

Forord

Jeg ønsker å rette en stor takk til min veileder, professor Kåre Johansen. Johansen introduserte problemstillingen under en forelesning, og har vært til stor hjelp med grundige og konstruktive tilbakemeldinger under arbeidet med oppgaven. En stor takk går også til mine foreldre, som har støttet og oppmuntret meg i løpet av studietiden. Til sist vil jeg takke medstudenter for hyggelige stunder i studietiden.

Trondheim, 29. Mai 2013

Alexander Frostis

Innhold

1	Innledning	1
2	Litteraturoversikt	3
2.1	Styringsrettmodellen	3
2.1.1	Komparativ statikk	10
2.2	Empiriske undersøkelser	12
2.3	Overgang fra teori til empiri	16
3	Datamateriale og økonometriske momenter	17
3.1	Innledning	17
3.2	Presentasjon av data	17
3.2.1	Økonometriske momenter	19
3.3	Kointegrasjon	20
3.3.1	Testing for stasjonaritet	21
3.3.2	Inkluderte variabelers tidsserieegenskaper	23
4	Empirisk spesifikasjon	27
4.1	Innledning	27
4.2	Fremgangsmåte	27
4.3	Alternative transformasjoner av ledighetsraten	30
4.4	Effekt av arbeidsmarkedstiltak	32
5	Empiriske resultater	34
5.1	Forenkling av grunnmodell	35
5.2	Den log-lineære lønnskurven	36
5.3	Formen på lønnskurven	39
5.3.1	Invers	39
5.3.2	Kvadrert invers	41
5.3.3	Sammenligning med tidligere resultater	43
5.3.4	Valg av funksjonsform	46

5.3.5	Inflasjon og justeringshastighet	54
5.4	Arbeidsmarkedstiltak	54
6	Oppsummerende kommentarer	58
A	Appendiks	64
A.1	Diagnostiske tester	64
A.2	Korrelasjonsmatriser	67

Tabeller

2.1	Tidligere resultater	15
3.1	Tidsserieegenskaper 1970-2011	26
5.1	Lønnslikninger 1971-2011 I	37
5.2	Lønnslikninger 1971-2011 II	40
5.3	Semielastisiteter I	41
5.4	Semielastisiteter II	42
5.5	Diskriminering mellom ikke-nøstede modeller	46
5.6	Lønnslikninger 1975-2011	55
A.1	Korrelasjonmatrise I	67
A.2	Korrelasjonmatrise II	68

Figurer

2.1.1 Fagforeningens nyttefunksjon	7
2.1.2 Likevekt i styringsrettsmodellen	10
3.3.1 Tidsserieegenskaper 1970-2011	25
3.3.2 Tidsserieegenskaper 1970-2011	26
5.3.1 Lønnskurver	43
5.3.2 Parameterstabilitet M3	48
5.3.3 Parameterstabilitet M4	49
5.3.4 Parameterstabilitet M5	50
5.3.5 Stabilitetstester M3	51
5.3.6 Stabilitetstester M4	52
5.3.7 Stabilitetstester M5	53

Kapittel 1

Innledning

Historisk sett har Norge hatt relativt lav arbeidsledighet¹. Denne tendensen har vedvart i møte med de økonomiske krisene som har preget det europeiske sysselsettingsbildet i nyere tid².

I tidlige komparative studier³ av lønnsdannning og ledighet har Norges gode arbeidsmarkedsstatistikk delvis blitt tilskrevet høy reallønnsfleksibilitet⁴ og aktiv arbeidsmarkedpolitikk. Lønnsrespons på ledighet er en nøkkelmekanisme innen arbeidsmarkedsøkonomi, og leder alt annet likt til lav arbeidsledighet. Årsakssammenhengen mellom den gode arbeidsmarkedsstatistikken og graden av reallønnsfleksibilitet ble imidlertid satt spørsmålsteget ved i Johansen (1995) og Johansen (1997), som ved å benytte transformasjoner av ledighetsraten som tillot større grad av konvekisitet, viste at reallønnsfleksibiliteten var svært liten for ledighetsrater over 3 prosent. I Johansen (1995) og Johansen (1997) ble aggregerte tidsseriedata for norsk industri benyttet.

Formålet i denne oppgaven er å oppdatere analysene gjort i Johansen (1995) og Johansen (1997). Dette utføres ved å benytte aggregerte tidsseriedata for årene 1971-2011 for Fastlands-Norge og estimerer lønnslikninger med samme transformasjoner av ledighetsraten som benyttes i Johansen (1995) og Johansen (1997). Såvidt meg bekjent er dette den første analysen av norsk lønnsdannning som inkluderer data fra siste halvdel av 90 tallet og hele 2000 tallet, og resultatene vil i så måte representere oppdaterte svar på en aktuell problemstilling. I tillegg benyttes datamaterialet til å undersøke effekten av arbeidsmarkedstiltak. I og med at dette representerer et alternativt mål på

¹ Se f.eks OECD Labour market statistics: <http://stats.oecd.org/>

² Se <http://www.oecd.org/els/emp/howdoesyourcountrycompare-norway.html>

³ Se Alogoskoufis et al. (1988) og Calmfors & Nymoen (1990)

⁴ Her definert som reallønnens langsiktige elastisitet mhp arbeidsledigheten. Et enkelt bilde: Ved en elastisitet på -0.1, vil en hypotetisk dobling i ledighetsraten gi en nedgang i lønnsnivå på 10 prosent

arbeidsledighet, representerer dette en mulighet til å undersøke robustheten i resultatene, i tillegg til å se om en aktiv arbeidsmarkedspolitikk virker lønnsdempende⁵.

Lønnsutvikling i Norge er særlig interessant med tanke på den spesielle rollen konkurranseutsatt industri spiller i hovedkursteorien, se Aukrust (1977), som er grunnlag for tenkningen rundt hvilke faktorer som bestemmer lønns og prisutvikling i Norge på lang sikt. Den spesielle rollen avspeiles i at frontfagene forhandler først, og oppgjøret der danner en mal for lønnsutviklingen i tjenesteytende sektor. Norsk lønnsdannning blir vanligvis karakterisert som svært sentralisert, se for eksempel Bruno & Sachs (1985) og Calmfors & Driffil (1988). Lønnsforhandlinger foregår både på sentralt og lokalt nivå, og det er høy organisasjonsgrad blant arbeidstakere. I tillegg har norske myndigheter ved flere anledninger gått direkte inn i arbeidslivsforhandlinger, enten som tredjepart eller som megler. Hovedaktørene er LO som organiserer industriarbeidere, og deres motpart NHO som organiserer arbeidsgiverene. Økning i tariff lønn er gjenstand for nasjonale forhandlinger annenhvert år, med tilhørende justeringer i mellomoppgjørene. De sentrale forhandlingene følges av årlige forhandlinger på bedriftsnivå som resulterer i lønnsglidning. Partene i arbeidslivet har avgjort at virkemidler som streik og lockouts er tillatt ved sentrale forhandlinger, men ikke ved lokale.

Oppgaven har 5 deler. I kapittel 2 gis en innføring i teorirammeverket som danner grunnlaget for de empiriske undersøkelsene. I tillegg presenteres funn fra forskning på norsk lønnsdannning de siste 20 årene. I kapittel 3 presenteres datamaterialet, og jeg diskuterer de tidsserieøkonometriske egenskapene til variablene som benyttes. I kapittel 4 beskrives den empiriske spesifikasjonen, og spesielt ulike transformasjoner av ledighetsraten. I kapittel 5 presenteres de empiriske resultatene, og ulike implikasjoner av disse drøftes. I kapittel 6 gis oppsummerende kommentarer.

⁵Med åpen ledighetsrate forstår vi andelen fulltidsledige av arbeidstyrken. Med tiltaksraten forstår vi andelen av arbeidstyrken som deltar på arbeidsmarkedstiltak. Total ledighet er summen av disse. Hovedfokuset i oppgaven er åpen ledighet, og med mindre annet presiseres er det den som benyttes.

Kapittel 2

Litteraturoversikt

I dette kapitlet presenterer jeg først teorimodellen som danner grunnlaget både for den empiriske delen av min oppgave, og for store deler av empirien som blir referert i oppgaven. Deretter presenterer jeg resultater fra tidligere empiri om norsk lønnsdanning.

2.1 Styringsrettmodellen

Innenfor økonomisk teori finnes rekke alternativer for modellering av sammenhengen mellom lønn og ledighet¹. Styringsrettmodellen, Leontief (1946), nevnes gjerne som den mest relevante for å beskrive norske forhold, og danner utgangspunkt for brorparten av de empiriske arbeidene nevnt i denne oppgaven. Fremstillingen i denne oppgaven bygger på Johansen (2000) kap.2 . Vi betrakter her forhandlingene som et spill mellom bedrift og fagforening. Bedriften har konsumsuverenitet, i betydningen at de alene setter sysselsettingsvået, mens lønnsnivået er et resultat av forhandlinger mellom bedrift og fagforening. Utfallet av forhandlingen modelleres gjennom å optimere en assymetrisk Nash objektfunksjon².

Bedriften på arbeidsgiversiden antas å maksimere følgende profittfunksjon mhp antall sysselsatte til gitt lønn:

$$\pi = R(N) - wN \tag{2.1.1}$$

¹Townsend (2005) utfører en empirisk studie der han tar for seg ulike teoretiske modeller, og undersøker hvilken modell som passer best

²En grundig diskusjon av teorien rundt forhandlinger mellom bedrift og fagforening finnes i Moene et al. (1991)

der følgende variabler inngår:

- $R(N)$ Produksjon som funksjon av sysselsatte
- N Antall fagforeningsmedlemmer sysselsatt i sektoren vi betrakter
- w Lønninger

Bedriften antas å ha positiv men avtakende grenseinntekt av antall sysselsatte, formelt skriver vi:

$$\frac{\partial R}{\partial N} > 0 \quad \frac{\partial^2 R}{\partial N^2} < 0$$

Bedriften velger sysselsetting for å maksimere profitten. Førsteordensbetingelsen for maksimeringsproblemet i 2.1.1, definerer implisitt bedriftens etterspørsel etter arbeidskraft, og er gitt ved

$$\frac{\partial R}{\partial N} = w \tag{2.1.2}$$

Ifølge andreordensbetingelsen gitt ved:

$$\frac{\partial^2 R}{\partial N^2} \frac{\partial N}{\partial W} = 1$$

$$\frac{\partial N}{\partial W} = \frac{1}{\frac{\partial^2 R}{\partial N^2}} < 0$$

vil etterspørselen være fallende.

Oppsummert for bedriften skriver vi profittfunksjonen:

$$\pi = R(N(w)) - wN(w) = \pi(w) \tag{2.1.3}$$

og arbeidskraftteterspørselen:

$$N = N(w), \quad N_w < 0 \quad (2.1.4)$$

Selv om hver individuelle arbeider har veldefinerte preferanser er det ikke nødvendigvis åpenbart hvordan vi konstruerer en aggregert nyttefunksjon for fagforeningen. Vi vil imidlertid anta at fagforeningen opptrer som en rasjonell aktør, med følgende nyttefunksjon:

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

der w og N er som før og Z angir en vektor av andre variable som kan tenkes å påvirke fagforeningens preferanser, f.eks arbeidsforhold, arbeidstider osv. Videre benytter vi følgende notasjon

- M Totalt antall fagforeningsmedlemmer.
- $v(w)$ Nyttetnivå for en arbeider som er sysselsatt neste periode.
- v^0 Referansenyttten, dvs forventet nyttenivå for en arbeider mister jobben.

Referansenyttten v^0 kan som bemerket i Nymoen & Rødseth (2003) tolkes på to måter. Et alternativ er å tolke den som et innside-alternativ, dvs nytten arbeiderene oppnår under en konflikt. Tolkningen i denne oppgaven er å la referansenyttten v^0 beskrive forventet nyttenivå hos en arbeider som mister jobben. Vi forutsetter at arbeidereren da kan ende opp i 2 forskjellige situasjoner. Arbeideren kan bli ansatt i en annen bedrift/ sektor og motta alternativlønnen w_A , med tilhørende nyttenivå $v(w_A)$. Det andre utfallet er at arbeideren blir arbeidsledig og mottar stønad B , med tilhørende nyttenivå $v(B)$. En vanlig antagelse er at nyttenivået som ansatt i en annen sektor foretrekkes foran arbeidsledighet, det vil si:

$$v(w_A) > v(B)$$

Vi lar ρ betegne forventet tid et representativt individ går arbeidsledig neste periode.

Forventet nyttenivå for en oppsagt arbeider er da gitt ved:

$$v^0 = \rho v(B) + (1 - \rho)v(w_A) \quad \text{der} \quad 0 < \rho < 1 \quad (2.1.5)$$

Anta videre at ρ avhenger av tilstanden i arbeidsmarkedet. I perioder med høy ledighetsrate, er det rimelig å anta at et arbeidsledig individ ikke får jobb, eventuelt at jobbsøkingprosessen tar lengre tid.

Formelt kan dette uttrykkes som:

$$\rho = \rho(u) \quad \text{der} \quad \frac{\partial \rho}{\partial u} > 0 \quad (2.1.6)$$

Definisjonen av referansenyttten samt resultatet over gir oss følgende resultater:

$$\frac{\partial v^0}{\partial u} = \frac{\partial \rho}{\partial u} (v(B) - v(w_A)) \quad (2.1.7)$$

$$\frac{\partial v^0}{\delta B} = \rho \frac{\partial \rho}{\partial u} \quad (2.1.8)$$

$$\frac{\partial v^0}{\partial w_A} = (1 - \rho) \frac{\partial v^0}{\partial w_A} \quad (2.1.9)$$

Ligning (2.1.7) impliserer at referansenyttten er synkende i ledighet, gitt at nyttenivå oppnådd som arbeidsledig er mindre enn nyttenivået ved å ha en jobb. Intuisjonen er ganske enkelt at høyere arbeidsledighet vil øke forventet tid som arbeidsledig. Siden en arbeidsledig person har lavere nyttenivå enn en sysselsatt, vil høyere ledighet redusere referansenyttten. (2.1.8) og (2.1.9) impliserer at høyere stønadssatser og høyere alternativlønninger begge øker referansenyttten. Verdt å bemerke her er at de partielle effektene av w_A og B avhenger av verdien på ρ . Høyere stønadssatser vil ha liten effekt når ρ er nær 0. Årsaken er naturligvis at nivået på stønader er uviktig hvis arbeiderne ikke forventer å ende opp som arbeidsledig. Resultatet er analogt for alternativlønnen, naturlig nok med motsatt fortegn.

For videre bruk skriver vi fagforeningens nyttefunksjon på generell form:

$$V^* = (w, N(w)) \quad (2.1.10)$$

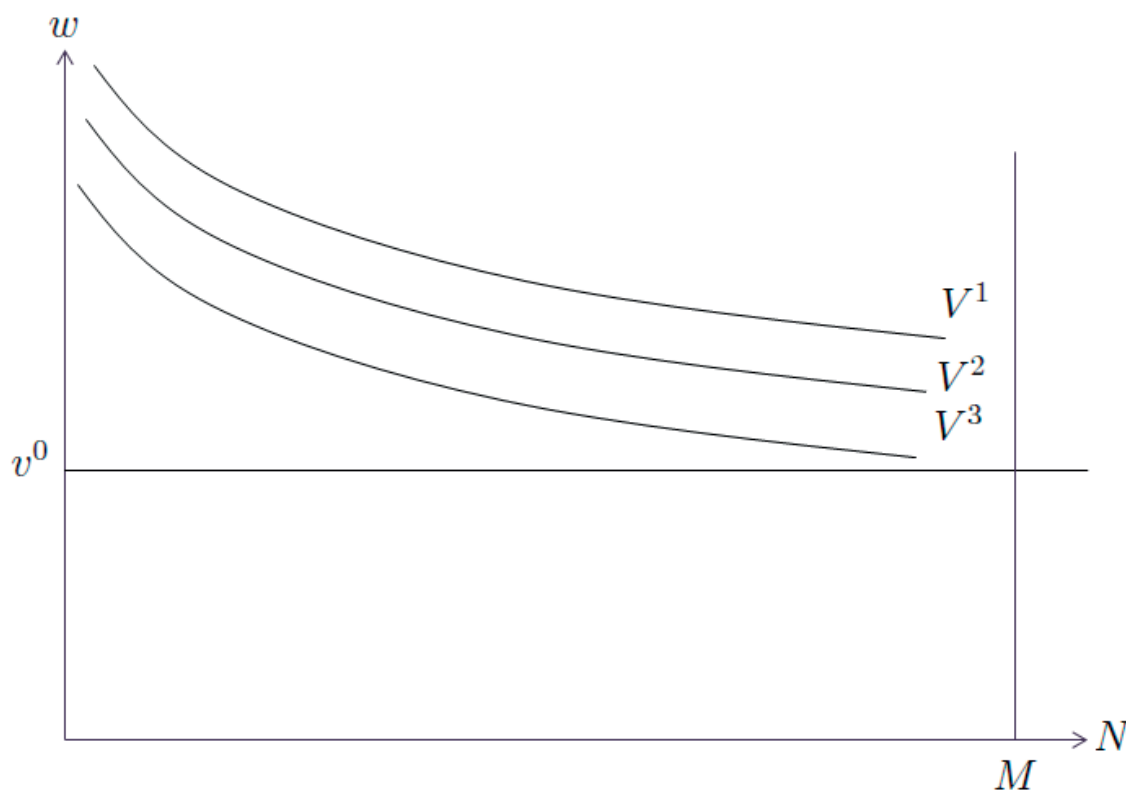
Gitt utilitaristiske preferanser kan fagforeningens preferansefunksjon spesifiseres

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

med de deriverte

$$V_w = Nv_w, \quad V_N = v(w) - v^0 \quad (2.1.11)$$

Figur 2.1.1: Fagforeningens nyttefunksjon



Indifferenskurver med helning $-\frac{V_N}{V_w}$ angir fagforeningens nyttenivå i rekkefølgen: $V^1 > V^2 > V^3$. v^0 angir referansenytt, w angir lønnsnivå, N angir sysselsetting, M angir fagforeningens medlemmer.

der $Nv_w > 0$ angir fagforeningens grensenytte³ ved en lønnsøkning, mens $N_w(v(w) - v^0) < 0$ gir grensekostnaden av redusert sysselsetting som følge av økt lønn. N_w indikerer hvor mye sysselsettingen faller ved en lønnsøkning, mens $(v(w) - v^0)$ representerer det individuelle tapet ved å miste jobben. En høy verdi på v^0 vil redusere dette tapet, mens grensekostnaden ved en lønnsøkning vil være mindre jo mer inelastisk arbeidsetterspørselen

³Antall arbeidere multiplisert med hver arbeiders individuelle nytteøkning

er⁴

Et viktig tema i forhandlingsteori er hvilke tiltak forhandlingspartene kan benytte seg av, eventuelt true med i tilfelle konflikt⁵. Av interesse er også fagforeningens nyttenivå og bedriftens profittnivå under en konflikt. Vi lar $V^*(w)$ være fagforeningens nyttefunksjon under forhandlingene mens \bar{V} betegner fagforeningens nytte under en potensiell konflikt. $\pi(w)$ angir bedriftens profittfunksjon, mens $\bar{\pi}$ angir bedriftens profittnivå under en konflikt. Hvis fagforeningens relevante pressmiddel er streik vil \bar{V} avhenge av streikeutbetalinger. Gitt at en streik betyr produksjonstans, og vi ser bort fra faste kostnader, kan vi anta $\bar{\pi} = 0$. Et alternativ til streik kan tenkes å være aksjonsformen “arbeid etter boka”⁶. Under norske forhold vil dette bety at arbeiderne mottar tariffønnen fra forrige lønnsoppgjør under en konflikt. Bedriftens fortjeneste vil reduseres under “arbeid etter boka” fordi de ansatte reduserer innsatsen til minste akseptable nivå.

Hverken fagforening eller bedrift vil akseptere et utfall av forhandlingene som er dårligere enn profitt og nyttenivået under en konflikt. Utfallet av lønnsforhandlingene må dermed tilfredstille:

$$\begin{aligned} V^* &> \bar{V} \\ \pi &> \bar{\pi} \end{aligned}$$

Hvis bedriften tilbyr en lønn som gir nyttenivå $V^* < \bar{V}$ vil fagforeningen forkaste tilbudet, da de oppnår høyere nytte under en konflikt. På samme måte må bedriftens lønnstilbud tilfredstille $\pi > \bar{\pi}$.

Moderne forhandlingsteori formaliserer forhandlingene mellom partene som om det skulle være en serie med repeterte lønnskrav og -tilbud. Motparten kan enten akseptere eller komme med et nytt forslag. Utfallet av lønnforhandlingene vil generelt avhenge av:

$$\begin{aligned} \pi, V^* & \text{ Partenes objektfunksjoner} \\ \bar{\pi}, \bar{V} & \text{ Partenes trusselpunkter} \\ \beta, (1 - \beta) & \text{ Partenes relative forhandlingsmakt} \end{aligned}$$

Det kan vises at utfallet av et sekvensielt spill på denne formen kan finnes ved å

⁴Her representert ved lav verdi på $|N_w|$

⁵Her definert som sammenbrudd eller forsinkelse i forhandlingene

⁶Orginaluttrykk: work by rule

maksimere Nash objektfunksjonen gitt ved:

$$O = (V^*(w) - \bar{V})^\beta (\pi(w) - \bar{\pi})^{1-\beta} \quad (2.1.12)$$

Regneteknisk er det imidlertid enklere å benytte logaritmen til objektfunksjonen på formen⁷

$$\ln O \equiv \Omega = \beta(V^* - \bar{V}) + (1 - \beta)(\pi(w) - \bar{\pi}) \quad (2.1.13)$$

der β angir fagforeningens relative forhandlingsmakt, mens \bar{V} og $\bar{\pi}$ angir trusselpunkter for henholdsvis fagforening og bedrift. β antas å ligge i intervallet $[0,1]$.

Førsteordensbetingelsen for maksimeringsproblemet må tilfredstille

$$\Omega_w = \beta \frac{\frac{\partial V^*}{\partial w}}{V^*(w) - \bar{V}} + (1 - \beta) \frac{\frac{\partial \pi}{\partial w}}{\pi(w) - \bar{\pi}} = 0 \quad (2.1.14)$$

mens andreordensbetingelsen impliserer

$$\Omega_{ww} < 0 \quad (2.1.15)$$

ny Ligning (2.1.14) sier at fagforeningens relative nytteøkning, vektet for fagforeningens relative forhandlingsmakt må være lik bedriftens relative profitt-tap vektet ved bedriftens relative forhandlingsmakt. Nytteøkningen måles relativt til fagforeningens nettonytte $V^*(w) - \bar{V}$. Analogt måles bedriftens profitt-tap relativt til netto profitt: $\pi(w) - \bar{\pi}$.

Shepards lemma impliserer $\frac{\partial \pi}{\partial w} = -N$. Ved bruk av den generelle versjonen av fagforeningens nyttefunksjon, $V^* = V(w, N(w))$ har vi at:

$$\frac{\partial V^*}{\partial w} = V_w + V_N N_w \quad (2.1.16)$$

Innsatt i uttrykket for førsteordensbetingelsen gitt ved (2.1.14) har vi da følgende uttrykk

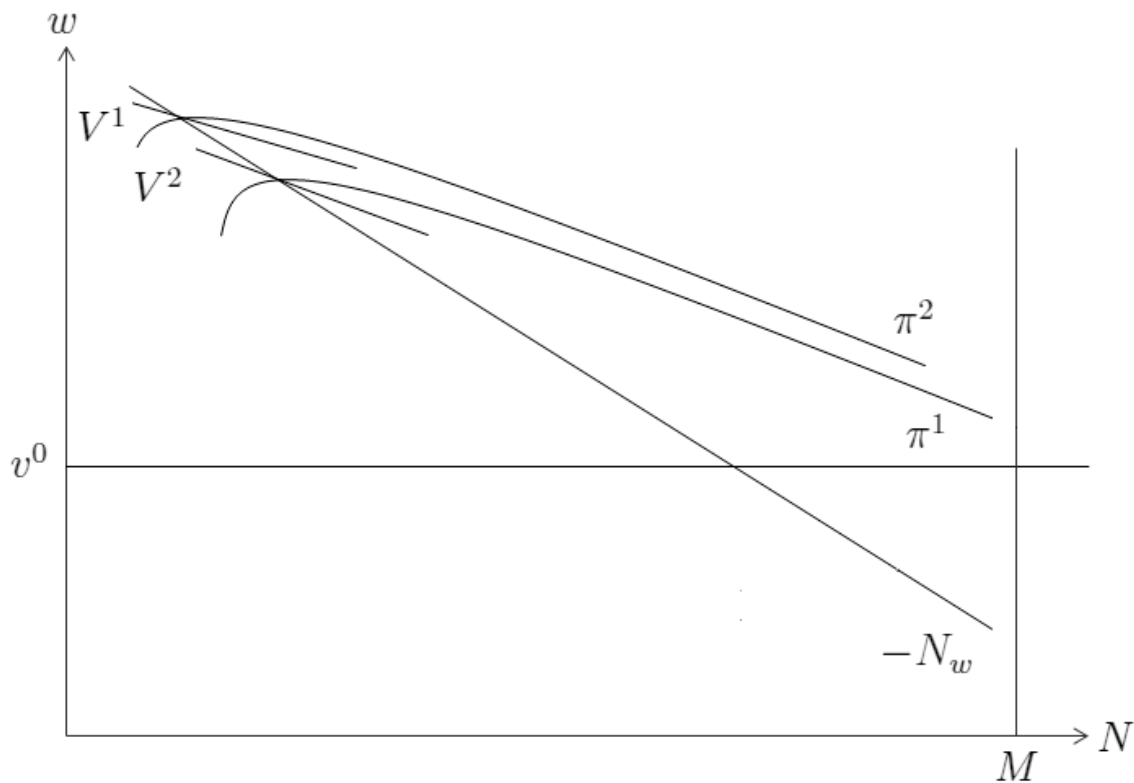
⁷Vi benytter her at et argument som maksimerer en monotont økende funksjon, også vil maksimere funksjonen. $\ln O$ er en monotont økende funksjon av O .

for forhandlingslønna.

$$\Omega_w = \beta \frac{V_w + V_N N_w}{V(w) - \bar{V}} - (1 - \beta) \frac{N}{\pi(w) - \bar{\pi}} = 0 \quad (2.1.17)$$

Første ledd reflekterer fagforeningens avveining mellom sysselsetting og lønn, mens andre ledd reflekterer bedriftens tap av fortjeneste ved økt lønn.

Figur 2.1.2: Likevekt i styringsrettsmodellen



$\pi^1 > \pi^2$ angir bedriftens isoprofitkurver, mens $V^1 > V^2$ angir fagforeningens nyttenivå. $-N$ angir bedriftens arbeidskrafttterspørsel, v^0 angir referansenytten, w angir lønnsnivå, N angir sysselsetting, M angir fagforeningens medlemmer.

2.1.1 Komparativ statikk

Førsteordensbetingelsen gitt ved (2.1.14) omskrevet som

$$\Omega_w(w, \beta, \bar{V}, \bar{\pi}) = \beta \frac{\frac{\partial V^*}{\partial w}}{V^*(w) - \bar{V}} - (1 - \beta) \frac{N}{\pi(w) - \bar{\pi}} = 0 \quad (2.1.18)$$

definerer forhandlingslønnen som en funksjon av β , \bar{V} , og $\bar{\pi}(w = w(\beta, \bar{V}, \bar{\pi}))$. Siden andreordensbetingelsen impliserer $\Omega_{ww} < 0$ og

$$\Omega_{ww} \frac{\partial w}{\partial \beta} + \Omega_{w\beta} = 0 \Rightarrow \frac{\partial w}{\partial \beta} = \frac{\Omega_{w\beta}}{-\Omega_{ww}} \quad (2.1.19)$$

vil $\frac{\partial w}{\partial \beta}$ ha samme fortegn som $\Omega_{w\beta}$. Fra (2.1.18) har vi at

$$\Omega_{w\beta} = \frac{\frac{\partial V^*}{\partial w}}{V^*(w) - \bar{V}} + \frac{N}{\pi(w) - \bar{\pi}} > 0 \quad (2.1.20)$$

slik at en økning i fagforeningens forhandlingsmakt entydig vil øke forhandlingslønnen. Effekten av høyere verdi på trusselpunktene kan finnes på en lignende måte. Vi ser lett at en høyere verdi på \bar{V} øker leddet $\frac{\partial V^*}{V^*(w) - \bar{V}}$ slik at $\Omega_{w\bar{V}} > 0$, noe som betyr at økt verdi på fagforeningens trusselpunkt vil øke forhandlingslønnen. Høyere verdier på bedriftens trusselpunkt $\bar{\pi}$ vil gjøre leddet $(1 - \beta) \frac{N}{\pi(w) - \bar{\pi}}$ mindre slik at $\Omega_{w\bar{\pi}} < 0$

For å se på effekten av økt referansenytt, antar at vi at fagforeningen har utilitaristiske preferanser, og at trusselpunktet til fagforeningen er gitt ved $\bar{V} = v^0 M$ som betyr at hvert individuelt medlem mottar den forventede referansenytt under en potensiell konflikt ⁸. Disse antagelsene betyr at:

$$V - \bar{V} = N(v(w) - v^0) \quad (2.1.21)$$

Ved bruk av dette, og resultatene i ligning (2.1.11) skriver vi om førsteordensbetingelsen som

$$\beta \frac{Nv_w + N_w(v(w) - v^0)}{N(v(w) - v^0)} - (1 - \beta) \frac{N}{\pi - \bar{\pi}} = 0 \quad (2.1.22)$$

som igjen impliserer

$$\beta \left[\frac{v_w}{v(w) - v^0} + \frac{N_w}{N} \right] - (1 - \beta) \frac{N}{\pi - \bar{\pi}} = 0 \quad (2.1.23)$$

⁸Denne forutsetningen er nokså streng, og som Hoel & Nymoen (1988) kommenterer kan f.eks forventede streikeutbetalinger være et mer realistisk alternativ, siden vi vanligvis ikke observerer at arbeidstakere går rett i en ny jobb, eventuelt rett i arbeidsledighet ved en konflikt. De to antagelsene gir stort sett samme resultat, men vår gir en litt mindre komplisert vei til sluttresultatet.

Vi ser lett at en høyere verdi på \bar{V} øker leddet $\beta \frac{\delta V}{V(w)-\bar{V}}$ slik at $\Omega_{w\bar{V}} > 0$, noe som betyr at økt verdi på fagforeningens trusselpunkt vil øke forhandlingslønnen. Høyere verdier på bedriftens trusselpunkt $\bar{\pi}$ vil gjøre leddet $(1 - \beta) \frac{N}{\pi(w)-\bar{\pi}}$ slik at $\Omega_{w\bar{\pi}} < 0$

Fra ligning (2.1.23) ser vi at en høyere referansenyttelse vil redusere telleren i første ledd i klamren slik at brøken blir større. Dette betyr at $\Omega_{wv^0} > 0$, med andre ord vil høyere referansenyttelse entydig øke forhandlingslønnen. Siden forventet referansenyttelse er synkende i ledighetsraten, og økende i alternativlønn og stønadsordninger, betyr dette at høyere ledighet vil redusere lønninger mens høyere alternativlønninger og mer generøse stønadsordninger vil øke forhandlingslønnen. Fra andre ledd i klamren observeres vi at inelastisk arbeidsetterspørsel, her gitt ved lav verdi på N_w også vil gjøre uttrykket i klamren større, og dermed bidra til å øke forhandlingslønnen.

Ved bruk av ligning (2.1.23) samt definisjonen av referansenyttelsen v^0 kan vi oppsummere effektene av forhold i arbeidsmarkedet i en generell lønnskurve på formen.

$$w = w(\underset{-}{u}, \underset{+}{B}, \underset{+}{w_A}, \underset{+}{\beta}, \underset{+}{\bar{V}}, \underset{+}{\pi}, \underset{-}{N}) \quad (2.1.24)$$

(2.1.24) vil danne utgangspunkt for diskusjonen i avsnittet om empirisk fremgangsmåte

2.2 Empiriske undersøkelser

Sammenhengen mellom lønn og ledighet i Norge er belyst gjennom en rekke tidligere empiriske arbeider. Arbeidene har stort sett samme teoretiske bakgrunn, men varierer endel i datagrunnlag og empirisk spesifisering, noe som synes å gi utslag i differansen mellom estimatene for norsk reallønnsfleksibilitet. I rapporteringen av resultat vil jeg stort sett fokusere på estimert langsiktig effekt av ledighet på lønnsvariabelen, samt justeringshastighet mot langsiktig likevekt. Oppsummeringen avsluttes med en tabell over resultatene fra arbeider som i likhet med mitt benytter aggregerte tidsseriedata og har lønnsrespons som hovedtema. Denne vil tjene som et referansepunkt for sammenligning med mine resultater senere i oppgaven.

Hoel & Nymo (1988) estimerer en lønnskurve for norsk industri, med utgangspunkt i en forhandlingsmodell for lønn. Elastisiteten av reallønnen mhp ledighet estimeres til 0.0307. Forfatterne konkluderer med at enhver ledighetsrate er kompatibel med reallønnsvekst lik produktivitetsveksten, men nivået på reallønnen vil være høyere jo lavere ledigheten er.

Nymoens (1989) tar utgangspunkt i Hovedkursmodellen og benytter kvartalsdata for norsk industri for perioden 1967-1987. Aukrustmodellen blir utvidet med en kile mellom produsent og konsumentlønnen med bakgrunn i kointegrasjons-tester. Resultatene indikerer signifikante feilkorrigeringsmekanismer i norsk lønnsdannig, samt lønnsdempende effekt av ledighetsraten på lønnsvariabelen. Forfatteren finner videre sterke effekter fra arbeidstakervariable som konsumprisvekst og normalarbeidstid. Arbeidsgivervariable som importpris og produktivitet har langt mindre kortsiktige effekter enn arbeidstakervariable. På lang sikt blir imidlertid arbeidstakervariablene viktigere, men Nymoens resultater, spesielt den signifikante laggede kilen impliserer at arbeidsgivervariable også har betydning på lang sikt.

Blanchflower & Oswald (1990) estimerer en lønnskurve ved hjelp av mikrodatasett fra 1989-1991. De finner en lønnselastisitet på -0.1. Effekten blir imidlertid ubetydelig når de inkluderer regionale dummyvariabler.

Johansen (1995) tar utgangspunkt i å gjenskape Nymoens spesifisering ved hjelp av aggregerte tidsseriedata for norsk industri for årene 1964-1990, og formulerer i tillegg flere alternativer til Nymoens spesifisering. Der Nymoens tar i bruk en importprisindeks som produktprisvariabel, benytter Johansen deflator for verdiskapning i norsk industri som produktprisvariabel, med bakgrunn i at lønnsforhandlinger kan ansees som en forhandling over faktorinntekter⁹. Videre undersøkes konveksiteten i den norske lønnskurven ved å diskriminere empirisk mellom spesifiseringer der det skilles mellom logaritmisk og kvadrert-invers funksjonsform for ledighetsraten. En konveks form på lønnskurven impliserer at lønnsvariabelen reagerer sterkt på lave nivåer på ledighetsraten, mens ledighetens lønnsdempende effekt blir relativt liten for moderate til høye nivåer på ledigheten. Spesifikasjonstester viser at modellen der deflator for norsk verdiskapning og kvadrert-invers benyttes er å foretrekke. Som en mulig forklaring på den avtakende effekten av ledighet blir sammensetningseffekter. Hypotesen her er at langtidsledige vil gjøre ledighetsratens lønnsdempende effekt svakere. De empiriske resultatene viser at ledighetsraten mister sin lønnsdempende effekt ved høy andel langtidsledige.

Liknende temaer blir undersøkt i Johansen (1997). Også her finner forfatteren at en kvadrert invers form av ledigheten er å foretrekke. Som en mulig forklaring på at lønnskurvens konveksitet, utforskes hypotesen om at reallønnsmoderasjon som respons på økt ledighet er lettere å gjennomføre ved høy inflasjon. Siden sentrale forhandlingers instrument for reallønnsutfallet er nominell lønnsvekst, vil små nominelle lønnsøkninger være et tilstrekkelig virkemiddel for å oppnå reallønnsmoderasjon i perioder med høy

⁹Faktorinntekt er den inntekten som tilfaller innsatsfaktorene i produksjon, hhv arbeidskraft og kapital

inflasjon¹⁰. De empiriske resultatene tyder på at reallønnsfleksibilitet øker med inflasjon, men estimatet er ikke statistisk signifikant. Sammensetningseffekter i ledighetsraten blir også utforsket her, og resultatene fra Johansen (1995) der andelen langtidsledige forminsker ledighetsratens lønnsdempende effekt blir bekreftet. Ved bruk av en stykkevis regresjonsmodell som tillater ledighetskoeffisienten å endre seg for ulike nivåer av ledighet, presenteres en langtidselastisitet på -0.16 for lave nivåer på arbeidsledighet mens tilsvarende for høye ledigheter er -0.035.

Johansen (1996) undersøker innside-mekanismer i norsk lønnsdanning ved hjelp av paneldata¹¹ for 117 norske industrisektorer (ca 80% av privat sysselsetting) fra årene 1966-1987. Relevante resultater inkluderer signifikante feilkorrigerings egenskaper, samt at de estimerte resultatene for lønnsrespons på ledigheten ligger svært nær de rapportert i Johansen (1995) ved hjelp av tidsseriedata. Spørsmålet om en log-lineær vs en konveks form på ledighetskurven blir også drøftet, også her foretrekkes spesifikasjonen med kvadrert invers.

Raaum & Wulfsberg (1995) benytter paneldata for 5428 bedrifter over en periode på fra 1984-1991 for å undersøke effekten av arbeidsmarkedstiltak. De finner at total ledighet er en bedre indikator på lønnspress enn åpen ledighet, og at lønnsfleksibilitet reduseres markant når de kontrollerer for arbeidsmarkedstiltak. De summerer også effekten av 20 empiriske studier på norsk lønnsdanning og finner en markant tendens til at studier som benytter utvalg med lave ledighetsrater rapporterer sterkere lønnsrespons enn hva tilfellet er for studier som benytter utvalg med høye ledighetsrater. Høyeste elastisitet for gjennomsnittet av studier som benytter utvalg med lave ledighetsrater er ca 8, mens tilsvarende for studier som benytter utvalg med høye ledighetsrater er ca 4.

I lys av de skandinaviske landenes gode sysselsettings-statistikker og relativt like struktur med tanke på sentralisert lønnsdanning og aktiv arbeidsmarkedspolitikken benytter Ny-moen & Rødseth (2003) tidsseriedata for perioden 1960-1995 til å estimere lønnskurver for Norge, Sverige, Finland og Danmark. Forfatterene konkluderer med at reallønnsfleksibiliteten ikke er spesielt høy i de nordiske landene, og for Norge sin del peker man på at etterspørselsmekanismer finansiert av oljeinntekter kan ha en del av æren for Norges gunstige sysselsettingshistorie. Sammenlignet med andre nordiske land, og tidligere studier av norsk lønnsdanning fremstår feilkorrigeringssegenskapene i de norske ligningene som svake.

I Johansen & Strøm (1997) undersøkes sammenhengen mellom lønnsdanning i Norge og ideologisk farge på parti i regjeringen. Hypotesen er at fagforeninger vil være mer

¹⁰se Holden (1991)

¹¹Ved bruk av paneldata utnytter man informasjon om et utvalg enheter over et avgrenset tidrom

moderate i lønnsforhandlinger under en sosialistisk regjering, mot at den forventede produktivitetsveksten som følge av dette vil gi tas ut i en større velferdstat. Forfatterene estimerer feilkorrigeringsmodeller ved hjelp av årlige tidsseriedata for norsk industri og privat tjenesteytende sektor. Resultatene for norsk industri peker mot signifikante feilkorrigerings- egenskaper, signifikant effekt av ledighet på lønn samt signifikant lavere lønnsvekst under sosialistiske regjeringer.

I Johansen et al. (2007) undersøkes problemstillingen presentert over videre. Med teoretisk utgangspunkt i en lønnsforhandlingsmodell forsterket med ideologiske preferanser, estimerer de ved hjelp av kvartalsdata for perioden 1968 til 2000 finner de signifikante reduksjoner i industri lønninger samt økt reallønnsfleksibilitet ved endring fra en konservativ til en sosialistisk regjering.

I Johansen (2002) benyttes det regionale paneldata for 322 kommuner over en periode på 22 år for å undersøke om regional lønnsdannning påvirkes av regional ledighet og arbeidsmarkedsprogrammene. Effekten av arbeidsmarkedstiltak er lønnsdempende, men ikke statistisk signifikant.

Tabell 2.1: Tidligere resultater

	Utvalg	ECM	$\beta_{steadystate}$	$f(U)$
Hoel & Nymoene (1988)	1968(1)-85(2)	-	-0.0307	U^{-1}
Nymoene (1989)	1967(1)-87(4)	-0.11 (-3.98)	-0.21	u
Johansen (1995)	1972-90	-0.25 (-7.03)	-0.071	u
	1972-90	-0.21 (-7.30)	0.086	U^{-2}
Johansen (1997)	1964-90	-0.25 (-7.03)	-0.072	u
	1964-90	-0.23 (-7.57)	0.126	U^{-1}
	1964-90	-0.21 (-7.30)	0.105	U^{-2}
Johansen & Strøm (1997)	1962-91	-0.24 (-6.92)	0.102	U^{-2}
Nymoene & Rødseth (2003)	1960-1994	-0.18 (-2.54)	-0.11	u

Utvalg angir dataperioden som er benyttet i artikkelen. ECM angir justeringshastighet mot langsiktig likevekt. $\beta_{steadystate}$ referer til ledighetsvariabelens langsiktige effekt på lønnsnivået. $f(U)$ angir hvilken transformasjon av ledighetsraten som er benyttet. Langt de fleste empiriske arbeidene inneholder flere ligninger. Denne tabellen representerer et utvalg

2.3 Overgang fra teori til empiri

Som det fremgår av litteraturoversikten blir styringsrettsmodellen ofte brukt som det teoretiske grunnlaget for empiriske analyser av lønnsdanninger i Norge. Den teoretiske lønnslikningen må imidlertid spesifiseres videre før den kan estimeres. For det første er det ikke åpenbart hvordan de teoretiske variablene skal spesifiseres, og som nevnt i gjennomgangen av tidligere forskning på området kan forskjeller i spesifikasjon gi tildels store konsekvenser. Et relevant eksempel er definisjonen av prisvariabelen. Hoel & Nymoen (1988) og Nymoen (1989) benytter en indeks av importpriser, med bakgrunn i antagelsen om at bedriften opptre som pristakere på verdensmarkedet. Johansen (1995) argumenter for at prisvariabelen bør representeres ved en produktprisvariabel, med utgangspunkt i at lønnsforhandlingene kan ansees som et spill om faktorinntekter. Utfallet av de empiriske diskrimineringsprosedyrene¹² viser at spesifikasjonen foreslått av Johansen er den foretrukne.

Et annet eksempel som bør nevnes er ledighetsvariabelen. Denne defineres vanligvis som andelen ledige arbeidere registrert som andel av arbeidsstyrken. Enkelte studier benytter ledighetsdata basert på arbeidslivsundersøkelser. Valg av funksjonsform for ledigheten synes å være en svært viktig faktor for den estimerte effekten. En populær tilnærming i litteraturen er en log-lineær transformasjon av ledighetsraten. Resultatene i Johansen (1995) og Johansen (1997) gir imidlertid grunnlag for å undersøke mulighetene for en mer konveks form på lønnskurven. Dette vil diskuteres grundigere senere i oppgaven.

Lønnskurven hentet fra den teoretiske forhandlingsmodellen er statisk. Langsiktige kontrakter, forventningsdannelse og strukturen med hovedoppgjør annenhvertår gir imidlertid argumenter for kompliserte dynamiske tilpasninger.

¹²For å diskriminere mellom modellene benyttes en test for ikke nøstede modeller. Denne forklares i oppgaven under empiriske resultater

Kapittel 3

Datamateriale og økonometriske momenter

3.1 Innledning

I denne delen av oppgaven presenteres datamaterialet som brukes i oppgaven. I tillegg introduseres sentrale tidsserieøkonometriske begreper. Kapittlet avsluttes med en drøfting av variablenes tidsserieegenskaper.

3.2 Presentasjon av data

Datamaterialet i oppgaven er hentet fra Statistisk sentralbyrå¹ og Arbeids og velferdsforvaltningen (NAV)² og består av aggregerte tidsseriedata for Fastlands-Norge for årene 1970-2011. Lønnsvariabelen $WCTV$ er timeverksjustert lønnskostnad for Fastlands-Norge. Vi følger Johansen (1995) og Johansen (1997) og benytte deflator for verdiskapning som produktprisvariabel, betegnet P . Produktivitetsmålet, $PROD$, er verdiskapning målt i faste priser per timeverk for Fastland-Norge.

Lønnsandelen WS , dvs andelen av verdiskapningen som går til avlønning av arbeidskraft, defineres ved hjelp av andre variable, og kan skrives

$$WS = \frac{WCTV \cdot N}{P \cdot X} = \frac{WCTV}{P \cdot X/N} = \frac{WCTV}{P \cdot PROD}$$

¹<https://www.ssb.no/statistikkbanken>

²<http://www.nav.no/Om+NAV/Tall+og+analyse/Arbeidsmarked/Annen+arbeidsmarkedsstatistikk/Historisk+statistikk>

som på logaritmisk form reduseres til³

$$ws = wctv - p - prod$$

Som variabel for konsumentpriser benyttes konsumprisindeksen CPI. NH angir normalarbeidstid i timer i årene vi ser på. Ledighetsvariabelen U er der annet ikke er oppgitt åpen arbeidsledighetsrate, dvs registrerte fulltidsarbeidsledige i prosent av arbeidsstyrken. T angir tiltaksrate, dvs andelen av arbeidsstyrken som deltar i arbeidsmarkedstiltak. Summen av T og U angir total ledighet.

Der annet ikke er oppgitt er forklaringsvariablene spesifisert logaritmisk⁴. En konsekvens av dette er at de estimerte parametrene tolkes som elastisiteter⁵. Endringer i variabler på rateform, f.eks arbeidledighetsraten eller vekstratene til konsumprisindeksen og lønnskostnader tolkes i prosentpoeng. Wooldridge (2009) omtaler flere årsaker til at logaritmisk spesifisering er å foretrekke: Strengt positive variable har ofte fordelinger som er heteroskedastiske eller skjeve, og ved å ta logaritmen til variablene kan dette redusere, om ikke eliminere begge problemene. Samtidig vil en logaritmisk spesifisering begrense spennvidden i observasjonene og gjøre estimatene mindre sensitive for ekstreme observasjoner. Naturlig logaritme kan ikke brukes dersom en variabel tar negative verdier. En bieffekt av logaritmisk spesifisering er at konstantleddet i regresjonen vanligvis blir mindre meningsfullt, da tolkningen av dette referer til en situasjon der alle forklaringsvariabler er 0, dvs $\ln 1$.

Som vist i avsluttende tabell under litteraturoversikten varierer studier av norsk lønnsdanning mellom å bruke kvartalsdata og årlige data. En mulig ulempe ved årsdata vs kvartals data er at vi fanger opp noe mindre komplisert dynamikk. En innvending mot dette er at selv om kvartalsdata viser noe lønnsvekst i alle kvartaler, vil brorparten av lønnsveksten foregå i andre kvartal, da dette er perioden lønnsoppgjørene avsluttes. Den kvartalsvise variasjonen i resten av året kan ganske sikkert antas å reflektere sammensetningseffekter i arbeidsstyrken.

³motsatt er kapitalandelen gitt ved $(1 - WS)$

⁴Store bokstaver angir variabler på nivåform, små på logaritmisk form

⁵Eksakt prosentvis endring i avhengig variabel gitt ved

$$100 \cdot e^{\beta \Delta X} - 1$$

3.2.1 Økonometriske momenter

Diskusjonen⁶ av variablenes tidsserieegenskaper er avhengig av forståelsen av noen økonometriske begreper, der det mest grunnleggende er stasjonaritet. En tidsserie er stasjonær hvis dens lineære egenskaper; forventningsverdi, varians og kovarians eksisterer og er tidsinvariante, dvs

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

Noe uformelt kan vi si at stasjonære variable sjelden vil drive bort fra sin forventede verdi, men bevege seg rundt denne med en tilnærmet konstant amplitude. En stasjonær variabel med forventningsverdi og seriekorrelasjon lik 0 betegnes som hvit støy. Ikke-stasjonære variable kjennetegnes ved at de på lang sikt kan bevege seg svært langt bort fra utgangspunktet.

Mer formelt kan vi betrakte variabelen y_t som er generert ved følgende prosess

$$y_t = \rho y_{t-1} + u_t \quad (3.2.1)$$

der u_t er hvit støy. Ved gjentatt substitusjon i ligning 3.2.1 kan den omformes til

$$y_t = u_t + \rho u_{t-1} + \rho^2 u_{t-2} \dots \quad (3.2.2)$$

Forventningsverdi og kovarians til prosessen gitt ved 3.2.2 er gitt ved

$$E(y_t) = 0 \quad (3.2.3)$$

$$\text{Cov}(y_t, y_{t-k}) = \rho^k \sigma^2 (1 + \rho^2 + \rho^4 \dots) \quad (3.2.4)$$

Konvergens av det siste uttrykket forutsetter $\rho < 1$, og gitt at dette er oppfylt kaller vi

⁶Fremstillingen her bygger på Brooks (2008), kap.7, Wooldridge (2009), kap.18 og Verbeek (2012) kap.9.

prosessen stasjonær. Effektene av et sjokk i hvit støy delen vil da dø ut gradvis over tid. Gradvisiteten avhenger hvor nært ρ er 0.

Når $\rho > 1$ kaller vi y_t en eksplosiv serie. Effekter i hvit støy leddet vil da bli tillagt gradvis større vekt over tid.

Når $\rho = 1$ kalles y_t en random walk (stokastisk gang). Eventuelle sjokk i hvit støy delen vil heller ikke her dø ut. Forskjellen fra en eksplosiv serie er at variabelen kan gjøres stasjonær ved førstedifferensiering.

I tilfeller der $\rho < 1$ er y_t et eksempel på en integrert variabel. En integrert variabel er en variabel som enten er stasjonær eller kan gjøres stasjonær ved differensiering. For en tidsserie som må differensieres d ganger for å bli stasjonær sier vi at variabelen er integrert av orden d , og skriver $y_t \sim I(d)$, forenklet $I(d)$.

3.3 Kointegrasjon

I denne oppgaven benytter vi minste kvadraters metode⁷ for å finne effekten av ledighet på lønn.

For å vise MKM- estimatorens konsistens⁸ benytter vi oss vanligvis av at utvalgs (ko)variansen går mot populasjons (ko)variansen. I tilfeller med ikke-stasjonære tids-serier vil ikke disse være veldefinerte fordi seriene ikke fluktuerer rundt en konstant gjennomsnittsverdi.

Vi tar utgangspunkt i en enkel regresjonsmodell gitt ved

$$y_t = \beta_0 + \beta_1 x_{1t} + \epsilon_t \quad (3.3.1)$$

Ved bruk av ikke stasjonære variable i en regresjonsmodell av typen gitt ved 3.3.1 kan vi i verste fall generere spuriøse statistiske sammenhenger. De inkluderte variablene kan for eksempel dele samme trend. Den sammenfallende trend-sammenhengen vil produsere en positiv/negativ sammenheng, som kan feiltolkes som en kausal effekt. Videre har vi at i tilfeller der ikke- stasjonære variable inkluderes, vil standard inferensmetoder, som f.eks

⁷se Wooldridge (2009)

⁸En konsistent estimator vil gå mot den underliggende utvalgsverdien når utvalget går mot uendelig. Formelt skriver vi

$$\text{plim}_{t \rightarrow \infty} \hat{\beta} = \beta$$

t og F - test ikke lenger være gyldige. Årsaken til dette er at når inkluderte variable er $I(1)$ er tidsserier vil også de empiriske motstykkene til restleddene, residualene e_t være en $I(1)$ prosess. Lineære kombinasjoner av prosesser som er $I(1)$ vil generelt være $I(1)$.

Et unntak fra dette er når variablene kointegrerer. Dette vil være tilfelle når det eksisterer parameterverdier av β som gjør at

$$y_t - \beta_0 - \beta_1 x_{1t} \sim I(0) \quad (3.3.2)$$

Gitt at dette er tilfredsstillt har Engle og Granger(1987) vist at den dynamiske tilpasningen kan representeres ved følgende modelltype, der alle ledd er stasjonære $I(0)$ variable.

$$\Delta y_t = -\alpha(y_{t-1} - \beta_0 - \beta_1 x_{1t-1}) + \zeta_0 + \zeta_1 \Delta x_{1t} + v_t. \quad (3.3.3)$$

Denne typen modeller kalles likevekts eller -feilkorrigeringsmodeller. Første ledd tolkes som avviket fra langsiktig likevekt i forrige periode, mens parameteren foran Δx_t angir de kortsiktige effektene av endringer i x .

Intuisjonen er at siden både y_t x_t er $I(1)$ vil de være domineres av langbølgekomponenter, men siden deres lineære kombinasjon er $I(0)$ må langbølgekomponentene utligne hverandre. Modellen gitt ved 3.3.3 er veldig enkel, og tjener først og fremst illustrasjonformål. Det er imidlertid uproblematisk å legge til flere ledd/mer komplisert dynamikk så lenge alle variable er $I(0)$.

Den langsiktige effekten av x på y finner vi ved å sette alle Δ ledd lik 0, eventuelt anta konstante vekstrater δ_x og løse ut på følgende måte.

$$y = \beta_1 x_1 + \delta_x \quad (3.3.4)$$

3.3.1 Testing for stasjonaritet

Utgangspunktet for Dickey- Fuller testen er ligningen gitt ved

$$y = \mu + \rho y_{t-1} + u_t \quad (3.3.5)$$

der vår nullhypotese er at prosessen vi betrakter er en random walk, dvs $\rho = 1$, mens alternativ hypotesen er at prosessen er stasjonær, dvs $\rho < 1$. Ligning 3.3.5 kan eventuelt omskrives til

$$\Delta y = \mu + (\rho - 1)y_{t-1} + u_t = \mu + \psi y_{t-1} + u_t, \quad \psi = (\rho - 1) \quad (3.3.6)$$

Ved bruk av 3.3.5 som testligning er nullhypotesen⁹ $\psi = 0$ og alternativhypotesen $\psi < 0$. Et poeng her er at fordelingen til testobservatoren under H_0 ikke er gitt ved t-fordelingen, som vanligvis benyttes, slik at vi må benytte de kritiske verdiene i Dickey-Fuller fordelingen¹⁰

Dickey- Fuller testen er kun gyldig under forutsetningen om at restleddet u_t ikke er seriekorrelert. For kontrollere for dette kan vi utvide ligning 3.2.3 med laggede førstedifferanser slik at ligningen vi nå tester er gitt ved

$$\Delta y = \mu + \psi y_{t-1} + \sum_{i=1}^n \alpha_i \Delta y_{t-i} + u_t \quad (3.3.7)$$

testen gitt ved 3.3.5 kalles en forsterket Dickey- Fuller test(ADF).

Ved bruk av ADF testen, støter vi på en empirisk problemstilling i form av hvor mange lag vi skal inkludere. Mange lags impliserer redusert antall frihetsgrader, som kan redusere test-styrken, mens gjenværende serie-korrelasjon som følge av for få lags kan gi skjeve test-resultat. En mulighet er å benytte informasjonskriterier eller fjerne lags hvis de er insignifikante. Med de benyttede variablene i denne oppgaven viste informasjonskriteriet AIC¹¹ at 2 lags var det optimale for interessevariabelen u ¹².

⁹Denne testes ved hjelp av en t-test. Testobservatoren ved en t-test er definert ved

$$t_{\hat{\beta}_j} = \frac{\hat{\beta}_j}{se(\hat{\beta}_j)}$$

H_0 forkastes når observert verdi er større enn kritisk verdi (til valgt signifikansnivå) i absoluttverdi, se Thomas (2012)

¹⁰ Se Dickey & Fuller (1979) Teorien for å komme frem til disse verdiene dekkes i Banerjee et al. (1993)

¹¹Akaiikes informasjonskriterie(AIC), se Akaike (1974), er enkelt uttrykt et mål på hvor mye ekstra informasjon vi utnytter ved å inkludere en ekstra uavhengig variabel, og er gitt ved

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

der σ^2 er estimert restleddsvarians, k = antall inkluderte parametre, T = antall observasjoner. Siden målet er å minimere AIC vil informasjonskriteriet straffe inkludering av irrelevante variable.

¹²Samme laglengde ble benyttet i Røed (1996)

3.3.2 Inkluderte variabelers tidsserieegenskaper

Som vi skal se i neste kapittel vil modellformuleringen i denne oppgaven benytte den førstedifferensierte av alle variable så nær som lønnsandelen og de ulike transformasjonene av ledighetsratene som inngår på nivåform. En kritisk forutsetning for gyldigheten av modellformuleringen er som nevnt i forrige avsnitt at alle inkluderte variabler er $I(0)$, enten på egen hånd eller som en følge av kointegrasjon.

Med dette som utgangspunkt betrakter vi nå tidsserieegenskapene til de inkluderte variablene, både formelt via resultater fra ADF testen gitt i tabell 3.1 og gjennom figurene 3.3.1 og 3.3.2 som viser utviklingen i variablene over tid både på nivå og endringsform

Mer detaljert undersøker vi i kolonne 1 i tabell 3.1 hypotesen om en random walk prosess i nivåformen av variablene, mens kolonne 2 viser testresultatene for samme hypotese for den førstedifferensierte av variablene. En naturlig følge av diskusjonen under stasjonaritet er at resultatene i kolonne 2 korresponderer til en test der vi undersøker om nivåvariabelen er $I(2)$. Testresultatene i 3.3.1 kan fremstå noe merkelig i lys av den økonometriske teorien diskutert i de siste avsnittene. Ved å kun se på testresultatene kan man få inntrykk at variable som som f.eks lønnskostnader, produktpris og konsumprisindeks er stasjonære på nivåform men ikke på førstedifferensiert form. Dette skyldes nok i første rekke svak teststyrke¹³. Figurene i 3.3.1 illustrer dette. De fire første grafene fra toppen viser utviklingen i nivået på de aktuelle variablene, mens de fire neste viser de korresponderende vekstratene. Nivåformene er åpenbart random walks, og selv om det er en overdrivelse å si at vekstratene kretser rundt gjennomsnittsverdiene med konstant amplitude, fremstår de som stasjonære. Et interessant poeng er at lønnsvekst, og vekst i både konsument og produsent priser ser ut til å gå rundt samme akse frem til 90 tallet, for deretter og å skifte bevege seg like konstant rundt en lavere akse utover 90 og 2000 tallet.

De neste fire øverste grafene i 3.3.1 viser utviklingen i variablene som vil bli benyttet på nivåform. Lønnsandelen i norsk industri ser ut til å vokst fra ca 54 prosent til 63 prosent fra begynnelsen av 1970 tallet til 1980, for deretter og drive rundt ca 60 % i resten av utvalgsperioden. Det samme mønsteret finner vi igjen i de ulike ledighetstransformasjonene¹⁴, der den minst stasjonære delen av grafen er i begynnelsen

¹³ Røed (1996) nevner blant annet det er vanskelig å skille random walks fra stasjonære prosesser som separeres av strukturelle brudd. Det er også vanskelig å skille en svært treg stasjonær prosess fra en random walk.

¹⁴Siden disse bare er transformasjoner av samme variabel vil de utvise samme variasjon, bare med litt forskjellig utslag

av utvalget. Som vi så under diskusjonen om kointegrasjon vil venstresidevariabelen være et endrings ledd, med andre ord vil ikke effekten av det første året av nivåvariablene komme med. De fire siste grafene i 3.3.2 viser utviklingen i vekstratene til lønnsandelen og de ulike transformasjonene av ledighetsratene. Disse er åpenbart stasjonære og utelukker at prosessene er $I(2)$.

I Johansen (1995)¹⁵ forkastes ikke hypotesen om en random walk i ledigheten ved ADF testing. Ledighetens stasjonaritet bekreftes imidlertid ved en annen test. Gitt at lønnsandelen er stasjonær, kan simultan signifikans av ledigheten og lønnsandelen bety enten at begge variablene er $I(0)$, eller at de to prosessene kointegrerer. For å diskriminere mellom disse hypotesene pålegges enkeltvise nullrestriksjoner på nivåvariablene, og de observerte t -verdiene sammenlignes med Dickey- Fuller verdier. Under denne prosedyren forkastes hypotesen om kointegrasjon i Johansen (1995), med andre ord opptrer ledigheten som en $I(0)$ variabel der.

Testing for unit-roots i arbeidsledighetsvariabelen er i seg selv et betydelig område innefor økonomisk forskning¹⁶, og en bred gjennomgang er utenfor denne oppgavens omfang. På grunn av viktigheten for modellformuleringen presenteres likevel noen resultater for norske ledighetsdata.

Røed (1996) benytter aggregerte tidsserier (kvartalsdata) over på 25 år for 16 OECD land for å undersøke ledighetshysterese. Artikkelen benytter flere tester, der både stasjonaritet og ikke-stasjonaritet er nullhypoteser. Testene gir ingen entydige svar, men for Norge sin del forkaster de fleste testene stasjonaritet.

Johansen (2002) tester for enhetsrøtter for 19 norske fylker ved både rene tidsserier og paneldata. Testresultatene synes å avhenge av hvilken datatype som benyttes. Ved bruk av tidsserie data forkastes ikke hypotesen om ikke-stasjonaritet, mens det motsatte er tilfellet ved bruk av fylkesspesifikke ledighetsrater og paneldata. Et poeng er imidlertid at resultatene viser at ledigheten er en svært treg prosess.

Bjørnstad & Nymoen (1999) oppsummerer diskusjonen om ledighetens tidserieegenskaper slik: Selv om ledigheten konseptuelt er $I(0)$, med en endelig varians, vil den faktiske tidserien av den (transformerte) ledighetsraten være svært seriekorrelert, noe som gjør at den fremstår som $I(1)$. Fremgangsmåten til tidligere forskere har vært å behandle ledighetsraten som $I(1)$, og teste om den kointegrerer med andre variabler i ligningen.¹⁷

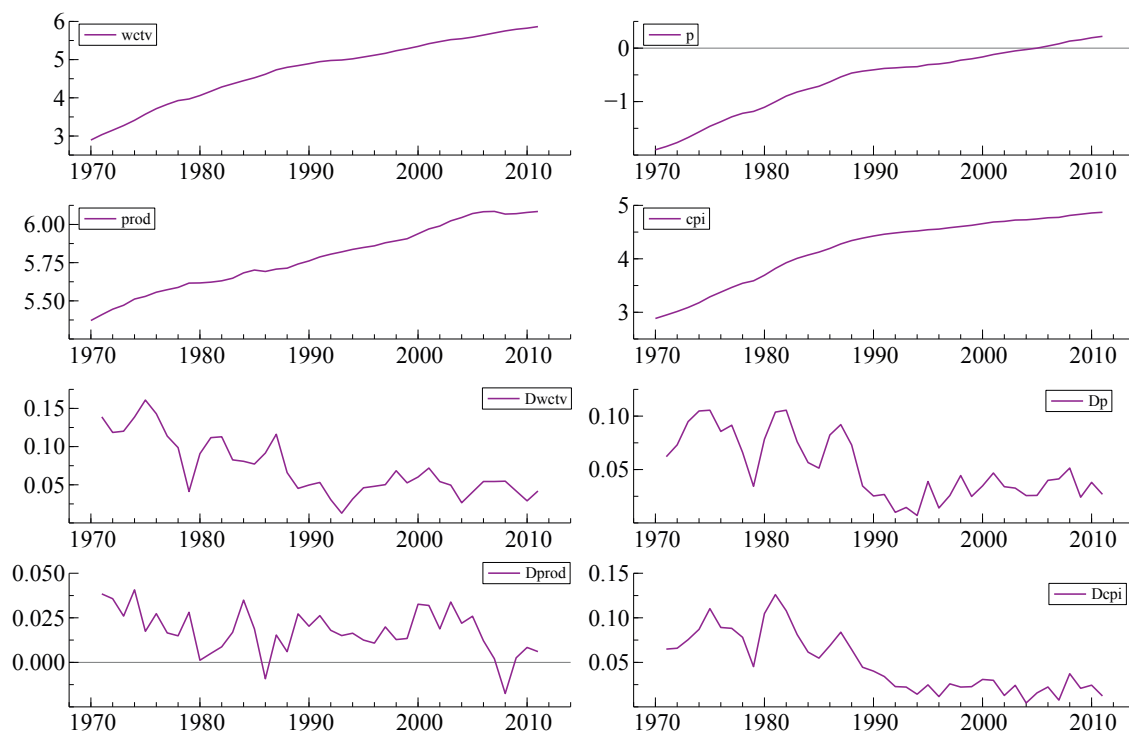
¹⁵Sikter her til Johansen (1995) tabell 1

¹⁶Enhetsrøtter i arbeidsledighetsraten er et tegn på *hysterese*, som litt forenklet betyr at forbigående sjokk i økonomien gir en permanent endring i ledighetsratene, se Blanchard & Summers (1986). Dette må ikke forveksles med *persistens* som betyr at selv om justeringshastigheten er svært treg, vil ledigheten være stasjonær

¹⁷Min oversettelse

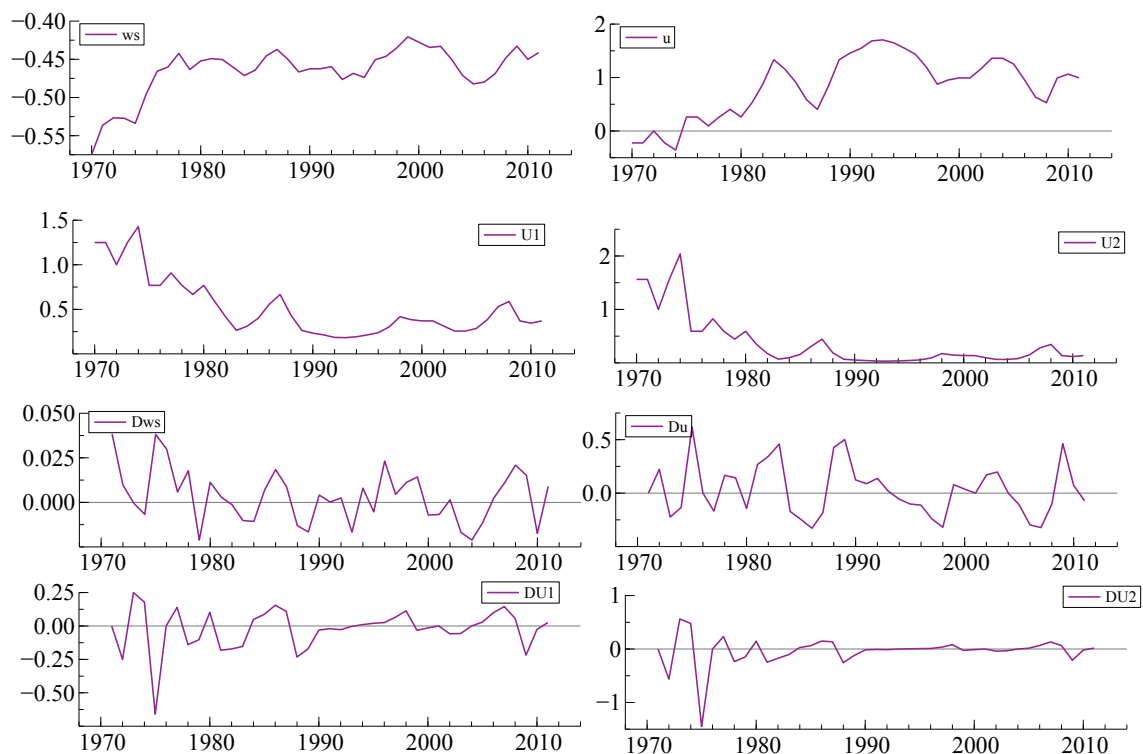
Dette vil være fremgangsmåten også i denne oppgaven.

Figur 3.3.1: Tidsserieegenskaper 1970-2011



Grafene viser sentrale variablers utvikling over tid. D angir endringsledd.

Figur 3.3.2: Tidsserieegenskaper 1970-2011



Grafene viser sentrale variablers utvikling over tid. D angir endringsledd

Tabell 3.1: Tidsserieegenskaper 1970-2011

	ADF(2) $X I \sim (1)$	ADF(2) $\Delta X I \sim (1)$
<i>wctv</i>	-3.4530**	-1.7850
<i>p</i>	-3.3994 **	-1.8421
<i>prod</i>	-1.1027	-2.7772*
<i>ws</i>	-2.9596 **	-3.8373 ***
<i>cpi</i>	-3.7032 ***	-1.2005
<i>u</i>	-1.8738	-3.6012 ***
U^{-1}	-2.0233	-3.4578 **
U^{-2}	-2.3198	-3.9588 **

t-verdier for ADF-tester med konstant og 2 lags. Kritiske verdier for $X I \sim (1)$ 10%:-2.62 5%:-2.938 , 1 %:-3.607. Kritiske verdier for $\Delta X I \sim (1)$: 10%:-2.62 5%:-2.94 , 1 %:-3.612. Hypotesen om en random-walk prosess forkastes gitt at observert t- verdi er tilstrekkelig negativ. * indikerer signifikans på 10% nivå, ** indikerer signifikans på et 5% nivå,*** indikerer signifikans på 1% nivå. Alle parametre estimert i PcGive, ved hjelp av MKM.

Kapittel 4

Empirisk spesifikasjon

4.1 Innledning

I dette kapittlet beskrives modelleringstrategien benyttet i oppgaven. Videre diskuteres forventede fortegn på de estimerte parametrene, og ulike transformasjoner av ledighetsraten presenteres.

4.2 Fremgangsmåte

Som nevnt i litteraturoversikten indikerer resultatene i en rekke tidligere studier¹ at produktivitet og vår produktprisvariabel kointgrerer med lønnskostnader. Jeg benytter meg av dette i modelleringstrategien og estimerer en generell feilkorrigeringsmodell av typen foreslått av Engle & Granger (1987), som kombinerer laggede effekter av nivåvariabler og de kortsiktige² av variabler på vekstform.

$$\begin{aligned}\Delta wctv_t = & \beta_0 + \alpha ws_{t-1} + \psi \Delta wctv_{t-1} + \beta_1 \Delta cpi_t + \beta_2 \Delta cpi_{t-1} \\ & + \beta_3 \Delta p_t + \beta_4 \Delta p_{t-1} + \beta_5 \Delta prod_t + \beta_6 \Delta prod_{t-1} \\ & + \beta_7 \Delta nh + \beta_8 STOP + \beta_9 \Delta f(U_t, U_{t-1}) + \beta_{10} f(U_t, U_{t-1}) + \epsilon_t\end{aligned}\tag{4.2.1}$$

Modellformuleringen vi benytter innebærer en forutsetning om at de langsiktige elastisitetene av nominell lønn mhp produktpris og produktivitet begge er lik 1. Avhengig

¹se f.eks Johansen (1995), Johansen (1997) og Johansen & Strøm (1997)

²Med kortsiktige effekter forstår vi her fra år til år

variabel er definert ved årlig vekst i lønnskostnader. I tråd med utledningen under avsnittet om kointegrasjon tolker vi leddet ws som avviket fra langsiktig likevekt i perioden $t - 1$. Hvis feilkorrigeringsparameteren α er negativ reduseres veksten i $\Delta wctv$ når avviket er positivt og øker når avviket er negativt og vice versa. Størrelsen på α tolkes som tilpasningshastigheten mot langsiktig likevekt, f.eks vil en parameterverdi på 0.1 implisere at 10 prosent av det opprinnelige avviket elimineres i løpet av periode t .

Under forutsetningen om at hypotesen om kointegrasjon blant de inkluderte variablene ikke forkastes, har vi som vist tidligere mulighet til å beregne en langsiktig likevektssammenheng mellom lønnsnivå og arbeidsledighet. Denne finnes ved å forutsette konstante vekstrater for alle endringsleddene i 4.2.1 i langsiktig likevekt, og er gitt ved:

$$\text{Langsiktig likevekt} \quad wctv = (p + prod) - \frac{\beta_{10}}{\alpha} f(U) + \text{konstanter} \quad (4.2.2)$$

som vi ser av (4.2.2) vil den langsiktige effekten bestemmes av det relative forholdet mellom β_{10} og α . En konsekvens av at feilkorrigeringsmodellen har et endringsledd som venstre side variabel, mens likevektsligningen har et nivåledd som venstresidevariabel, er at endringer i ledighet på kort sikt antas å påvirke vekst i lønnskostnader, mens tolkningen på lang sikt er at endringer i ledighet påvirker nivået på lønnskostnader.

En enkel måte å teste for kointegrasjon i modeller med en ligning er gitt i Kremers et al. (1992). I vår modell, under antagelsen om at ledigheten er stasjonær kan vi kan vi teste hypotesen om at lønnsandelen er $I(1)$ ved å undersøke t-verdien til koeffisienten foran feiljusteringsleddet. De kritiske verdiene til testobservatorene ligger i dette tilfellet mellom standard normalfordelingen og Dickey- Fuller fordelingen. Mer generelt kan vi anta at både u og ws er $I(1)$. Hypotesen om fravær av kointegrasjon kan da testes ved å sammenligne t-verdien til α med den relevante kritiske verdien i MacKinnon (2010). I begge tilfeller er en konservativ prosedyre å benytte Dickey- Fuller verdier.

I og med at feilkorrigeringsleddet består av lønnsandelen er det også rimelig å foreslå en økonomisk tolkning. Gitt at det eksisterer et langsiktig likevektsforhold mellom lønn, pris og produktivitet er det logisk at en midlertidig økning i lønnskostnader som ikke følges av en tilsvarende økning i produktpriser og produktivitet før eller siden må betales med lavere lønnsvekst. På bakgrunn av dette er forventet fortegn på feiljusteringsparameteren negativt.

Den autoregressive parameteren ψ inkluderes for å kontrollere for tregheter i lønnsdanningen. Som nevnt i littertur oversikten viser mye av den tidligere empirien på området av norsk lønnsdanning er betydelig preget av tregheter. Inkludering av denne parameteren kan derfor begrunnes i et ønske om å kontrollere for dette. Forventet fortegn er positivt.

Parameterene β_1 til β_6 tolkes som de partielle kortsiktige effektene av endringer i løpende og laggede konsumpriser, produktpriser og produktivitet på kort sikt. Økte konsumpriser vil redusere realverdien av arbeidstagneres lønn, som igjen gir dem incentiv til å øke lønnskravene. Forventet effekt er derfor positiv. Økte produktpriser og økt produktivitet kan virke gjennom flere kanaler. En økning i produktprisene kan f.eks tenkes å gjøre arbeidskraftetterspørselen mindre elastisk, noe som vil forbedre bytteforholdet mellom lønn og sysselsetting fra fagforeningens side. Det kan også tenkes at høyere produktpriser og produktivitet vil øke forventet sysselsetting, noe som vil øke referansenytten og dermed øke forhandlingslønnen. Forventede fortegn er positive.

Δnh inkludert for å korrigere for kortsiktige kompensasjonseffekter av redusert normalarbeidstid. Endringer i normalarbeidstid kan påvirke arbeidstagneres nytte positivt ved at de får mer tid til fritid relativt til arbeid. På den andre siden vil slike endringer gitt uendret timelønn redusere den totale inntekten, noe som gir fagforeningen incentiv til å kreve kompensasjon. Forventet fortegn er dermed usikkert. Denne variabelen er forskjellig fra 0 kun i 7 år, hhv 1975, 76, 79, 82,84, 86 og 87, med andre ord er variasjonen relativt liten og tidlig i utvalget.

For å kontrollere for effekten av lønns og -prisstopp i 1978 til 1979, samt lønnsloven i 1988-1989 har jeg tatt med en binærvariabel³ STOP. Som Nymoens & Rødseth (2003) bemerker finnes det på teoretisk grunnlag gode argumenter for å utelate denne variabelen, i og med at gjennomføringen av disse tiltakene må kunne sies å være korrelert med uobserverbare faktorer i lønnsdanningen⁴. Faktum er imidlertid at det synes svært vanskelig å oppnå en velspesifisert lønnskurve uten å korrigere for disse periodene. Forventet fortegn er negativt.

I den teoretiske modellen gjorde ble det ikke gjort forskjell mellom produsent og konsumentpriser, jeg introduserte heller ikke arbeidsavgift eller skatter. Disse variablene vil skape en kile mellom realkonsumlønn etter skatt og realarbeidskraftkostnader. Jeg har heller imidlertid ikke inkludert kilevariabler i den empiriske ligningen. Resultatene i Johansen(1995) viser at kilen ikke har en langsiktig effekt på lønnskostnader i norsk industri, og at den motsatte konklusjonen presentert i Nymoens (1989) hvilte på bruken av en importprisindeks som produktprisvariabel. Nymoens & Rødseth (2003) bekrefter funnene gjort i Johansen (1995): Kilevariabelen er statistisk insignifikant, ikke bare i ligningen for Norge, men også i de sammenlignbare ligningene for andre nordiske land. Endel av variablene fra den avsluttende ligningen gitt 2.1.24 som f.eks stønadssatser B har utvist svært lite variasjon i utvalgsperioden og er derfor lite relevant å inkludere.

³En binærvariabel tar kun verdiene 0 og 1

⁴Ved inkludering behandler vi implisitt statlig inngripen som en del av norsk lønnsdanning

Variable som fagforeningens relative forhandlingsstyrke og trusselpunkt må antas å være svært korrelert med åpen ledighet. I og med at det i oppgaven benyttes aggregerte lønnsdata faller alternativlønnen w_A bort.

β_9 inkluderes med bakgrunn i diskusjonen om ledighetens stasjonaritet. Hvis det er tilfelle at ledigheten i vårt datasett er en $I(1)$ variabel, gir dette 2 mulige utfall. Den første er at ledigheten kointegrerer med vår andre nivåvariabel lønnsandelen, slik at den lineære kombinasjonen av lønnsandelen og ledighetsraten er en $I(0)$ prosess. I dette tilfellet er vil de beregnede langtidsløsningene være gyldige, og Δ leddet gir den estimerte kortsiktige effekten av endringer i ledighetsvariabelen. Den andre mulige utfallet er at ledigheten i vårt datasett ikke kointegrerer med lønnsandelen. Under denne antagelsen vil det ikke gi mening å beregne langsiktige effekter. Dette leddet er den vesentligste forskjellen mellom vår spesifikasjon og modellene i Johansen (1995) og Johansen (1997), og en mulig innvending kan være at dette reduserer den direkte sammenligningseffekten. I og med at vi undersøker lønnsfleksibilitet i to relativt forskjellige perioder er det forsåvidt ikke så merkelig at vi må noen forskjellige økonometriske hensyn. Inkludering av et endringsledd for ledigheten representerer ikke noe nytt i empiri om norsk lønnsdanning, se Nymoen (1989) og Nymoen & Rødseth (2003)

β_{10} angir effekt av ledighet. Fra diskusjonen i styringsrettmodellen og oppsummeringen i 2.1.24 forventer vi at lønnsvekst skal være en avtakende funksjon av ledighet. Funksjonsform diskuteres nøye i neste avsnitt.

ϵ_t er et stokastisk restledd, som forventes å ha hvit støy egenskaper.

4.3 Alternative transformasjoner av ledighetsraten

Som nevnt i innledningene er et sentralt tema i oppgaven ulike funksjonsformer for ledighetsvariabelen. Det er i første rekke spørsmålet om en log-lineær vs mer konvekse spesifikasjoner som har blitt drøftet, jeg estimerer derfor tre spesifikasjoner som tillater økende grad av konveksitet. For å belyse viktigheten av valget av funksjonsform estimerer jeg alternative lønnskurver med følgende transformasjoner av ledighetsraten.

$$f(U, U_{t-1}) = \begin{cases} \beta_{10}u & \text{Log-lineær} \\ \beta_{10}U^{-1} & \text{Invers} \\ \beta_{10}U^{-2} & \text{Kvadratisk invers} \end{cases}$$

Innenfor arbeidsmarkedøkonomi finnes det en rekke teoretiske argumenter som kan

bygge opp under hypotesen om en konveks lønnskurve. Blanchflower & Oswald (1990) benytter en forhandlingsmodell der en streikende arbeidstagers muligheter for midlertidig inntekt er en synkende og konveks funksjon av ledighetsraten. Sessions (1993) utvider en forhandlings modell med et sosialt stigma ved arbeidsledighet, og argumenterer for at ledighetsraten mister sin lønnsdempende effekt når den når et nivå der individer oppfatter at det å være arbeidsledig er sosialt akseptabelt.

Empiriske resulater for en ikke-lineær lønnskurve finnes blant annet i Carruth & Oswald (1987) og Nickell (1987) ved bruk av britiske tidsseriedata. For norske tidsseriedata er det som tidligere nevnt lagt frem resultater som tyder på en konveks lønnskurve i Johansen (1995) og Johansen (1997).

Ikke-lineær respons på ledighet kan også reflektere sammensetningseffekter i arbeidsledigheten, hvis man forutsetter at langtidsledige har svakere lønnsdempende effekt enn hva tilfellet er for korttidsledige. Argumenter for dette kan være at langtidsledighet fører til forvitring av humankapital fordi langtidsledige mister arbeidstrening og muligheten til å lære av å utføre arbeidsutgaver. Det kan også tenkes at langvarig ledighet etterhvert gir sviktende motivasjon som fører til mindre effektiv jobbsøking hos den arbeidsledige, samt at potensielle arbeidsgivere oppfatter langvarig arbeidsledighet som et negativt signal. Som nevnt i litteraturoversikten tyder funn i Johansen (1995) på at langtidsledige har en svakere lønnsdempende effekt enn korttidsledige.

Den langsiktige reduksjonen i nivået på lønnskostnader ved en økning i ledighetsraten fra U_0 til U_1 finner vi formelt ved:

$$\begin{aligned} \ln\left(\frac{WCTV_1}{WCTV_0}\right) &= \ln(WCTV_1) - \ln(WCTV_0) = \frac{\beta_{10}}{\alpha} [f(U_1) - f(U_0)] \\ &\Downarrow \\ \frac{WCTV_1}{WCTV_0} &= e^{\frac{\beta_{10}}{\alpha} [f(U_1) - f(U_0)]} \\ &\Downarrow \\ \frac{WCTV_1 - WCTV_0}{WCTV_0} &= e^{\frac{\beta_{10}}{\alpha} [f(U_1) - f(U_0)]} - 1 \end{aligned}$$

Absoluttverdien av semi-elasticiteten er dermed definert som:

$$\left| \frac{WCTV_1 - WCTV_0}{WCTV_0} \right| 100 = -(e^{\frac{\beta_{10}}{\alpha} [f(U_1) - f(U_0)]} - 1) 100$$

4.4 Effekt av arbeidsmarkedstiltak

I tillegg til å undersøke krummingen i den norske lønnskurven undersøker jeg effekten av arbeidsmarkedstiltak. På teoretisk grunnlag kan man argumentere for at arbeidsmarkedsprogrammer har 2 motstridene, men ikke nødvendigvis gjensidig utelukkende effekter. Ifølge konkurranseeffekten⁵ vil arbeidsmarkedstiltak virke gjennom å øke humankapital, motivasjon og gjøre jobbsøkingprosessen mer effektiv. Dette vil gjøre individer på arbeidsmarkedstiltak til sterkere konkurrenter på arbeidsmarkedet, og dermed øke tiden et forventet individ går ledig. Den andre effekten virker gjennom det relative nyttenivået mellom det å være helt arbeidsledig og nyttenivået oppnådd som deltaker på arbeidsmarkedstiltak. Gitt at nyttenivået som deltaker i arbeidsmarkedstiltak er større enn som helt arbeidsledig vil arbeidsmarkedstiltak redusere velferdstapet ved å miste jobben, og dermed bidra til økt lønnspress.

Den empiriske strategien vil være å erstatte leddet $\beta_{10}f(U_t, U_{t-1})$ i dynamiske lønnslikningen med laggede og løpende verdier av følgende ledd:

$$\beta_{10}tu \quad \text{der} \quad tu = \ln(T + U) \quad (4.4.1)$$

$$\beta_{11}(u - tu) \quad \text{der} \quad u - tu = \ln\left(\frac{U}{T + U}\right) \quad (4.4.2)$$

Slik at modellen som blir gjenstand for testing og forenkling er gitt ved

$$\Delta wctv_t = \beta_0 + \alpha ws_{t-1} + \dots + \beta_{10}tu + \beta_{11}(u - tu) + \epsilon_t \quad (4.4.3)$$

T angir tiltaksraten⁶ og U som tidligere åpen ledighetsrate. For det første gir bruken av leddet tu alene en anledning til å kontrollere resultatene vi oppnår ved bruk av åpen ledighet, med andre ord forventes også her negativt fortegn. Om effekten av total ledighet er sterkere eller svakere enn åpen vil avhenge av hvilken av de to mekanismene for arbeidsmarkedstiltak som gjør seg gjeldende. Kombinasjonen av de to leddene bygger på

⁵se f.eks Layard & Nickell (1991)

⁶Andel av arbeidstyrken som deltar på arbeidsmarkedstiltak

arbeid i Rødseth & Nymoen (1999) og Raaum & Wulfsberg (1995) og gir anledning til å til å teste to spesifikke hypoteser. Den første er at kun total ledighet teller, noe som betyr at β_{11} er 0. Hvis dette er tilfellet vil en økning i andelen deltakere på arbeidsmarkedstiltak ikke påvirke lønna, sålenge deltakerne rekrutteres fra åpen ledighet, dvs at økningen i T utlignes med en tilsvarende reduksjon i U. Den andre hypotesen er at kun åpen ledighet U har betydning som betyr at $\beta_{11} = \beta_{10} < 0$. I dette tilfellet vil en økning i arbeidsmarkedstiltak bidra til lønnspress hvis deltakerene rekrutteres fra åpen ledighet, men ikke hvis deltakerne rekrutteres fra sysselsetting. En positiv verdi på β_{11} betyr at en mer aktiv arbeidsmarkedspolitik vil virke lønnsdempende selv om deltakerene rekrutteres fra åpen ledighet. I tilfeller der $\beta_{11} < \beta_{10}$ vil arbeidsmarkedstiltak bidra til lønnspress selv om deltagerne rekrutteres fra ordinær sysselsetting.

Kapittel 5

Empiriske resultater

I denne delen av oppgaven estimerer jeg først den generelle spesifikasjonen gitt ved (4.2.1), som benyttes som utgangspunkt for videre forenkling og testing. Deretter inkluderes alternative formuleringer av ledighetsraten diskutert tidligere i oppgaven, og effektene av disse sammenlignes og diskuteres. Etter denne presentasjonen forsøker jeg gjennom ulike prosedyrer å diskriminere empirisk mellom alternativene.

Alle regresjoner er beregnet i PcGive Oxmetrics 6 ved hjelp av MKM. Bortsett fra AIC og σ er alle effekter rundet ned til fire desimaler.

Tabellene 5.1 og 5.2 bygger på ligning 4.2.1 og leses på følgende måte. Avhengig variabel er log til vekstraten av lønnskostnader. Kolonnen lengst til venstre angir uavhengige variable, og resultater for disse i de ulike modellene leses fra høyre til venstre. Resultater for en enkelt modell leses fra topp til bunn. Under de estimerte parameterene har jeg oppgitt parametrene estimerte standardavvik. De siste 6 linjene angir resultatene for ulike tester av de estimerte ligningene. Mer spesifikt angir de fire første tester av de empiriske motstykkene til residualene ϵ_t . I lærebøker om empirisk økonometrisk modellering¹ nevnes gjerne forutsetningen om at residualene skal ha hvit støy egenskaper. I praksis undersøker vi denne forutsetningen ved 4 diagnostiske tester. AR 1-2 er simultan F-test for første og andre ordens seriekorrelasjon, se Harvey (1990). ARCH 1-1 undersøker om residualens varians er seriekorrelert, se Engle (1982), normality er en χ^2 test for normalfordelte restledd se Doornik & Hansen (1994), Hetero test er en test for heteroskedastisitet, der vi undersøker sammenhengen mellom residualene og inkluderte forklaringsvariabler, se White (1980). For alle tester er p-verdier oppgitt². AIC er som tidlige forklart et mål på hvor mye av informasjon i data vi klarer å utnytte

¹se. f.eks Doornik et al. (2007)

²p-verdien angir det laveste gyldige signifikansnivå av en pålagt restriksjon og er gitt ved $1 - \Lambda(\iota)$ der Λ er fordelingen til testobservatoren under nullhypotesen og ι er verdien på testobservatoren

relativt til hvor mange parametre vi inkluderer og σ er ligningens standardavvik. En mer formell fremstilling av spesifikasjonstestene gis i appendiks.

5.1 Forenkling av grunnmodell

Resultater fra (4.2.1) er oppgitt ved kolonne M1 i 5.1. Modellen viser ingen tegn til misspesifikasjon, imidlertid har flere av variablene svært upresist determinerte koeffisienter. Verken løpende eller lagget ledighet opptrer som forskjellig fra 0. Feiljusteringsparameteren synes å ha forventet fortegn, men den tilhørende τ_{ECM} tilfredstiller ikke kritiske verdier i Dickey- Fuller fordelingen.

For å få en relativt parameterfattig modell med god forklaringskraft ble flere reduseringsprosedyrer benyttet. Fire³ forenklede modeller ble estimert i i PcGives estimeringsverktøy Autometrics⁴. En manuell generell til spesifikk prosedyre ble også utprøvd, denne ga en svært parameterrik modell som ikke ble benyttet videre.

Differansen mellom de forenklede modellene består først og fremst i hvordan vekstraten til produktivitet, konsumpriser og ledighet inngår. Alternativene fremstår stortsett like evaluert ved den estimerte effekten av ledighet og feiljusteringsleddet. Dette gir tydelig utslag på de estimerte likevektsligningene, som blir svært like.

$$\text{M2} \quad wctv = (p + prod) - 0.20u + \text{konstanter}$$

$$\text{M3} \quad wctv = (p + prod) - 0.21u + \text{konstanter}$$

Begge modellene fremstår som velspesifiserte med tanke på restleddsegenskaper. Det faktum at noe forskjellig utgangspunkt gir noe forskjellig sluttresultat må først og fremst tilskrives multikollinariet. Multikollinariiteten oppstår som følge av innbyrdes korrelerte variabler. De eksakte verdiene for korrelasjon mellom inkluderte variabler kan betraktes i korrelasjonsmatrisen i appendiks.

Evaluert ved føyning til datamaterialet, i tabellen representert ved σ , og informasjonskriteriet AIC fremstår imidlertid M3 som det naturlige valget å benytte videre. Jeg tar

³Forskjellen mellom de 4 beste i foretrukket signifikansnivå på inkluderte parametre. Et foretrukket signifikansnivå på 0.10 og 0.05 resulterte i M3, mens et foretrukket signifikansnivå på 0.025 og 0.01 resulterte i M2

⁴Verktøyet estimerer svært mange (i vårt tilfelle 18) forenklede versjoner av grunnmodellen, for så å veie disse opp mot hverandre på restleddsegenskaper og parameterens stabilitet over utvalget. Hensikten er å minimere informasjonstapet ved pålagte restriksjoner

derfor utgangspunkt i denne i den videre analysen.

5.2 Den log-lineære lønnskurven

Den grunnleggende forutsetningen for gyldige langtidsløsninger er som tidligere nevnt at modellen vi estimerer har tilfredsstillende feilkorrigeringssegenskaper. Vi undersøker dette ved å betrakte t-verdien til feiljusteringsleddet. Kritiske verdier for utvalg under 50 er -2.62 på 1% nivå og -1.95 på 5% . Observert τ_{ECM} i M3 er -4.48 , med andre ord peker resultatene mot at modellen har signifikante feiljusteringsegenskaper. I avsnittet om stasjonaritet ble tidsserieegenskapene til ledigheten grundig diskutert, og under modelleringsavsnittet presiserte jeg at alle inkluderte variable måtte være $I(0)$, enten alene eller som følge av kointegrasjon, for at beregningen av langsiktige effekter skulle gi mening. Simultane signifikans av ledighet og feiljusteringsleddet impliserer at begge enten er $I(0)$ serier, eller at de kointegrerer. Den simultane nullrestriksjonen forkastes med observert p-verdi 0.0004. For å diskriminere mellom hypotesene ekskluderer jeg ledighetsvariablene fra fra M3 og tester signifikansen av feiljusteringsleddet. Observert τ_{ECM} ved denne prosedyren -1.48, som ligger mellom standardnormal fordelingen og Dickey- Fuller fordelingen. Ved ekskludering av feiljusteringsleddet er observert τ_{ECM} for ledigheten -0.369. Resultatene peker mot at lønnsandelen en stasjonær variabel, mens vi ikke kan forkaste hypotesen om at ledigheten er en $I(1)$ variabel. Leddet Δu tolkes som den kortsiktige effekten av endringer i ledighetsraten⁵ Merk at dette ikke er det samme som at vi godtar hypotesen. Som nevnt under avsnittet om stasjonaritet er det vanskelig å skille mellom en persistent $I(0)$ serie og en random walk. For vårt formål er det tilstrekkelig å vite at vi har feiljustering totalt sett.

Den beregnede steady-state ligningen implisert av M3 er gitt ved

$$wctv = (p + prod) - 0.21u + \text{konstanter} \quad \text{M3} \quad (5.2.1)$$

Elastisiteten i langtidssammenhengen i 5.2.1 impliserer en reduksjon i lønnsnivået på 21% ved en hypotetisk dobling i ledighetsraten. Evaluert ved en ett prosentpoengs økning fra utvalgets gjennomsnitt for ledighetsraten på 2.6 finner jeg ved bruk av definisjonen på semi-elastisiteten en reduksjon på 6.6 prosent i lønnsnivået, mens den tilsvarende reduksjonen ved en ett prosentpoengs økning til utvalgets gjennomsnitt ligger på 9.7

⁵For ordens skyld: I løpet av arbeidet ble modellformuleringer uten dette leddet også undersøkt. Den estimerte langsiktige effekten av ledighet på lønn skilte aldri mer enn 0.01 i noen retning. Diskusjonen om ledighetens stasjonaritet er derfor mer av modelleringsteknisk betydning snarere enn praktisk.

Tabell 5.1: Lønnslikninger 1971-2011 I

	M1	M2	M3
ws_{t-1}	-0.1168 (0.0763)	-0.0832 (0.01780)	-0.0696 (0.0155)
$\Delta wctv_{t-1}$	0.0951 (0.1229)	-	-
Δp	0.4096 ** (0.1578)	0.7743 *** (0.0863)	0.5617*** (0.1005)
Δp_{t-1}	0.1314 (0.1627)	-	-
$\Delta prod$	0.3437 (0.1359)	0.4142 *** (0.0156)	0.3311 ** (0.1295)
$\Delta prod_{t-1}$	0.2491 (0.1599)	-	0.3434 *** (0.1247)
Δcpi	0.2528 (0.1520)	-	-
Δcpi_{t-1}	-0.0057 ** (0.1769)	-	0.2367 *** (0.0773)
Δnh	-0.4761 ** (0.1602)	-0.4352 *** (0.1487)	-0.5633 *** (0.1339)
$STOP$	-0.0280 *** (0.0068)	-0.0273 *** (0.0066)	-0.0319 *** (0.0061)
u	-0.0020 (0.0077)	-	-
u_{t-1}	-0.0065 (0.0086)	-0.0165*** (0.0041)	-0.0148*** (0.0035)
Δu_{t-1}	-0.0176 (0.0069)	-	-0.0191*** (0.0064)
β_0	-0.0321 (0.0316)	-	-
AR 1-2	0.2182	0.2573	0.5195
ARCH 1-1	0.7845	0.5254	0.6828
Normality	0.3366	0.1658	0.1092
Hetero-test	0.8946	0.4186	0.7550
AIC	-9.40161	-9.22246	-9.52053
σ_{100}	0.794342	0.927931	0.776742
τ_{ECM}	-1.70	-4.68***	-4.48***

Avhengig variabel er $\Delta wctv_t$. Alle parametre estimert i PcGive ved hjelp av MKM, estimerte standardavvik i parentes. * indikerer signifikans på et 10% nivå, ** indikerer signifikans på et 5% nivå, *** indikerer signifikans fra 0 på et 1% nivå. For spesifikasjonstester er p-verdi for H0 oppgitt. Forklaring på oppgitte spesifikasjonstester er gitt i appendiks.

prosent. For en oppsummering av alle partielle elastisiteter se tabell 5.3 og tabell 5.4.

Størrelsen på feilkorrigeringsparameteren impliserer at rundt 7 % av et eventuelt avvik fra den langsiktige likevekten gitt ved 5.2.1 i periode i løpet av et år, noe som må kunne sies å være en svært treg tilpasning. Sett i en større sammenheng impliserer α en halveringstid⁶ på rundt 9 og et halvt år fra avvik fra referansebanen gitt av 5.2.1. Med tanke på at utvalget er 40 år vitner dette om en svært treg tilpasning. Totalbildet av justering forbedres imidlertid noe av den signifikant negative effekten vi har av endring i ledighetsraten, noe som impliserer at prosessen med feiljustering går noe raskere enn hva tallene presentert over antyder.

De estimerte parametrene foran Δ - leddene angir som tidligere nevnt den kortsiktige effekten av de inkluderte kontrollvariablene, og siden disse er vekstrater tolkes koeffisientene som semi-elastisiteter. Fra kolonnen M3 i tabell 5.1 kan vi lese at en ett prosentpoengs økning i løpende produktpriser gir i overkant av et halvt prosentpoengs lønnsvekst. Produktivitetet inngår både løpende og lagget, og de estimerte effektene antyder relativt like effekter på lønnsvekst, i begge tilfeller rundt 0.3 prosentpoengs lønnsvekst som følge av en ett prosentpoengs økning i produktivitet. Effekten av en ett prosentpoengs økning i konsumpriser på lønnsvekst estimeres til ca 0,24 prosentpoeng. Effektene har forventede fortegn fra diskusjonen under empirisk fremgangsmåte.

Effekten av endringer i normalarbeidstid Δnh ser ikke ut til å underbygge at fagforeninger får full kompensasjon for den reduserte totalinntekten, mens effektene av binærvariabelen *STOP* er som forventet negative.

Hvis vi sammenligner effektene av kontrollvariablene med de korresponderende effektene i de relevante ligningene⁷ finner vi at de kortsiktige effekten av produktpriser i vår spesifikasjon er ca 0.2 prosentpoeng større, mens effekten av endringer i konsumpriser er ca 0.1 prosentpoeng lavere. Effekten av endringer i normalarbeidstid er tilnærmet identisk, mens effekten av lønns og -prislovgivning er halvert. I og med at vi har inkludert 21 nye år i utvalget er ikke halveringen av effekten av lovgivning på sent 70 tall veldig

⁶ Når

$$x_t = \rho x_{t-1} + \dots$$

kan halveringstiden finnes ved $\frac{\ln 0.5}{\ln \rho}$ Når

$$\Delta x_t = (\rho - 1)x_t + \dots = \alpha x_{t-1}$$

finner vi $\rho = \alpha + 1$, der $\alpha < 0$ er parameteren foran feiljusteringsleddet se Papell et al. (2000). Halveringstiden angir en øvre grense på hvor lang tid det tar å justere inn avvik.

⁷Sikter her til hhv M2 og M1 i Johansen (1995) og Johansen (1997), de estimerte effektene i disse er identiske. Den estimerte effekten av en ett prosentpoengs endring i produktpriser rapporteres til 0.34, for konsumpriser 0.42. Effektene av endringer i normalarbeidstid rapporteres til -0.54. Effekten av *STOP* rapporteres til -0.06. De kortsiktige effektene av endringer i produktivitet og ledighet rapporteres ikke.

overraskende, sett i samme lys er det mer bemerkelsesverdig at den estimerte effekten av endringer i normalarbeidstid ikke skiller mer 0.03 prosentpoeng, siden også disse endringene er konsentrert relativt tidlig i utvalget. Forskjeller i interessevariablene w og u blir kommentert grundigere i eget avsnitt.

5.3 Formen på lønnskurven

I dette avsnittet undersøkes alternative funksjonsformer for ledighetsvariabelen empirisk. Gjennom beregninger av effekter av endringer i ledighetsraten vises de ulike politikimplikasjonene ved å benytte ulike transformasjoner av ledighetsraten.

For å teste hypotesen om en mer konveks form på lønnskurven har jeg erstattet logaritmen av ledighetsraten med løpende og laggede verdier av henholdsvis U^{-1} og U^{-2} , samt endringsformene av de respektive transformasjonene. I begge spesifikasjonene var kun den laggede verdien av ledighet signifikant, resultatene oppgitt her er de forenklete versjonene. Uten å dra for bastante konklusjoner er en mulig forklaring på den manglende signifikansen på endringsleddene at nivåformene av ledighet i noe større grad tillater forskjellige effekter til ulike nivåer av ledigheten.

5.3.1 Invers

Spesifikasjonen gitt ved M4 viser resultater oppnådd ved å erstatte ledighetsvariablene i M3. Ved å observere feiljusteringsleddet og den tilhørende t-verdien ser vi at M4 har langt svakere feiljusteringsegenskaper enn hva som var tilfelle med M3. Den tilhørende verdien er den svakeste av de tre forenklete modellene, og ligger i samme område som den generelle modellen. Den rapporterte testobservatoren ligger i området mellom Dickey-Fuller verdier og standardnormal fordelingen, med andre ord er vi nær ved å forkaste hypotesen om kointegrasjon i denne spesifikasjonen. De svake feiljusteringsegenskapen gjør seg også gjeldene når vi ser på justeringshastigheten implisert av modellen, som antyder at rundt 1,5 prosent av et eventuelt avvik fra langsiktig likevekt blir utjevnet pr år.

Med forbehold om at langtidssammenhengen avhenger av feiljustering for å gi mening, impliser M4 følgende likevektssammenheng mellom lønnskostnader av ledighet.

$$M4 \quad wctv = (p + prod) + 2,26U^{-1} + \text{konstanter} \quad (5.3.1)$$

Tabell 5.2: Lønnslikninger 1971-2011 II

	M4	M5	M6
ws_{t-1}	-0.0142 (0.0080)	-0.0312 (0.0088)	-0.0254 (0.093)
Δp	0.6531 *** (0.1578)	0.6987 *** (0.0863)	0.6724** (0.0982)
$\Delta prod$	0.1693 (0.1365)	0.1531 (0.1376)	0.1576 (0.1309)
$\Delta prod_{t-1}$	0.2952 ** (0.1599)	0.2266 (0.1377)	0.2551 * (0.1309)
Δcpi_{t-1}	0.1337 * (0.0759)	0.1395 ** (0.0755)	0.0661** (0.0786)
Δnh	-0.5653 ** (0.1468)	-0.5701 *** (0.1460)	-0.5529 ** (0.1394)
$STOP$	-0.0292*** (0.0066)	-0.0254 *** (0.0062)	-0.0292 ***
U_{t-1}^{-1}	0.0321*** (0.0071)	-	-0.0020 *** (0.0068)
U_{t-1}^{-2}	-	0.0195*** (0.0042)	-
$TARGET \times ws_{t-1}$	-	-	0.0161*** (0.0075)
AR 1-2	0.3083	0.3005	0.8034
ARCH 1-1	0.5699	0.5956	0.5211
Normality	0.0319	0.0182	0.0114
Hetero-test	0.9189	0.9617	0.9744
AIC	-9.35627	-9.36844	-9.44344
σ_{100}	0.850956	0.845793	0.807265
\mathcal{T}_{ECM}	-1.76	-4.68***	-2.73***

Avhengig variabel er $\Delta wctv_t$. Alle parametre estimert i PcGive ved hjelp av MKM, estimerte standardavvik i parentes. * indikerer signifikans på et 10% nivå, ** indikerer signifikans på et 5% nivå, *** indikerer signifikans fra 0 på et 1% nivå. For spesifikasjonstester er p-verdi for H0 oppgitt. Forklaring på oppgitte spesifikasjonstester er gitt i appendiks.

Pga av den lave justeringshastigheten blir den estimerte effekten av ledigheten svært stor. Til forskjell fra den log-lineære kurven blir riktignok effekten lavere jo høyere ledighetsrater vi ser på, så for å lage et relevant sammenligningsgrunnlag benytter vi også her den partielle elastisiteten ved en ett prosentpoengs endring fra 2,7 til 3,7 prosentpoeng. Ved bruk av 5.3.1 svarer dette til en reduksjon i lønnsnivå på 20 prosent, med andre rundt 3 ganger så sterk som tilsvarende effekt i den log-lineære kurven. Som en følge av den lave justeringshastigheten blir også halveringstiden for avvik fra likevekten implisert av 5.3.1 svært stor, i dette tilfellet rundt 48 utvalget, noe som er større enn hele . Merk at gyldigheten av alle beregninger over hviler sterkt på forutsetningen om feiljustering i modellen. Ved den konservative prosedyren der vi benytter Dickey-Fuller verdier, kan vi ikke forkaste hypotesen om at kombinasjonen av de inkluderte nivåleddene er $I(1)$, og at beregningene derfor ikke gir mening. For fullstendighetens skyld tas de likevel med.

M4 utviser ellers ingen klare tegn til feilspesifikasjon når vi ser på restleddsegenskapene, blant annet ingen tegn på seriekorrelasjon. Residualene ser tvert imot ut til å være mer normalfordelte enn hva tilfellet var i M3. Effektene av kontrollvariablene er i samme størrelsesorden som i M3, med unntak av løpende produktivitet som mister signifikans. Dette kommer mest sannsynlig som en følge av at den innbyrdes korrelasjonen gjør at et noe forskjellig utgangspunkt gir et noe forskjellig resultat, som diskutert under avsnittet om modellreduisering.

Tabell 5.3: Semielastisiteter I

	Løpende effekt	Lagget effekt	Langsiktig effekt
M3	-	0.9230	6.6056
M4	-	0.34	21.4514
M5	-	0.1379	4.3266

Effekten tolkes som en prosentvis reduksjon i lønnskostnad som som følge av en økning i ledigheten på ett prosentpoeng, her fra utvalgets gjennomsnitt på 2.6 . De kortsiktige effektene korresponderer til en reduksjon i lønnsvekst, mens de langsiktige referer til en reduksjon i lønnsnivå.

5.3.2 Kvadrert invers

Ved estimering av M5 benyttes U^{-2} som transformasjon av ledighetsraten. M5 impliserer følgende likevektsforhold mellom lønnsvariabelen og ledighet:

$$M5 \quad wctv = (p + prod) + 0,625U^{-2} + \text{konstanter} \quad (5.3.2)$$

Tabell 5.4: Semielastisiteter II

	Løpende effekt	Lagget effekt	Langsiktig effekt
M3	-	0.9316	9.6931
M4	-	0.7687	41,9154
M5	-	0,4721	14,07

Effekten tolkes som en prosentvis reduksjon i lønnskostnad som som følge av en økning i ledigheten på ett prosentpoeng, her til utvalgets gjennomsnitt på 2.6 . De kortsiktige effektene korresponderer til en reduksjon i lønnsvekst, mens de langsiktige referer til en reduksjon i lønnsnivå.

Observerert τ_{ECM} ligger med -4.68 godt innenfor de kritiske verdiene gitt av Dickey-Fuller fordelingen, og vi kan derfor konkludere med at modellen har gyldige feiljusteringsegenskaper. Koeffisienten til feiljusteringsleddet antyder at 3.1 prosent av eventuelle avvik fra sammenhengen gitt ved 5.3.2 utjevnes iløpet av et år, noe som igjen gir en halveringstid på 21 år, som er dobbelt så høy som halveringstiden implisert av M3. Relativt til utvalgsstørrelsen på 40 år vitner dette om en svært treg tilpasning. Den estimerte effekten av ledigheten er noe større, noe som vil gi sterk effekt på lave nivåer av ledigheten, mens effekten på moderate til høye nivåer vil bli mindre. Evaluert ved utvalgets gjennomsnitt for ledighetsraten finner vi ved bruk av 5.3.2 at en ett prosentpoengs økning i ledigheten opp fra gjennomsnittet gir en reduksjon i lønnsnivå rundt 4.3 prosent, noe som er litt lavere enn den predikerte reduksjonen ved tilsvarende beregning i M3. Den tilsvarende reduksjonen ved en økning fra 1.7 prosentpoeng til 2.7 prosentpoeng ligger på 14 prosent, noe som illustrerer at den kvadrert inverse transformasjonen gir svært sterk effekt på lave nivåer av ledigheten.

I avsnittet der vi utledet den generelle feilkorrigeringsmodellen ble muligheten vi kunne anta konstante vekstrater i formuleringen av den langsiktige likevekten nevnt. I figur 5.3.1 har jeg gjort dette for modellene som hadde gyldige likevektsløsninger, og satt inn for gjennomsnittverdier av vekstrater og nivåverdier for utvalget. De inkluderte ledighetsratene i figuren viser spennvidden for åpen ledighet i datasettet.⁸

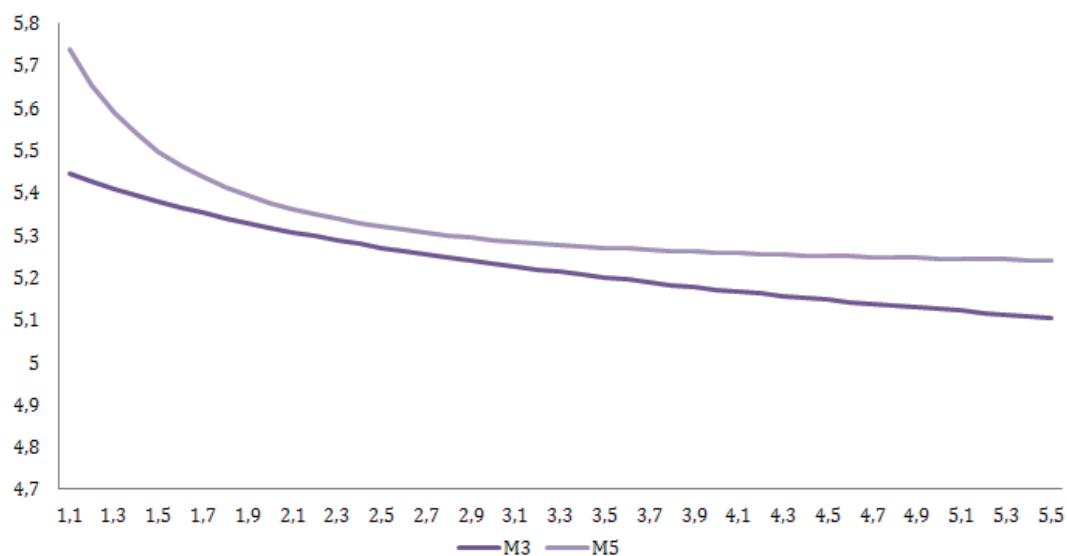
Figur 5.3.1 illustrer på en enkel måte forskjellen mellom M5 og M3. M3 antyder en konstant dempende effekt uavhengig av om økningen skjer fra lave eller høye verdier på likevektsraten. M5 antyder en langt sterkere lønnsdempende effekt rundt ledighetsrater på en og to prosent, for deretter å bli relativt lik M3 fra to til tre prosent. For ledighetsrater

⁸Formelt er uttrykket for grafene gitt ved

$$wctv = \frac{\beta_{10}}{\alpha} [f(U)] + [p + prod + \Delta prod + \Delta cpi + \Delta p]$$

over 3 prosent må kurven implisert av M5 kunne sies å være relativt flat, mens M3 fortsetter med samme helning. Felles for kurvene er at den grafiske fremstillingen gir inntrykk av noe svakere effekt enn tabellene med partielle elastisiteter. Dette kommer naturlig nok som en følge av at vi her har inkludert endel variabler med positivt fortegn, som utligner litt av den lønnsdempende effekten.

Figur 5.3.1: Lønnskurver



Primæraksen angir ledighet U i prosentpoeng, sekundæraksen angir log av lønnskostnader, $wctv$

5.3.3 Sammenligning med tidligere resultater

En viktig del av motivasjonen for oppgaven var å oppdatere analysene i Johansen (1995, 1997). Analysene presentert der bygger på samme type data og spesifisering, f.eks samme definisjon av feiljusteringsleddet og prisvariabelen. De samme transformasjonene av ledighetsraten blir også undersøkt. Forskjellen ligger i at det i denne oppgaven benyttes data for Fastlands-Norge istedet for kun industri, samt utvalget av år som benyttes i modellene. Relativt til Johansen (1997) som har et litt lengre utvalg enn Johansen (1995) mangler vi observasjoner for 1960 tallet. Vi har imidlertid observasjoner for hele 90-tallet og 2000 tallet. Dette gir en mulighet til å sammenligne og forhåpentligvis kunne si noe om utviklingen i norske lønnsdanningsmekanismer. Sammenligningene blir i hovedsak foretatt mot ligninger der samme transformasjon av ledighetsraten er benyttet.⁹ For forenkle sammenligningen er disse resultatene også referert i tabell 2.1 i

⁹Jeg vil referere til resultater i Johansen (1997) tabell 1, og Johansen (1995) tabell 4

denne oppgaven.

Sammenligning av resultatene i oppsummeringstabellen 2.1 med resultatene i tabell 5.1 gir et godt grunnlag for å betrakte forskjellene mellom M3 og resultater fra tidligere empiri der samme transformasjon av ledigheten er benyttet. Den mest iøyenfallende forskjellen er at justeringshastigheten implisert av feilkorrigeringsparameteren er redusert til rundt 20 prosent av tilsvarende verdier i Johansen (1995) og Johansen (1997), som rapporterer en estimert verdi på 0.25 på feiljusteringsparameteren. Vi kan også lese oss frem til feiljusteringsparametrene i vår spesifikasjon er langt mindre signifikante, da våre observerte τ_{ECM} er litt over halvparten av de vi finner i 2.1. Som forklart i avsnittet om empirisk fremgangsmåte avgjøres den beregnede langsiktige effekten av ledighet på lønn av det relative forholdet mellom feilkorrigeringsparameteren og den estimerte kortsiktige effekten av ledigheten, og den lave justeringshastigheten gitt i M3 illustrerer dette. De kortsiktige effektene av ledigheten presentert i Johansen(1995) skiller ikke mer enn 0.0032 fra våre resultater, men den beregnede langsiktige likevekten gitt ved 5.2.1 antyder nesten tre ganger så stor effekt som den korresponderende ligningen presentert i Johansen(1995).

Ved sammenligning av semi-elastisiteter på kort og lang sikt med vår korresponderende tabell 5.3¹⁰ finner vi at Johansen rapporterer en reduksjon på 4,29 prosent i lønnsnivå som følge av en ett prosentpoengs økning i ledighetsraten, evaluert ved hans utvalgsgjennomsnitt på 1,7 prosent. Et heldig sammentreff er at våre semielastisiteter beregnet som en ett prosentpoengsøkning opp *til* utvalgets gjennomsnitt gitt i 5.4 referer til nøyaktig samme økning som der Johansen (1995) viser effekten av en prosentpoengsøkning *fra* gjennomsnittet for ledighetsraten i utvalget han benytter. Dette tjener både til å belyse forskjellene mellom de våre estimerte ligninger, og til å sammenligne med resultatene fra tidligere forskning. Når vi sammenligner ved utvalgenes respektive gjennomsnitt gir M3 en beregnet langsiktig reduksjon som er 2 prosent større enn effekten presentert i Johansen (1995), mens når sammenligningen blir utført ved hjelp av utvalgsgjennomsnittet i Johansen (1995), er reduksjonen implisert av resultatene her 4.4 prosent større.

Det samme bildet gjentar seg med mye sterkere fortegn når vi sammenligner resultatene fra M4 med spesifikasjonen fra Johansen (1997) der den inverse av ledigheten benyttes. Som kan leses i tabell 2.1 er feilkorrigeringssegenskapene ved bruk av den inverse til ledighetsraten veldeterminerte, og antyder at ca 23 prosent av et eventuelt avvik fra langsiktig likevekt justeres inn i løpet av et år. Som tidligere nevnt er M4 vår mest usikre spesifikasjon, med et svært lavt og ikke tilstrekkelig signifikant feiljusteringsparameter.

¹⁰Referer her til Johansen (1995) tabell 5. Den kortsiktige effekten opptrer også her lagget og rapporteres til 0.41, mens den langsiktige rapporteres til 4.29

Spesifikasjonen der vi benyttet U^{-2} har i likhet med den log-lineære spesifikasjonen bedre feiljusteringsegenskaper, og er derfor mer egnet til sammenligning. Som kan leses ved sammenligning av tabellene 2.1 og 5.2, representerer også M5 en reduksjon både i signifikans og estimert størrelse på feiljusteringsleddet. Dette gir seg utslag i den beregnede langsiktige effekten, relativt til de beregnede sammenhengene i Johansen (1995) og Johansen (1997) representer våre tall en seksdobling. Ved sammenligning av beregnede partielle elastisiteter¹¹ finner vi en vi ved evaluering ved en økning fra de respektive gjennomsnittene den kortsiktige laggede effekten er dobbelt så stor i våre resultater. Dette bildet utjevnes noe av at vi ikke har inkludert et ledd for løpende ledighet. Den estimerte langsiktige effekten er relativt lik når vi evaluerer ved de respektive utvalgsgjennomsnittene, men når vi evaluerer ved bruk av en ett prosentpoengs økning fra gjennomsnittet i Johansen (1995) ser vi at våre tall representer 10 prosent mer reduksjon i lønnsnivået enn tilsvarende i i Johansen (1995).

Et poeng er at forskjellen mellom våre resultater er større enn mellom resultatene i f.eks Johansen (1995) og Nymoens (1989), på tross av at forskjellige definisjoner av produktprisvariabelen benyttes mellom de to. Sett under ett vil jeg peke på den reduserte justeringshastigheten som hovedårsak til forskjellene mellom våre resultater. Årsaken til dette kan selvsagt være mange, men som nevnt under avsnittet om ADF testing fremsto ledigheten som stasjonær på egen hånd i Johansen (1995), mens i denne oppgaven er den kointegrert med lønnsandelen. Oppsummeringen i litteraturoversikten belyste at den estimerte effekten til en viss grad var avhengig av tidsserieegenskapene til de inkluderte variablene. Siden ledigheten er en svært treg prosess er en mulig hypotese at denne har bremsset ned total justeringshastighet. I tillegg til den rent økonometriske siden er det også mulig å foreslå noen bakenforliggende økonomiske mekanismer som kan spille inn. Med tanke på at strukturen i lønnsoppgjørene der frontfagene forhandler først, er det lite trolig at inkluderingen av offentlig sektor og tjenesteytende næringer er årsaken til forskjellen vi ser. En noe mer sannsynlig årsak kan ligge i at petroleumsnæringen indirekte bidrar til å presse opp lønninger i andre sektorer i økonomien, og at denne effekten er mer synlig i vårt utvalg enn det som var tilfelle i Johansen (1995) og Johansen (1997). Lignende temaer undersøkes ved hjelp av regionale paneldata i Brunstad & Dyrstad (1997). Forfatterne finner der at arbeidskraft som er regionalt og yrkesmessig nær petroleumsnæringen opplever nominelle lønnsøkninger sammenlignet med andre typer arbeidskraft. I tillegg til at petroleumsnæringen har økt i størrelse har vi også sett innføringen av et inflasjonsmål for pengepolitikken. Effekten av dette utforskes senere i oppgaven.

¹¹Referer her Johansen (1995) tabell 5. Den kortsiktige effekten opptrer både løpende og lagget, med partielle elastisiteter på hhv 0.28 og 0.60. Den langsiktige partielle elastisiteten beregnes til 4.16 .

5.3.4 Valg av funksjonsform

Som det fremgår av beregningene og figurene under empiriske resultater gir de ulike transformasjonene av ledighetsraten relativt forskjellige implikasjoner hva angår ledighetens lønnsdempende effekt. En viktig del av oppgaven blir derfor å forsøke å diskriminere empirisk mellom de ulike modellene. Vurdert ved feiljusteringsegenskapene fremstår både M3 og M5 velformulerte, selv om begge har lav justeringshastighet er observerte τ_{ECM} godt innenfor de kritiske verdiene. Som tidligere nevnt kan ikke det samme hevdes for M4, der vi observerer mye lavere τ_{ECM} . Evaluert ved restleddsegenskaper er alle tre nokså like, ingen utviser f. eks tegn til seriekorrelasjon. M3 har noe bedre føyning til data evaluert ved σ og informasjonskriteriet AIC, men dette skyldes nok delvis at en ekstra variabel er inkludert. For å bedre skille mellom modellene estimerer jeg derfor kombinasjonsmodeller der jeg parvis inkluderer 2 av transformasjonene av gangen, for deretter å pålegge en nullrestriksjon ved hjelp av en F-test¹² på en av transformasjonene. Resultatet av denne prosessen ser vi tabell 5.5. Lest fra topp til bunn under henholdsvis M3, M4 og M5 finner vi testobservatoren for å utelate den respektive transformasjonen fra en kombinasjonsmodell. Eksempelvis angir verdien nederst i midten observert F-verdi for å utelate U^{-1} fra kombinasjonsmodellen M4M5, der både U^{-1} og U^{-2} er inkludert. M3 ser ut til å dominere både M4 og M5, mens restriksjoner pålagt kombinasjonsmodeller av M4 og M5 ikke gir veldig presise svar. Et poeng er imidlertid at denne prosedyren er sensitiv for ledighetens endringsledd. Som nevnt under avsnittet om modellreduksjon var ikke de estimerte langtidssammenhengene vesentlig forskjellige med og uten dette leddet, men ved ekskludering av endringsleddet fremstår M3 og M5 like ved denne testen.

Tabell 5.5: Diskriminering mellom ikke-nøstede modeller

	M3	M4	M5
M3	-	0.21051 (0.6497)	1.0765 (0.3078)
M4	3.7145** (0.0362)	-	0.65794 (0.4235)
M5	4.0180** (0.0284)	0.27498 (0.6037)	-

F-verdier for ikke nøstede modeller. p-verdier for H_0 i parentes. Beregnet i PcGive.

¹²F- testen benyttes til å teste lineære restriksjoner og er gitt ved:

$$F(q, T - k - 1) = \frac{(SSR_r - SSR_{ur})/q}{SSR_{ur}/(T - k - 1)}$$

Der q er antall restriksjoner, k er antall variable i modeller uten restriksjoner og $T - k - 1$ er frihetsgrader i modellen uten restriksjoner. Se Wooldridge (2009)

Av interesse for modellvalg er også i hvilken grad parametrene er stabile over utvalget, og da spesielt ledighetsvariablene og feiljusteringsleddet i hver modell. Til dette benytter vi rekursiv estimering, som betyr at vi estimerer modellen for et lite utvalg¹³ til å begynne med, for så å legge til ett og ett år i utvalget, med den hensikt å se på utviklingen i parametrene. Figurene i 5.3.2, 5.3.3 og 5.3.4 viser fra topp til bunn utviklingen i estimerte verdier for feiljusteringsleddet, ledighetsvariabelen og residualene, for henholdsvis M3, M4 og M5. Store svingninger i residualene og de estimerte parametrene vil tyde på at vi har hendelser i utvalget som modellen ikke evner å forklare.

Et poeng er at ingen av modellene har så dramatiske svingninger som skaleringen på figurene skulle tilsi. Dette sees best ved å betrakte verdiene på sekundæraksen. Svingningene forstås med andre ord best som relative størrelser. Ved å betrakte figurene ser vi for det første at feiljusteringsleddene i samtlige modeller er på sitt minst negative på tidlig 90 tall, for M4 og M5 er de estimerte verdiene større enn null, noe som delvis forklarer hvorfor M4 utviste så dårlige feilkorrigeringssegenskaper. Et poeng er at dette sammenfaller med perioden som ble diskutert under avsnittet om tidsserieegenskaper, der vekstratene i lønnskostnader, produktpriser og konsumpriser begynte å svinge rundt en lavere akse. Denne perioden sammenfaller med de høyeste ledighetsratene i utvalget med topp-punktet på 5,5 prosent åpen ledighet i 1993. Denne perioden gir også relativt store residualer i alle modellene. Utviklingen i residualene er i stor grad lik i alle modellene, og fellesnevneren ser ut til å være at perioder med høy ledighet er det som gir størst problemer. Foruten perioden tidlig på 90 tallet er svingningene i residualene størst på tidlig 2000 tall, også det en periode med moderat til høy ledighet i norsk sammenheng. Selv om den aktuelle perioden ser ut til å ha en viss effekt på både feiljusteringsleddene og residualene, ser estimatene for ledighetsvariablene ut til å variere svært lite, og i den grad de varierer er det mest utpreget i M4 og M5.

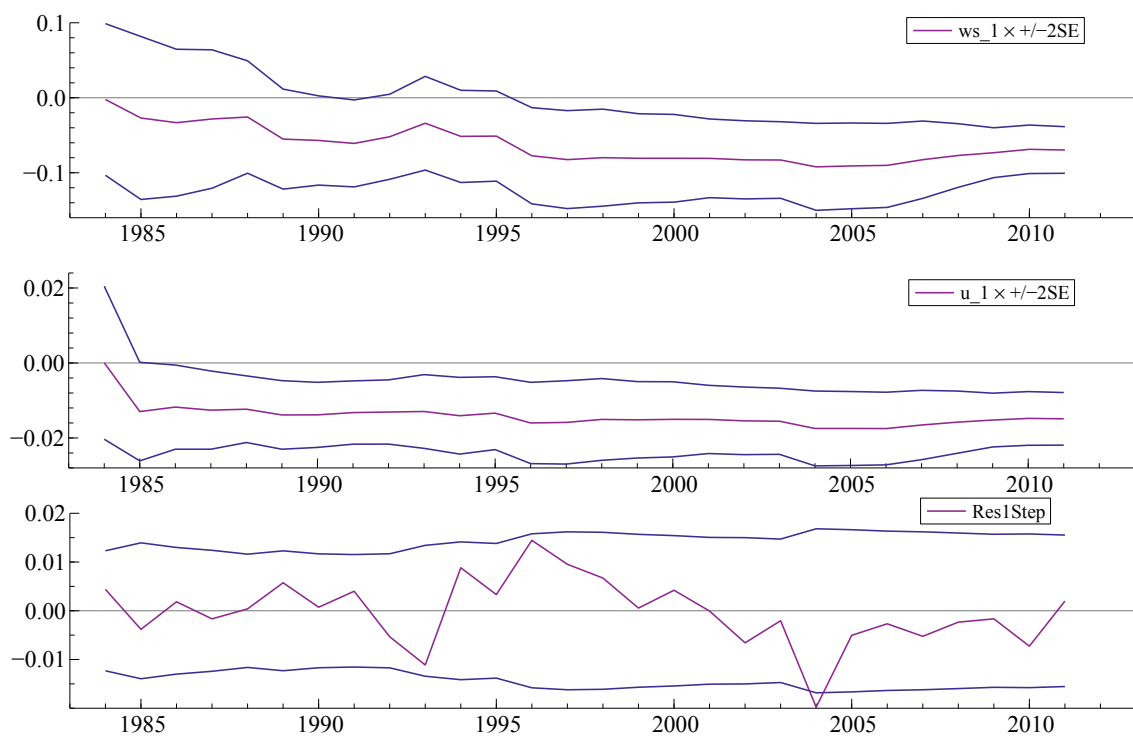
Mønsteret gjentar seg i noen grad i figurene 5.3.5, 5.3.6 og 5.3.7. Her benytter vi oss av ulike varianter av Chow-testen Chow (1960) for å undersøke om *alle* parametrene i modellen er stabile over tid. Standardvarianten av Chow testen utføres ved først å estimere ligningen av interesse ved bruk av T_1 observasjoner fra et delutvalg og finne SSR_1 ¹⁴, for deretter å estimere modellen ved bruk av alle $T = T_1 + T_2$ observasjoner og finne SSR_P . Den relevante testobservatoren finnes så ved

$$F(T_2, T_1 - k - 1) = \frac{(SSR_P - SSR_1)/T_2}{SSR_1/(T_1 - k - 1)} \quad (5.3.3)$$

¹³For å oppnå nogenlunde fornuftige resultater ved rekursiv estimering trenger estimatoren en "innkjøringsperiode", i vårt tilfelle ble denne satt til 12 år

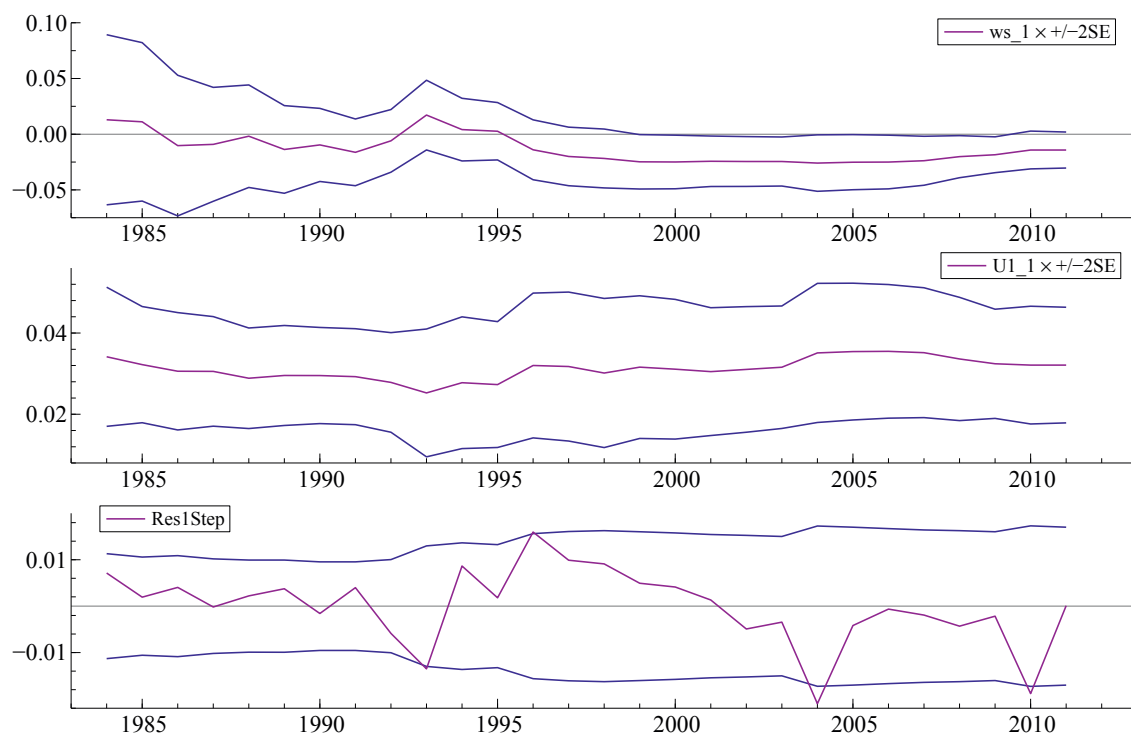
¹⁴Summen av kvadrerte residualer

Figur 5.3.2: Parameterstabilitet M3



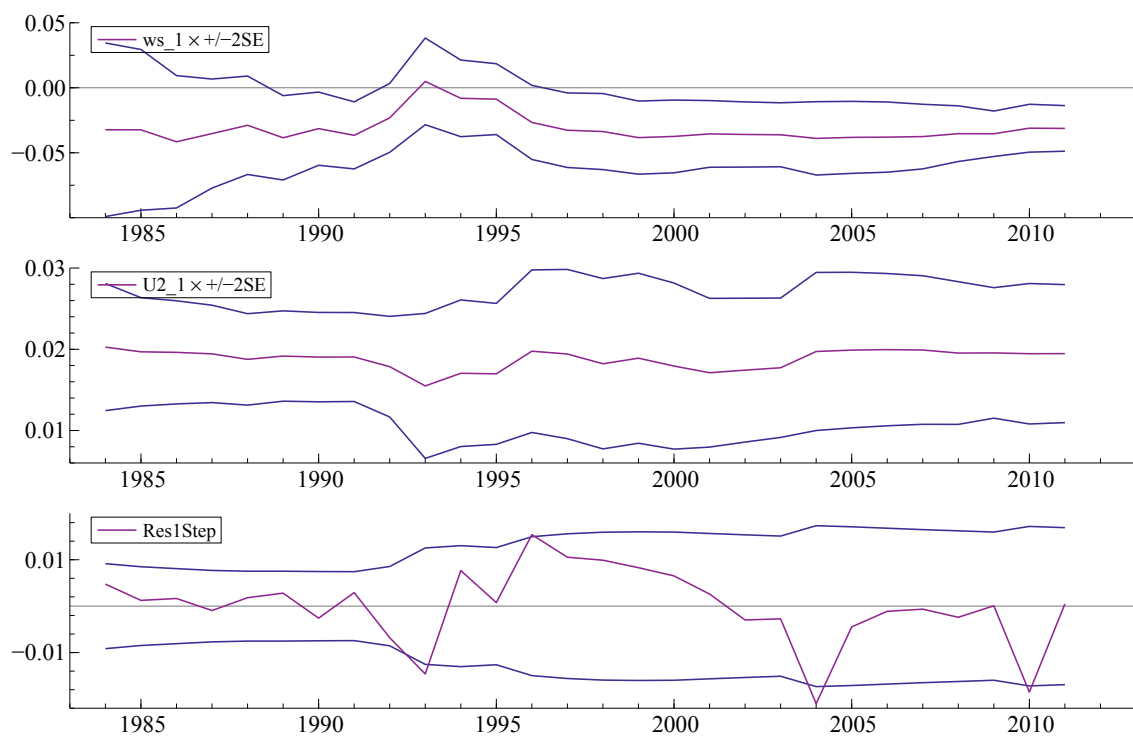
Fra topp til bunn viser figuren rekursive estimater for feiljusteringsleddet α , ledighetsvariabelen u , og residualene i M3. Lilla linjer angir estimerte parametre, blå linjer angir ± 2 standardavvik.

Figur 5.3.3: Parameterstabilitet M4



Fra topp til bunn viser figuren rekursive estimater for feiljusteringsleddet α , ledighetsvariabelen U^{-1} , og residualene i M4. Lilla linjer angir estimerte parametre, blå linjer angir ± 2 standardavvik.

Figur 5.3.4: Parameterstabilitet M5

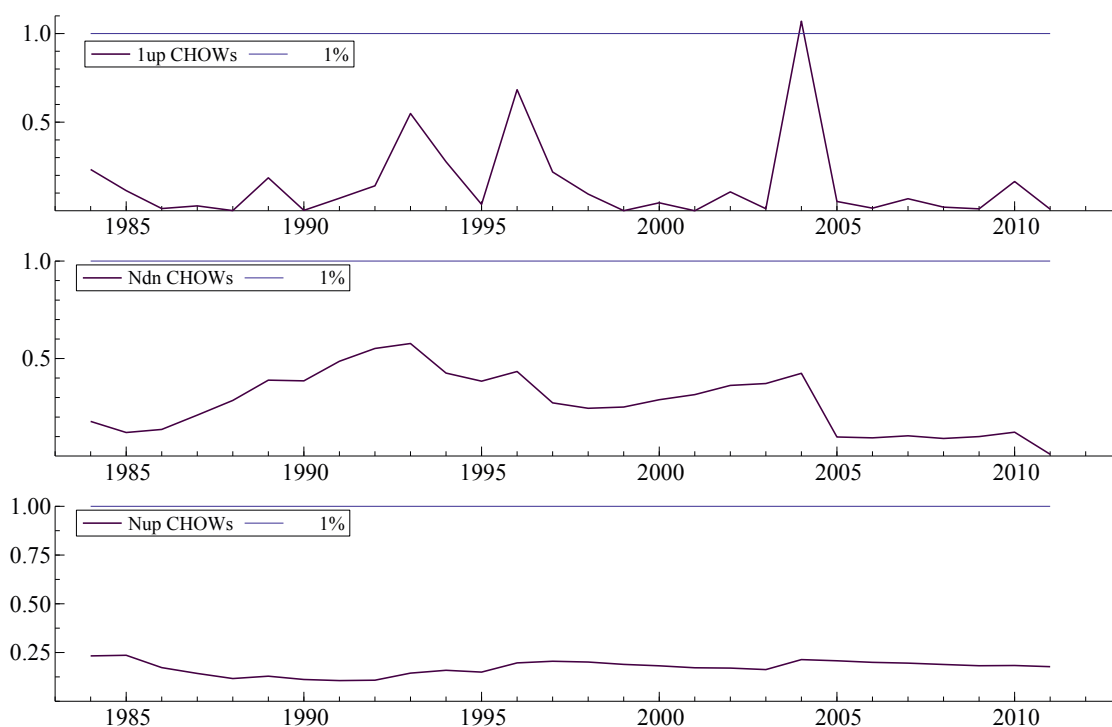


Fra topp til bunn viser figuren rekursive estimater for feiljusteringsleddet α , ledighetsvariabelen U^{-2} , og residualene i M4. Lilla linjer angir estimerte parametre, Blå linjer angir ± 2 standardavvik.

Øverste graf i figurene 5.3.5, 5.3.6 og 5.3.7 er en rekursiv variant av denne, der vi har lagt til ett og ett år i delutvalget T_1 . I de to neste grafene benytter vi hele utvalget. I den midterste grafen i figurene estimeres en variant der vi trekker fra ett og ett år i delutvalget T_1 , med andre ord er hvert punkt en Chow test mot det siste året i utvalget. I den nederste varianten legger vi til ett og ett år i delutvalget T_1 slik at hvert punkt blir en Chow test mot det første året i utvalget.

Som såvidt nevnt i overgangen til Chow testen er det periodene med høy ledighet som på begynnelsen/midten av 1990 og 2000 tallet som modellene har mest problemer med. Disse periodene representerte de høyeste svingningene både under avsnittet om tidsserieegenskaper og når vi ser på stabiliteten til ligningene. Ettersom modellene ser ut til å forklare perioder med lav ledighet godt, kan en mulig hypotese være at vi har forskjellige lønnsdanningsmekanismer ved høy og lav ledighet. Dette vil i noen grad forklare effekten vi så i figur 5.3.1.

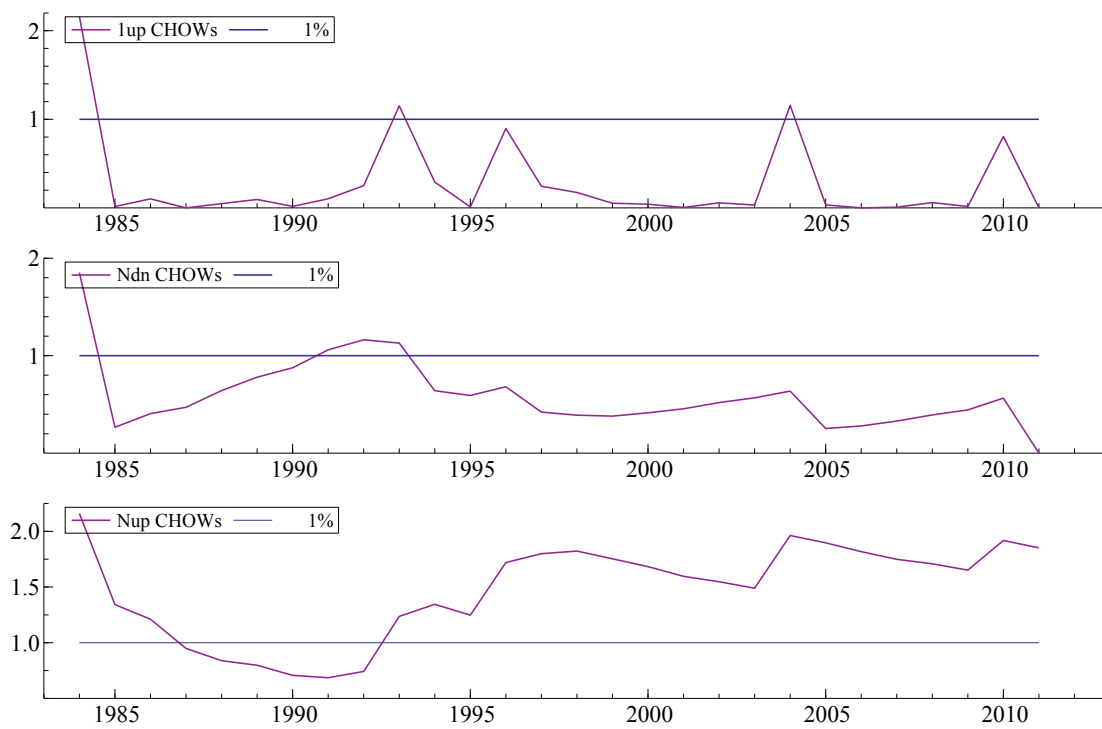
Figur 5.3.5: Stabilitetstester M3



Grafene angir rekursive Chow-tester. Blå linjer angir 1 % kritisk verdi

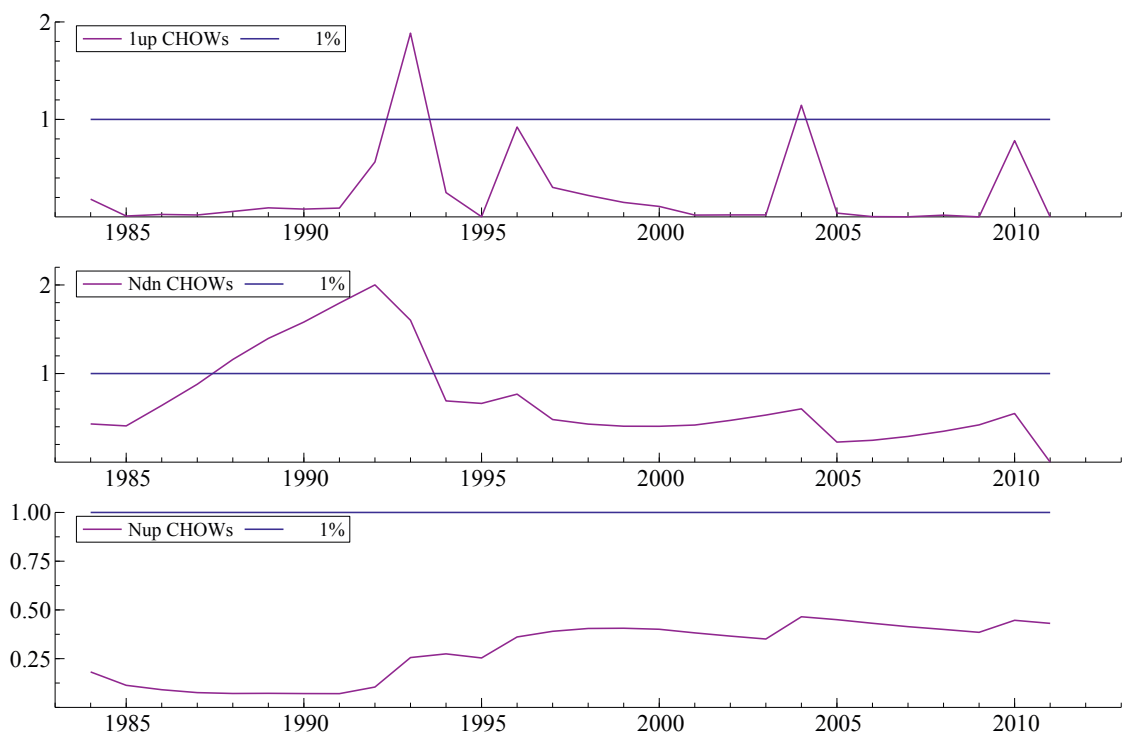
Oppsummert har modellen nå blitt vurdert på restleddsegenskaper, føyning til data, feilkorrigeringssegenskaper, stabilitet, og i hvilken grad den ene formuleringen klarer å omslutte den andre. Ved bruk av inverse så vi at feilkorrigeringssegenskapene var vanskelig

Figur 5.3.6: Stabilitetstester M4



Grafene angir rekursive Chow-tester. Blå linjer angir 1 % kritisk verdi

Figur 5.3.7: Stabilitetstester M5



Grafene angir rekursive Chow-tester. Blå linjer angir 1 % kritisk verdi

å verifisere, mens dette ikke var tilfelle med M3 og M5. M5 og M3 gir svært forskjellige implikasjoner for endring i lønn ved lave nivåer på ledigheten, mens de er relativt like ved moderate nivåer. Stabilitetstestene viste at i den grad modellene var ustabile gjaldt det i stor grad samme perioder for alle modellene. Testen for ikke-nøstede modeller viser at en modell med en log-linær formulering der vi inkluderer et endringsledd for ledigheten dominerer en spesifisering der kvadrert invers benyttes.

5.3.5 Inflasjon og justeringshastighet

Under sammenligningen med tidligere resultat så vi tydelig at justeringshastigheten mot likevekt i norsk lønnsdanning er blitt redusert sammenlignet med tidligere. Av viktige hendelser i norsk lønns og prisdanning i nyere tid skiller innføringen av et inflasjonsmål for pengepolitikken fra og med 2001 seg ut. I M6 testes effekten av et samspillsledd mellom en binærvariabel som tar verdien 1 i år med inflasjonsmål og 0 ellers, og feiljusteringsleddet. For å undersøke om dette påvirker justeringshastigheten benytter jeg M4, som var den av de forenklete modellene som hadde svakest feiljusteringsegenskaper i utgangspunktet. Resultatene i tabell 5.2 tyder på at innføringen av et inflasjonsmål for pengepolitikken hadde en signifikant bremsende effekt på justeringshastigheten. Estimert for samspillsleddet er positivt og signifikant på et 5 prosentnivå. Når vi kontrollerer for samspillseffektene blir også det ser vi også at det opprinnelige feiljusteringsleddet blir signifikant. Observert τ_{ECM} er med -2.73 tilstrekkelig til å forkaste hypotesen om I(1) nivåvariable på et 1 prosentnivå med Dickey- Fuller verdier. Den estimerte justeringshastigheten impliserer at rundt 3,8 prosent fra langsiktig sammenheng utjevnes hvert år, og er omtrent samme størrelsesorden som den vi fant når vi estimerte M5. M4 ble valgt fordi den hadde de dårligste feiljusteringsegenskapene i utgangspunktet. Når vi utvider M3 med de samme samspillsleddet, finner vi også her en positiv og signifikant effekt. Den ordinære justeringshastigheten øker til 8.5 prosent, med tilhørende τ_{ECM} på -5.24. Ved å benytte samspillsleddet i M5 finner vi fortsatt en positiv effekt, men denne er ikke signifikant¹⁵. Effekten av det opprinnelige justeringsleddet endres ikke nevneverdig.

5.4 Arbeidsmarkedstiltak

I tabell 5.6 vises de empiriske resultatene av den teoretiske diskusjonen om arbeidsmarkedstiltak. I disse modellene har vi et litt kortere utvalg, fordi data om deltakere på

¹⁵Observert p-verdi er 0.1167

Tabell 5.6: Lønnslikninger 1975-2011

	M6	M7	M3
ws_{t-1}	-0.0817 (0.0291)	-0.0648 (0.0243)	-0.0750 (0.0169)
Δp	0.6635 ** (0.1505)	0 0.6034 *** (0.1198)	0.5780*** (0.1085)
$\Delta prod$	0.2071 (0.1904)	0.4205 ** (0.1703)	0.4322** (0.1579)
$\Delta prod_{t-1}$	0.2551 * (0.3240)	0.3303** (0.1411)	 (0.0843)
Δcpi_{t-1}	0.2194** (0.1043)	0.2007 ** (0.0831)	0.2080**
Δnh	-0.4807 ** (0.1848)	-0.3207 * (0.1602)	-0.5137 *** (0.1433)
$STOP$	-0.0292*** (0.0062)	-0.0273 *** (0.0066)	-0.0334 *** (0.0064)
tu	-0.0096** (0.0042)	-0.0151 *** (0.0041)	-
$(u - tu)_{t-1}$		-0.0182** (0.0070)	
u_{t-1}	-	-	-0.0177 *** (0.0041)
Δu_{t-1}			-0.0197*** (0.0069)
AR 1-2	0.3093	0.2573	0.3020
ARCH 1-1	0.5549	0.2030	0.7689
Normality	0.0152**	0.0477**	0.2038
Hetero-test	0.3030	0.9716	0.9321
AIC	-8.98249	-9.43727	-9.46093
σ_{100}	1.01971	0.802819	0.795184
τ_{ECM}	-2.81***	-2.67***	-4.43***

Avhengig variabel er $\Delta wctv_t$. Alle parametre estimert i PcGive ved hjelp av MKM, estimerte standardavvik i parentes. * indikerer signifikans på et 10% nivå, ** indikerer signifikans på et 5% nivå, *** indikerer signifikans på et 1% nivå. For spesifikasjonstester er p-verdi for H_0 oppgitt. Forklaring på oppgitte spesifikasjonstester er gitt i appendiks.

arbeidsmarkedstiltak ikke er tilgjengelig fra før 1975. I M7 har jeg erstattet ledighetsvariablene fra diskusjonen om lønnskurvens form med laggende og løpende verdier av total ledighet, i tillegg til endringsledd. Modellene presentert her er de forenklete utgavene. Et særtrekk er at total ledighet opptrer signifikant i løpende form, til forskjell fra de reduserte modellene i M3, M4 og M5. Observerte τ_{ECM} er -2.81, noe som er tilstrekkelig til at vi kan si at nivåvariablene kointegrerer. Langtidsløsningen fra M7 er gitt ved

$$wctv = (p + prod) - 0.12tu + konstanter \quad (5.4.1)$$

Koeffisienten foran feiljusteringsleddet antyder at rundt 8 prosent av et eventuelt avvik fra 5.4.1 justeres inn hvert år, noe som gir en litt raskere tilpasning enn den vi fant ved å benytte åpen ledighet. Den langsiktige lønnsdempende effekten er omtrent halvparten så stor som den vi beregnet ved å benytte log av åpen ledighet. Siden den estimerte effekten av feiljusteringsleddene ikke skiller dramatisk, kommer forskjellen som en følge av differansen mellom den estimerte effekten av nivåleddene, der den estimerte effekten av åpen ledighet er betydelig større enn tilsvarende for total ledighet. M7 fremstår som velspesifisert med tanke på restleddsegenskaper, men har et noe større standardavvik sammenlignet med M3, M4 og M5. Forskjellen er imidlertid ikke tilstrekkelig stor til å så tvil om resultatene. Utvalgets gjennomsnitt for total ledighet er 2.24 prosent. Evaluert ved en økning til 3,24 prosent gir 5.4.1 en reduksjon i lønnsnivå på 4,5 prosent, noe som er 2 prosent lavere enn hva tilsvarende beregning resulterte i i tabell 5.3

En mulig innvending kan være at forskjellen drives av forskjell i utvalg. Som vi så under avsnittet om parameterstabilitet var den estimerte effekten av åpen ledighet svært stabil over hele utvalget. Ved estimering av M3 for det noe reduserte utvalget er den beregnede elastisiteten -0.23 for åpen ledighet, som er marginalt større enn hva vi fikk ved å benytte hele utvalget. Disse forskjellene peker mot at åpent ledige og individer på arbeidsmarkedstiltak har forskjellig effekt på lønnsnivå og -vekst.

For å undersøke dette videre utvider vi M7 med log til andelen av åpen ledighet i total ledighet, resultatet av dette sees i M8. Modellen har tilfredsstillende feiljusteringsegenskaper og impliserer følgende langsiktige sammenheng for lønnsnivået:

$$wctv = (p + prod) - 0.23tu - 0.28(u - tu) + konstanter \quad (5.4.2)$$

Begge de estimerte parametrene er signifikante og negative, med andre ord utelukker vi at kun total ledighet har betydning. Resultatene ser derimot til å underbygge at kun

åpen ledighet har lønnsdempende effekt, mens arbeidsmarkedstiltak vil øke lønnsnivået selv om deltakere blir rekruttert fra sysselsetting. For å tydeliggjøre effekten av arbeidsmarkedstiltak kan vi løse ut for total ledighet i refsstot2. Vi får da følgende sammenheng

$$wctv = (p + prod) - 0.28u + 0.05tu + \text{konstanter} \quad (5.4.3)$$

Fra 5.4.3 fremgår det tydelig at en økning i tiltaksraten vil ha positiv effekt på lønnsnivået. Sett i lys av resultatene i M7 og M8 er det ser det ut som velferdseffekten dominerer konkurranseeffekten av arbeidsmarkedstiltak. På dette grunnlaget er det vanskelig å støtte at en aktiv arbeidsmarkedspolitikk gir høyere lønnsfleksibilitet.

Kapittel 6

Oppsummerende kommentarer

I denne oppgaven har jeg undersøkt reallønnsfleksibilitet i lønnsdanning for Fastlands-Norge ved hjelp av aggregerte tidsseriedata fra 1971 til 2011. I løpet av oppgaven har vi fått følgende resultater: Arbeidsledighetsraten har en signifikant dempende effekt på lønn i norsk industri. Effekten er robust over ulike transformasjoner av ledighetsraten. Resultatene i oppgaven viser at det er signifikant feiljustering i norsk lønnsdanning. Justeringshastighet og signifikans avhenger i noen grad av hvilken transformasjon av ledigheten som benyttes. Sammenlignet med resultatene i analysene vi oppdaterte, Johansen (1995) og Johansen (1997), antyder lønnslikningene presentert her langt større langsiktig effekt av endringer i arbeidsledighet på lønnsnivå. I og med at de kortsiktige effektene presentert her er relativt like de presentert i Johansen (1995) og Johansen (1997) er konklusjonen at resultatet i størst grad drives av en svært treg tilpasning mot likevekt. Dette gjelder alle modeller. Tregheten kan i noen grad forklares med at ledigheten i vårt datasett fremstår mer persistent enn tilsvarende i Johansen (1995). I tillegg presenteres resultater som peker mot at ledigheten kointegrerer med lønnsandelen. Såvidt meg bekjent er dette resultatet ikke presentert tidligere. Tregheten i ledigheten er en medvirkende årsak til at en log-lineær spesifikkasjon der vi inkluderer et ledd for kortsiktige endringer i ledigheten er den ligningen som best forklarer lønnsvekst i våre data for Fastlands-Norge.

Resultatene i oppgaven peker mot at innføringen av et inflasjonsmål for pengepolitikken i 2001 senket justeringshastigheten mot likevekt. Effekten er signifikant og i den estimerte parameteren av samspillsleddet er stor nok til å bortimot utligne det enkeltstående feiljusteringsleddet.

Resultatene i denne oppgaven støtter ikke hypotesen om at arbeidsmarkedstiltak virker lønnsdempende. Tvert om viser våre tall at den lønnsdempende effekten halveres når total

ledighet benyttes istedet for åpen ledighet. Når vi inkluderer tall for andelen av åpen ledighet i total ledighet antyder resultatene her at økt satsing på arbeidmarkedstiltak bidrar til lønnspress.

Bibliografi

- Akaike, H. (1974), 'A new look at the statistical model identification', *IEEE Transactions on Automatic Control* **19**, 716–723.
- Alogoskoufis, G. S., Manning, A., Calmfors, L. & Danthine, J.-P. (1988), 'On the persistence of unemployment', *Economic Policy* **3**, 428–469.
- Aukrust, O. (1977), 'Inflation in the open economy: A norwegian model', *Artikler* **96**, 109–166.
- Banerjee, A., Dolado, J. J., Galbraith, J. W. & Hendry, D. (1993), *Co-integration, error correction, and the econometric analysis of non-stationary data*, Oxford university press, Oxford.
- Bjørnstad, R. & Nymoene, R. (1999), *Wages and profitability: Norwegian Manufacturing 1967q1-1998q2*, Norges bank, Oslo.
- Blanchard, O. J. & Summers, L. H. (1986), *Hysteresis and the European unemployment problem*, MIT Press, Cambridge.
- Blanchflower, D. G. & Oswald, A. J. (1990), *The wage curve*, MIT press, Cambridge.
- Brooks, C. (2008), *Introductory econometrics for finance*, Cambridge university press, Cambridge.
- Bruno, M. & Sachs, J. D. (1985), *Economics of worldwide stagflation*, Basil Blackwell, Oxford.
- Brunstad, R. J. & Dyrstad, J. M. (1997), 'Booming sector and wage effects: An empirical analysis on norwegian data', *Oxford Economic Papers* **49**, 89–103.
- Calmfors, L. & Driffil, J. (1988), 'Bargaining structure, corporatism and macroeconomic performance', *Economic Policy* **6**, 13–61.
- Calmfors, L. & Nymoene, R. (1990), Real wage adjustment and employment policies in the nordic countries, Technical report, International Economic Studies, Stockholm.

- Carruth, A. & Oswald, A. (1987), 'Wage inflexibility in Britain', *Oxford Bulletin of Economics and Statistics* **49**, 59–78.
- Chow, G. C. (1960), 'Tests of equality between sets of coefficients in two linear regressions', *Econometrica: Journal of the Econometric Society* **28**, 591–605.
- Dickey, D. A. & Fuller, W. A. (1979), 'Distribution of the estimators for autoregressive time series with a unit root', *Journal of the American statistical association* **74**, 427–431.
- Doornik, J. A. & Hansen, H. (1994), A practical test for univariate and multivariate normality, Technical report, Nuffield College, Oxford.
- Doornik, J. A., Hendry, D. F. & Arellano, M. (2007), *PcGive 12: Empirical Econometric Modelling*, Timberlake Consultants, London.
- Engle, R. F. (1982), 'Autoregressive conditional heteroscedasticity with estimates of the variance of United Kingdom inflation', *Econometrica: Journal of the Econometric Society* **50**, 987–1007.
- Engle, R. F. & Granger, C. W. (1987), 'Co-integration and error correction: representation, estimation, and testing', *Econometrica: journal of the Econometric Society* **2**, 251–276.
- Harvey, A. C. (1990), *The econometric analysis of time series*, The MIT press, Cambridge.
- Hoel, M. & Nymoen, R. (1988), 'Wage formation in Norwegian manufacturing: An empirical application of a theoretical bargaining model', *European Economic Review* **32**, 977–997.
- Holden, S. (1991), Economic policy in an economy with local and central wage bargaining, Technical report, Institutt for samfunnsøkonomi, UIO.
- Johansen, K. (1995), 'Norwegian wage curves', *Oxford Bulletin of Economics and Statistics* **57**, 229–247.
- Johansen, K. (1996), 'Insider forces, asymmetries, and outsider ineffectiveness: empirical evidence for Norwegian industries 1966–87', *Oxford Economic Papers* **48**, 89–104.
- Johansen, K. (1997), 'The wage curve: convexity, kinks and composition effects', *Applied Economics* **29**, 71–78.
- Johansen, K. (2000), Labour economics - macroeconomic issues, Technical report, Institutt for samfunnsøkonomi, NTNU.

- Johansen, K. (2002), Regional wage curves empirical evidence from norway, Technical report, Institutt for samfunnsøkonomi, NTNU.
- Johansen, K., Mydland, r. & Strøm, B. (2007), ‘Politics in wage setting: does government colour matter?’, *Economics of Governance* **8**, 95–109.
- Johansen, K. & Strøm, B. (1997), ‘Wages, prices and politics: evidence from norway’, *Oxford Bulletin of Economics and Statistics* **59**, 511–522.
- Kremers, J. J. M., Ericsson, N. R. & Dolado, J. J. (1992), ‘The power of cointegration tests’, *Oxford Bulletin of Economics and Statistics* **54**, 325–348.
- Layard, R. & Nickell, S. (1991), *Unemployment. Macroeconomic Performance and the Labour Market*, Oxford University Press, Oxford.
- Leontief, W. (1946), ‘The pure theory of the guaranteed annual wage contract’, *The Journal of Political Economy* **54**, 76–79.
- MacKinnon, J. G. (2010), Critical values for cointegration tests, Technical report, Economics Department, Queen’s University,.
- Moene, K. O., Wallerstein, M. & Hoel, M. (1991), *Bargaining structure and economic performance*, Institute of Industrial Relations, University of California.
- Nickell, S. (1987), ‘Why is wage inflation in britain so high?’, *Oxford Bulletin of Economics and Statistics* **49**, 103–128.
- Nymoén, R. (1989), ‘Modelling wages in the small open economy: An error-correction model of norwegian manufacturing wages’, *Oxford Bulletin of Economics and statistics* **51**, 239–258.
- Nymoén, R. & Rødseth, A. (2003), ‘Explaining unemployment: some lessons from nordic wage formation’, *Labour Economics* **10**, 1–29.
- Papell, D. H., Murray, C. J. & Ghiblawi, H. (2000), ‘The structure of unemployment’, *Review of Economics and Statistics* **82**, 309–315.
- Raaum, O. & Wulfsberg, F. (1995), Unemployment, labour market programmes and wages in norway, Technical report, Institutt for samfunnsøkonomi, UIO.
- Rødseth, A. & Nymoén, R. (1999), Nordic wage formation and unemployment seven years later, Technical report, Institutt for samfunnsøkonomi, UIO,.
- Røed, K. (1996), ‘Unemployment hysteresis-macro evidence from 16 oecd countries’, *Empirical Economics* **21**, 589–600.

- Sessions, J. G. (1993), 'An exposition on the nature of the wage curve', *The Scandinavian Journal of Economics* **95**, 239–244.
- Thomas, R. L. (2012), *Using statistics in economics*, Tata McGraw-Hill Education, Berkshire.
- Townsend, R. R. (2005), Choosing among competing theories of the wage curve, Technical report, Stanford University, California.
- Verbeek, M. (2012), *A guide to modern econometrics*, Vol. 4, John Wiley sons ltd, West Sussex.
- White, H. (1980), 'A heteroskedasticity-consistent covariance matrix estimator and a direct test for heteroskedasticity', *Econometrica: Journal of the Econometric Society* **48**, 817–838.
- Wooldridge, J. M. (2009), *Introductory econometrics: a modern approach*, Thomson southwestern, Ohio.

Tillegg A

Appendiks

I denne delen av oppgaven gis en enkel fremstilling av de diagnostiske testene benyttet for å avgjøre om lønnslikningene presentert i oppgaven er velspesifiserte. I tillegg presenteres korrelasjonsmatriser for inkluderte variable

A.1 Diagnostiske tester

Vi tar utgangspunkt i en enkel regresjonsmodell gitt ved

$$y_t = \beta_0 + \beta_1 x_{1t} + \dots + \beta_k x_{kt} + \epsilon_t \quad (\text{A.1.1})$$

der $\beta_0 \dots \beta_k$ er parametre for estimering, $x_1 \dots x_k$ er inkluderte forklaringsvariabler og ϵ_t er et stokastisk restledd. Spesifikasjonstestene tar utgangspunktet i restleddens empiriske motstykke, residualene e_t .

Seriekorrelerte restledd

For testing av seriekorrelasjon opp til orden 12 kan vi følgende hjelperegresjon

$$e_t = \sum_{i=p}^q (\gamma_i e_{t-i}) + \eta \quad \text{der} \quad 0 \leq p \leq q$$

for deretter å pålegge nullrestriksjoner på koeffisientene $\gamma_1 \dots \gamma_q$. H_0 om fravær av seriekorrelasjon testes ved hjelp av en F-test. η antas å ha hvit støy egenskaper

Mer konkret har vi i oppgaven testet for simultan signifikans opp til orden 2. Hjelperegresjonen er da gitt ved:

$$e_t = \gamma_1 e_{t-1} + \gamma_2 e_{t-2} + \eta$$

med tilhørende nullhypotese:

$$H_0 : \gamma_1 = \gamma_2 = 0$$

Hetroskedastitet

Testen for hetroskedastitet undersøker hvorvidt den kvadrerte verdien av residualene, e_t^2 er signifikant avhengig av forklaringsvariablene i A.1.1 og er gitt ved:

$$e_t^2 = \gamma_1 x_{1t} + \dots + \gamma_k x_{kt} + \varphi_1 x_{1t}^2 + \dots + \varphi_k x_{kt}^2 + \eta$$

Nullhypotesen om ubetinget homoskedastitet er gitt ved:

$$H_0 : \gamma_1 = \dots = \gamma_k = \varphi_1 = \dots = \varphi_k = 0$$

og testes ved hjelp av en F-test. Ved stort antall observasjoner reaktivt til inkluderte variable kan man utvide hjelperegresjonen med kryssprodukter av forklaringsvariablene.

Autoregressive conditional hetroscedasticity (ARCH)

Testen for ARCH effekter opp til orden q er gitt ved:

$$e_t^2 = \gamma_0 + \sum_{i=1}^q (\gamma_i e_{t-i}^2) + \eta \quad i = 1 \dots q$$

Den simultane nullhypotesen om at variansen til restleddet i A.1.1 er konstant:

$$H_0 : \gamma_1 = \dots = \gamma_q = 0$$

testes ved hjelp av en F-test.

Mer spesifikt er ligningene i oppgaven undersøkt for førsteordens ARCH effekter. Hjelperegresjonen er da gitt ved:

$$e_t^2 = \gamma_0 + \gamma_1 e_{t-1}^2 + \eta$$

med tilhørende nullhypotese:

$$H_0 : \gamma_1 = 0$$

Normality

Testen undersøker i hvilken grad residualene er normalfordelte. Vi lar μ og σ_e^2 definere henholdsvis gjennomsnitt og varians, og skriver

$$\mu_i = E[e_t - \mu]^i \quad \text{slik at} \quad \sigma_e^2 = \mu_2$$

Fordelingens teoretiske skjevhet og kurtose er definert som

$$\sqrt{\omega_1} = \frac{\mu_3}{\mu_2^{3/2}} \text{ og } \omega_2 = \frac{\mu_4}{\mu_2^2}$$

Empiriske motstykker til henholdsvis μ , μ_i , $\sqrt{\omega_1}$ og ω_2 er gitt ved:

$$\begin{aligned} \bar{e} &= \frac{1}{T} \sum e_t \\ m_i &= \frac{1}{T} \sum e_t^i - \bar{e}^i \\ \sqrt{o_1} &= \frac{m_3}{m \mu_2^{3/2}} \\ o_2 &= \frac{m_4}{m \mu_2^2} \end{aligned}$$

En normalfordelt variabel vil ha:

$$\sqrt{\omega_1} = 0 \quad \text{og} \quad \omega_2 = 3$$

Testobservatoren rapportert i PcGive benytter en korreksjon for små utvalg og er gitt ved

$$n = z_1^2 + z_2^2$$

der z_1 og z_2 er de transformerte utgavene av o_2 og $\sqrt{o_1}$.

Under nullhypotesen om normalitet har testobservatoren en tilnærmet χ^2 fordeling.

A.2 Korrelasjonsmatriser

Tabell A.1: Korrelasjonmatrise I

	<i>wctv</i>	<i>p</i>	<i>prod</i>	<i>ws</i>	<i>cpi</i>	<i>u</i>
<i>wctv</i>	1.0000	0.99827	0.97897	0.68855	0.99071	0.73314
<i>p</i>	0.99827	1.0000	0.96721	0.68724	0.75601	0.99581
<i>prod</i>	0.97897	0.96721	1.0000	0.59392	0.94729	0.64507
<i>ws</i>	0.68855	0.68724	0.59392	1.0000	0.69987	0.51935
<i>cpi</i>	0.99071	0.99581	0.94729	0.69987	1.0000	0.79680
<i>u</i>	0.73314	0.75601	0.64507	0.51935	0.79680	1.0000

Korrelasjonmatrise for nivåform av inkluderte variabler. Korrelasjon angir graden av lineær samvariasjon mellom 2 variabler

Tabell A.2: Korrelasjonmatrise II

	$\Delta wctv$	Δp	$\Delta prod$	Δws	Δcpi	Δu
$\Delta wctv$	1.0000	0.89695	0.21771	0.51867	0.84498	0.073462
Δp	0.89695	1.0000	-0.015863	0.25489	0.91753	0.10209
$\Delta prod$	0.21771	-0.015863	1.0000	-0.26457	0.014809	0.094290
Δws	0.51867	0.25489	-0.26457	1.0000	0.26378	-0.098815
Δcpi	0.84498	0.91753	0.014809	1.0000	1.0000	0.25165
Δu	0.073462	0.10209	0.094290	-0.098815	0.25165	1.0000

Korrelasjonsmatrise for endringsform av inkluderte variabler. Korrelasjon angir graden av lineær samvariasjon mellom 2 variabler