at den lønnsdempende effekten total ledighet medfører blir redusert. På norske data bruker Johansen (1995) langtidsledige med samme definisjon som denne oppgaven, og støtter funnene til Nickell og Wadhvani. Johansen (2015) bruker data for Norge i perioden 1972-2014, og spesifikasjonene ligger svært nær spesifikasjonene i denne oppgaven. I artikkelen er den kortsiktige elastisiteten av andelen langtidsledige estimert til å være mellom 0.141 og 0.176. Dette er høyere enn estimatene i min oppgave som ligger mellom 0.017 og 0.024. Artikkelen støtter også en hypotese om at den lønnsdempende effekten langtidsledighet medfører, avtar dersom det er høyt nivå på total ledighetsrate.

## 8 Oppsummering og konklusjon

Jeg har i denne oppgaven brukt en feiljusteringsmodell for å estimere lønnskurver for Fastlands-Norge i perioden fra 1970 til 2014. Formålet har vært å undersøke om lønnskurven skifter opp eller ned, og fører til lavere eller høyere lønn ved en økt satsing på arbeidsmarkedstiltak. Jeg har også ønsket å se på hvilken effekt arbeidsmarkedstiltak har på lønn dersom det er en høy andel langtidsledige, og om det skjedde en endring i lønnsdannelsen fra og med 2001, da sentralbanken startet med inflasjonsstyring.

På bakgrunn av en teoretisk lønnslikning ble det funnet fire empiriske spesifikasjoner. For hver av de fire spesifikasjonene ble det estimert to modeller der enten nivå- eller endringsvariabelen for tiltak er inkludert. Funnene mine er at en endring i produktpris, konsumpris og produktivitet er lønnsdrivende på kort sikt, og at det på lang sikt eksisterer et likevektsnivå mellom nominell lønn, pris og produktivitet. Etter et avvik fra likevekten til variablene, viser estimatet til parameteren for feiljusteringsleddet at det vil skje en årlig korreksjon på 25 til 36 prosent, helt til variablene igjen er i likevekt.

Styringsrettsmodellen forteller at sannsynligheten for å få ny jobb synker når total ledighet øker. Bedriftene behøver derfor ikke å betale like mye i lønn for å ansette en ny arbeider. I tråd med styringsrettsmodellen viser mine resultater at økt total ledighet fører til redusert lønnsvekst på kort sikt, og redusert nominell lønn på lang sikt.

Fra teorimodellen så vi at tiltak kan ha to muligere effekter på lønn. Dersom «jobbkonkurranseeffekten» dominerer over «velferdseffekten», vil økt satsing på tiltak føre til at de arbeidsledige blir bedre kvalifisert som gir økt konkurranse om jobbene. Nyttene for en nylig oppsagt arbeider vil derfor gå ned, noe som resulterer i lavere lønn. Ved motsatt tilfelle, der «velferdseffekten» dominerer over «jobbkonkurranseeffekten», vil nytten til en nylig oppsagt arbeider øke fordi sannsynligheten for å ende opp på tiltak øker, som gir økt lønn. For å undersøke om det er «jobbkonkurranseeffekten» eller «velferdseffekten» som dominerer, estimerte jeg, for hver av de fire generelle modellene, en modell med endringsvariabelen for tiltak og en modell for nivåvariabelen for tiltak. De mest signifikante tiltakseffektene var i modellene der endringsvariablene for tiltak var inkludert. I modell 2.1 var elasticiteten av endringen i tiltaksandel på  $-0.012$  på kort sikt. Effekten var signifikant på 6%.

Tilsvarende resultater ble funnet i modell 4.2, der en endring i tiltaksraten på 1% ville føre til en kortsiktig reduksjon i lønnsveksten på 0,008%, og effekten var her signifikant på 9%. Generelt var endringsvariablene for tiltak negativ i de tilfellene der de var inkludert, mens nivåvariablene var positive og mindre signifikante enn endringsvariablene. I perioden 1972-2014 har det aldri vært perioder der tiltaksraten har økt og holdt seg på det høye nivået over lengre tid. Det kan derfor være vanskelig å identifisere de langsiktige lønns-effektene av tiltak. Multikolinearitet kan også være en grunn til at nivåvariabelen ikke inngår signifikant. Siden endringsvariabelen i alle tilfeller er negativ, og inngår signifikant i to av modellene, konkluderer jeg med at «jobbkonkurranseeffekten» ser ut til å dominere over «velferdseffekten» på kort sikt. Lønnskurven for Fastlands-Norge skifter ned og gir på kort sikt lavere lønnsvekst.

I teorikapittelet ble det også vist at en langtidsledig person vil miste anseelse i arbeidsgiveres øyne og bli demotivert. Dette gjør personen til en mindre kvalifisert jobbsøker. Konkurransen blant de resterende ledige blir derfor mindre og gir i teorien økt lønn. Mine resultater er konsistent med teorien, og viser at de kortsiktige elastisitetene av andelen langtidsledige er rundt 0.002. På lang sikt vil elastisitetene av andelen langtidsledige på nominell lønn være mellom 0.006 og 0.008. Disse effektene var i mange tilfeller signifikante, og jeg kan derfor konkludere med at økt andel langtidsledighet gir økt lønn, alt annet likt.

Jeg ønsket også å undersøke om effekten tiltak hadde på lønn var avhengig av tilstanden i arbeidsmarkedet. For å undersøke dette inkluderte jeg et interaksjonsledd mellom andelen langtidsledige og den aktuelle tiltaksvariabelen i modell 2.1 til 4.2. Koeffisientene var i de fleste tilfeller positiv, men hadde bare unntaksvis t-verdier større enn 1, og det kan se ut som at myndighetene ikke retter tiltak inn mot de som er langtidsledige, og at det derfor ikke gir en ekstra effekt på lønn.

I utvidelsene av modellene ble det også inkludert en dummy for årene fra og med 2001 for å undersøke om det har skjedd en endring i lønnsdannelsen etter at sentralbanken innførte inflasjonsstyring. Dummyen var negativ og ikke-signifikant i alle tilfeller. Det kan tenkes at veksten i produktpris og veksten i konsumpris også ble lavere som følge av inflasjonsstyring, og at disse variablene derfor fanger opp den lavere lønnsveksten som har vært etter 2001. På grunn av negative estimater i alle tilfeller, kan det likevel se ut som at lønnsveksten har vært lavere etter at sentralbanken startet med inflasjonsstyring.

## 8.1 Videre undersøkelser

I denne oppgaven er det brukt tidsseriedata for å estimere lønnskurver. I det enkelte land er det sjelden tiltak økes, og holdes på et høyt nivå over lengre tid. Langtidseffekten tiltak har på lønn, kan derfor være vanskelig å identifisere. Det kan derfor være interessant i videre undersøkelser å bruke paneldata mellom land, eller for ulike regioner innad i et land for å kunne skille ut nivåeffekten av tiltak mellom landene, og dermed se på hvilken lønnseffekt tiltak har på lang sikt. På regionale data fant Raaum og Wulfsberg (1998) at «jobbkonkurransoeffekten» dominerer, men datamaterialet er kun fram til 1991. Derfor være interessant å se på om denne effekten har endret seg i løpet av de siste 25 årene. En videre problemstilling er at noen typer tiltak holdes konstant over tid, mens andre retter seg inn mot de som mister jobben i tider med høy arbeidsledighet. Det vil derfor også være av interesse å skille ut hvilke typer program som har de største lønnseffektene.

## Referanser

- Aukrust, O. (1977): «Inflation in the Open Economy: A Norwegian Model.» *Artikler fra Statistisk Sentralbyrå* (96).
- Bårdsen, G. og Nymoen, R. (2011): *Innføring i økonometri*. Fagbokforlaget, Bergen.
- Brochmann, G. (2013): «Hvordan påvirkes lønnsdannelsen i Norge av stramheten i arbeidsmarkedet, spesielt effekten av arbeidsmarkedstiltak?» Masteroppgave, ISØ, NTNU.
- Brooks, C. (2014): *Introductory Econometrics for Finance*. Cambridge University Press, 3. utgave.
- Cahuc, P. og Zylberberg, A. (2004): *Labour Economics*. The MIT press.
- Calmfors, L. og Forslund, A. (1991): «Real-Wage Determination and Labour Market Policies: The Swedish Experience.» *The Economic Journal* 101(408), 1130–1148.
- Calmfors, L. og Lang, H. (1995): «Effects of active labour market programmes in a union wage-setting model.» *The Economic Journal* 105(430), 601–619.
- Chow, G. C. (1960): «Test of Equality Between Sets of Coefficients In Two Linear Regressions.» *Econometrica* 28(3).
- Dickey, D. og Fuller, W. (1979): «Distribution of the Estimators for Autoregressive Time Series With a Unit Root.» *Journal of the American Statistical Association* 74(366), 427–431.
- Dougherty, C. (2007): *Introduction to Econometrics*. Oxford University Press, 5. utgave.
- Engle, R. og Granger, W. (1987): «Co-Integration and Error Correction: Representation, Estimation, and Testing.» *Econometrica* 55(2), 251–276.
- Finansdepartementet (2016): «Nasjonalbudsjettet 2016.» (Meld. St. 1).
- Hoel, M. og Nymoen, R. (1988): «Wage Formation in Norwegian Manufacturing - An Empirical Application of a Theoretical Bargaining Model.» *European Economic Review* 32, 977–997.
- Holden, S. (2016): *Frontsfagsmodellen - fortsatt egnet?* Pax forlag. Kapittel i «Fred er dog det beste. Riksmegleren gjennom hundre år», Red. Nils Terje Dalseide.

- Johansen, K. (1995): «Norwegian Wage Curves.» *Oxford Bulletin of Economics and Statistics* 57(2), 229–247.
- Johansen, K. (1997): «The wage curve: convexity, kinks and composition effects.» *Applied Economics* 9(1), 71–78.
- Johansen, K. (2000): «Labour Economics - Macroeconomic Issues.» Forelesningsnotat, ISØ, NTNU.
- Johansen, K. (2002): «Regional Wage Curves. Empirical Evidence from Norway.» Working paper series No.3/2002, tilgjengelig fra: [www.svt.ntnu.no/iso/wp/wp.htm](http://www.svt.ntnu.no/iso/wp/wp.htm).
- Johansen, K. (2015): «Norwegian wage curves twenty years after.» Working Paper, ISØ, NTNU.
- Johansen, K., Mydland, Ø. og Strøm, B. (2007): «Politics in wage setting: does government color matter?» *Economics of Governance* (10), 95–109.
- Kremers, J., Ericsson, N. R. og Dolado, J. J. (1992): «The Power of Cointegration Tests.» *International Finance Discussion Papers* (43).
- Langørgen, A. (1993): «En økonometrisk analyse av lønnsdannelsen i Norge.» *Rapporter fra Statistisk sentralbyrå* 93/5 .
- Leontief, W. (1946): «The Pure Theory of the Guaranteed Annual Wage Contract.» *Journal of Political Economy* 54(1), 76–79.
- LO (2014): «Kort om LO.» Tilgjengelig fra: <http://www.lo.no/Om-LO/Kort-om-LO/> (Hentet 20. Januar 2016).
- NAV (2016): «Sammenheng med annen statsitikk.» Tilgjengelig fra: <https://www.nav.no/1073745818/om-statistikken-arbeidssøkere?kap=6> (Hentet 27. Februar 2016).
- NHO (2014): «Fakta om NHO.» Tilgjengelig fra: <https://www.nho.no/Om-NHO/Fakta-om-NHO/> (Hentet 20. Januar 2016).
- Nickell, J. og Andrews, M. (1983): «Real Wages and Employment in Britain 1951-79.» *Oxford Economic Papers, New Series* 35, 183–206.
- Nickell, S. og Wadhvani, S. (1990): «Insider Forces and Wage Determination.» *The Economic Journal* 100(401), 496–509.

- NOU (1993): «Aktiv arbeidsmarkedspolitikk.» Kommunal- og arbeidsdepartementet (NOU 1993:6).
- NOU (2015): «Produktivitet - grunnlag for vekst og velferd.» Produktivitetskomisjonens første rapport, (NOU 2015:1).
- Nymoen, R. og Rødseth, A. (2003): «Explaining unemployment: some lessons from Nordic wage formation.» *Labour Economics* (10), 1–29.
- Phillips, A. W. (1958): «The Relation Between Unemployment and the Rate of Change of Money Wage Rates in the United Kingdom, 1861-1957.» *Economica* 100(25), 283–299.
- Raaum, O. (1991): «ARBEIDSMARKEDSKURS - EFFEKTIVT TILTAK MOT ARBEIDSLØSHET?» *Norsk Økonomisk Tidsskrift* 105, 229–251.
- Raaum, O. og Wulfsberg, F. (1998): «Unemployment, Labour Market Programmes and Wages in Norway.» Working paper 1997/11, Norges Bank.
- Regjeringen (2015a): «Arbeidsmarkedstiltak.» Tilgjengelig fra: <https://www.regjeringen.no/no/tema/arbeidsliv/arbeidsmarked-og-syssetting/innsikt/arbeidsmarkedstiltak/id86897/> (Hentet 29. April 2016).
- Regjeringen (2015b): «Prop. 1 S.» Statsbudsjettet 2016.
- SSB (2016): «Variabeldefinisjoner.» Tilgjengelig fra: <http://www.ssb.no/a/metaddata/definisjoner/variabler/main.html> (Hentet 26. Februar 2016).
- Stokke, T. A., Evju, S. og Frøland, H. O. (2003): *Det kollektive arbeidslivet*. Universitetsforlaget.
- Varian, H. R. (1992): *Microeconomic Analysis*. Norton & Company, New York, 3 utgave.
- Wooldridge, J. (2013): *Introductory Econometrics: A Modern Approach*. Cengage Learning, Canada, 5. utgave.



## Appendiks

### A Prissettingskurven

Anta at prissettingen er gitt som

$$p = w + \beta_0 + \lambda(y - \bar{y}), \quad (\text{A.1})$$

hvor  $p$  er log til prisnivået,  $w$  er log til nominelle lønninger og  $y - \bar{y}$  er produksjonsgapet til BNP. Videre er  $\lambda > 0$ . Produksjonsgapet viser forskjellen mellom BNP ved full sysselsetting og faktisk BNP.

La produksjonsfunksjonen  $y$ , være en Cobb-Douglas funksjon. Log til faktisk BNP er gitt som en andel,  $0 < \alpha < 1$ , av faktisk sysselsetting,  $n$ .  $c$  er en konstant. Faktisk BNP er da:

$$y = \alpha n + c \quad (\text{A.2})$$

Dersom  $l$  er log til arbeidsstyrken vil BNP ved full sysselsetting være gitt som:

$$y = \alpha l + c \quad (\text{A.3})$$

Produksjonsgapet blir da (A.2)-(A.3):

$$y - \bar{y} = \alpha(n - l) \simeq -\alpha(u + r) \quad (\text{A.4})$$

Jo større forskjell det er mellom faktisk sysselsetting og full sysselsetting, jo høyere vil produksjonsgapet være. Denne forskjellen er den negative av den totale ledighetsraten i økonomien. Ved å sette (A.4) inn i (A.1) omskrives prissettingen til:

$$\begin{aligned} p &= w + \beta_0 - \lambda\alpha(u + r) \\ p &= w + \beta_0 - \beta_1(u + r), \quad \text{hvor} \quad \lambda\alpha = \beta_1 \end{aligned} \quad (\text{A.5})$$

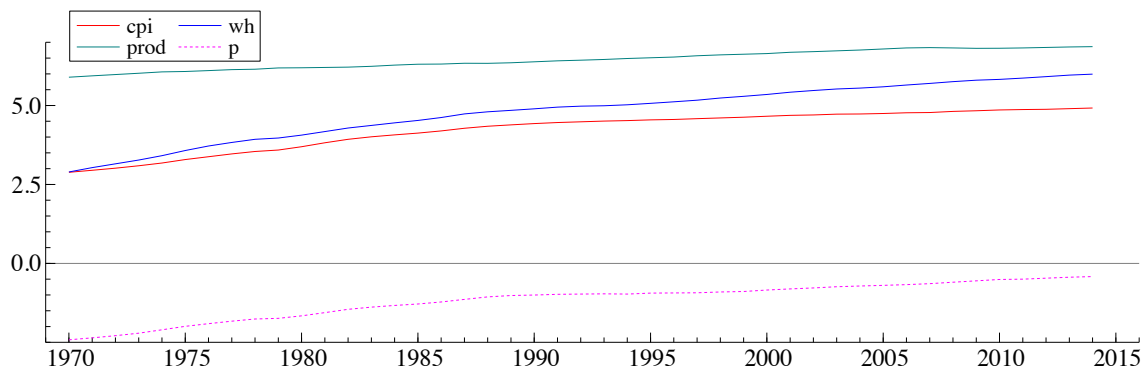
Ligning (A.5) viser da en stigende synkende relasjon mellom prisnivået og total ledighetsrate. Dette gjør at prissettingskurven kan skrives som:

$$(w - p)_w = -\beta_0 + \beta_1(u + r) + z_p \quad (\text{A.6})$$

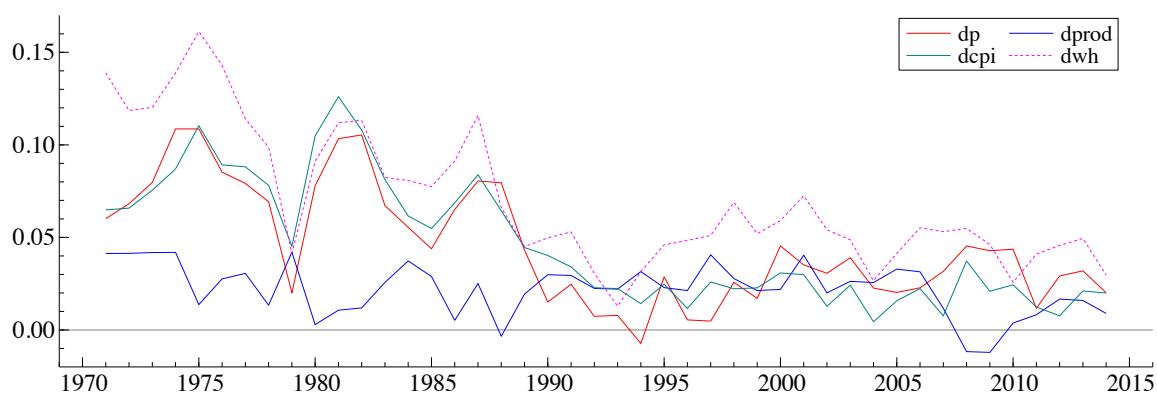
## B Figurer over alle inkluderte variable

Alle variabler er på logaritmisk form og på endringsform. Variabler med d først er det samme som variabler med  $\Delta$ . For eksempel vil da  $\Delta p = dp$ .

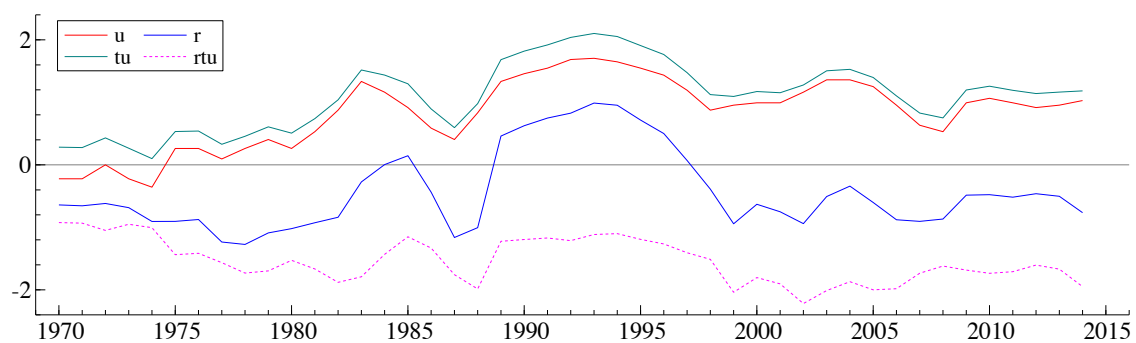
Figur 9: Lønn, produktivitet pris og konsumpris



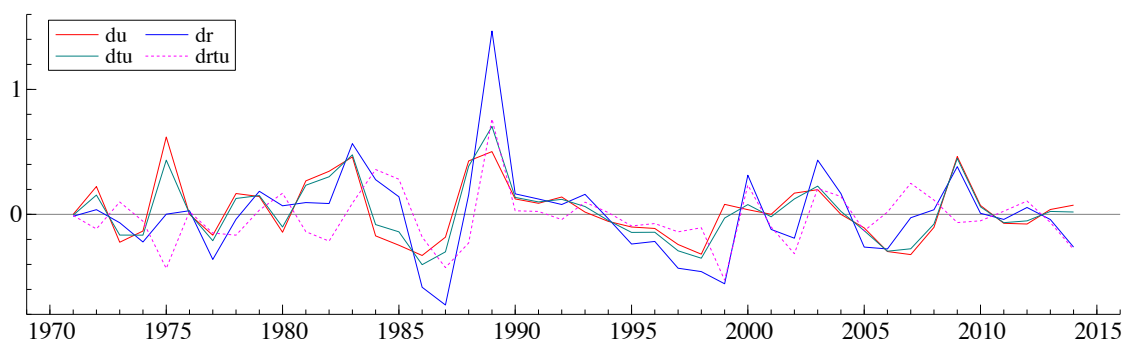
Figur 10: Veksten i Lønn, produktivitet, pris og konsumpris



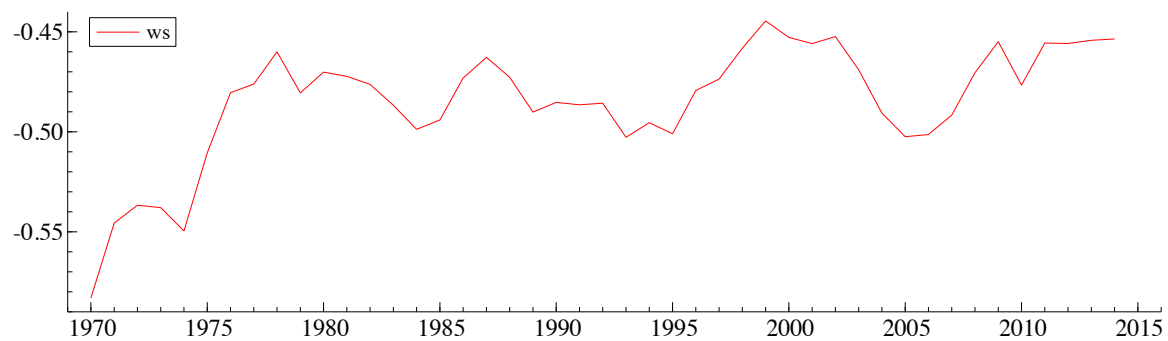
Figur 11: Ledighetsvariablene på nivåform



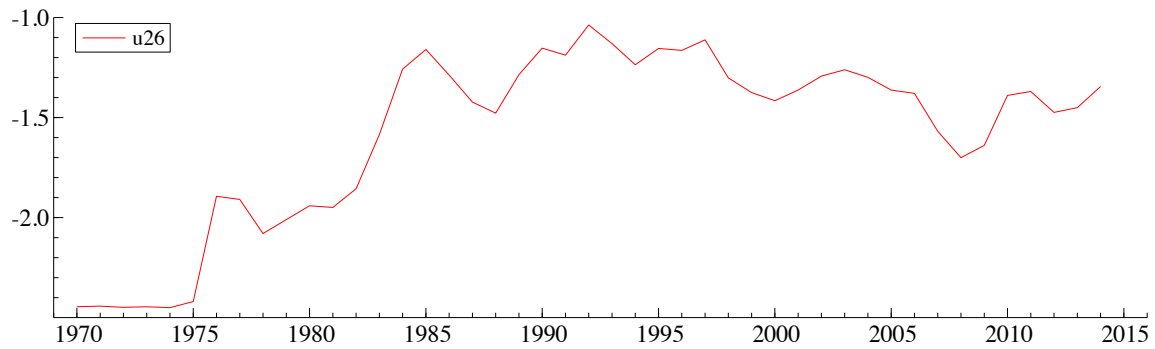
Figur 12: Ledighetsvariablene på endringsform



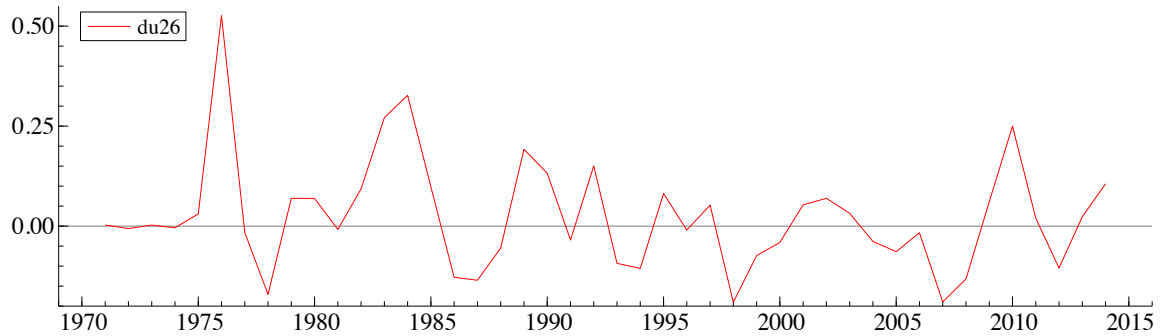
Figur 13: Lønnsandel



Figur 14: Langtidsledighet på nivåform



Figur 15: Endringen i langtidsledighet



## C Korrelasjonsmatrise for alle inkluderte variabler

Variables	$\Delta wh$	$\Delta p$	$\Delta cpi$	$\Delta prod$	$STOP$	$\Delta nh$	$us$	$p$	$prod$	$IT$	$r$	$tu$	$\Delta r$	$\Delta u$	$\Delta tu$	$(r - tu)$	$\Delta r - tu$	$u_{LT}$	$r \times u_{LT}$	$(r - tu) \times u_{LT}$
$\Delta wh$	1.000																			
$\Delta p$	0.865	1.000																		
$\Delta cpi$	0.849	0.905	1.000																	
$\Delta prod$	0.208	-0.112	0.006	1.000																
$STOP$	-0.131	0.025	0.059	-0.050	1.000															
$\Delta nh$	-0.391	-0.302	-0.310	-0.067	0.038	1.000														
$us$	-0.411	-0.266	-0.124	-0.519	0.047	-0.088	1.000													
$p$	-0.833	-0.674	-0.650	-0.424	-0.071	0.166	0.682	1.000												
$prod$	-0.771	-0.654	-0.705	-0.368	-0.147	0.200	0.611	0.959	1.000											
$IT$	-0.458	-0.334	-0.542	-0.317	-0.172	0.168	0.331	0.666	0.805	1.000										
$r$	-0.495	-0.574	-0.391	0.176	-0.129	0.216	-0.130	0.259	0.107	-0.227	1.000									
$tu$	-0.763	-0.721	-0.537	-0.019	-0.063	0.234	0.295	0.657	0.505	0.111	0.833	1.000								
$\Delta r$	-0.165	0.039	0.029	-0.113	0.323	0.212	-0.102	-0.002	-0.081	-0.013	0.279	0.266	1.000							
$\Delta u$	0.076	0.270	0.251	-0.285	0.335	0.086	0.077	-0.111	-0.182	-0.076	-0.025	0.085	0.596	1.000						
$\Delta tu$	-0.010	0.210	0.195	-0.261	0.372	0.136	0.045	-0.075	-0.159	-0.058	0.069	0.160	0.778	0.966	1.000					
$(r - tu)$	0.263	0.049	0.123	0.359	-0.134	0.029	-0.689	-0.545	-0.587	-0.580	0.520	-0.040	0.108	-0.179	-0.120	1.000				
$\Delta(r - tu)$	-0.249	-0.162	-0.161	0.098	0.115	0.189	-0.207	0.076	0.040	0.040	0.366	0.250	0.748	-0.084	0.166	0.296	1.000			
$u_{LT}$	-0.780	-0.724	-0.554	-0.123	-0.046	0.067	0.563	0.821	0.678	0.245	0.580	0.863	0.007	-0.203	-0.142	0.160	1.000			
$r \times (r - tu)$	0.633	0.677	0.516	-0.099	0.132	-0.196	-0.059	-0.481	-0.326	0.055	-0.958	-0.922	-0.242	0.076	-0.022	-0.307	-0.356	-0.766	1.000	
$(r - tu) \times u_{LT}$	0.411	0.559	0.435	-0.256	0.186	-0.096	0.180	-0.224	-0.097	0.218	-0.890	-0.653	-0.057	0.350	0.254	-0.599	-0.357	-0.573	0.882	1.000

## D Estimering av de generelle modellene

Tabell 11: Generell modellvariant 1.

Variabel	Generell modell 1		1.1	
	Koeffisient	t-verdi	Koeffisient	t-verdi
$\Delta wh_{t-1}$	0.1232 (0.1227)	1.00	-	-
$\Delta prod_t$	0.3689** (0.1435)	2.57	0.5578*** (0.1149)	4.86
$\Delta prod_{t-1}$	0.1963 (0.1645)	1.19	-	-
$\Delta cpi_t$	0.2539* (0.1388)	1.83	0.3152*** (0.1027)	3.07
$\Delta cpi_{t-1}$	0.0805 (0.1743)	0.46	-	-
$\Delta p_t$	0.3548** (0.1364)	2.60	0.4256*** (0.1337)	3.18
$\Delta p_{t-1}$	-0.0383 (0.1677)	-0.23	-	-
$\Delta tu_t$	-0.0057 (0.082)	-0.70	-	-
$tu_{t-1}$	-0.0292** (0.0131)	-2.23	-0.03056*** (0.00722)	-4.23
$\Delta u_{LT_t}$	0.0099 (0.0189)	0.52	-	-
$u_{LT_{t-1}}$	0.0238 (0.0149)	1.60	0.0239*** (0.0087)	2.75
$ws_{t-1}$	-0.2998*** (0.1080)	-2.77	-0.3605*** (0.0707)	-5.10
$\Delta nh_t$	0.3917** (0.1719)	-2.19	-0.4359*** (0.1388)	-3.14
$STOP_t$	-0.03*** (0.007826)	-3.87	-0.02803*** (0.00686)	-4.09
Konstant	-0.0562* (0.03205)	-1.75	-0.0788** (0.03)	-2.62
$AdjR^2$	0.943101		0.940352	
$F - test$			F(6,28)=1.2738	
AR 1-2 test:	F(2,26)=2.7608		F(2,32)=2.4347	
ARCH 1-1 test:	F(1,41)=0.28617		F(1,41)=0.19154	
Normality test:	$\chi^2(2) = 0.50304$		$\chi^2(2) = 0.19154$	
Hetero test:	F(28,14)=1.0135		F(16,26)=1.2126	
RESET23 test:	F(2,26)=2.9878		F(2,32)=0.87110	
Chow:	F(15,13)=0.85975		F(15,19)=0.93	

Avhengig variabel er  $\Delta wh_t$  og t-verdier er i parentes. Alle modeller inneholder en konstant. Koeffisientene er rundet av. \*, \*\*, \*\*\* viser signifikansnivå på hhv. 10%, 5% og 1%. Kritisk verdi ved en tosidig t-test på et 5% signifikansnivå med 40 df. er 2.021 (Wooldridge, 2013). Kritiske F-verdier kan finnes i Brooks (2014).

Tabell 12: Generell modellvariant 2

Variabel	Generell modell 2		2.1		2.2	
	Koeffisient	t-verdi	Koeffisient	t-verdi	Koeffisient	t-verdi
$\Delta wh_{t-1}$	-0.0068 (0.1398)	-0.048	-	-	-	-
$\Delta prod_t$	0.4443*** (0.1485)	2.99	0.5624*** (0.1103)	5.11	0.5628*** (0.1129)	4.98
$\Delta prod_{t-1}$	0.2296 (0.1783)	1.29	-	-	-	-
$\Delta cpi_t$	0.1450 (0.1490)	0.97	0.2882*** (0.09934)	2.90	0.2629** (0.1068)	2.46
$\Delta cpi_{t-1}$	0.1634 (0.1781)	0.92	-	-	-	-
$\Delta p_t$	0.4296*** (0.1389)	3.09	0.4582*** (0.1292)	3.55	0.4682*** (0.1344)	3.48
$\Delta p_{t-1}$	-0.0227 (0.1802)	-0.126	-	-	-	-
$\Delta tu_t$	-0.0058 (0.0080)	-0.73	-	-	-	-
$tu_{t-1}$	-0.0388*** (0.0138)	-2.81	-0.0269*** (0.0072)	-3.75	-0.0315*** (0.0071)	-4.42
$\Delta u_{LT_t}$	0.0254 (0.0204)	1.24	-	-	-	-
$u_{LT_{t-1}}$	0.0318** (0.0151)	2.10	0.0210** (0.0085)	2.40	0.0237*** (0.0086)	2.76
$\Delta(r - tu)_t$	-0.0074 (0.0084)	-0.89	-0.0122* (0.00612)	-2.00	-	-
$(r - tu)_{t-1}$	0.0077 (0.0079)	0.98	-	-	0.00844 (0.005684)	1.49
$ws_{t-1}$	-0.2952** (0.1341)	-2.20	-0.3525*** (0.06794)	-5.19	-0.2875*** (0.0851)	-3.38
$\Delta nh_t$	0.3469* (0.1813)	-1.91	-0.3972*** (0.1345)	-2.95	-0.4241*** (0.1367)	-3.10
$STOP_t$	-0.0302*** (0.0084)	-3.92	-0.0251*** (0.00674)	-3.73	-0.0275*** (0.0067)	-4.08
Konstant	-0.01545 (0.0620)	-0.249	-0.0853*** (0.02902)	-2.94	-0.0296 (0.0444)	-0.667
$AdjR^2$	0.9460		0.9452		0.94135	
$F - test$			F(7,26)=1.068		F(7,26)=1.3103	
AR 1-2 test:	F(2,24)=0.60952		F(2,31)=1.3703		F(2,31)=1.0675	
ARCH 1-1 test:	F(1,41)=0.042144		F(1,41)=0.91448		F(1,41)=0.65038	
Normality test:	$\chi^2(2) = 0.15385$		$\chi^2(2) = 1.2253$		$\chi^2(2) = 1.2589$	
Hetero test:	F(32,10)=1.1520		F(18,24)=0.91293		F(18,24)=1.3434	
RESET23 test:	F(2,24)=1.1520		F(2,31)=1.7848		F(2,31)=2.0665	
Chow:	F(15,11)=1.2051		F(15,18)=0.9279		F(15,18)=0.75	

Avhengig variabel er  $\Delta wh_t$  og t-verdier er i parentes. Alle modeller inneholder en konstant. Koeffisientene er rundet av. \*, \*\*, \*\*\* viser signifikansnivå på hhv. 10%, 5% og 1%. Kritisk verdi ved en tosidig t-test på et 5% signifikansnivå med 40 df. er 2.021 (Wooldridge, 2013). Kritiske F-verdier kan finnes i Brooks (2014).

Tabell 13: Generell modellvariant 3

Variabel	Generell modell 3		3.1		3.2	
	Koeffisient	t-verdi	Koeffisient	t-verdi	Koeffisient	t-verdi
$\Delta wh_{t-1}$	-0.0041 (0.1415)	-0.029	-	-	-	-
$\Delta prod_t$	0.4217*** (0.1453)	2.90	0.5120*** (0.1132)	4.52	0.5428*** (0.1137)	4.77
$\Delta prod_{t-1}$	0.2197 (0.1788)	1.23	-	-	-	-
$\Delta cpi_t$	0.1605 (0.1486)	1.08	0.2664** (0.0981)	2.71	0.2813** (0.1084)	2.60
$\Delta cpi_{t-1}$	0.1769 (0.1825)	0.969	-	-	-	-
$\Delta p_t$	0.4053*** (0.1396)	2.90	0.4808*** (0.1279)	3.76	0.4505*** (0.1375)	3.28
$\Delta p_{t-1}$	-0.0292 (0.1805)	-0.162	-	-	-	-
$\Delta u_t$	0.0019 (0.0094)	0.2	-	-	-	-
$u_{t-1}$	-0.0351** (0.0138)	-2.55	-0.02639*** (0.0076)	-3.46	-0.03036*** (0.00753)	-4.03
$\Delta u_{LTt}$	0.02547 (0.0208)	1.23	-	-	-	-
$u_{LTt-1}$	0.0313** (0.01525)	2.05	0.01749* (0.0091)	1.92	0.0230** (0.008675)	2.65
$\Delta r_t$	-0.0083 (0.0068)	-1.23	-0.00577 (0.00456)	-1.27	-	-
$r_{t-1}$	-0.0031 (0.0063)	-0.490	-	-	-0.0005 (0.004639)	-0.109
$ws_{t-1}$	-0.2857** (0.1324)	-2.16	-0.2549*** (0.0654)	-3.90	-0.2735*** (0.08709)	-3.14
$\Delta nh_t$	-0.3532* (0.1825)	-1.94	-0.4008*** (0.1387)	-2.89	-0.4408*** (0.1384)	-3.18
$STOP_t$	-0.0302*** (0.00778)	-3.88	-0.02356*** (0.0073)	-3.25	-0.02753*** (0.00686)	-4.01
Konstant	-0.03760 (0.059)	-0.641	-0.0489 (0.0325)	-1.50	-0.04594 (0.04309)	-1.07
$AdjR^2$	0.9451		0.9434		0.9407	
$F$ - test			F(7,26)=1.1456		F(7,26)=1.3795	
AR 1-2 test:	F(2,24)=0.72184		F(2,31)=0.68754		F(2,31)=1.1677	
ARCH 1-1 test:	F(1,41)=0.019912		F(1,41)=0.54697		F(1,41)=0.7452	
Normality test:	$\chi^2(2) = 0.16011$		$\chi^2(2) = 1.7805$		$\chi^2(2) = 1.1422$	
Hetero test:	F(32,10)=1.0521		F(18,24)=1.0033		F(18,24)=1.4769	
RESET23 test:	F(2,24)=1.9186		F(2,31)=2.3201		F(2,31)=2.0772	
Chow:	F(15,11)=1.2322		F(15,18)=0.8596		F(15,18)=0.7422	

Avhengig variabel er  $\Delta wh_t$  og t-verdier er i parentes. Alle modeller inneholder en konstant. Koeffisientene er rundet av. \*, \*\*, \*\*\* viser signifikansnivå på hhv. 10%, 5% og 1%. Kritisk verdi ved en tosidig t-test på et 5% signifikansnivå med 40 df. er 2.021 (Wooldridge, 2013). Kritiske F-verdier kan finnes i Brooks (2014).



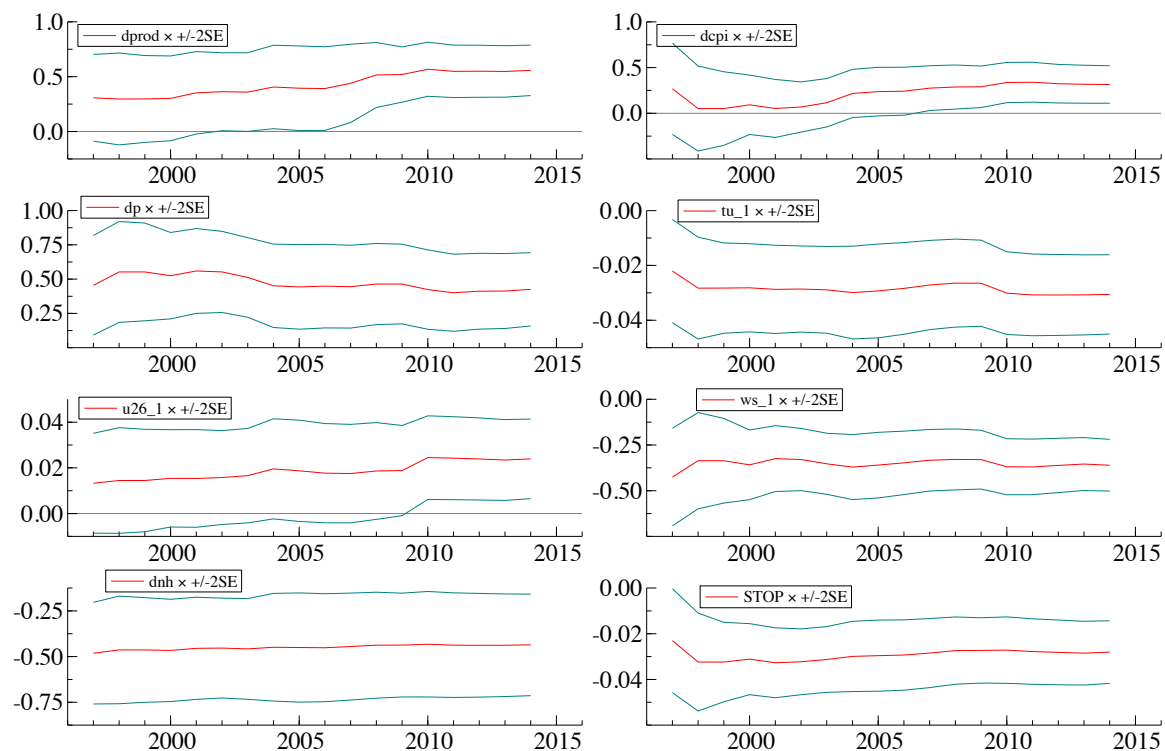
Tabell 14: Generell modellvariant 4

Variabel	Generell modell 4		4.1		4.2	
	Koeffisient	t-verdi	Koeffisient	t-verdi	Koeffisient	t-verdi
$\Delta wh_{t-1}$	-0.0068 (0.1398)	-0.0484	-	-	-	-
$\Delta prod_t$	0.4443*** (0.1485)	2.99	0.5628*** (0.1129)	4.98	0.5204*** (0.1133)	4.59
$\Delta prod_{t-1}$	0.2296 (0.1783)	1.29	-	-	-	-
$\Delta cpi_t$	0.1450 (0.1490)	0.973	0.2629** (0.1068)	2.46	0.2992*** (0.0999)	2.99
$\Delta cpi_{t-1}$	0.1634 (0.1781)	0.918	-	-	-	-
$\Delta p_t$	0.4296*** (0.1389)	3.09	0.4682*** (0.1344)	3.48	0.4539*** (0.1305)	3.48
$\Delta p_{t-1}$	-0.0227 (0.1802)	-0.126	-	-	-	-
$\Delta tu_t$	-0.00159 (0.01203)	-0.132	-	-	-	-
$tu_{t-1}$	-0.0464** (0.01738)	-2.67	-0.0399*** (0.0095)	-4.21	-0.0261*** (0.0074)	-3.52
$\Delta u_{LT_t}$	0.0254 (0.0204)	1.24	-	-	-	-
$u_{LT_{t-1}}$	0.0318** (0.01515)	2.10	0.0237*** (0.0086)	2.76	0.0179* (0.0091)	1.97
$\Delta r_t$	-0.0074 (0.00841)	-0.885	-	-	-0.0077* (0.00431)	-1.79
$r_{t-1}$	0.00775 (0.00795)	0.975	0.00844 (0.005684)	1.49	-	-
$ws_{t-1}$	-0.2952** (0.1341)	-2.20	-0.2875*** (0.0851)	-3.38	-0.3309*** (0.0705)	-4.69
$\Delta nh_t$	0.3469* (0.1813)	-1.91	-0.4241*** (0.1367)	-3.10	-0.3832*** (0.1378)	-2.78
$STOP_t$	-0.0302*** (0.00795)	-3.92	-0.0275*** (0.0067)	-4.08	-0.0233*** (0.0072)	-3.24
Konstant	-0.0068 (0.0772)	-0.249	-0.0296 (0.0444)	-0.667	-0.0788** (0.02916)	-2.70
$Adj R^2$	0.9460		0.9424		0.9560	
$F - test$			F(7,26)=1.3103		F(7,26)=1.1740	
AR 1-2 test:	F(2,24)=0.60952		F(2,31)=1.0675		F(2,31)=1.3714	
ARCH 1-1 test:	F(1,41)=0.042144		F(1,41)=0.65038		F(1,41)=0.55019	
Normality test:	$\chi^2(2) = 0.15386$		$\chi^2(2) = 1.2589$		$\chi^2(2) = 0.75624$	
Hetero test:	F(32,10)=1.1040		F(18,24)=1.5002		F(18,24)=0.85200	
RESET23 test:	F(2,24)=1.8494		F(2,31)=2.0665		F(2,31)=1.4061	
Chow:	F(15,11)=1.2051		F(15,18)=0.7484		F(15,18)=1.0928	

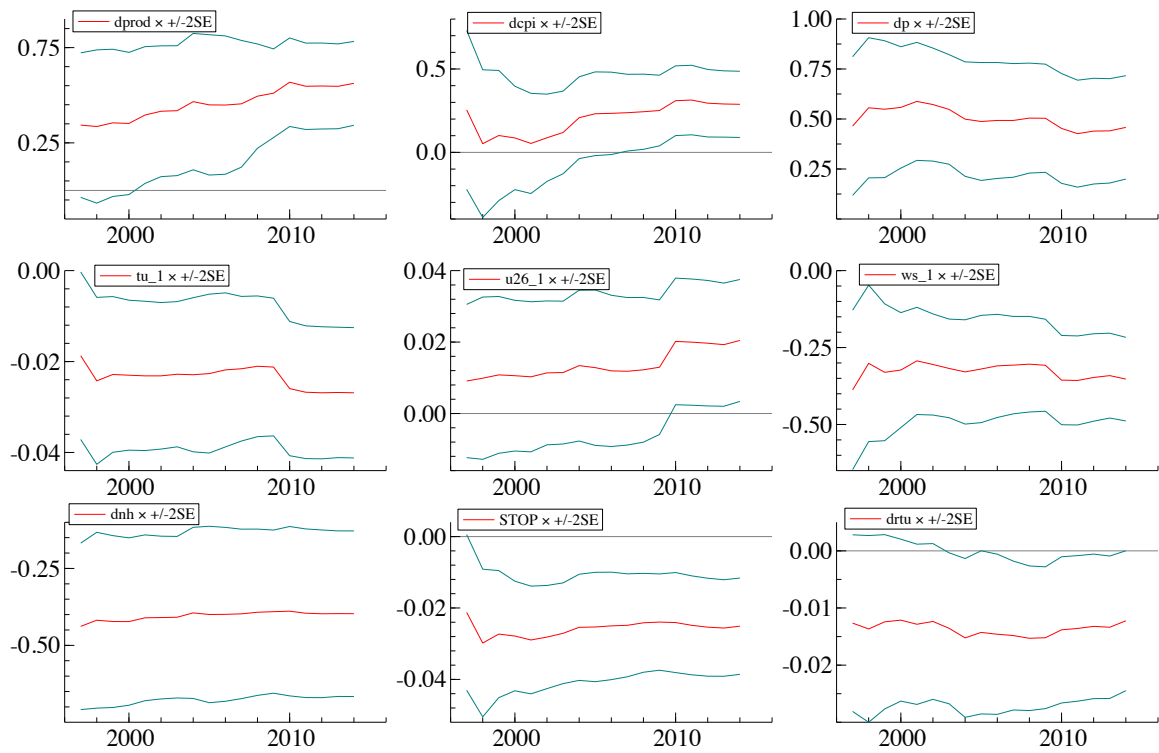
Avhengig variabel er  $\Delta wh_t$  og t-verdier er i parentes. Alle modeller inneholder en konstant. Koeffisientene er rundet av. \*, \*\*, \*\*\* viser signifikansnivå på hhv. 10%, 5% og 1%. Kritisk verdi ved en tosidig t-test på et 5% signifikansnivå med 40 df. er 2.021 (Wooldridge, 2013). Kritiske F-verdier kan finnes i Brooks (2014).

## E Rekursiv estimering av alle modellene

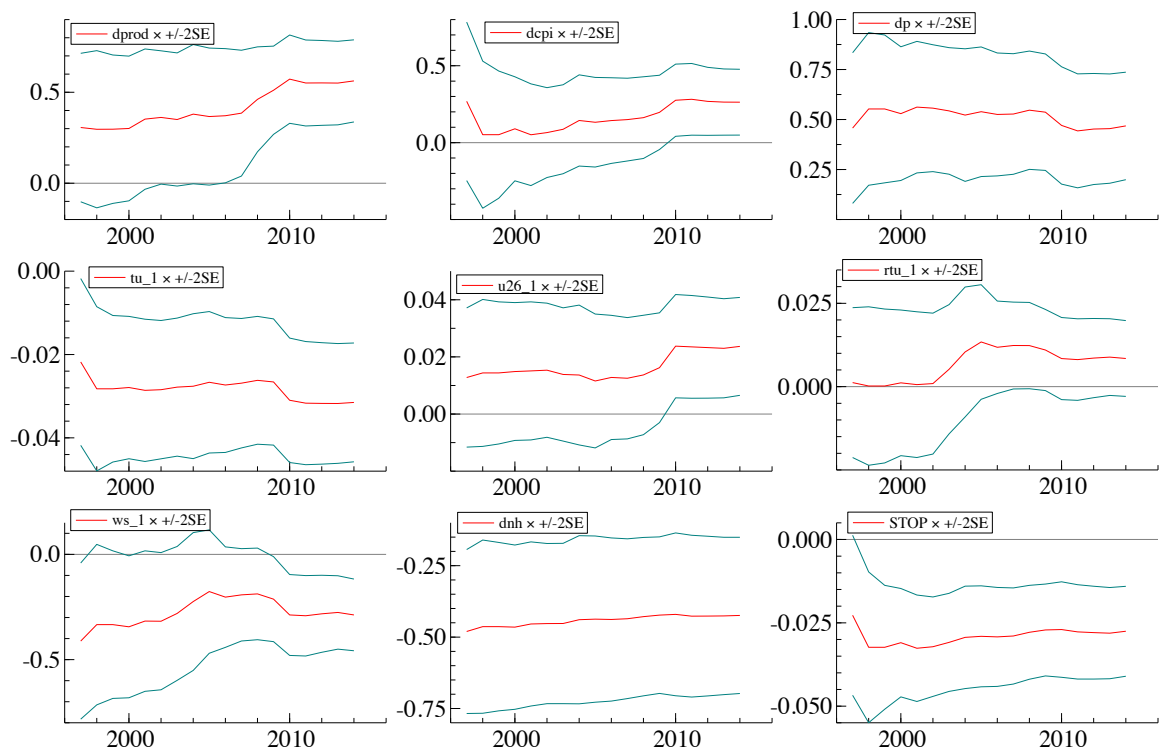
Figur 16: Rekursiv estimering av modell 1.1



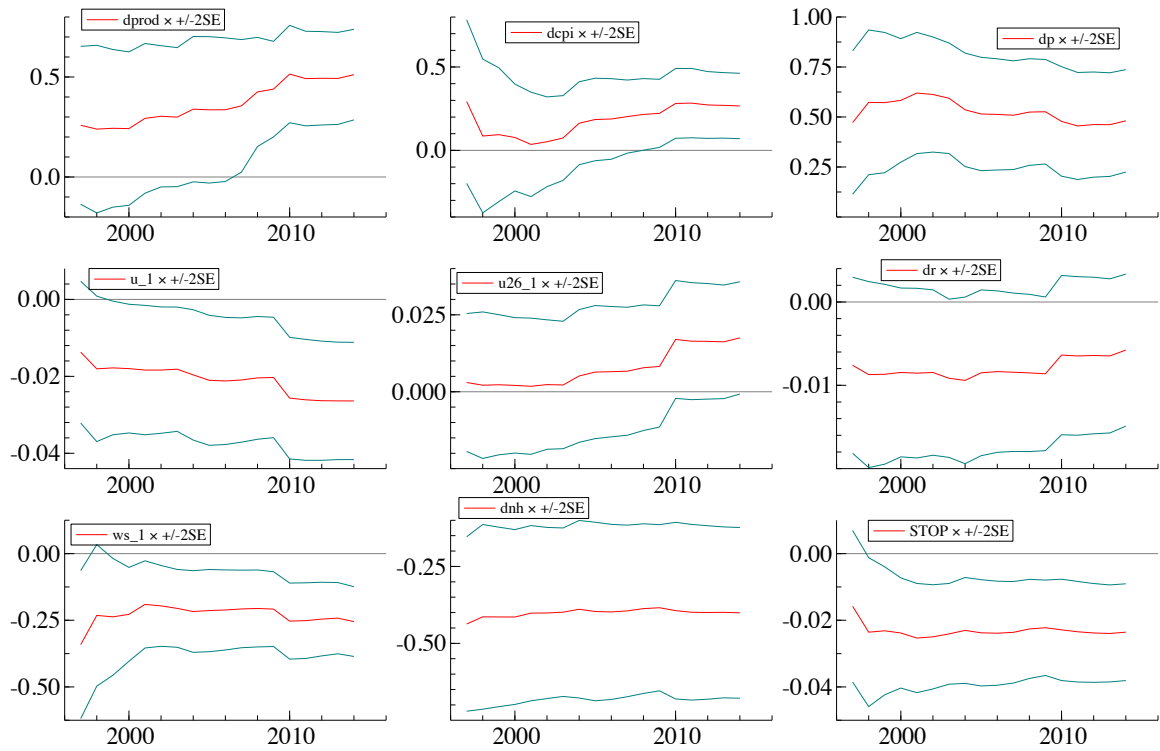
Figur 17: Rekursiv estimering av modell 2.1



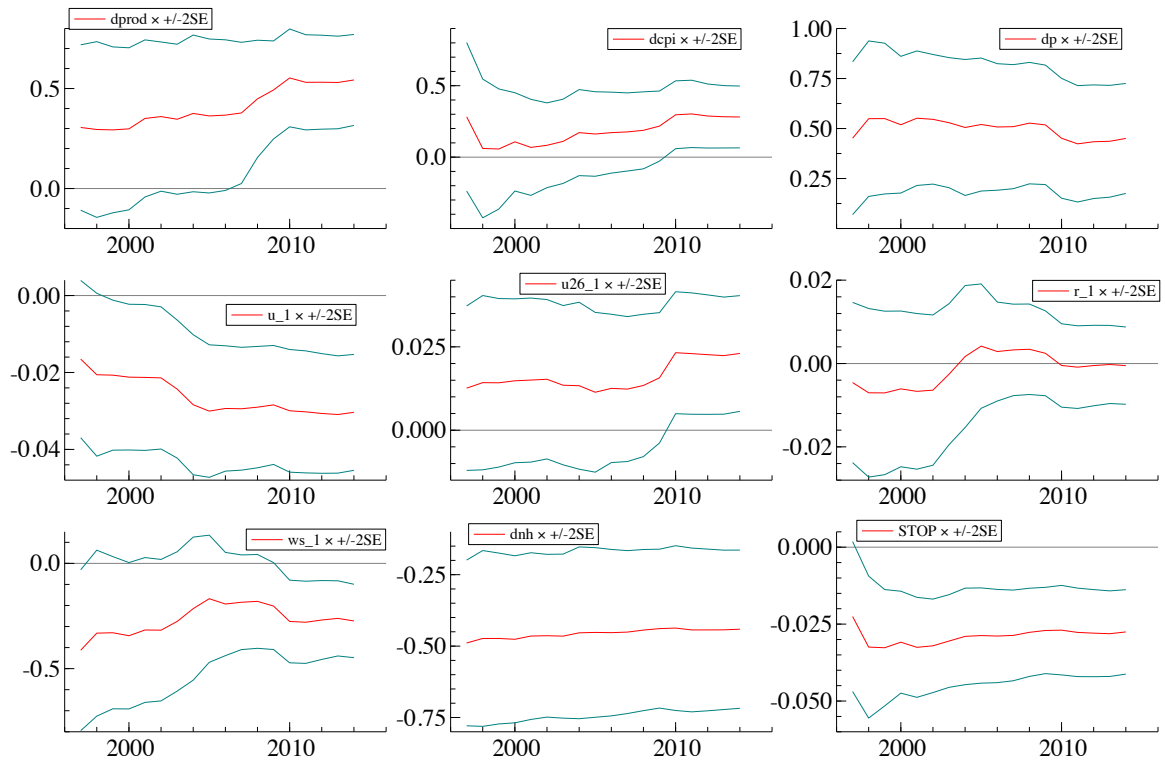
Figur 18: Rekursiv estimering av modell 2.2



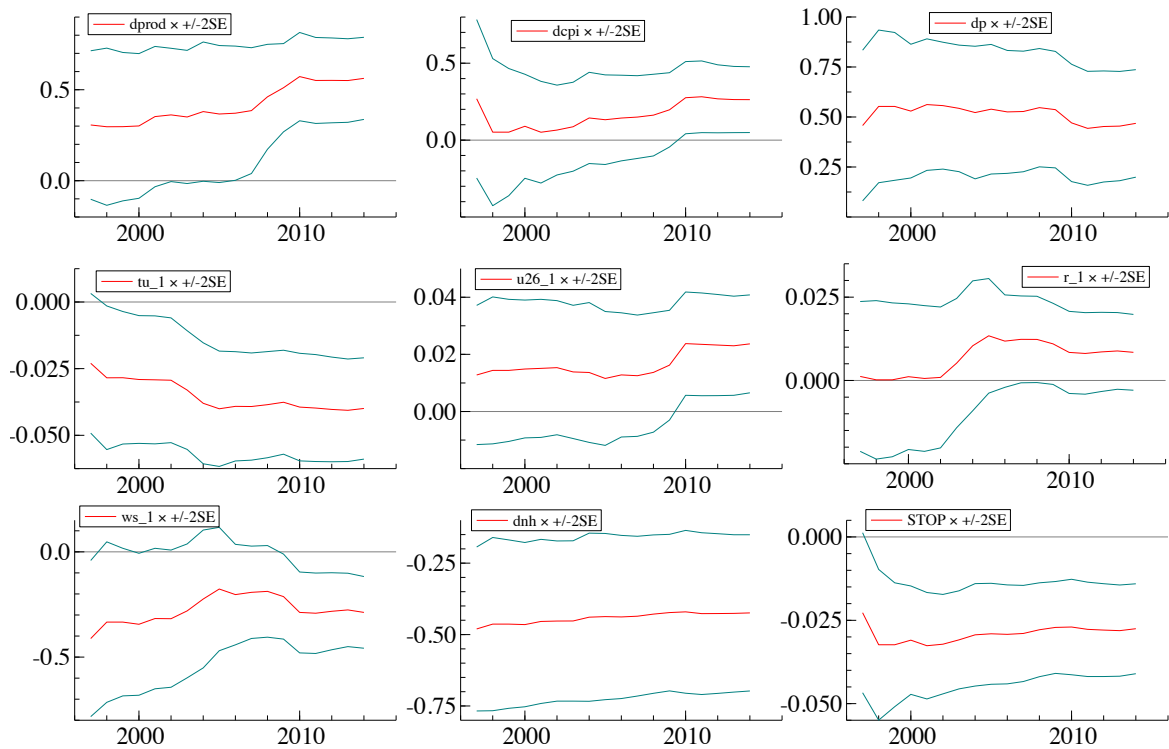
Figur 19: Rekursiv estimering av modell 3.1



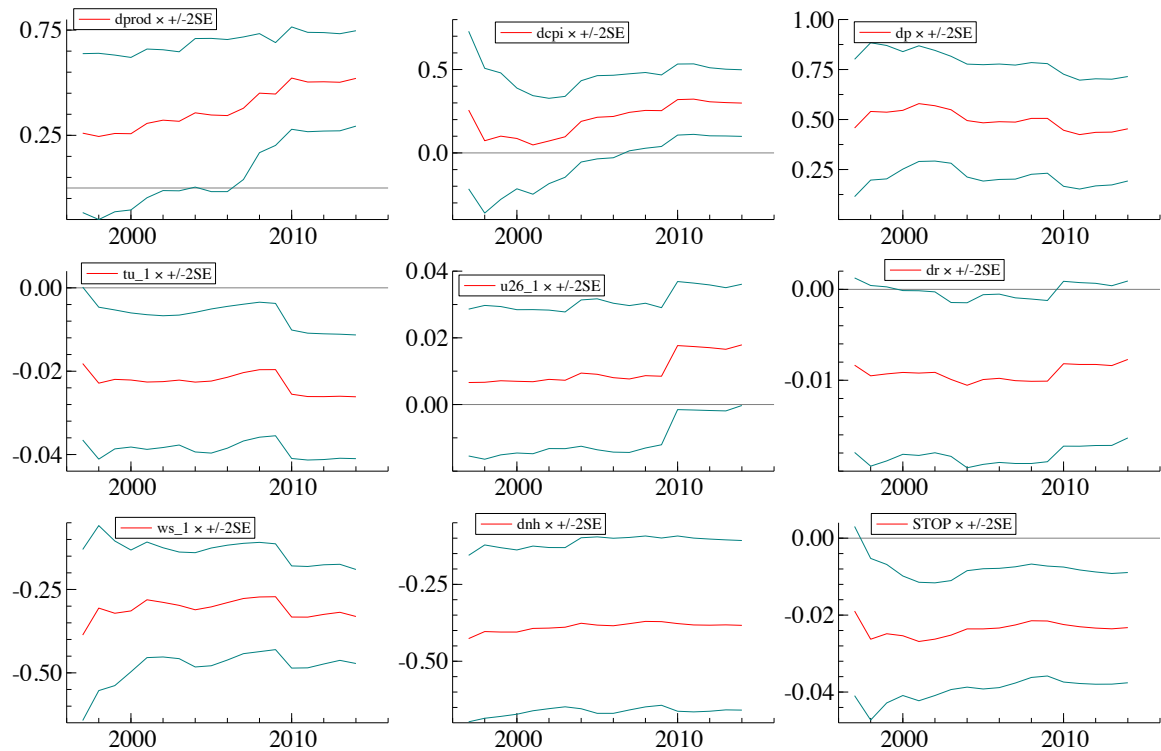
Figur 20: Rekursiv estimering av modell 3.2



Figur 21: Rekursiv estimering av modell 4.1



Figur 22: Rekursiv estimering av modell 4.2



## F Estimering av modeller med kortere tidsperiode

Estimering av modell 1.1, 1972-1991, t-verdi i parantes

$$\begin{aligned}
 \Delta wh = & - 0.15 + 0.27 \Delta cpi_t + 0.46 \Delta p_t \\
 & (0.06) \quad (1.14) \quad (2.74) \\
 & + 0.2 \Delta prod_t - 0.49 \Delta nh_t - 0.021 STOP_t \\
 & (1.02) \quad (-4.34) \quad (-2.14) \\
 & - 0.017 tu_{t-1} + 0.0089 u_{LTt-1} - 0.43 ws_{t-1} \\
 & (1.96) \quad (0.849) \quad (3.78)
 \end{aligned}$$

Modell 2.2, 1972-1991, t-verdi i parantes

$$\begin{aligned}
 \Delta wh = & - 0.9 + 0.49 \Delta p_t + 0.23 \Delta cpi_t \\
 & (0.063) \quad (2.80) \quad (0.91) \\
 & - 0.15 \Delta prod_t - 0.49 \Delta nh_t - 0.02 STOP_t \\
 & (-0.71) \quad (-4.23) \quad (-1.99) \\
 & + 0.0031 u_{LTt-1} - 0.33 ws_{t-1} + 0.008 (r - tu)_{t-1} \\
 & (0.24) \quad (-1.88) \quad (0.0082)
 \end{aligned}$$

Modell 3.2, 1972-1991, stdavvik i parantes

$$\begin{aligned}
 \Delta wh = & - 0.10 + 0.49 \Delta p_t + 0.24 \Delta cpi_t \\
 & (-1.19) \quad (2.71) \quad (0.94) \\
 & + 0.15 \Delta prod_t - 0.50 \Delta nh_t - 0.02 STOP_t \\
 & (0.689) \quad (-4.21) \quad (-1.92) \\
 & - 0.016 u_{t-1} + 0.016 r_{t-1} + 0.0028 u_{LTt-1} \\
 & (-1.86) \quad (0.31) \quad (0.218) \\
 & - 0.33 ws_{t-1} \\
 & (-1.80)
 \end{aligned}$$