

## **Førord**

Jeg ønsker å rette en stor takk til min veileder, professor Kåre Johansen, for god veiledning og oppmuntrende ord. Videre fortjener Anja og Marit en stor takk for korrekturlesing av oppgaven. Takk til mamma og pappa for all støtte gjennom studietiden og for at dere alltid har stilt opp.



## Innhold

1. Innledning.....	1
2. Teori og tidligere empiriske studier .....	5
2.1 Teori.....	5
2.1.1. Den norske modellen.....	6
2.1.2. Styringsrettsmodellen.....	7
2.1.3. Effekt av arbeidsmarkedstiltak i forhandlingsmodellen.....	14
2.1.4. Feiljusteringsmodellen .....	20
2.2 Tidligere empiriske studier .....	23
2.2.1 Kointegrasjon og feiljusteringsmodellen .....	23
2.2.2 Phillipskurven og lønnskurven.....	24
2.2.3 Effektene av stramheten i arbeidsmarkedet .....	25
3. Empirisk tilnærming.....	29
3.1 Modellspesifikasjon og forventning til inkluderte variabler .....	29
3.2 Datasettet .....	31
3.3 Deskriptiv statistikk.....	32
3.4 Test for Enhetsrøtter .....	37
4. Resultater.....	41
4.1 Redusering av modellen .....	41
4.2 Kointegrasjonstesten.....	42
4.3 Resultat fra MKM estimering av modellen .....	43
4.3.1 Modell 1 .....	44
4.3.2 Modell 2 .....	46
4.3.3 Modell 3 .....	47
4.3.4 Modell 4 .....	48
4.3.5 Sammenlikning med tidligere empiriske studier.....	49
4.3.6 Modell 5 .....	50
4.3.7 Sammenlikning med tidligere resultat.....	52
4.4 Modellevaluering.....	53
4.4.1 Parameterstabilitet.....	56
5. Oppsummering og konklusjon .....	57
5.1 Oppsummering av resultater.....	57
5.2 Sammenlikning og videre undersøkelse .....	58

6. Referanseliste .....	61
Vedlegg 1 Variabel beskrivelse.....	65
Vedlegg 2 Estimering av den ubegrensede modellen .....	66
Vedlegg 3 Rekursiv estimering av modellene: .....	67

## Figurer

Figur 2.1: Lønnskurven .....	18
Figur 3.1: Total arbeidsledighet (TU), åpen ledighet (Unreg) og antall personer på tiltak (AMS).....	33
Figur 3.2: Den åpne ledighetsraten .....	34
Figur 3.3: Endringen i lønnsvekst og konsumprisindeks .....	34
Figur 3.4: Lønnsandelen.....	36
Figur 3.5: Endring i logaritmen til den åpne ledighetsandelen .....	36
Figur 4.1: Rekursiv estimering av modell 1.....	67
Figur 4.2: Rekursiv estimering av modell 2 .....	67
Figur 4.3: Rekursiv estimering av modell 3.....	67
Figur 4.4: Rekursiv estimering av modell 4 .....	68
Figur 4.5: Rekursiv estimering av modell 5 .....	68

## Tabeller

Tabell 1.1: Europeisk ledighet .....	2
Tabell 1.2: Offentlige utgifter til arbeidsmarkedstiltak som prosent av BNP.....	3
Tabell 1.3: Offentlige utgifter til totale arbeidsmarkedstiltak som prosent av BNP .....	3
Tabell 2.1: Tidligere empiriske studier .....	28
Tabell 3.1: Gjennomsnitt av stramhetsvariabler .....	32
Tabell 3.2: Resultatet av ADF- testen .....	40
Tabell 4.1: Estimering av parameteren foran feiljusteringsleddet .....	43
Tabell 4.2: Estimeringsresultat for modellene .....	44
Tabell 4.3: Langsiktige elastisiteter fra tidligere empiri .....	45
Tabell 4.4: Estimerte langsikte elastisiteter.....	49
Tabell 4.5: Estimering av kortsiktige effekter på lønn, fra Raaum og Wulfsberg .....	49
Tabell 4.6: Kortsiktige effekter av lønnsandelen, tiltaksandelen, åpen ledighetsandel og total ledighetsrate på lønnsveksten.....	53
Tabell 4.7: Feilspesifikasjonstester for de estimerte modellene.....	55

## 1. Innledning

Det norske arbeidsmarkedet har vært kjennetegnet av vedvarende lav arbeidsledighet. Den norske økonomien kjennetegnes også av høy grad av sentraliserte lønnsbestemmelser. En tidligere analyse av Nymoen og Rødseth (2003) har vist at Norden generelt har hatt et lavt ledighetsnivå. To av hovedargumentene for dette har vært høy grad av lønnsfleksibilitet, og høy satsing på arbeidsmarkedstiltak (Nymoen og Rødseth 2003).

Med bakgrunn i disse argumentene vil denne masteroppgaven søke å sette et nytt lys på hvordan lønnsdannelsen blir påvirket av stramheten i arbeidsmarkedet, og da spesielt effekten av arbeidsmarkedstiltak. Er det mulig å forklare den lave ledigheten som resultat av en aktiv arbeidsmarkedspolitik og høy grad av lønnsfleksibilitet? Dette vil bli gjort ved å inkludere nye tall i den opprinnelige analysen av Nymoen og Rødseth (2003). Datasettet som benyttes er en tidsserie for industrilønninger som strekker seg fra 1970 til 2011.

Etter analysen av Nymoen og Rødseth (2003) har det vært lite videre forskning på effektene av arbeidsmarkedstiltak. Likevel har mange land hatt fokus på en aktiv arbeidsmarkedspolitik med begrunnelse i å redusere arbeidsledigheten, dette inkluderer også Norge. I lys av økonomiske problemer i EU som følge av finanskrisen i 2008 er det interessant å belyse denne problemstillingen på nytt. Stramheten i det norske arbeidsmarkedet har i en mindre grad blitt påvirket av finanskrisen sammenliknet med andre europeiske land. I tabell 1.1 vises ledigheten for flere andre europeiske land, og selv om Norge også har hatt en økning i ledighet de siste årene er ikke denne på langt nær like dramatisk. I Spania har ledigheten økt kraftig etter 2007, og de har den klart høyeste arbeidsledigheten i 2011. Norge derimot har en lavere ledighet i 2011 enn på midten av 2000-tallet.

**Tabell 1.1: Europeisk ledighet**

Arbeidsledighet som prosent av arbeidsstyrken								
År	Norway	Sverige	Danmark	Finland	Italia	Spania	Tyskland	Hellas
2000	3,5	5,9	4,6	9,8	10,7	13,9	7,8	11,2
2001	3,6	5,1	4,8	9,1	9,6	10,6	7,9	10,4
2002	3,9	5,2	4,8	9,1	9,1	11,5	8,6	9,9
2003	4,5	5,8	5,6	9,1	8,8	11,5	9,3	9,3
2004	4,5	6,6	5,7	8,8	8,1	11	10,3	10,2
2005	4,6	7,8	5	8,4	7,8	9,2	11,2	9,6
2006	3,5	7,1	4,1	7,7	6,9	8,5	10,3	8,8
2007	2,5	6,2	4	6,9	6,2	8,3	8,7	8,1
2008	2,6	6,2	3,4	6,4	6,8	11,4	7,6	7,2
2009	3,2	8,3	6,1	8,3	7,9	18,1	7,8	8,9
2010	3,6	8,4	7,6	8,4	8,5	20,1	7,1	11,8
2011	3,3	7,5	7,8	7,8	8,4	21,7	5,9	16,3

Kilde: OECD<sup>1</sup>

Når en stat intervenerer i arbeidsmarkedet kan denne politikken ofte deles i to typer, en aktiv og en passiv politikk. Den aktive arbeidsmarkedspolitikken søker å øke lønn og sysselsetting for de som er utenfor arbeidsmarkedet og har fokus på å hjelpe arbeidere tilbake i arbeid. Den passiv politikken søker å øke velferden for de arbeiderne som havner utenfor markedet, dette kan for eksempel handle om ledighetstrygd og pensjon.

Både teoretiske (Johansen, 2000 kap.12) og empiriske (Nymoen og Rødseth, 2003) undersøkelser viser at aktiv arbeidsmarkedspolitik faktisk kan være motvirkende i kampen mot ledighet. Dette kan for eksempel komme av at myndighetene skaper midlertidige offentlige jobber med den hensikt å få unge ut i arbeid. Disse jobbene kan være kostbare og lite effektive, og føre til en nedgang i antall ledige jobber på markedet. Andre aktive arbeidsmarkedstiltak kan være opplæringsprogram som øker kompetansen til de som står uten arbeid. Dette vil da øke konkurransen om jobber slik at lønnen vil reduseres og den aktive politikken fører til et mer effektivt marked med lavere ledighet (Cahuc og Zylberberg, 2004, s 636). Med så ulike effekter er det viktig å gjøre grundige undersøkelser av arbeidsmarkedspolitikken og effektene den har på arbeidsledigheten. I denne analysen fokuset ligger på hvordan den aktive arbeidsmarkedspolitikken påvirker lønnsdannelsen i Norge.

---

<sup>1</sup> Kilde: <http://stats.oecd.org/index.aspx?queryid=36324#>

OECD<sup>2</sup> har generelle retningslinjer for hva som er en aktiv arbeidsmarkedspolitikk. Dette gjør at det er mulig å sammenlikne arbeidsmarkedspolitikk mellom land. Den aktive politikken består blant annet av offentlig arbeidsformidling, arbeidsmarkedsopplæring, sysselsetting og opplæring spesielt tilrettelagt ungdom, subsidiert sysselsetting og tiltaksprogram for funksjonshemmede (Cahuc og Zylberberg, 2004).

**Tabell 1.2: Offentlige utgifter til arbeidsmarkedstiltak som prosent av BNP**

	Norge			Sverige			Danmark			Finland		
	totalt	aktive	passive	totalt	aktive	passive	totalt	aktive	passive	total	aktive	passive
2004	1,42	0,77	0,64	2,48	1,09	1,39	4,37	1,70	2,66	3,00	0,97	2,03
2005	1,24	0,73	0,51	2,44	1,16	1,28	3,92	1,58	2,34	2,81	0,91	1,93
2006	0,88	0,57	0,30	2,29	1,23	1,06	3,37	1,51	1,86	2,61	0,90	1,70
2007	0,76	0,55	0,21	1,75	1,02	0,74	2,80	1,30	1,50	2,29	0,87	1,43
2008	-	-	0,16	1,43	0,85	0,58	2,54	1,33	1,20	2,16	,082	1,34
2009	-	-	0,39	1,84	0,93	0,91	3,33	1,61	1,72	2,80	0,92	1,88
2010	-	-	0,47	1,87	1,14	0,73	3,48	1,91	1,57	2,82	1,04	1,78

Kilde: OECD<sup>3</sup>

I tabell 1.2 vises andelen av BNP i de fire nordiske landene Norge, Sverige, Danmark og Finland. Totalt har Norge brukte en mindre andel av BNP på tiltak enn de andre nordiske landene. Danmark er det landet som har bevilget mest penger til totale arbeidsmarkedstiltak. Likevel er det ingen av disse landene som har lavere ledighet enn Norge.

**Tabell 1.3: Offentlige utgifter til totale arbeidsmarkedstiltak som prosent av BNP**

	Norge	Sverige	Danmark	Finland	Italia	Spania	Tyskland	Hellas
2004	1,42	2,48	4,37	3,00	1,33	2,25	3,42	-
2005	1,24	2,44	3,92	2,81	1,34	2,24	2,93	-
2006	0,88	2,29	3,37	2,61	1,26	2,23	2,61	-
2007	0,76	1,75	2,80	2,29	1,15	2,25	2,03	-
2008	-	1,43	2,54	2,16	1,28	2,70	1,91	-
2009	-	1,84	3,33	2,80	1,86	3,86	2,53	-
2010	-	1,87	3,48	2,82	1,91	4,03	2,28	-

Kilde: OECD<sup>4</sup>

<sup>2</sup> Organisation for Economic Co-operation and Development.

<sup>3</sup> Kilde: <http://stats.oecd.org/index.aspx?queryid=36324#>

<sup>4</sup> Kilde: <http://stats.oecd.org/index.aspx?queryid=36324#>

Norge har generelt brukt en mindre andel av BNP på arbeidsmarkedstiltak sammenliknet med de andre europeiske landene, med unntak av i 2004. Fra 2008 til 2009 økte alle de nordiske landene investeringen i arbeidsmarkedstiltak, etter en periode med synkende bevilgninger. Tilsvarende gjorde også de andre europeiske landene. Spania økte andelen for totale tiltak med 1,16 % -poeng. Dette tyder på at myndighetene i landet benyttet arbeidsmarkedstiltak som et verktøy for å prøve å dempe effektene av finanskrisen på arbeidsledigheten.

Problemstillingen i denne masteroppgaven er da å undersøke hvordan lønnsdannelsen i Norge påvirkes av stramheten i arbeidsmarkedet. Det vil si at det undersøkes om det er en signifikant effekt av arbeidsmarkedstiltak på lønnsdannelsen. Ved å benytte ulike modellspesifikasjoner med hovedvekt på arbeidsledighet og tiltaksprogram, vil undersøkelsen fokusere på om den aktive arbeidsmarkedspolitikken øker eller reduserer ledigheten og lønnspresset. Analysen bygger på forhandlingsteori og det benyttes en feiljusteringsmodell som økonometrisk verktøy. Det vil bli lagt vekt på sammenlikning med tidligere empiriske undersøkelser av Nymoen og Rødseth (2003) og Raaum og Wulfsberg (1995), som har gjort tilsvarende undersøkelser av norske industrilønninger.

Denne oppgaven er delt inn i 5 kapitler. Kapittel 2 tar for seg relevant teori og tidligere empiriske studier som omhandler arbeidsledighet og arbeidsmarkedstiltak. I kapittel 3 blir den empiriske modellen spesifisert og deskriptiv statistikk vil bli gitt. I kapittel 4 vil de estimerte resultatene av den empiriske analysen bli presentert og resultatene sammenliknes med tidligere empiriske studier. Til slutt vil kapittel 5 gi en oppsummering og konklusjon med grunnlag i de empiriske funnene som er gjort.



## 2. Teori og tidligere empiriske studier

### 2.1 Teori

I dette kapittelet presenteres teori for lønnsdannelse med vekt på effekten av arbeidsledighet og arbeidsmarkedstiltak, og videre en oversikt over deler av tidligere litteratur. Det er tidligere gjort mange analyser om temaet, særlig for de nordiske landene. Disse fokuserer først og fremst på en makroøkonomisk tilnærming som tar utgangspunkt i forhandlingsteori.

Hensikten med denne oppgaven er å se nærmere på arbeidsmarkedstiltak i lønnsmodellen, siden dette er blitt brukt som argument for vedvarende lav arbeidsledighet i Norge. Arbeidsmarkedstiltakene skal i følge Norges Arbeids- og Velferdsetat (NAV), være med på å styrke kompetanse og evne til arbeid. Ikke minst hindre at arbeidstakere faller ut av arbeidsmarkedet og blir langtidsledige, noe som gir en høy kostnad for samfunnet. Regjeringen fremmer en aktiv arbeidsmarkedspolitikk for å oppnå en høy yrkesdeltakelse og et effektivt arbeidsmarked (Finansdepartementet, 2011). En aktiv arbeidsmarkedspolitikk kan tolkes som en økning i tiltaksandelen, det vil si andelen av personer på tiltak i forhold til de som er totalt ledige (Raaum og Wulfsberg, 1995). Med utgangspunkt i teorien vil det være mulig å undersøke effekten av den aktive arbeidsmarkedspolitikken og av stramheten i arbeidsmarkedet.

Styringsrettsmodellen er ofte brukt som teoretisk grunnlag for den empiriske analysen av norske lønninger. For å videreføre den teoretiske bakgrunnen er det viktig å spesifisere lønnsmodellen riktig. I denne oppgaven er det valgt å benytte en log-lineær funksjonsform som gitt i Rødseth og Nymoene (2003).

Lønnsmodellen som utledes av den teoretiske forhandlingsmodellen er en statisk modell, men kan utvides med dynamiske tilpasninger. Det vil si inkludering av laggete verdier på den endogene lønnsvariabelen og på de forskjellige forklaringsvariablene. Denne spesifiseringen er bedre kjent som feiljusteringsmodellen.

Hoel og Nymoene (1988) utvikler en forhandlingsmodell som benyttes som teoretisk bakgrunn for en rekke empiriske analyser, inkludert denne. De baserer seg på tilsvarende

fremgangsmåte som Nickell og Andrews (1983) og benytter en fagforeningsmodell som forhandler om lønn. Lønnen er da gitt som resultatet av et asymmetrisk Nash-forhandlingsproblem. Bedriften setter sysselsettingen som maksimerer bedriftens profitt, gitt lønnen. Uenighet mellom forhandlingspartene kan føre til streik eller lockout. Videre benytter Hoel og Nymoen (1988) denne teoretiske modellen for å gjøre empiriske undersøkelser av norske industrilønninger (Hoel og Nymoen, 1988). Denne analysen gir da grunnlaget for videre lønnsmodellering i den norske litteraturen.

### **2.1.1. Den norske modellen**

I den norske forhandlingsmodellen er det Landsorganisasjonen (LO) og Næringslivets Hovedorganisasjon (NHO) som er de største forhandlingspartene. Begge utøver stor makt over avtalene som blir inngått mellom arbeidsgiver og arbeidstaker. NHO er det største interesseorganet for bedrifter i Norge, spesielt innen industrisektoren. Om lag 21,600 bedrifter er medlem av NHO som utgjør omtrent 530,000 arbeidsplasser. NHO utfører forhandlinger om tariffavtaler med de ulike arbeidstakerorganisasjonene (NHO, 2013).

Landsorganisasjonen i Norge (LO) er det største interesseorganet for lønntakere. Over 880,000 medlemmer er organisert gjennom fagforeninger som er tilknyttet LO. Slik som forhandlingene er organisert i dag vil samordning av lønnsforhandlingene øke effektiviteten av inntektspolitikken i Norge (LO, 2013).

I Norge er det forhandlinger på et nasjonalt nivå og organiseringsgraden er relativt høy. Først forhandles det om en tarifflønn på det nasjonale nivået, videre kan det forhandles på et lokalt nivå som tar utgangspunkt i tarifflønnen. Myndighetene påvirker forhandlingene gjennom å være en tredjepart eller en megler. Streik og lockout benyttes bare på det nasjonale forhandlingsplanet, dette reduserer den relative forhandlingsmakten for de to partene ved lokale oppgjør.

Den norske økonomien er kjent som en liten åpen økonomi, det betyr at norske priser har liten påvirkning på det internasjonale markedet. Som grunnlag for valget av avhengig variabel i lønnslikningen, nærmere bestemt industrilønnen, bygger den norske lønnsmodellen på teori

om at lønnen i den konkurranseutsatte sektoren<sup>5</sup> skaper normen for lønnsdannelse i Norge. Denne modellen kalles gjerne hovedkursteorien, også kjent som Aukrustmodellen (Aukrust, 1977). Det er viktige forskjeller i hvordan lønnsdannelsen skjer i skjermet og utsatt sektor. Prisene i k-sektoren blir bestemt av eksogene priser som er gitt fra verdensmarkedet. Lønnen i k-sektoren tilpasser seg slik at lønnsandelen holdes konstant over lang tid. Videre følger lønnen i skjermet sektor<sup>6</sup> proporsjonalt med lønnen i k-sektoren. Dette er for å sikre at norske lønninger er konkurransedyktige, og at vi kan produsere til konkurransedyktige priser. Blir lønnen for høy vil prisene øke og norske varer vil bli mindre attraktive i det utenlandske markedet. Aukrustmodellen viser at det eksisterer en eksogent gitt likevektsløsning for lønnsandeler og lønnsforskjeller i de to sektorene. Det vil si at inntektsfordelingen mellom de to sektorene ikke endres over tid (Aukrust, 1977). Industrilønnen har økt relativt mer enn andre sektorer, men industrisektoren brukes fremdeles som en norm for resten av lønnsdannelsen, og er derfor valgt som avhengig variabel i denne analysen. Aukrustmodellen gir en lønnsøkning som på lang sikt vil være gitt ved produktivitetsvekst og priser (Aukrust, 1977).

### **2.1.2. Styringsrettsmodellen**

For denne analysen er det relevant å se på effektene av arbeidsmarkedstiltak i den norske økonomien. Som nevnt skjer forhandlingene i Norge først på et nasjonalt nivå, for så å ha lokale oppgjør på et lavere nivå. Slike sentraliserte forhandlinger internaliserer negative eksterne effekter av en lønnsøkning på ledighet, priser og profitt. Ved lønnsforhandlinger på et lokalt nivå vil de ulike fagforeningene ikke bli påvirket av at sysselsettingen går ned som følge av høyere forhandlingslønn. Ved sentraliserte forhandlinger vil det ikke være et alternativt arbeidsmarked. Fagforeningene er dermed nødt til å ta med i beregningene at økning i lønnen vil redusere sysselsettingen, og dermed øke arbeidsledigheten tilsvarende. Dette er en av eksternalitetene som fører til at forhandlingslønnen gjerne modereres av sentralisering (Johansen, 2000, kap.6). Dette kan bety at lønnresponsen med hensyn på arbeidsledighet i en økonomi med sentraliserte forhandlinger vil være høyere enn i en økonomi med forhandlinger på bedriftsnivå.

---

<sup>5</sup> Konkurranseutsatt sektor blir videre referert til som k-sektor

<sup>6</sup> Skjermet sektor blir videre referert til som s-sektor

I styringsrettsmodellen bestemmer bedriften sysselsettingsnivå mens det forhandles om lønn. Modellen som blir presentert her er en forenklet utgave av styringsrettsmodellen. For en mer detaljert modell se Hoel og Nymoene (1988).

I utgangspunktet antas det at bedriften ønsker å maksimere egen profitt. Dette gjøres ved å tilpasse sysselsettingsnivået til den forhandlede lønnen. Bedriftens profittfunksjon antas å være gitt ved likning (2.1).

$$\pi = R(N) - wN \quad (2.1)$$

I likning (2.1) er  $\pi$  bedriftens profitt,  $R(N)$  er inntekter som funksjon av sysselsetting, og  $wN$  er lønnskostnadene. Variablene  $w$  og  $N$  er da henholdsvis lønn og sysselsetting. Førsteordensbetingelsen<sup>7</sup> er da gitt ved likning (2.2).

$$R'(N) = w \quad (2.2)$$

Andreordensbetingelsen gir  $R''(N) < 0$ . Det vil si at vi har en stigende men avtakende avkastningskurve. FOB definerer en hellende etterspørselskurve etter arbeidskraft fra bedriftens side gitt ved (2.3), og resultatet av forhandlingene må ligge på denne kurven.

$$N = N(w) \quad (2.3)$$

$$N'(w) < 0$$

Ved å derivere profitten med hensyn på lønnen finner vi hvordan profitten vil endre seg når lønnen øker.

$$\frac{d\pi}{dw} = R'(N) \times \frac{dN}{dw} - w \times \frac{dN}{dw} - N = -N \quad (2.4)$$

Fra likning (2.4) vises det at når forhandlingslønnen øker, vil bedriften redusere antall ansatte. Til en gitt profitt vil bedriften ønske å ha et mindre antall ansatte slik at lønnskostnadene

---

<sup>7</sup> Videre formulert som FOB.

reduseres. Økt lønn fører altså til en lavere sysselsetting, som ved sentraliserte forhandlinger impliserer en høyere arbeidsledighet.

Fagforeningens målfunksjon er ikke like intuitive å finne som bedriftens. Likning (2.5) viser den generelle nyttefunksjonen til fagforeningen. Nytten avhenger i tillegg til lønn og sysselsetting også av en vektor  $Z$  som inneholder andre variabler som påvirker arbeidernes nytte (arbeidstid, arbeidsforhold ol.).

$$V = V(w, N, Z) \quad (2.5)$$

$$V'(w) > 0, V'(N) > 0$$

Fagforeningen har økt nytte av en økt lønn, og av økt sysselsetting, men er også nødt til å ta hensyn til at økt lønn reduserer sysselsettingen. Nyttefunksjonen til en sentral fagforening avhenger både av nytten til de medlemmene som er ansatte og de medlemmene som er arbeidsledige. Videre antas det at fagforeningens nyttefunksjon gitt ved utilitaristiske preferanser, blir beskrevet av (2.6). Fagforeningen ønsker å maksimere summen av nytten til alle medlemmene, også de som ikke i jobb.

$$V = \begin{cases} Nv(w) + (M - N)v^0 & \text{for } N < M \\ Mv(w) & \text{for } N \geq M \end{cases} \quad (2.6)$$

Likning (2.6) er et spesialtilfelle av (2.5), der  $M$  er antall medlemmer i fagforeningen og  $N$  er antall sysselsatte medlemmer. Ansatte medlemmer har nytten  $v(w)$  mens oppsagte arbeidere mottar alternativnytt  $v^0$ . Det antas at en person i arbeid har en høyere nytte enn en person som har mistet jobben. Det vil si at nytten av lønn vil være høyere enn nytten av alternativlønn,  $v(w) > v^0$ . Når alle medlemmene i fagforeningen er ansatt vil nytten bare avhenge av lønn. Når et antall av medlemmene ikke er ansatt i bedriften, vil fagforeningen maksimere kombinasjonen av lønn og alternativlønn som medlemmene mottar. Dette kan de gjøre gjennom å maksimere nytten med hensyn på lønn og sysselsetting.

Fagforeningen ønsker å sette lønnen slik at preferansefunksjonen, gitt etterspørselsbetingelsen fra bedriften, maksimeres. Ved å sette inn for etterspørselsbetingelsen fra (2.3) kan fagforeningens preferanser skrives som i (2.7).

$$V = V(w, N(w)) = V^*(w) \quad (2.7)$$

Som i tilfellet med utilitaristiske preferanser er gitt ved (2.8).

$$V^* = N(w)v(w) + (M - N(w))v^0 \quad (2.8)$$

FOB som maksimerer nytten til fagforeningen kan skrives som i (2.9).

$$\frac{dV^*}{dw} = N'(w)(v(w) - v^0) + N(w)v'(w) \quad (2.9)$$

Videre avhenger forhandlingene av hva slags trusselpunkter de to forhandlingspartene har. Trusselpunktet oppfattes som den respektive partens nytte under konflikt. For fagforeningen antar vi, som en forenkling av trusselpunktet, gitt ved likning (2.10).

$$\bar{V} = Mv^0 \quad (2.10)$$

Likning (2.10) impliserer at hvis det er en konflikt mellom partene vil alle arbeiderne motta alternativnytt. Det kan argumenteres for at dette er en relativt streng antakelse, siden det ikke er vanlig at alle de ansatte sier opp jobben for å motta alternativlønnen (Hoel og Nymoen, 1988). Men dette vil ikke påvirke resultatet av forhandlingene i betydelig grad i denne analysen.

De respektive trusselpunktene avhenger av hva slags aksjon forhandlingspartene kan benytte seg av under konflikt. Ved streik vil trusselpunktet for fagforeningen være avhengig av utbetaling fra streikekasser. Et høyere nivå på trusselpunktet gjør at fagforeningen har større forhandlings makt og vil øke forhandlingslønnen. Hvis streiken medfører at det er en stopp i produksjonen vil trusselpunktet til bedriften avhenge av de faste kostnadene. Ser vi bort fra faste kostnader settes profitten lik null,  $\bar{\pi} = 0$ . Ved lokale forhandlinger kan arbeiderne benytte seg av handling som minimerer innsats og produksjon. Ved en slik "gå sakte aksjon" vil arbeiderne motta tarifflønnen som er bestemt ved de nasjonale forhandlingene. De to partene vil i en forhandling ikke godta nytte som er lavere enn de respektive trusselpunktene (Johansen, 2000, kap.2).

Resultatet av forhandlingene mellom fagforeningen og bedriften antas å være gitt ved løsningen på et asymmetrisk Nash forhandlingsproblem gitt ved likning (2.11).

$$O = (V^*(w) - \bar{V})^\beta (\pi(w) - \bar{\pi})^{1-\beta} \quad (2.11)$$

I likning (2.11) representerer  $\beta$  fagforeningens relative forhandlingsmakt, mens  $1 - \beta$  er forhandlingsmakten til bedriften. Nash løsningen gir da maksimeringen av produktet av nytten til de to spillerne, altså nytten til fagforeningen, og profitten til bedriften. Videre benyttes en logaritmisk transformasjon til Nash målfunksjonen for å finne FOB som løser problemet<sup>8</sup> gitt ved likning (2.12).

$$\Omega \equiv \ln O = \beta \ln(V^*(w) - \bar{V}) + (1 - \beta) \ln(\pi(w) - \bar{\pi}) \quad (2.12)$$

FOB med hensyn på lønn er gitt ved likning (2.13).

$$\Omega_w = \beta \frac{\frac{dV^*}{dw}}{V^*(w) - \bar{V}} + (1 - \beta) \frac{\frac{d\pi}{dw}}{\pi(w) - \bar{\pi}} = 0 \quad (2.13)$$

Likning (2.13) viser da at den marginale nytteendringen for fagforeningen, vektet med den relative forhandlingsmakten, skal være lik marginalendringen i bedriftens profitt. Nettonytten til fagforeningen er  $V^*(w) - \bar{V}$ , mens netto profittendring er  $\pi(w)$ , under antakelsen om at profitten til bedriften er satt lik null under sentrale lønnsforhandlinger,  $\bar{\pi} = 0$ . Likning (2.13) definerer implisitt nominelle lønnskostnader som en funksjon av eksogene variabler som enten inngår i fagforeningens nyttefunksjon eller bedriftens profittfunksjon. Denne nominelle lønnslikningen vil være homogen av grad 1 i de nominelle forklaringsvariablene, det vil si at lønnskostnadene øker proporsjonalt med endringen i de nominelle forklaringsvariablene<sup>9</sup> (Johansen, 2000, kap.4.3). Den andre deriverte av Nash objektfunksjonen er gitt ved likning (2.14).

$$\Omega_{ww} < 0 \quad (2.14)$$

<sup>8</sup> Her benyttes det generelle resultatet at ved å maksimere en monotont økende funksjon, maksimeres også selve funksjonen.

<sup>9</sup> For detaljert forklaring, se Johansen (2000) kap.4.3.

Dette betyr at hvis vi i utgangspunktet har høy lønn, vil en marginal økning gi mindre nytteøkning enn hvis lønnen i utgangspunktet er lav.

Arbeidsledigheten og ledighetsinntekter inngår i forhandlingsmodellen gjennom alternativnyttens i fagforeningens nyttefunksjon. Det er derfor viktig å se på effekten av en høyere nytte for medlemmene som ikke er ansatt, fordi dette reflekterer problemstillingen i oppgaven. Alternativnyttens for en oppsagt arbeider i denne oppgaven reflekterer trygd som mottas eller annen kompensasjon for arbeidere som er med på tiltaksprogram. Fra (2.6) og (2.10) følger nettonytten for fagforeningen som i likning (2.15).

$$V - \bar{V} = N(v(w) - v^0) \quad (2.15)$$

Videre settes nettonytten fra (2.15) inn i likning (2.13). Samtidig inkluderes FOB for bedriften gitt ved (2.4) og for fagforeningen gitt ved (2.8). Etter noe omforming er FOB som løser forhandlingsproblemet gitt ved (2.16).

$$\beta \left[ \frac{v_w}{(v(w) - v^0)} + \frac{N_w}{N} \right] - (1 - \beta) \frac{N}{\pi - \bar{\pi}} = 0 \quad (2.16)$$

Videre i analysen vil alternativnyttens  $v^0$  være en viktig variabel for hvordan tilstanden i arbeidsmarkedet påvirker forhandlingslønnen. En økt verdi på alternativnyttens vil medføre at forhandlingslønnen øker. Under antakelsen om  $v(w) > v^0$  vil en høyere alternativnytte redusere nevneren i det første uttrykket i (2.16), som fører til at hele brøken øker. Ved bruk av andreordensbetingelsen vil da en høyere alternativ nytte helt sikkert øke forhandlingslønnen. Alternativnyttens er også inkludert i fagforeningens trusselpunkt, og som argumentert for over vil dette øke fagforeningens forhandlingsmakt. Når trusselpunktet økes vil konflikten vare lengre og forhandlingslønnen vil øke. Dette kommer av at tilpasningen ligger på den stigende delen av fagforeningens nyttefunksjon som et resultat av avveiningen mellom sysselsetting og lønn. Motsvarende vil en høyere forhandlingsmakt for bedriften, redusert  $\beta$ , samt høyere trusselpunkt  $\bar{\pi}$ , gi en lavere forhandlingslønn (Johansen, 2000, kap.2.2.2).



I første omgang gjøres antakelsen om at alternativnyttens blir bestemt som i likning (2.17).

$$v^0 = \rho v(B) + (1 - \rho)v(w_A) \quad 0 < \rho < 1 \quad (2.17)$$

Alternativnyttens blir påvirket av den alternative inntekten til en arbeider som blir oppsagt, samt tiden personen er ledig. Alternativ inntekt kan enten være  $B$  som representerer ledighetstrygden, eller  $w_A$  som representerer lønnen arbeideren får hvis han får jobb i en annen bedrift. Variabelen  $\rho$  er forventet tid en oppsagt person er arbeidsledig. Formelt vil tiden en person går ledig være avhengig av stramheten i arbeidsmarkedet. Tiden vil være en funksjon av arbeidsledigheten  $u$ , og er gitt i likning (2.18).

$$\rho = \rho(u) \quad (2.18)$$

$$\rho_u > 0$$

Et stramt arbeidsmarked vil øke den forventede tiden en oppsagt arbeider går arbeidsledig. Er det en høy ledighet er det rimelig å anta at arbeidsmarkedet vil være mer utfordrende, og det vil ta lengre tid for en oppsagt arbeider å få en ny jobb. Likning (2.19) viser hvordan ledigheten påvirker alternativnyttens til en oppsagt arbeider.

$$\frac{dv^0}{du} = \frac{d\rho}{du} [v(B) - v(w_A)] < 0 \quad (2.19)$$

$$\text{når } v(B) < v(w_A)$$

Det er rimelig å anta at det vil være større nytte av å ha en alternativ jobb enn å motta ledighetstrygd. Under denne antakelsen vil uttrykket i (2.19) være negativt. Effekten av en økt ledighet vil dermed redusere alternativnyttens for en oppsagt arbeider, siden dette øker den forventede tiden arbeideren går ledig (Johansen, 2000, kap.2.1).

Resultatet av forhandlingene kan da skrives matematiske som

$$\frac{W}{P} = F(u, z) \quad (2.20)$$

Uten å anta en spesiell funksjonsform kan reallønnen  $\frac{W}{P}$  skrives som en funksjon av arbeidsledigheten  $u$  og en samlet vektor  $z$  som inneholder andre variabler som påvirker lønnspresset<sup>10</sup> (Raaum og Wulfsberg, 1995).

Dersom vi har en høy arbeidsledighet vil dette gjøre at arbeidstakerne er reddere for å miste jobben fordi det er høyere konkurranse om de ledige stillingene. Når arbeidsledigheten er høy vil fagforeningen legge mer vekt på å få økt sysselsettingen og vil da legge mindre press på lønnen. Dette gir da en sammenheng mellom høy reallønn og lav ledighet som resulterer i en fallende lønnskurve.

### 2.1.3. Effekt av arbeidsmarkedstiltak i forhandlingsmodellen

Effektene av arbeidsmarkedstiltak i forhandlingsmodellen kan finnes ved å analysere nytten for en oppsagt arbeider. Dette gjøres ved å modifisere uttrykket for alternativnytt i likning (2.17). Uttrykket utvides slik at sannsynligheten for at en oppsagt arbeider kan komme på tiltak inkluderes i modellen (Johansen, 2000, kap.12). Når en arbeider blir oppsagt har han tre alternativer; han kan få en annen stilling å motta alternativlønn, han kan bli helt ledig og motta arbeidsledighetstrygd, eller han kan begynne på arbeidsmarkedstiltak hvor han får en inntekt som vi antar er lavere enn lønn ved arbeid. Det er rimelig å anta at en person på tiltak generelt vil ha høyere selvfølelse og mestringfølelse enn en person som er helt ledig. Samtidig vil tiltakene øke personens kunnskap som kan øke muligheten for ansettelse i en bedrift. Nyttien av inntekten ved tiltak er derfor større enn nytten av ledighetstrygd. Nyttien til en oppsagt arbeider antas å være gitt ved likning (2.21).

$$v^0 = Y\left(u + r, \frac{r}{u + r}\right) v(wa) + \Gamma\left(\frac{r}{u + r}\right) v(A) \tag{2.21}$$

$$+ \left[1 - Y\left(u + r, \frac{r}{u + r}\right) - \Gamma\left(\frac{r}{u + r}\right)\right] v(B)$$

I likning (2.21) representerer  $u$  åpen ledighetsrate dvs. de som er registrert ledige som andel av arbeidsstyrken. Tilsvarende definerer  $r$  tiltaksraten som er antall personer på arbeidstiltak

---

<sup>10</sup> Disse variablene spesifiseres i kap.2.1.4.

som andel av arbeidsstyrken. Den totale ledighetsraten vil da være summen av tiltaksraten og åpen ledighetsrate  $u + r$ . Uttrykket  $\frac{r}{u+r}$  oppfattes som tiltaksandelen dvs. andelen av totalt ledige som er på tiltak.

Likning (2.22) gir sannsynligheten for at en oppsagt arbeider finner seg jobb i en annen bedrift. Sannsynligheten for å få jobb i en annen bedrift reduseres når total ledighet øker, og når tiltaksandelen øker. Ved jobb i en annen bedrift vil den oppsagte arbeideren motta alternativlønnen  $w_A$ , og  $v(w_A)$  er tilsvarende nytte av alternativlønn.

$$Y\left(u + r, \frac{r}{u + r}\right) \quad (2.22)$$

$$Y_1 < 0, Y_2 < 0$$

Likning (2.23) viser sannsynligheten for at arbeideren havner på et tiltaksprogram og vil ha nytten av inntekt  $v(A)$ . Sannsynligheten for å komme på tiltaksprogram øker når tiltaksandelen øker.

$$\Gamma\left(\frac{r}{u + r}\right) \quad (2.23)$$

$$\Gamma_1 > 0$$

Siste leddet i likning (2.21) er gitt ved (2.24) og representerer sannsynligheten for at en oppsagt arbeider vil bli åpent arbeidsledig. Da vil personen motta arbeidsledighetstrygd og nytten av denne vil være  $v(B)$ .

$$\left[1 - Y\left(u + r, \frac{r}{u + r}\right) - \Gamma\left(\frac{r}{u + r}\right)\right] \quad (2.24)$$

Det er vanlig å anta at nytten av arbeid er høyere enn nytten av tiltaksprogram, som igjen normalt vil være høyere enn nytten av å være åpent arbeidsledig,  $v(w_A) > v(A) > v(B)$ .

Det er nå mulig å se på hvordan økt total ledighet og økt satsing på tiltak påvirker alternativnyten og dermed forhandlingslønnen. Som spesifisert i innledningen vil dette da være effektene av den aktive og passive arbeidsmarkedspolitikken.

Effekten av at antallet totalt arbeidsledige øker mens vi holder tiltaksandelen konstant, vil påvirke nytten til den oppsagte arbeideren negativt. Effekten finnes ved å derivere alternativnyten gitt i likning (2.21) mht. total arbeidsledighet og er gitt ved likning (2.25).

$$\frac{dv^0}{d(u+r)} \Big|_{\frac{r}{u+r}=\text{konstant}} = \Upsilon_1[v(wa) - v(B)] < 0 \quad (2.25)$$

Effekten gitt ved likning (2.25) er kjent som en passiv arbeidsmarkedspolitikk. Tiltaksandelen holdes konstant, mens total ledighet øker. Dette vil implisitt øke sannsynligheten for at en oppsagt arbeider blir åpent ledig. Når åpen ledighet går opp vil dette føre til en lavere forhandlingslønn som igjen reduserer nytten for den oppsagte arbeideren. Effekten er negativ gitt antakelsen om lavere nytte av ledighetstrygd.

En aktiv arbeidsmarkedspolitikk betyr at myndighetene utvider tiltaksprogrammene slik at tiltaksandelen øker relativt til total ledighet. Effekten er representert ved likning (2.26).

$$\frac{dv^0}{dr} \Big|_{u+r=\text{konstant}} = \frac{1}{u+r} [\Upsilon_2 v(wa) + \Gamma_1 v(A) - \{\Upsilon_2 + \Gamma_1\} v(B)] \quad (2.26)$$

Effekten av denne politikken kan dekomponeres til (2.27).

$$\frac{1}{u+r} [\Upsilon_2 (v(wa) - v(B)) + \Gamma_1 (v(A) - v(B))] \quad (2.27)$$

Den aktive arbeidsmarkedspolitikken kan dermed deles opp i to ulike effekter som trekker nytten for den oppsagte arbeideren i hver sin retning gitt ved (2.28).

$$\Upsilon_2 (v(wa) - v(B)) < 0 \quad (2.28)$$

Fra (2.22) er  $\Upsilon_2 < 0$ , og siden  $v(wa) - v(B)$  er positiv, vil den total effekten være negativ.

Den negative effekten på nytten av en økning i tiltaksraten kalles jobbkonkurranseeffekten. Når tiltaksandelen øker vil det si at konkurransen om de ledige stillingene øker fordi søkerne er blitt mer attraktive, noe som reduserer sjansen for å få jobb. Dermed øker sjansene for å bli helt ledig for en arbeider som blir oppsagt. Dette fører igjen til at forhandlingsmakten til fagforeningen reduseres og lønnen reduseres. I markedet vil dette tilsvare at arbeidsledigheten reduseres. Den andre effekten på alternativnytt er gitt ved likning (2.29).

$$\Gamma_1(v(A) - v(B)) > 0 \quad (2.29)$$

Den positive effekten av økningen i tiltaksandelen på nytten er kjent som velferdseffekten. Denne sier at når en arbeider blir oppsagt er sannsynligheten for å havne på tiltak større og sannsynligheten for å bli helt ledig reduseres. Dette gjør at kostnaden av å bli oppsagt reduseres, noe som fører til at nytten øker gitt antakelsen om at  $v(A) > v(B)$  og  $\Gamma_1 > 0$ . Dette vil presse lønnen opp i markedet for å sikre at arbeidere ønsker å jobbe, dermed vil ledigheten øke. Det er usikkert hvilken av de to effektene som dominerer (Johansen, 2000, kap.12.2).

Vi oppsummerer med at vi har funnet en lønnskurve som er fallende i total ledighet. En økt tiltaksandel vil skifte lønnskurven nedover hvis jobbkonkurranseeffekten dominerer, mens kurven vil skifte opp dersom velferdseffekten dominerer. En høyere grad av sentralisering betyr også at økningen i tilbudet av antall plasser i tiltaksprogrammet vil skifte lønnskurven oppover. Dette kommer av at det er de sysselsatte som må finansiere de arbeidslediges inntekter i velferdsstaten.

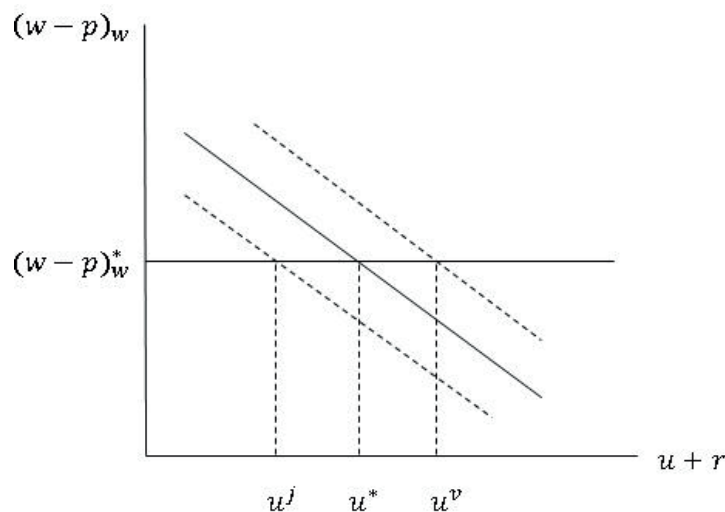
En alternativ måte å finne likevektsledigheten på er gjennom pris- og lønnssettingen i arbeidsmarkedet (Johansen, 2000, kap.12.2). I arbeidsmarkedet vil reallønnen bli bestemt gjennom prissetting og lønnssetting som er utledet fra forhandlingene mellom fagforeningen og bedriften. Som følge av imperfekt konkurranse i arbeidsmarkedet og produktmarkedet vil dette føre til at det finnes en strukturell arbeidsledighet i likevekt (Johansen, 2000, kap.1). Med utgangspunkt i reallønnslikningen gitt ved likning (2.16), kan en tilnærming til lønnskurven med arbeidsmarkedstiltak skrives som i likning (2.30).

$$(w - p)_w = \gamma_0 - \gamma_1(u + r) + \gamma_2 \frac{r}{u + r} + z_w \quad (2.30)$$

I likning (2.30) er  $(w - p)_w$  logaritmen til reallønnen fra lønnssettingen. Parameterne  $\gamma_1$  og  $\gamma_2$  gir henholdsvis effektene av total ledighetsrate og tiltaksandelen. Leddet  $\gamma_0$  gir et påslag på prisen. Det siste leddet  $z_w$  er tolket som lønnspresset som utøves av fagforeningen (Johansen, 2000, 12.2).

Lønnsbestemmelsen som gitt i Nymoen og Rødseth (2003) er illustrert ved figur 2.1.

Figur 2.1: Lønnskurven



Det kan argumenteres for at lønnen på lang sikt vil bli bestemt av avkastningen på finansielle internasjonale finansmarkeder. Det vil si at på lang sikt vil forhandlingene ikke bestemme lønnen, men arbeidsledigheten (Nymoen og Rødseth, 2003). Vi har da en langsiktig likevektslønn kjennetegnet ved en horisontal kurve  $(w - p)_w^*$ . Nivået på likevektsledigheten vil bli funnet der den fallende lønnskurven krysser den langsiktige likevekten  $u^*$ . De stiplede linjene indikerer skift i lønnskurven. Som argumentert for tidligere vil lønnskurven skifte opp hvis velferdseffekten av en økt tiltaksandel dominerer, mens kurven vil skifte ned hvis jobbkonkurransoeffekten dominerer. Med en dominerende jobbkonkurransoeffekt vil likevektsledigheten reduseres. Dette vises i punktet merket  $u^j$ . Tilsvarende vil likevektsledigheten øke ved dominerende velferdseffekt. Dette vises i punktet merket  $u^v$ .

Ved den alternative utregningen vil ikke langsiktig lønn bestemme likevekten, men det er mulig å benytte en prissettingsrelasjon som med lønnsrelasjonen vil gi likevekt i arbeidsmarkedet. Anta først at prissettingen skrives som i likning (2.31).

$$p = w + \beta_0 + \lambda(y - \bar{y}) \quad (2.31)$$

I likning (2.31) vil  $p$  være logaritmen til pris,  $w$  er logaritmen til nominell lønn og  $\lambda(y - \bar{y})$  vil være et vektet gjennomsnitt av BNP- gapet, som viser forskjellen mellom faktisk BNP og BNP ved full sysselsetting. Variabelen  $\beta_0$  oppfattes som et påslag på lønnen. Prisen vil altså avhenge av BNP-gapet. Ved en Cobb-Douglas produktfunksjon er BNP-gapet gitt ved likning (2.32) (Johansen, 2000, kap.1.2.5). Logaritmen til sysselsettingen er gitt ved  $n$ , og logaritmen til arbeidsstyrken er gitt ved  $l$ .

$$y - \bar{y} = \alpha(n - l) \approx -a(u + r) \quad (2.32)$$

Likning (2.32) er kjent som Okuns lov og knytter et forhold mellom produksjonsgapet og total ledighet (Johansen, 2000, kap.12). Likning (2.32) kan da settes inn i likning (2.31) og løses slik at vi får en prislikning gitt ved (2.33).

$$p = w + \beta_0 - \lambda\alpha(u + r) = w + \beta_0 - \beta_1(u + r) \quad (2.33)$$

I (2.33) vil  $\beta_1 = \lambda\alpha$ . Slik kan reallønnen avledet fra prissettingsreglen skrives som (2.34).

$$(w - p)_p = -\beta_0 + \beta_1(u + r) + z_p \quad (2.34)$$

Prissettingsreglen gitt ved (2.34) gir bestemmelsen av reallønnen for bedriften. Leddet  $z_p$  tilsvare bedriftens forhandlingsmakt. Likevektsledigheten finnes ved å sette prissettingsreglen lik lønnskurven som er gitt fra (2.30) og (2.34).

$$(u + r)^* = \frac{\beta_0 + \gamma_0 + z_w + z_p + \gamma_2 \frac{r}{(u + r)}}{\beta_1 + \gamma_1} \quad (2.35)$$

Effekten på likevektsledigheten av å ekspandere arbeidsmarkedstiltakene, altså effekten av en aktiv arbeidsmarkedspolitikk avhenger da av fortegnet på  $\gamma_2$  i likning (2.34). Hvis denne parameteren er negativ er det jobbkonkurranseeffekten som dominerer, en aktiv arbeidsmarkedspolitikk vil da skifte lønnskurven nedover og likevektsledigheten reduseres.

Hvis velferdseffekten dominerer vil  $\gamma_2$  være positiv, og den aktive arbeidsmarkedspolitikken vil skifte lønnskurven oppover, da vil likevektsledigheten øke (Johansen, 2000, kap.12.2).

#### 2.1.4. Feiljusteringsmodellen

Feiljusteringsmodellen introduseres for å gi et grunnlag for å diskutere den tidligere empirien i kapittel 2.2. Modellen bygger på forutsetningen om integrerte variabler og muligheten for treghet i tilpasningene i arbeidsmarkedet. Det er grunn til å tro at lønnsdannelse i Norge har treghetstilpasninger, både fordi lønnen i stor grad er avtalefestet gjennom en forhandlingsavtale, og fordi det tar lang tid og er kostbart å reforhandle lønnen. For å kunne ta hensyn til at det finnes slike tregheter benyttes en feiljusteringsmodell. Dette er en dynamisk modell som er kjennetegnet ved å inkludere variabler både på endringsform, lagget endringsform og laggete nivåvariabler. I tillegg vil den endogene variabelen være inkludert som eksogen forklaringsvariabel på lagget form. De laggete nivåvariablene er inkludert i et feiljusteringsledd og korrigerer for forrige periodes avvik fra likevekt. En feiljusteringsmodell tillater å kombinere kortsiktige effekter med langsiktig dynamikk. Feiljusteringsleddet tolkes da som hastigheten tilbake mot likevekten som resultat av et eksogent sjokk.

Styringsrettsmodellen blir ofte brukt som et teoretisk grunnlag for spesifikasjon av den empiriske lønnslikningen. Den estimerte lønnskurven brukt i denne oppgaven er på en rimelig standard form i likhet med Nymoen og Rødseth (2003) og Raaum og Wulfsberg (1995). Løsningen av FOB definerer nominelle lønnskostnader som en funksjon av eksogene variabler som enten er i bedriftens profittfunksjon eller fagforeningen nyttefunksjon. Ved bruk av feiljusteringsmodellen blir lønnskurven i denne analysen gitt ved (2.36). Den estimerte lønnskurven vil gi kortsiktige effekter på lønnsdannelsen, men under visse forutsetninger vil det være mulig å finne en estimert langsiktig løsning.

$$\begin{aligned} \Delta wctv_t = & \beta_0 + \beta_1 \Delta wctv_{t-1} + \beta_2 \Delta p_t + \beta_3 \Delta p_{t-1} + \beta_4 \Delta cpi_t + \beta_5 \Delta cpi_{t-1} \\ & + \beta_6 \Delta prod_t + \beta_7 \Delta prod_{t-1} + \beta_8 ws_{t-1} + \beta_9 u_t + \beta_{10} u_{t-1} + \beta_{10} x_t \\ & + \varepsilon_t \end{aligned} \quad (2.36)$$

Fra den empiriske lønnslikningen presentert ved (2.36) er den avhengige variabelen  $wctv_t$  logaritmen til lønnskostnader pr timeverk målt i tusen kroner. Logaritmen til de ulike



variablene er gitt ved små bokstaver og  $\Delta$  betyr at variabelen er på endringsform. Variablene vil bli estimert ved tidsperiode  $t$ , men noen av variablene vil også være inkludert som laggete variabler, altså estimert for tidsperiode  $t - 1$ . Som argumentert for over er lønnsveksten på lagget form inkludert som en av forklaringsvariablene. Den estimerte parameteren av  $\beta_1$  vil dermed fange opp effekten av fjorårets lønnsvekst på dagens lønn. Logaritmen til produsentprisen,  $p$ , og logaritmen til produktivitet,  $prod$ , er inkludert som forklaringsvariabler. Det er rimelig å anta at disse påvirker lønnen positivt. Når endringen i produktivitet eller produktprisene isolert sett øker, vil dette øke bedriftens profitt som igjen vil føre til høyere lønn. En økt konsumprisindeks,  $cpi$ , antas også å ha en positiv effekt på lønnen. Dette kommer av at endringen i den eksogene variabelen vil føre til en velferdsnedgang for arbeiderne, slik at de vil kreve kompensasjon for dette under lønnsforhandlingen. Variabelen  $u$  er logaritmen til åpen ledighetsrate. Den åpne ledighetsraten er også inkludert i likning (2.36) på lagget form for å ta hensyn til tregheten i tilpasningen. Som argumentert for tidligere er det rimelig at åpen ledighet påvirker lønningene negativt. En høyere ledighet vil svekke fagforeningens forhandlingsmakt og redusere lønningene.

Variabelen  $x_t$  inneholder de andre forklaringsvariablene som benyttes i lønnslikningen, disse vil bli spesifisert i kapittel 3.1 for modellspesifikasjonen.

Inkludert i  $x_t$  er også de andre stramhetsvariablene. Det vil si logaritmen til lagget tiltaksrate  $r_{t-1}$  og logaritmen til total ledighetsrate  $(tu)_{t-1}$ . Hvordan effektene av total ledighetsrate og tiltaksraten påvirker lønnsdannelsen er usikker, og vil være hovedfokuset under estimering av modellen. Restleddet er antatt å være uavhengig fordelt med betinget forventning lik null og konstant varians.

I den empiriske feiljusteringsmodellen gitt ved (2.35) er  $ws_{t-1}$  kjent som feiljusteringsleddet. Feiljusteringsleddet er gitt som logaritmen til lagget lønnsandel, gitt ved  $ws_{t-1} = (wctv_{t-1} - p_{t-1} - prod_{t-1})_{t-1}$ . Hvis  $\beta_8$  er signifikant negativ vil modellen kunne gi en langsiktig løsning, som definerer en langsiktig lønnskurve. En forutsetning er da at lønnsandelen er nødt til å være stasjonær. Det er dermed viktig å teste feiljusteringsleddet før man kan ta i bruk denne spesifikasjonen for å undersøke stramheten i arbeidsmarkedet. Dette

vil bli gjort i kapittel 3.4. Lønnsandelen kan tolkes som industriens konkurransevne, den sier noe om hvor mye av produktiviteten som faktisk tilfaller arbeiderne.

I den estimerte lønnslikningen er  $w$  og  $u$  de eneste nivåvariablene som er inkludert. Denne spesifikasjonen innebærer at det er pålagt en restriksjon om at lønnselastisitetene med hensyn på produktpris og produktivitet er lik 1 på lang sikt (Johansen, 2000, kap.7).

Den økonometriske implikasjonen av et feiljusteringsledd er at vi er nødt til å ha integrerte variabler som kointegrerer. Det er mulig at det finnes en lineær kombinasjon av integrerte variabler som er stasjonær. Disse variablene sies da å være kointegrerte. Et likevektsforhold mellom ikke-stasjonære variabler impliserer at deres stokastiske trender er knyttet sammen, som betyr at variablene ikke kan bevege seg uavhengig av hverandre. En viktig antakelse for kointegrasjon er at det stokastiske restleddet er stasjonært. Da vil de stokastiske feilleddene være samlet slik at avvikene fra likevekt vil bli eliminert. Kointegrasjon ble først introdusert av Engle og Granger (1987).

Når tidsserier følger en enhetsrot<sup>11</sup> vil det være nødvendig å teste for kointegrerte variabler. Dette er mye utprøvd i lønnsdannessammenheng, og resultater fra tidligere empiriske undersøkelser tyder på at lønnskostnadene, produsentprisene og produktiviteten har en slik kointegrasjon (Nymoen og Rødseth, 2003). Kremers et al. (1992) viser en alternativ måte å teste for kointegrasjon, denne går ut på å vise at parameteren foran feiljusteringsleddet er signifikant negativt. I sin analyse sammenliknes Engle og Granger to-steps test mot en et-steps dynamisk modell prosedyre som er basert på t-verdien av feiljusteringskoeffisienten. Kremers konkluderer med at et-steps testen gir et sterkere testresultat. Dette kommer av at Dickey Fuller -observatoren i to-steps testen ignorerer potensielt viktig informasjon gjennom at den innfører en felles faktor begrensning. Senere i analysen benyttes derfor en-steps kointegrasjonstest (Kremers et al., 1992).

De langsiktige effektene finnes i modellen ved å holde alle endringsledd konstant og løse ut for lønnsveksten. Dette vil gi den langsiktige lønnskurven som er gitt ved (2.37).

---

<sup>11</sup> Enhetsrøtter blir nærmere forklart i kap.3.4.

$$wctv_t = p_t + prod_t + \frac{\beta_9}{\beta_8} u_{t-1} + konstant + \varepsilon_t \quad (2.37)$$

## 2.2 Tidligere empiriske studier

I dette delkapittelet presenteres en oversikt over tidligere litteratur som omhandler lønnsdannelse, arbeidsledighet og arbeidsmarkedstiltak. Det har vært gjennomført en rekke analyser om temaet (Nymoen og Rødseth, 2003), (Raum og Wulfsberg, 1995), og modellen som benyttes er derfor godt utprøvd. Flere av de empiriske undersøkelsene som er gjort om temaet har brukt en makroøkonomisk tilnærming som ser på lønnsdata på landsbasis (Nymoen og Rødseth, 2003).

Lønnsdannelsen spiller en sentral rolle i samfunnsøkonomien. Grunnen til dette er at en bedrifts kostnader hovedsakelig består av lønnskostnader. Lønnsutviklingen har derfor en viktig rolle i å bestemme utviklingen i økonomien og den internasjonale konkurranseevnen. Lønnen spiller også en viktig rolle for etterspørselen fordi lønnen er primærinntekten til folk flest, og er dermed avgjørende for konsumetterspørselen. Hvordan lønnsdannelsen blir bestemt kan forklares gjennom mikro- og makro-teori. Av mikro-teori er det effektivitetslønn, insider-outsider og forhandlingsteorien som er mest utbredt. Av makroteori er det i hovedsak phillipskurven, og spesielt for Norge, hovedkursteorien som er av viktighet.

### 2.2.1 Kointegrasjon og feiljusteringsmodellen

Nesten alle nåværende modeller tar utgangspunkt i at lønn og priser er integrerte variabler, og at det finnes en likevektsløsning på lang sikt (Johansen, 1997). Dette er begrunnelsen for at det i litteraturen benyttes en feiljusteringsmodell for å estimere lønnsdannelsen. De empiriske studiene som tar for seg lønnsdannelsen i Norden tar utgangspunkt i en forhandlingsmodell liknende den som ble utledet i teoridelen (Nymoen og Rødseth, 2003).

Sammenhengen mellom en feiljusteringsmodell og kointegrasjon er undersøkt av Engle og Granger (1987). De benytter denne sammenhengen og utvikler en metode for empiriske testing. Utgangspunktet deres er at når man benytter variabler som ikke er stasjonære vil det være vanskelig å finne en modell som det er mulig å estimere. De kommer frem til at det kan

finnes en lineær kombinasjon av ikke-stasjonære parametere som likevel kan være stasjonær. Det vil si at variablene på lang sikt begrenses samtidig som de kortsiktige komponentene er fleksible. Forutsetningen for en slik sammensetning av variablene kalles kointegrasjon. Denne mekanismen er da representert ved feiljusteringsleddet som pålegger de langsiktige komponentene begrensning. Engle og Granger (1987) introduserer en to- stegs metode for å estimere modellen og viser at kointegrerte variabler kan representeres i en feiljusteringsmodell (Engle og Granger, 1987). En annen metode for å teste for kointegrasjon innebærer at man tester om feiljusteringsleddet i den autoregressive modellen er signifikant negativt, som i så fall gir sterk støtte for kointegrasjon (Kremers et al., 1992).

Nymoen (1989) undersøker lønnsdannelsen i norske industrilønninger. I analysen utvides Aukrust modellen med et kileledd mellom konsumentlønn og produsentlønn. Denne utvidelsen er konsistent med forhandlingsmodellen. (Johansen (1995) viser senere at dette leddet ikke er signifikant og kan elimineres fra modellen). Videre knyttes hovedkursteorien sammen med en feiljusteringsmodell for å undersøke effektene på norske industrilønninger, og samtidig sikre forutsetningen om at lønnsandelen skal være stasjonær. Resultatet av denne utvidede modellen, er sterke, kortsiktige effekter fra av arbeidstakerens side, som prisvekst og normaltid. Arbeidsgivers variabler, som importpriser og produktivitet, hadde klart mindre kortsiktige effekter enn arbeidstakerens variabler, men disse viste seg å være sterkere på lang sikt. De signifikante tilbakedaterte variablene for de ansatte var også viktige på lang sikt. Resultatet fra denne analysen kan tyde på at den skandinaviske lønnsmodellen er feilspesifisert, noe som tilsier at en bedre løsning er å bruke en feiljusteringsmodell (Nymoen, 1989).

### **2.2.2 Phillipskurven og lønnskurven**

Forhandlingsmodellen er en årsak til arbeidsledighet. Som argumentert for i kapittel 2.1.3. kommer dette av den imperfekte konkurransen i produkt- og arbeidsmarkedet.

Mye av den tidligere empiriske forskningen har vært opptatt av skillet mellom lønnskurven og Phillipskurven. Forhandlingsteorien indikerer at det finnes et langsiktig forhold mellom lønnsnivået og ledighetsraten. Phillipskurven gir en sammenheng mellom lønnsvekst og

ledighetsnivå, mens lønnskurven gir en sammenheng mellom lønnsnivå og ledighet (Johansen, 2000, kap.7.1). Det er mulig å utføre en test av phillipskurven til fordel for den langsiktige lønnskurven. Ved en signifikant negativ parameter foran feiljusteringsledd, forkastes Phillipskurven til fordel for den langsiktige lønnskurven. Ved bruk av data for det norske markedet er nullhypotesen om fravær av feiljustering avvist i flere empiriske studier som for eksempel Rødseth og Nymoen (2003), Johansen (1995) og Raaum og Wulfsberg (1995). En oversikt over tidligere estimerte verdier på feiljusteringsleddet er oppgitt i tabell 2.1.

Johansen (1995) undersøker resultatene fra Nymoen (1989) og finner en signifikant effekt av feiljusteringsleddet på årlige norske industrilønninger. Parameteren foran feiljusteringsleddet er  $-0,25$  som vil si at effektene av et sjokk vil bli halvert på 2 år.

### **2.2.3 Effektene av stramheten i arbeidsmarkedet**

Et gjennomgående tema i tidligere empiri er den lave arbeidsledigheten i de nordiske landene. Og det er derfor vært fokusert på mekanismene i den nordiske lønnsmodellen og stramheten i det nordiske arbeidsmarkedet. Et argument for den lave arbeidsledigheten har vært at det er høy reallønnsfleksibilitet og fokus på aktiv arbeidsmarkedspolitikk. Nymoen og Rødseth (2003) finner derimot ikke grunnlag for dette i deres analyse.

Videre argumenterer Johansen (1995) for at lønnskurven er konveks og sterkt ikke-lineær, det vil si at sammensetningen av langtidsledige og korttidsledige har ulik effekt på lønnen. Det estimerte resultatet er at det finnes en signifikant effekt av arbeidsledigheten på reallønnen, også på lang sikt. Den logaritmiske spesifikasjonen impliserer en konstant langsiktig ledighetselastisitet på  $-0,07$ , som er et lavt estimat i forhold til Nymoen (1989) og Calmfors og Nymoen (1990) (se tabell 2.1). Johansen benytter en styringsrett forhandlingsmodell som teorigrunnlag og estimerer en feiljusteringsmodell.

En mikroøkonomisk analyse gjort av på svenske industrilønninger fra 1972-87 har fokuset på effekten av arbeidsmarkedstiltak på individuelle timelønninger. Rammeverket impliserer at arbeidsmarkedstiltakene reduserer lønnspresset gjennom to kanaler. For det første at programmene reduserer stramheten hvis deltakerne er aktive arbeidssøkende. Den andre

muligheten er at programmene er mindre attraktive i forhold til å gå arbeidsledig sett fra de ansattes side. Dvs. at lønnspresset burde reduseres hvis deltakerne mister ledighetsprivilegier dersom de ikke godtar programplassen. Likevel finner analysen ingen signifikante bevis for at arbeidsmarkedsprogrammene faktisk har en effekt på lønnen (Edin et. al., 1994).

I lønnsforhandlingsteorien er det forutsatt at arbeidsledige har en effekt på lønnspresset. Nyere undersøkelser har forskjøvet fokuset over på viktigheten av sammensetningen av de arbeidsledige. Det vil si at det er andelen av totalt ledige på tiltaksprogram som har effekt på lønnen, relativt til de som er åpent ledige. To motstridende, men ikke ekskluderende, syn dominerer i litteraturen. Jobbkonkurransoeffekten som hevder at en økning tiltaksandelen positivt påvirker re-ansettelse ved å øke jobbsøkernes ferdigheter og motivasjon (Layard et al., 1991). Dette ville føre til hardere konkurranse om jobbene og høyere sannsynlighet for å bli åpent ledig. Den motsatte effekten er en velferdseffekt, som gjør at det ikke er så ille for de ansatte å miste jobben fordi de vet de vil ende opp på tiltaksprogram, altså kostnaden ved å miste jobben reduseres (Calmfors og Forslund, 1991). Andre tidligere undersøkelser argumenterer for at begge effektene kan påvirke lønnsdannelsen samtidig (Calmfors og Lang, 1995). Den komparative analysen til Calmfors og Nymoene (1990) finner at norske lønninger er høyt responderende til ledighet, men at det ikke finnes bevis for lønnsøkende effekter av arbeidsmarkedstiltak (Calmfors og Nymoene, 1990). Nymoene og Rødseth (2003) konkluderer med at det ikke kan trekkes noen sterke konklusjoner for effektene av arbeidsmarkedstiltak, men at summen av ulike resultater fra analysen indikerer at en økning i tilbudet av slike program øker den totale ledighetsraten. De hevder videre at i likevekt øker registreringseffekten (jobbkonkurransoeffekten) total ledighet fordi ledigheten blir mer synlig, mens vanlig ledighet ikke er påvirket. Analysen til Nymoene og Rødseth (2003) konkluderer også med at det er en signifikant negativ effekt av en økning i andelen på tiltak på lønnen.

I motsetning til argumentet for høy reallønnsfleksibilitet, finner ikke Nymoene og Rødseth (2003) at det er spesielt høy reallønnsfleksibilitet i de nordiske landene. Den langsiktige ledighetselastisiteten er på 0,11, og det signifikante feiljusteringsleddet er -0,18. Den vedvarende lave arbeidsledigheten kan dermed ikke forklares ved høy reallønnsfleksibilitet. Nymoene og Rødseth (2003) konkluderer med at det er lite av endringene i ledigheten som kan forklares av skift i lønnskurven, altså må endringene skyldes etterspørselssiden. Analysen kommer også frem til at feiljusteringsmekanismene er så svake at et midlertidig sjokk likevel kan ha signifikante effekter i flere år (Nymoene og Rødseth, 2003).

Raaum og Wulfsberg (1995) undersøker tidligere analyser av høy reallønnsfleksibilitet og kommer frem til at de høyt responderende lønningene først og fremst kommer av at tiltaksvariabelen er utelatt fra disse analysene. Også her benyttes den empiriske feiljusteringsmodellen og en styringsrett forhandlingsmodell. Forskerne analyserer effektene av en aktiv arbeidsmarkedspolitikk ved å benytte paneldata for norske bedrifter. Konklusjonen deres er at både tiltaksvariabelen og total ledighet er bedre mål på lønnspresset enn den åpne ledigheten, samtidig som reallønnsfleksibiliteten reduseres når det kontrolleres for arbeidsmarkedstiltak. Resultatene støtter påstanden om at arbeidstiltakene skifter lønnskurven ned og dermed øker likevektsledigheten. Det er klare bevis for at en aktiv arbeidsmarkedspolitikk reduserer lønnspresset, både på kort og lang sikt. Som et resultat av dette konkluderer Raaum og Wulfsberg (1995) med at det er jobbkonkurranseeffekten som dominerer over velferdseffekten. De stiller seg også kritiske til at det er høyt responderende lønn på ledighet som er hovedforklaringen på lav arbeidsledighet i Norge. Et interessant resultat i analysen er at det er motsatte resultater for Norge og Sverige. Raaum og Wulfsbergs resultater for norske arbeidsmarkedstiltak er i strid med Calmfors (1993) som påstår at svenske tiltak skifter lønnskurven opp (Calmfors, 1993). Forhandlingsteorien presentert i analysen påpeker at det er to mulige forklaringer på hvorfor resultatene er forskjellige for Norge og Sverige. For det første var komposisjonen av programmene ulike, på slutten av 70-tallet var midlertidige jobber en høy andel av tiltakene i Sverige. Disse typene tiltak er nærmere en ordinær jobb enn for eksempel opplæring, og det er derfor forventet de at skal ha en sterkere effekt på lønnspresset ifølge velferdseffektargumentet. For det andre har godtgjørelsen for personer på tiltak vært høyere i Sverige. Tiltaksjobbene er betalt med tariffønn og opplæringsprogrammene betaler en høyere andel enn trygden. En viktig konklusjon er derfor, i tråd med teorien, at godtgjørelsen for de ulike tiltakene har betydning for i hvilken grad tiltakene påvirker lønnspresset (Raaum og Wulfsberg, 1995).

I tabell 2.1 vises resultatene av estimeringen av lønnskurven for noen av de sentrale tidligere empiriske analysene på norske lønninger. Tabellen viser langsiktig løsning av effekten på lønnsveksten gitt endring i den åpne ledighetsraten, og den estimerte effekten av feiljusteringsleddet. Fra tabellen er det tydelig at det er ulike estimerte resultater av den langsiktige løsningen. De ulike verdiene på estimatene kan skyldes at det er ulike parametere som er inkludert i modellene. For Nymoene og Rødseth (2003) er det total ledighet som er oppgitt i tabell 2.1. men i modellen som estimeres i deres undersøkelse er også tiltaksandelen inkludert. Dette vil påvirke effekten av den totale ledighetselastisiteten på lang sikt. I analysen til Raaum og Wulfsberg (1995) estimeres fire ulike modeller, og den åpne ledigheten inngår i

to av modellene. Resultatet av estimeringen av en modell der bare åpen ledighetsrate er inkludert er oppgitt i tabell 2.1. I den andre modellen til Raaum og Wulfsberg (1995) inkluderer de leddet for tiltaksraten. Når tiltaksraten er inkludert i modellen endres effekten av åpen ledighet, og blir positiv.

**Tabell 2.1: Tidligere empiriske studier**

Artikkel	Langsiktig ledighetselastisitet	Feiljusteringsleddet
Johansen (1995)	-0,07 (åpen ledighet)	-0,25 (-7,03)
Nymoens og Rødseth (2003)	-0,11 (total ledighet)*	-0,18 (-2,57)
Raaum og Wulfsberg (1995)	-0,011 (åpen ledighet)	-0,37 (-4,11)
Nymoens (1989)	-0,21 (åpen ledighet)	-0,11 (-3,98)
Calmfors og Nymoens (1990)	-0,17 (åpen ledighet)	-0,213 (-5,35)

I Norge, der det er høy grad av sentraliserte lønnsforhandlinger, benyttes gjerne styringsrettsmodellen som den best egnede modellen. Realistisk sett er det denne som står nærmest de faktiske lønnsbestemmelsene i Norge. Med utgangspunkt i de tidligere empiriske studiene utføres derfor denne empiriske analysen med utgangspunkt i forhandlingsmodellen, feiljusteringsmodellen og benytter en tidsserie for industrilønn i Norge fra 1970-2011.



### 3. Empirisk tilnærming

For å studere sammenhengen mellom arbeidsmarkedstiltak, ledighet og lønn brukes en tidsserie for samlet industrilønn fra 1970-2011. Estimeringsmetoden som benyttes er minste kvadrats metode (MKM), som er tilpasset denne typen data. Med utgangspunkt i teorien utledes i dette kapitlet en modellspesifikasjon som gir lønnsdannelseskurven som estimeres i analysen. Videre vil det presenteres deskriptiv statistikk for de ulike variablene i modellen.

For å sikre at feiljusteringsmodellen er riktig estimeringsmodell er det nødt til å testes for kointegrasjon i lønnsandelen og sikre at de inkluderte variablene ikke følger en enhetsrot.

I dette delkapitlet vil den ubegrensede modellspesifikasjonen presenteres, det vil si utgangspunktet for modellen som senere vil bli begrenset ved hjelp av ulike restriksjoner. Videre presenteres en test for å undersøke om de inkluderte variablene følger en enhetsrot, og konsekvensene av dette. Til slutt vil det undersøkes om feiljusteringsleddet er kointegrert, som er en viktig antakelse for at vi skal kunne finne en langsiktig effekt av stramheten i arbeidsmarkedet på lønnsdannelsen.

#### 3.1 Modellspekifisasjon og forventning til inkluderte variabler

På grunnlag av teorien benyttes en ubegrenset modell som senere vil reduseres ved å benytte «general to specific» fremgang. I den ubegrensede modellen vil det være en rekke potensielle variabler som med grunnlag i teorien antas å påvirke lønnsrelasjonen. Videre påføres parameterne restriksjoner som vil vise hvilke variabler som kan ekskluderes fra modellen. Variabler som ikke avviser nullhypotesen, og de med høyest t-verdier blir eliminert først. Denne reduksjonen av parametere er nødvendig for å få en velspesifisert modell. Resultatene fra denne elimineringen presenteres i kapittel 4.1. Grunnmodellen er en lønnsdannelsesmodell gitt ved likning (3.1)

$$\begin{aligned}\Delta wctv_t = & \beta_0 + \beta_1 \Delta wctv_{t-1} + \beta_2 \Delta p_t + \beta_3 \Delta p_{t-1} + \beta_4 \Delta prod_t \\ & + \beta_5 \Delta prod_{t-1} + \beta_6 \Delta cpi_t + \beta_7 \Delta cpi_{t-1} + \beta_8 \Delta tp_t \\ & + \beta_9 \Delta tp_{t-1} + \beta_{10} SOC_t + \beta_{11} STOP_t + \beta_{12} ws_{t-1} \\ & + \beta_{13} \Delta nh_t + \beta_{14} u_t + \beta_{15} u_{t-1} + \varepsilon_t\end{aligned}\tag{3.1}$$

Som spesifisert i kapittel 2 vil den avhengige variabelen være logaritmen til lønnskostnadene i industrisektoren. Videre vil forklaringsvariablene være konsumentprisindeksen, produsentprisveksten, produktivetsveksten, logaritmen til lønnsandelen, og logaritmen til den åpne ledighetsraten. De små bokstavene representerer logaritmer mens  $\Delta$  gir oss endringsformen.<sup>12</sup>

Fra (3.1) vises fire inkluderte variabler som ikke var spesifisert i likning (2.35) i kapittel 2.1.4. Arbeidsgiveravgiften,  $\Delta tp$ , er inkludert både på logaritmisk endringsform og lagget logaritmisk endringsform. Logaritmen til arbeidsgiveravgiften  $tp_t$ , vil påvirke bedriftens profitt negativt, som vil redusere lønnen. Den normale arbeidstiden er representert ved  $\Delta nh$ , og antas å påvirke lønningene negativt. Dette kommer av at fagforeningene søker kompensasjon for at arbeiderne får redusert normaltids. Dersom lønnen ikke påvirkes av normaltiden vil årslønnen gå ned ved en redusert arbeidstid. Hvis årslønnen holdes konstant på kort sikt vil parameteren foran  $Dnh$  være lik -1. Om  $Dnh$  reduseres vil altså lønnen øke like mye.

I tillegg finnes det to dummyer som inkluderes i lønnsmodellen. Dette er to variabler som oppfatter lønnspolitikk,  $STOP_t$  variabelen og  $SOC_t$  variabelen.  $STOP$  variabelen vil være satt til 1 i år hvor det er pris- og lønnsstopp, som vil påvirke lønnen negativt.  $SOC$  vil være lik 1 i årene for ikke-borgerlig regjering. Å ha en sosialdemokratisk regjering vil signifikant dempe industrilønningene i Norge (Johansen et al., 2007). Begge dummyvariablene antas derfor å påvirke lønnen negativt.

Funksjonsformen som benyttes er endring i naturlige logaritmer. Dette gjør at elastisitetene kan tolkes direkte fra likningen. Den logaritmiske funksjonsformen gjør at effekten på lønn kan tolkes som en prosentvis endring forårsaket av en prosentvis endring i forklaringsvariablene. Den logaritmiske spesifikasjonen betyr at vi har en lineær lønnskurve.

Den ubegrensede modellen estimerer produktpris, konsumentpris, arbeidsgiveravgift og produktivitet på logaritmisk endringsform, både i inneværende periode men også som lagget variabel. De to dummyene tar verdien 1 henholdsvis til de periodene det er pris- og lønnsstopp, og ikke-borgerlig regjering. Feiljusteringsleddet er definert som den laggete

---

<sup>12</sup> For effekter av de ulike variablene se kap.2.1.4.

verdien til lønnsandelen og vil derfor bare estimeres i lagget form. Som diskutert i teoridelen må dette leddet være kointegrert for at vi skal ha en feiljusteringsmodell og en langsiktig løsning. Normal arbeidstid inkluderes bare for inneværende periode. I den ubegrensede modellen er bare logaritmen til den åpne ledighetsraten som andel av arbeidsstyrken inkludert. Etter hvert som vi reduserer modellen vil variabler som ikke er signifikante utelates fra modellen. Til slutt vil vi stå igjen med en grunnmodell som vil være basismodellen for videre analyse.

Den videre analysen vil undersøke effektene av personer på tiltak i modellen. Dette gjøres ved å inkludere to andre mål på stramheten i arbeidsmarkedet, logaritmen til den totale ledighetsrate som andel av arbeidsstyrken  $tu$ , og tiltaksraten som andel av arbeidsstyrken  $r$ . Målet med undersøkelsen vil da være å undersøke hvordan de ulike variablene påvirker lønnsdannelsen i industrisektoren.

### 3.2 Datasettet

Datasettet som er benyttet i denne oppgaven bygger på datasettet til Nymoene og Rødseth (2003), hvor det er inkludert observasjoner fra 1999 frem til 2011. Observasjonene er hentet fra statistisk sentralbyrå, SSB og NAV. Lønn, priser og produktivitet er innhentet fra statistikkbanken i SSB<sup>13</sup>. Variablene for arbeidsmarkedet, er hentet fra NAV, historisk statistikk om arbeidsmarked<sup>14</sup>. Tidsserien strekker seg fra 1970-2011. Det er da totalt 42 observasjoner, selv om noen en observasjon faller bort under estimering grunnet bruk av førstedifferanser.<sup>15</sup>

I januar 2006 ble det gjort omlegging av AKU, statistisk sentralbyrås arbeidskraftsundersøkelse. For å kunne sammenlikne tallene for arbeidsstyrken er det da oppgitt tall for gammel registreringsmåte og ny registreringsmåte i 2006. Tallene for arbeidsstyrken fra 2007 og utover er da omgjort med forholdstall slik at det er mulig å sammenlikne data før og etter 2006. I 2006 ble aldersgrensen for å bli med i AKU senket fra

---

<sup>13</sup> Kilde: <https://www.ssb.no/statistikkbanken>

<sup>14</sup> Kilde:

<http://www.nav.no/Om+NAV/Tall+og+analyse/Arbeidsmarked/Annen+arbeidsmarkedsstatistikk/Historisk+statistikk>

<sup>15</sup> For detaljert variabelbeskrivelse av datasettet benyttet i denne oppgaven, se vedlegg 2.

16 år til 15 år. Samtidig ble aldersdefinisjonen endret fra alder ved utgangen av året, til alder på referansetidspunktene for undersøkelsen (SSB).

I 1999 var det brudd i statistikken over registrerte arbeidsledige f.o.m januar. Definisjonen av registrerte helt arbeidsledige og delvis ledige ble endret fra og med januar 1999. Den beregnede konsekvensen av endringen er en fiktiv økning i ledigheten på ca. 7 % i gjennomsnitt, og en nedgang i delvis ledighet på ca. 10 % (SSB).

### 3.3 Deskriptiv statistikk

I dette avsnittet presenteres utviklingen i de viktigste variablene i lønnslikningen i tidsperioden 1970-2011. Tabell 3.1. viser gjennomsnittet av de ulike stramhetsvariablene og standardavvik er oppgitt i parentes.

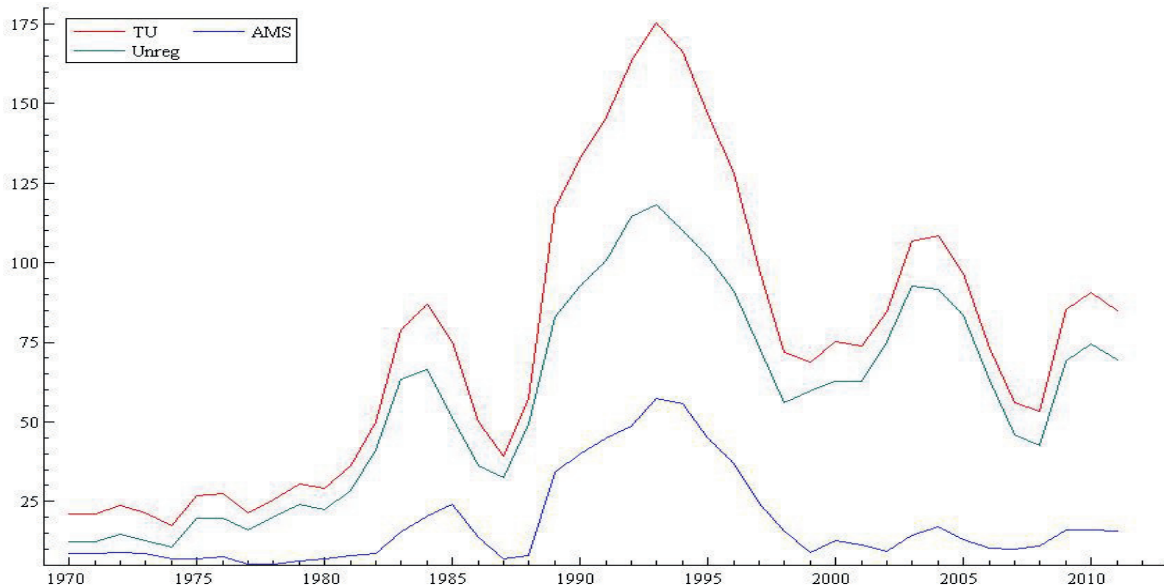
**Tabell 3.1: Gjennomsnitt av stramhetsvariabler**

Variabler	Antall person gitt i 1000	Rater som prosent av arbeidsstyrken
Total ledighet	74,81 (44,70)	3,4 (1,99)
Åpen ledighet	56,87 (32,02)	2,6 (1,40)
Arbeidsmarkedstiltak	17,94 (14,59)	0,8 (0,67)
Tiltaksandelen		0,24 (0,08)

Tiltaksandelen er definert som andelen på tiltak av den totale ledigheten. I gjennomsnitt for perioden er det omtrent 74 000 personer i Norge som var arbeidsledige. Omtrent en fjerdedel av disse var personer som var med i arbeidstiltaksprogrammer. Den totale ledighetsraten er i gjennomsnitt 3,4 % av arbeidsstyrken. Dette er i forhold til andre europeiske land en relativt lav ledighetsrate.

Når tiltaksraten øker med en enhet vil den åpne ledigheten reduseres gitt at total ledighetsrate holdes konstant. Dette kommer av funksjonsformen og resulterer i en plasseringseffekt. Åpen ledighetsrate og tiltaksrate vil alltid summeres til total ledighetsrate. Figur 3.1. viser antall totalt ledige gitt ved den røde linjen, blå linje representerer antall personer som er registrert ledige, mens den lilla linjen viser antallet personer som er med på tiltaksprogram.

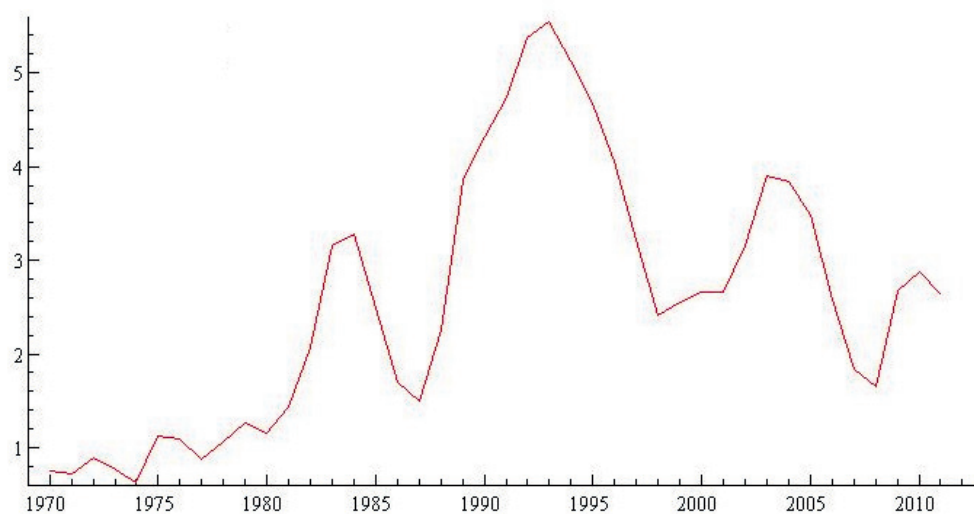
**Figur 3.1: Total arbeidsledighet (TU), åpen ledighet (Unreg) og antall personer på tiltak (AMS)**



Tilbudet av tiltaksprogram øker når ledigheten øker. Det er derfor en relativt høy korrelasjon mellom de ulike ledighetsvariablene. Fra figuren vises det at antall total ledige steg kraftig i 1987 frem til 1993. Det vises at det er en sterk sammenheng mellom antall totalt ledige og antall personer på tiltak. Dette kan bety at når ledigheten øker, ønsker myndigheten å øke antall programplasser. Det er også viktig å se arbeidsledigheten i sammenheng med arbeidsstyrken, for selv om ledigheten har økt, har også arbeidsstyrken hatt en økning.

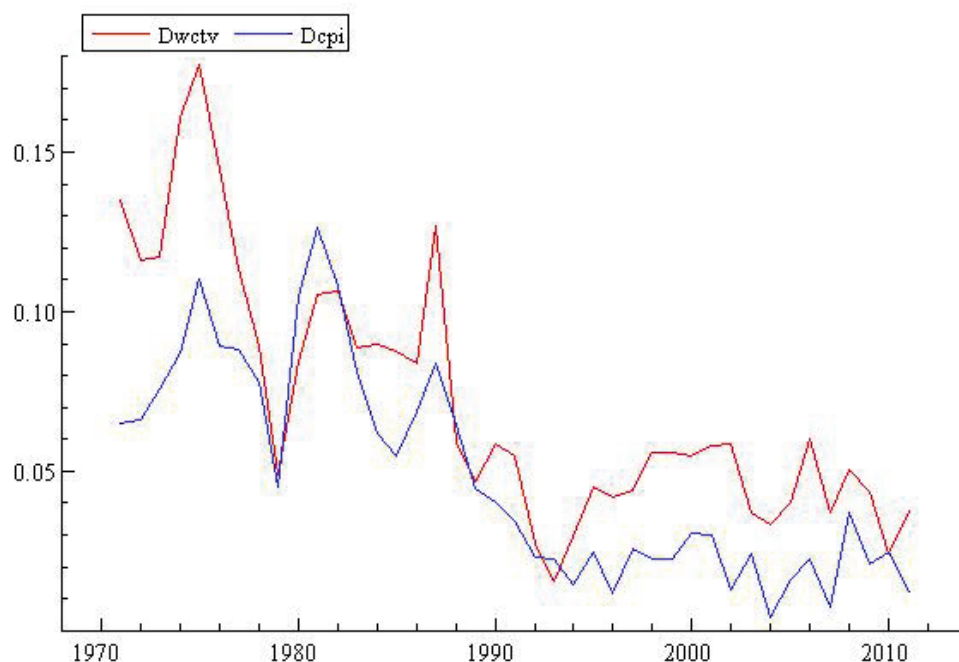
Den åpne ledighetsraten er illustrerte i figur 3.2. og har fluktuert mye, men er på det høyeste 5,5 % av arbeidsstyrken i 1993. Etter en periode med lav ledighet og høy prisstigning økte arbeidsledigheten kraftig i 1988. I figur 3.4 (s.36) vises det at lønnsandelen også i perioden etter 1988 frem til 2006 økte (ble mer negativ). Lav ledighet reduserer altså lønnsandelen, den blir mindre negativ.

**Figur 3.2: Den åpne ledighetsraten**



Endringen i lønnsveksten, ( $Dwctv$ ), og konsumprisindeksen, ( $Dcpi$ ), er illustrert i figur 3.3.

**Figur 3.3: Endringen i lønnsvekst og konsumprisindeks**



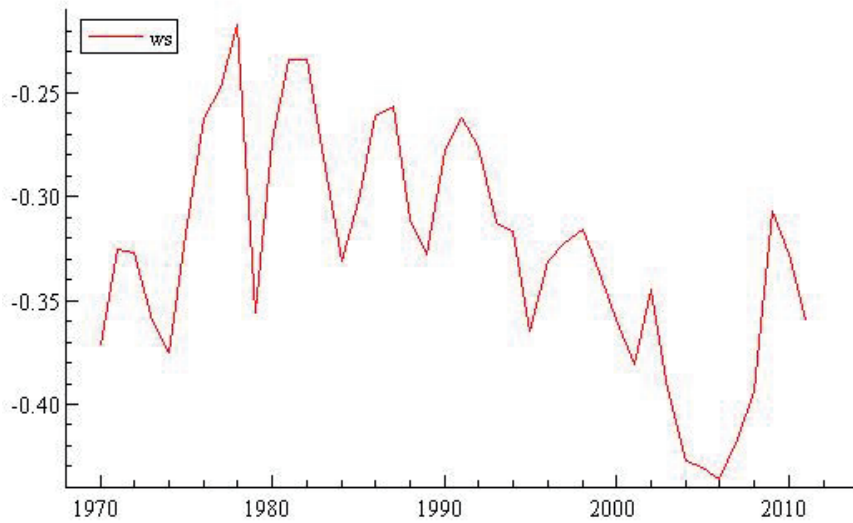
Gjennomsnittlig lønnsvekst for hele perioden er 7,2 %. Endringen i lønnskostnader var høy i midten av 1970-årene, hvor den høyeste lønnsveksten var 17,7 % i 1975. Det laveste nivået på lønnsveksten er i 1993, da lønnsveksten var 1,56 %. Det er et relativt stort fall fra 1973 frem

til 1979 der både endringen i prisindeksen og lønnsveksten er like stor. Dette skyldes først og fremst at det i dette året var innført lønns- og prisstopp. Tilsvarende for lønns- og prisstoppet i 1988-89 hvor det er fall i priskurven. Etter 1989 øker lønnsveksten litt før den også faller. Norge opplevde en økonomisk vekst etter 1970-tallet og som følge av dette ble denne velferden tatt ut som økt fritid i stedet for lønnsvekst. I 1976 ble gjennomsnittlig arbeidstimer redusert til 40 timer i uken, og videre redusert til 37,5 i 1987.

Avstanden mellom kurvene gir reallønnen. Den hadde en kraftig vekst og toppet seg i 1975. Perioden etter 1980 viser at konsumprisindeksen lå over lønnsveksten, altså at det var en nedgang i reallønningene. Etter 1993 ligger igjen lønnsveksten over prisveksten. Ved å sammenlikne med figur 3.1 ser vi at endringen i lønnskurven beveger seg motsatt av ledigheten. Når ledigheten var på det høyeste i 1993 vises det fra figur 3.3 at lønnsveksten var på det laveste.

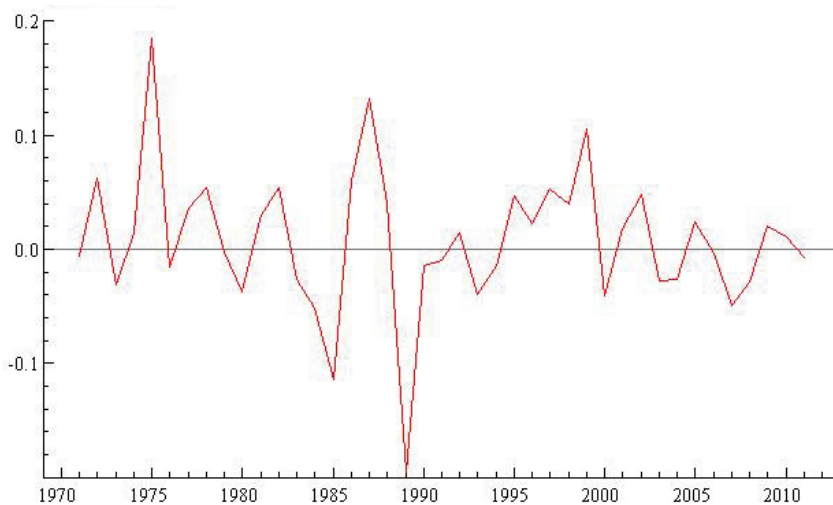
Lønnsandelen ( $ws$ ), er illustrert i figur 3.4. Lønnsandelen har i tidsperioden fluktuerer mye. Det laveste nivået på lønnsandelen var i 2006 da den var -0,44, mens høyeste andel var observert i 1978 på -0,22. Lønnsandelen er andelen av inntekter som går til arbeidskraft, altså hvor stor andel av verdiskapningen som går til arbeidstakerne. Denne måles ved lønnskostnader og verdiskapning. Historisk sett har lønnsandelen i Norge beveget seg i linje med konjunktorene. I perioder med nedgangskonjunktur og stigende arbeidsledighet har gjerne veksten i lønningene falt og lønnsandelen avtatt. Dette resulterer i de fluktuerende bevegelsene i kurven. Lønnsandelen fungerer også som en faktor på industriens konkurransevne. En sterkere negativ lønnsandel gir bedre konkurransevne. Lønnsandelen viser ingen klar trend (Finansdepartementet, 2007).

**Figur 3.4: Lønnsandelen**



Figur 3.5 viser endringen i den åpne ledighetsandelen. Den åpne ledighetsandelen er definert som antallet åpent ledige av total ledighet<sup>16</sup>. Figuren viser at det har vært mye fluktusjon i endringen i andelen, men at den har ligget rundt null. Likevel er det to positive topper og en negativ bunn i endringen av den åpne ledighetsandelen. Dette kan komme av at det har vært overraskende endringer i arbeidsledigheten slik at myndighetene ikke har klart å respondere på endringene i tråd med at arbeidsledigheten økte. Den negative bunnen var i 1989, det vil si det året det var lønns- og prisstopp.

**Figur 3.5: Endring i logaritmen til den åpne ledighetsandelen**



<sup>16</sup> Denne spesifikasjonen benyttes i Nymoene og Rødseth (2003) som målet på tiltaksandelen, se kap.4.3.6.



### 3.4 Test for enhetsrøtter

Den dynamiske feiljusteringsmodellen estimeres ved bruk av MKM. I tidsseriedata skilles det mellom stasjonære og ikke stasjonære prosesser. En stasjonær prosess defineres som er prosess med konstant forventning, konstant varians og konstant kovarians. For å kunne tolke de langsiktige effektene av et sjokk er det derfor viktig å vite om variablene som er inkludert i modellen er stasjonære eller ikke. En ikke stasjonær prosess vil kunne bevege seg vekk fra sin respektive forventningsverdi på sikt, og vil være ustabil. Dette vil kunne gi falske sammenhenger i en empirisk undersøkelse. En stasjonær prosess vil etter et sjokk bevege seg tilbake til likevekt og effektene av sjokket vil gradvis avta. Det sies da at en ikke stasjonær prosess følger en enhetsrot og medfører at variansen øker med antall observasjoner. En stasjonær prosess vil bevege seg tilbake til utgangspunktet, mens det vil være mulige permanente endringer av et sjokk i en ikke stasjonær prosess. Dette kan vises ved å ta utgangspunkt i en enkel autoregressiv modell gitt ved likning (3.2).

$$y_t = \rho_1 y_{t-1} + e_t \quad (3.2)$$

For at en modell skal være stasjonær er det nødvendig å anta at  $|\rho_1| < 1$ . Er  $|\rho_1| = 1$  vil det si at modellen er sterkt avhengig og har enhetsrøtter, det gir en høy grad av persistens. Denne prosessen kalles en tilfeldig gang. I denne analysen er det grunn til å tro at lønningene i år avhenger av lønningene i fjor. Når  $|\rho_1| = 1$  er  $y_t$  eksempel på en integrert variabel. En variabel som er integrert av grad 1 skrives som  $y \sim I(1)$ . Denne variabelen på endringsform vil være stasjonær, og kan skrives som  $\Delta y \sim I(0)$ . Ved å benytte MKM på denne transformerte prosessen vil resultatene være konsistente og effektive, samtidig vil denne prosessen også fjerne lineære tidstrender som eventuelt finnes i datasettet.

Dersom utgangspunktet er likning (3.2) kan vi teste for enhetsrøtter ved nullhypotesen  $\rho = 1$ , mot alternativhypotesen at  $\rho < 1$ . Hvis nullhypotesen forkastes er prosessen stasjonær. Dersom vi ikke kan forkaste hypotesen har vi en enhetsrot og en ikke-stasjonær prosess. Hvis hypotesen forkastes er det av interesse å se på hvor lang tid det vil ta før man etter et sjokk er tilbake i likevekt, dette gjøres ved å inkludere feiljusteringsleddet i modellen. Samtidig er det verdt og merke seg at tester for enhetsrøtter har vist seg å være svake når man benytter ren

tidsserie. Dette gjelder særlig om prosessen ligger nært prosesser med enhetsrøtter, altså hvor koeffisienten ligger nært, men ikke er lik en (Enders, 2008).

Den meste kjente av testene for enhetsrøtter i en tidsserie er Dickey-Fuller testen (DF). Den viser at under nullhypotesen vil test-observatoren ikke følge den vanlige t-fordeling. En DF test kan utføres på tre måter. Testen avhenger av om prosessen er uten konstantledd, med konstantledd eller med konstantledd og drift rundt en deterministisk trend. DF-testen forutsetter at restleddet ikke er korrelert med resten av de inkluderte forklaringsvariablene, samtidig som vi ikke kan ha seriekorrelasjon i restleddene. Dette gir testen begrensninger. I denne analysen benyttes en utvidet DF-test, kjent som ADF.

Utgangspunktet for testen er en autoregressiv prosess gitt ved (3.3)

$$y_t = \alpha + \beta y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (3.3)$$

Forklaringsvariabelen er inkludert med et lag på venstre siden. ADF- testen er gitt ved (3.4) hvor  $y_{t-1}$  er trukket fra på begge sider av (3.3), som da gir endringsformen.

$$\Delta y_t = \alpha + (\beta - 1)y_{t-1} + \gamma \Delta y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (3.4)$$

Den generelle ADF- testen er gitt ved (3.5).

$$\Delta y_t = \alpha + (\beta - 1)y_{t-1} + \sum_{i=1}^s \gamma_i \Delta y_{t-i} + \varepsilon_t \quad (3.5)$$

Begrunnelsen for å inkludere alle laggene i det generelle uttrykket gitt ved (3.5) er at man gjør om variansen i restleddet til hvit støy. Utvidelsen gjør da at vi kan teste for seriekorrelerte restledd, og de ekstra tilførte laggene reduserer autokorrelasjonen til restleddet. Nullhypotesen er at det finnes en enhetsrot altså at  $\beta = 1$ . En signifikant test-observator vil da forkaste hypotesen og indikerer at variabelen er stasjonær, dette vil si at effektene av et sjokk er midlertidige og blir mindre med tid. Det er da en bevegelse tilbake til likevekten. Denne test observatoren vil være negativ, jo mer negativ denne test observatoren er, jo sikrere er vi på at prosessen er stasjonær. (Woolridge, 2009, kap.18.2)

En begrensning av ADF-testen kan da være at det er usikkert hvor mange lag av variablene som burde være inkludert. For årlig data holder det som regel å inkludere et eller to lag. (Woolridge, s 633). Hvor mange lag som burde inkluderes bestemmes ut fra ulike informasjonskriterier, eller man kan undersøke de laggete variablenes signifikans (Woolridge, 2009, kap.18.2). I denne modellen bestemmes antall lag av Akaikes informasjonskriterie som er gitt ved likning (3.6).

$$AIC = \ln(\widehat{\sigma^2}) + 2 \frac{k}{T} \quad (3.6)$$

I likning (3.6) er  $\sigma^2$  variansen til restleddet i modellen,  $k$  er antall parametere og  $T$  er antall observasjoner. Variansen vil generelt øke når vi forenkler modellen, men på den andre siden har kriteriet også innført straff for å inkludere for mange parametere i modellen. Optimal laglengde finnes altså ved å minimere dette kriteriet. I modellen er fokuset på laglengden for den avhengige variabelen fordi det er denne som bør være kointegrert med de andre forklaringsvariablene. Minimering av AIC viser at den optimale laglengden er en periode for endringen i lønnsveksten, som er bakgrunnen for at modellen vi estimerer i analysen har inkludert et lag av lønnsveksten som forklaringsvariabel.

AIC brukes også som et føyningsmål på feiljusteringsmodellen, det er fordi dette målet generelt vil bli bedre for en modell med flere parametere. AIC benyttes derfor for å velge mellom modeller. Monte Carlo studier viser at AIC er bedre for små tidsserier enn for store (Enders 2008 s 120).

Ved utførelsen av ADF-testen viste trendleddet for  $wctv$  ikke signifikante estimater. Resultatene som er oppgitt i tabell 3.5 er derfor estimering uten trend og med to lag. Det kritiske nivået for Dickey- Fuller testen ved et 5 % signifikansnivå er  $-2,95$  og for 1 % signifikansnivå  $-3,63$ .

**Tabell 3.2: Resultatet av ADF- testen**

	$X_t \sim I(0)$	$\Delta X_t \sim I(0)$
$wctv_t$	-2,515	-3,011*
$p_t$	-3,163*	-3,284*
$cpi_t$	-3,338*	-1,480
$prod_t$	-0,556	-3,527**
$ws_t$	-1,767	-5,927**
$nh_t$	-1,654	-4,625**
$u_t$	-2,559	-3,408*
$tu_t$	-2,193	-3,445*
$r_t$	-1,862	-3,669**

Resultatene fra Dickey- Fuller er presentert i tabell 3.2. Testen indikerer at vi har variabler som er integrert. Testen forkaster at produsentprisene og konsumprisindeksen har enhetsrot på nivåform, og forkaster nullhypotesen for de andre variablene på endringsform. Selv om testen ikke forkaster at konsumprisindeksen har en enhetsrot på endringsform er det argumenter for at testen kan være svak i estimeringen av tidsserie (Endres, 2008, s.235-239).

Som diskutert i teorien er en viktig forutsetning for at det skal finnes en langsiktig løsning, at feiljusteringsparameteren er nødt til å være kointegrert. En enkel kointegrasjonstest er å benytte ADF-testen på feiljusteringsleddet. Resultatet av testen kan derfor leses direkte fra tabell 3.2. I modellen er feiljusteringsleddet gitt ved  $ws$ . Fra kolonne to, vises det at nullhypotesen forkastes, det kan dermed konkluderes med at det finnes kointegrasjon i feiljusteringsleddet.

Fra dette delkapittelet er konklusjonen da at feiljusteringsmodellen er en riktig modell i tilfellet der det skal undersøkes hvordan stramheten i arbeidsmarkedet påvirker lønnsdannelsen. Dette kommer frem av at feiljusteringsleddet forkaster nullhypotesen om at parameteren følger en enhetsrot. Videre konkluderes det også med at variablene på endringsform burde inkluderes i den ubegrensede modellen.

## 4. Resultater

I dette kapitlet presenteres resultatene fra den empiriske undersøkelsen. Målet med undersøkelsen er å avdekke om det er en signifikant effekt av arbeidsmarkedstiltak på lønnsdannelsen. Modellene er estimert med MKM<sup>17</sup> i PcGive.

Det tas utgangspunkt i en generell dynamisk modell der kun logaritmen til den åpne arbeidsledigheten inkluderes. Dette gjøres fordi inkludering av de andre stramhetsvariablene vil kunne skape problemer med multikollinearitet. Den generelle modellen reduseres ved hjelp av en "general-to-specific" metode som gir oss en forenklet modell, der inkluderte variabler inngår med signifikant effekt. Denne modellen benyttes videre som en basismodell der modell 1 inkluderer logaritmen til åpen ledighetsrate, og modell 2 erstatter åpen ledighetsrate med total ledighet, begge på logaritmisk form. Det vil si at åpen ledighetsrate og personer på tiltak er inkludert i samme variabel. Videre tar modell 3 for seg tiltaksraten, altså logaritmen til personer på tiltak som andel av arbeidsstyrken, og åpen ledighetsrate som to separate variabler. Modellen gir da mulighet for at den åpne ledighetsraten og tiltaksraten har ulike effekter på lønnen. Modell 4 estimerer lønnslikningen hvor både den totale ledighetsraten og tiltaksraten inkluderes separat. Modell 5 estimerer en spesifisering som er brukt av Nymoen og Rødseth (2003). Flere detaljer om modell 5 vil diskuteres senere i kapitlet. Resultatene av estimeringen er presentert i tabell 4.2.

Videre vil det utføres en modellevaluering som går ut på å benytte diagnostiske tester for de ulike modellene. Testene vil forklares og utføres i delkapittel 4.4. Til slutt vil det utføres en rekursiv estimering for å teste for parameterstabilitet.

### 4.1 Redusering av modellen

I denne oppgaven brukes tidsseriemodeller for å estimere om det er en signifikant effekt av arbeidsmarkedstiltak på lønnsdannelsen. Etter å ha gjennomført en "general-to-specific" reduksjonsmetode, er den endelige begrensede modellen av interesse gitt ved lønnslikning (4.1).

---

<sup>17</sup> Minste kvadrats metode.

$$\begin{aligned} \Delta wctv_t = & \beta_1 \Delta wctv_{t-1} + \beta_2 \Delta p_t + \beta_3 \Delta cpi_t + \beta_5 STOP_t + \beta_6 ws_{t-1} \\ & + \beta_7 \Delta nh_t + \beta_8 u_{t-1} + \varepsilon_t \end{aligned} \quad (4.1)$$

Variabler som er utelatt fra den ubegrensede grunnmodellen er produktivitetsveksten, dummyvariabelen for ikke-borgerlig regjering, skatter og konstantleddet. Den åpne ledighetsraten estimert i periode  $t$  var heller ikke signifikant og er utelatt fra den begrensede modellen. Flere av de tilbakedatererte variablene er også eliminert fra modellen<sup>18</sup>. En vanlig F-test av samlede restriksjoner pålagt den generelle modellen gir ikke forkastning med en p-verdi på 0,74. Dette tilsier at den reduserte modellen kan betraktes som en gyldig forenkling. Videre tas det utgangspunkt i modellen gitt ved (4.1), men for å kunne undersøke effektene av stramhet i arbeidsmarkedet vil modellen bli reformulert. Ulike kombinasjoner av åpen ledighetsrate, total ledighetsrate, tiltaksraten og den åpne ledighetsandelen vil gjøre det mulig å undersøke nettopp dette, ved hjelp av 5 ulike modeller. Alle stramhetsvariablene er gitt på logaritmisk form.

## 4.2 Kointegrasjonstesten

Feiljusteringsleddet er, som diskutert tidligere, den laggete lønnsandelen i industrisektoren. En kointegrasjonstest kan utføres ved å teste om parameteren foran lønnsandelen er signifikant og tilstrekkelig mindre enn null (Kremers et al., 1992). I tabell 4.1 vises de estimerte resultatene av parameteren foran feiljusteringsleddet for de ulike modellspesifikasjonene. Ved estimering av modell 1 viser tabellen at det er en negativ effekt av feiljusteringsleddet, og testobservatoren er -5,05, som er signifikant mindre enn null. Tilsvarende er t-testen for de andre modellene også tilstrekkelig lavere enn null. Dette resultatet tyder på at vi har kointegrasjon mellom nivåvariablene i feiljusteringsleddet.

Forhandlingsteori tilsier at det er et langsiktig forhold mellom lønnsnivået og arbeidsledigheten. Et tilsvarende forhold fant Phillips, som gir sammenhengen mellom lønnsveksten og arbeidsledigheten, også kjent som Phillipskurven (Johansen, 2000, kap.7.1). I alle modellene forkastes Phillipskurven til fordel for lønnskurven, og det vil være mulig å finne en langsiktig sammenheng mellom ledighetsraten og lønnsnivået.

---

<sup>18</sup> Se vedlegg 2 for estimeringsresultat av den ubegrensede grunnmodellen.

**Tabell 4.1: Estimering av parameteren foran feiljusteringsleddet**

	Modell 1	Modell 2	Modell 3	Modell 4	Modell 5
$wS_{t-1}$	-0,093 (-5,05)	-0,088 (-4,43)	-0,128 (-5,93)	-0,153 (-5,84)	-0,085 (-4,69)

Resultatet av en signifikant negativ parameter er i tråd med tidligere empiriske funn. Rødseth og Nymoen (2003) og Raaum og Wulfsberg (1995) er blant mange som forkaster Phillipskurven til fordel for lønnskurven. Resultatet fra denne oppgaven stemmer dermed godt overens med tidligere studier, og tyder på at resultatet er robust.

### **4.3 Resultat fra MKM estimering av modellen**

Resultatene fra de ulike reduserte modellene rapporteres i tabell 4.2. I alle modellene inngår de eksogene endringsvariablene med signifikant effekt. Det gjør også dummyvariabelen for pris- og lønnsstopp. Disse gir kortsiktige effekter på lønnsveksten. I alle modellene er disse effektene relativt like. Det er en positiv effekt av lagget lønnsvekst. Hvis lønnsveksten i fjor øker med 1 % -poeng vil dette gi en økning i dagens lønnsvekst på 31 % -poeng. Mellom modellene varierer effekten av lagget lønnsvekst fra 27 % -poeng på det svakeste til 34 % -poeng som den sterkeste effekten. Det er også positive effekter av å øke produsentprisveksten og konsumentprisindeksen. En økning i produsentprisveksten med 1 % -poeng vil gi en kortsiktig effekt på 17,9 % -poeng i modell 3 til den sterkeste effekten i modell 2 som viser en kortsiktig effekt av produsentprisveksten på 21 % -poeng på lønnsveksten. Effekten av konsumprisindeksen har en sterkere effekt på lønnsveksten enn produsentprisveksten. Den kortsiktige effekten varierer fra 37 % -poeng til 45 % -poeng på lønnsveksten av en 1 % -poengs økning i konsumprisindeksen. Endringen i normaltid gir en negativ effekt på lønnsveksten, denne effekten varierer mellom 46 % -poeng på det svakeste til 52 % -poeng på det sterkeste. Dette indikerer at hvis man reduserer arbeidstiden vil dette ha en sterk positiv effekt på lønnen. Det vil si at arbeidere krever en relativt høy kompensasjon for å måtte jobbe kortere arbeidsdager. Dummy variablene er også signifikant negativ, men ikke spesielt stor. Det indikerer at ved en ikke-borgerlig regjering vil lønnsveksten reduseres. Denne negative kortsiktige effekten varierer fra -3,2 % -poeng på det svakeste til -4,5 % -poeng på det sterkeste.

**Tabell 4.2: Estimeringsresultat for modellene**

	Modell 1	Modell 2	Modell 3	Modell 4	Modell 5
$Dwctv_{t-1}$	0,318 (4,17)	0,346 (4,43)	0,306 (4,35 )	0,334 (4,87)	0,272 (3,57)
$Dp_t$	0,207 (4,22)	0,211 (4,08)	0,179 (3,87)	0,183 (3,98)	0,182 (3,76)
$Dcpi_t$	0,393 (4,71)	0,408 (4,70)	0,422 (5,43)	0,452 (5,86)	0,372 (4,63)
$Stop_t$	-0,0437 (-5,43)	-0,0451 (-5,36)	-0,0337 (-4,06)	-0,0318 (-3,79)	-0,0392 (-4,91)
$Dnh_t$	-0,490 (-2,79)	-0,467 (-2,55)	-0,500 (-3,09)	-0,477 (-2,97)	-0,529 (-3,13)
$ws_{t-1}$	-0,093 (-5,05)	-0,088 (-4,43)	-0,128 (-5,93)	-0,153 (-5,84)	-0,085 (-4,69)
$u_{t-1}$	-0,013 (-3,65)	-	-0,022 (-4,68)	-	-
$tu_{t-1}$	-	-0,011 (-3,05)	-	-0,025 (-4,74)	-0,015 (-4,20)
$r_{t-1}$	-	-	0,011 (2,63)	0,016 (3,32)	-
$(u - tu)_{t-1}$	-	-	-	-	-0,049 (-2,73)

I alle modellene er det de laggete stramhetsvariablene som er estimert. Dette kommer av dynamikken i de norske lønnsforhandlingene som tilsier at effekter av endring i de ulike ledighetsparameterne og tiltaksvariablene ikke inntreer momentant. Videre vil resultatene av estimeringen fokusere på de ulike stramhetsvariablene og feiljusteringsleddet. Resultatene blir presentert modell for modell.

#### 4.3.1 Modell 1

I tabell 4.2 vises den estimerte effekten av den laggete åpne ledighetsraten på lønnsveksten fra modell 1. Altså antallet registrert ledige som andel av arbeidsstyrken. Denne modellspesifikasjonen impliserer da per forutsetning at det ikke er noen effekt av arbeidsmarkedstiltak. Den laggete effekten av den åpne ledighetsraten er negativ og signifikant. Den kortsiktige effekten er relativt liten og øker den åpne ledighetsraten med 1 % -poeng, vil lønnsveksten endres med -1,3 % -poeng.



Den kortsiktige effekten av en økt lønnsandel endrer lønnsveksten med -9 % -poeng. Parameteren for lagget lønnsandel viser en t-verdi på -5,05. Dette tilsier at feiljusteringsleddet er signifikant og det er dermed mulig å finne en langsiktig effekt av den åpne ledighetsraten på lønnsveksten. Parameteren foran den tilbakedaterte lønnsandelen impliserer at avstanden fra den langsiktige likevekten halveres på omtrent 5 år. Tolkningen av dette er at vi har en relativt treg justeringsmekanisme og effektene av et sjokk i arbeidsmarkedet som øker ledigheten vil påvirke markedet i lengre tid.

Det vises at det er en langsiktig negativ sammenheng mellom åpen arbeidsledighet og det industrielle lønnsnivået. Den langsiktige effekten av åpen ledighetsrate på lønnsveksten finner vi ved å dele parameteren foran åpen ledighetsrate på parameteren foran feiljusteringsleddet, altså parameteren for lønnsandelen. Den estimerte langsiktige elastisiteten av åpen ledighetsrate er da estimert til -0,14. På lang sikt vil altså en økning i åpen ledighetsrate redusere lønnsnivået. Den langsiktige effekten av ledighet på lønnen er en betegnelse for reallønnsfleksibiliteten.

Som tidligere nevnt er en høy reallønnsfleksibilitet et av argumentene for at det har vært så lav ledighet i Norge. En sterk lønnsrespons på arbeidsledigheten vil isolert sett føre til en lav likevekt for ledighetsraten, mens lavt responderende lønn vil implisere at ledigheten er vedvarende. Tabell 4.3 viser de estimerte langsiktige elastisitetene fra tidligere empiriske studier. Resultatet fra denne undersøkelsen ligger da omtrent midt mellom tidligere estimerte elastisiteter.

**Tabell 4.3: Langsiktige elastisiteter fra tidligere empiri**

Artikkel:	Åpen ledighetsrate:
Johansen (1995)	-0,07
Raaum og Wulfsberg (1995)	-0,011
Nymoene (1989)	-0,21
Calmfors og Nymoene (1990)	-0,17

### 4.3.2 Modell 2

Resultatet i modell 2 kommer frem ved estimering av lønnslikningen (4.2).

$$\begin{aligned}\Delta wctv_t = & \beta_1 \Delta wctv_{t-1} + \beta_2 \Delta p_t + \beta_3 \Delta cpi_t + \beta_5 STOP_t + \beta_6 ws_{t-1} \\ & + \beta_7 \Delta nh_t + \beta_8 tu_{t-1} + \varepsilon_t\end{aligned}\quad (4.2)$$

I denne modellen er åpen ledighetsrate erstattet med total ledighetsrate. Total ledighetsrate inkluderer da effekten av både den åpne ledighetsraten og tiltaksraten, og bygger implisitt på at denne effekten er lik.

Effekten av den totale ledighetsraten er marginalt lavere enn effekten av den åpne ledighetsraten. Den kortsiktige estimerte effekten av den totale ledighetsraten på lønnsveksten er -0,011 % -poeng. Vi har altså en negativ signifikant effekt på lønnsveksten av total ledighetsrate. Dette kan komme av at når man ikke inkluderer personer på tiltak så overestimerer den åpne ledigheten stramheten i arbeidsmarkedet. Siden den estimerte kortsiktige effekten av totale ledighetsrate er lavere enn åpen ledighet, kan dette indikere at tiltaksraten virker i motsatt retning enn åpen ledighet. Altså at det er en positiv effekt av tiltaksraten på lønnsveksten. I flere tidligere empiriske undersøkelser er det argumentert for at den totale ledigheten er et bedre mål på stramheten i arbeidsmarkedet enn den registrerte ledigheten, og resultatet fra modell 1 og 2 kan tyde på dette.

Parameteren foran lønnsandelen er signifikant negativ også i modell 2. I modellen med total ledighetsrate er effekten av denne noe redusert sammenliknet med modell 1. En økning i lønnsandelen på 1 % vil gi en kortsiktig endring i lønnsveksten på -8,8 % -poeng. T- verdien er -4,43 og det er mulig å finne langsiktig likevekt. Den langsiktige elasticiteten av total ledighetsrate på lønnsnivået estimeres til -0,125. Den langsiktige likevekten er noe redusert fra modell 1, det er altså en marginal lavere langsiktig effekt av total ledighetsrate enn åpen ledighetsrate.

For videre å undersøke om det er lik effekt av åpen ledighetsrate og tiltaksraten inkluderes tiltaksraten i modell 3, slik får vi to separate effekter av åpen ledighetsrate og tiltaksraten. Både modell 3 og 4 tillater ulike effekter av åpen ledighetsrate, total ledighetsrate og tiltaksraten.

### 4.3.3 Modell 3

Resultatene fra modell 3 kommer frem av lønnslikningen (4.3).

$$\begin{aligned}\Delta wctv_t = & \beta_1 \Delta wctv_{t-1} + \beta_2 \Delta p_t + \beta_3 \Delta cpi_t + \beta_5 STOP_t + \beta_6 ws_{t-1} \\ & + \beta_7 \Delta nh_t + \beta_8 u_{t-1} + \beta_9 r_{t-1} + \varepsilon_t\end{aligned}\quad (4.3)$$

Modell 3 tolker effektene av åpen ledighet og tiltaksraten på lønnsdannelsen separat. Logaritmen til tiltaksraten er da gitt ved variabelen  $r$ . Den estimerte kortsiktige elasticiteten av åpen ledighet er -0,022, mens tiltakselasticiteten er 0,011. Det vises her at det er en positiv signifikant effekt av arbeidsmarkedstiltak på lønnsveksten, når åpen ledighet holdes konstant. Implisitt vil dette da også øke den totale ledighetsraten når åpen ledighetsrate øker. Det vil si at forutsetningen om at tiltaksraten og åpen ledighetsrate har samme lønnseffekt ikke holder. Kortsiktig effekt av åpen ledighetsrate har i dette tilfellet marginalt økt fra tilfellet hvor tiltaksraten ikke er inkludert i modellen. Det er en 0,9 % -poengs større effekt av åpen ledighetsrate i modellen der tiltaksraten er inkludert. Det vil si at når tiltaksraten er ekskludert fra lønnsmodellen vil effekten av åpent ledige være underestimert, fordi det finnes et utelatt variabelproblem som er ansvarlig for å dempe en del av den negative effekten. Hvis effektene av tiltaksraten og åpen ledighetsrate kombineres, vises det at denne estimerte effekten er lik effekten av den totale ledighetsraten. Dette indikerer videre at modell 1 ikke er en god lønnsmodell for å estimere effekten av stramheten i arbeidsmarkedet.

I denne modellen kan vi teste for om tiltaksraten har lik effekt på lønnen som vanlig ansatte. Dette gjøres ved å teste om parameteren foran tiltaksraten er signifikant. Fra tabell 4.2 vises det at parameteren er signifikant med en t-verdi på 2,63, derfor forkastes hypotesen om at tiltaksraten har samme effekt på lønnen som vanlig ansatte.

Parameteren foran feiljusteringsleddet er negativt og signifikant. Sammenliknet med effektene fra modell 1 og 2 er parameteren større i tallverdi enn i tilfellet hvor både åpen ledighetsrate og tiltaksraten er inkludert separat. Parameteren foran lønnsandelen er i dette tilfellet -0,128, det vil si at etter fire år vil halvparten av avviket fra likevekten være eliminert. Den langsiktige elasticiteten av lønnen mht. åpen ledighetsrate er -0,17, og mht. tiltaksraten 0,08. Modell 3 finner da en langsiktig negativ sammenheng mellom den åpne ledighetsraten og lønnsnivået.

#### 4.3.4 Modell 4

I modell 4 er lønnslikningen gitt ved (4.4) estimert.

$$\begin{aligned}\Delta wctv_t = & \beta_1 \Delta wctv_{t-1} + \beta_2 \Delta p_t + \beta_3 \Delta cpi_t + \beta_5 STOP_t + \beta_6 ws_{t-1} \\ & + \beta_7 \Delta nh_t + \beta_8 tu_{t-1} + \beta_9 r_{t-1} + \varepsilon_t\end{aligned}\quad (4.4)$$

Modell 4 tillater oss å se på den isolerte effekten av tiltaksraten mens vi holder total ledighet konstant. Det vil si at når andelen av personer på tiltak økes, og implisitt når total ledighet holdes konstant, vil dette tilsvare en nedgang i antall åpent ledige. Den kortsiktige effekten av tiltaksraten er i dette tilfellet positiv og signifikant med en elastisitet på 0,016. Det vil si at ved en økning i tiltaksraten på 1 % -poeng, vil lønnsveksten øke med 1,6 % -poeng gitt at den totale ledighetsraten holdes konstant. En økning i total ledighetsrate gitt at tiltaksraten holdes konstant gir oss en kortsiktig elastisitet på -0,025. Implisitt vil en økning i den totale ledighetsraten også øke den åpne ledighetsraten når tiltaksraten holdes konstant. Sammenliknet med tidligere modeller er den negative effekten av total ledighet den høyeste i tallverdi. Parameteren tilsier at en 1 % -poengs økning i total ledighetsrate vil endres lønnsveksten med -2,5 % -poeng. Effekten av total ledighet på lønnsveksten har økt med mer enn dobbelt så mye som i modell 2 der tiltaksraten ikke var inkludert, og det estimerte resultatet har høyere signifikansverdi.

Den estimerte effekten av lønnsandelen i denne modellen er signifikant negativ og større en i de foregående modellene. Den kortsiktige estimerte effekten av lønnsandelen er -0,15. Det vil si at det tar litt over 3 år å halvere effektene etter et sjokk i arbeidsmarkedet. Den langsiktige elastisiteten av lønnsnivået mht. tiltaksraten er nå 0,106, og elastisiteten mht. total ledighetsrate er -0,16.

Som argumentert for i teorien, vil en person på tiltak ha større nytte av å være på tiltaksprogram enn å være helt arbeidsledig. Calmfors og Nymoen (1990) argumenterer for at hvis en arbeider foretrekker å være på tiltak heller enn å være åpent ledig, vil en økning i tiltaksandelen faktisk kunne øke lønnspresset. Dette vil da komme av at det er velferdseffekten som dominerer jobbkonkurransoeffekten. Et slikt økt lønnspress kan dermed øke den åpne ledigheten som en effekt av personer på tiltak. Det estimerte resultatet fra Modell 4 kan tyde på at dette er tilfellet i denne analysen.

En oppsummering av effektene på lang sikt for modellene er representert i tabell 4.4.

**Tabell 4.4: Estimerte langsikte elastisiteter**

	Parameter	Modell 1	Modell 2	Modell 3	Modell 4
åpen ledighetsrate	$u$	-0,14	-	-0,172	-
total ledighetsrate	$tu$	-	-0,125	-	-0,164
tiltaksraten	$r$	-	-	0,083	0,106

Så langt er det kommet frem en klar indikasjon på at arbeidsmarkedstiltak har en signifikant positiv effekt på lønnsveksten. Konklusjonen av de fire første modellene er dermed at modell 3 og 4 er bedre spesifikasjoner av lønnsdannelsen enn modell 1 og 2.

#### 4.3.5 Sammenlikning med tidligere empiriske studier

Raaum og Wulfsberg (1995) benytter en paneldatamodel for fylkene i Norge for å undersøke effektene av arbeidsmarkedstiltak. Modell A, B og C i deres analyse tilsvarer henholdsvis modell 1,2 og 3 i denne oppgaven, men det er da benyttet ulik type data.

**Tabell 4.5: Estimering av kortsiktige effekter på lønn, fra Raaum og Wulfsberg**

	A	B	C
$u_{t-1}$	-0,004 (1,00)	-	0,023 (4,64)
$tu_{t-1}$	-	-0,011 (2,88)	-
$r_{t-1}$	-	-	-0,030 (6,98)
$ws_{t-1}$	-0,37 (4,11)	-0,303 (3,40)	-0,244 (2,66)

t-verdier er gitt i parentes<sup>19</sup>.

Sammenliknet med resultatene fra denne analysen er parameteren foran feiljusteringsleddet en god del større i tallverdi for Raaum og Wulfsberg. Dette tyder på at de finnes sterkere langsiktige justeringsmekanismer enn hva som er tilfellet i denne analysen. I motsetning til resultatet fra modell 1 forkastes effekten av åpen ledighet på lønnsdannelsen i modell A. I følge Raaum og Wulfsberg (1995) kan dette komme av den utelatte tiltaksvariabelen.

<sup>19</sup> Noen definisjoner er ulike definisjonene i denne oppgaven,  $(u + r) = tu$  og  $ws = (w - (p + y - n))$

Både effekten av den åpne ledighetsraten og total ledighetsrate, har samme retning som effektene i denne analysen.

Estimeringen av modell 3 viser en viktig forskjell sammenliknet med modell C i analysen til Raaum og Wulfsberg (1995). I modell 3 er det en negativ effekt av den åpne ledighetsraten og en positiv effekt av tiltaksraten. Estimering av modell C gir i motsetning en positiv effekt av den åpne ledighetsraten og negativ effekt av tiltaksraten når disse er inkludert i samme modell.

#### 4.3.6 Modell 5

Modell 5 bygger på lønsspesifikasjonen til Nymoen og Rødseth (2003). Her inngår logaritmen til total ledighet og åpen ledighetsandel. Den åpne ledighetsandelen er en ny variabel som reflekterer sammensetningen av ledigheten definert ved  $u - tu$ . I teoridelen er tiltaksandelen definert som tiltaksraten som andel av total ledighetsrate  $r - tu$  (Den åpne ledighetsandelen defineres da som logaritmen til en minus tiltaksandelen). Nymoen og Rødseth begrunner denne spesifikasjonen med at funksjonsformen er fortrukket både fordi den er praktisk når det kommer til hypotesetesting, og fordi funksjonsformen har den rimelige egenskapen at elastisiteten av lønnsveksten mht. tiltaksandelen øker når tiltaksandelen øker (Nymoen og Rødseth, 2003). Som diskutert i teoridelen tilsvarende en aktiv arbeidsmarkedspolitikk en økning i tiltaksandelen mens den totale ledighetsraten holdes konstant. Med spesifikasjonen til Nymoen og Rødseth (2003) vil da en aktiv arbeidsmarkedspolitikk være det samme som å redusere den åpne ledighetsandelen. Spesifikasjonen av modell 5 begrunnes derfor med muligheten for å undersøke effekten på lønn av en aktiv arbeidsmarkedspolitikk. I modellen inkluderer Nymoen og Rødseth også total ledighetsrate og ledighetsandelen på endringsform. Men estimeringen av disse viste ikke signifikante estimater, slik at stramhetsvariablene på endringsform er utelatt fra modell 5. Resultatene kommer da frem ved å estimere lønnslikning (4.5).

$$\begin{aligned} \Delta wctv_t = & \beta_1 \Delta wctv_{t-1} + \beta_2 \Delta p_t + \beta_3 \Delta cpi_t + \beta_5 STOP_t + \beta_6 ws_{t-1} \\ & + \beta_7 \Delta nh_t + \beta_8 tu_{t-1} + \beta_9 (u - tu)_{t-1} + \varepsilon_t \end{aligned} \quad (4.5)$$

Fra tabell 4.2 vises det en estimert signifikant negativ effekt av økt åpne ledighetsandel. En økt åpen ledighetsandel indikerer implisitt en økt åpen ledighetsrate når vi holder total ledighetsrate konstant. Den negative kortsiktige effekten er estimert til -0,049. Det vil si at å øke åpen ledighetsandel med 1 % -poeng vil redusere lønnsveksten med -4,9 % -poeng. Effekten av en økt total ledighetsrate når man holder den åpne ledighetsandelen konstant gir en negativ signifikant effekt på lønnsveksten med -0,015. Parameteren foran feiljusteringsleddet er negativ og signifikant med en effekt på -0,085. Dette er den laveste estimerte justeringsmekanismen av de 5 ulike modellene i oppgaven. Langsiktig effekt på lønnsnivået av total ledighetsrate er -0,18, mens den langsiktige effekten av en økt åpen ledighetsandel er 0,58. Den langsiktige effekten av den åpne ledighetsandelen er den største estimert elastisiteten på lønnsnivået.

Ved å benytte den gitte spesifikasjonen av den åpne ledighetsandelen, er det mulig å teste to hypoteser:

- 1) Bare total ledighetsrate har effekt på lønnsveksten, hypotesen er da at koeffisienten foran leddet  $u - tu$  er lik null.
- 2) Bare åpen ledighet har effekt på lønnsdannelsen, hypotesen er da at koeffisientene foran leddet  $u - tu$  og  $tu$  er like, som da vil bety at  $tu$  faller ut av likningen.

Hypotese 1) testes ved en enkel t-test der nullhypotesen er at effekten av den åpne ledighetsandelen ikke er signifikant. Fra tabell 4.2 vises det at hypotesen forkastes ved en t-verdi på 2,73. Dette betyr at arbeidsmarkedstiltak har en effekt på lønn når personer på tiltak rekrutteres fra åpen ledighet, altså at komposisjonen av den totale ledigheten har betydning for lønnsdannelsen. Den kortsiktige effekten av endringen i åpen ledighetsandel har en betydelig størrelse. Et negativt fortegn på den åpne ledighetsandelen betyr at for gitt nivå på total ledighet vil en økning i den åpne ledighetsandelen redusere lønnsveksten. Med spesifikasjonen til Nymoen og Rødseth vil den aktive arbeidsmarkedspolitikken tilsvare en reduksjon i den åpne ledighetsandelen, gitt konstant total ledighet. Aktiv arbeidsmarkedspolitikk vil i denne modellen føre til økt lønnspress.

Hvordan den aktive arbeidsmarkedspolitikken vil påvirke likevektsledigheten vil da være avhengig av hvilken retning lønnskurven skifter. Som vist i teoridelen vil økt tiltaksandel

fører til at kurven skifter opp hvis velferdseffekten dominerer, og ledigheten vil øke. Under spesifikasjonen til Nymoene og Rødseth (2003) vil en negativ verdi for  $\beta_9$  tyde på at det er velferdseffekten som dominerer over jobbkonkurranseeffekten og at lønnskurven vil skifte opp i diagrammet ved en økt tiltaksandel, dette vil da øke likevektsledigheten.

Den andre hypotesen undersøker om det bare er åpen ledighet som har en betydelig effekt på lønnsdannelsen. Denne testen utføres ved å teste om  $\beta_9 = \beta_8$  i modell 5.

Hypotesen kan forkastes ved et 5 % signifikans nivå med en p-verdi på 0,0438. Det vil si at vi forkaster hypotesen om at det bare er åpen ledighet som har betydning for lønnsveksten.

Konklusjonen av undersøkelsen betyr da at siden økt tiltaksandel positivt påvirker lønnsveksten vil dette indikere at velferdseffekten dominerer over jobbkonkurranse effekten.

#### **4.3.7 Sammenlikning med tidligere resultat**

Sammenlikning av resultatene for modell 5, Nymoene og Rødseth (2003) og Raaum og Wulfsberg (1995) er oppgitt i tabell 4.6. Nymoene og Rødseth (2003) har utført analysen med et fokus på å sammenlikne de nordiske landene. Siden det i denne oppgaven bare er benyttet lønnsdata for Norge, presenteres bare de norske resultatene fra Nymoene og Rødseth. I analysen finner de en kortsiktig effekt av den totale ledighetsraten på lønnsveksten tilsvarende -0,020. Effekten er negativ og signifikant. Den kortsiktige effekten av tiltaksandelen er estimert til -0,049. Disse resultatene er tilsvarende like det som kom frem i denne analysen. Parameteren foran feiljusteringsleddet er på -0,18, det vil si at halvparten av avviket fra likevekt vil være eliminert i løpet av litt over 2 år (Nymoene og Rødseth, 2003).

Raaum og Wulfsberg finner i sin analyse en negativ effekt av tiltaksandelen. I deres analyse er tiltaksandelen definert som tiltaksraten som en andel av total ledighetsrate,  $r - tu$ . Den kortsiktige effekten av tiltaksandelen gir da en negativ estimert effekt på -0,037. At denne effekten er negativ er dermed det motsatte av resultatet i denne undersøkelsen. De konkluderer med at det er jobbkonkurranseeffekten som dominerer og ikke velferdseffekten, som er konklusjonen i denne analysen.

Sammenliknet med Nymoene og Rødseth er den kortsiktige estimerte effekten av åpen ledighetsandel lik det resultatet som er funnet i denne analysen. Resultatet i denne analysen



har en større t-verdi enn resultatet i Nymoen og Rødseth. Det er altså to motstridende konklusjoner som kommer frem av de ulike analysene, denne analysen og Nymoen og Rødseth konkluderer med at velferdseffekten dominerer jobbkonkurransoeffekten, noe som tilsier at en tiltaksrate vil øke likevektsledigheten. Motsatt konklusjon kommer frem av Raaum og Wulfsberg (1995) som konkluderer med at jobbkonkurranse effekten dominerer og fører til at lønnskurven skifter nedover som følge av en aktiv arbeidsmarkedspolitikk. Dette vil føre til en redusert likevektsledighet. Det er viktig å bemerke forskjellen i datasettet, der Raaum og Wulfsberg benytter lønnsdata på fylkesbasis. I tabell 4.6 vises kortsiktige estimerte effekter av lønnsandelen, tiltaksandelen, åpen ledighetsandel og total ledighetsrate på lønnsveksten.

**Tabell 4.6: Kortsiktige effekter av lønnsandelen, tiltaksandelen, åpen ledighetsandel og total ledighetsrate på lønnsveksten**

	Modell 5	Raaum og Wulfsberg (1995)	Nymoen og Rødseth (2003)
$tu$	-0,015 (-4,20)	-0,007 (-1,70)	-0,020 (-4,0)
$r - tu$	-	-0,037 (-6,74)	-
$u - tu$	-0,049 (-2,73)	-	-0,049 (-1,04)
$ws$	-0,085 (-4,69)	-0,257 (-2,80)	-0,18 (-2,57)

Fra tabell 4.6 vises det at ulike estimerte effekter varierer veldig mellom de tre analysene. Sammenliknet med de to andre analysene, er det svake estimerte feiljusteringsmekanismer i denne analysen. I Raaum og Wulfsberg er parameteren foran feiljusteringsleddet -0,257 som er resultatet fra estimeringen i modell C. Modellen til Nymoen og Rødseth estimerer effekten av feiljusteringsleddet til å være -0,18.

#### 4.4 Modellevaluering

For å kunne si noe om hvor godt de ulike modellene er spesifisert er det benyttet ulike tester for feilspesifikasjon av modellene. Inkludert her er standardavviket for hele likningen, tester for heteroskedastisitet, normalitet og informasjonskriterie. Resultatet fra de ulike feilspesifikasjonstestene er presentert i tabell 4.7, hvor p- verdiene er oppgitt i parentes.

Det estimerte standardavviket til regresjonen blir gitt av  $\sigma$ . Det vil si det estimerte standardavviket i lønnsveksten etter at effektene fra alle forklaringsvariablene er tatt ut. Dette indikerer at det er ønskelig med en så lav verdi på  $\sigma$  som mulig (Woolridge, 2009, s 58).

En forutsetning for modellen er at det ikke kan være autokorrelasjon mellom restleddene i to ulike perioder. Når kovariansen mellom to restledd er ulik null har vi autokorrelasjon. Dette kan være et problem i en tidsserie og kan komme av feilspesifisering eller forsinkete resultater. Derfor er det viktig å teste for dette i lønnsmodellen. Den eventuelle konsekvensen av å ha autokorrelasjon i restleddene vil være at estimeringen som er gjort med MKM vil bli påvirket. De ulike parameterne vil fremdeles være forventningsrette, men  $\sigma$  og dermed variansen til de ulike parameterne vil være forventningsskjeve. Dette betyr at t- og F-tester ikke er gyldige (Bårdsen og Nymoen, 2011). I tabell 4.7 er resultatet av Durbin Watson testen for autokorrelasjon oppgitt, gitt ved rad 2 i tabellen. Ingen av de 5 ulike modellene forkaster nullhypotesen, og konklusjonen er at vi forkaster alternativhypotesen om at modellene inneholder autokorrelasjon.

En betinget autoregressiv heteroskedastisitetstest, bygger på at ved tidsserie vil restleddsvariansen varierer over utvalget i tråd med den autoregressive modellen. Som ved test for autokorrelasjon vil konsekvensen av heteroskedastisitet gjøre at t- og F testen ikke er gyldige. Forutsetning for bruk av MKM er konstant varians. Fra tabell 4.7 rad 3 vises det at ingen av modellene forkaster nullhypotesen, noe som tilsier at restleddene er homoskedastiske, altså at de har konstant varians (Bårdsen og Nymoen, 2011).

Jarque-Bera -testen benyttes for å undersøke om restleddene er normalfordelte. Resultatet av testen er gitt i rad 4 i tabell 4.7. Dersom restleddene er normalfordelte eller ikke, har først og fremst betydning for hvilken statistisk fordeling vi skal bruke for å finne p-verdier, utføre t-tester og F-tester. Som ved de to andre testene vil konsekvensen av at restleddene ikke er normalfordelte ikke påvirke estimatene, men gjøre t- og F-testene ugyldige, fordi disse baserer seg på restleddsvariansen. Tabell 4.7 indikerer at restleddene i alle modellene er normalfordelte (Bårdsen og Nymoen, 2011).

Ramsey utledet en Reset test ("regression equation specification error test"), som tester for feil funksjonsform av modellen. Den bygger på at dersom kombinasjoner av tilpassete verdier som er ikke lineære har forklaringsmakt, vil dette tyde på at modellen er feilspesifisert. Igjen

gir også denne testen gode estimater for modellene, og vi konkluderer med at de ulike modellene er velspesifiserte (Bårdsen og Nymoen, 2011).

Akaikes informasjonskriterie er tilsvarende som forklart i kapittel 3.4 for enhetsrøtter. Modellen innfører straff for inkluderte parametere, og gir en avveining mellom komplekse modeller og føyningsmål. Det er modellen med lavest AIC kriteriet som foretrekkes (Enders, 2008).

**Tabell 4.7: Feilspesifikasjonstester for de estimerte modellene**

	Modell 1	Modell 2	Modell 3	Modell 4	Modell 5
$\sigma$	0,0106	0,0111	0,0098	0,0097	0,010
AR 1-2 test	F(2,31) = 0,6618	F(2,31) = 0,6721	F(2,30) = 0,6815	F(2,30) = 0,7969	F(2,30) = 0,5739
ARCH 1-1 test	F(1,38) = 0,3396	F(1,38) = 0,4692	F(1,38) = 0,3560	F(1,38) = 0,1876	F(1,38) = 0,6466
Normality test	Chi <sup>2</sup> (2) = 0,3692	Chi <sup>2</sup> (2) = 0,3999	Chi <sup>2</sup> (2) = 0,8369	Chi <sup>2</sup> (2) = 0,8531	Chi <sup>2</sup> (2) = 0,6624
Reset23 test	F(2,31) = 0,3650	F(2,31) = 0,1780	F(2,30) = 0,8963	F(2,30) = 0,9657	F(2,30) = 0,5349
AIC	-8,9284	-8,83835	-9,07427	-9,08398	-8,99800
Chow test	F(10,23) = 0,3955	F(10,23) = 0,3652	F(10,22) = 0,6720	F(10,22) = 0,5877	F(10,22) = 0,6555

Det er gjennomgående høye p-verdier i de ulike testene og ingen av nullhypotesene forkastes. Resultatene viser at det er modell 4 som kommer best ut av alle de ulike testene. Tilsvarende vil resultatet vise at dette er den foretrukne modellen. Modell 4 har den laveste variansen, laveste informasjonskriteriet, høyeste verdi på testen for autokorrelasjon og normalitetstesten, og lavest verdi på testen for heteroskedastisitet.

Alle modellene er i tillegg estimert med et inkludert konstantledd, for å undersøke om dette kan utelates i alle modellene. Som ved estimeringen av den ubegrensede modellen, viste også resten av de estimerte modellene at konstantleddet hadde en svært lav p-verdi og kan utelates i alle modellene.

#### 4.4.1 Parameterstabilitet

I en lineær regresjon kan man teste for strukturelle brudd i datasettet ved å benytte en Chow test. Strukturelle brudd vil si at en eller flere av modellens parametere endrer seg i løpet av tidsperioden. Essensen i Chow testen er å sammenlikne modellen før og etter den perioden man mistenker for å ha en strukturell endring. Hvis de to modellene ikke er signifikant forskjellig kan man konkludere med at det ikke har vært noe form for strukturelle brudd (Endres, 2008). Chow testen for de ulike modellene er presentert ved p-verdier i den nederste raden i tabell 4.7. Ingen av modellene viser tegn til å ha strukturelle brudd.

En rekursiv estimeringsmetode gir en mulighet til å se hva hvordan estimatene endrer seg over tid ved å endre estimeringsperioden. Modellen blir først estimert med bare noen få tidsobservasjoner. Videre utvides modellen med en og en observasjon og blir estimert på nytt. Dette blir gjort til hele utvalget er inkludert og estimert i modellen. Figur 4.1 til 4.5 i vedlegg 3 viser resultatene fra den rekursive estimeringen av de ulike modellene i undersøkelsen. Figurene viser koeffisienten som den røde linjen som ligger mellom en øvre og en nedre grense. Øvre og nedre grensen ligger 2 standard avvik unna den respektive koeffisienten, og gir da et 95 % konfidensintervall (Bråten og Nymoen, 2011).

Det er valgt å estimere bare ledighetsvariabler og feiljusteringsleddet siden disse er av hovedinteresse. I begynnelsen av estimeringsperioden vises det at det er store avvik mellom øvre og nedre grense, dette kommer av at variansen i MKM- estimatorene er stor når antallet observasjoner er lavt. Jo flatere kurven er, jo mer stabil er koeffisienten, og jo nærmere grensene ligger estimatet, jo mindre skjeve er estimatene.

Oppsummert vil den rekursive estimeringen gi estimater som stabiliseres etter hvert som perioden strekker seg ut. Dette kommer av at variansen reduseres når observasjonene øker. Selv om parameterne kan variere litt, holder de seg alltid innenfor konfidensintervallene, noe som tyder på at de generelt er stabile.

## 5. Oppsummering og konklusjon

I denne analysen er det benyttet en feiljusteringsmodell for å undersøke effektene på lønnsdannelsen av stramheten i arbeidsmarkedet. Dette er gjort ved å undersøke estimeringsmetoden, tidligere empiriske undersøkelser og å utføre en analyse på et utvidet datasett. Problemstillingen var da om det var en signifikant effekt av arbeidsmarkedstiltak.

En stor del av oppgaven har hatt fokus på om det har skjedd noen endring i effektene av ledighetsvariabler, som åpen ledighetsrate, total ledighetsrate og tiltaksraten. De viktigste funnene fra denne analysen vil bli oppsummert og sammenliknet med tidligere empiri i dette delkapittelet.

### 5.1 Oppsummering av resultater

De estimerte resultatene fra kointegrasjonstesten tyder på at feiljusteringsmodellen er riktig empirisk modell for å undersøke arbeidsmarkedet. Feiljusteringsleddet er signifikant og impliserer kointegrasjon slik at det er grunn til å tro at det er en langsiktig løsning av lønnsmodellen. Det konkluderes dermed i alle modellene at Phillipskurven kan forkastes til fordel for den langsiktige lønnskurven.

Det er en signifikant negativ effekt av den åpne ledighetsraten på lønnsdannelsen. Dette betyr at komposisjonen av den totale ledigheten har betydning for lønnspresset. Konklusjonen er at den totale ledighetsraten som inneholder begge disse effektene ikke er et godt mål på lønnspresset av stramheten i arbeidsmarkedet.

Arbeidsmarkedstiltak inngår i modell 3 og 4 med en positiv og signifikant effekt på lønnsveksten. Dette betyr at både modell 3 og 4 er bedre tilnærmelser til lønnsmodellen enn modell 1 og 2.

Estimeringen viser at det er en negativ effekt av den åpne ledighetsandelen. Som argumentert for i teorikapittelet er det ikke en entydig konklusjon på hvordan arbeidsmarkedstiltak påvirker lønnsdannelsen. På den ene siden vil en økning av arbeidere foretrekke tiltak fremfor åpen ledighet, dette reduserer tapet av å bli oppsagt fra jobben, og indikerer økt lønn. Dette

definerer velferdseffekten. På den andre siden vil tiltak øke egenskapene til arbeidsledige noe som skaper hardere konkurranse om arbeidsplassene og impliserer en redusert lønn, dette representerer jobbkonkurranseeffekten. Etter en analyse av den aktive arbeidsmarkedspolitikken konkluderes det med at en slik politikk fører til økt lønnspress i denne analysen. Velferdseffekten av en høyere alternativnytte dominerer jobbkonkurranseeffekten.. Dette vil da gjøre at lønnskurven skifter opp i figur 2.1 og på lang sikt vil dette føre til en økt likevektsledighet. Dette er da det motsatte resultatet enn hva som var forventet. Fokuset på arbeidsmarkedstiltak har vært å øke sysselsetting, noe som resultatet av denne analysen viser at de ikke gjør. Arbeidsmarkedstiltak kan dermed ikke forklare den lave ledigheten som finnes i det norske arbeidsmarkedet.

Et tilsvarende resultat kom Nymoen og Rødseth (2003) frem til i deres analyse av de nordiske landene. Dette betyr at den ønskede effekten av en aktiv arbeidsmarkedspolitikk ikke virker i den retningen som er ønskelig på lang sikt. Dermed er konklusjonen fra denne analysen at grunnen til en vedvarende lav arbeidsledighet i Norge ikke kan forklares ved norske myndigheters satsing på aktive arbeidsmarkedstiltak.

## **5.2 Sammenlikning og videre undersøkelse**

Det andre argumentet for at det er en vedvarende lav ledighet i Norge er de høyt responderende lønningene på arbeidsledighet. Som argumenter for tidligere var målet på dette en høy langsiktig effekt av arbeidsledigheten på lønnen. Tabell 4.3 viste tidligere empiriske langsiktige effekter av den åpne ledighetsraten på lønnen. Johansen (1995) og Raaum og Wulfsberg (1995) estimerer lave elastisiteter tilsvarende -0,07 og -0,011. Nymoen (1989) og Calmfors og Nymoen (1990) har sterkere elastisiteter tilsvarende -0,21 og -0,17. Fra Modell 3 i denne analysen der både tiltaksraten og åpen ledighetsrate er inkludert, er den langsiktige elastisiteten av åpen ledighetsrate estimert til -0,17. Dette er en relativt høy reallønnsrespons på ledigheten. Den høye lønnsresponsen heller mot å forklare den lave ledigheten, selv om effektene av arbeidsmarkedstiltak virket i motsatt retning. Som vist i innledningen er ikke Norge blant de landene som har høyest satsning på arbeidsmarkedstiltak i Norden.

I motsetning til hva Raaum og Wulfsberg (1995) finner i sin empiriske undersøkelse har det estimerte resultatet i denne analysen en negativ effekt av åpen ledighet på lønnen, selv om tiltaksraten er inkludert i modellen. Raaum og Wulfsberg konkluderer med at tiltaksraten er et

bedre mål på stramheten i arbeidsmarkedet enn åpen ledighet. Deres positive elasticitet av åpen ledighet indikerer at redusert søkeeffektivitet dominerer den negative effektene som følger av mer konkurranse om plassene på tiltaksprogrammene. De kommer altså frem til at en aktiv arbeidsmarkedspolitik virker i ønsket retning.

Det er verdt å merke at denne analysen ikke er kontrollert for alternative funksjonsformer av lønnslikningen. Johansen (1995) argumenterer for at den log-lineære spesifikasjonen utkonkurreres av den kvadrerte inverse spesifikasjonen. Det er da mulig å reformulere spesifikasjonen av ledighet og tiltaksvariabelen og undersøke om disse endrer den estimerte effekten av de ulike stramhetsvariablene i analysen. Det vil da være av videre interesse å se om tiltaksprogrammet får en annen estimert effekt når arbeidsledigheten allerede er høy. Dette vil være en interessant utvidelse av analysen.





## 6. Referanseliste

Arbeidsdepartementet. (2008): "Arbeidsmarkedstiltak" [Online]. Hentet fra:  
[http://www.regjeringen.no/nb/dep/ad/tema/arbeidsmarkedspolitik/midtspalte/arbeidsmarkeds\\_tiltak.html?id=86897](http://www.regjeringen.no/nb/dep/ad/tema/arbeidsmarkedspolitik/midtspalte/arbeidsmarkeds_tiltak.html?id=86897)

Aukrust, O. (1977): "Inflation in the open economy: A Norwegian Model", L.B Krause og W.S Sålant (eds.), *Worldwide inflation: Theory and recent experience*, Washinton DC, Brookings.

Bårdsen, G. og R. Nymoen (2011): *Innføring i Økonometri*. Fagbokforlaget

Cahuc, P. og A. Zylberberg (2001): *Labor economics*, Mit Press.

Calmfors, L. (1993): "De insitutionelle systemen på arbetsmarknaden och arbetslösheten" s109176 i Lindbeck, A. og N.Thygesen *Nya Villkor för Economi och Politik*, Almänna Förlaget.

Calmfors, L. og A. Forslund (1991): "Real-wage determination and labour market policies: the Swedish experience" *The Economic Journal*, 101, 1130-1148.

Calmfors, L. og H. Lang (1995): "Macroeconomic effects of active labour market programmes in a union wage-setting model" *The Economic Journal*, 105, 601-619.

Calmfors, L. og R. Nymoen (1990): "Real Wage Adjustment and Employment Policies in the Nordic Countries" *Economic Policy*, 11, 398-448.

Edin, P., B. Holmlund og T. Österos (1994): "Wage Behavior and Labour Market Programmes in Sweden: Evidence from Microdata" i Tachibanaki (Ed.) *Labour Market and Economic Performance in Europe, Japan and the USA*, Macmillan Press, Hamshire.

Enders, W. (2008): *Applied econometric series*. John Wiley & Sons.

Engle, R. F. og C.W.J Granger (1987): "Cointegration and Error-correction: Representation, Estimation, and Testing" *Econometrica*, 55, 251-276.

Finansdepartementet (2007): "2.2 Nærmere om utviklingen i arbeidsmarkedet og tilgangen på arbeidskraft" [Online]. hentet fra:  
<http://www.regjeringen.no/nb/dep/fin/dok/regpubl/stmeld/20062007/stmeld-nr-2-2006-2007-/2/2.html?id=471784>.

Finansdepartementet (2011): "4.3 Arbeids- og velferdspolitik, inntektspolitikk og makroøkonomisk politikk" [Online] hentet fra:  
<http://www.regjeringen.no/nb/dep/fin/dok/regpubl/stmeld/2010-2011/meld-st-30-20102011/4.html?id=656788>

Hoel, M og R. Nymoen (1988): "Wage formation in Norwegian manufacturing: An empirical application of theoretical bargaining model" *European Economic Review*, 32, 977-997.

Johansen, K. (1995): "Norwegian wage curves" *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 57, 229-247.

Johansen, K (1997): "The wage curve: convexity, kinks and composition effects" *Applied Economics*, 29:1, 71-78.

Johansen, K (2000): "Labour Economics – Macroeconomic issues"

Johansen, K., Ø. Mydland og B. Strøm (2007): "Politics in wage setting: does government colour matter?" *Economics of Governance*, 8, 95-109

Kremers, J.J.M., N.R. Ericsson og J.J. Dolado (1992): "THE POWER OF COINTEGRATION TEST" *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 54, 325-348.

Layard, R., S. Nickell og R. Jackman (1991): *Unemployment: Macroeconomic performance and the labour market*, Oxford University Press, Oxford.

LO (2013): Landsorganisasjonen i Norge [Online]. Hentet fra: <http://www.lo.no/u/Om-LO/?tabid=131>.

NHO (2013): Næringslivets Hovedorganisasjon [Online]. Hentet fra: [http://www.nho.no/kort\\_om\\_nho/](http://www.nho.no/kort_om_nho/)

Nickell, S. og M. Andrews (1983): "Unions, real wages and employment in Britain 1951-79" *Oxford Economic Papers*, 35, 183-206

Nymoen, R. (1989): "Modelling wages in the small open economy: an error-correction model of Norwegian manufacturing wages, *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 51, 239-258

Nymoen, R. og A. Rødseth (2003): "Explaining unemployment: some lessons from Nordic wage formation" *Labour Economics*, 10, 1-29.

Raaum, O og F. Wulfsberg (1995) "Unemployment, labour market programmes and wages in Norway" Department of Economics, University of Oslo.

Woolridge, J.M. (2009): *Introductory econometrics: a modern approach* (Fourth edition), South-Western Cengage Learning.



## Vedlegg 1 Variabel beskrivelse

WC	-	Totalt lønnskostnader målt i 1000
TV	-	Antall timeverk målt i 100
WCTV	$WC/TV$	Lønnskostnader pr timeverk målt i tusen
wctv	-	Log lønnskostnader pr timeverk
Dwctv	-	Endring i log lønnskostnader
CPI	-	Offisiell konsumprisindex
cpi	-	Log konsumprisindex
Dcpi	-	Endring i log konsumprisindex
YL	-	Verdiskapning i løpende priser
YF	-	Verdiskapning i faste priser
P	$YL/YF$	Produsentprisindex
p	-	Log produsentprisindex
Dp	-	Endring i log produsentprisindex
PROD	$YF/TV$	Produktivitet pr timeverk
prod	-	Log produktivitet
Dprod	-	Endring i log produktivitet
WS	$WC/YL$	Lønnsandel (totale lønnskostnader pr timeverk)
ws	-	Log til lønnsandelen
TP	$WC/W$	Arbeidsgiveravgift (totale lønnskostnader delt på total lønn)
tp	$\log 1 + TP$	Log arbeidsgiveravgift
Dtp	-	Endring i log arbeidsgiveravgift
SOC	= 1	Dummy for ikke-borgerlig regjering
STOP	= 1	Dummy for pris- og lønnsstopp
nh	-	Log normal arbeidstid pr uke
Dnh	-	Endring i log normaltid
LF	-	Antall personer i arbeidsstyrker målt i 1000
Unreg	-	Antall personer registrert ledige målt i 1000
U	$Unreg/LF$	Åpen ledighetsrate
u	-	Log åpne ledighetsrate
AMS	-	Antall personer på arbeidsmarkedstiltak målt i 1000
R	$AMS/LF$	Tiltaksraten
r	-	Log tiltaksraten
TOT	$Unreg + AMS$	Totalt antall arbeidsledige
TU	$U + R$	Total ledighetsrate
tu	$\log(U + R)$	Log total ledighetsrate
LMP	$Unreg/TU$	Åpen ledighetsandel
$u - tu$	$\log\left(\frac{U}{TU}\right)$	Log åpen ledighetsandel

## Vedlegg 2 Estimering av den ubegrensede modellen

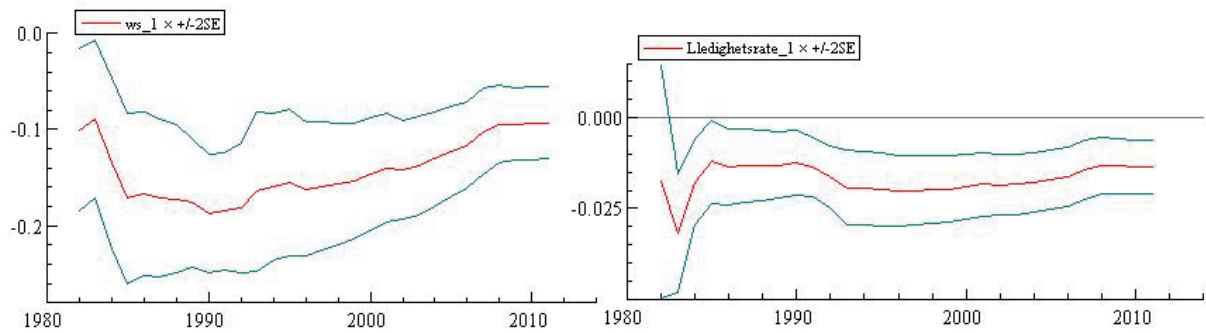
Den ubegrensede modellen		
Variabler	Koeffisient	t-verdi
<i>constant</i>	-0,013	-0,428
$\Delta wctv_{t-1}$	0,264	2,31
$\Delta p_t$	0,226	3,34
$\Delta p_{t-1}$	0,077	1,32
$\Delta prod_t$	0,087	0,920
$\Delta prod_{t-1}$	0,058	0,752
$\Delta cpi_t$	0,440	2,68
$\Delta cpi_{t-1}$	-0,001	-0,003
$\Delta tp$	-0,179	-0,44
$\Delta tp_{t-1}$	0,122	0,307
<i>SOC</i>	-0,003	-0,549
<i>STOP</i>	-0,042	-3,92
$ws_{t-1}$	-0,112	-1,81
$\Delta nh_t$	-0,512	-2,37
$u_t$	-0,001	-0,024
$u_{t-1}$	-0,010	-0,869

Diagnostiske tester:

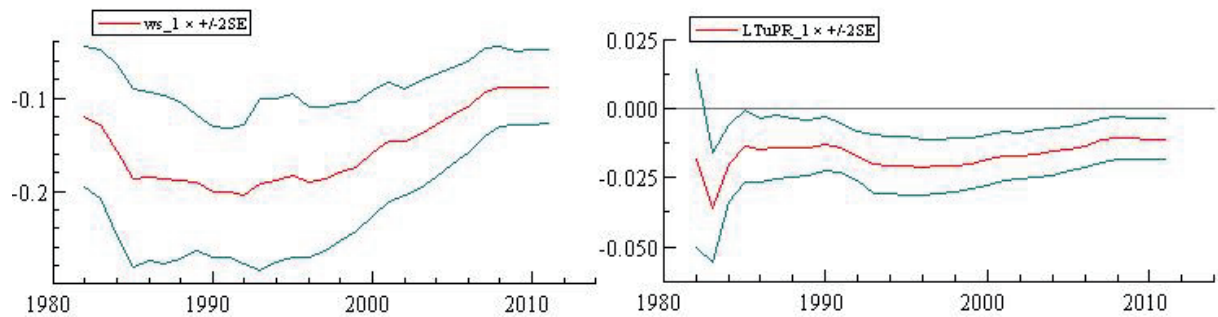
$\sigma$	0,011
F(15,24)	0,000**
AR1-2 F(2,22)	0,834
ARCH 1-1 F(1,38)	0,4725
Normality Chi <sup>2</sup> (2)	0,8398
AIC	-8,69802

## Vedlegg 3 Rekursiv estimering av modellene

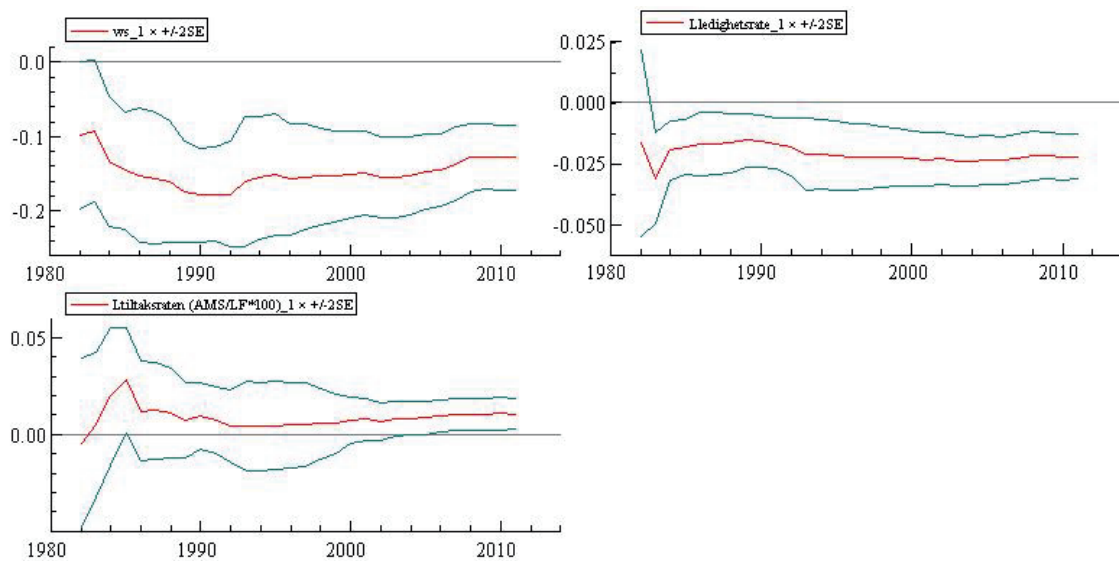
Figur 4.1: Rekursiv estimering av modell 1



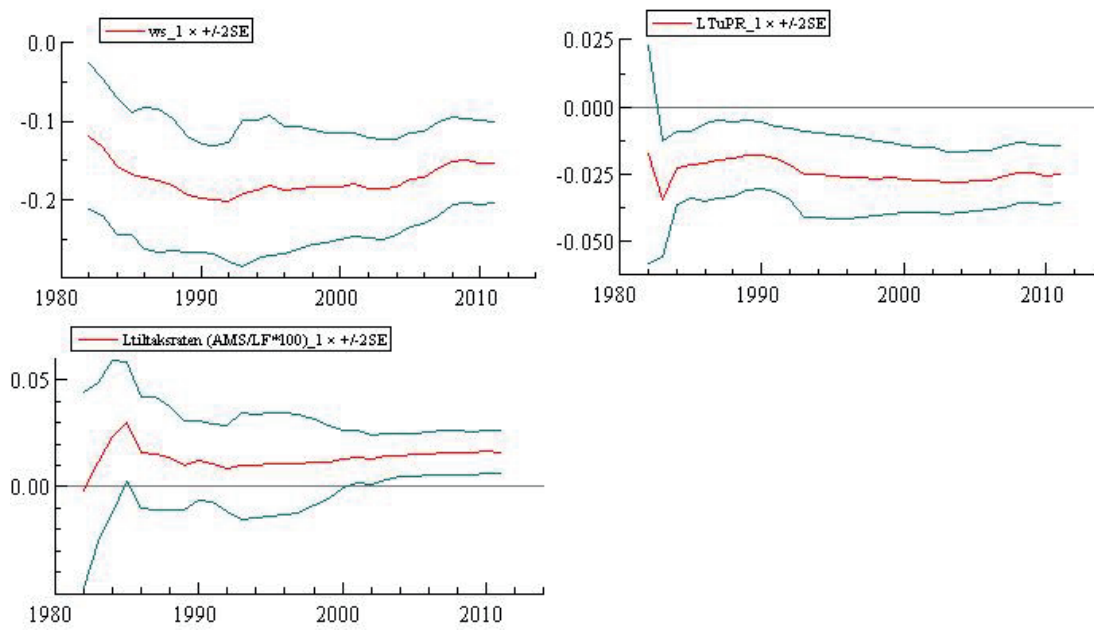
Figur 4.2: Rekursiv estimering av modell 2



Figur 4.3: Rekursiv estimering av modell 3



**Figur 4.4: Rekursiv estimering av modell 4**



**Figur 4.5: Rekursiv estimering av modell 5**

