

## **Forord**

Jeg vil gjerne rette en takk til min veileder professor Kåre Johansen for all hjelpen i forbindelse med denne oppgaven. Problemstillingen med å undersøke lønnsresponsen på ledighet i ulike sektorer var hans opprinnelige forslag. Gjennom hele prosessen har han bidratt med konkrete og konstruktive tilbakemeldinger. Ellers vil jeg takke familie for god støtte gjennom studietida, og studievenner for gode diskusjoner og hyggelige stunder.

Trondheim, 15. juni 2015

Christian Hrafn Brovold

## **Innholdsfortegnelse:**

1 Innledning.....	1
2 Teori og litteratur .....	3
2.1 Fagforeninger og lønnsforhandlinger .....	3
2.1.1 Fagforeningens objektfunksjon.....	3
2.1.2 Bestemmelse av alternativnytt utenfor sektoren .....	4
2.1.3 Den monopolistiske fagforeningsmodellen .....	5
2.1.4 Styringsrettmodellen .....	10
2.1.5 Komparativ statikk i styringsrettmodellen.....	12
2.2 Effektivitetslønn .....	14
2.3 Differensiert effekt av ledighet for ulike typer arbeidere .....	15
2.4 Tidligere empiri om arbeidsledighet og lønn .....	16
3 Datamateriale og tidsserieegenskaper .....	22
3.1 Presentasjon av data.....	22
3.2 Test for stasjonaritet .....	24
3.3 Kointegrasjon og feilkorrigeringsmodeller .....	27
3.4 Inkluderte variablers tidsserieegenskaper.....	28
4 Modellspekifisering og forventninger/hypoteser .....	34
4.1 Modellspekifisering.....	34
4.2 Økonomiske hypoteser om parameterne fortegn .....	35
4.3 Alternative transformasjoner av den åpne ledighetsraten.....	37
5 Empiriske resultater og diskusjon .....	39
5.1 Strategi for reduksjon av grunnmodellen .....	39
5.2 Resultater for modellene med logaritmisk spesifisering.....	40
5.2.1 Modell M1 (industri).....	41
5.2.2 Modell M2 (bygge- og anleggsvirksomhet) .....	43
5.2.3 Modell M3 (varehandel og reparasjon av motorvogner) .....	44
5.3 Sammenlikning av sektorene.....	45
5.4 En sensitivitetsanalyse ved bruk av NAV-tall for arbeidsledighet.....	47
5.5 Kvadrert invers spesifisering av ledighetsraten .....	49
5.6 Parameterstabilitet .....	53
5.7 Sammenlikning med tidligere studier .....	55
6 Konklusjon .....	58

Referanser.....	60
Vedlegg .....	63
Vedlegg A: Variabelliste .....	63
Vedlegg B: Plot av inkluderte variable på logaritmisk nivå og differensiert logaritmisk nivå .....	65
Vedlegg C: Estimering av grunnmodellen for de tre sektorene .....	67
Vedlegg D: 95 % konfidensintervall for estimatene i modell M1, M2 og M3.....	69
Vedlegg E: Korrelasjonsmatriser for sektorene.....	70
Vedlegg F: Rekursiv estimering av modellene.....	72

## **Tabeller:**

Tabell 1.1: Antallet arbeidsledige i prosent av arbeidsstyrken i OECD.....	2
Tabell 2.1: Partielle effekter av arbeidsmarkedsforhold på forhandlingslønna.....	14
Tabell 3.1: ADF-tester for stasjonaritet av inkluderte variable.....	32
Tabell 5.1: Lønnslikninger 1973-2013 for gitt sektor (AKU-ledighet, logaritmisk spesifisering).....	43
Tabell 5.2: Lønnslikninger 1972-2013 for gitt sektor (NAV-ledighet, logaritmisk spesifisering).....	48
Tabell 5.3: Lønnslikninger 1973-2013 (logaritmisk vs. kvadrert invers spesifisering).....	50
Tabell 5.4: Semielasticiteter i modell M7, M8 og M9.....	53
Tabell 5.5: Langsiktig elasticitet av ledighet i litteraturen.....	56
Tabell A.1: Variabelliste.....	63
Tabell C.1: Grunnmodellen for gitt sektor (AKU-ledighet, logaritmisk spesifisering).....	67
Tabell D.1: Konfidensintervaller modell M1, M2 og M3.....	69
Tabell E.1: Korrelasjonsmatrise industrien.....	70
Tabell E.2: Korrelasjonsmatrise bygg- og anlegg.....	70
Tabell E.3: Korrelasjonsmatrise varehandel.....	71

## **Figurer:**

Figur 2.1: Optimum i den monopolistiske fagforeningsmodellen.....	8
Figur 2.2: Inelastisk etterspørsel gir høyere lønn.....	9
Figur 2.3: Sammenligning av optimalt lønnsnivå i den monopolistiske ( $w^M$ ) og styringsrettmodellen ( $w^B$ ).....	12
Figur 3.1: Åpen ledighet 1970-2013.....	29
Figur 3.2: Lønnsandelen for sektorene 1970-2013.....	30
Figur 3.3: Lønnsvekst for sektorene 1971-2013, samt inflasjonen i perioden.....	31
Figur 3.4: Produktprisvekst i sektorene 1971-2013.....	31
Figur 5.1 Langsiktig reallønnsrespons industrien.....	52
Figur 5.2: Langsiktig reallønnsrespons bygg- og anlegg.....	52
Figur 5.3: Langsiktig reallønnsrespons varehandel.....	52
Figur 5.4: Rekursiv estimering av ledigheten for M1, M2 og M3.....	54
Figur 5.5: Rekursiv estimering av ledigheten for M7, M8 og M9.....	55
Figur B.1: Plot av inkluderte variable på logaritmisk nivå.....	65
Figur B.2: Plot av inkluderte variable på differensiert logaritmisk nivå.....	66
Figur F.1: Rekursiv estimering av modell M1.....	72
Figur F.2: Rekursiv estimering av modell M7.....	72
Figur F.3: Rekursiv estimering av modell M2.....	73
Figur F.4: Rekursiv estimering av modell M8.....	73
Figur F.5: Rekursiv estimering av modell M3.....	74
Figur F.6: Rekursiv estimering av modell M9.....	74

## **1 Innledning**

Denne oppgavens formål er å undersøke den norske lønnskurven nærmere for tre relativt store sektorer; industrien, bygg- og anleggsvirksomheten og varehandelen. Antall sysselsatte i 2013 var på ca. 245 900 i industrien, 186 800 i bygg- og anlegg, samt 352 800 i varehandelen (SSB). Det blir benyttet en dynamisk feilkorrigeringsmodell for å estimere den langsiktige effekten av ledigheten på lønnsnivået. Især av interesse er hvorvidt sektorene er forskjellige med hensyn til lønnsfleksibiliteten.

Sentraliserte lønnsforhandlinger er en vanlig forklaring på den høye lønnsfleksibiliteten og lave arbeidsledigheten som har kjennetegnet de nordiske landene (se tabell 1.1 for en sammenlikning av diverse OECD-land i nyere tid). Det argumentet går på at sentraliserte forhandlinger i stor grad etterlikner et arbeidsmarked med perfekt konkurranse, i den forstand at skift i arbeidsetterspørselen kun skal påvirke reallønna og ikke sysselsettingsnivået. Når svært mange arbeidere er organisert i samme forening, blir økningen i reallønna for konsumentene i kjølvannet av nominelle lønnsøkninger stadig mindre. Dette fordi lønnsøkninger da får direkte effekter på konsumprisene. Av den grunn har store foreninger færre incentiver for å presse opp lønningene. Videre vil store fagforeninger med større sannsynlighet ta hensyn til at lønnsøkningene forringer arbeidernes alternative sysselsettingsmuligheter (Calmfors & Nymoen 1990).

Da arbeidsledigheten steg til værs i OECD-landene i kjølvannet av oljeprissjokkene i 1974 og 1979, klarte ledigheten i spesielt Norge og Sverige å holde seg relativt lav helt til slutten av 80-tallet. Dette vakte internasjonal anerkjennelse, og antydte at løsningen på det europeiske ledighetsproblemet lå i nordiske arbeidsmarkedsinstitusjoner, især da arbeidsmarkedspolitik, høy organisasjonsgrad, og sentraliserte lønnsforhandlinger. Dette skulle videre lede til høy reallønnsfleksibilitet ved konjunkturedringer. Men da ledigheten i Norge, Sverige og Finland rundt 1990 steg urovekkende mye begynte det å oppstå tvil rundt nevnte forklaringer (Nymoen & Rødseth 2003). En undersøkelse av den langsiktige elastisiteten av ledigheten på lønna er derfor av spesiell interesse fordi den sier noe om økonomiens evne til å tilpasse seg endrede økonomiske forhold.

Denne oppgaven har 5 deler. I kapittel 2 gjennomgås aktuelle teorimodeller, og da særlig styringsrettmodellen som antas spesielt relevant for norske forhold. I tillegg gis en generell gjennomgang av litteraturen på lønnskurver (især den norske lønnskurven). Kapittel 3

presenterer datamaterialet som benyttes i denne oppgaven, samt gir en teoretisk innføring i dynamiske feilkorrigeringsmodeller. Videre testes tidsserieegenskapene til oppgavens variable. I kapittel 4 spesifiseres modellen og det formuleres hypoteser om effektene fortegn med bakgrunn i teoridelen. Kapittel 5 presenterer resultatene for estimeringen av modellene for de tre sektorene. Ulike funksjonsformer for ledigheten estimeres og testes mot hverandre. Kapittel 6 oppsummerer resultatene og diskusjonen.

**Tabell 1.1: Antallet arbeidsledige i prosent av arbeidsstyrken i OECD**

	<b>Denmark</b>	<b>France</b>	<b>Greece</b>	<b>Norway<sup>1</sup></b>	<b>Spain</b>	<b>Sweden</b>	<b>UK</b>	<b>US</b>
1999	5,2	11,3	12	3	13,6	6,7	5,9	4,2
2000	4,3	9,6	11,2	3,2	11,9	5,6	5,4	4
2001	4,5	8,7	10,7	3,4	10,6	5,8	5	4,7
2002	4,6	8,6	10,3	3,7	11,4	6	5,1	5,8
2003	5,4	8,5	9,7	4,2	11,5	6,6	5	6
2004	5,5	8,9	10,6	4,3	11	7,4	4,7	5,5
2005	4,8	8,9	10	4,5	9,2	7,6	4,8	5,1
2006	3,9	8,9	9	3,4	8,5	7	5,4	4,6
2007	3,8	8	8,4	2,5	8,2	6,1	5,3	4,6
2008	3,5	7,5	7,8	2,6	11,3	6,2	5,6	5,8
2009	6	9,1	9,6	3,2	17,9	8,3	7,6	9,3
2010	7,5	9,3	12,8	3,6	19,9	8,6	7,8	9,6
2011	7,6	9,2	17,9	3,3	21,4	7,8	8,1	9
2012	7,5	9,8	24,5	3,2	24,8	8	7,9	8,1
2013	7	10,3	27,5	3,5	26,1	8	7,6	7,4
2014	6,5	10,3	26,6	3,5	24,5	7,9	6,2	6,2

Kilde: OECD<sup>2</sup>

<sup>1</sup> Disse tallene varierer noe fra AKU-tallene senere brukt i oppgaven.

<sup>2</sup> <http://stats.oecd.org/index.aspx?queryid=36324#>

## 2 Teori og litteratur

### 2.1 Fagforeninger og lønnsforhandlinger

Tre eksempler på fagforeningsmodeller er den monopolistiske, styringsrettmodellen, samt den effektive forhandlingsmodellen. Av disse kan styringsrettmodellen sies å være mest realistisk, i den forstand at fagforeninger sjeldent helt på egen hånd fastsetter lønnsnivået (hvilket antas i den monopolistiske modellen). Mer vanlig er en forhandlingssituasjon hvor forening og bedrift i fellesskap kommer fram til et akseptabelt lønnsnivå. Begge modellene utelukker riktignok forhandlinger om sysselsettingsnivå, hvilket antas er bedriftens fulle bestemmelsesrett (Johansen 2000, kap. 4).

Et teoretisk problem ved forhandlingsløsningen i styringsrettmodellen er at den valgte kombinasjonen av lønn og sysselsetting ikke er Paretooptimal, altså er det mulig for en av de to partene å komme bedre ut av forhandlingene uten å forringe utfallet for motparten. Økonomifaget ønsker å styre unna ineffektive utfall i størst mulig grad, spesielt i stiliserte mikrosituasjoner med to forhandlingsparter som i dette tilfellet (Heijdra, 2009). På det bakteppet ble den effektive forhandlingsmodellen utviklet av McDonald & Solow (1981).

Denne utledningen tar utgangspunkt i Johansen (2000) kap. 2. To modeller vil forklares; den monopolistiske fagforeningsmodellen samt styringsrettmodellen<sup>3</sup>.

#### 2.1.1 Fagforeningens objektfunksjon

For å modellere fagforeningens preferanser støter man på noen utfordringer. Medlemmene selv kan antas som standard nyttemaksimerende, men det er ikke åpenbart hvordan foreningen vil optimalt tilpasse seg på medlemmenes vegne. Typisk antas det da at foreningen som en helhet opptrer som en rasjonell aktør, og at den har en kvasikonkav nyttefunksjon i lønn og sysselsetting:

$$V = V(w, N, Z) \text{ der } V_w > 0 \text{ og } V_N > 0 \quad (2.1)$$

Her står  $w$  for lønn,  $N$  for sysselsetting, og  $Z$  er en vektor som fanger opp andre faktorer som innvirker på fagforeningens nytte, eksempelvis normalarbeidstid og arbeidsforhold.

La videre  $M$  representere antall medlemmer og  $N$  sysselsettingen.  $v(w)$  er nytten til en arbeider som er sysselsatt i perioden, mens  $v^0$  representerer alternativnyten en arbeider

---

<sup>3</sup> Se Hoel & Nymoene (1988) for en utvidet gjennomgang av styringsrettmodellen.



oppnår utenfor sektoren (i.e. i jobb i alternativ sektor eller arbeidsledighet). Det antas videre at  $v_w > 0$  og  $v_{ww} < 0$ , altså at arbeideren har positiv men gradvis avtagende nytte av høyere lønn. En rimelig forutsetning er også at et representativt medlem har høyere nytte av å arbeide i sektoren enn å være utenfor, altså at  $v(w) > v^0$ . Hvis det videre antas at foreningen har utilitaristiske preferanser, kan nyttefunksjonen formuleres som:

$$V_1 = \begin{cases} Nv(w) + (M - N)v^0 & \text{for } N < M \\ Mv(w) & \text{for } N \geq M \end{cases} \quad (2.2)$$

Dette er en utilitaristisk strategi for foreningen fordi den da søker å maksimere summen av nytten til de individuelle medlemmene.  $Nv(w)$  blir altså summen av nytten for alle medlemmene som sysselsettes i den aktuelle sektoren, mens  $(M - N)v^0$  utgjør nytten for de resterende medlemmene som ikke får jobb i sektoren. Dersom  $N \geq M$  tolkes dette i vår kontekst som at alle medlemmer er sysselsatt, i tillegg overstiger sysselsettingen antall fagorganiserte. Denne spesifikasjonen tilsier altså at foreningen tillegger alle medlemmer lik vekt i nyttemaksimeringen, samt at de individuelle medlemmene er identiske (i.e. har like stor nytte av lønn). Implisitt antas det altså at det er tilfeldig hvem som sysselsettes i sektoren og ikke. Denne forutsetningen kan problematiseres, for eksempel ved at visse arbeidere i modellens kontekst verdsetter lønnsinntekt høyere enn andre, og dermed legger mer innsats i å bli sysselsatt. For enkelhets skyld ses det imidlertid bort ifra dette.

### **2.1.2 Bestemmelse av alternativnytt utenfor sektoren**

En arbeider som ikke sysselsettes i den aktuelle sektoren antas å måtte velge mellom to alternativ. Vedkommende kan gå arbeidsledig og motta en standardisert arbeidsledighetstrygd ( $B$ ), eller vedkommende kan sysselsettes i en alternativ sektor og motta lønna  $w_A$ . Det antas at nytten av alternativ lønn igjen overgår nytten av å gå på trygd, altså at  $v(w_A) > v(B)$ . For enkelhets skyld ses det altså bort ifra nytten av for eksempel arbeidsmarkedstiltak<sup>4</sup>.

La  $\rho$  representere sannsynligheten for at en gitt arbeider går ledig i neste periode. Forventet nytte for en arbeider utenfor sektoren blir dermed:

$$v^0 = \rho v(B) + (1 - \rho)v(w_A), \quad 0 < \rho < 1 \quad (2.3)$$

---

<sup>4</sup> Se Raaum & Wulfsberg (1998) for en modell som også tar hensyn til dette alternativet.

Det er rimelig å anta at denne parameteren  $\rho$  vil være avhengig av tilstanden i arbeidsmarkedet, i hvert fall i denne forenklete modellen med homogene arbeidere. Da blir det større sannsynlighet for å bli gående ledig ved allerede høye ledighetsnivåer (i.e. høyere konkurranse om resterende stillinger).

$$\rho = \rho(u) \quad \frac{d\rho}{du} > 0 \quad (2.4)$$

Med utgangspunkt i likning (2.3) og (2.4) ser man at:

$$\frac{dv^0}{du} = \frac{d\rho}{du} [v(B) - v(w_A)] < 0 \quad (2.5)$$

$$\frac{dv^0}{dB} = \rho \frac{dv}{dB} \quad (2.6)$$

$$\frac{dv^0}{dw_A} = (1 - \rho) \frac{dv}{dw_A} \quad (2.7)$$

Av likning (2.5) ser man at alternativnyttens er synkende i arbeidsledigheten, betinget på at alternativlønnen gir høyere nytte enn arbeidsledighetstrygda. Dette kommer av at økt arbeidsledighet øker den forventede tiden en representativ arbeider går ledig i neste periode. Siden ledighet gir lavere nytte enn sysselsetting, vil høyere arbeidsledighet redusere alternativnyttens utenfor sektoren. De to siste ligningene (2.6) og (2.7) impliserer at alternativnyttens utenfor sektoren er stigende i arbeidsledighetstrygd og lønna i alternativt arbeid. Man ser også at størrelsesordenen på disse to positive effektene avhenger av verdien på parameteren  $\rho$ . En økning i ledighetstrygden vil kun ha marginal betydning for alternativnyttens hvis  $\rho$  nærmer seg 0 (i.e. ikke forventet at en arbeider går lenge ledig). Tilsvarende vil en økning i alternativlønnen ha marginal betydning hvis  $\rho$  nærmer seg 1 (i.e. forventet at en arbeider går lenge ledig).

### **2.1.3 Den monopolistiske fagforeningsmodellen**

Utledningen følger videre fra Johansen (2000) kap. 2. I denne modellen setter fagforeningen lønna unilateralt med det mål for øyet å maksimere sin nyttefunksjon, før bedriften deretter bestemmer sysselsettingsnivået. Fagforeningen tar hensyn til at bedriften i fortsettelsen bestemmer sysselsettingen, og inkluderer derfor bedriftens etterspørselsfunksjon i sitt

optimeringsproblem. Modellen kan forstås som et sekvensielt spill under komplett og perfekt informasjon<sup>5</sup>.

Ta utgangspunkt i at bedriftens profittfunksjon er definert ved:

$$\pi = R(N) - wN \quad \frac{dR}{dN} > 0, \quad \frac{d^2R}{dN^2} < 0 \quad (2.8)$$

Her utgjør  $R(N)$  inntekten, som er en positiv funksjon av antall ansatte (men i avtagende grad). Bedriften setter sysselsettingsnivået for å maksimere profitten, hvilket gir førsteordensbetingelsen (heretter FOB):

$$\frac{dR}{dN} = w \quad (2.9)$$

Andreordensbetingelsen (heretter AOB) gitt maksimumsløsning må videre ha negativt fortegn:

$$\frac{d^2\pi}{dN^2} = \frac{d^2R}{dN^2} < 0 \quad (2.10)$$

FOB (2.9) definerer implisitt en synkende etterspørselsfunksjon etter arbeidskraft i lønna:

$$N = N(w), \quad \frac{dN}{dw} < 0 \quad (2.11)$$

Fagforeningens generelle nyttefunksjon:

$$V = V(w, N) \quad (2.12)$$

Fagforeningen vil under lønnsfastsettelsen ta hensyn til bedriftens påfølgende tilpasning:

$$V = V(w, N(w)) = V^*(w)$$

---

<sup>5</sup> Se Gibbons (1992) kap. 2. Komplett informasjon betyr at partene kjenner hverandres nyttefunksjoner. Perfekt informasjon betyr at partene ved sine respektive valg kjenner alle valg som er gjort på tidligere tidspunkt i spillet. Løsningen på spillet kan da finnes ved baklengs induksjon.

Den generelle løsningen av fagforeningens optimeringsproblem er gitt ved (i.e. FOB):

$$\frac{dV^*}{dw} = \frac{dV}{dw} + \frac{dV}{dN} \frac{dN}{dw} = 0 \quad (2.13)$$

Nødvendig betingelse for maksimum er at AOB er negativ:

$$\frac{d^2V^*}{dw^2} < 0 \quad (2.14)$$

Optimumsbetingelsen i likning (2.13) kan tolkes som at marginalnyttens av lønna for foreningen skal tilsvare den nyttereduksjonen som oppstår ved at bedriften påfølgende senker sysselsettingen på grunn av de høyere lønnskostnadene.

(2.13) kan også omskrives til:

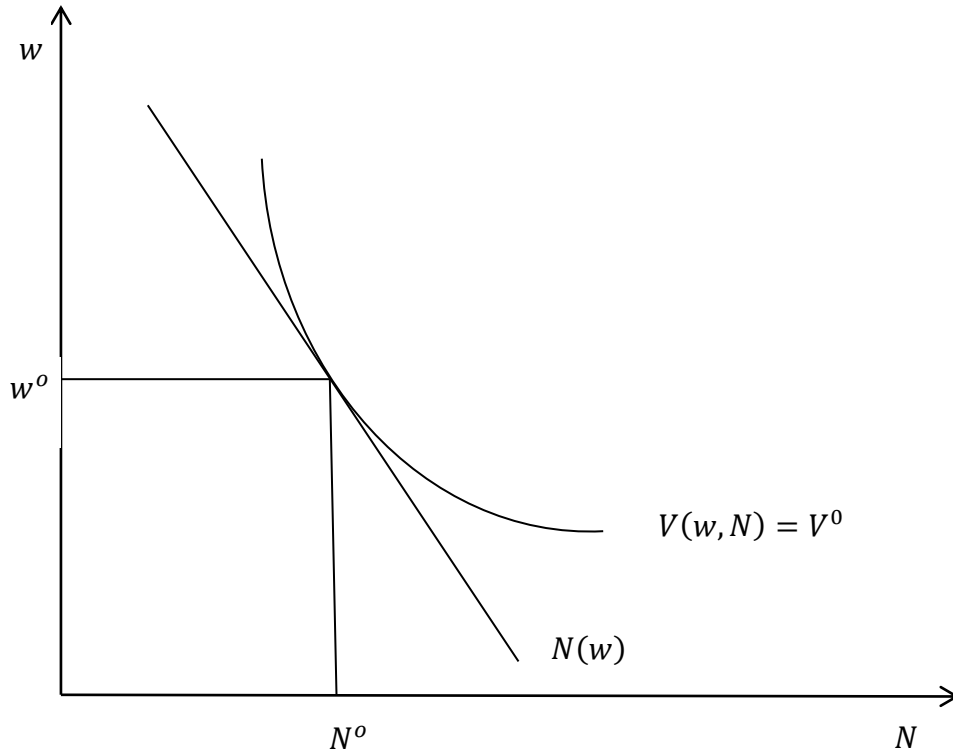
$$-\frac{\frac{dV}{dw}}{\frac{dV}{dN}} = \frac{dN}{dw} \quad (2.15)$$

Dette impliserer at optimum karakteriseres av at helningen på etterspørselskurven til bedriften tilsvarer helningen på indifferenskurven til fagforeningen<sup>6</sup>. Se optimum  $(N^o, w^o)$  i figur 2.1.

---

<sup>6</sup> Differensiering av (2.12) for gitt nyttenivå  $V^0$ :  $V(w, N) = V^0 \Rightarrow \frac{dV}{dw} dw + \frac{dV}{dN} dN = 0 \Rightarrow \frac{dN}{dw} \Big|_{V^0} = -\frac{\frac{dV}{dw}}{\frac{dV}{dN}}$

Figur 2.1: Optimum i den monopolistiske fagforeningsmodellen



Kan eksemplifisere med tilfellet utilitaristisk nyttefunksjon som tidligere:

$$V(w, N(w)) = N(w)v(w) + (M - N(w))v^0 = V^*(w, v^0) \quad (2.16)$$

FOB blir da:

$$\begin{aligned} \frac{dV^*}{dw} &= \frac{dN}{dw}v(w) + N(w)\frac{dv}{dw} - v^0\frac{dN}{dw} = 0 \\ \Rightarrow \frac{dN}{dw}(v(w) - v^0) + N(w)\frac{dv}{dw} &= 0 \end{aligned} \quad (2.17)$$

Likning (2.17) impliserer at marginalnyttens av lønna for de sysselsatte arbeiderne sett under ett ( $N(w)v_w$ ), skal tilsvare marginaltaptet i nytte for fagforeningen.  $N_w$  gir sysselsettingsreduksjonen forårsaket av den marginale lønnsøkningen, mens  $(v(w) - v^0)$  gir nyttetapet et gitt medlem lider ved ikke å bli sysselsatt i sektoren. Produktet av disse faktorene utgjør dermed fagforeningens samlede nyttetap på marginen. Man ser videre at en høy verdi på  $v^0$  alt annet likt reduserer nyttetapet. Dette er f.eks. tilfellet hvis sannsynligheten for å få alternativ jobb er stor (i.e. liten  $\rho$ ) og alternativlønna er tilnærmet like høy som lønna i

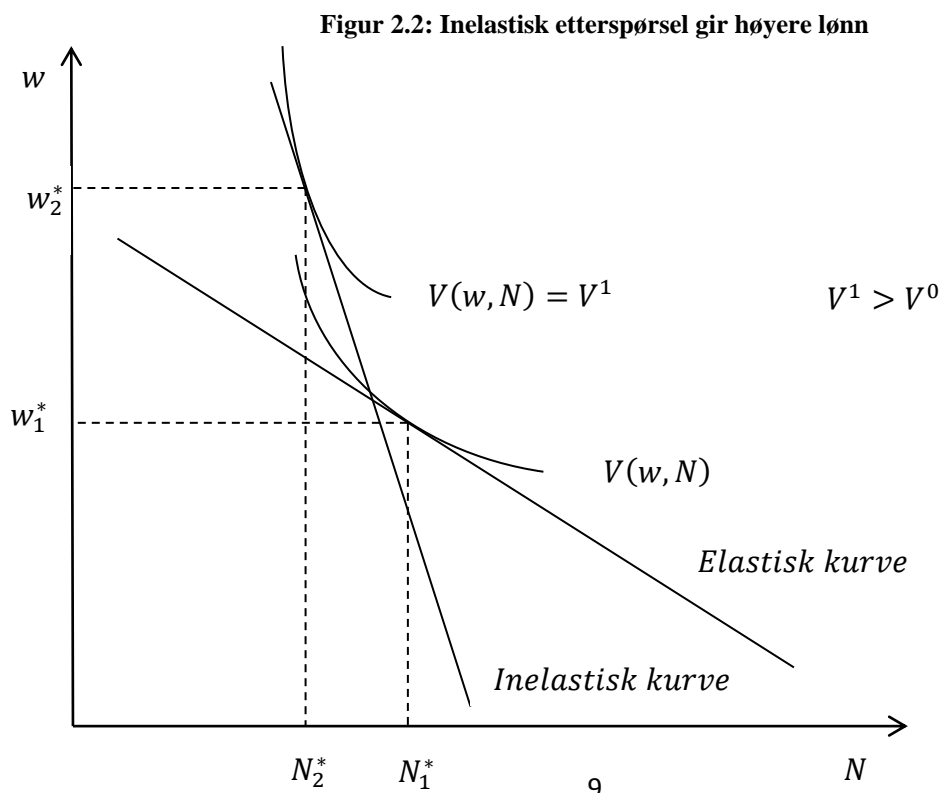
sektoren. Da vil  $v^0 \rightarrow v(w)$ . Nyttetapet vil også minskes hvis etterspørselselastisiteten for arbeidskraft er svært inelastisk ( $N_w \rightarrow 0$ ).

FOB gitt ved (2.17) definerer implisitt løsningen for  $w$  som en funksjon av  $v^0$  ( $w = w(v^0)$ ). Nødvendig AOB for at (2.17) gir maksimum er at  $V_{ww}^* < 0$ . For å analysere hvordan høyere alternativnytte påvirker lønnsnivået differensieres (2.17) med henhold på  $v^0$ :

$$V_{ww}^* \frac{dw}{dv^0} + V_{wv^0}^* = 0 \Rightarrow \frac{dw}{dv^0} = -\frac{V_{wv^0}^*}{V_{ww}^*} \quad (2.18)$$

I og med  $V_{ww}^* < 0$ , vil effekten av alternativnytta på lønnsnivået avgjøres av fortegnet på  $V_{wv^0}^*$ . Siden  $V_{wv^0}^* = -N_w > 0$ , vil dermed effekten totalt sett være positiv. Det kan forstås ved at høyere alternativnytte minsker tapet ved ikke å få jobb i sektoren for medlemmene. Dette minsker igjen det marginale nyttetapet ved lønnsøkning, og gir fagforeningen incentiv til å heve sitt lønnskrav. Siden arbeidsledighet reduserer alternativnytta, ref. (2.5), vil økt ledighet alt annet likt redusere lønnskravet. Høyere ledighetstrygd eller alternativlønn vil på sin side høyne lønnskravet, ref. (2.6) og (2.7).

Hvordan etterspørselselastisiteten etter arbeidskraft påvirker fagforeningens lønnskrav illustreres i figur 2.2. Mer inelastisk etterspørsel innebærer at høyere lønn ikke reduserer sysselsettingen i like stor grad, og gir dermed fagforeningen incentiv til å høyne lønnskravet.



### 2.1.4 Styringsrettmodellen

Denne modellen kan sies å være mest egnet for å beskrive norske forhold, da det i Norge er vanlig at partene forhandler om lønn. Utledningen følger videre fra Johansen (2000) kap. 2. I styringsrettmodellen antas det at bedrift og fagforening forhandler om lønnsnivået i første omgang, før bedriften fastsetter sysselsettingen på bakgrunn av det framforhandlede lønnsnivået. Utfallet av forhandlingene antas å være løsningen på et Nash forhandlingsproblem<sup>7</sup>. Bedriftens profittfunksjon og fagforeningens nyttefunksjon antas samme form som under den monopolistiske modellen.

I forhandlingsteori er en viktig avklaring hva slags trusler partene kan stille mot hverandre. I vår modell må det avklares hvilken nytte henholdsvis bedriften og fagforeningen oppnår under en arbeidskonflikt (i.e. stillstand eller avbrudd i forhandlingene). Definer  $\bar{V}$  som nytten fagforeningen oppnår under konflikt, mens  $\bar{\pi}$  er profitten bedriften oppnår under konflikten. Gitt at den relevante sanksjonen til fagforeningen ved konflikt er full streik, vil bedriftens profitt under konflikt beløpe seg til null, såfremt man ser bort ifra faste kostnader.

Hverken bedriften eller fagforeningen vil akseptere et utfall som gjør at de kommer bedre ut under en konfliktsituasjon. Utfallet av forhandlingene må derfor tilfredsstillende  $V > \bar{V}$  for fagforeningen, samt  $\pi > \bar{\pi}$  for bedriften. Ved forhandlingene vil derfor fagforeningen ta hensyn til at utfallet må overstige bedriftens trusselpunkt ( $\bar{\pi}$ ), og bedriften vil også være innstilt på tilfredsstillende fagforeningens trusselpunkt ( $\bar{V}$ ).

Ta utgangspunkt i en situasjon hvor partene kommer med gjentatte lønnskrav og tilbud. Moderne forhandlingsteori formaliserer utfallet av dette som en Nash-likevekt. Faktorer som partenes objektfunksjoner og trusselpunkter, samt relativ forhandlingskraft, vil påvirke det endelige utfallet.

Utfallet av det sekvensielle spillet kan formaliseres som optimum med hensyn på lønn av følgende Nash-objektfunksjon:

$$O = (V(w) - \bar{V})^\beta (\pi(w) - \bar{\pi})^{(1-\beta)}, \quad 0 < \beta < 1 \quad (2.19)$$

---

<sup>7</sup> Nash-likevekten i tilfellet med to parter er det utfallet som er strategisk stabilt. Det vil si at ingen av partene i det endelige utfallet kan endre strategi for å oppnå høyere gevinst. I likevekten vil dermed ingen av partene direkte angre på sin tilpasning (Gibbons 1992, kap. 1).

Fagforeningens relative forhandlingsstyrke angis til  $\beta$ , mens bedriftens da blir  $(1 - \beta)$ . Teknisk blir problemet noe lettere å kalkulere ved å ta logaritmen av objektfunksjonen. Fordi en logaritmisk transformasjon er monotont økende, blir dette det samme som å maksimere det opprinnelige problemet:

$$\Omega = \ln(O) = \beta * \ln(V(w) - \bar{V}) + (1 - \beta) * \ln(\pi(w) - \bar{\pi}) \quad (2.20)$$

FOB:

$$\Omega_w = \beta \frac{\frac{dV}{dw}}{V(w) - \bar{V}} + (1 - \beta) \frac{\frac{d\pi}{dw}}{\pi(w) - \bar{\pi}} = 0 \quad (2.21)$$

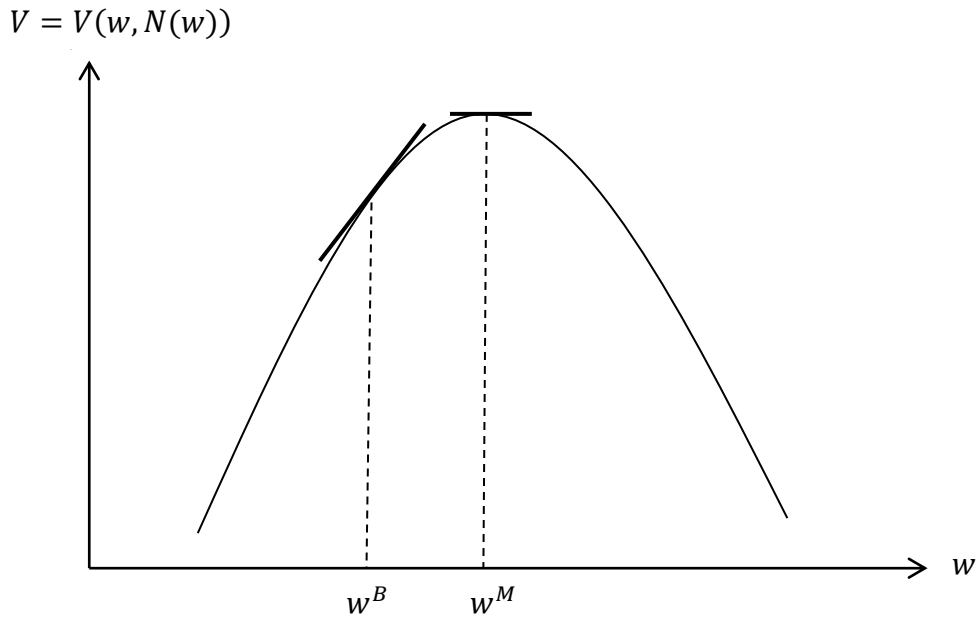
Nødvendig AOB for maksimum er videre  $\Omega_{ww} < 0$ . Likning (2.21) impliserer at fagforeningens relative nyttegevinst skal tilsvare bedriftens relative nyttetap, vektet for de respektive partenes forhandlingsstyrke. Ved å ta utgangspunkt i den generelle formen for nyttefunksjonen  $V = V(w, N(w))$  der  $\frac{dV}{dw} = V_w + V_N N_w$ , kan (2.21) skrives som:

$$\Omega_w = \beta \frac{V_w + V_N N_w}{V(w) - \bar{V}} - (1 - \beta) \frac{N}{\pi(w) - \bar{\pi}} = 0 \quad (2.22)$$

Legg merke til at hvis  $\beta \rightarrow 1$  går (2.22) mot løsningen i den monopolistiske modellen. I tilfellet mer balansert forhandlingsstyrke ( $0 < \beta < 1$ ) vil leddet  $-(1 - \beta) \frac{N}{\pi(w) - \bar{\pi}} < 0$  implisere at det andre leddet  $\beta \frac{V_w + V_N N_w}{V(w) - \bar{V}}$  må være større enn null for å tilfredsstille likningen. Nærmere bestemt  $V_w + V_N N_w > 0$ . Det betyr videre at forhandlingsløsningen må befinne seg på den stigende delen av fagforeningens nyttefunksjon, se figur 2.3.



Figur 2.3: Sammenligning av optimalt lønnsnivå i den monopolistiske ( $w^M$ ) og styringsrettmodellen ( $w^B$ )



### 2.1.5 Komparativ statikk i styringsrettmodellen

Videre fra Johansen (2000) kap. 2. Ta utgangspunkt i følgende omskrivning av (22):

$$\Omega_w(w, \beta, \bar{V}, \bar{\pi}) = \beta \frac{dV}{dw} - (1 - \beta) \frac{N}{\pi(w) - \bar{\pi}} = 0 \quad (2.23)$$

Likning (2.23) definerer den framforhandlede lønna som en implisitt funksjon av  $\beta$ ,  $\bar{V}$  og  $\bar{\pi}$ .

Altså  $w = w(\beta, \bar{V}, \bar{\pi})$ . Deriverer (2.23) implisitt med hensyn på  $\beta$ :

$$\Omega_{ww} \frac{dw}{d\beta} + \Omega_{w\beta} = 0 \Rightarrow \frac{dw}{d\beta} = - \frac{\Omega_{w\beta}}{\Omega_{ww}} \quad (2.24)$$

I og med  $\Omega_{ww} < 0$ , vil effekten avhenge av fortegnet på  $\Omega_{w\beta}$ :

$$\Omega_{w\beta} = \frac{dV}{dw} + \frac{N}{\pi(w) - \bar{\pi}} > 0 \quad (2.25)$$

(2.25) impliserer da at økt forhandlingsstyrke hos fagforeningen vil øke det endelige lønnsnivået.

Effekten av de respektive trusselpunktene kan analyseres på tilsvarende måte. Et økt trusselpunkt hos fagforeningen ( $\bar{V}$ ) vil øke leddet  $\beta \frac{\frac{dV}{dw}}{V(w)-\bar{V}}$  i (2.23), slik at  $\Omega_{w\bar{V}} > 0$ . Lønna vil dermed øke i den endelige løsningen. Et økt trusselpunkt hos bedriften ( $\bar{\pi}$ ) vil redusere leddet  $-(1-\beta) \frac{N}{\pi(w)-\bar{\pi}}$  i (2.23), slik at  $\Omega_{w\bar{\pi}} < 0$ . Det vil redusere lønna i den endelige løsningen. Generelt gir modellen det intuitive resultatet at økt relativ forhandlingsstyrke for en part bedrer den aktuelle parts endelige utfall.

Den siste, og mest interessante effekten for denne oppgaven, er effekten av alternativnyten. For å analysere dette antas påny utilitaristiske preferanser hos fagforeningen, i tillegg til at trusselpunktet defineres til  $\bar{V} = v^0 M$ . Under en konflikt vil altså hvert enkelt medlem oppnå den forventede alternativnytta. Disse antagelsene gir at:

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

Kan videre omskrive FOB i (2.23) ved å benytte (2.17):

$$\beta \frac{Nv_w + (v(w) - v^0)N_w}{N(v(w) - v^0)} - (1 - \beta) \frac{N}{\pi(w) - \bar{\pi}} = 0$$

Noe manipulering gir at, samt antagelsen  $\bar{\pi} = 0$ :

$$\beta \left[ \frac{v_w}{v(w) - v^0} + \frac{N_w}{N} \right] - (1 - \beta) \frac{1}{\frac{\pi(w)}{N}} = 0 \quad (2.26)$$

Det vil bli gjort en liten omskrivning av (2.26) for denne oppgavens formål i forhold til den øvrige utledningen. Definer profitten til bedriften som  $\pi = P * Y - w * N$ , der  $P$  er produktprisen og  $Y$  er bruttoproduktet. Ved å dele gjennom på  $N$  og videre utnytte at  $Y/N = PROD$  (i.e. produktiviteten) får man at  $\pi/N = P * PROD - w$ , og at FOB i (2.26) kan omskrives til:

$$\beta \left[ \frac{v_w}{v(w) - v^0} + \frac{N_w}{N} \right] - (1 - \beta) \frac{1}{P * PROD - w} = 0 \quad (2.27)$$

Av likning (2.27) ser man at høyere alternativnytte ( $v^0$ ) vil øke det første leddet i brakkeparentesen. Altså vil  $\Omega_{wv^0} > 0$ . Av samme resonnement som tidligere vil altså

lønnsnivået i optimum stige. Siden høyere arbeidsledighet vil gi lavere forventet alternativnytte, vil dette gi lavere forhandlingslønn. FOB definerer dermed implisitt forhandlingslønna som en funksjon av de eksogene variablene, og denne modellen danner noe av grunnlaget for videre empirisk modellering i denne oppgaven. Analytisk kan lønnskurven formuleres f.eks.:

$$w = w(u, P, \beta, w_A, B, \bar{\pi}, PROD) \quad (2.28)$$

**Tabell 2.1: Partielle effekter av arbeidsmarkedsforhold på forhandlingslønna**

<i>Partiell effekt</i>	<i>Beskrivelse</i>
$w_u < 0$	Lønnsnivået vil alt annet likt gå ned som følge av en økning i arbeidsledigheten.
$w_P < 0$	Høyere produktpriser vil gi incentiv til høyere lønnskrav.
$w_\beta > 0$	Økt forhandlingsstyrke for fagforeningen gir høyere lønn.
$w_{w_A} > 0$	Økt alternativlønn øker forhandlingslønna
$w_B > 0$	Økte trygdeutbetalinger øker forhandlingslønna
$w_{\bar{\pi}} < 0$	Økt trusselpunkt for bedriften reduserer lønna
$w_{PROD} > 0$	Økt produktivitet gir økt forhandlingslønn

## **2.2 Effektivitetslønn**

Et alternativ til fagforeningsmodeller for å forklare lønnssetting er teorien om effektivitetslønn. Shapiro & Stiglitz (1984) argumenterer for hvordan arbeidsledighet er nødvendig i en effektivitetslønnssetting. I et perfekt klarert arbeidsmarked der det ikke eksisterer arbeidsledighet vil unnasluntring og latskap ikke straffe seg. Såfremt arbeidsgiver ikke kan overvåke og detaljstyre sine ansatte, vil arbeidstakere yte mindre innsats enn hva arbeidsgiver ønsker. Det antas altså implisitt at verdien av arbeidskraft er betinget på innsats. Verste sanksjonsmulighet er avskjedigelse, som ikke er noen stor trussel for arbeidstakere i et marked uten arbeidsledighet og med like høye alternativlønninger. Siden det lønner seg for bedriftene å øke lønningene for å motivere arbeiderne til høyere innsats, vil bedriftene overby hverandre for å tekkes unnasluntringsproblemet. Dette vil øke markedslønna til et nivå hvor markedet ikke lenger klareres, og arbeiderne står ovenfor trusselen om arbeidsledighet.

Arbeiderne ønsker nå i større grad å beholde jobbene sine, og produktiviteten øker som en indirekte konsekvens av det.

Stiglitz (1984) nevner ytterligere fire teorier som kan forklare nødvendigheten av effektivitetslønn. Den første teorien tar utgangspunkt i det banale faktum at arbeidernes innsats avhenger av deres næringsinntak, som igjen avhenger av deres lønn. Den andre teorien fokuserer på sirkulasjon av arbeidskraft. Ved høy sirkulasjon av arbeidskraft vil bedriftene påløpe seg ekstra kostnader med opptrening osv., hvilket forringer produktiviteten. Høyere lønn øker sannsynligheten for at arbeiderne forblir i stillingen. Den tredje teorien går på imperfekt informasjon om arbeidernes karakteristikk. Arbeidsgivere kan vanskelig gardere seg fullstendig mot feilaktig informasjon om arbeidernes type (i.e. kompetanse, arbeidsdisiplin, effektivitet), men kan øke sannsynligheten for å tiltrekke seg en bedre arbeidsstyrke gjennom å tilby konkurransedyktige lønninger. Den siste teorien baserer seg mer på sosiologiske resonnementer, nærmere bestemt at individers innsats i stor grad avhenger av hvorvidt de føler seg "rettferdig" kompensert. Implikasjonen er altså at individer ikke yter mer enn hva som er rimelig i forhold til lønna. Alle disse faktorene trekker i retning av høyere lønninger, og i neste omgang arbeidsledighet i kjølvannet av lavere arbeidsetterspørsel.

### **2.3 Differensiert effekt av ledighet for ulike typer arbeidere**

Innenfor de fleste forhandlingsmodeller vil høyere ledighet redusere lønna gjennom den lavere sannsynligheten for å få alternativ sysselsetting. Men det kan tenkes å være slik at sannsynligheten for å få ny jobb varierer på tvers av typer arbeidere. "Insider-outsider"-teorien kan belyse denne problemstillingen. Si at faglærte arbeidere er insiderne mens de ufaglærte kan karakteriseres som outsiderne som forsøker å etablere seg i bransjen. Gitt at avskjedigelser gjennomføres på bakgrunn av lavest ansiennitet, vil da de faglærte løpe liten risiko for å bli avskjediget. De faglærtes avlønning vil dermed i liten grad påvirkes av situasjonen i det øvrige arbeidsmarkedet. For de ufaglærte vil derimot tilstanden i det generelle arbeidsmarkedet være av større betydning, siden dette vil i større grad påvirke framtidige sysselsettingsmuligheter (Johansen 1999).

En alternativ teori som kan forklare heterogene effekter av arbeidsledighet er at lønninger i interne arbeidsmarkeder kan bli isolert fra sykliske sjokk. For eksempel kan lønningene til eldre arbeidere forventes ikke å la seg nevneverdig påvirke av konjunkturer i arbeidsmarkedet, mens nyansatte må ta på seg permisjonene og lønnskuttene. I tillegg kan det

tenkes at godt utdannede ansattes lønninger ikke lar seg påvirke av det øvrige arbeidsmarkedet fordi de besitter større mengder bedriftsspesifikk humankapital. Dette er relatert til implisitt kontrakt-teori, hvor reallønninger holdes stabile fordi arbeidstakerne er risikoaverse og begge partene tjener på å vedlikeholde et langsiktig forhold. Bedriftene har da gjerne incentiver til å prøve å holde på sine beste ansatte, og vil derfor i større grad tilby dem en stabil reallønn (Johansen 1999).

Et siste poeng er angående selve komposisjonen av de arbeidsledige. Hvis den arbeidsledige populasjonen i stor grad består av ufaglærte, vil sannsynligheten for å få en alternativ jobb avhenge av arbeiderens ferdighetsnivå. Den forventede kostnaden ved å bli avskjediget vil derfor øke raskere i takt med arbeidsledigheten for de ufaglærte, og dette får konsekvenser for lønnsresponsen for den samme gruppen (Johansen 1999). Hvis gitte sektorer i større omfang domineres av ufaglærte arbeidere, kan nevnte effekter videre tenkes å forårsake ulik lønnsrespons på ledighet avhengig av sektor.

#### **2.4 Tidligere empiri om arbeidsledighet og lønn**

Dette avsnittet vil presentere en kjapp gjennomgang av tidligere studier på lønnsdannelse, primært for Norges del, men også internasjonalt. Se også Calmfors & Nymoen (1990) for en oversikt over nordisk lønnsdannelse. Jeg ønsker å fokusere på den langsiktige elastisiteten av arbeidsledighet på lønnsnivået, men også justeringshastigheten mot ny likevekt. Med utgangspunkt i norske data tyder de fleste studiene på at Phillipskurven forkastes<sup>8</sup>, altså at det finnes et langsiktig forhold mellom lønnsnivået og arbeidsledigheten. Blanchflower & Oswald (2005) argumenterer videre for at de fleste nasjoner har en langsiktig lønnskurve, også USA hvor dette lenge har vært kontroversielt. De konkluderer med at det eksisterer en internasjonal trend for nasjonale lønnskurver med en langsiktig elastisitet av arbeidsledighet på lønnsnivået på tilnærmet -0,1.

Hoel & Nymoen (1988) tar utgangspunkt i forhandlingsteori og modellerer en lønnslikning med lønn og priser på nivåform. Lønnslikningen åpner ikke for at det finnes noe naturlig nivå på arbeidsledigheten (i.e. NAIRU). Studien finner at enhver konstant arbeidsledighetsrate er kompatibel med enhver inflasjonsrate og en reallønnsvekst lik produktivitetsveksten. Nivået på reallønnskurven vil derimot øke når arbeidsledighetsraten går ned. Evaluert i

---

<sup>8</sup> Se f. eks. Nymoen (1989), Calmfors & Nymoen (1990), Johansen (1995, 1997), Johansen & Strøm (1997) og Raaum & Wulfsberg (1998).

gjennomsnittene av variablene finner studien en langsiktig elastisitet av arbeidsledighet på reallønna på  $-0,04^9$ .

Nymoens (1989) bruker kvartalsdata for norsk industri, og estimerer en dynamisk feilkorrigeringsmodell for norske lønninger. Studien konkluderer med at kointegrasjonstesting for industrilønningene indikerer at modellen bør inkludere et kileledd mellom reallønna til konsument og produsent. Estimering av modellen gir en langsiktig elastisitet på  $-0,21^{10}$ . Det blir også funnet sterke kortsiktige effekter av arbeidstakervariable som konsumprisvekst og normalarbeidstid. På lang sikt er arbeidsgivervariable som produktpris og produktivitet av betydning for lønnsnivået. Men siden kileleddet også er signifikant, konkluderes det med at også arbeidstakervariable har innflytelse på lang sikt. Produktprisen defineres i denne studien som en indeks for importpriser. Feilkorrigeringsestimater er på  $-0,11^{11}$ .

Calmfors & Nymoens (1990) ser på reallønnsutviklingen i de nordiske landene. Studien finner høy reallønnsrespons til arbeidsledighet i spesielt Sverige og Norge, men ikke i like stor grad i Danmark og Finland. Det settes imidlertid spørsmålstegn ved om denne responsen utelukkende kan forklares ut ifra sentraliserte lønnsforhandlinger, da de nordiske land ikke kjennetegnes av komplett sentralisering. Studien finner videre at de nordiske landene ikke kan sies å ha vært preget av hysteresis (i.e. persistent arbeidsledighet på høye nivåer). De finner heller ingen bevis for effektiv korporatisme i Norden. For Norge, Sverige og Finland ser man lite effekt av lønns- og skatteforhandlinger. Selv på kort sikt finnes det ikke mye empiri på at inntektsskatt påvirker de reelle lønnskostnadene. Det eneste tilfellet av vellykket inngrep fra myndighetene sies å være frysningen av norske lønninger på slutten av 70-tallet. Studiens mest kontroversielle funn er at arbeidsmarkedstiltak rettet mot å redusere den åpne ledigheten faktisk høyner reallønna. Ved bruk av årlige data fant forfatterne en langsiktig elastisitet av arbeidsledighet på reallønna på  $-0,17^{12}$  for Norge, samt et feiljusteringsestimat på  $-0,21^{13}$ .

Langørgen (1993) studerer lønnsdannning i ulike sektorer i Norge med kvartalsdata for 1966-90. Det defineres tre sektorer; industri, skjermet privat sektor og offentlig forvaltning, hvor lønnsutviklingen modelleres med feilkorrigeringsmodeller. Resultatene tilsier at det er feiljustering i alle de estimerte lønnslikningene, hvilket gir en forkastning av Phillipskurven. Lønnsandelen i industrien (gitt ved lønnskostnadene delt på bruttoproduktet) er på lang sikt en

---

<sup>9</sup> Se s. 991 i Hoel & Nymoens (1988).

<sup>10</sup> Se relasjon (16) i Nymoens (1989).

<sup>11</sup> Se tabell 2 i Nymoens (1989).

<sup>12</sup> Se tabell 7 i Calmfors & Nymoens (1990).

<sup>13</sup> Se Appendix B i Calmfors & Nymoens (1990).

funksjon av ledigheten og relativ lønn. Det at alternativlønninger spiller en rolle på lang sikt i industrien strider mot hovedkursteorien. Studien bruker en kvadrert invers spesifisering av ledigheten i lønnslikningen og gir dermed ikke en unik elastisitet, men den rapporterte ledighetskoeffisienten i industrien på lang sikt er på  $0,10^{14}$ , som er nærmest identisk med tilsvarende estimat i Johansen (1995). For privat skjermet sektor er tilsvarende estimat  $0,12^{15}$ . Langørgen noterer at aggregeringen av delsektorer i kategorien privat skjermet sektor kan være uheldig på grunn av heterogenitet i lønnsdanningen. Svakheter i datasettet samt nevnte heterogenitet kan tale for at for eksempel bygg- og anlegg og varehandel burde vært skilt ut som egne sektorer.

Johansen (1995) brukte årlige data for norsk industri mellom 1964-1990 til å estimere en dynamisk feilkorrigeringsmodell for norske lønninger. Studien poengterer at den estimerte effekten av arbeidsledighet er sterkt avhengig av relasjonens eksakte spesifisering, og eksperimenterer derfor med ulike spesifikasjoner. Johansen anvender først Nymoens (1989) modell med bruk av årlige data, og vedkjenner seg hovedkonklusjonene. Deretter estimeres en alternativ modell der produktprisvariabelen omdefineres fra den opprinnelige indeksen for importpriser til en deflator for faktorinntekter. Det viser seg at kileleddet fra Nymoens formulering da kan gyldig forenkles bort. Deretter estimeres en relasjon som omformulerer den logaritmiske spesifiseringen for arbeidsledighetsraten til kvadrert invers. Testing for ikke-nøstede modeller viser at den inverse kvadratiske formuleringen er den empirisk foretrukne. Det konkluderes med at den norske lønnskurven er sterkt ikke-lineær.

Lønnskurven flater ut for arbeidsledighetsnivåer over 3 %. En mulig forklaring for dette kan være at det eksisterer en nedre grense for kontraktsmessige nominelle lønnsøkninger. Gitt at arbeidsledigheten i hovedsak påvirker lønnsfastsettingen via sentraliserte lønnsforhandlinger, kan dette vanskeliggjøre reallønnsreduksjoner i en lavinflasjonsøkonomi. Videre fant studien støtte for hypotesen om at langtidsledige arbeidere utøver mindre lønnsdempende press enn de som nettopp har blitt avskjediget. Siden kileleddet kunne gyldig forenkles bort fra den mer generelle modellen, kan ikke skatteendringer anvendes for å påvirke lønnskostnader på permanent basis, men arbeidsgiveravgiftssats, konsumprisvekst og redusert normalarbeidstid har alle signifikante kortsiktige effekter. Lønnslikningene utviser i tillegg svært treg tilpasning mot langsiktig likevekt, hvilken kan forklares ved at de sentrale lønnsforhandlingene foregår annethvert år. Mellomliggende sentrale forhandlinger og oppgjør på bedriftsnivå svekker

---

<sup>14</sup> Se likning (5.1) i Langørgen (1993).

<sup>15</sup> Se likning (5.2) i Langørgen (1993).

riktignok dette argumentet. Den trege justeringen impliserer at endringer i for eksempel skattesats vil ha effekt på kort og mellomlang sikt. Den logaritmiske spesifikasjonen for arbeidsledighet gir her en langsiktig elastisitet av arbeidsledighet på ca.  $-0,07^{16}$ , og et feiljusteringsestimert på  $-0,25^{17}$ .

Johansen (1997) følger opp tråden fra Johansen (1995) med estimering av dynamiske feilkorrigeringsmodeller for lønna med årlige data for 1964-1990. Studien konkluderer med at arbeidsledighet signifikant påvirker lønnsnivået, og at resultatene tyder på at lønnskurven er monotont fallende, men svært ikke-lineær (i.e. konveks). Responsen på ledighet virker altså å være mye sterkere ved lavere nivåer på arbeidsledigheten, videre forsvinner nesten effekten ved moderate nivåer (3 %). En forklaring for dette kan være at det ved svært lave ledighetsnivåer eksisterer overskuddsetterspørsel etter arbeidskraft, og at bedriftene påfølgende får sterke incentiver til å heve lønningene for å sikre arbeidskraften sin. Videre vil fagforeningene bry seg mindre om tilstanden i arbeidsmarkedet da de ansatte med høy sannsynlighet kan skaffe seg andre jobber. Hvilket bidrar til å høyne lønnskravene. Det har også blitt foreslått at sosialt stigma kan påvirke effekten av arbeidsledighet; mer spesifikt at ved tilstrekkelig høye ledighetsnivåer reduseres stigmaet ved å gå arbeidsledig, og at arbeidsledigheten påfølgende slutter å virke lønnsdempende<sup>18</sup>. Den foretrukne modellen i studien indikerer at lønnsresponsen til arbeidsledighet i større grad opptrer som en inflasjonsmekanisme i en opphetet økonomi, enn en rent utjevne kraft i arbeidsmarkedet. Videre gir studien støtte til hypotesen om at langtidsledige utøver mindre lønnsdempende effekt enn de korttidsledige, men denne komposisjonseffekten forklarer ikke all konveksitet i kurven. Resultatene for den logaritmiske spesifikasjonen er en ren reproduksjon av Johansen (1995), og gir en elastisitet på  $-0,07^{19}$ , og et feiljusteringsestimert på  $-0,25$ .

Johansen & Strøm (1997) anvender årlige data for 1962-91 for norsk industri og privat tjenesteyting, og undersøker hvorvidt det å ha en sosialdemokratisk regjering påvirker lønnsdanningen i disse sektorene ved hjelp av en strukturell tre-likningsmodell. Gitt at det eksisterer tette bånd mellom fagforeningsledelsen og de sosialdemokratiske partiene, kan dette tenkes å effektivisere det sentraliserte forhandlingssystemet. For Norges del antyder resultatene at det å ha en sosialdemokratisk regjering direkte gir et signifikant lavere langsiktig lønnsnivå i industrien. En slik direkte effekt ses ikke i privat tjenesteyting, men den

---

<sup>16</sup> Se relasjon (2) i Johansen (1995).

<sup>17</sup> Se tabell 4 i Johansen (1995).

<sup>18</sup> Se Sessions (1993).

<sup>19</sup> Se s. 74 i Johansen (1997).



eksterne virkningen via industrilønna gir en lønnsdempende effekt også her. Resultatene støtter videre opp under den skandinaviske inflasjonsmodellen, med den konkurranseutsatte sektoren (i.e. industrien) som lønnsledende for de andre sektorene. Studien bruker en kvadrert invers spesifikasjon av ledighet i lønnslikningen og gir dermed ikke en unik elastisitet, men den rapporterte ledighetskoeffisienten på 0,102<sup>20</sup> er identisk med resultatene i Johansen (1995), og innebærer en signifikant og svært konveks lønnsrespons til ledighet. Estimatet for privat tjenesteyting er noe lavere (0,084). For industrien gir dette en semielastisitet<sup>21</sup> på 4,16<sup>22</sup>. For industrien rapporteres et feiljusteringsestimat på -0,24<sup>23</sup>.

Raaum & Wulfsberg (1998) setter opp et teoretisk rammeverk for og undersøker empirisk hvordan aktiv arbeidsmarkedspolitikk fra myndighetene påvirker den norske lønnskurven. De benytter et panel bestående av mer enn 5400 norske bedrifter mellom 1984-1991 og ser på regional arbeidsledighet. Resultatene fra studien utfordrer oppfatningen om at den lave arbeidsledigheten i Norge skyldes svært høy lønnsfleksibilitet. Forfatterne argumenterer for at studier som rapporterer høy reallønnsrespons til arbeidsledighet kan ha gitt skjeve estimater fordi de har utelatt variabler som kontrollerer for aktiv arbeidsmarkedspolitikk. Total ledighet virker å fungere bedre for prediksjon av lønnspress enn den åpne ledighetsraten. Resultatene fra studien tyder på at arbeidsmarkedsprogrammer skifter lønnskurven nedover og dermed øker sysselsettingen i likevekt. Fra modellen som ikke kontrollerer for arbeidsmarkedsprogrammer rapporteres en elastisitet av åpen ledighet på lønna på -0,011<sup>24</sup>, som ikke er signifikant.

Johansen (1999) ser nærmere på lønnsfleksibiliteten i Norge for faglærte og ufaglærte arbeidere. Studien bruker årlige data for gjennomsnittlig timelønn for faglærte og ufaglærte arbeidere i norsk industri mellom 1964-90. Resultatene gir støtte for hypotesen om at lønna for ufaglærte arbeidere utviser større respons til arbeidsledighet enn lønna til faglærte. En forklaring for dette kan være avskjedigelser i stor grad gjøres etter lavest ansiennitet. Lønna til ufaglærte vil da typisk være mer sensitiv til endret arbeidsledighet fordi den forventede kostnaden av å miste jobben er nært knyttet til den generelle tilstanden i arbeidsmarkedet. Videre antyder studien at lønnsresponsen er signifikant forskjellig alt etter om ledighetsnivået

---

<sup>20</sup> Se likning (4) i Johansen & Strøm (1997).

<sup>21</sup> Semielastisiteten oppgitt her tolkes som prosentvis reduksjon i lønnsnivået som følge av et prosentpoengs økning i ledighetsnivået, evaluert i utvalgsgjennomsnittet i Johansen (1995) på 1,7.

<sup>22</sup> Se tabell 4 i Johansen (1995).

<sup>23</sup> Se likning (1) i Johansen & Strøm (1997).

<sup>24</sup> Se tabell 3 i Raaum & Wulfsberg (1998). Rapportert er den totale elastisiteten av ledighet, som inkorporerer den indirekte effekten av en ledighetsendring på alternativlønna, og gir en stabil lønnsstruktur i den langsiktige likevekten.

er over eller under 1,7 %. For begge grupper arbeidere er lønna ganske sensitiv til arbeidsledigheten for nivåer under 1,7 %, mens lønnskurvene for gruppene mer eller mindre flater ut over dette nivået. For MKM-estimeringen med den logaritmiske spesifikasjonen av ledigheten rapporteres en langsiktig elastisitet på ca.  $-0,05^{25}$  for de faglærte og ca.  $-0,12^{26}$  for de ufaglærte. Feiljusteringsestimaterne for de to gruppene er på henholdsvis  $-0,53$  og  $-0,39$ .

Nymoen & Rødseth (2003) bruker årlige data fra 60-tallet til utpå 90-tallet, og estimerer dynamiske feilkorrigeringsmodeller for lønna i de nordiske landene. De finner ingen evidens for viktige strukturelle forskjeller mellom lønnsdanningen i landene. Resultatene indikerer heller ikke at det har foregått et strukturelt skift i lønnsdanningen mellom 1987 og 1994. Det poengteres også at reallønnsfleksibiliteten ikke kan sies å være særskilt høy i denne regionen. Inntektspolitikk virker kun å ha hatt merkbar lønnsdempende virkning når den har blitt fulgt opp av sterke juridiske tiltak. Arbeidsetterspørselen virker å være av avgjørende betydning for nivået på arbeidsledigheten, og hastigheten på feilkorrigeringen tilsier at store etterspørselssjokk kan gi effekter som gir avvik fra likevekt i flere år. Den estimerte langsiktige elastisiteten av reallønna på arbeidsledigheten er for Norge rapportert til  $-0,11^{27}$ . Tilsvarende tall for Danmark og Sverige er  $-0,16$  og  $-0,16$ . Feiljusteringsestimateret for Norge oppgis til  $-0,18^{28}$ .

Blanchflower & Oswald (2005) undersøker om det også finnes en amerikansk lønnskurve ved bruk av moderne data. De konkluderer med at den amerikanske lønnskurven har en langsiktig elastisitet av arbeidsledighet på ca.  $-0,1$ , noe som påstås å være konsistent med data fra over 40 andre land. Studien finner også at lønnsnivået generelt er høyere i amerikanske stater med mer generøs arbeidsledighetstrygd, og at det oppfattes som vanskeligere å skaffe jobb i stater med høy ledighetsrate. Ved bruk av paneldata mellom 1980-2001, samt ved å kontrollere for statlige faste effekter og særtrekk ved industrien, estimeres en langsiktig elastisitet på  $-0,08^{29}$ .

---

<sup>25</sup> Se tabell 1 i Johansen (1999).

<sup>26</sup> Se tabell 1 i Johansen (1999).

<sup>27</sup> Se tabell 3 i Nymoen & Rødseth (2003).

<sup>28</sup> Se tabell 1 i Nymoen & Rødseth (2003).

<sup>29</sup> Se s. 11 i Blanchflower & Oswald (2005).

### **3 Datamateriale og tidsserieegenskaper**

I denne delen vil jeg presentere datamaterialet benyttet i denne oppgaven. Det ble innhentet data for sektorene industri, bygg- og anleggsvirksomhet og varehandel. Jeg vil videre presentere noe deskriptiv statistikk for å belyse de viktigste variablene. I tillegg vil de økonometriske egenskapene til variablene undersøkes nærmere, nærmere bestemt hvorvidt de er stasjonære eller eventuelt kointegrerer med hverandre. Disse egenskapene må undersøkes for gyldig implementering av den dynamiske feilkorrigeringsmodellen i metoddelen og påfølgende estimering ved minste kvadraters metode<sup>30</sup>.

#### **3.1 Presentasjon av data**

Datasettet<sup>31</sup> i denne oppgaven er hentet fra SSBs statistikkbank<sup>32</sup> på nettet, men unntak av NAV-tallene for arbeidsledighet, som er hentet fra NAV Historisk statistikk for arbeidsmarkedet<sup>33</sup> (Tabell 8). Tallene for normalarbeidstid i industrien er hentet fra Johansen (1995), samt STOP-variabelen som kontrollerer for lønn- og prisregulering. Tallmaterialet utgjør en tidsserie fra 1970 til 2013. Data for bruttoprodukt og lønnskostnader er hentet fra Tabell 10679. Data for sysselsetting og utførte timeverk for lønnsuttakere<sup>34</sup> er hentet fra Tabell 10687. Konsumprisindeksen er hentet fra Tabell 08184. AKU-tallene for arbeidsledighet er hentet fra Tabell 05111, og tidsserien løper fra og med 1972. Antall sysselsatte i 2013 var på ca. 245 900 i industrien, 186 800 i bygg- og anlegg, samt 352 800 i varehandelen.

Fra rådataene er det generert en mengde variabler. Lønnsvariabelen  $WC$  er definert som lønnskostnader per timeverk. Produktprisvariabelen  $P$  er gitt ved hjelp av en deflator for verdiskapningen i den enkelte sektor, definert ved bruttoproduktet i løpende priser delt på faste priser. Denne definisjonen følger fra Johansen (1995, 1997), og baseres på resonnetet om at lønnsfastsettelsen kan ses på som en forhandling om fordelingen av verdiskapningen (i.e. faktorinntekter). Av den grunn bør lønnslikningen inkludere den implisitte faktorinntektsdeflatoren (Johansen 1995). Produktivitetsmålet  $PROD$  er definert som bruttoproduktet i faste priser delt på antall timeverk. Lønnsandelen  $WS$  angir andelen av

---

<sup>30</sup> Heretter MKM.

<sup>31</sup> Se Vedlegg A for komplett liste over rådata og genererte variable.

<sup>32</sup> <https://www.ssb.no/statistikkbanken>

<sup>33</sup> <https://www.nav.no/no/NAV+og+samfunn/Statistikk/Arbeidssokere+og+stillinger++statistikk/Historisk+statistikk>

<sup>34</sup> I datasettet er det skilt ut to kategorier for sektorene; en for lønnsuttakere, og en for lønnsuttakere og selvstendige, hvorpå denne oppgaven benyttet førstnevnte sett.

verdiskapningen som går til avlønning av arbeidskraft, og kan alternativt skrives med utgangspunkt i de andre variablene:

$$WS = \frac{WC * TV}{P * BF} = \frac{WC}{P * \frac{BF}{TV}} = \frac{WC}{P * PROD} \quad (3.1)$$

Konsumentprisene gis ved hjelp av konsumprisindeksen, og det er ikke inkludert noen skattevariabler som gir en kile mellom reallønna for produsent og konsument. Johansen (1995)<sup>35</sup> viste at et slikt kileledd kunne gyldig utelates fra Nymoens (1989) modell gitt en endring av definisjonen av produktprisvariabelen.

*U* angir den åpne ledighetsraten, definert som antall ledige relativt til arbeidsstyrken. Jeg har hentet tall både fra NAV og fra AKU. NAV-tallene tar utgangspunkt i registrerte ledige, mens SSBs AKU-tall infererer ledigheten fra et representativt utvalg. AKU-ledigheten virker konsekvent å ligge på et høyere nivå enn NAV-tallene. De tre kriteriene for å bli registrert som AKU-ledig er at en skal være uten arbeid, ha nylig forsøkt å anskaffe seg arbeid, samt er umiddelbart tilgjengelig for arbeid. NAV krever i tillegg at vedkommende har søkt jobb via NAV-systemet, samt at personen ikke går på arbeidsmarkedstiltak. Om en person er tilgjengelig for arbeid vurderes hos NAV av de ansatte selv, mens AKU er selvrapportert. AKU fanger (statistisk sett) også opp personer som ikke søker jobb via NAV (e.g. arbeidsledig ungdom). I tillegg vil altså personer på tiltak eller de med nedsatt arbeidsevne som vurderer seg selv som tilgjengelige for arbeid, også bli inkludert (NAV 2015).

Variablene i denne oppgaven vil generelt bli transformert logaritmisk. Dette gjør at OLS-estimatene på nivåform kan tolkes som konstante elastisiteter; tilnærmet hvor mye en prosentvis endring i den uavhengige variabelen gir i prosentvis endring i den avhengige variabelen<sup>36</sup>. Utover den enkle tolkningen av estimatet, har logaritmisk spesifisering også andre fordeler. Prosentvise endringer er uavhengige av skaleringen av variablene, og man trenger derfor ikke forholde seg til absolutte endringer. En logaritmisk transformasjon vil videre begrense spennvidden i variabelen, hvilket kan behjelpe problemet med ekstremverdier (anomalier i datasettet) (Woolridge 2013, kap. 6). En siste virkning er at differensiering av en logaritmisk transformert variabel kan tolkes som tilnærmet prosentvis vekst i den

---

<sup>35</sup> Se Tabell 1 likning M2. Produktprisen ble endret fra en indeks for importpriser til en faktorinntektsdeflator.

<sup>36</sup> Se f.eks. Brooks (2014) kap. 3,4,5.

underliggende variabelen<sup>37</sup> (Woolridge 2013, kap. 10). Dette er gunstig for mange økonomiske størrelser som best forstås som vekstrater (e.g. konsumprisindeks, produktivitet). Estimater ved OLS-estimering kan da tolkes som hvordan vekst i forklaringsvariabel påvirker vekst i avhengig variabel. Se for øvrig Vedlegg E for korrelasjonsmatriser for variablene til sektorene.

### **3.2 Test for stasjonaritet**

En stasjonær tidsserievariabel  $X_t$  er definert ved at den utviser en konstant forventning, en konstant varians, og konstante autokovarianser på hvert bestemt lag. Langørgen (1993) skriver det analytisk:

$$E(X_t) = \mu \quad (3.2)$$

$$cov(X_s, X_t) = cov(X_{s-k}, X_{t-k}) \quad \forall s, t \quad (3.3)$$

Ved å sette  $s = t$  får en spesialtilfellet at variansen skal være konstant over tid. Hvordan to observasjoner kovarierer med hverandre vil kun avhenge av relativ avstand i tid, og er uavhengig av hvor i tidsserien man befinner seg. Stasjonære variable vil med disse antagelsene ikke drifte langt vekk fra sin forventningsverdi, men variere rundt denne med en mer eller mindre konstant amplitude. Dette i motsetning til ikke-stasjonære variable, som ikke har en slik korrigerende dynamisk struktur, og derfor kan drifte langt av sted fra sitt utgangspunkt.

Ta for eksempel utgangspunkt i en variabel med følgende dynamiske struktur (autoregressiv prosess av orden en uten drift):

$$X_t = \phi X_{t-1} + u_t \quad (3.4)$$

Her er  $u_t$  et restledd med hvit støy egenskaper, altså at  $u_t$  er en stasjonær tidsserievariabel med forventning lik null og ingen seriekorrelasjon ( $E(u_t) = 0$  og  $cov(u_t, u_{t-k}) = 0 \quad \forall k \neq 0$ ). Gjentatt innsetting for  $X_{t-1}$  og  $X_{t-2}$  osv. impliserer følgende:

$$X_t = u_t + \phi u_{t-1} + \phi^2 u_{t-2} + \dots + \phi^{T+1} X_t \quad (3.5)$$

---

<sup>37</sup>  $\Delta \log X_t = \log X_t - \log X_{t-1} = \frac{X_t - X_{t-1}}{X_{t-1}}$

Ta utgangspunkt i en teoretisk uendelig lang tidsserie ( $T \rightarrow \infty$ ). Gitt at momentene i fordelinga til  $X_t$  eksisterer ( $|\phi| < 1$ ), får man:

$$E(X_t) = 0 \quad (3.6)$$

$$Var(X_t) = (1 + \phi^2 + \phi^4 + \dots)\sigma^2 = \frac{\sigma^2}{1 - \phi^2} \quad (3.7)$$

$$cov(X_t, X_{t-k}) = \phi^k \sigma^2 (1 + \phi^2 + \phi^4 + \dots) = \frac{\phi^k \sigma^2}{1 - \phi^2} \quad (3.8)$$

Man kan se at disse uttrykkene kun konvergerer dersom  $|\phi| < 1$ . Denne betingelsen er avgjørende for om prosessen er stasjonær. Et sjokk i hvit støy delen vil da med tiden ha stadig mindre betydning for dagens verdi på variabelen, og man får en systematisk korrigerende forventningsverdien. Uformelt kan dette karakteriseres som at variabelen har kort hukommelse om sine tidligere verdier. Hvis  $\phi = 1$  har man et eksempel på en random walk prosess<sup>38</sup> (ikke-stasjonær). I dette tilfellet dør effekten av sjokk aldri ut. Dagens verdi av en variabel vil dermed bestemmes av tidligere sjokk, samt en startverdi for variabelen. Når variabelen følger en stokastisk gang vil den førstedifferensierte være stasjonær. Hvis  $|\phi| > 1$  har man et eksempel på en eksplosiv serie. Fra likning (3.7) ser man da at variansen også vil eksplodere over tid. Her tilegnes sjokk stadig mer vekt over tid. Ofte har det vist seg nyttig å betrakte mange økonomiske tidsserier som enten kjennetegnet av stasjonaritet eller stokastisk gang (Langørgen 1993).

En vanlig terminologi for å beskrive en stasjonær variabel er å si at den er integrert av orden null, skrevet  $X_t \sim I(0)$ . På samme måte kan man da betegne variable som må differensieres  $d$  ganger for å oppnå stasjonaritet som integrert av orden  $d$  ( $X_t \sim I(d) \Leftrightarrow \Delta^d X_t \sim I(0)$ ). Random walk-prosesser er  $I(1)$ , og kan dermed ved differensiering gjøres stasjonære.

At variablene er stasjonære i tidsseriemodellen er viktig fordi effekten av sjokk i lengden da dør ut. Bruk av ikke-stasjonære variable kan fort lede til det som kalles spuriøse regresjoner. Ta for eksempel to i realiteten uavhengige variable. Ved estimering skulle man da forvente at de to variablene i en regresjonsmodell ga ikke-signifikante estimater og lav forklaringskraft. Men hvis de to variablene følger trender, vil man typisk få signifikante estimater selv om variablene er fullstendig urelaterte. Dette gir videre ugyldig inferens. Et annet problem ved

---

<sup>38</sup> Også definert ved at røttene på den karakteristiske likningen er lik 1. Se f.eks. Brooks (2014) kap. 8.

bruk av ikke-stasjonære variable i regresjoner er at de vanlige antagelsene for asymptotiske egenskaper ikke lenger er gyldige. t-verdiene til estimatene vil ikke lenger følge en t-fordeling og F-observatoren vil ikke lenger følge F-fordelingen. Disse argumentene taler for bruk av stasjonære data for gyldig inferens om statistiske parametere.

En vanlig test for stasjonaritet er Dickey-Fuller-testen<sup>39</sup>. Den tar utgangspunkt i hypotesen om at den datagenererende prosessen for  $X_t$  inneholder en eller flere enhetsrøtter. Nullhypotesen i den enkleste testen er hvorvidt  $\phi = 1$  i likningen:

$$X_t = \phi X_{t-1} + u_t \quad (3.9)$$

Alternativhypotesen er at  $\phi < 1$  (ensidig test). Altså tester man nullhypotesen om at tidsserien har en enhetsrot kontra alternativhypotesen er den er stasjonær. En omskriving gjøres ofte for å lette testingen:

$$\Delta X_t = \psi X_{t-1} + u_t \quad \text{der } \psi = (\phi - 1) \quad (3.10)$$

Her vil man da teste hvorvidt  $\psi = 0 \Leftrightarrow \phi = 1$ . Testobservatoren  $\hat{\psi}$  følger ikke den vanlige t-fordeling på grunn av nullhypotesen om ikke-stasjonaritet, men derimot en ikke-standard fordeling. En må derfor benytte DF kritiske verdier som generelt er større i absoluttverdi, og som avhenger av spesifikasjonen i (3.10) – nærmere bestemt om den inneholder konstantledd og/eller trend. Testen over er kun gyldig i det tilfellet der restleddet  $u_t$  er hvit støy, især at det ikke er seriekorrelert. For å kontrollere for dette brukes den utvidete Dickey-Fuller testen<sup>40</sup> hvor man utvider likningen med laggede verdier av den avhengige variabelen på høyresiden:

$$\Delta X_t = \psi X_{t-1} + \sum_{i=1}^p \alpha_i \Delta X_{t-i} + u_t \quad (3.11)$$

En empirisk utfordring er å bestemme antall lag på den avhengige variabelen i ADF-testen. Her kan man bruke skjønn, som å vurdere ut ifra datafrekvensen. Eller man kan se på hvor

---

<sup>39</sup> For en teoretisk utledning, se Dickey & Fuller (1979).

<sup>40</sup> Heretter ADF.

signifikante estimatene er for de laggede verdiene. En siste mulighet er å vurdere ut ifra informasjonskriterier, som f.eks. AIC<sup>41</sup> (Brooks 2014, kap. 8).

### **3.3 Kointegrasjon og feilkorrigeringsmodeller**

I de fleste tilfeller vil en lineær kombinasjon av  $I(1)$  variable også være  $I(1)$ . Ta for eksempel utgangspunkt i følgende relasjon:

$$y_t = \gamma x_t + u_t \quad (3.12)$$

Hvis det så finnes et estimat  $\hat{\gamma}$  som gjør at residualene (som er en lineær kombinasjon av variablene) er  $I(0)$ , kan variablene sies å være kointegrert:

$$y_t - \hat{\gamma} x_t = \hat{u}_t \quad (3.13)$$

En kointegrerende relasjon kan ses på som langsiktig likevekt, mens  $\hat{u}_t$  kan tolkes som midlertidige avvik fra denne likevekten.

Det finnes en type modeller som tar hensyn til problemet med stasjonaritet, samtidig som den estimerer langsiktige relasjoner mellom  $I(1)$ -variable; dynamiske feilkorrigeringsmodeller<sup>42</sup>. Rene differensierte dynamiske modeller har ingen langsiktig løsning for nivåvariablene. Feilkorrigeringsmodellen kombinerer differensierte og laggede nivå av kointegrerte variable. Ta for eksempel følgende feilkorrigeringsmodell med  $I(1)$ -variablene  $y_t$  og  $x_t$ :

$$\Delta y_t = \beta_1 \Delta x_t + \beta_2 (y_{t-1} - \gamma x_{t-1}) + u_t \quad (3.14)$$

Her er  $(y_{t-1} - \gamma x_{t-1})$  feilkorrigeringsleddet. Hvis man så antar at  $y_t$  og  $x_t$  er kointegrerte med kointegrasjonskoeffisienten  $\gamma$ , vil feilkorrigeringsleddet være  $I(0)$  selv om enkeltvariablene er  $I(1)$ . Da vil bruk av MKM og påfølgende statistisk inferens også være gyldig. Feilkorrigeringsmodeller framlegger at  $y_t$  vil endre seg mellom tidspunkt  $(t - 1)$  og  $t$  som en følge av endringer i forklaringsvariablene mellom tidspunkt  $(t - 1)$  og  $t$ , samt også på grunn av avvik fra langsiktig likevekt i forrige periode.  $\gamma$  vil dermed beskrive forholdet

<sup>41</sup>  $AIC = \ln(\hat{\sigma}^2) + \frac{2k}{T}$ , der  $T$  er antall observasjoner,  $k$  antall parametere, og  $\hat{\sigma}^2$  er estimert restleddvarians. Den modellen som minimerer kriteriet vurderes som den beste. Kriteriet gjør en avveining mellom forklaringskraft og modellenkelhet (Brooks (2014), kap. 6). For en teoretisk utledning, se Akaike (1974).

<sup>42</sup> For en teoretisk behandling se Engle & Granger (1987). Studien fant eksempler på variabler som kointegrerer som inntekt og konsum, samt kortsiktige og langsiktige renter.



mellom  $y_t$  og  $x_t$  på lang sikt, mens  $\beta_1$  angir den kortsiktige effekten av endringer i  $x_t$  på endringer i  $y_t$ .  $\beta_2$  vil på sin side beskrive justeringshastigheten mot likevekt; andelen av forrige periodes avvik som korrigeres fram mot neste periode. Feilkorrigeringsmodellen kan videre utvides med flere variable og mer komplisert dynamikk (Brooks 2014, kap. 8).

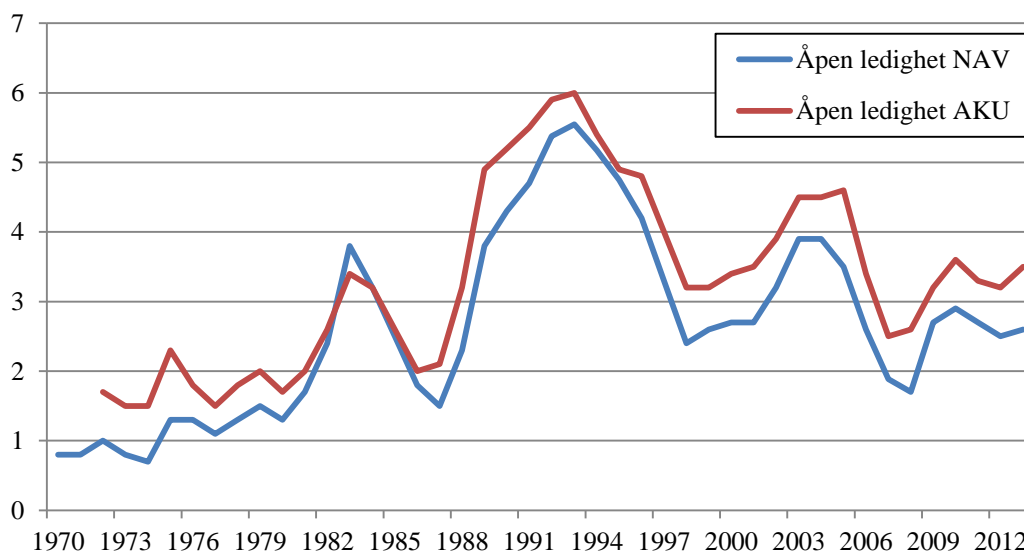
En måte å teste for kointegrasjon av variablene i feiljusteringsleddet er presentert i Kremers et al. (1992). Ved å studere t-verdien for feilkorrigeringsestimaten kan man avgjøre hvorvidt variablene i leddet kointegrerer eller ikke. Johansen (1995) ekskluderte det andre nivåleddet (arbeidsledighet) i relasjonen og brukte DF kritiske verdier for å avgjøre hvorvidt feilkorrigeringsleddet var  $I(0)$ . Denne oppgaven vil også bruke DF kritiske verdier, selv om disse verdiene kan være for konservative (i.e. høye).

### **3.4 Inkluderte variablers tidsserieegenskaper**

Feilkorrigeringsmodellen som vil bli spesifisert i neste kapittel vil kun inkludere differensierte logaritmiske variable, samt logaritmisk lønnsandel og logaritmisk arbeidsledighet på nivåform. I lys av de to foregående avsnittene er det derfor avgjørende at de inkluderte variablene enten er  $I(0)$  eller kointegrerer for at modellen er gyldig. Dette avsnittet vil også generelt diskutere trendene i de inkluderte variablene.

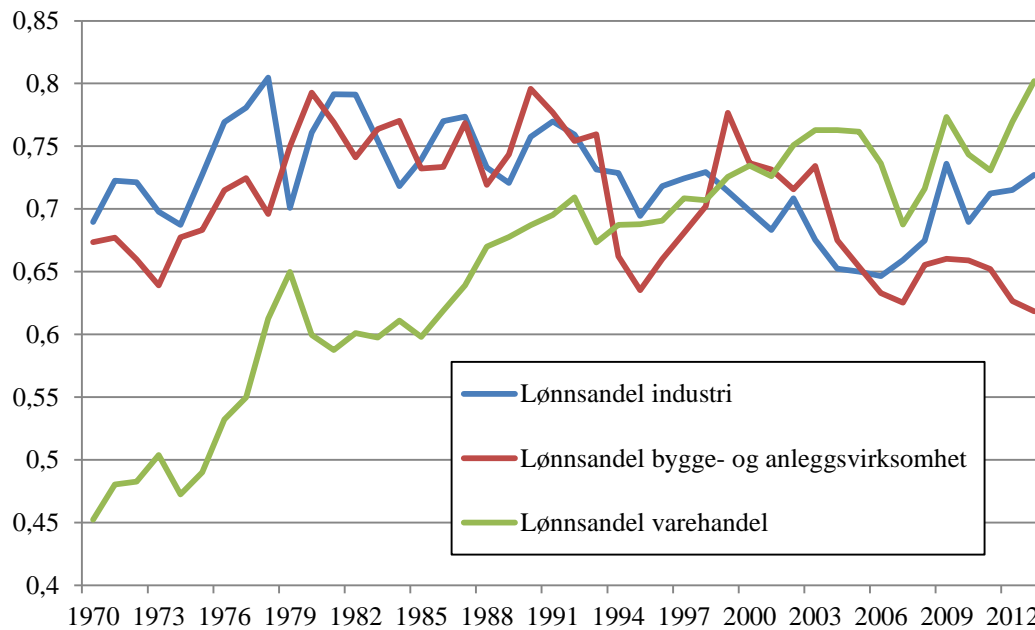
Den norske arbeidsledighetsraten har vært ganske stabil fra 1960 til 1980, med et variasjonsområde på kun 0,8 %, mellom 1,4 % og 2,2 %. I 1983 hadde ledigheten en topp på 3,4 % for så å gå ned igjen til et vanlig lavt nivå i 1986. I 1988/89 var landet vitne til en relativt dramatisk stigning i arbeidsledigheten, som stabiliserte seg rundt 5,5 % på 90-tallet. Disse tallene reflekterer riktignok den åpne ledighetsraten (AKU), og tar altså ikke hensyn til personer på arbeidsmarkedstiltak (Raaum & Wulfsberg 1998). På slutten av nittitallet gikk arbeidsledigheten ned til rundt 3,5 %, før den gikk noe opp igjen fram mot 2005. Dette kan ses i sammenheng med IT-boblen på denne tida. AKU-ledigheten gikk så ned to prosentpoeng fra 2005 til 2007, før den steg litt igjen rundt finanskrisen. NAV-ledigheten følger omtrent samme trend. Gjennomsnittlig ledighet i perioden 1970-2013 var på 2,7 % for NAV, og fra 1972-2013 på 3,3 % for AKU.

Figur 3.1: Åpen ledighet 1970-2013



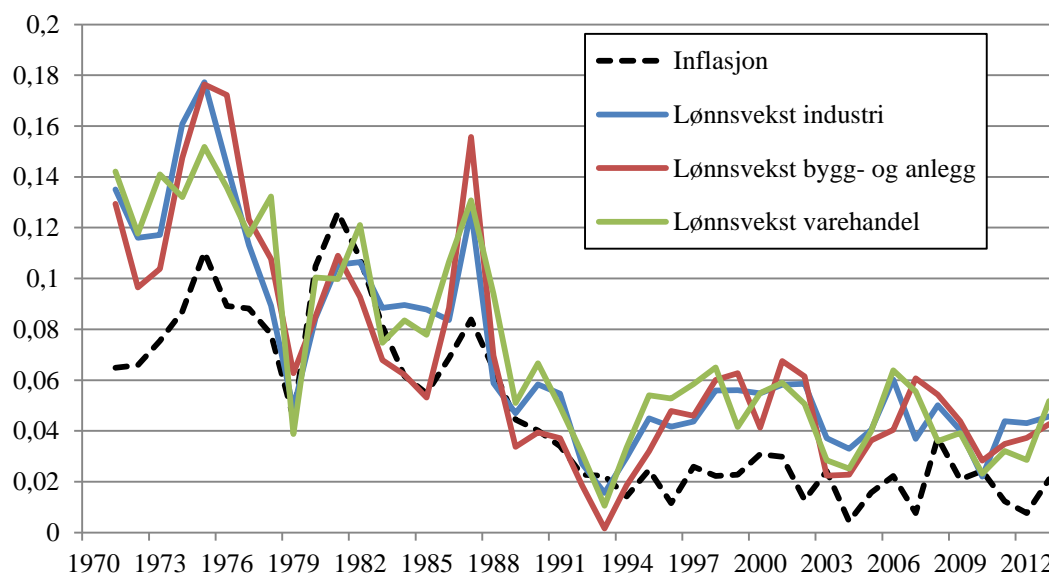
Lønnsandelen kan tolkes som andelen av verdiskapningen i sektoren som tilfaller arbeidskraften. Lønnsandelen virker å ha vokst for alle sektorene fra 1970 og fram mot 80-tallet. For bygg- og anlegg vokste den fra rundt 67 % til rundt 75 %, og for industrien ser man noe av det samme (men med mer fluktusjoner). Lønnsandelen i varehandelen vokste hele 15 % i denne perioden, fra et relativt lavt initialt nivå på rundt 45 %. Siden da har lønnsandelen i denne sektoren vokst jevnt opp til det historisk høye nivået på 80 % i 2013, riktignok med endel fluktusjoner på 2000-tallet. Bygg- og anlegg opplevde en 10 prosents nedgang og påfølgende oppgang på 90-tallet, før en ny 10 prosents nedgang på begynnelsen av 2000-tallet. Lønnsandelen virker i 2013 å ha lagt seg ned mot 62 %. Jeg spekulerer i om nedgangen over de siste tiårene kan ha sammenheng med inntoget av billigere arbeidskraft fra lavkostland i denne sektoren i forbindelse med EØS-avtalen. For industrien så man en nedgang i lønnsandelen fram mot midten av 2000-tallet, men tallet virker å ha justert seg oppover igjen i den senere tid.

Figur 3.2: Lønnsandelen for sektorene 1970-2013



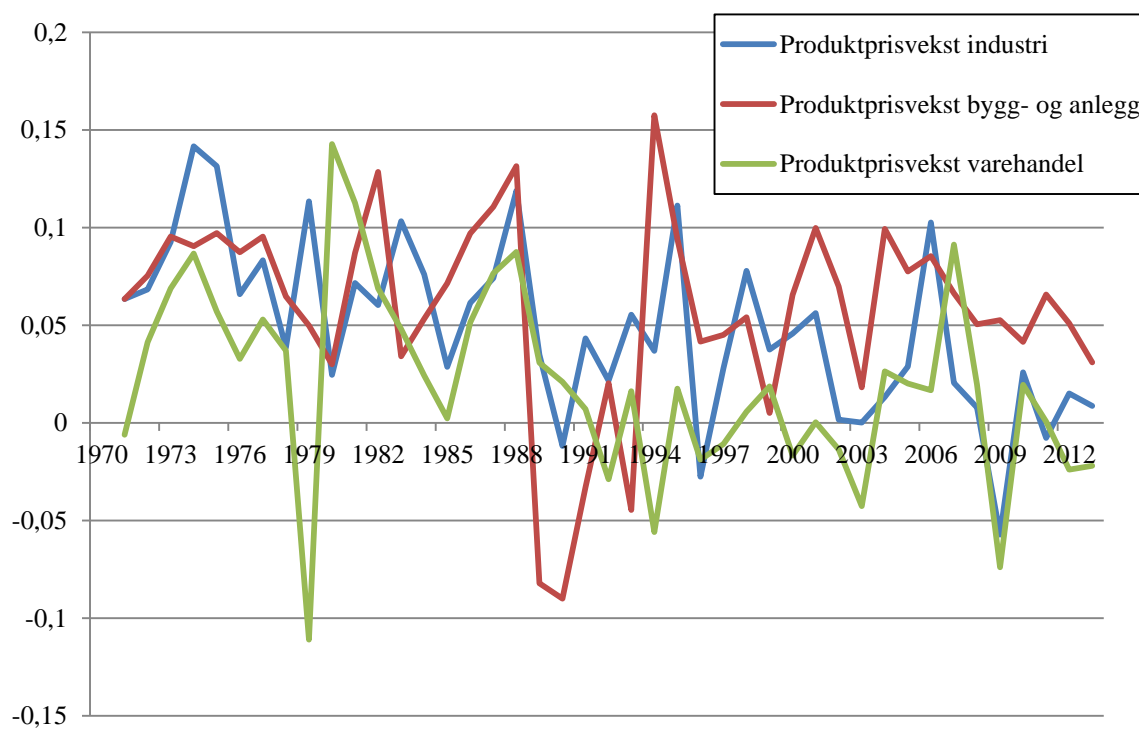
Lønnsveksten og inflasjonen plottes i figur 3.3 sammen. Gjennomsnittlig lønnsvekst i perioden var på 7,1 % i industrien, 6,7 % i bygg- og anlegg, og 7,2 % i varehandelen. Trenden i sektorene antyder en topp i lønnsveksten rundt 1975 og 1987, mens lønnsveksten nådde en klar bunn rundt 1993, der lønnsveksten i bygg- og anlegg faktisk var på kun 0,2 %. Etter det har lønnsveksten i sektorene fluktuert rundt 4 %. Reallønnsveksten i sektorene er gitt ved differansen mellom kurvene. Reallønnsveksten var ganske høy fra rundt 1970 til 1978, med en topp i 1975. Også i 1987 ser man høy vekst, samt en 8-års periode fra og med 1995. Reallønnsnedgang i sektorene kan man se i årene 1980/81, samt 1993.

Figur 3.3: Lønnsvekst for sektorene 1971-2013, samt inflasjonen i perioden



Veksten i produktprisvariabelen i denne oppgaven plottes i figur 3.4. Man kan se at veksten i produktprisene i all hovedsak har vært positive gjennom perioden, kanskje med enkeltunntak i perioder med lavkonjunktur som på begynnelsen av 90-tallet og i kjølvannet av finanskrisen rundt 2009. Men ellers er disse tidsseriene karakterisert av betydelige fluktuasjoner.

Figur 3.4: Produktprisvekst i sektorene 1971-2013



Jeg vil nå gjennomføre ADF-tester på de inkluderte variablene som vil bli spesifisert i neste kapittel. Jeg vil altså teste stasjonariteten til alle variablene på både logaritmisk form og differensiert logaritmisk form<sup>43</sup>. Jeg vil bruke ADF-testen med konstantledd men uten trend<sup>44</sup>, med tilhørende kritiske verdier<sup>45</sup>:

$$\Delta X_t = \mu + \psi X_{t-1} + \sum_{i=1}^p \alpha_i \Delta X_{t-i} + u_t \quad (3.15)$$

Der nullhypotesen er at  $\psi = 0$  (random walk), mens alternativhypotesen er at variabelen er stasjonær. Prosedyren jeg brukte var å estimere en ADF-modell med 2 lag for hver variabel (altså 3 modeller totalt for de 3 sektorene), og deretter velge antall lag ut ifra AIC. Samme samplelengde ble brukt i alle testene (1976-2013, 41 observasjoner), fordi AKU-dataene starter fra og med 1972. Tabell 3.1 gir resultatene:

**Tabell 3.1: ADF-tester for stasjonaritet av inkluderte variable**

Test	$H_0: X_t \sim I(1)$			$H_0: \Delta X_t \sim I(1)$		
	Industri	Bygg	Vare	Industri	Bygg	Vare
$wc_t$	-2.291	-2.549	-3.153*	-3.771**	-3.319*	-3.159*
$p_t$	-3.743**	-0.6068	-2.813	-5.354**	-4.345**	-5.085**
$prod_t$	-0.4588	-1.946	-0.06687	-5.934**	-2.836	-6.352**
$ws_t$	-2.452	-1.617	-2.601	-5.886**	-5.921**	-5.390**
$cpi_t$	-3.081*			-2.252		
$u_t$ (NAV)	-1.900			-5.098**		
$u_t$ (AKU)	-1.478			-5.705**		
$1/U_t^2$ (N)	-3.312*			-5.747**		
$1/U_t^2$ (A)	-1.476			-4.283**		
$nh_t$	-3.739**			-5.936**		

Notater: t-verdier oppgitt for ADF-testen. Kritiske verdier for gitt signifikansnivå: 10 %: -2.62, 5 %: -2.94, 1 %: -3.61. \* indikerer signifikans på 5 % nivå, \*\* på 1 % nivå. Parametere estimert ved hjelp av "unit root-tests" i PcGive.

<sup>43</sup> Se Vedlegg B for plot av alle variablene som testes.

<sup>44</sup> Se Brooks (2014) kap. 8.

<sup>45</sup> Se Tabell A2.7 i Appendix 2.

Priser, lønninger og produktivitet er ganske opplagt ikke-stasjonære variable (Johansen 1995). Figur B.1 bekrefter det inntrykket. Tabell 3.1 antyder allikevel at lønningene i varehandelssektoren samt produktprisen i industrien er stasjonære, noe som er et underlig resultat. De førstedifferensierte av disse variablene virker riktignok å være klart stasjonære ut fra testingen. Figur B.2 kan antyde at lønnveksten og inflasjonen kjennetegnes av et strukturelt brudd fra og med midten av 90-tallet, der tidsseriene virker å stabilisere seg ved et lavere nivå. Konsumprisindeksen virker ut fra resultatene å være stasjonær på nivåform, men følge en tilfeldig gang på endringsform (i.e. inflasjonen). Disse resultatene er også underlige når man studerer figur B.1, men kan som nevnt ha sammenheng med det tilsynelatende strukturelle bruddet i inflasjonen. DF-tester for enhetsrøtter fungerer ikke optimalt i møte med slike brudd. Testen vil ha lavere styrke, altså svekkes i sin evne til å forkaste en feilaktig nullhypotese om tilfeldig gang (Brooks 2014, kap. 8)

Verken lønnsandelene eller arbeidsledigheten virker å være stasjonære ut ifra testingen, men dette kan i hvert fall for lønnsandelene skyldes lav teststyrke (se figur B.1). Den kvadratisk inverse ledigheten for NAV-tallene virker riktignok å være stasjonær. Johansen (1995) finner heller ikke at den logaritmiske ledigheten er stasjonær, og argumenterer for at dette kan skyldes en forandring i arbeidsledighetsskapende mekanismer på 80-tallet. Studien foreslår en annen test for å undersøke ledighetens stasjonaritet nærmere. Gitt at både lønnsandelen og arbeidsledigheten er signifikante ved estimering av modellen, tyder det på at begge enten er  $I(0)$ -variable, eller at de kointegrerer. En måte å diskriminere mellom disse hypotesene på er først å ekskludere arbeidsledigheten fra modellen og undersøke lønnsandelens signifikans oppimot relevante DF-verdier. Deretter ekskluderes lønnsandelen og arbeidsledighetens signifikans vurderes. Absolutte t-verdier over DF kritiske verdier indikerer at variablene er  $I(0)$ , mens ikke-signifikante verdier antyder kointegrasjon.

Kontrollvariabelen for nedgangen i normalarbeidstida  $\Delta nh_t$  virker klart stasjonær.

Alt i alt virker variablene som inkluderes i modellen å være stasjonære, med mulig unntak av lønnsandelen og ledigheten som vil undersøkes nærmere etter estimering for eventuell kointegrasjon eller stasjonaritet med metoden foreslått i Johansen (1995). Inntil videre konkluderes det med at dataene er tilpasset feilkorrigeringsmodellen, og estimering med MKM kan gyldig anvendes for videre statistisk inferens.

## 4 Modellspesifikasjon og forventninger/hypoteser

Dette kapittelet vil presentere feilkorrigeringsmodellen som benyttes i denne oppgaven. Gitt stasjonaritet i variablene eller eventuell kointegrasjon kan denne modellen gyldig estimeres med MKM.

### 4.1 Modellspesifikasjon

Jeg vil starte med en generell feilkorrigeringsmodell<sup>46</sup> som tillater dynamisk tilpasning ved også å inkludere laggede verdier. Modellen inkluderer samme variable som i Johansen (1995)<sup>47</sup>, med unntak av skattevariabler og ledigheten på endringsform. Studien konkluderte også med at skattevariabler ikke har noen langsiktig effekt. Modellen bruker i sin helhet logaritmisk transformerte variabler, samt differensierte av disse:

$$\begin{aligned}\Delta wc_t = & \beta_0 + \rho \Delta wc_{t-1} + \beta_1 \Delta cpi_t + \beta_2 \Delta cpi_{t-1} + \beta_3 \Delta p_t + \beta_4 \Delta p_{t-1} \\ & + \beta_5 \Delta prod_t + \beta_6 \Delta prod_{t-1} + \beta_7 f(U_t) + \beta_8 f(U_{t-1}) \\ & + \alpha ws_{t-1} + \beta_9 STOP_t + \beta_{10} \Delta nh_t + u_t\end{aligned}\quad (4.1)$$

Legg merke til at variabler som blant annet ledighetstrygd og alternativlønn som var inkludert i teoridelens relasjon (2.28), ikke inngår i modellspesifikasjonen (4.1). Andre variabler som forhandlingsmakt og trusselpunkter kan være vanskelige å operasjonalisere, i tillegg antas de relativt uvesentlige for langsiktige effekter av ledigheten. At alternativlønna og trygden er utelatt kan tolkes som at (4.1) representerer en redusert form for lønnsdanningen i hver enkelt sektor, altså at eventuelle indirekte effekter av lønna i alternative sektorer er implisitt medregnet. Dette har trolig uansett ikke særlig stor betydning for estimerte langsiktige effekter av ledigheten, som er oppgavens hovedfokus.

Modell (4.1) vil senere bli underlagt en reduksjon i resultatdelen. Feilkorrigeringsleddet  $ws_{t-1}$  er gitt ved  $(wc_{t-1} - p_{t-1} - prod_{t-1})$ . På bakgrunn av metoden brukt av Kremers et al. (1992) kan man da fastslå kointegrasjon (i.e. at lønna kointegrerer med produktprisen og produktiviteten) gitt at estimatet  $\hat{\alpha}$  er signifikant negativt.  $\alpha$  vil videre angi hvor raskt lønna beveger seg mot langsiktig likevekt, nærmere bestemt andelen av avviket fra forrige periode som elimineres i løpet av inneværende periode. Formuleringen i feilkorrigeringsleddet impliserer at man har pålagt følgende restriksjon; at elastisiteten av produktpris og produktivitet på lønnsnivået skal være lik 1 på lang sikt. Den langsiktige likevekten i

---

<sup>46</sup> Se Engle & Granger (1987).

<sup>47</sup> Se modell M3 i Johansen (1995).

modellen er gitt ved å sette alle endringsleddene lik 0 (eventuelt anta konstante vekstrater), og løse ut for  $wc_t$ :

$$wc = p + prod + \gamma f(U) + konst \quad \text{der } \gamma = \frac{(\beta_7 + \beta_8)}{-\alpha} \quad (4.2)$$

Interessevariabelen i denne oppgaven er arbeidsledigheten, så å finne effekten av arbeidsledigheten ( $\hat{\gamma}$ ) på det langsiktige lønnsnivået er det endelige målet, samt sammenligning og vurdering av eventuelle forskjeller mellom de ulike sektorene. I tilfellet med logaritmisk spesifisering av ledigheten kan  $\hat{\gamma}$  tolkes som en konstant elasticitet.

De differensierte logaritmiske variablene angir vekstrater. Estimaten vil altså angi hvordan en vekstrate påvirker en annen. Siden de er på endringsform vil de angi kortsiktige effekter, der umiddelbare effekter av for eksempel produktivitetsvekst på lønnsveksten vil gis ved  $\beta_5 \Delta prod_t$ , mens en lagget treghetseffekt vil gis ved  $\beta_6 \Delta prod_{t-1}$  året etter. Spesifiseringen tillater altså dynamikk i effektene. Det laggede endogene leddet  $\rho \Delta wc_{t-1}$  er inkludert for å kontrollere for tregheter i tilpasningen av lønnsveksten<sup>48</sup>.

#### **4.2 Økonomiske hypoteser om parameterens fortegn**

Jeg har allerede drøftet fortegnet på parameteren foran feiljusteringsleddet, og ønsker nå å drøfte fortegnet på de resterende ukjente parameterne.  $\rho$  forventes å være positiv og ligge et sted mellom 0 og 1 avhengig av persistensen i lønnsveksten. I figur B.2<sup>49</sup> ser man at lønnsveksten fluktuerer relativt mindre enn produktpris- og produktivitetsveksten, hvilket taler for betydelige tregheter i den norske lønnsdanningen.  $\rho \Delta wc_{t-1}$  inkluderes for å kontrollere for denne persistensen (i.e. si noe om hvor raskt lønnsveksten endrer seg).

$\beta_1$  gir kortsiktig effekt (umiddelbar) av konsumprisveksten år  $t$  (inneværende periode), mens  $\beta_2$  gir kortsiktig effekt av inflasjonen år  $t - 1$  (forrige periode). Med bakgrunn styringsrettmodellen i teoridelen kan man argumentere for at høyere konsumpriser vil senke reallønna, og gi incentiver for høyere lønnskrav fra fagforeningene. Effektene forventes derfor positive.  $\beta_3$  gir kortsiktig effekt av produktprisveksten år  $t$ , mens  $\beta_4$  gir kortsiktig effekt av produktprisveksten år  $t - 1$ . Fra tabell 2.1 i teoridelen ser man at den forventede effekten er positiv. Fagforeningen vil ha sin del av de økte inntektene, og krever høyere lønn.  $\beta_5$  gir

<sup>48</sup> Se Brooks (2014) kap. 5. Modellen kan sies å være en påbygning av en autoregressive distributed lag (ADL) modell.

<sup>49</sup> Se Vedlegg B.



kortsiktig effekt av produktivitetsveksten år  $t$ , mens  $\beta_6$  gir kortsiktig effekt av produktivitetsveksten år  $t - 1$ . Fra tabell 2.1 i teoridelen ser man at effekten forventes positiv. Fagforeningen vil igjen ha sin del av denne økte verdiskapningen i form av høyere lønninger.

$\beta_7$  og  $\beta_8$  tolkes som effekten av arbeidsledighet på lønnsvekst og langsiktig lønnsnivå. To alternative funksjonsformer som vil brukes i denne oppgaven går igjennom i neste avsnitt.

Dummyvariabelen *STOP* (koeffisient  $\beta_9$ ) er inkludert for å kontrollere for norske myndigheters inngripen i lønnsdanningen, nærmere bestemt lønnsfrysningen i 1978-89 og lønnsloven av 1988-89. Nymoene & Rødseth (2003) argumenterer for eksempel for i deres resultater for den norske lønnskurven at man ideelt sett ikke burde inkludere politikkdummys, på grunn av deres potensielle endogenitet i modellen. Men allikevel kan det være nødvendig å kontrollere for slike begivenheter for å oppnå en velspesifisert lønnskurve. Spesielt årene 1979 og 1988 avviker såpass fra den normale trenden at forfatterne fant inkludering av dummys nødvendig. Inngripenen på 70-tallet kom i kjølvannet av at norske relative lønnskostnader hadde økt betydelig og man fryktet for svekket konkurransekraft og arbeidsledighet. Inkludering av dummys kan på den måten forårsake at man underestimerer den norske lønnskurvens evne til å tilpasse seg avvik fra likevekt. Johansen (1995,1997) kontrollerer også for inngripenen i denne perioden, og dummyen er satt til 1 i 1979 og 1988 og 0,5 i 1989. Dette er også benyttet i denne oppgaven. Forventet fortegn er naturligvis negativt.

$\beta_{10}$  angir kortsiktige effekter av normalarbeidstidsveksten, nærmere bestemt endringer i logaritmen til normalarbeidstida per uke<sup>50</sup>. Fra figur B.2 ser man at det ikke har vært store endringer i denne variabelen gjennom utvalgsperioden, og den har kun vært negativ. De største endringene ser man i 1976, da normalarbeidstida ble redusert fra 41,2 til 39,2 timer, og i 1987 da den ble redusert fra 38,8 til 37 timer. Det forventes en negativ effekt av denne variabelen, altså en positiv effekt av en reduksjon i normalarbeidstida. Det kan skyldes fordi fagforeningen krever lønnskompensasjon per timeverk for den totalt sett lavere inntekten medlemmene tjener som en følge av et mindre antall gjennomførte timeverk (Johansen 1995). Selv om fritid må anses for å være et gode, er det intuitivt at tvunget fritid vil kreve kompensasjon for individer som verdsetter kjøpekraften sin.

$u_t$  betegner restleddet, som forutsettes å ha hvit støy egenskaper i den teoretiske modellen.

---

<sup>50</sup> I datasettet gjelder disse tallene for norsk industri, men brukes også som en kontrollvariabel i de andre sektorene.

### 4.3 Alternative transformasjoner av den åpne ledighetsraten

Denne oppgaven ønsker å estimere og sammenlikne effekten av arbeidsledighet i de tre sektorene. En vanlig transformasjon av den åpne ledighetsraten er å ta logaritmen av denne. Gitt at lønnsnivået også er logaritmisk transformert, får man det hendige resultatet at den langsiktige løsningen kjennetegnes av konstante elastisiteter<sup>51</sup>. Den andre transformasjonen som vil brukes er den kvadrert inverse av ledighetsraten:

$$f(U) = \begin{cases} \ln(U) \\ \frac{1}{U^2} \end{cases} \quad (4.3)$$

Den kvadratisk inverse spesifikasjonen innebærer en større grad av konveksitet i effekten av ledigheten på lønnsnivået. Johansen (1995) konkluderer med at den norske lønnskurven er sterkt ikke-lineær. Lønnskurven flater ut for arbeidsledighetsnivåer over 3 %. Den kvadratisk inverse spesifikasjonen<sup>52</sup> foretrekkes framfor alternative funksjonsformer. Johansen (1997) nevner at dette kan ha sammenheng med at det ved lave ledighetsnivåer eksisterer overskuddsetterspørsel etter arbeidskraft, hvilket byr lønningene opp. Videre viser studien at langtidsledige utviser mindre lønnsdempende press enn korttidsledige. Johansen (1995) nevner årsaker som at langtidsledige kan oppleve motløshet og derfor ikke søker jobb like effektivt som korttidsledige. Eller at langtidsledige opplever en nedgang i egen humankapital som følge av inaktiviteten. Sessions (1993) nevner sosialt stigma som en mulig årsak til at arbeidsledigheten virker mer lønnsdempende ved lave nivåer. Tilsvarende vil det ved høye nivåer blir mer sosialt akseptert å gå ledig, og med det virker ikke ledigheten like lønnsdempende. Alle disse argumentene kan tale for sterke konveksiteter i lønnskurven.

Et problem med den kvadratisk inverse formen er at den ikke gir en entydig elastisitet i langsiktig likevekt. Se ligning (4.4) og (4.5) for sammenlikning av oppgavens to langsiktige relasjoner:

$$wc = p + prod + \frac{(\beta_7 + \beta_8)}{-\alpha} u + konst \quad (4.4)$$

$$wc = p + prod + \frac{(\beta_7 + \beta_8)}{-\alpha} \frac{1}{U^2} + konst \quad (4.5)$$

<sup>51</sup> Se for eksempel Nymoen (1989) og Johansen (1995,1997).

<sup>52</sup> Se modell M4 i Johansen (1995).

$$\gamma = \frac{(\beta_7 + \beta_8)}{-\alpha}$$

Effekten av ledighet på langsiktig lønnsnivå forventes negativ, slik at  $\gamma$  forventes negativ i (4.4) og positiv i (4.5). Mest praktisk er kanskje å evaluere effekten av ledigheten på lønnsnivået i (4.5) ved hjelp av semielastisiteter; prosentvis respons i lønnsnivået på lang sikt som følge av en 1-prosentpoengs økning i ledighetsraten<sup>53</sup>. Dette kan gjøres med et punkttestimat<sup>54</sup> (4.6) eller i absolutte endringer (4.7):

$$\frac{dwc}{dU} = -2 \frac{(\beta_7 + \beta_8)}{-\alpha} \frac{1}{U^3} \quad (4.6)$$

$$\ln\left(\frac{WC_1}{WC_0}\right) = \ln(WC_1) - \ln(WC_0) = \frac{(\beta_7 + \beta_8)}{-\alpha} [f(U_1) - f(U_0)]$$

$$\frac{WC_1}{WC_0} = e^{\frac{(\beta_7 + \beta_8)}{-\alpha} [f(U_1) - f(U_0)]}$$

$$\frac{WC_1 - WC_0}{WC_0} = e^{\frac{(\beta_7 + \beta_8)}{-\alpha} [f(U_1) - f(U_0)]} - 1 \quad (4.7)$$

---

<sup>53</sup> OBS. Ledigheten i datasettet er målt i prosentpoeng, ikke i andeler.

<sup>54</sup> Se Tabell 5 i Johansen (1995).

## **5 Empiriske resultater og diskusjon**

I denne delen vil jeg først gjennomføre en reduksjon av grunnmodellen (4.1) for de tre sektorene, estimere, og diskutere resultatene. Deretter vil jeg gjennomføre en sensitivitetsanalyse på ledighetsvariabelen ved å erstatte AKU-tallene for arbeidsledighet med NAV-tallene. Videre vil selve spesifikasjonen av arbeidsledigheten undersøkes nærmere ved å erstatte den logaritmiske spesifikasjonen med en kvadrert invers formulering. Johansen (1995) fant at den kvadrert inverse spesifikasjonen empirisk dominerte den logaritmiske i sine lønnslikninger. Sist vil jeg sammenlikne funnene med relevante studier, især Johansen (1995,1997) som benytter en tilnærmet identisk spesifikasjon.

### **5.1 Strategi for reduksjon av grunnmodellen**

Grunnmodellen for de tre sektorene ble først estimert med PcGive i OxMetrics 7 ved hjelp av MKM. Resultatene for grunnmodellen (4.1) er presentert i Vedlegg C. Jeg valgte deretter å benytte en manuell reduksjonsmetode for å oppnå en velspesifisert modell med signifikante estimater. Langørgeren (1995) forslår en reduksjonsprosedyre, som også ble benyttet i denne oppgaven. Siden den datagenererende prosessen ikke er kjent, bør man starte med en svært generell spesifikasjon, som omfavner flere konkurrerende økonomiske teorier. Ideelt sett bør alle teoretisk relevante variable for prosessen man forsøker å beskrive inkluderes i grunnmodellen. Deretter kan man forsøke å forenkle den generelle modellen, ved å pålegge nullrestriksjoner på parameterne knyttet til stasjonære variable som virker uviktige ut fra den initiale estimeringen. Dette vil typisk være dummyvariable og differensierte variable. Eksklusjonsrekkefølgen knyttes gjerne til parameterestimatenes signifikans i hvert steg i modellreduksjonen, slik at estimatene som til ethvert steg har lavest t-verdi ekskluderes i neste steg. Når flere og flere parametere utelates, øker typisk t-verdiene til de gjenværende estimatene. Man slutter å pålegge nullrestriksjoner når alle de resterende estimatene er rimelig signifikante.

Inspirert av denne fremgangsmetoden, tok jeg utgangspunkt i den generelle modellen for industrien, og påla nullrestriksjoner på de minst signifikante estimatene stegvis, slik at estimatet med lavest t-verdi ble ekskludert ved hvert steg. Alle de ekskluderte variablene er antatt å være stasjonære, se avsnitt 3.4. Tilslutt endte jeg opp med en veldefinert lønnslikning for industrien, gitt av likning (5.1):

$$\begin{aligned} \Delta wc_t = & \rho \Delta wc_{t-1} + \beta_1 \Delta cpi_t + \beta_3 \Delta p_t + \beta_8 f(U_{t-1}) + \alpha ws_{t-1} + \beta_9 STOP_t \\ & + \beta_{10} \Delta nh_t + u_t \end{aligned} \quad (5.1)$$

For de tre sektorene testet jeg om denne reduserte modellen var en gyldig forenkling av grunnmodellen med F-tester, som brukes for testing av simultane nullrestriksjoner (Brooks 2014, kap. 4). p-verdien er det marginale signifikansnivået hvor en er indifferent mellom å forkaste og ikke forkaste nullhypotesen (Brooks 2014, kap. 3), som i dette tilfellet er at de testede parameterne er lik 0. Den reduserte modellen for industrien M1<sup>55</sup> var en gyldig forenkling av grunnmodellen ( $p = 0,409$ ), altså var de simultane nullrestriksjonene gyldige. Den videre strategien var å benytte den reduserte modellen for industrien som utgangspunkt for modellering av de to andre sektorene. Grunnmodellen<sup>56</sup> ble også estimert, for å sjekke om de reduserte modellene var gyldig forenklinger av denne. For bygg- og anleggsvirksomhet (M2) ble tilsvarende modell som for industrien benyttet, og denne modellen var en gyldig forenkling av grunnmodellen ( $p = 0,917$ ). For varehandel og reparasjon av motorvogner ble den reduserte modellen (5.1) ytterligere forenklet, da gyldige nullrestriksjoner på den reduserte modellen ble stegvis pålagt  $\rho$ ,  $\beta_1$  og  $\beta_9$ . Igjen ble prosedyren med stegvis ekskludering benyttet. Den endelige modellen M3 var en gyldig forenkling av både den forenklete modellen (5.1), samt grunnmodellen ( $p = 0,937$ ). Den ytterligere forenklingen for varehandelen utover den reduserte modellen ble anvendt for å ekskludere tilsynelatende irrelevante variabler og oppnå signifikante estimater.

## **5.2 Resultater for modellene med logaritmisk spesifisering**

Tabell 5.1 presenteres resultatene ved estimering av modellene med logaritmisk spesifisering av ledigheten og bruk av AKU-tall. Forklaringsvariablene er presentert på venstre side, og parameterne er estimert kolonnevis for de tre sektorene (modell M1, M2 og M3). Nederst i tabellen er sju rader inkludert med informasjon for å kunne vurdere modellene.  $\sigma$  er standardfeilen til regresjonen, og gir et grovt bilde av hvor godt modellen føyer seg til dataene (Brooks 2014, kap. 3). De fem neste testene (implementert i PcGive) er feilspesifikasjonstester, og undersøker blant annet hvorvidt residualene i modellen virker å bryte standardforutsetningene for bruk av MKM<sup>57</sup>. Hvis ikke residualene er karakterisert av å være hvit støy kan det indikere at relasjonen er feilspesifisert, for eksempel ved at dynamikken er for enkel eller at man har utelatt sentrale forklaringsvariabler. “AR 1-2 test” er en test for 2. grads seriekorrelasjon i restleddet. “ARCH 1-1 test” er en test for autoregressiv

---

<sup>55</sup> Den reduserte modellen er for øvrig identisk den reduserte modellen presentert i Johansen (1995), med unntak av arbeidsgiveravgiftvariabelen og det differensierte ledighetsleddet. En sammenlikning av estimatene gjøres derfor i avsnitt 5.7.

<sup>56</sup> Se Vedlegg C.

<sup>57</sup> Se for eksempel Brooks 2014, kap. 5.

betinget heteroskedastisitet<sup>58</sup>. “Normality test” undersøker om residualene virker normalfordelt<sup>59</sup>. “Hetero test” er en test for om residualene virker å være kjennetegnet av heteroskedastisitet<sup>60</sup>. “RESET23 test” er en test for om modellens funksjonsform er feilspesifisert<sup>61</sup>, ved bruk av høyere orden av de predikerte verdiene i en hjelperegresjon (Brooks 2014, kap. 5).

Hvis de diagnostiske testene indikerer feilspesifikasjon, blant annet ved at standardforutsetningene for MKM ikke virker oppfylt, sår det tvil ved validiteten til den statistiske inferensen. Hvis restleddet er karakterisert av seriekorrelasjon, vil fortsatt MKM-estimatene være forventningsrette, men estimert standardfeil til estimatene kan være feil. Ved for eksempel positiv seriekorrelasjon, vil estimerte standardfeil være skjeve mot null, og man kan gjøre type I feil<sup>62</sup>. Ved heteroskedastisitet i restleddet vil igjen estimatene være forventningsrette og konsistente, men de vil ikke lenger være BLUE (best linear unbiased estimator). Man vil kunne få beregnet feil standardfeil, hvilket igjen kan lede til ugyldig inferens. Om restleddet ikke er normalfordelt er det ikke opplagt hva man skal gjøre, men man kan bare holde fast ved MKM. For tilstrekkelig store utvalg er konsekvensen av brudd på normalitetsforutsetningen ubetydelig for videre inferens. Utslag på RESET-testen kan indikere feilspesifikasjon, men testen gir ingen tydelige retningslinjer for hva som er en bedre spesifikasjon. Testing av andre funksjonsformer er en mulighet (Brooks 2014, kap. 5). Utslag på ARCH-testen indikerer at modellen ikke er på vanlig lineær form, og man kan ikke lenger benytte MKM (Brooks 2014, kap. 9).

### **5.2.1 Modell M1 (industri)**

Det mest sentrale er at estimatet for ledigheten på  $-0.0176$  og estimatet for feiljusteringen på  $-0.115$  er begge signifikante. Resterende estimater er også signifikante med forventet fortegn og ingen av de diagnostiske testene indikerer feilspesifikasjon.

Ut fra tabell 3.1 i metodedelene ble det spekulert i om feiljusteringsleddet for sektoren samt ledighetsvariabelen var ikke-stasjonære. Ved bruk av metoden foreslått i Johansen (1995) kan man diskriminere mellom to hypoteser gitt at variablene er signifikante i modellen; at begge variable er  $I(0)$  eller at de kointegrerer. Ekskludering av ledighetsvariabelen gir en t-verdi for lønnsandelen på  $-3.54$ , klart under den relevante DF kritiske verdien på ca.  $-2.25$ .

---

<sup>58</sup> Se for eksempel Engle (1982) for en utfyllende beskrivelse.

<sup>59</sup> Se for eksempel Doornik & Hansen (2008) for en utfyllende beskrivelse.

<sup>60</sup> Se for eksempel White (1980) for en utfyllende beskrivelse.

<sup>61</sup> Se for eksempel Ramsey (1969) for en utfyllende beskrivelse.

<sup>62</sup> Ukorrekt forkastning av en sann nullhypotese.

Ekskludering av lønnsandelen gir en t-verdi på ledighetsleddet på 1.69 (positivt estimat), knapt signifikant i en ensidig test med vanlige kritiske verdier<sup>63</sup>, men ikke med DF kritiske verdier. Med denne metoden får man dermed ikke forkastet hypotesen om at ledigheten er  $I(1)$ , og metoden gir ingen entydig konklusjon på hvorvidt variablene er  $I(0)$  eller om de kointegrerer.

$\rho$  er estimert til 0.348, hvilket tolkes approksimert som at hvis fjorårets lønnsvekst øker med 1 %, gir det en positiv effekt på årlig lønnsvekst i industrien på 0,35 %. Altså eksisterer det betydelige dynamiske tregheter i lønnsvekstens tilpasning. Hvis inflasjonen øker 1 %, gir det en respons i lønnsveksten på ca. 0,38 %. En 1 % økning i produktprisveksten, øker lønnsveksten med drøye 0,20 %. Effekten av ledigheten er lettere tolkbar i den langsiktige løsningen.  $\hat{\alpha}$  angir andelen av avviket fra langsiktig likevekt i forrige periode som elimineres i inneværende periode, altså elimineres 11,5 % av avviket i hver periode. Dette utgjør en relativt treg tilpasning mot likevekt, men en isolert halveringstid<sup>64</sup> på ca. 5,7 år.  $\hat{\beta}_9$  angir effekten av år med politikkinngripen, og estimeres alt annet likt til å redusere lønnsveksten med 4,2 %.  $\hat{\beta}_{10}$  tolkes som at hvis den normale arbeidstida per uke reduseres med 1 %, øker lønnsveksten med 0,47 %. Den langsiktige løsningen for industrien blir:

$$M1: \quad wc = p + prod - 0.153u \quad (+ \text{konst}) \quad (5.2)$$

Den langsiktige elastisiteten av ledighetsraten på lønna estimeres altså til ca. 0,15 % for industrien.

<sup>63</sup> Kritisk verdi i t-fordelinga med 35 frihetsgrader er ca. 1.69 (ensidig) og 2.03 (tosidig) (Brooks 2014).

<sup>64</sup> Ta prosessen  $\Delta ws_t = \alpha ws_{t-1} \Rightarrow ws_t = (\alpha + 1)ws_{t-1}$ . Et gitt initielt avvik fra 0 ( $ws_0$ ) i feiljusteringsleddet vil da elimineres ved dynamikken alene etter prosessen:  $ws = (\alpha + 1)^t ws_0$ . Tida det tar før avviket halveres blir:  $0,5ws_0 = (\alpha + 1)^t ws_0 \Rightarrow t = \frac{\ln 0,5}{\ln (\alpha + 1)}$ .

**Tabell 5.1: Lønnslikninger 1973-2013 for gitt sektor (AKU-ledighet, logaritmisk spesifikasjon)**

<i>Sektor</i>	<b>Industri</b>	<b>Bygg- og anlegg</b>	<b>Varehandel</b>
<i>Modell</i>	<b>M1</b>	<b>M2</b>	<b>M3</b>
$\Delta wc_{t-1}$	0.348** (4.35)	0.306** (3.03)	–
$\Delta cpi_t$	0.384** (4.34)	0.494** (4.71)	–
$\Delta p_t$	0.202** (3.88)	0.0828 (1.80)	0.225** (4.36)
$u_{t-1}$	–0.0176** (–3.53)	–0.0181** (–3.46)	–0.0110** (–3.08)
$ws_{t-1}$	–0.115** (–4.93)	–0.105** (–4.35)	–0.179** (–16.1)
<i>STOP</i>	–0.0423** (–5.02)	–0.0311** (–2.74)	–
$\Delta nh_t$	–0.488* (–2.65)	–1.05** (–4.46)	–0.470* (–2.09)
$\sigma$	0.0110	0.0141	0.0142
AR 1-2 test	F(2,32) = 0.293	F(2,32) = 1.29	F(2,35) = 0.317
ARCH 1-1 test	F(1,39) = 0.0205	F(1,39) = 2.95	F(1,39) = 1.72
Normality test	$\chi^2(2) = 0.257$	$\chi^2(2) = 1.02$	$\chi^2(2) = 0.404$
Hetero test	F(14,26) = 0.371	F(14,26) = 1.47	F(8,32) = 0.929
RESET23 test	F(2,32) = 1.75	F(2,32) = 0.611	F(2,35) = 0.288
AIC	–6.02	–5.52	–5.57

Merk: Avhengig variabel er  $\Delta wc_t$ . Parametrene er estimert med MKM i PcGive. t-verdier er oppgitt i parentes. Kritiske verdier for gitt signifikansnivå (34 frihetsgrader, tosidig): 10 %: 1.69, 5 %: 2.03, 1 %: 2.72. \* indikerer signifikans på 5 % nivå, \*\* på 1 % nivå. For kritiske verdier for de diagnostiske testene, se f. eks. Brooks (2014).

### **5.2.2 Modell M2 (bygge- og anleggsvirksomhet)**

Det mest sentrale er at estimatet for ledigheten på –0.0181 og estimatet for feiljusteringen på –0.105 er begge signifikante.

Resterende estimater er også signifikante med forventet fortegn, med unntak av estimatet for effekten av produktprisveksten som har en t-verdi på 1.80, men denne er likevel signifikant på 10 % nivå (evt. på 5 % nivå ved ensidig testing), så den konkluderes likevel med å være signifikant. Ingen av de diagnostiske testene indikerer feilsesifikasjon, men testen for



autoregressiv betinget heteroskedastisitet var signifikant på 10 % nivå. Dette kan indikere at variansen i modellen er seriekorrelert, og så tvil om gyldigheten av bruk av MKM. Men siden testingen kun slo ut på 10 % signifikansnivå, ignoreres dette.

Ledigheten og lønnsandelen er signifikant i M2. Ved bruk av nevnte metode gir ekskludering av ledighetsvariabelen en t-verdi for lønnsandelen på -2.37, så vidt under den relevante DF kritiske verdien på ca. -2.25. Ekskludering av lønnsandelen gir en t-verdi på ledighetsleddet på 0.52 (positivt estimat), som er høyst insignifikant. Metoden gir ingen entydig konklusjon på om variablene er stasjonære eller kointegrerer.

Hvis fjorårets lønnsvekst øker med 1 %, gir det en positiv effekt på årlig lønnsvekst i bygg- og anlegg på ca. 0,31 %. Hvis inflasjonen øker 1 %, gir det en respons i lønnsveksten på ca. 0,49 %. En 1 % økning i produktprisveksten, øker lønnsveksten med drøye 0,08 %. Effekten av ledigheten er lettere tolkbar i den langsiktige løsningen. 11,5 % av avviket fra langsiktig likevekt i forrige periode elimineres i hver periode. Dette utgjør en relativt treg tilpasning mot likevekt, men en isolert halveringstid på ca. 6,2 år.  $\hat{\beta}_9$  angir effekten av år med politikkinngripen, og estimeres alt annet likt til å redusere lønnsveksten med 2,8 %.  $\hat{\beta}_{10}$  tolkes som at hvis den normale arbeidstida per uke reduseres med 1 %, øker lønnsveksten med 1,1 %. Den langsiktige løsningen for bygg- og anlegg blir:

$$M2: wc = p + prod - 0.172u (+ konst) \quad (5.3)$$

Den langsiktige elastisiteten av ledighetsraten på lønna estimeres altså til ca. 0,17 % for bygg- og anlegg.

### **5.2.3 Modell M3 (varehandel og reparasjon av motorvogner)**

Det mest sentrale er at estimatet for ledigheten på -0.0110 og estimatet for feiljusteringen på -0.179 er begge signifikante. Resterende estimater er også signifikante med forventet fortegn og ingen av de diagnostiske testene indikerer feilspesifikasjon, men som tidligere nevnt ble lagget lønnsvekst, inflasjonen, samt dummyvariabelen for politikkinngrep ( $\rho$ ,  $\beta_1$  og  $\beta_9$ ) forenklet bort.

Ledigheten og lønnsandelen er signifikant i M3. Ved bruk av nevnte metode gir ekskludering av ledighetsvariabelen en t-verdi for lønnsandelen på -22.8, klart under den relevante DF kritiske verdien på ca. -2.25. Ekskludering av lønnsandelen gir en t-verdi på ledighetsleddet på 7.01 (positivt estimat), som er høyst signifikant. For varehandelssektoren virker altså både

logaritmen til lønnsandelen og ledighetsleddet å være stasjonære ( $I(0)$ -variable). Dette kan muligens indikere at ledighetsleddet er  $I(0)$  også for de andre sektorene, altså er begge variablene generelt  $I(0)$  i alle sektorer.

En 1 % økning i produktprisveksten, øker lønnsveksten med drøye 0,23 %. Effekten av ledigheten er lettere tolkbar i den langsiktige løsningen. 17,9 % av avviket fra langsiktig likevekt i forrige periode elimineres i hver periode. Dette utgjør en relativt raskere tilpasning mot likevekt, men en isolert halveringstid på ca. 3,5 år.  $\hat{\beta}_{10}$  tolkes som at hvis den normale arbeidstida per uke reduseres med 1 %, øker lønnsveksten med 0,47 %. Den langsiktige løsningen for varehandelen blir:

$$M3: wc = p + prod - 0.0615u (+ konst) \quad (5.4)$$

Den langsiktige elastisiteten av ledighetsraten på lønna estimeres altså til ca. 0,06 % for varehandelen.

### **5.3 Sammenlikning av sektorene**

Konfidensintervall<sup>65</sup> for estimatene i Modell M1, M2 og M3 er gitt i Vedlegg D. Først og fremst framstår lønnsdanningen å foregå ganske likt i industrien og bygg- og anlegg. Effekten av ledigheten er relativt lik for de to sektorene. Bygg- og anlegg har kun en marginal større effekt av ledighet på kort sikt (−0.0181 vs. −0.0176). Tilpasningen i bygg- og anlegg til likevekt foregår noe tregere (−0.105 vs. −0.115). Dermed estimeres også den langsiktige elastisiteten av ledigheten til å være drøye 0,02 større i bygg- og anlegg enn i industrien (−0.172 vs. −0.153). Men standardfeilene for estimatene er såpass store, at konfidensintervallene for estimatene i hver sektor overlapper hverandre. Med såpass små forskjeller er det statistiske grunnlaget for svakt til å trekke slutninger om forskjeller i den langsiktige elastisiteten.

For gjenstående estimater er også konfidensintervallene overlappende, med unntak av produktprisvekst og normalarbeidstidsvekst. Ved overlappende CI vil jeg derfor ikke konkludere om forskjeller. Men av estimatene framstår det å være noe mindre tregheter i tilpasningen av lønnsveksten i bygg- og anlegg (0.306 vs. 0.348), samt noe høyere effekt av inflasjonen (0.494 vs. 0.348). Produktprisveksten virker å ha under halvparten så stor effekt for bygg- og anlegg (0.0828 med CI {−0.0104, 0.176} vs. 0.202 med CI

---

<sup>65</sup> Heretter CI.

(0.0966, 0.307)). Det virker derfor som om produktprisveksten er relativt mye viktigere for lønnsveksten i industrien. Politikkinngripen virker relativt mindre effektivt i bygg- og anlegg (-0.0311 vs. -0.0423). Videre virker lønnskompenseringen ved arbeidstidsendringer å ha vært dobbelt så stor i bygg- og anlegg (-1.05 med CI (-1.53, -0.572) vs. 0.488 med CI (-0.862, -0.114)). Et estimat på rundt 1 for bygg- og anlegg indikerer at det har vært full kompensasjon for redusert arbeidstid i denne sektoren, hvilket er et interessant funn, og betydelig mer enn i industrien. Jeg spekulerer videre i om disse fem øvrige forskjellene kan skyldes små strukturelle forskjeller mellom sektorene, nærmere bestemt at industrien har noen større grad av organisering. For eksempel ved at industriarbeidere i større grad krever avlønning tettere oppmot sektorinntektene (produktprisveksten), mens bygg- og anleggsarbeidere i større grad er opptatt av å beholde kjøpekraften sin på kort sikt (i.e. avløningen følger inflasjonen tettere og må kompenseres for redusert arbeidstid).

Varehandelssektoren skiller seg ut som den sektoren der lønnsdanningen foregår noe annerledes. For det første virker lønnsveksten å tilpasse seg relativt fort, da lagget lønnsvekst ( $\rho$ ) kunne utelates fra den reduserte modellen, samt at inflasjonen ikke virker å spille noen rolle i lønnsdanningen. Jeg tar et forbehold om at multikollinearitet kan ha forårsaket usikre estimater for disse variablene i denne sektoren. Videre virker politikkinngripen å være uten effekt ( $\beta_9$  forenklet bort). Disse tre punktene skiller varehandelen klart fra de andre sektorene. Effekt av produktprisveksten samt effekten av normalarbeidstidveksten er omtrent på nivå med industrien, og CI rundt disse estimatene dekker ikke estimatene for bygg- og anlegg (henholdsvis 0.225 med CI (0.120, 0.330) og -0.470 med CI (-0.926, -0.0137)). Bygg- og anleggssektoren skiller seg altså her ut fra de øvrige to sektorene. Estimater for effekt av ledigheten er på -0.0110, noe som er betydelig lavere enn de andre sektorene. CI på (-0.0183, -0.00372) dekker likevel de andre estimatene, men kun marginalt for bygg- og anlegg. Forskjellen er like fullt interessant stor, og antyder betydelig mindre effekt av ledighet på kort sikt. Feiljusteringsestimater for varehandelen på -0.179 er mye større enn i de andre sektorene, og CI på (-0.202, -0.156) dekker ikke estimatene for de andre sektorene, ei heller dekker deres CI estimatet for varehandelen. Det finnes altså statistisk grunnlag for å hevde at varehandelssektoren kjennetegnes av sterkere feilkorrigerende mot likevekt. Den langsiktige elastisiteten av lønna på ledigheten estimeres videre til -0.0615, noe som er ca. 0,10 lavere (absolutt) enn de to andre sektorene. Oppsummert virker varehandelen å være en sektor preget av mindre persistens i lønnsveksten og raskere tilpasning. Jeg konkluderer også med at sektoren preges av en lavere langsiktig elastisitet av ledighetsraten på timelønna. Jeg

spekulerer i om årsaken til dette kan være at varehandelen er en mindre organisert sektor enn industrien og bygg- og anlegg, og at sektoren derfor i mindre grad utviser reallønnsfleksibilitet ved konjunkturedringer.

#### **5.4 En sensitivitetsanalyse ved bruk av NAV-tall for arbeidsledighet**

Et alternativ til bruk av AKU-tallene for ledighet er NAV-statistikk. For å kontrollere for at resultatene ikke er avhengig av definisjonen av ledighetsvariabelen, gjennomføres derfor også regresjoner for sektorene ved bruk av NAV-tallene i tabell 5.2. I tabell 5.2 rapporteres også resultatene basert på AKU-tall i M1, M2 og M3, mens resultater ved bruk av NAV-tall er gitt i M4, M5 og M6, for å lette sammenlikning. For samtlige sektorer gir bruk av NAV-tallene lite utslag på de opprinnelige estimatene, og heller ingen av de diagnostiske testene slår ut nå. Estimater for persistens i lønnsveksten blir noe lavere, og inflasjonseffekten noe større. Effekten av normalarbeidstidsveksten blir noe sterkere for samtlige sektorer. Endringen på effekten av politikkinngripen og produktprisveksten er uten systematikk. Ellers virker den kortsiktige effekten av ledigheten å bli noe mindre for sektorene, samt at justeringshastighetene mot likevekt går ned.

Testen for om lønnsandelen og ledigheten er  $I(0)$  eller om de kointegrerer ble også gjennomført. Samme resultater oppstod; testen er inkonklusiv for industrien og bygg- og anlegg, mens den indikerer at variablene er  $I(0)$  for varehandelen. Langsiktig likevekt for de tre sektorene er gitt ved:

$$M4: \quad wc = p + prod - 0.146u \quad (+ \text{konst}) \quad (5.5)$$

$$M5: \quad wc = p + prod - 0.174u \quad (+ \text{konst}) \quad (5.6)$$

$$M6: \quad wc = p + prod - 0.052u \quad (+ \text{konst}) \quad (5.7)$$

For industrien og varehandelen har den langsiktige elastisiteten gått ned med ca. 0,01 (absolutt), mens den er tilnærmet uendret for bygg- og anlegg. Siden resultatene ved bruk av NAV-data er tilnærmet like, er det et godt tegn for estimatenes robusthet. I den videre analysen vil AKU-tallene benyttes, siden dette ikke virker å spille noen stor rolle.

Tabell 5.2: Lønnslikninger 1972-2013 for gitt sektor (NAV-ledighet, logaritmisk spesifikasjon)

<i>Sektor</i>	<b>Industri</b>		<b>Bygg- og anlegg</b>		<b>Varehandel</b>	
<i>Modell</i>	<b>M1</b>	<b>M4</b>	<b>M2</b>	<b>M5</b>	<b>M3</b>	<b>M6</b>
<i>Data</i>	<b>AKU</b>	<b>NAV</b>	<b>AKU</b>	<b>NAV</b>	<b>AKU</b>	<b>NAV</b>
$\Delta wc_{t-1}$	0.348** (4.35)	0.318** (4.16)	0.306** (3.03)	0.233* (2.39)	—	—
$\Delta cpi_t$	0.384** (4.34)	0.404** (4.87)	0.494** (4.71)	0.524** (5.27)	—	—
$\Delta p_t$	0.202** (3.88)	0.198** (3.92)	0.0828 (1.80)	0.0923* (2.09)	0.225** (4.36)	0.237** (4.60)
$u_{t-1}$	-0.0176** (-3.53)	-0.0142** (-3.78)	-0.0181** (-3.46)	-0.0165** (-3.87)	-0.0110** (-3.08)	-0.00868** (-2.73)
$ws_{t-1}$	-0.115** (-4.93)	-0.0971** (-5.40)	-0.105** (-4.35)	-0.0950** (-4.83)	-0.179** (-16.1)	-0.166** (-19.7)
<i>STOP</i>	-0.0423** (-5.02)	-0.0429** (-5.28)	-0.0311** (-2.74)	-0.0276* (-2.57)	—	—
$\Delta nh_t$	-0.488* (-2.65)	-0.493** (-2.78)	-1.05** (-4.46)	-1.11** (-4.97)	-0.470* (-2.09)	-0.524* (-2.33)
$\sigma$	0.0110	0.0108	0.0141	0.0136	0.0142	0.0144
AR 1-2 test	F(2,32) = 0.293	F(2,33) = 0.219	F(2,32) = 1.29	F(2,33) = 1.25	F(2,35) = 0.317	F(2,36) = 0.259
ARCH 1-1 test	F(1,39) = 0.0205	F(1,40) = 0.252	F(1,39) = 2.95	F(1,40) = 3.18	F(1,39) = 1.72	F(1,40) = 1.94
Normality test	$\chi^2(2)$ = 0.257	$\chi^2(2)$ = 0.205	$\chi^2(2)$ = 1.02	$\chi^2(2)$ = 1.83	$\chi^2(2)$ = 0.404	$\chi^2(2)$ = 0.373
Hetero test	F(14,26) = 0.371	F(14,27) = 0.324	F(14,26) = 1.47	F(14,27) = 1.63	F(8,32) = 0.929	F(8,33) = 0.643
RESET23 test	F(2,32) = 1.75	F(2,33) = 1.14	F(2,32) = 0.611	F(2,33) = 0.285	F(2,35) = 0.288	F(2,36) = 0.596
AIC	-6.02	-6.07	-5.52	-5.61	-5.57	-5.55

Merk: Avhengig variabel er  $\Delta wc_t$ . Parametrene er estimert med MKM i PcGive. t-verdier er oppgitt i parentes. Kritiske verdier for gitt signifikansnivå (34 frihetsgrader, tosidig): 10 %: 1.69, 5 %: 2.03, 1 %: 2.72. \* indikerer signifikans på 5 % nivå, \*\* på 1 % nivå. For kritiske verdier for de diagnostiske testene, se f. eks. Brooks (2014). For modell M4, M5 og M6 er en ekstra observasjon utnyttet i estimeringen, da tidsserien for NAV-tallene går lenger i datamaterialet.

## **5.5 Kvadrert invers spesifikasjon av ledighetsraten**

I dette avsnittet vil jeg transformere ledighetsvariabelen og gjennomføre regresjoner med kvadrert invers spesifikasjon. Johansen (1995) estimerte lønnslikninger for industrien med både logaritmisk og kvadrert invers funksjonsform<sup>66</sup>, for å undersøke ledighetens konvekksitet nærmere. Estimering av den kvadrert inverse spesifikasjonen impliserte at ledighetens lønnsdempende virkning forsvant ved ledighetsnivåer over 3 %. Videre gjennomførte studien en test for ikke-nøstede modeller, ved å bygge parvise modeller sammen, for deretter å undersøke om noen av de spesifikke modellene var en gyldig forenkling av denne utvidete modellen. Studien fant at den kvadrerte inverse spesifikasjonen dominerte de andre. På den bakgrunn vil jeg estimere tilsvarende funksjonsform, hvilket er gjort for de tre sektorene i Tabell 5.3 ved M7, M8 og M9. De tidligere resultatene for M1, M2 og M3 er også gjengitt for sammenlikningsformål.

Den vanlige testen brukt i oppgaven for å undersøke spørsmålet om kointegrasjon antydte i dette tilfellet at både logaritmen til lønnsandelen og det kvadrert inverse ledighetsleddet var  $I(0)$ . Begge t-verdiene ved ekskludering av den andre variabelen var enten over (absolutt) den relevante DF kritiske verdien på ca. -2.25 eller i hvert fall over den vanlige kritiske verdien i t-fordelinga. Dette gjaldt samtlige tre sektorer.

Alle estimater er signifikante i modell M7, M8 og M9, og ingen av de diagnostiske testene slo ut, med unntak av RESET23-testen i M7, som kan antyde feilaktig funksjonsform. Prosedyren ved estimering var å ta utgangspunkt i (5.1), og inkludere både inneværende og lagget kvadrert invers ledighet initialt. Estimering viste at inneværende ledighet var høyst insignifikant for alle sektorene, og ble følgelig ekskludert. Produktprisveksten var klart insignifikant i den reduserte modellen for bygg- og anlegg, så denne parameteren ble ekskludert i M8. Alle forenklinger fra (5.1) for sektorene var gyldige ved F-testing.

---

<sup>66</sup> Se modell M2 og M4 i Johansen (1995).

Tabell 5.3: Lønnslikninger 1973-2013 (logaritmisk vs. kvadrert invers spesifikasjon)

<i>Sektor</i>	<b>Industri</b>		<b>Bygg- og anlegg</b>		<b>Varehandel</b>	
<i>Modell</i>	<b>M1</b>	<b>M7</b>	<b>M2</b>	<b>M8</b>	<b>M3</b>	<b>M9</b>
$f(U_{t-1})$	$u_{t-1}$	$\frac{1}{U_{t-1}^2}$	$u_{t-1}$	$\frac{1}{U_{t-1}^2}$	$u_{t-1}$	$\frac{1}{U_{t-1}^2}$
$\Delta wc_{t-1}$	0.348** (4.35)	0.319** (3.70)	0.306** (3.03)	0.260* (2.70)	—	—
$\Delta cpi_t$	0.384** (4.34)	0.293** (2.76)	0.494** (4.71)	0.214 (1.86)	—	—
$\Delta p_t$	0.202** (3.88)	0.167** (3.14)	0.0828 (1.80)	—	0.225** (4.36)	0.230** (4.45)
$f(U_{t-1})$	-0.0176** (-3.53)	0.0792** (2.94)	-0.0181** (-3.46)	0.152** (4.74)	-0.0110** (-3.08)	0.0791** (2.91)
$ws_{t-1}$	-0.115** (-4.93)	-0.0437** (-4.17)	-0.105** (-4.35)	-0.0412** (-3.92)	-0.179** (-16.1)	-0.122** (-10.9)
<i>STOP</i>	-0.0423** (-5.02)	-0.0457** (-5.15)	-0.0311** (-2.74)	-0.0361** (-3.41)	—	—
$\Delta nh_t$	-0.488* (-2.65)	-0.574** (-2.91)	-1.05** (-4.46)	-1.34** (-5.90)	-0.470* (-2.09)	-0.641** (-2.88)
$\sigma$	0.0110	0.0115	0.0141	0.0132	0.0142	0.0144
AR 1-2 test	F(2,32) = 0.293	F(2,32) = 0.884	F(2,32) = 1.29	F(2,33) = 1.15	F(2,35) = 0.317	F(2,35) = 0.0102
ARCH 1-1 test	F(1,39) = 0.0205	F(1,39) = 0.00043	F(1,39) = 2.95	F(1,39) = 0.122	F(1,39) = 1.72	F(1,39) = 1.64
Normality test	$\chi^2(2)$ = 0.257	$\chi^2(2)$ = 0.994	$\chi^2(2)$ = 1.02	$\chi^2(2)$ = 0.257	$\chi^2(2)$ = 0.404	$\chi^2(2)$ = 2.06
Hetero test	F(14,26) = 0.371	F(14,26) = 1.33	F(14,26) = 1.47	F(12,28) = 1.06	F(8,32) = 0.929	F(8,32) = 0.381
RESET23 test	F(2,32) = 1.75	F(2,32) = 3.70*	F(2,32) = 0.611	F(2,33) = 0.749	F(2,35) = 0.288	F(2,35) = 1.06
AIC	-6.02	-5.93	-5.52	-5.68	-5.57	-5.55

Merk: Avhengig variabel er  $\Delta wc_t$ . Parametrene er estimert med MKM i PcGive. t-verdier er oppgitt i parentes. Kritiske verdier for gitt signifikansnivå (34 frihetsgrader, tosidig): 10 %: 1.69, 5 %: 2.03, 1 %: 2.72. \* indikerer signifikans på 5 % nivå, \*\* på 1 % nivå. For kritiske verdier for de diagnostiske testene, se f. eks. Brooks (2014).

Av tabell 5.3 ser man at innføring av den nye funksjonsformen generelt reduserte estimatet for lagget lønnsvekst. Inflasjonseffekten ble også betydelig redusert, spesielt i bygg- og anlegg, hvor det knapt var signifikant lenger. Endringen i effekten av produktprisveksten var usystematisk på tvers av sektorene. Politikkinngripen ble relativt mindre effektivt, mens normalarbeidstidsveksten fikk større betydning. Justeringshastigheten ble en del lavere for alle sektorene, spesielt for industri og bygg- og anlegg, der halveringstiden nå ble på ca. 16 år. Det kortsiktige estimatet var mye høyere i bygg- og anlegg enn i de to andre sektorene, altså er det bygg- og anlegg som skiller seg noe ut for denne spesifikasjonen. Langsiktig løsning er gitt ved:

$$M7: \quad wc = p + prod + 1.812 \frac{1}{U^2} + konst \quad (5.8)$$

$$M8: \quad wc = p + prod + 3.689 \frac{1}{U^2} + konst \quad (5.9)$$

$$M9: \quad wc = p + prod + 0.648 \frac{1}{U^2} + konst \quad (5.10)$$

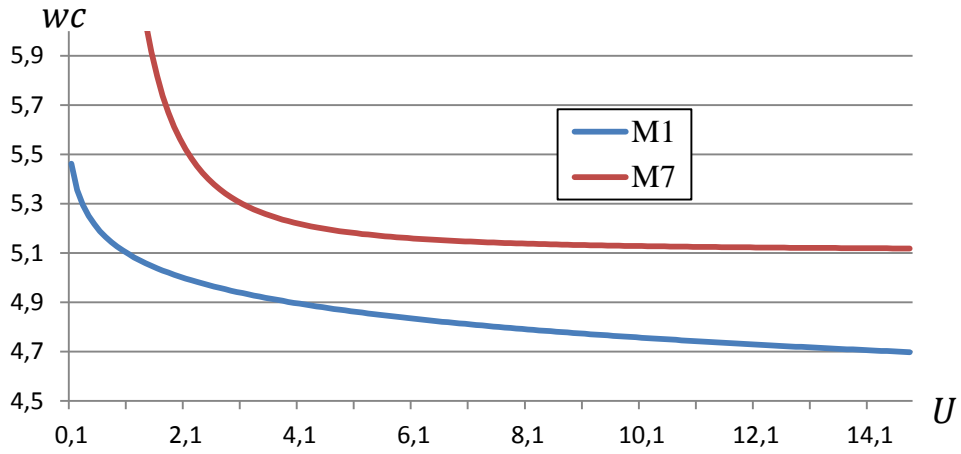
Se figur 5.1, 5.2 og 5.3, for plot med sammenlikninger av den langsiktige lønnskurven for de to spesifikasjonene for hver sektor, evaluert i utvalgsgjennomsnittet av  $p$  og  $prod$ . Det er kanskje lettere å vurdere effekten på lang sikt ved å regne ut semielastisiteter<sup>67</sup>, utregnet etter regelen gitt ved (4.7), se tabell 5.4. Evaluert i snittet av ledigheten virker lønnsresponsen å være klart sterkest i bygg- og anlegg, hvilket er interessant. Ellers bekreftes inntrykket av varehandelen som den sektoren med svakest reallønnsrespons til ledigheten.

---

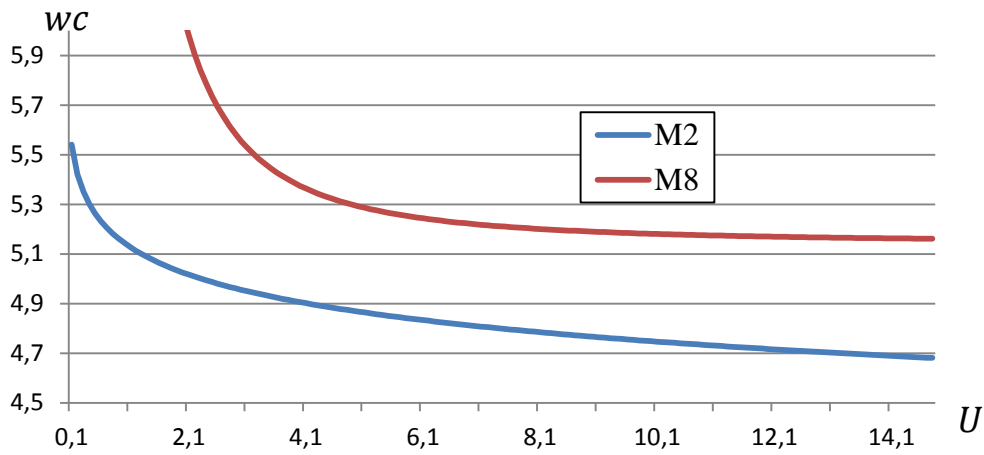
<sup>67</sup> Her definert som responsen i langsiktig lønnsnivå for en 1 % poengs endring i ledighetsraten, med utgangspunkt i snittet av ledighetsraten i utvalget på 3.32.



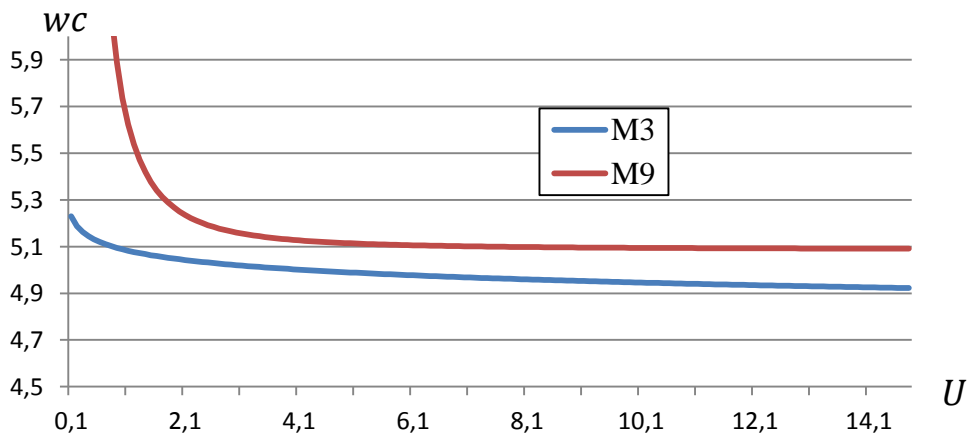
Figur 5.1 Langsiktig reallønnsrespons industrien



Figur 5.2: Langsiktig reallønnsrespons bygg- og anlegg



Figur 5.3: Langsiktig reallønnsrespons varehandel



Tabell 5.4: Semielasticiteter i modell M7, M8 og M9

<i>Sektor</i>	<b>Industri</b>	<b>Bygg- og anlegg</b>	<b>Varehandel</b>
<i>Modell</i>	<b>M7</b>	<b>M8</b>	<b>M9</b>
1 % poengs økning i $\bar{U}$	-6.51	-12.8	-2.38
1 % poengs nedgang i $\bar{U}$	18.8	42.0	6.35

For å diskriminere mellom de to alternative spesifikasjonene for ledigheten ble det for hver sektor gjennomført en test der jeg lagde en omsluttende modell som inkluderte begge variablene. Deretter studerte jeg t-verdiene oppimot kritisk verdi på  $|2.04|$ . For industrien var t-verdien for det logaritmiske leddet på  $-1.93$ , og for kvadrert invers  $0.838$ . Estimaten for den logaritmiske variabelen er signifikant på 10 % nivå, og antyder at den logaritmiske spesifikasjonen er bedre. For bygg- og anlegg var t-verdien for det logaritmiske leddet på  $-0.731$ , og for kvadrert invers  $2.53$ . Estimaten for den kvadrerte inverse variabelen er signifikant på 5 % nivå, og det var gyldig å forenkle vekk det logaritmiske leddet samt produktprisveksten (se M8). Dette antyder at den kvadrerte inverse spesifikasjonen er bedre, altså motsatt konklusjon av i industrien. For varehandelen var t-verdien for det logaritmiske leddet på  $-1.21$ , og for kvadrert invers  $0.797$ . Ingen av estimatene var signifikante, selv om logaritmisk variabel har høyest t-verdi, og man får derfor ikke empirisk diskriminert ut en foretrukket spesifikasjon. Det kan virke som lønnskurven utviser større konveksetet i bygg- og anlegg enn i de andre sektorene. Av figur 5.2 ser man at M8 flater ut for ledighetsnivåer over ca. 7 %, i motsetning til for eksempel M1, som er den foretrukne modellen for industrien. Ellers virker reallønnsfleksibiliteten å være relativt lavere for varehandelen, spesielt for moderate ledighetsnivåer (som rundt 3,2 %), hvilket gjelder både lønnskurve M3 og M9.

### **5.6 Parameterstabilitet**

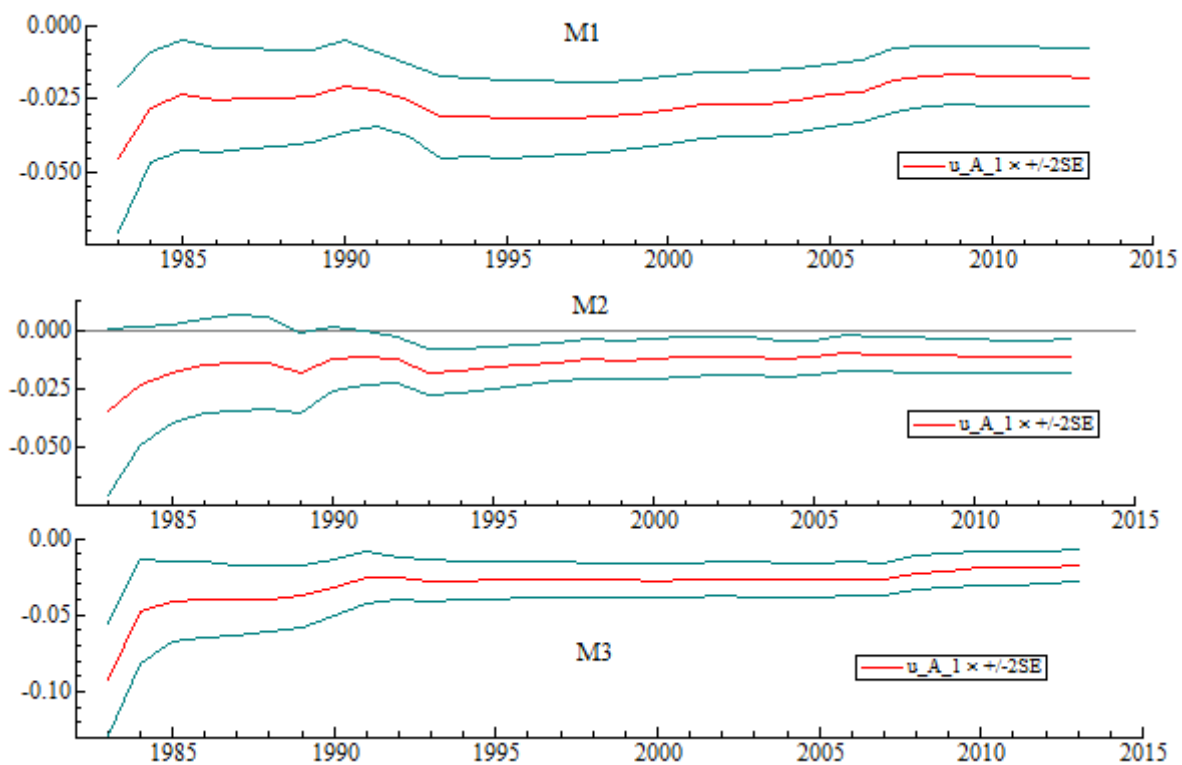
En implisitt forutsetning ved bruk av MKM er at parameterne som forsøkes estimert har en bestemt verdi gjennom hele utvalget. En måte å undersøke dette nærmere på for tidsseriedata er å gjennomføre en rekursiv estimering. Da tar man utgangspunkt i et underutvalg av datasettet<sup>68</sup>, estimerer relasjonen, før man deretter sekvensielt tillegger en og en observasjon og reestimerer relasjonen til hele utvalget er benyttet. Det er forventet at estimatene utviser en del volatilitet i starten siden de er estimert på så få observasjoner. Men etter hvert som større deler av utvalget utnyttes burde estimatene optimalt sett stabilisere seg og utvise lav

<sup>68</sup> Jeg valgte 10 observasjoner.

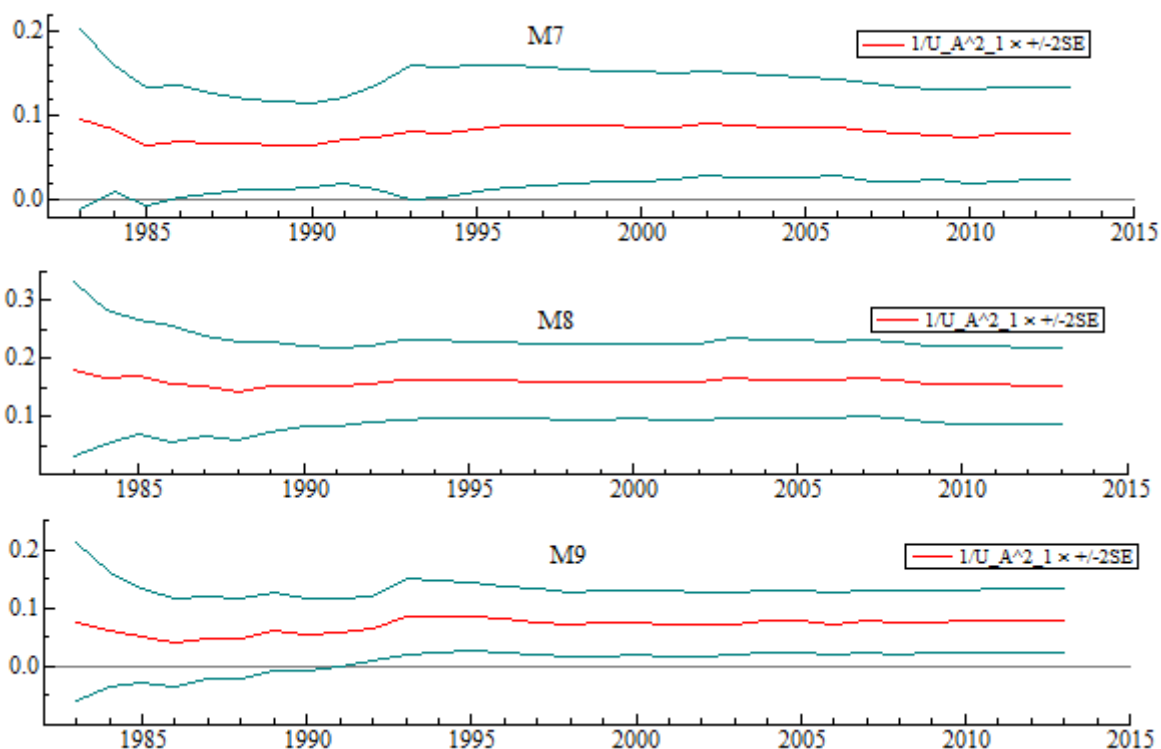
volatilitet. Hvis dette ikke er tilfelle kan det indikere ustabilitet i parameterne (Brooks 2014, kap. 5).

I Vedlegg F er resultatene fra den rekursive estimeringen for modellene M1, M7, M2, M8, M3 og M9 rapportert hver for seg i tre grafer; de første to for interessevariablene lønnsandelen og ledigheten, og den siste viser residualen i modellen. Hver graf er flankert av to linjer som viser  $\pm 2$  standardfeil, for residualene da  $\pm 2$  ganger regresjonens standardfeil. Parameterestimaterne virker å stabilisere seg greit for samtlige sektorer for begge ledighetsspesifikasjoner og feiljusteringen, kanskje med unntak av feiljusteringsestimateret i M1 og M2 som vokser noe på slutten av utvalget. Store residualer kan sies å være relatert til avvikende observasjoner eller paramaterendringer. For eksempel virker spesielt M1 og M7, samt M3 og M9, å ha negative avvik rundt begynnelsen av 90-tallet og rundt 2007-10. Modellene presterer relativt dårligere i disse periodene, og jeg antar dette kan ha sammenheng med svake økonomiske tider. I figur 5.4 og figur 5.5 illustreres den rekursive estimeringen av arbeidsledighetsvariablene for henholdsvis M1, M2 og M3, og M7, M8 og M9.

**Figur 5.4: Rekursiv estimering av ledigheten for M1, M2 og M3**



Figur 5.5: Rekursiv estimering av ledigheten for M7, M8 og M9



### **5.7 Sammenlikning med tidligere studier**

Da spesifikasjonen for den reduserte modellen (5.1) er svært lik spesifikasjonen i Johansen (1995), kan det være instruktivt å gjøre en kjapp sammenlikning (spesielt for industrien M1) med funnene i den studien. Effekten av ledighet rapporteres til  $-0,018^{69}$ , omtrent likt med resultatene i M1. Feiljusteringsestimatet rapporteres til  $-0,25$ , hvilket er betydelig høyere enn i M1. Jeg vil gi et lite forbehold vedrørende de kortsiktige estimatene i denne oppgaven, siden jeg ikke har inkludert noen skattevariabler. Johansen (1995) fant f. eks. signifikant effekt av arbeidsgiveravgift på kort sikt, men ingen effekt på den langsiktige likevekten. I og med den langsiktige effekten av ledigheten er i hovedfokus er dette ikke noe stort problem.

Inflasjonseffekten rapporteres noe høyere i Johansen (1995) på  $0,42$ , noe høyere rapporteres også effekten av produktprisveksten på  $0,34$ . Effekten av politikkinngripenen rapporteres dobbelt så sterk ( $-0,06$ ), mens effekten av normalarbeidstidsveksten rapporteres marginalt sterkere ( $-0,54$ ). Altså virker resultatene i M1 å være relativt på linje med denne studien, hvilket styrker funnenes robusthet.

Hovedfokus i denne oppgaven har vært den langsiktige effekten av ledigheten på lønnsnivået. Tabell 5.5 rapporterer diverse estimater for den langsiktige elasticiteten av ledigheten i Norge

<sup>69</sup> Se M2 i Tabell 4 i Johansen (1995).

fra andre studier<sup>70</sup>. Blanchflower & Oswald (2005) fant i tillegg en langsiktig elastisitet på -0,10 for den amerikanske lønnskurven. Johansen (1999) fant en langsiktig elastisitet av ledigheten på lønna i Norge på ca. -0,05 for de faglærte og ca. -0,12 for de ufaglærte. For M1, M2 og M3 ble det estimert en langsiktig elastisitet på henholdsvis ca. -0,15, -0,17 og -0,06. Estimert elastisitet for industrien er altså mer enn dobbelt så stor som den rapportert i Johansen (1995), og legger seg i det øvre sjiktet i forhold til tabell 5.5.

**Tabell 5.5: Langsiktig elastisitet av ledighet i litteraturen**

	Feilkorrigeringsestimert $\hat{\alpha}^{71}$	Elastisitet av ledighet $\hat{\beta}$
Hoel & Nymoen (1988)		-0,04
Nymoen (1989)		-0,21
Calmfors & Nymoen (1990)	-0,21	-0,17
Johansen (1995)	-0,25	-0,07
Raaum & Wulfsberg (1998)		-0,011
Nymoen & Rødseth (2003)	-0,18	-0,11

Langsiktig koeffisient for den kvadrert inverse spesifikasjonen ble i M7, M8 og M9 estimert til henholdsvis 1,812, 3,689 og 0,648. I Johansen (1995) er denne koeffisienten rapportert til 0,102<sup>72</sup> for industrien, altså svært forskjellig fra M7 og M8. Forskjellen oppstår både fordi kortsiktig ledighetskoeffisient i M7 og M8 er relativt større enn i Johansen (1995), men også fordi feiljusteringsestimatene på ca. -0,04 for sektorene er små relativt til rapportert verdi i Johansen (1995) på -0,21<sup>73</sup>. Logaritmisk spesifikasjon av ledigheten for industrien (M1) ble foretrukket i denne oppgaven, mens Johansen (1995) fant den kvadrert inverse spesifikasjonen bedre. Forskjellen kan ha sammenheng med at denne studien benytter nyere data. For Johansen & Strøm (1997) er den kvadrert inverse langsiktige ledighetskoeffisienten rapportert til 0,102 for industrien og 0,084 for privat tjenesteyting. Langørgen (1993) rapporterte tilsvarende ledighetskoeffisient i industrien til 0,10, mens for privat skjermet sektor -0,12. For sammenlikning på tvers av studier av denne kvadrert inverse spesifikasjonen kan det være nyttig å rapportere semielastisiteter. Evaluert fra utvalgsgjennomsnittet i Johansen (1995) på 1,7 % rapporteres en nedgang i lønnsnivået på 4,16 % ved et

<sup>70</sup> Studiene varierer i data og metode så tabellen benyttes kun til overflatisk sammenlikning.

<sup>71</sup> Kun estimatet for studier som benytter årlige data rapporteres i tabellen.

<sup>72</sup> Se s. 237 i Johansen (1995).

<sup>73</sup> Se tabell 4 i Johansen (1995).

prosentpoengs økning i ledighetsraten. For modell M7 i denne oppgaven gav et prosentpoengs økning fra tilsvarende initiale nivå på 1,7 % en reduksjon i lønna på 74 %<sup>74</sup>, hvilket virker urimelig. Tilsvarende punkttestimat i utvalgsgjennomsnittet i vår studie (3,32 %) gav et estimat på 9,9 %, hvilket virker rimeligere og mer sammenlignbart. Det kan virke som at siden ledighetsnivået har vært noe høyere de siste tiårene enn tidligere, så vokser den estimerte kvadratisk inverse lønnskurven sterkere for relativt lave ledighetsnivåer i denne oppgaven enn i tidligere studier. De avvikende estimatene i forhold til for eksempel Johansen (1995) kan skyldes dette.

---

<sup>74</sup> Utregnet som punkttestimat, se relasjon (4.6).

## **6 Konklusjon**

Denne oppgaven har undersøkt lønnskurven for tre norske sektorer ved bruk av tidsseriedata fra 1972 til 2013. Den langsiktige effekten av arbeidsledigheten på reallønnsnivået i henholdsvis industrien, bygge- og anleggsvirksomheten og varehandelssektoren har vært hovedfokus. I resultatdelen ble det benyttet en generell dynamisk feilkorrigeringsmodell for å estimere effekten av ledigheten. Grunnmodellen i industrien ble forenklet til en velspesifisert redusert modell, som ble benyttet også for de andre to sektorene. Feilkorrigeringsleddet og ledighetsestimater var begge signifikant for alle sektorene, og innebærer en forkastning av Phillipskurven til fordel for den langsiktige lønnskurven. Modell M1 (industrien), M2 (bygg- og anlegg) og M3 (varehandel) gav en langsiktig elasticitet av ledigheten på lønnsnivået på henholdsvis -0,15, -0,17 og -0,06. Det lave estimatet for varehandelen antyder at denne sektoren i Norge er preget av lavere reallønnsrespons til ledighet.

Videre ble det utført en sensitivitetsanalyse på arbeidsledighetsvariabelen ved å benytte NAV-tall istedenfor AKU-tallene som ble benyttet initialt. Dette gav generelt lite utslag på estimatene, og konkluderer med at dette forholdet spiller liten rolle.

Deretter erstattet jeg den logaritmiske spesifiseringen for ledighetsvariabelen med en kvadrert invers funksjonsform i de reduserte modellene, for å undersøke lønnskurvens konveksetet nærmere. Modell M7 (industrien), M8 (bygg- og anlegg) og M9 (varehandel) gav en langsiktig koeffisient av ledigheten på lønnsnivået på henholdsvis 1,812, 3,689 og 0,648. Et prosentpoengs økning fra utvalgsgjennomsnittet på 3,32 % gav en prosentvis nedgang (i.e. semielastisitet) i lønnsnivået i sektorene på henholdsvis 6,51 %, 12,8 % og 2,38 %. Igjen skiller varehandelen seg ut ved relativt lav effekt av ledigheten. Bygg- og anlegg hadde relativt sterke effekter med denne spesifiseringen. Testing viste at M1 var den foretrukne modellen for industrien, M8 for bygg- og anlegg, mens det ikke var mulig å diskriminere empirisk mellom spesifiseringene for varehandelen. Resultatet antyder at lønnskurven i bygg- og anlegg er av mer konveks natur.

Resultatene i denne studien antyder en relativt sterk langsiktig elasticitet for industrien og bygg- og anlegg, og legger seg noe over -0,1 (absolutt) som Blanchflower & Oswald (2005) refererer til som en internasjonal trend. Estimater for varehandelen modererer riktignok dette inntrykket. En mulig svakhet ved denne studien er utelatelsen av skattevariabler, som burde ha vært kontrollert for, i hvert fall med tanke på den kortsiktige dynamikken. Videre burde det kanskje vært gjennomført selvstendige forenklinger fra grunnmodellen for hver enkelt sektor,

for bedre å fange opp eventuell heterogenitet i lønnsdanningen. Denne studien lagde en redusert modell med utgangspunkt i industrisektoren, og benyttet denne som en mal for de andre sektorene for sammenlikningsformål. Et forslag til videre studier er derfor å undersøke eventuell heterogenitet mellom sektorene nærmere. I tillegg hadde det vært interessant å benytte liknende modelleringsstrategi på andre store norske sektorer, for å undersøke videre eventuelle forskjeller i ledighetseffekten på lønnsnivået. Spesielt for offentlig sektor kunne det vært interessant å undersøke dette, hvor fagforeningene står sterkt.



## Referanser

Akaike, H. (1974): "A new look at the statistical model identification", *Automatic Control, IEEE Transactions on*, 19(6), 716-723.

Blanchflower, D. G., & A. J. Oswald (2005): "The Wage Curve Reloaded", Working Paper No. 11338, National Bureau of Economic Research, Massachusetts

Brooks, C. (2014): *Introductory Econometrics for Finance*. Cambridge University Press, Cambridge

Calmfors, L., & R. Nymoen (1990): "Real wage adjustment and employment policies in the Nordic countries", *Economic policy*, 5(11), 397-448.

Dickey, D. A., & W. A. Fuller (1979): "Distribution of the estimators for autoregressive time series with a unit root", *Journal of the American Statistical Association*, 74(366a), 427-431.

Doornik, J. A., & Hansen, H. (2008). "An Omnibus Test for Univariate and Multivariate Normality\*", *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 70(s1), 927-939.

Engle, R. F. (1982): "Autoregressive Conditional Heteroscedasticity with Estimates of the Variance of United Kingdom Inflation", *Econometrica*, 50(4), 987-1007.

Engle, R. F., & C. W. Granger (1987): "Co-integration and error correction: representation, estimation, and testing", *Econometrica*, 55(2), 251-276.

Gibbons, R. (1992): *A Primer in Game Theory*. Pearson Education Limited, Harlow.

Heijdra, B. J. (2009): *Foundations of Modern Macroeconomics*. Oxford University Press, New York.

Hoel, M., & R. Nymoen (1988): "Wage formation in norwegian manufacturing: An empirical application of a theoretical bargaining model", *European Economic Review*, 32(4), 977-997.

Johansen, K. (1995): "Norwegian wage curves", *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 57(2), 229-247.

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

Johansen, K. (1999): “Wage flexibility for skilled and unskilled workers: new evidence on the Norwegian wage curve”, *Labour*, 13(2), 413-432

Johansen, K. (2000): “Labour Economics – Macroeconomic Issues”, Department of Economics, NTNU

Johansen, K., & B. Strøm (1997): “Wages, prices and politics: evidence from Norway”, *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 59(4), 511-522.

Kremers, J. J., N. R. Ericsson, & J. J. Dolado (1992): “The power of cointegration tests”, *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 54(3), 325-348.

Langørgen, A. (1993): “En økonometrisk analyse av lønnsdannelsen i Norge”, Statistisk sentralbyrå, Oslo

McDonald, I. M., & R. M. Solow (1981): “Wage bargaining and employment”, *The American Economic Review*, 71(5), 896-908.

NAV (2015): “6. Sammenheng med annen statistikk” [Online]. Hentet fra: <https://www.nav.no/Om+statistikken+-+Arbeidss%C3%B8kere.1073745818.cms?kap=6>

Nymoen, R. (1989): “Modelling Wages in the Small Open Economy: An Error-Correction Model of Norwegian Manufacturing”, *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 51(3), 239-258.

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

Raaum, O. & F. Wulfsberg (1998): “Unemployment, Labor Market Programmes and Wages in Norway”, Department of Economics, University of Oslo.

Ramsey, J. B. (1969): “Tests for Specification Errors in Classical Linear Least-squares Regression Analysis”, *Journal of the Royal Statistical Society. Series B (Methodological)*, 31(2), 350-371.

Sessions, J. G. (1993): “An exposition on the nature of the wage curve”, *The Scandinavian Journal of Economics*, 95(2), 239-244.

Shapiro, C., & J. E. Stiglitz (1984): “Equilibrium unemployment as a worker discipline device”, *The American Economic Review*, 74(3), 433-444.

Stiglitz, J. E. (1984): “Theories of Wage Rigidity”, Working Paper No. 1442, National Bureau of Economic Research, Massachusetts

White, H. (1980): “A Heteroskedastic-Consistent Covariance Matrix Estimator and a Direct Test for Heteroskedasticity. *Econometrica*, 48(4), 817-838.

Wooldridge, J. M. (2013): *Introductory Econometrics: A Modern Approach*. South-Western Cengage Learning

## Vedlegg

### Vedlegg A: Variabelliste

**Tabell A.1: Variabelliste**

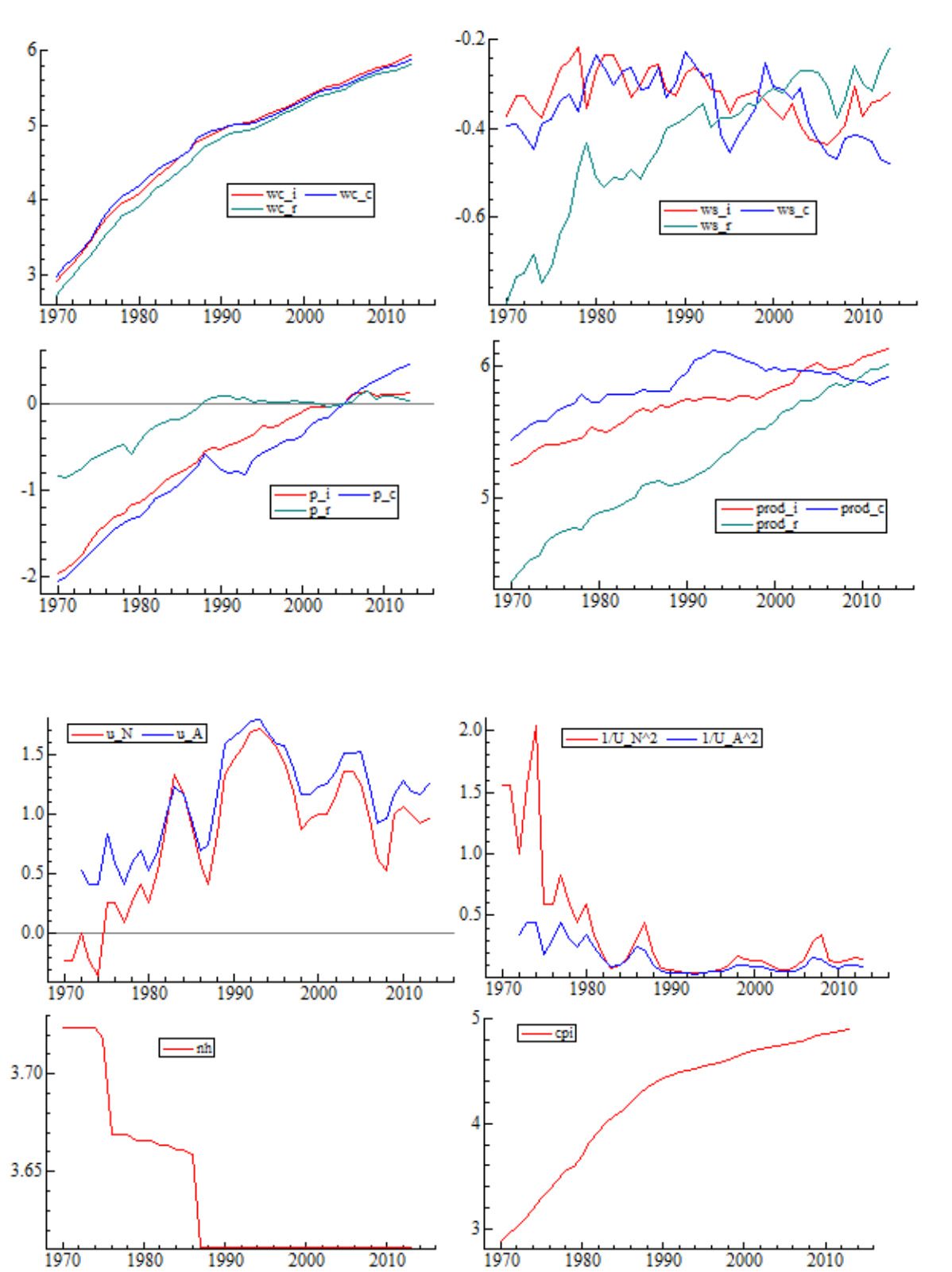
<i>Variabel</i>	<i>Definisjon</i>	<i>Beskrivelse</i>
<u>Rådata:</u>		
<i>BL</i>		Bruttoprodukt i basisverdi. Løpende priser (mill. kr), for gitt sektor
<i>BF</i>		Bruttoprodukt i basisverdi. Faste 2005-priser (mill. kr), for gitt sektor
<i>TWC</i>		Lønnskostnader. Løpende priser (mill. kr), for gitt sektor
<i>TV</i>		Utførte timeverk for lønnstakere (mill. timeverk), for gitt sektor
<i>CPI</i>		Konsumprisindeks (1998=100)
<i>U</i>		Arbeidsledige personer (prosent); enten gitt ved AKU (15-74 år), eller NAV historisk statistikk
<i>nh</i>		Logaritmen til normalarbeidstida per uke, industri
<i>STOP<sub>t</sub></i>		Dummy for å kontrollere for effekten av lønns- og prisstopp i 1978, samt lønnsloven av 1988-89.
<u>Genererte variable:</u>		
<i>P</i>	<i>BL/BF</i>	Deflator verdiskapning, for gitt sektor. Produktprisvariabel
<i>PROD</i>	<i>BF/TV</i>	Timeverksproduktivitet, for gitt sektor
<i>WS</i>	<i>TWC/BL</i>	Lønnsandel, for gitt sektor
<i>WC</i>	<i>TWC/TV</i>	Lønnskostnader per timeverk, for gitt sektor
<i>WS</i>	$\frac{WC}{P * PROD}$	Ekvivalent (alternativ) definisjon av lønnsandelen
$\Delta cpi_t$	$\ln(CPI_t) - \ln(CPI_{t-1})$	Differansen i logaritmen til konsumprisindeksen mellom år $t$ og $t - 1$ . Tilnærmet årlig inflasjon år $t$ .
$u_t$	$\ln(U_t)$	Logaritmen til AKU/ NAV -arbeidsledigheten, tidspunkt $t$
$\frac{1}{U_t^2}$	$\frac{1}{U_t^2}$	Kvadrert invers til AKU/ NAV-arbeidsledigheten, tidspunkt $t$
$ws_t$	$\ln(WS_t)$	Logaritmen til lønnsandelen, for gitt sektor tidspunkt $t$

$wc_t$	$\ln(WC_t)$	Logaritmen til lønnskostnader per timeverk, for gitt sektor tidspunkt $t$
$\Delta p_t$	$\ln(P_t) - \ln(P_{t-1})$	Differansen i logaritmen til verdiskapningsdeflatoren mellom år $t$ og $t - 1$ . Tolkes som tilnærmet årlig produktprisvekst år $t$ , for gitt sektor
$\Delta wc_t$	$wc_t - wc_{t-1}$	Differansen i logaritmen til lønnskostnader per timeverk mellom år $t$ og $t - 1$ . Tilnærmet årlig lønnsvekst år $t$ , for gitt sektor
$p_t$	$\ln(P_t)$	Logaritmen til verdiskapningsdeflatoren, for gitt sektor
$prod_t$	$\ln(PROD_t)$	Logaritmen til produktiviteten, for gitt sektor
$\Delta nh_t$	$nh_t - nh_{t-1}$	Differansen i logaritmen til normalarbeidstida per uke, industri. Tilnærmet årlig prosentvis endring i denne
$ws_t$	$(wc_t - p_t - prod_t)$	Logaritmen til lønnsandelen, for gitt sektor tidspunkt $t$

OBS. For å spesifisere sektor er det brukt  $_i$ ,  $_c$  og  $_r$  for å referere til henholdsvis industri, bygg- og anlegg og varehandel i datasettet.  $_A$  og  $_N$  er brukt for å referere til henholdsvis AKU-tall og NAV-tall. Notasjonen  $D$  og  $\Delta$  brukes om hverandre.

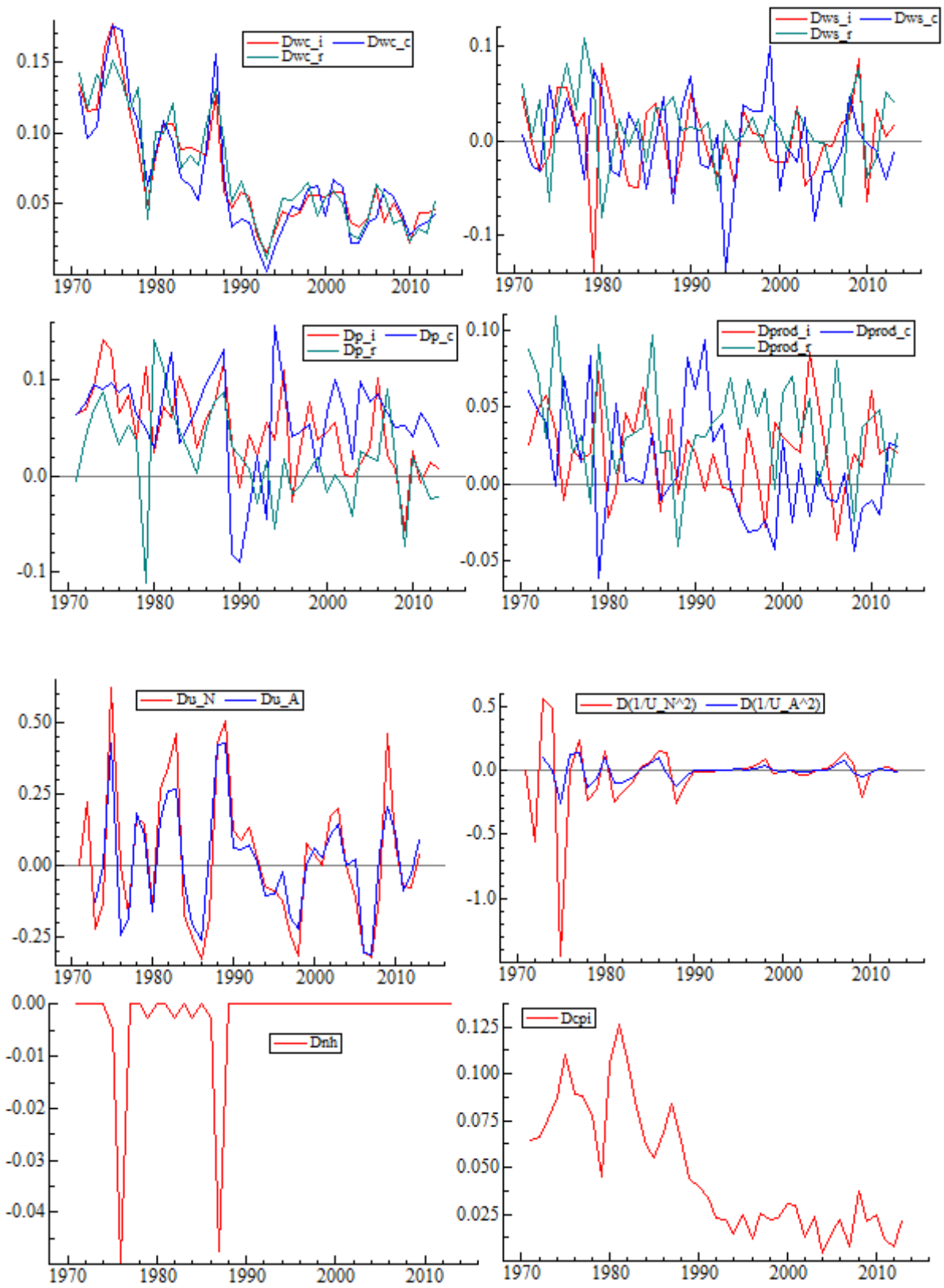
**Vedlegg B: Plot av inkluderte variable på logaritmisk nivå og differensiert logaritmisk nivå**

**Figur B.1: Plot av inkluderte variable på logaritmisk nivå<sup>75</sup>**



<sup>75</sup> Se Vedlegg A for forklaring av notasjon.

Figur B.2: Plot av inkluderte variable på differensiert logaritmisk nivå



## Vedlegg C: Estimering av grunnmodellen for de tre sektorene

Tabell C.1: Grunnmodellen for gitt sektor (AKU-ledighet, logaritmisk spesifikasjon)

<i>Sektor</i>	<b>Industri</b>	<b>Bygg- og anlegg</b>	<b>Varehandel</b>
<i>Modell</i>	<b>M1</b>	<b>M2</b>	<b>M3</b>
<i>konst</i>	−0.00158 (−0.0543)	0.0129 (0.338)	0.0164 (0.736)
$\Delta wc_{t-1}$	0.264* (2.42)	0.288* (2.26)	0.0539 (0.265)
$\Delta cpi_t$	0.326 (2.04)	0.462* (2.40)	0.136 (0.541)
$\Delta cpi_{t-1}$	0.0431 (0.268)	−0.0500 (−0.261)	−0.0508 (−0.239)
$\Delta p_t$	0.222** (3.98)	0.100 (1.74)	0.193* (2.17)
$\Delta p_{t-1}$	0.103 (1.85)	−0.0291 (−0.408)	0.00418 (0.0535)
$\Delta prod_t$	0.0364 (0.463)	0.0831 (0.938)	0.0660 (0.660)
$\Delta prod_{t-1}$	0.108 (1.50)	0.00994 (0.117)	−0.0151 (−0.136)
$u_t$	0.00769 (0.668)	−0.00998 (−0.607)	−0.00583 (−0.322)
$u_{t-1}$	−0.0243 (−1.62)	−0.0153 (−0.779)	−0.0113 (−0.531)
$ws_{t-1}$	−0.108 (−2.04)	−0.105 (−1.90)	−0.138* (−2.65)
<i>STOP</i>	−0.0480** (−4.41)	−0.0251 (−1.75)	−0.0140 (−0.926)
$\Delta nh_t$	−0.578** (−2.81)	−1.06** (−4.05)	−0.447 (−1.61)
$\sigma$	0.0110	0.0151	0.0155
AR 1-2 test	F(2,26) = 0.511	F(2,26) = 1.61	F(2,26) = 0.194
ARCH 1-1 test	F(1,39) = 2.30	F(1,39) = 4.62*	F(1,39) = 3.11



Normality test	$\chi^2(2) = 0.343$	$\chi^2(2) = 4.99$	$\chi^2(2) = 0.802$
Hetero test	$F(24,16) = 0.788$	$F(24,16) = 1.57$	$F(24,16) = 0.669$
RESET23 test	$F(2,26) = 1.60$	$F(2,26) = 0.783$	$F(2,26) = 0.540$
AIC	-5.93	-5.30	-5.25

Merk: Avhengig variabel er  $\Delta wc_t$ . Parametrene er estimert med MKM i PcGive. t-verdier er oppgitt i parentes. Kritiske verdier for gitt signifikansnivå (28 frihetsgrader, tosidig): 10 %: 1.70, 5 %: 2.05, 1 %: 2.76. \* indikerer signifikans på 5 % nivå, \*\* på 1 % nivå. For kritiske verdier for de diagnostiske testene, se f. eks. Brooks (2014).

$$\begin{aligned}
\Delta wc_t = & \beta_0 + \rho \Delta wc_{t-1} + \beta_1 \Delta cpi_t + \beta_2 \Delta cpi_{t-1} + \beta_3 \Delta p_t + \beta_4 \Delta p_{t-1} + \beta_5 \Delta prod_t \\
& + \beta_6 \Delta prod_{t-1} + \beta_7 f(U_t) + \beta_8 f(U_{t-1}) + \alpha ws_{t-1} + \beta_9 STOP_t \\
& + \beta_{10} \Delta nh_t + u_t
\end{aligned} \tag{4.1}$$

**Vedlegg D: 95 % konfidensintervall for estimatene i modell M1, M2 og M3**

Tabell D.1: Konfidensintervaller<sup>76</sup> modell M1, M2 og M3

<i>Sektor</i>	<b>Industri</b>	<b>Bygg- og anlegg</b>	<b>Varehandel</b>
<i>Modell</i>	<b>M1</b>	<b>M2</b>	<b>M3</b>
$\rho$	$\langle 0.186, 0.510 \rangle$	$\langle 0.102, 0.510 \rangle$	–
$\beta_1$	$\langle 0.205, 0.563 \rangle$	$\langle 0.281, 0.707 \rangle$	–
$\beta_3$	$\langle 0.0966, 0.307 \rangle$	$\langle -0.0104, 0.176 \rangle$	$\langle 0.120, 0.330 \rangle$
$\beta_8$	$\langle -0.0277, -0.00747 \rangle$	$\langle -0.0287, -0.00748 \rangle$	$\langle -0.0183, -0.00372 \rangle$
$\alpha$	$\langle -0.162, -0.0676 \rangle$	$\langle -0.154, -0.0559 \rangle$	$\langle -0.202, -0.156 \rangle$
$\beta_9$	$\langle -0.0594, -0.0252 \rangle$	$\langle -0.0542, -0.00804 \rangle$	–
$\beta_{10}$	$\langle -0.862, -0.114 \rangle$	$\langle -1.53, -0.572 \rangle$	$\langle -0.926, -0.0137 \rangle$

$$\Delta wc_t = \rho \Delta wc_{t-1} + \beta_1 \Delta cpi_t + \beta_3 \Delta p_t + \beta_8 u_{t-1} + \alpha ws_{t-1} + \beta_9 STOP_t + \beta_{10} \Delta nh_t + u_t \quad (5.1)$$

<sup>76</sup> Et 95 % konfidensintervall er gitt ved:  $\hat{\beta} - t_{crit} * se(\hat{\beta}) \leq \beta \leq \hat{\beta} + t_{crit} * se(\hat{\beta})$  der  $t_{crit} = 2.03$  (Brooks 2014, kap. 3).

## Vedlegg E: Korrelasjonsmatriser for sektorene

Tabell E.1: Korrelasjonsmatrise industrien

	$\Delta wc_t$	$\Delta cpi_t$	$\Delta p_t$	$u_t^{77}$	$ws_t$	$STOP_t$	$\Delta nh_t$
$\Delta wc_t$	1.00	0.847	0.582	-0.742	0.385	-0.110	-0.454
$\Delta cpi_t$	0.847	1.00	0.545	-0.707	0.606	0.0552	-0.317
$\Delta p_t$	0.582	0.545	1.00	-0.417	0.0503	0.319	-0.153
$u_t$	-0.742	-0.707	-0.417	1.00	-0.262	-0.052	0.295
$ws_t$	0.385	0.606	0.0503	-0.262	1.00	-0.0347	-0.280
$STOP_t$	-0.110	0.0552	0.319	-0.052	-0.0347	1.00	0.0444
$\Delta nh_t$	-0.454	-0.317	-0.153	0.295	-0.280	0.0444	1.00

Tabell E.2: Korrelasjonsmatrise bygg- og anlegg

	$\Delta wc_t$	$\Delta cpi_t$	$\Delta p_t$	$u_t$	$ws_t$	$STOP_t$	$\Delta nh_t$
$\Delta wc_t$	1.00	0.801	0.415	-0.805	0.142	-0.0350	-0.574
$\Delta cpi_t$	0.801	1.00	0.255	-0.707	0.430	0.0552	-0.317
$\Delta p_t$	0.415	0.255	1.00	-0.439	-0.361	-0.0089	-0.202
$u_t$	-0.805	-0.707	-0.439	1.00	-0.0088	-0.052	0.295
$ws_t$	0.142	0.430	-0.361	-0.0088	1.00	0.156	-0.280
$STOP_t$	-0.0350	0.0552	-0.0089	-0.052	0.156	1.00	0.0444
$\Delta nh_t$	-0.574	-0.317	-0.202	0.295	-0.280	0.0444	1.00

---

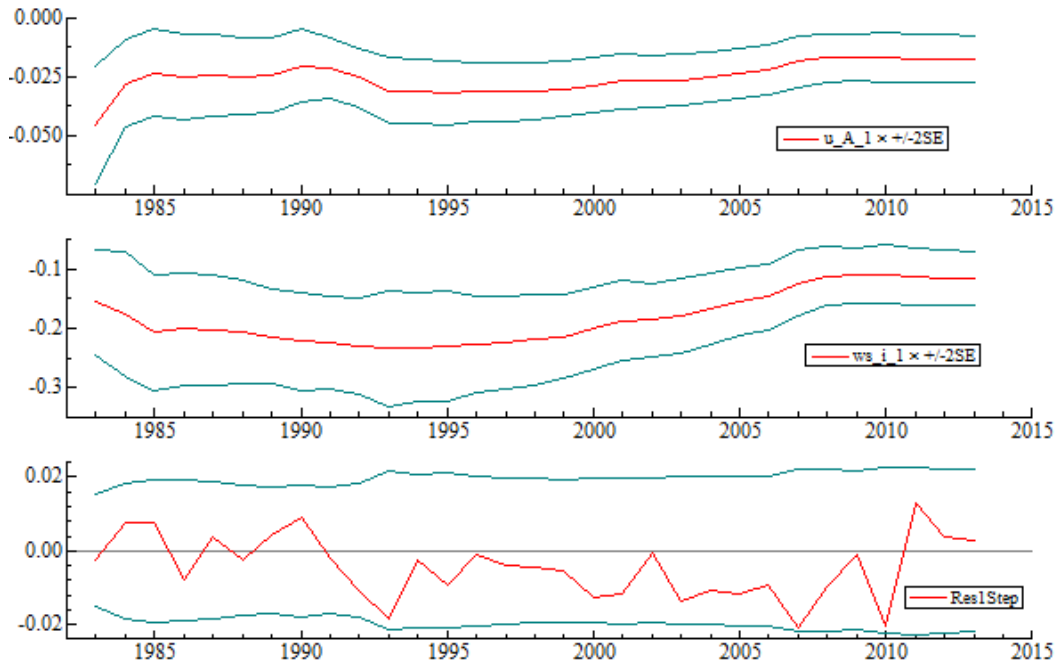
<sup>77</sup> AKU-ledighet.

**Tabell E.3: Korrelasjonsmatrise varehandel**

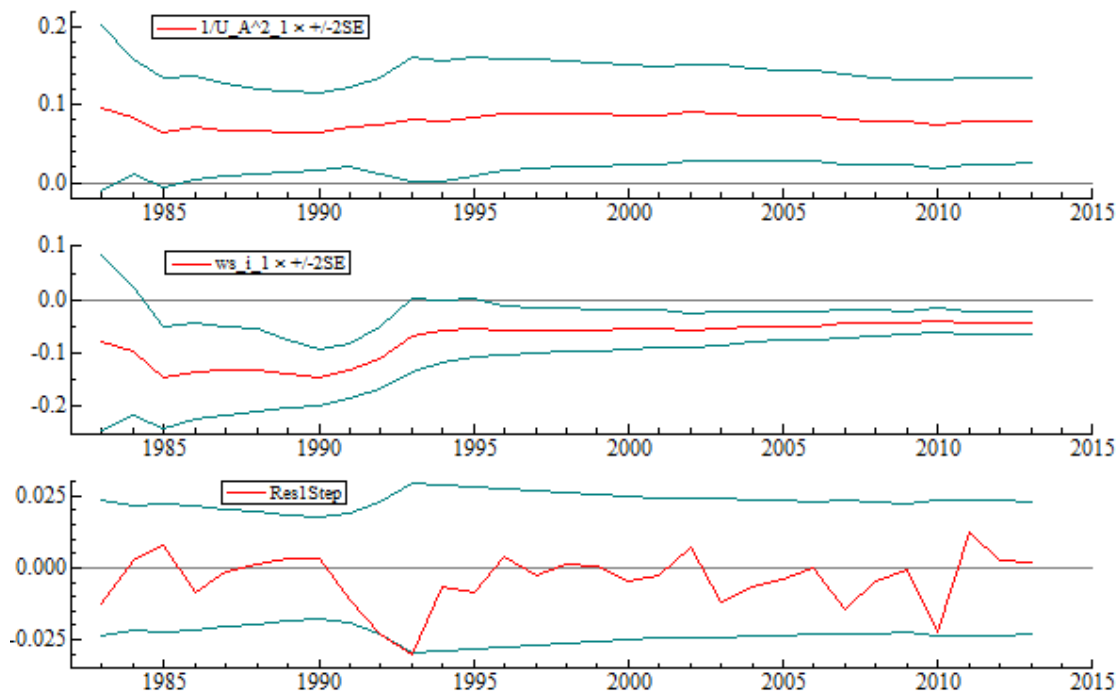
	$\Delta wc_t$	$\Delta cpi_t$	$\Delta p_t$	$u_t$	$ws_t$	$STOP_t$	$\Delta nh_t$
$\Delta wc_t$	1.00	0.859	0.634	-0.762	-0.848	-0.0421	-0.419
$\Delta cpi_t$	0.859	1.00	0.658	-0.707	-0.835	0.0552	-0.317
$\Delta p_t$	0.634	0.658	1.00	-0.492	-0.560	-0.131	-0.158
$u_t$	-0.762	-0.707	-0.492	1.00	0.693	-0.052	0.295
$ws_t$	-0.848	-0.835	-0.560	0.693	1.00	-0.0019	0.271
$STOP_t$	-0.0421	0.0552	-0.131	-0.052	-0.0019	1.00	0.0444
$\Delta nh_t$	-0.419	-0.317	-0.158	0.295	0.271	0.0444	1.00

## Vedlegg F: Rekursiv<sup>78</sup> estimering av modellene

Figur F.1: Rekursiv estimering av modell M1

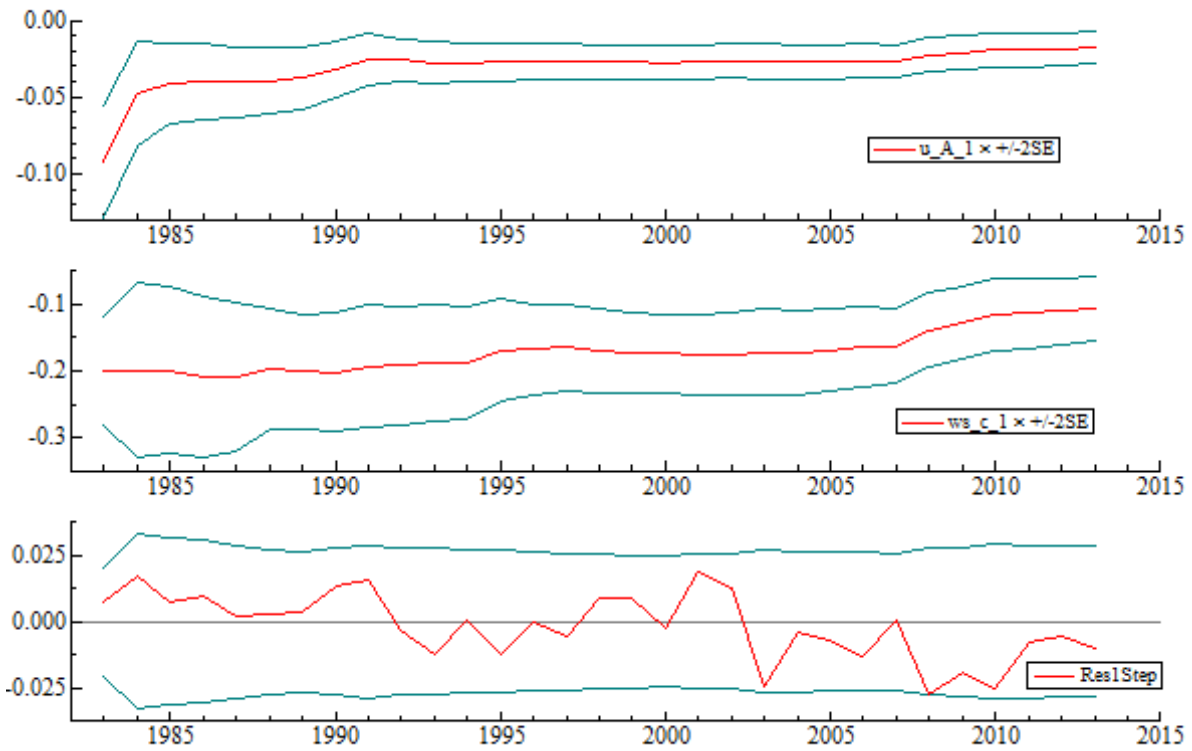


Figur F.2: Rekursiv estimering av modell M7

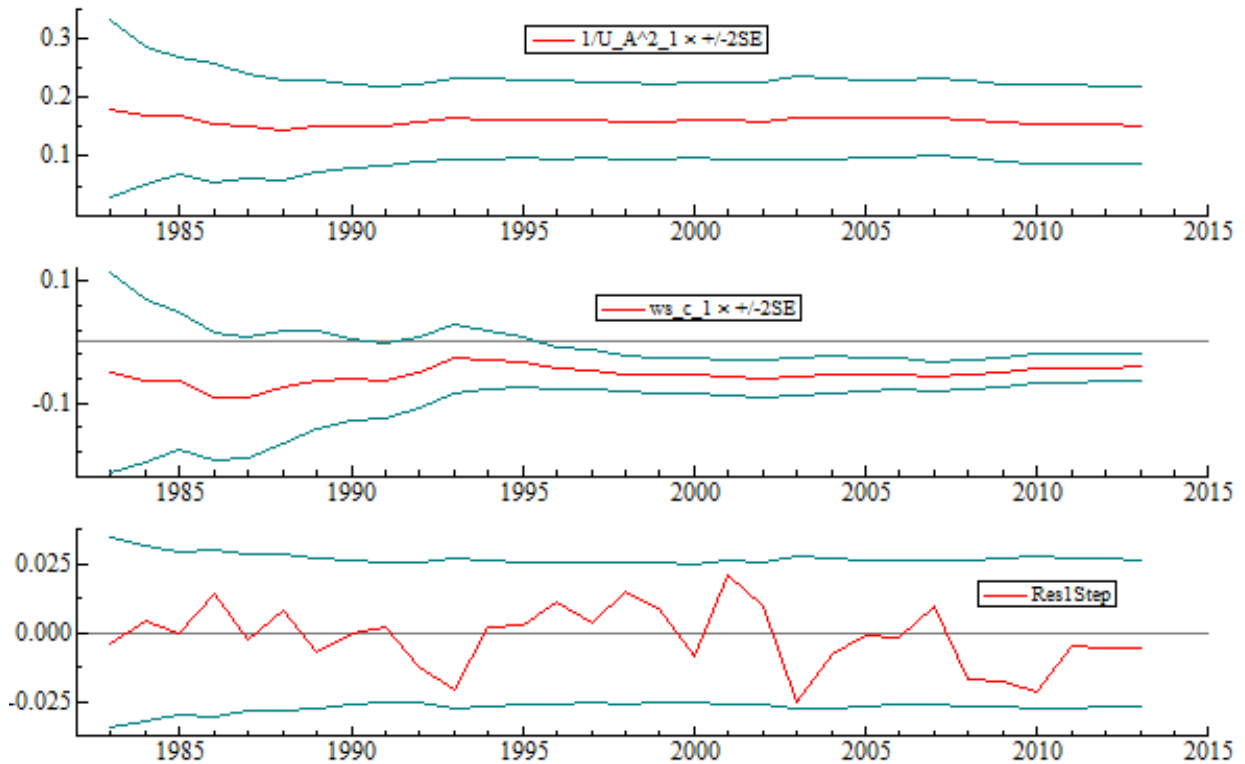


<sup>78</sup> Innkjøringsperioden ble satt til 10 år i PcGive.

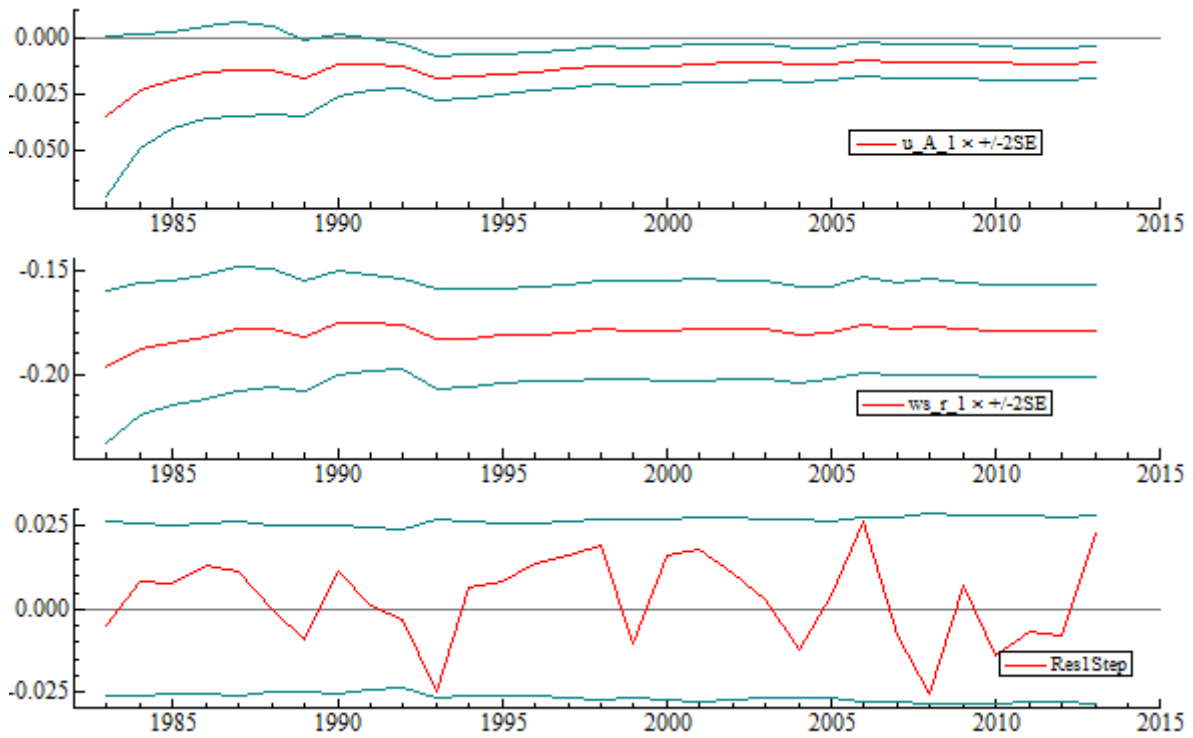
Figur F.3: Rekursiv estimering av modell M2



Figur F.4: Rekursiv estimering av modell M8



Figur F.5: Rekursiv estimering av modell M3



Figur F.6: Rekursiv estimering av modell M9

