

## **Forord**

Denne masteroppgaven er en avsluttende oppgave skrevet vår/sommer 2014 i en femårig mastergrad i samfunnsøkonomi ved Institutt for Samfunnsøkonomi, NTNU. Jeg ønsker å rette en stor takk til min veileder, professor Kåre Johansen, for raske og grundige tilbakemeldinger og god veiledning gjennom hele skriveprosessen. Jeg vil også takke min familie for hjelp og støtte i løpet av studietiden.

Trondheim, 28. August 2014

Zeth Erik Sigvaldsen Omre



## Innhold

1	Innledning.....	1
2	Tidligere studier.....	3
3	Teori for lønnsforhandlinger .....	6
4	Empirisk tilnærming.....	12
4.1	Grunnmodellen.....	12
5	Økonometriske momenter .....	17
5.1	Stasjonaritet.....	17
5.2	Kointegrasjon .....	19
5.3	Minste kvadrats metode (MKM).....	21
5.4	Deskriptiv statistikk.....	22
5.5	Test for enhetsrøtter og kointegrasjon.....	27
6	Empiriske resultater .....	29
6.1	Resultatene .....	29
6.2	Tidligere studier .....	34
6.3	Rekursiv estimering.....	34
	M1 .....	35
	M2 .....	36
	M3 .....	37
6.3	Videre utvidelser .....	38
7	Oppsummering og avsluttende kommentar.....	40
	Referanseliste.....	41
	Appendiks .....	43

## Figurer

Figur 5.1	Utvikling i årlig lønnsvekst.....	23
Figur 5.2	Utvikling i årlig inflasjon.....	24
Figur 5.3	Utvikling i årlig lønnsandel.....	25
Figur 5.4	Utvikling i årlig arbeidsledighet.....	26
Figur 5.5	Utvikling i inflasjon og lønnsvekst.....	26
Figur 6.1	Rekursivt estimerte parametere i M1.....	35
Figur 6.2	Rekursivt estimerte parametere i M2.....	36
Figur 6.3	Rekursivt estimerte parametere i M3.....	37

## Tabeller

Tabell 5.1	Test for enhetsrøtter.....	27
Tabell 5.2	Enhetsrot-test på lagret residual.....	28
Tabell 6.1	Modeller for lønnsendringer.....	29
Tabell 6.2	Modell for lønnsendringer.....	33
Tabell 6.3	Modell for lønnsendringer.....	39

# 1 Innledning

I Norge har Det norske Arbeiderparti vært det ledende politiske partiet siden 1945. Det er også Arbeiderpartiet som har de sterkeste båndene til fagforeningen Landsorganisasjonen i Norge. Med over 890 000 medlemmer er Landsorganisasjonen den klart største fagforeningen i Norge. Dette utgjør en betydelig andel av arbeidsstyrken, noe som gjør at Norge blir sett på som et land med stor grad av sentralisering i lønnsoppgjørene, se Calmfors og Driffill (1988). Tidligere studier tilsier at land med sentraliserte lønnsoppgjør fungerer bra med sosialdemokratisk politikk med tanke på økonomiske resultater, se Alvarez et al. (1991).

Det finnes teori som tilsier at partier som sitter med makten og samtidig har tette bånd til fagforeningene vil oppleve lavere lønnsvekst enn partier ved makten som ikke har dette båndet, se Moene et al. (1993). Argumentasjonen blir at når fagforeningene har tiltro til regjeringen vil de kreve mindre fordi de forventer at det blir drevet mer fordelaktig politikk for dem. Det tette båndet mellom Arbeiderpartiet og Landsorganisasjonen kan ha påvirkning på de politiske avgjørelsene som blir tatt i Norge. Denne relasjonen diskuteres i Johansen og Strøm (1997) der det argumenteres for at den personlige koblingen mellom lederne i Landsorganisasjonen og Arbeiderpartiet har blitt neglisjert. De hevder at lederne i Landsorganisasjonen har personlige ambisjoner om å ha Arbeiderpartiet i regjering.

I Johansen et al. (2007) blir denne teorien empirisk undersøkt med data fra Norge. Det ble dokumentert at det var signifikant lavere lønnsvekst i periodene Arbeiderpartiet var i regjering. Dette er utgangspunktet for min oppgave. Jeg skal undersøke om resultatene i Johansen et al. (2007) også holder når man studerer nyere data og lengre tidsserier. Jeg benytter meg av tall fra 1970 frem til 2012, mens en i Johansen et al. (2007) benyttet seg av tall fra 1968 til 2000. Videre vil jeg i min analyse se på effekten av valgår på lønnsutviklingen. Det er interessant å undersøke om regjeringen driver en annerledes politikk når det er et kommende valg. En grunn til å hevde at dette kan være tilfellet er at det er ufordelaktig for den sittende regjering å få en stor konflikt rett før et viktig valg.

Oppgaven består av syv kapitler. I Kapittel 2 presenterer jeg tidligere studier rundt emnet om sentralisering og regjeringstype. I Kapittel 3 går jeg igjennom lønnsteori og presenterer en lønnssettingsmodell. Modellen jeg skal estimere gjennomgås i Kapittel 4, der diskuteres også ulike arbeidsledighetsfunksjoner. Jeg presenterer mitt datasett på slutten av Kapittel 4. I Kapittel 5 diskuteres hvilke økonometriske komplikasjoner som kan forekomme og hva man bør være oppmerksomme på når man benytter seg av tidsserier. De empiriske resultatene av mine estimeringer presenteres i Kapittel 6. Videre kommenteres og diskuteres disse resultatene i dette kapittelet. Til slutt i Kapittel 7 oppsummerer jeg mine funn og kommer med avsluttende kommentarer.

## 2 Tidligere studier

Tidligere resultater fra empiriske undersøkelser av sammenhengen mellom lønnsutvikling og regjeringstype viser at det er en signifikant sammenheng. Studiene har også rettet fokus mot graden av sentralisering i lønnsforhandlingene som mot hvilken regjeringsparti som regjerer.

Calmfors og Driffill (1988) studerte graden av sentralisering i lønnssettingen i en rekke land, og de fant ut at ekstreme situasjoner hadde størst effekt på økonomiske resultater. Calmfors og Driffill (1988) analyserer en stilisert økonomisk modell som består av 64 separate næringer i 17 OECD land. Enten høy grad av sentralisering med nasjonale forhandlinger, som i Østerrike og de nordiske landene, eller lav grad av sentralisering med forhandlinger på bedriftsnivå, slik som i Japan, Sveits og USA, fungerer best med tanke på økonomisk ytelse. De hevder at det som fungerte dårligst var en middels grad av sentralisering kombinert med blandede forhandlinger, eksempler på slike land er Belgia og Nederland. De argumenterer med at dette er logisk fordi store og heldekkende fagforeninger vil kjenne til sin markedskraft og ta hensyn til konsekvenser som inflasjon og arbeidsledighet fører med seg på grunn av lønnsøkningen. Disse effektene tar ikke fagforeninger som forhandler på bedriftsnivå i betraktning når de forhandler om lønn. De vil heller ikke merke noe til disse effektene om det kun er deres bedrift som forhandler om lønn, siden de har svært begrenset markedskraft. Med middels sentralisering vil fagforeningene kjenne til og kunne utøve sin markedsrett, men blir ledet til å ignorere dette når de forhandler.

Alvarez et al. (1991) argumenterer for at forskjellig politikk er ønskelig for ulike lønnsdannelse. I denne studien analyseres en samlet tidsserie for data i 16 utviklede industrielle demokratier i perioden 1967 til 1984. En sosialdemokratisk regjeringstype fungerer best med en sentralisert lønnsdannelse mens man på den andre siden har at en borgerlig regjering fungerer bedre med en lønnsforhandling på bedriftsnivå. Er man opptatt av å ha en god økonomisk ytelse må man kombinere disse faktorene på best mulig måte slik at de fungerer optimalt. Man kan si at en sosialdemokratisk

regjering bør prøve å få sentraliserte og samlende lønnsoppgjør mens borgerlige regjeringer bør desentralisere lønnsforhandlingene.

Lange og Garrett (1985) strekker det så langt som til å si at en sosialdemokratisk regjering kombinert med sentraliserte lønnsforhandlinger fører til bedre økonomiske vekstresultater enn en borgerlig regjering med lønnsforhandlinger på bedriftsnivå. I studiene ble det brukt årlig prosentvis vekst i BNP av et tverrsnitts utvalg av 15 demokratiske land fra 1974-1980, sammenlignet med en periode fra 1960-1973, for å få relativ vekst. Det er viktig å poengtere at jo sterkere den sosialdemokratiske regjeringen er knyttet til den sterke fagforeningen jo bedre vil vekstresultatene være. Dersom sosialdemokratiets regjeringskontroll er stabil samtidig som man har ulik grad av styrke på fagforeningen kan det føre til en negativ effekt på vekstraten. Dette er også tilfellet om situasjonen er omvendt, med varierende styrke på regjering og stabil styrke på fagforeningen.

Jackman (1987) kom med kritikk mot funnene i Lange og Garrett (1986). Det hevdes at Lange og Garretts (1986) funn er for avhengig av Norges oljevirkosomhet. Koblingen Lange og Garrett (1986) finner mellom et sterkt sosialdemokrati og økonomisk vekst er noe han finner svært spekulativt.

Lange og Garrett (1987) svarer på kritikken fra Jackman (1987), hvor de hevder at Jackman (1987) ser for snevert på saken mens de samtidig gjennomfører en ny analyse der de utelater Norge. De konkluderer at det fremdeles er signifikant forskjell med hensyn til sentralisering og regjeringstype på økonomiske vekst. De påpeker at resultatene er noe svakere, og inviterer til videre diskusjon rundt temaet.

I artiklene over har hovedfokuset vært på sentraliseringen av lønnsforhandlingene, og hvordan det påvirker økonomisk vekst. I Johansen og Strøm (1997) diskuteres hvordan en overgang fra en borgerlig regjering til en sosialdemokratisk regjering vil påvirke lønnsveksten. En annen forskjell er at tidligere forskning har benyttet seg av tverrsnitts utvalg mellom flere land, mens Johansen og Strøm (1997) og Johansen et al. (2007) benytter seg av tidsseriedata kun for Norge. Jeg viderefører studiene i disse arbeidene i min oppgave.



Johansen og Strøm (1997) fokuserer på koblingen mellom fagforeningslederne og lederne i de sosialdemokratiske partiene. I denne studien bruker de årlige data fra Norge i perioden 1962-91 for lønn, produktpriser og produktivitet i industrinæringen og privat service sektor. De argumenterer for at det faktisk er lederne i fagforeningene som hurtig kan bli ledere i de sosialdemokratiske partiene, se Rødseth og Holden (1990, s.238), gjør at de har sin egen personlige agenda for å opprettholde en sosialdemokratisk regjering. Med dette i minne konkluderer Johansen og Strøm (1997) med at det er en signifikant forskjell mellom lønnsveksten under en sosialdemokratisk regjering og en borgerlig regjering. Lønnsveksten er lavere under en sosialdemokratisk regjering, fordi fagforeningene modererer sine krav.

Johansen et al. (2007) hevder at i en økonomi med sentralisert lønnsforhandling vil det være en signifikant endring i lønnsveksten når man går fra en borgerlig regjering til sosialdemokratisk regjering. De baserer sine konklusjoner på kvartalsvis data for perioden 1968:1-2000:4 for industrilønn, produktpriser og produktivitet. De formulerer en generell likevektskorrigeringsmodell for industrilønn, og finner at lønnsfølsomheten blir signifikant påvirket av forholdene i arbeidsmarkedet. Båndene mellom fagforeningslederne og lederne i de sosialdemokratiske partiene har stor betydning, og dette blir ofte oversett i analysene av land som har sentraliserte lønnsforhandlinger.

### 3 Teori for lønnsforhandlinger

Det finnes flere økonomiske teorier om hvordan lønnen blir fastsatt. Den jeg vil benytte meg av er styringsrettmodellen, for den passer godt til norske forhold med sterke fagforeninger og sentraliserte lønnsforhandlinger. Denne modellen baserer seg på spill mellom bedriften og fagforeningene. Der de først forhandler om lønnen og deretter bestemmer bedriften hvor mange den vil ansette til den gitte lønnen. Jeg bygger min modell på arbeidene Johansen (2012) og Johansen et al. (2007). Jeg vil også inkludere en variabel  $Z$  som representerer sannsynligheten for at det vil bli en sosialdemokratisk (SD) regjering, alternativt til en borgerlig regjering, i perioden det forhandles om.

Bedriftens profitt blir bestemt av:

$$(3.1) \quad \pi = R(N) - wN$$

Der  $\pi$  er profitten, og den avhenger av inntekten/produksjonen,  $R(N)$ , som er en funksjon av antall sysselsatte fagforeningsmedlemmer,  $N$ , og bedriftens totale lønnskostnader,  $wN$ , som er lønnen,  $w$ , multiplisert med antall sysselsatte.

Bedriften vil maksimere sin profitt og det gjør den ved å sette sysselsettingen på et slikt nivå at profitten blir maksimert til et gitt forhandlet lønnsnivå,  $w$ .

Førsteordensbetingelsen blir da:

$$(3.2) \quad R'(N) = w$$

Samtidig antas det at  $R''(N) < 0$ , noe som betyr at det er et maksimumspunkt. Man kan da si at det er en positiv men avtakende grenseinntekt m.t.p. antall sysselsatte. Etterspørselen etter arbeidskraft kan ut ifra Likning (3.2) skrives som:

$$(3.3) \quad N = N(w)$$

Der  $N'(w) < 0$ . Dette betyr at etterspørselskurven etter arbeidskraft er fallende, noe som betyr at jo høyere lønnsnivået er, jo lavere blir sysselsettingen. Videre kan vi si ut i fra Likning (3.3) at økt lønn gir redusert profitt, det vises i følgende likning:

$$(3.4) \quad \frac{\partial \pi}{\partial w} = R'(N) \frac{\partial N}{\partial w} - w \frac{\partial N}{\partial w} - N = -N$$

Fagforeningene har som mål å maksimere alle sine medlemmers nytte, man antar at de har en utilitaristisk nyttefunksjon, dette gjelder da også de som ikke er sysselsatt. Fagforeningens nyttefunksjon blir:

$$(3.5) \quad V = v(w, Z(w))$$

Fagforeningens nytte avhenger av lønnen, sannsynligheten for at det i neste periode vil bli en SD regjering,  $Z$ . Koblingen mellom fagforeningen og SD regjeringen er at de deler felles mål og fagforeningen stoler på at SD regjeringen vil gi dem en del goder, i form av økonomisk vekst. Til gjengjeld demper fagforeningene sine krav til lønnsvekst. Dette har tidligere skjedd i Norge, da Landsorganisasjonens leder Konrad Nordahl anbefalte en avtale om moderasjon i lønnsforhandlingene i byttet mot en fremtidig velferdsstat (Nordahl 1945). De tette båndene mellom fagforeningen og SD partiene kan også ha forankring i personlige agendaer, da det finnes flere eksempler på at fagforeningstoppene går over til å bli ministre i en SD regjering. Da vil fagforeningstoppene tjene godt på at det er et SD parti som er ved makten. Men hvor mye deres personlige agenda påvirker fagforeningenes nytte er ikke så godt å si. Moene et al. (1993, s. 86) hevder at også fagforeningens medlemmer ønsker å ha en SD regjering, fordi de mener at det er mer sannsynlig at en SD regjering vil føre politikk som stemmer overens med deres ønsker og behov. Dermed antas det at fagforeningens nytte avhenger positivt av  $Z$ , altså  $v_z > 0$ .

Videre er det viktig å forklare hvordan  $Z$  avhenger av  $w$ . Dersom det er en SD regjering, og sannsynligheten for at denne vil bli gjenvalgt avhenger av makroøkonomisk resultater, da vil fagforeningen dempe sine lønnskrav. På den andre siden, dersom det er en borgerlig regjering vil fagforeningen øke sine lønnskrav.

Dette fordi fagforeningen ikke har noe ønske om å ha en borgerlig regjering, som de ikke tror at vil dele godene med seg. Dette betyr altså at:

$$\begin{aligned} Z_w < 0 & \text{ når vi har en SD regjering, og} \\ Z_w \geq 0 & \text{ når vi har en borgerlig regjering.} \end{aligned}$$

Videre antas det at bedriften har et trusselpunkt, der  $\pi = \bar{\pi} = 0$ . Trusselpunktet er det punktet der profittnivået er lik null og bedriften vil bryte forhandlingene og gå inn i en konfliktsituasjon. Fagforeningen har også et trusselpunkt,  $\bar{V}$ , og det er når nytten til fagforeningen er lik den totale nytten til de arbeidsledige i en situasjon med konflikt.

$$(3.6) \quad V = \bar{V} = v^0 M$$

Fagforeningenes trusselpunkt tilsier at fagforeningen vil bryte forhandlingene og gå i konflikt dersom nytten til fagforeningsmedlemmene blir lik medlemmenes nytte ved å være arbeidsledig,  $v^0$ . Nytten til fagforeningen ville i en slik situasjon være det enkelte medlems nytte multiplisert med antall medlemmer i fagforeningen,  $M$ . En har også at fagforeningenes nettonytte er:

$$(3.7) \quad V - \bar{V} = [v(w, Z(w)) - v^0]N(w)$$

Den ekstra nytten fagforeningene får ved å ha medlemmer i arbeid er den totale samlede ekstra nytten alle arbeiderne får ved å være i arbeid istedenfor å gå arbeidsledig.

Det er ønskelig å se på hvordan  $v^0$  bestemmes. Nymoen & Rødseth (2003) hevder at denne variabelen kan tolkes på to måter. Den første betrakter  $v^0$  som et innside-alternativ, altså den nytten en arbeider vil få under en konflikt. Den andre tolkningen på  $v^0$  er den forventede nytten til en arbeider som mister jobben. Om det er tilfellet vil arbeideren ha to mulige utfall, enten ende opp som arbeidsledig eller å få en ny jobb i en annen bedrift. Den nye lønnen vil da bli  $w_A$  med nytten  $v(w_A)$ . Lønnen som arbeidsledig er stønaden  $B$ , der nytten blir  $v(B)$ . En antagelse som må bli tatt er at nyttenivået er høyere når man er i arbeid, altså at  $v(w_A) > v(B)$ . Man vil altså heller

ende opp i en annen jobb enn å gå arbeidsledig og motta stønad, men det er ikke alltid slik at man kan gå rett i en ny jobb om man mister jobben. Innfører da  $\rho$  som betegner den forventet andelen av året det tar for en arbeider å få seg en ny jobb, der det tar mindre tid jo nærmere 0  $\rho$  er. Nyttien til en oppsagt arbeider vil da bli:

$$(3.8) \quad v^0 = \rho v(B) + (1 - \rho)v(w_A), \quad \text{der } 0 < \rho < 1$$

Tilstanden i arbeidsmarkedet påvirker  $\rho$ , slik at det er rimelig å anta at i situasjoner med høy arbeidsledighet vil det være vanskeligere å få ny jobb. Det vil da også ta lengre tid å komme seg i ny jobb slik at  $\rho$  går opp. Dette betyr at  $\rho$  er avhengig av arbeidsledigheten,  $u$ . Kan formulere relasjonen slik:

$$(3.9) \quad \rho = \rho(u), \quad \text{der } \rho_u(u) > 0$$

Hvordan  $v^0$  påvirkes av arbeidsledigheten, stønaden og lønnen i andre bedrifter finnes ved hjelp av Likning (3.8):

$$(3.10) \quad \frac{\partial v^0}{\partial u} = \frac{\partial \rho}{\partial u} (v(B) - v(w_A))$$

$$(3.11) \quad \frac{\partial v^0}{\partial B} = \rho \frac{\partial \rho}{\partial u}$$

$$(3.12) \quad \frac{\partial v^0}{\partial w_A} = (1 - \rho) \frac{\partial v^0}{\partial w_A}$$

Likning (3.10) tilsier at  $v^0$  synker dersom arbeidsledigheten øker, siden nytten av å være i arbeid er større enn å gå arbeidsledig, og når det er vanskeligere å finne seg ny jobb vil man verdsette den jobben man har høyere. Likning (3.11) tilsier at  $v^0$  avhenger positivt av stønaden, dersom stønaden øker vil også  $v^0$  øke, det er viktig å få med seg hvordan  $\rho$  påvirker denne effekten. Dersom  $\rho$  er tilnærmet 0 vil ikke  $v^0$  bli påvirket av stønaden, dette fordi arbeideren ikke vil ta hensyn til stønaden om den ikke forventer å gå arbeidsledig. Likning (3.12) tilsier at  $v^0$  øker når lønnen i andre bedrifter øker, her spiller også  $\rho$  en rolle. Dersom  $\rho$  er tilnærmet 1 vil ikke lønnen i andre bedrifter ha noen påvirkning på  $v^0$ , dette er realistisk siden det ikke er naturlig for arbeideren å ta hensyn til lønnen i en jobb det ikke er forventet at han får.

Partene står nå overfor et forhandlingsproblem som løses ved å maksimere den følgende asymmetriske Nash-objektsfunksjonen, en begrunnelse og grundig diskusjon av forhandlingene mellom bedrift og fagforening gjør Moene et al. (1991):

$$(3.13) \quad \Omega = [V - \bar{V}]^\beta [\pi - \bar{\pi}]^{1-\beta}$$

Setter vi inn fra Likning (3.7) får vi videre

$$(3.14) \quad \Omega = [(v(w, Z(w)) - v^0)N(w)]^\beta [\pi - \bar{\pi}]^{1-\beta}$$

der  $\bar{v}$  og  $\bar{\pi}$  er trusselpunktene til henholdsvis fagforeningen og bedriften. Variabelen  $\beta$  representerer forhandlingsmakten til fagforeningene. Der en sterkere forhandlingsmakt betyr en  $\beta$  nærmere 1. Størrelsen på  $\beta$  er avgjørende for utfallet. Videre maksimeres Likning (3.14) med hensyn på  $W$ . Førsteordensbetingelsen blir da som følger:

$$(3.15) \quad \Omega_W = \beta \left[ \frac{v_w + v_z Z_w}{v(w, Z(w)) - v^0} + \frac{N_w}{N} \right] + (1 - \beta) \frac{\pi_w}{\pi - \bar{\pi}} = 0$$

Dersom nytten til de arbeidsledige øker vil nevneren i den første brøken i Likning (3.15) reduseres. Den økte nytten ved å være arbeidsledig,  $\Omega_{wv_0} > 0$ , fører til økt forhandlingslønn. Andreordensbetingelsen,  $\Omega_{ww} < 0$ , noe som betyr at vi har et maksimumspunkt. Videre ser jeg på situasjonen der  $\bar{\pi} = 0$ , og benytter meg av at  $\frac{\partial \pi}{\partial w} = -N$ , ender da opp med:

$$(3.16) \quad \frac{-N}{\pi} = -\frac{N}{R - wN} = -\frac{1}{\left(\frac{R}{N}\right) - w}$$

Jeg benytter denne omformuleringen og ender opp med:

$$(3.17) \quad \Omega_W = \beta \left[ \frac{v_w + v_z Z_w}{v(w, Z(w)) - v^0} + \frac{N_w}{N} \right] - (1 - \beta) \frac{1}{\left(\frac{R}{N}\right) - w} = 0$$

kan da sette opp lønnsrelasjonen:

$$(3.18) \quad w = w(v^0, R/N, SOC)$$

Hvor SOC er en dummyvariabel som er 1 for de periodene man har en SD regjering og 0 i de periodene man har en borgerlig regjering. Lønnen blir påvirket av nyttenivået til arbeidsløse, inntekten per arbeider og hvilke regjeringstype som styrer. Hvordan lønnsraten blir påvirket av regjeringstypen ser man fra førsteordensbetingelsen. Dersom man har en borgerlig regjering vil  $Z_w \geq 0$  noe som fører til at  $\Omega_w$  går opp, som betyr at lønnsraten blir presset oppover. Resultatet vil bli motsatt dersom det er en SD regjering. Denne modellen passer best til en økonomi der lønnsforhandlingene foregår sentralt med sterke fagforeninger, fordi det er i sentrale forhandlinger at det er mest rimelig å ta hensyn til hvordan lønnen påvirker den totale økonomien, noe Calmfors og Driffill (1988) diskuterer. Dersom forhandlingene foregår på bedriftsnivå er det rimelig å anta at  $Z_w = 0$ , noe som betyr at regjeringstype ikke har noe påvirkning på utfallet av lønnsforhandlingene.

## 4 Empirisk tilnærming

I denne oppgaven blir analysen gjennomført på tidsseriedata med årlige observasjoner fra 1970 til 2012 i industrisektoren i Norge. Tidsserie har observasjoner i hver variabel over tid. Estimeringen gjøres i det økonometriske dataprogrammet OxMetrics ved hjelp av minste kvadrats metode. Valget falt på dette dataprogrammet siden det fungerer godt på tidsseriedata.

### 4.1 Grunnmodellen

Jeg benytter meg av en feiljusteringsmodell, da den gjør det mulig å modellere lønnskurver med både kortsiktige og langsiktige tilpasninger. Dette er en modell som har blitt mye benyttet tidligere til å analysere lønnskurver, blant annet i Stølen (1990), Albæk et al. (1990) og Johansen (1995, 1997). Min modell er inspirert av den Johansen (1995) legger fram, som er en spesifikk modell. Jeg velger å bruke denne modellen siden jeg da slipper å måtte foreta meg omtrent de samme testene for så å komme fram til jeg skal bruke omtrent samme modell. I modellen vil alle små bokstaver være logaritmetransformerte variabler. Modellen ser slik ut:

$$(4.1) \quad \Delta wc_t = const + \beta_1 wsc_{t-1} + \beta_2 \Delta p_t + \beta_3 \Delta cpi_t + \beta_4 \Delta cpi_{t-1} + \beta_5 \Delta h_t + \beta_6 f(U_t, U_{t-1}) + \beta_7 STOP_t + \beta_8 SOC_t$$

Venstresidevariabelen i Likning (4.1) er endringen i den totale lønnskostnader per arbeidstime, WC, på logaritmisk form,  $wc$ , fra forrige års periode, altså førstedifferensialen. Denne kan også ses på som lønnsveksten. Den totale lønnskostnaden inkluderer også arbeidsgiveravgiften.

Feilkorrigeringsleddet i denne modellen er det laggede lønnsandellet,  $wsc_{t-1}$ . Det er lagget siden det er forrige periodes verdier for variabelen som benyttes. Lønnsandellet finnes på følgende måte:



$$(4.2) \quad \frac{W}{XL} = \frac{WC}{P \times (XF/T)} \Rightarrow \ln WC - \ln P - \ln XF/T = wc - p - prod = wsc$$

I Likning (4.2) representerer *prod* produktiviteten, som er bruttoprodukt i faste priser, *XF*, delt på antall timeverk, *T*, på logaritmisk form. Økonomisk teori tilsier at økt produktivitet bidrar til lønnsvekst. Det er også viktig å påpeke at denne effekten er større i konkurranseutsatt sektor samtidig som den er mer usikker for skjermet sektor som Stølen (1995) beskriver. Han begrunner dette med at økt produktivitet vil ha to effekter på lønn, den ene effekten er at lønnen stiger gjennom at produktiviteten øker og arbeiderne vil ha en del av overskuddet. Den andre effekten er at økt produktivitet presser prisene ned og dermed vil også lønnsveksten presses ned gjennom lavere priser. Lønnsandelen er andelen av verdiskapningen som går til arbeiderne.

Koeffisienten,  $\beta_1$ , til feiljusteringsleddet kan tolkes som justeringshastigheten, som betyr at ( $\beta_1 \times 100$ ) prosent av avviket vil bli eliminert i denne perioden dersom vi har et avvik i lønnsveksten i forrige periode. Jo sterke  $\beta_1$  er jo raskere vil man justere tilbake lønnen til et "normalt" nivå. For at  $\beta_1$  skal være gyldig må den være mindre en null. Det må være slik om man skal få den ønskede feiljusteringseffekten. Den skal fungere slik at den jobber for å holde lønnsveksten stabil slik at man igjen kan få en langsiktig løsning. Dette betyr at jo høyere tallverdi på  $\beta_1$  jo raskere vil tilpasningen være. Det er da rimelig å forvente en negativ  $\beta_1$ .

Videre er *p* definert som deflatoren for verdiskapning. Som er en prisindeks for verdiskapning, og reflekterer utviklingen i bruttoproduktet til industrisektoren over tid relativt til bruttoproduktet i basisåret. Denne finnes ved å dele løpende priser, *XL*, på faste priser, *XF*.

Variabelen *cpi* er logaritmen til konsumprisindeksen, mens  $\Delta cpi$  gjengir prisstigningen, eller inflasjonen. Det er rimelig å anta at arbeiderne vil ha kompensert for høyere priser slik at det er positiv relasjon mellom konsumprisindeksen og lønnen. Gjennom forhandlinger sørger fagforeningene for at arbeiderne opprettholder kjøpekraften sin.

Normalarbeidstid per uke,  $h$ , inngår også og jeg inkluderer i min modell endringen i normalarbeidstiden,  $\Delta h$ . Denne er forventet å påvirke lønnsveksten negativt gjennom at fagforeningene vil ha kortsiktig kompensasjon for at arbeidere får redusert arbeidstid. På tross av at arbeiderne kan reagere positivt på kortere arbeidstid ved at de får mer fritid relativt til arbeid. Endringene i normalarbeidstiden skjedde på 70- og 80-tallet.

Jeg har i min modell ledighetsfunksjonen  $f(U_t, U_{t-1})$  som gjør at det er mulig å benytte flere ulike funksjonsformer for ledighet. Jeg skal konsentrere meg om tre ulike funksjonsformer for ledighet og det er log ledighet,  $u$ , veksten til log ledighet,  $du$ , og kvadrert invers ledighet,  $U^{-2}$ . Forskjellen ligger i krummingen på lønnskurvene de forskjellige funksjonene gir, den kvadrerte inverse ledigheten gir mer krumming på kurven enn de to andre formene. Arbeidsledighet er i min analyse definert som antall arbeidsledige dividert på arbeidsstyrken, der arbeidsstyrken er summen av arbeidsledige og sysselsatte. Det er mulig å argumentere for at lønnskurvene krummer istedenfor å være lineære, og ifølge Johansen (1995) er det mye som tyder på at lønnskurvene krummer. Fordelen med å benytte seg av konvekse lønnskurver er at effekten på lønnen avtar når ledigheten øker. Dette betyr at dersom det i utgangspunktet er høy ledighet vil ikke lønnen bli påvirket i like stor grad som når man opplever endringer i ledigheten. I motsatt tilfellet vil effekten være større, når ledigheten er lav, og det vil føre til mer markante endringer i lønnen. Dette betyr altså at en mer krummet kurve vil føre til mindre effekt på lønnen når arbeidsledigheten er høy. Samtidig vil en krummere kurve også gi større effekt på lønnen av ledighet når ledigheten initialt er lav.

I årene 1979, 1988 og 1989 var det lønns- og prisstopp, for disse årene inkluderes en dummyvariabel, STOP.

Det som er spesifikk for min modell er dummyvariabelen SOC som er lik 1 for de årene man har en SD regjering. En SD regjering blir definert som en regjering som inkluderer Arbeiderpartiet, som har de sterkeste båndene til Landsorganisasjonen. Det blir i denne studien ikke undersøkt ulike regjeringssammensetninger, der forskjellene kan være mindretallsregjering og flertallsregjering for både ettpartiregjeringer og koalisjonsregjeringer. Basert på tidligere resultater, se Johansen et al. (2007) og

Johansen og Strøm (1997), er det forventet en negativ effekt av en SD regjering på lønnsveksten. I studien skal jeg undersøke om denne konklusjonen er gyldig når man benytter nye data. Johansen et al. (2007) benytter seg av kvartalsvis tidsseriedata for perioden 1968:1-2000:4 for industrilønn, produktpriser og produktivitet, mens Johansen og Strøm (1997) bruker årlige tidsseriedata fra Norge i perioden 1962-91 for lønn, produktpriser og produktivitet i industrinæringen og privat service sektor. I min analyse benytter jeg meg av årlige tidsseriedata fra 1970 frem til 2012 med tall for norsk industri.

Bruken av logaritmisk funksjonsform finnes det gode begrunnelser for, se Wooldridge (2009, s. 191) som viser at logaritmiske funksjonsformer åpner for ikke-lineære relasjoner. I tillegg kan logaritmeform redusere, og i noen tilfeller helt eliminere, problemet med skjeve og heteroskedastiske fordelinger. Det kan være et problem når man har sterkt positive variabler. Spennvidden til variablene vil også bli mindre, slik at man kan si at disse logaritmiske funksjonsformene gjør estimatene mindre sensitive for de ekstreme observasjonene.

Dataene jeg bruker for lønnen er for industrisektoren, mens ledighetstallene jeg bruker er på landsbasis. Det er rimelig å anta at kausaleffekten går fra ledighetsraten til lønnsveksten. Om man derimot hadde observert hele landet og sett på samlet lønnsvekst mot ledighetsrate vil det være vanskelig å si noe om kausaliteten på effekten, siden det er mulig å begrunne at kausaliteten går begge veier. Jeg tvinges til å gjøre en stor antagelse om at lønnsveksten i industrisektoren ikke påvirker ledighetsraten i Norge, selv om det finnes gode begrunnelser for at alle sektorer har påvirkning på ledighetsraten.

Venstresidevariabelen er av  $\Delta\log$ -form samtidig som fler av forklaringsvariablene er på  $\Delta\log$ -form. Dette representerer lønnselastisiteter, og betyr at en prosent endring i en forklaringsvariabel vil gi en  $\beta_i$  prosent endring i lønnsveksten. Det er her viktig å skille mellom én prosent endring og ett prosentpoengs endring.

Koeffisientene i denne modellen representerer de kortsiktige effektene, om man vil finne den langsiktige effekten kan man sette endringsleddene som lik null, altså at man holder parameterne konstante over tid og løser for  $wc$ . En forutsetning for at det

skal finnes en langsiktig løsning er at hypotesen om at det finnes kointegrasjon ikke forkastes, som innebærer at  $\beta_1$  er signifikant negativ. Da kan man komme til en langsiktig løsning.

$$(4.3) \quad wc = p + prod - \frac{const}{\beta_1} - \frac{\beta_6}{\beta_1} f(U_t, U_{t-1}) - \frac{\beta_7}{\beta_1} STOP - \frac{\beta_8}{\beta_1} SOC$$

En antagelse som kreves for at det skal eksistere en langsiktig løsning, som i Likning (4.3), er at koeffisienten til feiljusteringsleddet,  $\beta_1$ , er signifikant negativt. Endringen i ledigheten på kort sikt antas å bli påvirket av veksten i lønnskostnadene, mens på lang sikt forventes endringer i ledigheten å bli påvirket av nivået på lønnskostnadene. Dette er grunnen til at en kortsiktig tilpasning blir bestemt av en endringsvariabel, mens det på lang sikt blir påvirket av en nivåvariabel.

## 5 Økonometriske momenter

Det er viktig å forstå variablenes tidsserieegenskaper, og da trenger man å diskutere noen grunnleggende økonometriske begreper som stasjonaritet og kointegrasjon.

### 5.1 Stasjonaritet

En tidsserie er stasjonær dersom de lineære egenskapene; forventningsverdi, varians og kovarians eksisterer og er konstante. Dette kan settes opp formelt:

$$\begin{aligned} E(X_t) &= \mu & t &= 1 \dots \infty \\ \text{Var}(X_t) &= \sigma^2 \equiv \gamma_0 < \infty & t &= 1 \dots \infty \\ \text{Cov}(X_t, X_{t+s}) &= \text{Cov}(X_{t+m}, X_{t+s+m}) = \gamma_s & t, s, m &= 1 \dots \infty \end{aligned}$$

Dette betyr at stasjonære variabler ikke vil drive bort fra den forventede verdien, men vil variere rundt disse. Dersom de blir utsatt for et sjokk vil de også til slutt havne tilbake til sine forventede verdier. Kjentetegnet til en ikke-stasjonær tidsserie er at den drifter bort fra den forventede verdien. For å illustrere dette kan man betrakte prosessen:

$$(5.1) \quad y_t = \rho y_{t-1} + u_t$$

der  $u_t$  er restleddet som er hvitt støy, som betyr at det har forventningsverdi og seriekorrelasjon lik 0. Om man substituerer Likning (5.1) gjentatte ganger ender man opp med:

$$(5.2) \quad y_t = u_t + \rho u_{t-1} + \rho^2 u_{t-2} \dots$$

Prosesen i Likning (5.2) har forventningsverdi og kovariansen:

$$(5.3) \quad E(y_t) = 0$$

$$(5.4) \quad \text{Cov}(y_t, y_{t+k}) = \rho^k \sigma^2 (1 + \rho^2 + \rho^4 + \dots)$$

Dersom  $\rho < 1$  vil rekken i Likning (5.4) konvergere og prosessen er dermed stasjonær. Da vil man over tid ende på samme nivå som tidligere etter et eventuelt sjokk, et sjokk vil i denne prosessen bli tatt opp i hvitt støy delen. Hvor lang tid det tar å havne tilbake på samme nivå avhenger av størrelsen på  $\rho$ . Når  $\rho$  er liten vil det ta kortere tid før man er tilbake på samme nivå. Har man en prosess der  $\rho \geq 1$  er serien ikke-stasjonær. I spesialtilfellet der  $\rho = 1$  vil et sjokk ha en vedvarende effekt, og dette kalles en "random walk". For å håndtere et slikt sjokk kan man i visse tilfeller benytte seg av en integrert variabel. En integrert variabel har egenskapen at den kan gjøres stasjonær om den i utgangspunktet er ikke-stasjonær. Dersom man differensierer en integrert variabel et visst antall ganger vil den bli stasjonær. Dersom man må differensiere en tidsserie  $d$  ganger for at den skal bli stasjonær er variabelen integrert av orden  $d$ , dette noteres som  $I(d)$ , eller  $y_t \sim I(d)$ .

Det er mulig å teste for stasjonaritet og dette gjøres ved hjelp av en Dickey-Fuller (DF) test. Starter med prosessen:

$$(5.5) \quad y_t = \mu + \rho y_{t-1} + u_t$$

Nullhypotesen i testen vil være at det er en "random walk", altså at  $\rho = 1$ . Alternativhypotesen vil være at  $\rho < 1$ . Forkaster man nullhypotesen betyr det at prosessen er stasjonær. Testobservatoren i denne testen er gitt ved  $\tau = \hat{\rho}/se(\hat{\rho})$ . Dette er en vanlig t-observator, men det er viktig å merke seg at denne t-observatoren ikke har en standard t-fordeling. En annen forutsetning er at restleddet,  $u_t$ , ikke er seriekorrelet. Måten man tester om hvorvidt restleddet er seriekorrelet er ved å estimere en utvidet versjon av Likning (5.5):

$$(5.6) \quad \Delta y_t = \mu + \psi y_{t-1} + \sum_{i=1}^n \alpha_i \Delta y_{t-1} + u_t$$

Deretter testes det om  $\psi = 0$ , mot alternativhypotesen om at  $\psi < 0$ . Nullhypotesen sier at  $y_t$  er ikke-stasjonær, mens alternativhypotesen sier at prosessen er stasjonær. Denne testen kalles utvidet DF test (ADF). Der  $\psi = \rho - 1$ . ADF testen fører til en empirisk problemstilling om hvor mange lag man skal benytte. Mange lags fører til begrensninger i frihetsgradene, som igjen fører til svakere test-styrke. For få lags kan føre til at man ikke fanger opp all seriekorrelasjonen, og som følge av det vil få skjeve test-resultater.

## 5.2 Kointegrasjon

En vanlig måte å vise at vi har en konsistent minste kvadrats metode-estimator er å benytte seg av at utvalgs kovariansen går mot populasjons kovariansen. I tilfeller med ikke-stasjonære tidsserier vil ikke disse være veldefinerte siden serien ikke fluktuierer rundt en konstant gjennomsnittsverdi. Engel og Granger (1987) har undersøkt sammenhengen mellom feiljusteringsmodeller og kointegrasjon. Med grunnlag i denne sammenhengen utvikler de en metode som gjør det mulig å teste dette empirisk. Det er i utgangspunktet krevende å lage en modell for empirisk testing når man har variabler som er ikke-stasjonære. De viser at det er mulig å modellere en kombinasjon av ikke-stasjonære variabler som sammen opptrer som stasjonære. Dette vil i modellen bety at det er begrensninger på lang sikt, mens det på kort sikt er rom for fleksibilitet. For at man skal kunne ha kointegrasjon er denne kombinasjonen en forutsetning. I feiljusteringsmodellen ser vi denne prosessen i feiljusteringsleddet, som er med på å sette langsiktige begrensninger på modellen. Engel og Granger (1987) kommer fram til dette ved å vise at kointegrerte variabler kan representeres i en feiljusteringsmodell ved å introdusere en to-steps metode. For å teste for kointegrasjon benytter man en enkel regresjonsmodell som:

$$(5.7) \quad y_t = \phi_0 + \phi_1 x_t + \varepsilon_t$$

Det er mulig å teste om det eksisterer kointegrasjon, og det gjøres ved å estimere Likning (5.7), og løse for residualen, gitt ved:

$$i) \quad \hat{\varepsilon}_t = y_t - \hat{\phi}_0 - \hat{\phi}_1 x_t$$

Videre må man sjekke om  $\hat{\varepsilon}_t$  er stasjonær. Dette gjøres ved å estimere hjelpeligningen:

$$ii) \quad \Delta \hat{\varepsilon}_t = \psi \hat{\varepsilon}_{t-1} + \sum_{i=1}^n \alpha_i \Delta \hat{\varepsilon}_{t-1} + \sigma_t$$

tester nullhypotesen om at  $\psi = 0$  mot alternativhypotesen om at  $\psi < 0$ . Denne testen kjenner vi som en ADF test. Her sier nullhypotesen at prosessen ikke er stasjonær. T-observatoren har heller ikke her en standard t-fordeling. Dersom man forkaster nullhypotesen og sier at  $\hat{\varepsilon}$  er stasjonær kan man konkludere med at x og y kointegrerer. Hele denne metoden kalles en to-steps Engel-Granger metode. I tilfellet med kointegrasjon vil y etter et sjokk gå tilbake til sin opprinnelige verdi.

Dersom man i en slik prosess som i Likning (5.7) også har ikke-stasjonære variabler vil problemet kunne være at man genererer spuriøse statistiske sammenhenger. Der de inkluderte variablene for eksempel kan ha samme trend. Sammenhengen i trendene vil skape en sammenheng som kan mistolkes som en kausal effekt. Det er viktig å merke seg at det ikke vil være mulig å benytte seg av standard t- og F-fordelinger, om vi har inkludert ikke-stasjonære variabler. Dette fordi inkluderingen av ikke-stasjonære variabler fører til at også restleddene vil være ikke-stasjonære. Unntaket for dette er når variablene kointegrerer, når det eksisterer parameterverdier av  $\phi$  som fører til at:

$$(5.8) \quad y_t - \phi_0 - \phi_1 x_t \sim I(0)$$

Engle og Granger (1987) viste at den dynamiske tilpasningen der alle leddene er stasjonære  $I(0)$  variable kan representeres ved en modelltype som denne, dersom Likning (5.8) er innfridd:

$$(5.9) \quad \Delta y_t = -\alpha(y_{t-1} - \phi_0 - \phi_1 x_{t-1}) + \zeta_0 + \zeta_1 \Delta x_t + v_t$$



Dette er en likevekts- eller feilkorrigeringsmodell. Der det første leddet representerer avviket fra den langsiktige likevekten i forrige periode, og  $\zeta_1$  representerer den kortsiktige effekten fra en endring i  $x_1$ . Her er både  $x_1$  og  $y_t \sim I(1)$  og de vil dermed bli dominert av langbølgekomponenter, men deres lineære kombinasjon er  $I(0)$  og da må langbølgekomponentene utligne hverandre. Det er mulig å utvide denne modellen med flere ledd og mer komplisert dynamikk så lenge alle variablene er  $I(0)$ , men jeg holder den såpass enkel. Den langsiktige effekten finnes ved å sette alle differens variabler til 0 samtidig som  $i_t = i_{t-1} = \dots$ . Ender da opp med:

$$(5.10) \quad y = \phi_1 x + \delta_x$$

Her representerer  $\delta_x$  at det er en konstant vekstrate.

En annen metode for å teste for kointegrasjon presenteres i Kremers et al. (1992), der man tester om koeffisienten til feiljusteringsleddet er signifikant negativt. I tilfellet med signifikant negativ koeffisient vil det gi sterke indikasjoner på kointegrasjon.

### 5.3 Minste kvadrats metode (MKM)

I denne studien benytter jeg meg av MKM til å estimere mine modeller. For at de estimerte parameterne skal være konsistent, forventningsrett og effisient er det noen betingelser som er nødt til å være oppfylt.

Den første betingelsen som må være oppfylt er  $E(u_t) = 0$ . Denne sier at den forventede verdien til residualen må være lik null. Hvis forventningene avviker fra null kan det skyldes at noen forklaringsvariabler er utelatt i modellen.

Neste betingelse er  $Var(u_t) = \sigma^2 < \infty$ . Variansen til residualen skal være konstant, altså betyr dette at den er homoskedastisk. Om dette ikke er oppfylt kan det føre til at modellen viser feilaktig på enkelte verdier, altså heteroskedastiske. Estimaten kan fremdeles være konsistente og forventningsrette om en har heteroskedastiske residualer, problemet er at estimaten ikke er av minste varians.

En tredje betingelse sier at  $Cov(u_i, u_j) = 0$ , der  $i \neq j$ . Dette betyr at residualen på forskjellige tidspunkt ikke skal påvirke hverandre, altså at de ikke er autokorrelert. Grunner til autokorrelasjon kan skyldes utelatte variabler, for få lags, feil form på funksjonen eller målefeil. Autokorrelasjon fører også til overestimerte varianser, men estimatene er fremdeles forventningsrette.

Det settes også en betingelse om at det ikke skal være noen korrelasjon mellom forklaringsvariablene og residualen, altså  $Cov(u_t, x_t) = 0$ . Om denne betingelsen ikke er oppfylt sier man at det finnes endogenitet. Dette kan oppstå dersom man utelater en relevant forklaringsvariabel i den estimerte modellen. I tilfeller der man opplever endogenitet vil det gi forventningsskjevne og inkonsistente estimater.

## 5.4 Deskriptiv statistikk

Deskriptiv statistikk benyttes til å avdekke om det er store variasjoner i venstresidevariabelen og forklaringsvariablene. Man ser på størrelsen på standardavviket i forhold til den forventede verdien, og ut i fra dette forholde kan en vurdere hvordan variasjonen er.

Betrakter først Figur 5.1 som viser hvordan endringen i log lønnskostnader per timeverk (Dwc) utvikler seg fra 1970 til 2012. I figuren viser den vertikale aksens nominell endring fra året før. En ser fra figuren at den nominelle veksten hadde en topp på midten av 70-tallet. Det ble i 1979 innført lønns- og prisstopp for å dempe den høye inflasjonen, og det ble samtidig foretatt en devaluering av kronen for å bedre handelsbalansen. En ser også dette på kurven, da det i 1979 finnes et lokalt bunnpunkt. Det synes ikke å hjelpe, siden lønnsveksten begynte å vokse igjen og nådde et nytt lokalt toppunkt i 1981 før det så vidt begynte å falle til det igjen nådde et lokalt toppunkt i 1987. Det ble i 1988 igjen innført et lønns- og prisstopp. Lønnsveksten har fra 1990 og senere vært relativt stabilt, selv om det i 1993 falt til sitt laveste punkt for hele den observerte perioden.



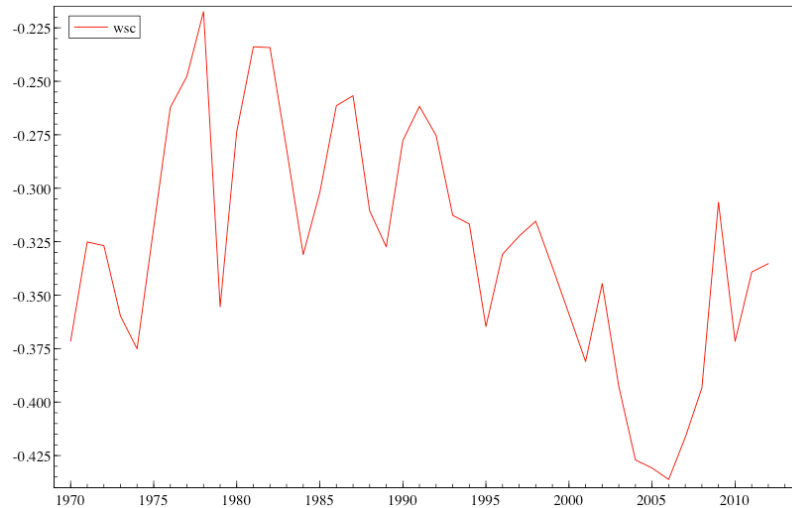
Figur 5.1 Utvikling i årlig lønnsvekst

Neste variabel av interesse er konsumprisindeksen som endrer seg over tid. Figur 5.4 viser den nominelle endringen i konsumprisindeksen, inflasjonen, fra forrige periode på logaritmisk form (Dcpi) på den vertikale aksene. En ser at også denne har en lokal topp i 1975, samtidig når også prisveksten en lokal bunn i 1979. Den globale toppen eller veksten i den observerte perioden finner man i året 1981, etter dette faller den til et nytt lokalt bunnpunkt i 1985. Neste lokale topp kommer så raskt som i 1987. Det blir som sagt innført et lønns- og prisstopp i Norge i 1988 og 1991, og etter dette synker veksten litt før den stabiliserer seg utover 1990-tallet og på 2000-tallet. Det ble i 2001 innført inflasjonsmål i Norge som har som hensikt å sikre stabil prisvekst. Det kan være med å forklare hvorfor inflasjonen har stabilisert seg utover 2000-tallet.



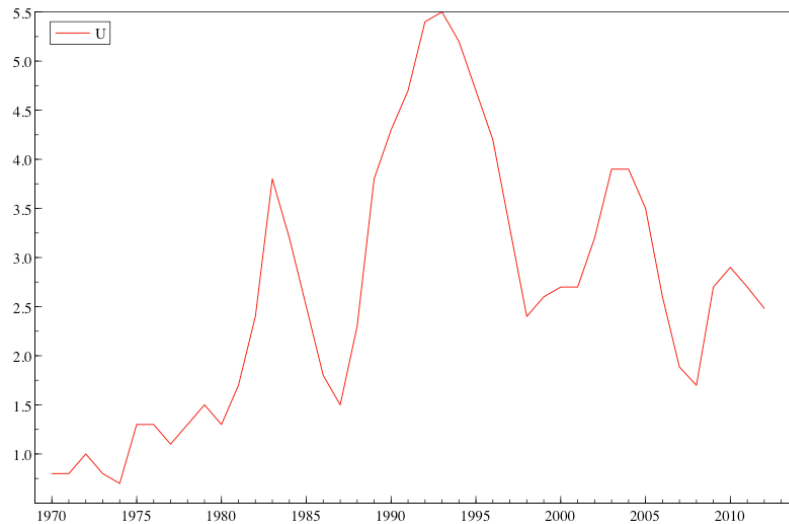
Figur 5.2 Utvikling i årlig inflasjon

Lønnsandelen er i Figur 5.3 vist på logaritmisk form (wsc). Denne variabelen har fluktuert en del og ser nesten periodisk ut. En liten negativ verdi på denne variabelen vil bety at lønnsandelen er høy, og en stor negativ verdi representerer en lav lønnsandel. Den minst negative verdi observeres i 1978, noe som betyr at det i denne perioden var den høyeste observerte lønnsandelen. Den største negative observerte verdien var i 2006, det var altså i dette året at lønnsandelen var på sitt laveste. At lønnsandelen er såpass fluktuerende kan ha sammenheng med konjunktoren i økonomien, da dårligere tider med stigende arbeidsledighet vil føre til mindre press på lønnen og dempe lønnsveksten. Lønnsandelen ses på som en viktig faktor i industrien, da en større negativ lønnsandel bedrer konkurranseevnen. En lavere lønnsandel gjør at bedriften sitter igjen med en større del av gevinsten.



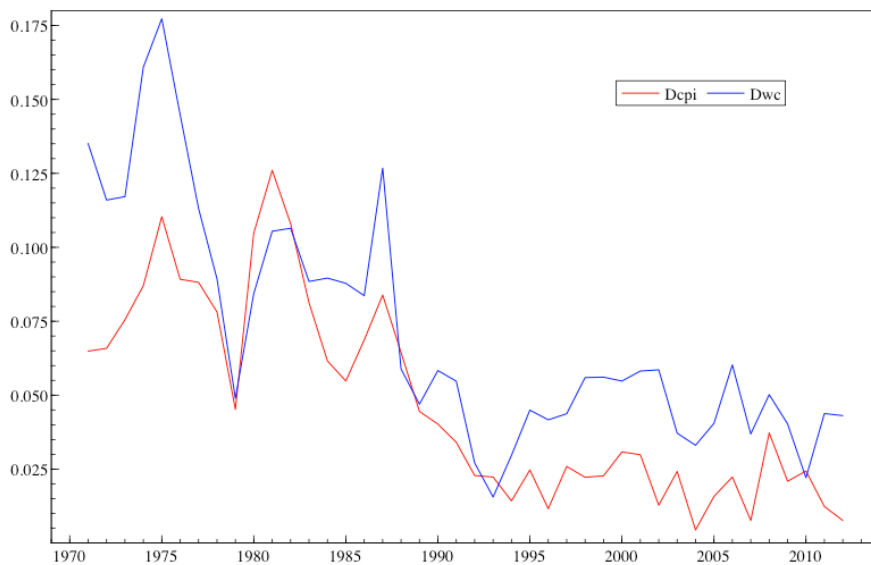
Figur 5.3 Utvikling i årlig lønnsandelen

Arbeidsledigheten som prosent arbeidsledige av arbeidsstokken (U) vises i Figur 5.4. Arbeidsledigheten var ekstremt lav på begynnelsen av 1970-tallet frem til 1981, der den i hele perioden hadde holdt seg under 1,5% med et globalt bunnpunkt i 1974 med kun 0,7% arbeidsledighet som er den laveste observerte verdi. Fra 1981 til 1983 økte arbeidsledigheten til 3,7%, før den igjen falt til et nivå på 1,5% igjen i 1987. Fra 1987 til 1993 eksploderte arbeidsledigheten til hele 5,5%, som er det globale toppunktet. Etter dette begynte arbeidsledigheten å avta igjen og allerede i 1998 var den nede på 2,4%, før den igjen økte til 3,9% i 2003 og 2004. Arbeidsledigheten når et nytt lokalt bunnivå igjen i 2008 med kun 1,7% arbeidsledighet. I 2010 inntraff igjen en liten lokal topp med 2,9% arbeidsledighet. Den raske nedgangen fra 1983 til 1987 kan muligens forklares med at norsk økonomi fikk større etterspørsel fra utlandet etter norske råvarer. I 1986 var det en drastisk nedgang i oljeprisen, noe som forklarer den høye arbeidsledigheten i tiden etterpå.



Figur 5.4 Utvikling i årlig arbeidsledighet

Figur 5.5 inneholder lønnsveksten og konsumprisveksten, der forholdet mellom dem viser reallønnsveksten. Den blå kurven er lønnsvekst og den røde kurven er inflasjonen. En ser at lønnsveksten var lavere enn konsumprisveksten i periodene 1980-1985 og 1989-1993, kun avbrutt av en liten periode i 1991. Reallønnsveksten var på sitt høyeste i periodene rett før de nevnte pris- og lønnsstoppene i 1979 og 1988.



Figur 5.5 Utvikling i inflasjon og lønnsvekst

## 5.5 Test for enhetsrøtter og kointegrasjon

For å teste om tidsserievariablene er stasjonære benytter man seg av en ADF test som tester om det finnes enhetsrøtter, altså om variablene er random walk. Resultatene fra disse testene er presentert i Tabell 5.1. Testene blir utført i OxMetrics og resultatene er for en test med to lags, og de kritiske nivåene er for 5 % signifikansnivå på -2.94 og for 1 % signifikansnivå på 3.61. Jeg tester variablene Dwc, Dcpi, wsc, U og  $U^2_{t-1}$ . Det er disse variablene jeg mener er av mest interesse, det er også i hovedsak disse jeg har diskutert i figurene i Kapittel 5. Jeg har tillegg også valgt å teste  $U^2_{t-1}$  siden det er denne variabelen jeg skal bruke i min modell. Fra resultatene i testen kan man se at det kun er tidsserien for den kvadrert invers ledighet som virker å være stasjonær, der nullhypotesen blir forkastet. Dette kan virke som litt merkelige resultater, men om man ser på figurene 5.1 og 5.2 ser det ut til at det har vært et regimeskift der gjennomsnittet ser ut til å være en del lavere enn det tidligere har vært. Dette kan være med å forklare hvorfor jeg ikke formelt kan forkaste nullhypotesen om random walk.

Tabell 5.1: Test for enhetsrøtter

Dwc	-1.616
Dcpi	-1.164
wsc	-1.947
U	-2.322
$U^2_{t-1}$	-3.781

Videre må det testes for kointegrasjon i feiljusteringsleddet wsc der  $wc$ ,  $p$  og  $prod$  må kointegrere for at man skal kunne ha en langsiktig løsning. Jeg gjennomfører en to-steps Engel-Granger metode der jeg først estimerer:

$$(5.11) \quad wsc = C + \phi_1 p_t + \phi_2 prod_t + \phi_3 u_t + \varepsilon_t$$

Estimeringen av Ligning (5.11) viste at konstantleddet  $C$  ikke var signifikant større enn null. Arbeidsledigheten blir også inkludert. En ny ligning, Ligning (5.11) uten konstantledd, estimeres og residualene lagres i OxMetrics, slik at det er mulig å teste

denne for stasjonaritet. Det ble gjennomført en enhetsrot-test på den lagrede residualen for å teste for stasjonaritet. Resultatene for enhetsrot-testen presenteres i Tabell 5.2.

Tabell 5.2: Enhetsrot-test på lagret residual

Lag	t-adf	$\phi_{t-1}$
2	-2.931	0.49
1	-3.409	0.48
0	-3.324	0.55

Testen har de samme kritiske nivåene som tidligere tester for enhetsrøtter. Har i Tabell 5.2 inkludert testene for en og null lags. Begrunnelsen for det er at disse testene forkaster nullhypotesen om ikke-stasjonaritet med 5% signifikansnivå. I testen med to lags beholdes nullhypotesen marginalt. Den estimerte koeffisienten til den laggede residualen er også inkludert, i kolonne tre. Dette estimatet er klart ulikt fra en, som betyr at det er mulig å si at den estimerte residualen ikke er en random walk. Engel-Granger to-steps metode viser at  $wc$ ,  $p$ ,  $prod$  og  $u$  kointegrerer. Det finnes en langsiktig løsning.



## 6 Empiriske resultater

### 6.1 Resultatene

I dette kapittelet presenteres og kommenteres resultater av modellene jeg har estimert. Jeg ønsker å undersøke om lønnsveksten blir påvirket av hvilken regjering som sitter ved makten, om det er en SD regjering eller borgerlig. Det kan undersøkes ved å betrakte parameteren til SOC-dummy variabelen. Dersom det viser seg at denne variabelen er signifikant ulik null er det belegg for å si at lønnsveksten blir påvirket av hvem som sitter i regjering. Jeg estimerer også modeller med ulike former på lønnsfunksjonen, for å undersøke hvilke lønnsfunksjon som har best forklaringskraft. Videre utvider jeg modellen til å teste om lønnsresponsen av arbeidsledighet blir påvirket av regjeringstypen samt til å teste om det drives annerledes lønnspolitikk i valgår. Modellene blir estimert i programpakken OxMetrics.

Tabell 6.1: Modeller for lønnsendringer

	M1	M2	M3
$wsc_{t-1}$	-0.0817 (-8.63)	-0.0868 (-8.91)	-0.1531 (-8.47)
Dcpi	0.2985 (2.92)	0.2578 (2.59)	0.2733 (2.03)
$Dcpi_{t-1}$	0.3413 (3.37)	0.3326 (3.11)	0.3626 (2.95)
Dp	0.1131 (2.47)	0.1532 (3.43)	0.2627 (5.02)
Dnh	-0.7808 (-5.11)	-0.8595 (-5.45)	-0.6616 (-3.52)
STOP	-0.0278 (-2.49)	-0.0325 (-4.01)	-0.0453 (-4.60)
SOC	-0.0092 (-2.80)	-0.0098 (-2.83)	-0.0052 (-1.27)
$u_{t-1}$	-	-	-0.0223 (-5.68)
Du	-0.0174 (-2.24)	-	-
$U^2_{t-1}$	0.0386 (8.60)	0.0353 (7.86)	-
sigma	0.0090605	0.00959908	0.0115682
AR 1-2 test	1.3483 [0.2750]	1.9157 [0.1643]	2.7289 [0.0810]
ARCH 1-1 test	3.0642 [0.0879]	0.93877 [0.3386]	0.0045499 [0.9466]
Normality test	2.3657 [0.3064]	0.16027 [0.9230]	0.47723 [0.7877]

Jeg estimerer tre modeller, M1, M2 og M3 for venstresidevariabelen  $D_{w,c}$ , for perioden 1970 til 2012 med årlig data fra norsk industri. Modellene M1, M2 og M3 fremkommer fra Likning (4.1), med ulike funksjonsformer. Tabell 6.1 viser de estimerte koeffisientene til parameterne, med t-observatoren i parentes. I alle tre modellene er konstantleddet estimert til ikke å være signifikant større enn null. Analysen er derfor repetert på modeller uten konstantledd. Ellers inkluderer alle de tre modellen variablene lagget lønnsandel, løpende og lagget konsumprisvekst, produktprisendring, normalarbeidstidendring og til slutt dummyvariablene for pris- og lønnsstopp og regjeringstype. Under streken i tabellen finnes ulike tester om restleddet i modellen. AR 1-2 testen reflekterer seriekorrelasjon i restleddet. ARCH 1-1 testen reflekterer seriekorrelasjon i variansen til restleddet. Normality testen undersøker om det er et normalfordelt restledd, som er avgjørende for hvilke type fordeling man skal benytte seg av når man skal finne en p-verdi. Jeg har også valgt å trekke fram  $\sigma$ , som er standardavviket til residualen, som kan ses på som det estimerte standardavviket til regresjonen. De beregnede p-verdiene til testene presenteres i klammene.

I modellen M1 har jeg i tillegg inkludert endring i arbeidsledighetsraten samt lagget kvadrert ledighet. I denne modellen har den estimerte koeffisienten til dummyvariabelen for regjeringstype en verdi på -0,0092. Det betyr at man vil forvente at lønnsveksten vil synke med 0,92% dersom det blir et skifte fra en borgerlig regjering til en SD regjering. Det er viktig å merke seg at dette er prosent og ikke prosentpoeng. Dette spranget utgjør ikke en veldig markant forskjell men den er statistisk signifikant. Dette resultatet representerer den kortsiktige effekten.

Vi ser fra M1 modellen at koeffisienten til  $wsc_{t-1}$  er negativ og signifikant noe som betyr at en økning i lønnsandelen til arbeiderne vil føre til en reduksjon i lønnsveksten. Verdien på parameteren er -0,0817, det vil si at 8,17% av avviket fra langtidsliveveksten vil bli eliminert i neste periode. I en situasjon der lønnskostnaden er mindre enn samlet produktpris og produktivitet vil en få en negativ lønnsandel og dermed få en positiv effekt på lønnsveksten. Er lønnskostnad større enn produktpris og produktivitet vil lønnsandel bli positiv og det vil gi en negativ effekt på lønnsveksten. Feiljusteringsleddet hjelper dermed til å stabilisere lønnen gjennom å dempe lønnsveksten om man i en periode har opplevd høye lønnskostnader. På den

andre siden stabiliserer den lønnen ved å øke veksten dersom det i forrige periode var lave lønnskostnader enn i langtidsliveveksten. Dette kan forklares med at det er logisk at en midlertidig økning i lønnskostnadene uten en økning i produktprisen og/eller produktiviteten bidrar til å jevne ut økningen i lønnskostnadene.

Siden parameteren til  $wsc_{t-1}$  er signifikant negativ med en t-verdi på -8,63 gir det klare indikasjoner på at det finnes kointegrasjon. Og med kointegrasjon i feiljusteringsleddet finnes det en langsiktig løsning for sammenheng mellom ledighet og lønn. Denne langsiktige sammenhengen kan man se i den langsiktige lønnsrelasjonen:

$$(6.1) \quad wc = p + prod + 0,47U^{-2} - 0,40STOP - 0,11SOC$$

Fra Likning (6.1) ser man at det er en positiv langsiktig sammenheng mellom kvadrert invers ledighet og lønnsnivå. Den langsiktige sammenhengen mellom SD regjering og lønnsnivået er negativ. Et skifte til en SD regjering vil føre til en nedgang i lønnsnivået med 11 % på lang sikt.

Vi ser at det ikke er indikasjoner på seriekorrelasjon i restleddet, da AR 1-2 testen forkaster hypotesen om seriekorrelasjon med 10 % signifikansnivå. Jeg kan derimot ikke forkaste en hypotese med 10% signifikansnivå om at det er seriekorrelasjon i variansen til restleddet. Her ser vi at p-verdien i klammetegnet i ARCH 1-1 testen er 0,0879, som gjør at vi ikke kan forkaste hypotesen. Denne kan ikke strengt forkastes, og velger derfor å se på det som at det ikke eksisterer seriekorrelasjon i restleddet. I følge normality-testen er det mulig å si at restleddet er normalfordelt.

Videre modelleres M2 som kun inkluderer den laggede kvadrerte inverse ledigheten. Utelatelsen av ledighetsveksten fører til at effekten av en SD regjering blir sterkere og mer signifikant. Effekten av endret kvadrert invers ledighet er noe svakere i M2 i forhold til M1. Det er viktig å merke seg at dette er M2 er et ugyldig spesialtilfellet av M1, siden man har utelatt den signifikante variabelen Du.

Justeringshastigheten,  $\beta_1$ , er signifikant negativ og noe sterkere i M2 enn i M1. Som betyr at man i M2 vil ha en langtidslikevekt som man vil komme raskere tilbake til. Denne langsiktige likevekten i M2 blir gitt ved:

$$(6.2) \quad wc = p + prod + 0,41U^{-2} - 0,37STOP - 0,11SOC$$

Denne langsiktige sammenhengen av lagget kvadrert invers ledighet på lønnsnivået er også i M2 positiv. Den langsiktige effekten av endring er svakere i M2, altså vil lønnsnivået på lang sikt bli mindre påvirket av kvadrert invers ledighet. Den langsiktige sammenhengen mellom SD regjering er også i M2 negativ.

Det er i M2 belegg for å forkaste hypotesen om at det eksisterer både seriekorrelert restledd serikorrelert varians til restleddet, da begge hypotesene kan forkastes med god margin. Testen om normalfordelt restledd sier at restleddet er normalfordelt.

En tredje modell er M3 som er en modell med lagget log ledighetsrate. Effekten av ledighetsraten er signifikant negativ med en estimert koeffisient på  $-0,0223$  som betyr at en endring på 1 %-poeng vil gi en endring i lønnsveksten på  $-2,23$  %-poeng. En lavere sysselsetting vil følgelig gi mindre press på lønnsveksten gjennom økt tilgang til arbeidskraft og det at arbeidstakere vil godta lavere lønn for å ikke miste jobben.

I M3 vil den langsiktige likevekten til lønnsnivået bli gitt ved:

$$(6.3) \quad wc = p + prod - 0,15u - 0,30STOP$$

Det er en negativ langsiktig sammenheng mellom log ledighetsnivå og lønnsnivået.

Effekten av regjeringstype virker å ikke være signifikant større enn null i M3. Regjeringstypen vil altså ikke påvirke lønnsveksten på kort sikt eller det langsiktige lønnsnivået.

Hypotesen om seriekorrelert restledd kan ikke forkastes med 10 % signifikansnivå i M3, men denne er i likhet med ARCH-testen i M1 såpass i grensesonen at jeg betrakter den som forkastet, altså at det ikke finnes seriekorrelasjon i restleddet. I testen om det finnes seriekorrelasjon i variansen til restleddet kan hypotesen forkastes. I følge denne testen er det greit hold i å si at det ikke finnes seriekorrelasjon i variansen til restleddet. Normality-testen indikerer at restleddet er normalfordelt.

M1 vil være den modellen som foretrekkes, fordi M1 har klart lavere sigma enn M3 og fordi M2 er en ugyldig forenkling av M1 ved å utelate en signifikant variabel, Du. For å styrke mitt argument om at M1 er foretrukket setter jeg opp en ny modell, M4, som inkluderer både kvadrert invers ledighet og lagget log ledighet. Resultatene for denne hjelperegresjonen er presentert i Tabell 6.2.

Tabell 6.2: Modell for lønnsendringer

	M4
wsc <sub>t-1</sub>	-0.0980 (-4.72)
Dcpi	0.3115 (2.75)
Dcpi <sub>t-1</sub>	0.2767 (2.63)
Dp	0.1669 (3.32)
Dnh	-0.8356 (-5.10)
STOP	-0.0343 (-3.94)
SOC	-0.0093 (-2.59)
u <sub>t-1</sub>	-0.0036 (-0.614)
U <sup>2</sup> <sub>t-1</sub>	0.0312 (3.88)
sigma	0.00969093
AR 1-2 test	1.6946 [0.2008]
ARCH 1-1 test	1.7595 [0.1924]
Normality test	0.0539 [0.9734]

I M4 er ikke koeffisienten til log ledighet signifikant, dette støtter argumentet om at M1 er den foretrukne modellen. Resultatene fra M4 indikerer også at lønnskurver som krummer har bedre forklaringskraft, enn kurver som er lineære.

## 6.2 Tidligere studier

De kortsiktige effektene av SOC-variabelen i den empiriske analysen til Johansen et al. (2007) er på  $-0.010$ . Sammenlignet med min estimerte kortsiktige effekt på  $-0.0092$  konkluderer jeg med at de to estimatene er like. Begge studiene viser en negativ effekt av SD regjering på lønnsveksten, samtidig som effekten ikke er veldig sterk.

Estimatene på SOC parameteren i min langsiktige relasjon er større enn observert tidligere. Johansen et al. (2007) får en langtidseffekt på  $-0,033$  mens jeg har en langtidseffekt på  $-0,11$ . En måte å forklare dette kan gjøres dersom man betrakter feiljusteringsleddet. Johansen et al. (2007) har en estimert verdi på  $-0,30$ , mens min estimerte verdi er  $-0,0817$ . Jeg finner en mye tregere tilpasning enn det som har blitt observert tidligere. Dette kan igjen forklares om man betrakter Figur 5.1 og 5.2, der ser man at utviklingen i lønnsveksten og inflasjonen flater ut og legger seg stabilt på et lavere nivå på 2000-tallet, enn det som var situasjonen før 1990-tallet. En mulig forklaring på den lave og stabile inflasjonen er innføringen av inflasjonsmålet i 2001, som styrer mot en inflasjon på 2.5 prosent over tid.

## 6.3 Rekursiv estimering

En av hovedproblemstillingene i denne oppgaven er å undersøke om tidligere resultater som viser at en SD regjering har negativ effekt på lønnsveksten holder når man benytter nyere data og lengre tidsserier. Så langt virker det som det er tilfellet. Det er i midlertid interessant å undersøke om de estimerte effektene er stabile over tid. Det gjøres ved rekursiv estimering. Først estimeres koeffisientene i modellen med få observasjoner og deretter estimerer de på nytt med en og en ekstra observasjon. Jeg starter med 15 observasjoner for så å utvide med en og en observasjon. Variablene av spesiell interesse er ledighetsvariablene, lønnsandelvariabelen og SOC-variabelen. I Figur 6.1, 6.2 og 6.3 vises de rekursive estimatene fra henholdsvis M1, M2 og M3. I Figurene blir det presentert estimert verdi ved den røde linjen mens de blå linjene ligger to standardavvik fra den estimerte verdien, tilsvarende 95% konfidensintervall. Det er ønskelig at avstanden mellom den røde linja og de blå linjene skal være minst mulig, slik at usikkerheten rundt estimatene blir lave. Konfidensbåndet forventes å

bli mindre over tid, fordi flere observasjoner vil føre til at variansen til MKM-estimatorene minker. Hvis nullverdien faller utenfor konfidensbåndet er det godt hold i å si at estimatet er signifikant ulik null. Estimaten kan sies å være stabile om man observerer flate kurver.

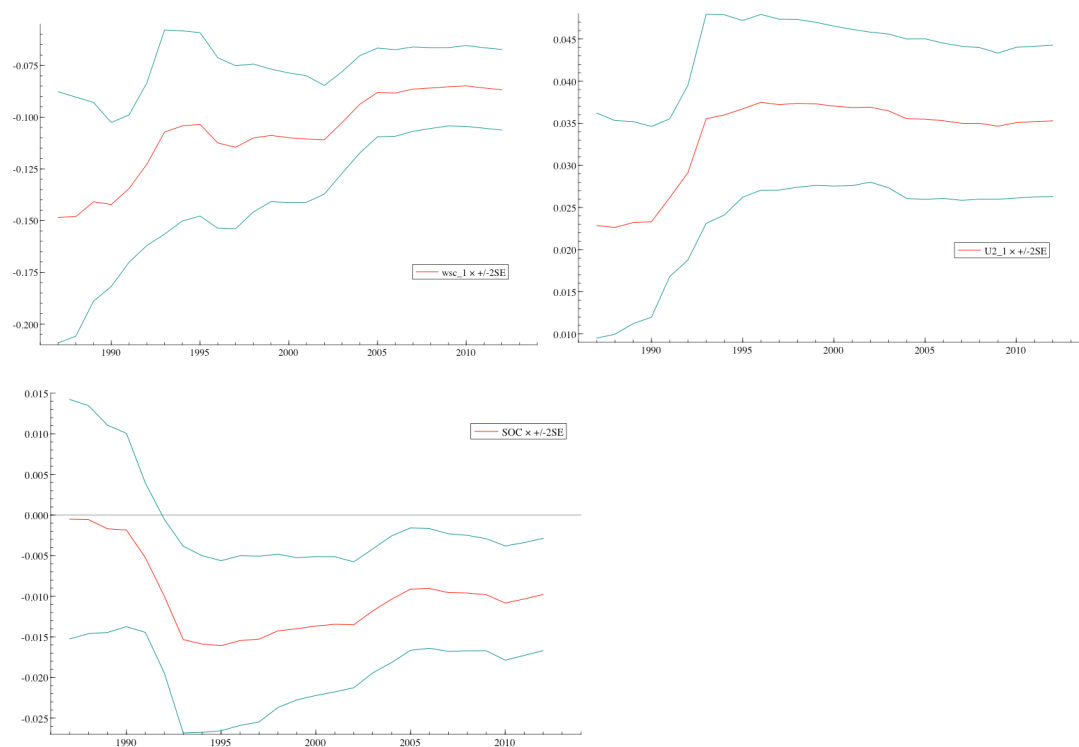
## M1



Figur 6.1 Rekursivt estimerte parametere i M1

I Figur 6.1 starter alle estimatene med store svingninger men stabiliserer seg fort, fra 1995 og utover. Kurven til estimatet til  $U^2_{t-1}$  er nesten rett og er stabil, men standardavviket er omtrent det samme over hele perioden. Estimaten til endringen i arbeidsledigheten,  $Du$ , virker også å være stabil, samtidig som den over tid varierer i å være signifikant større enn null. Estimaten til lønnsandelen,  $wsc$ , stabiliserer seg også over tid, og standardavvikene blir mindre med økende antall observasjoner. Estimaten til SOC-variabelen, konsekvensen av SD regjering, er signifikant negativt og stabil over omtrent hele perioden.

## M2

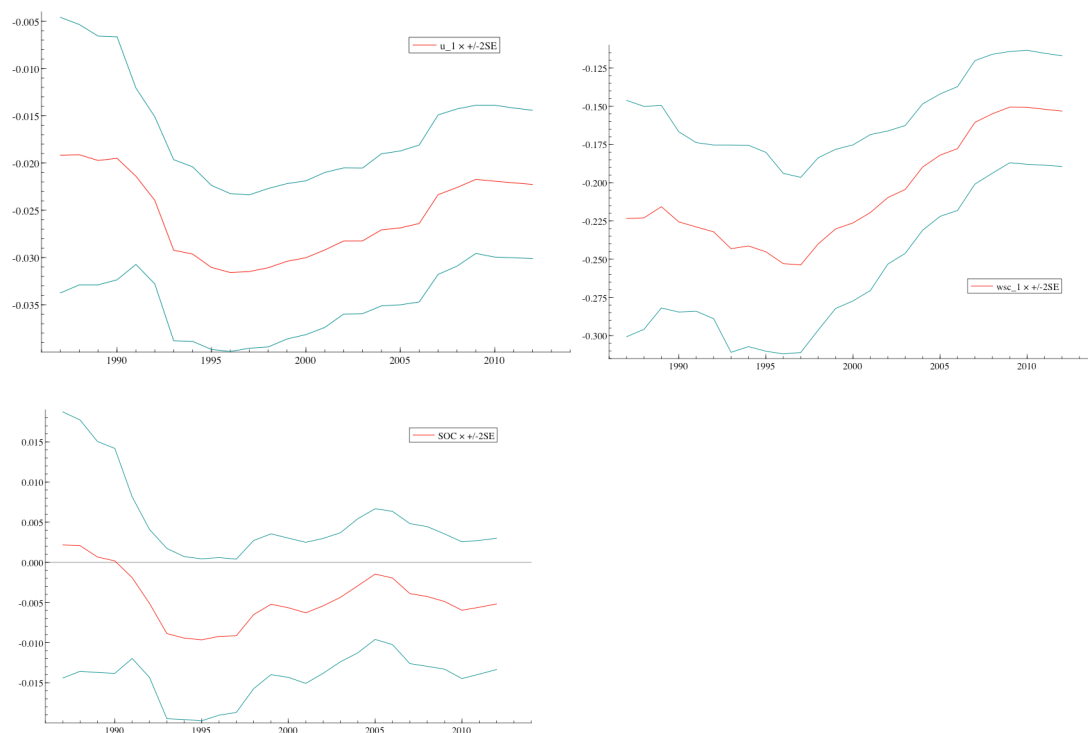


Figur 6.2 Rekursivt estimerte parametere i M2

Figur 6.2 har omtrent samme kurver som Figur 6.1, noe som ikke er overraskende siden den eneste forskjellen på M1 og M2 er ekskluderingen av Du i sistnevnte.



### M3



Figur 6.3 Rekursivt estimerte parametere i M3

Estimatet til log arbeidsløshet,  $u_{t-1}$ , er i M3 signifikant negativ over hele perioden og rimelig stabil, samtidig som standardavvikene er konstante. Estimatet til lønnsandelen,  $wsc$ , virker ikke å være stabile men har en kurve med bratt helning. Men estimatene er signifikant ulik null gjennom hele perioden. SOC-variabelens estimer virker ikke å være signifikant fra null noen gang gjennom perioden. Dette stemmer overens med t-testen på den estimerte koeffisienten til SOC-variabelen i M3 som sier at den ikke er signifikant større enn null.

### 6.3 Videre utvidelser

Resultatene gir grunn til å anta at regjeringstype gir en signifikant effekt på lønnsutviklingen. Johansen et al. (2007) kommer fram til samme konklusjon som meg, men de stopper ikke der. De utvider sin modell og gjennomfører flere robusthetssjekker for å støtte opp om sin konklusjon. Jeg inspireres av dem og utvider min modell for å sjekke om regjeringstypen har effekt på arbeidsledighetens innflytelse på lønnsveksten. Dette gjøres ved å formulere en ny modell med utgangspunkt i M1 hvor et interaksjonsledd mellom SOC-dummyen og arbeidsledigheten innføres. Jeg estimerer tre modeller, først en modell der jeg inkluderer et interaksjonsledd mellom SOC-dummyvariabelen og kvadrert invers ledighet samt ledighetsveksten. Deretter en modell der det kun inkluderes et interaksjonsledd mellom SOC og kvadrert invers ledighet. Og til slutt en modell med kun et interaksjonsledd mellom SOC og ledighetsvekst. Resultatene finnes i A.1, A.2 og A.3 i appendikset. Resultatene viste at ingen av disse interaksjonsleddene var signifikante. En kan da konkludere med at regjeringstypen ikke har noen effekt på lønnsresponsen av ledighet.

Videre vil jeg undersøke om valgår har noen påvirkning på lønnsveksten. Det er interessant å sjekke om det drives ulik politikk i de årene det er stortingsvalg. For å undersøke dette utvider jeg M1 med en ny dummyvariabel for valgår samtidig som jeg inkluderer et interaksjonsledd mellom SOC og valgår. Jeg undersøker om det er spesielt SD regjeringer som endrer politikk i et stortingsvalgår. To modeller estimeres, en der både dummy for valgår og interaksjonsledd mellom SOC og valgår blir inkludert, den andre der det kun utvides med en dummyvariabel for valgår. Resultatet finnes i A.4 og A.5 i appendikset. I disse to modellene viser det seg at det ikke er noe signifikant effekt av valgår på lønnsvekst. Ingenting tyder på at det drives en annerledes politikk i valgår enn andre år.

I Tabell 6.3 presenteres resultatene for modellen M6 som er en modell identisk med M1 men basert på observasjonene kun i perioden 1972-2000. Denne studien presenteres for å undersøke stabiliteten til modellen samt for sammenligning med resultatene i Johansen et al. (2007).

Tabell 6.3: Modell for lønnsendringer

	M6
$wsc_{t-1}$	-0.0990 (-6.25)
Dcpi	0.2913 (2.48)
$Dcpi_{t-1}$	0.3065 (2.59)
Dp	0.0968 (1.75)
Dnh	-0.8209 (-5.26)
STOP	-0.0254 (-3.12)
SOC	-0.0117 (-2.80)
$Du_t$	-0.0166 (-1.90)
$U^2_{t-1}$	0.0395 (8.47)
sigma	0.00888825
AR 1-2 test	0.84026 [0.4478]
ARCH 1-1 test	0.032251 [0.8588]
Normality test	0,86804 [0.6479]

Resultatene til estimatene i M6 stemmer godt overens med resultatene i M1. Sammenfallende estimater tyder på at M1 er stabil over tid og at det ikke er indikasjoner på strukturelle brudd. Koeffisienten til feiljusteringsleddet er også omtrent det samme som i M1, og dette taler imot tidligere argumentasjon om at innføringen av inflasjonsmål kunne føre til noen strukturelle forandringer i økonomien. Sammenlignet med resultatene til Johansen et al. (2007) finner jeg en mye tregere lønnstilpasning.

$$(6.4) \quad wc = p + prod + 0,40U^{-2} - 0,26STOP - 0,12SOC$$

Den langsiktige sammenhengen i M6, presenteres i Likning (6.4), er heller ikke veldig ulik den langsiktige sammenhengen i M1.

## 7 Oppsummering og avsluttende kommentar

I denne studien undersøkes det om lønnsveksten i norsk industri blir påvirket av hvilken regjeringstype som sitter ved makten. Dette er undersøkt ved hjelp av en tidsserie med observasjoner av blant annet lønnskostnader, arbeidsledighet og konsumpriser fra 1970 frem til 2012. For å kunne undersøke påvirkningen inkluderte jeg en dummyvariabel som representerte at Arbeiderpartiet sitter i regjering. Hovedfokus for denne studien var å undersøke om konklusjonene i Johansen et al. (2007) fortsatt holder dersom man benytter seg av nyere data og lengre tidsserier. Jeg konkluderer med at det er signifikant forskjell på en sosialdemokratisk regjering og en borgerlig regjering. Effekten er ikke stor men den er signifikant. Dersom man går fra en borgerlig regjering til en Arbeiderparti regjering vil man i Norge kunne forvente en nedgang i lønnsveksten de kommende årene. Lønnsveksten vil ikke være signifikant forskjellig i valgår og år uten valg. Arbeidsledigheten vil ha samme påvirkning på lønnsveksten uavhengig av hvilken regjeringstype som styrer. Betrakter en lønnsfunksjonsformen, synes lønnskurver som krummer å forklarer observasjonene best.

Observerer bare om Arbeiderpartiet er i regjering, uavhengig av koalisjonsregjering og mindretallsregjering. En mulig videreføring av studien er å undersøke om regjeringskonstellasjonen har påvirkning på funnene i denne studien, altså at regjeringstype har påvirkning på lønnsveksten. En annen videreføring er å undersøke om styrken på regjeringen, altså hvor mange mandater arbeiderpartiet har på Stortinget, påvirker lønnsfølsomheten.

Studien kan utvides til å undersøke om innføringen av inflasjonsmål stabiliserte økonomien. Inflasjonsmålet kommenteres i denne studien og brukes til å forklare hvorfor lønnsstilpasningen er tregere i denne studien i forhold til tidligere studier. Studien finner imidlertid ingen signifikant påvirkning. På grunn av de tvetydige resultatene vil det være interessant å undersøke dette nærmere.

## Referanseliste

- Albæk K, Aspelund R, Blomskog S, Barth E, Gudmundsson B, Karlsson V og Madsen E (1999) The wage curve in the Nordic Countries. *TemaNord serien*, 1999:597
- Alvarez R M, Garrett G og Lange P (1991) Government partisanship, labor organisation, and macroeconomic performance. *Am Polit Sci Rev*, 85:539-556
- Calmfors L og Driffil J (1988) Bargaining structure, corporatism and macroeconomic performance. *Econ Policy*, 3:13-61
- Engle R F og Granger C W (1987) Co-integration and error correction: representation, estimation and testing. *Econometrica: journal of the Econometric Society*, 2:251-276
- Garrett G og Lange P (1986) Performance in a hostile world: economic growth in capitalist democracies. *World Polit*, 38:517-545
- Jackman R (1987) The politics of growth in the industrial democracies, 1974-80: leftist strength or north sea oil? *The Journal of Politics*, 49:242-256
- Johansen K (1995) Norwegian Wage Curves. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 57:229-247
- Johansen K og Strøm B (1997) Wages, prices and politics: evidence from Norway. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 54:325-348
- Johansen K, Mydland Ø og Strøm B (2007) Politics in wage settings: does government colour matter? *Economics of Governance*, 8:95-109

- Johansen K (2012) Forelesningsnotater i "Arbeidsmarkeds Økonomi" SØK3522 ved NTNU

- Kremers J, Ericsson N og Dolado J(1992) The power of cointegration test.

*Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 54, 325-348.

- Lange P og Garrett G (1985) The politics of growth: strategic interactions and economic performance in advanced industrial democracies 1974-1980. *J Polit*, 47:792-827

- Stølen M N (1990) Is there a NAIRU in Norway? Central Bureau of Statistics, Oslo, Discussion paper No. 56

- Stølen M N (1995) *Wage Formation ant the Macroeconomic Function of the Norwegian Labour Market*. Statistisk Sentralbyrå, Oslo og Kongsvinger

- Nordahl K (1945) *Fagorganisasjonen og lønnspolitikken*. Arbeidernes Opplysningsforbund, Oslo.

- Moene K O, Wallerstein M og Hoel M (1991) *Bargaining structure and economic performance*. Institute of Industrial Realations, University of California

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

- Wooldridge J M (2009) *Introductory econometrics: a modern approach*, Thomson southwestern, Ohio.

## Appendiks

### A.1 Modell M1 med interaksjonsledd mellom SOC og begge ledighetsvariablene

	Coefficient	Std.Error	t-value	t-prob	Part.R^2
wsc_1	-0.0816864	0.009737	-8.39	0.0000	0.7011
Dcpi	0.311493	0.1072	2.91	0.0068	0.2196
Dcpi_1	0.335436	0.1046	3.21	0.0032	0.2551
Dp	0.110618	0.04756	2.33	0.0270	0.1528
Dnh	-0.783972	0.1572	-4.99	0.0000	0.4533
STOP	-0.0272818	0.008648	-3.15	0.0036	0.2491
SOC	-0.00913099	0.003377	-2.70	0.0112	0.1959
U2_1	0.0399932	0.005361	7.46	0.0000	0.6497
Du	-0.0171900	0.01140	-1.51	0.1420	0.0705
SOCxDu	0.00107976	0.01467	0.0736	0.9418	0.0002
SOCxU2_1	-0.00337003	0.005814	-0.580	0.5665	0.0111
sigma	0.00930494	RSS		0.00259745606	
log-likelihood	139.993				
no. of observations	41	no. of parameters		11	
mean(dwcostt)	0.0695656	se(dwcostt)		0.0385867	
AR 1-2 test:	F(2,28)	=	1.3603	[0.2730]	
ARCH 1-1 test:	F(1,39)	=	2.6526	[0.1114]	
Normality test:	Chi^2(2)	=	2.3458	[0.3095]	
Hetero test:	F(21,19)	=	0.50333	[0.9352]	
Hetero-X test:	not enough observations				
RESET23 test:	F(2,28)	=	1.6577	[0.2087]	

### A.2 Modell M1 med interaksjonsledd mellom SOC og ledighetsvekst

	Coefficient	Std.Error	t-value	t-prob	Part.R^2
wsc_1	-0.0817235	0.009632	-8.48	0.0000	0.6990
Dcpi	0.298925	0.1038	2.88	0.0072	0.2109
Dcpi_1	0.340694	0.1031	3.30	0.0024	0.2604
Dp	0.112589	0.04693	2.40	0.0226	0.1566
Dnh	-0.780465	0.1554	-5.02	0.0000	0.4487
STOP	-0.0275663	0.008541	-3.23	0.0029	0.2515
SOC	-0.00919111	0.003339	-2.75	0.0098	0.1964
U2_1	0.0386880	0.004813	8.04	0.0000	0.6758
Du	-0.0168386	0.01126	-1.50	0.1449	0.0673
SOCxDu	-0.000992263	0.01408	-0.0705	0.9443	0.0002
sigma	0.00920474	RSS		0.00262654414	
log-likelihood	139.765				
no. of observations	41	no. of parameters		10	
mean(dwcostt)	0.0695656	se(dwcostt)		0.0385867	
AR 1-2 test:	F(2,29)	=	1.4247	[0.2569]	
ARCH 1-1 test:	F(1,39)	=	3.1803	[0.0823]	
Normality test:	Chi^2(2)	=	2.3612	[0.3071]	
Hetero test:	F(19,21)	=	0.51435	[0.9248]	
Hetero-X test:	not enough observations				
RESET23 test:	F(2,29)	=	0.95889	[0.3951]	

### A.3 Modell M1 med interaksjonsledd mellom SOC og kvadrert invers ledighet

	Coefficient	Std.Error	t-value	t-prob	Part.R <sup>2</sup>
wsc_1	-0.0817219	0.009567	-8.54	0.0000	0.7018
Dcpi	0.311511	0.1055	2.95	0.0059	0.2196
Dcpi_1	0.334975	0.1028	3.26	0.0027	0.2553
Dp	0.110199	0.04646	2.37	0.0241	0.1536
Dnh	-0.783537	0.1545	-5.07	0.0000	0.4533
STOP	-0.0270902	0.008114	-3.34	0.0022	0.2645
SOC	-0.00915408	0.003308	-2.77	0.0094	0.1981
U2_1	0.0400643	0.005188	7.72	0.0000	0.6580
Du	-0.0165986	0.007953	-2.09	0.0452	0.1232
SOCxU2_1	-0.00326577	0.005548	-0.589	0.5604	0.0111
sigma	0.00915445	RSS		0.00259792499	
log-likelihood	139.989				
no. of observations	41	no. of parameters		10	
mean(dwcostt)	0.0695656	se(dwcostt)		0.0385867	
AR 1-2 test:	F(2,29)	=	1.3749	[0.2689]	
ARCH 1-1 test:	F(1,39)	=	2.7912	[0.1028]	
Normality test:	Chi <sup>2</sup> (2)	=	2.3381	[0.3107]	
Hetero test:	F(19,21)	=	0.60106	[0.8654]	
Hetero-X test:	not enough observations				
RESET23 test:	F(2,29)	=	1.7206	[0.1967]	

### A.4 Modell M1 med dummyvariabel for valgår og interaksjonsledd mellom SOC og valgår

	Coefficient	Std.Error	t-value	t-prob	Part.R <sup>2</sup>
wsc_1	-0.0829746	0.01078	-7.70	0.0000	0.6638
Dcpi	0.300734	0.1063	2.83	0.0082	0.2108
Dcpi_1	0.339848	0.1045	3.25	0.0028	0.2605
Dp	0.111813	0.04753	2.35	0.0254	0.1557
Dnh	-0.780370	0.1621	-4.81	0.0000	0.4359
STOP	-0.0272816	0.008407	-3.25	0.0029	0.2598
SOC	-0.00973039	0.004171	-2.33	0.0265	0.1536
U2_1	0.0388722	0.004888	7.95	0.0000	0.6782
Du	-0.0181274	0.008446	-2.15	0.0401	0.1331
SOCvalg	-0.00193508	0.006744	-0.287	0.7761	0.0027
SOCxSOCvalg	0.00208543	0.008456	0.247	0.8069	0.0020
sigma	0.00934483	RSS		0.0026197732	
log-likelihood	139.817				
no. of observations	41	no. of parameters		11	
mean(dwcostt)	0.0695656	se(dwcostt)		0.0385867	
AR 1-2 test:	F(2,28)	=	1.2332	[0.3067]	
ARCH 1-1 test:	F(1,39)	=	3.7380	[0.0605]	
Normality test:	Chi <sup>2</sup> (2)	=	1.7600	[0.4148]	
Hetero test:	F(19,21)	=	0.69036	[0.7896]	
Hetero-X test:	not enough observations				
RESET23 test:	F(2,28)	=	0.88037	[0.4258]	



## A.5 Modell M1 med dummyvariabel for valgår

	Coefficient	Std.Error	t-value	t-prob	Part.R <sup>2</sup>
wsc_1	-0.0819120	0.009732	-8.42	0.0000	0.6956
Dcpi	0.300641	0.1046	2.87	0.0073	0.2103
Dcpi_1	0.341489	0.1027	3.32	0.0023	0.2627
Dp	0.112228	0.04678	2.40	0.0226	0.1566
Dnh	-0.775949	0.1586	-4.89	0.0000	0.4356
STOP	-0.0277367	0.008077	-3.43	0.0017	0.2756
SOC	-0.00913040	0.003336	-2.74	0.0102	0.1946
U2_1	0.0385045	0.004584	8.40	0.0000	0.6947
Du	-0.0174647	0.007884	-2.22	0.0342	0.1366
SOCvalg	-0.000519959	0.003489	-0.149	0.8825	0.0007

sigma	0.00920218	RSS	0.00262508443
log-likelihood	139.776		
no. of observations	41	no. of parameters	10
mean(dwcostt)	0.0695656	se(dwcostt)	0.0385867

AR 1-2 test:	F(2,29)	=	1.2708	[0.2958]
ARCH 1-1 test:	F(1,39)	=	3.3110	[0.0765]
Normality test:	Chi <sup>2</sup> (2)	=	2.3741	[0.3051]
Hetero test:	F(18,22)	=	0.79282	[0.6888]
Hetero-X test:	not enough observations			
RESET23 test:	F(2,29)	=	0.89147	[0.4210]