

Forord

Denne masteroppgaven er et avsluttende arbeid på det femårige mastergradsstudiet i samfunnsøkonomi ved institutt for samfunnsøkonomi, NTNU. En stor takk rettes til veileder professor Kåre Johansen for god oppfølging og særdeles grundige og raske tilbakemeldinger. Vi ønsker også å takke Robin Rakvåg for god hjelp med korrekturlesing.

Kristian Grimstad og Lasse Hestad Nyland.

Innhold

1	Innledning	1
2	Tidligere forskning	4
3	Teoretisk grunnlag	7
3.1	Forhandlingsmodell	7
3.2	Effektivitetslønn	13
4	Datamateriale og tidsserieegenskaper	19
4.1	Variabelspesifikasjon	19
4.2	Tidsserieegenskaper	20
4.2.1	Stasjonære og ikke-stasjonære variabler	20
4.2.2	Test for stasjonaritet	21
4.2.3	Kointegrasjon	22
4.2.4	Autokorrelasjon	23
4.2.5	Heteroskedastisitet	24
4.2.6	Parameterstabilitet	24
4.3	Grafisk fremstilling av sentrale variabler	25
5	Empirisk spesifikasjon	29
5.1	Kointegrende sammenhenger	29
5.2	Utvidet modellspesifikasjon	31
5.2.1	Generell modell for lønnsdannelsen i petroleumsnæringen	32
5.2.2	Test for Granger-kausaltet	33
5.2.3	Instrumentvariabel-metoden	34
6	Empirisk analyse	36
6.1	Testing for Granger-kausaltet	36
6.2	Resultater fra OLS-estimering	38
6.2.1	Korttidseffekter OLS	39
6.2.2	Langsiktig løsning	41
6.2.3	Diagnostiske tester	42
6.2.4	Modellevaluering av OLS-resultater	42
6.3	Resultater fra IV-estimering	44
6.3.1	Korttidseffekter IVM	45
6.3.2	Langsiktig løsning	47
6.3.3	Diagnostiske tester	47

6.3.4	Modellevaluering av IV-resultater	47
7	Avslutning	49
	Appendiks	53
A		53
A.1	Notasjonsforklaringer	53
A.2	Grafisk utvikling i oljepris	54
A.3	Trendutvikling i lønnsomhet og industrilønn	55
A.4	Sensitivitetsanalyse	56
A.5	OLS-estimat basert på data fra 1982-2013	57

Tabeller

1	Sysselsatte i petroleumsnæringen og petroleumsrelaterte næringer bosatt i Norge, etter utdanningsnivå.	18
2	Dickey-Fuller test for nivåvariabler, 1972-2013	26
3	Dickey-Fuller test for differensierte verdier, 1973-2013	27
4	ADF-test for kointegrerende faktorer, 1972-2013	31
5	Test for Granger kausalitet, 1 lag, 1974-2013	37
6	Test for Granger kausalitet, 2 lag, 1975-2013	37
7	Test for Granger kausalitet, 3 lag, 1976-2013	38
8	OLS-estimer for lønnsdannelsen i petroleumsnæringen, 1976-2013	40
9	Test for Granger kausalitet, med simultanitet og 1 lag, 1974-2013	44
10	IV-estimer for lønnsdannelsen i petroleumsnæringen, 1976-2013	46
11	Sensitivitetsanalyse, 1974-2013	56
12	OLS-estimer for lønnsdannelsen i petroleumsnæringen, 1982-2013	57

Figurer

1	Tidsutviklingen til inkluderte variabler - nivåform	27
2	Tidsutviklingen til inkluderte variabler - differensiert form	28
3	Rekursiv estimering av sentrale variabler i M2	43
4	Rekursiv estimering av sentrale variabler i M4	48
5	Utvikling i oljepris målt i NOK, hentet fra Thompson Reuters Datastream	54
6	Utvikling i lønnsomhet og industrilønn, med log kroner på andreaksen . . .	55

1 Innledning

Petroleumsnæringen er i dag en hjørnestein i norsk økonomi og har betydd mye for den velferdsstaten Norge er i dag.¹ Næringen hadde sin spede oppstart i begynnelsen av 1970-årene. Etter en noe beskjeden vekst de første årene stod petroleumsnæringen i 1976 for omtrent 5% av norsk BNP, se Cappelen et al. (1996). I følge samme rapport konkluderes det med at norsk økonomi uten petroleumsvirksomheten ville ha utviklet seg i tråd med andre OECD-land, og at impulsene fra næringen i perioder har gitt sterke konjunkturimpulser i norsk økonomi. I senere år har petroleumsnæringen utviklet seg til å bli en enda større andel av BNP og var i 2013 på 21,5%.²

Historisk sett har lønnsdannelsen i norsk petroleumsnæring vært preget av både sentralisering og desentralisering av lønnsforhandlinger samt intervensjon tidlig på 80-tallet. I 1982 grep myndighetene inn for å moderere lønnsutviklingen etter flere år med høy vekst, for både offshore og onshore petroleumsarbeidere i forhold til sysselsatte i andre næringer, se Dyrstad (2015).

Fra sensommeren 2014 og utover falt oljeprisen fra sitt høyeste nivå på rundt 115 dollar til under 50 dollar tidlig i 2015.³ Fallet i oljeprisen har av mange blitt tolket som et resultat av at OPEC lar være å redusere oljeproduksjonen. Det argumenteres også for at høy produksjon og lav oljepris er en bevisst strategi fra OPEC sin side for å presse ut konkurrenter, se Torvik (2015).

Etter flere år med høy vekst i kostnader begynte petroleumsselskapene på norsk kontinentalsokkel for en tid tilbake å sette fokus på kostnadskontroll og bedret kontantstrøm. Dette førte med seg at nedgangen i petroleumsinvesteringene allerede var godt i gang da oljeprisen var på vei nedover sommeren 2014. Fra 3. kvartal 2013 til og med hele 2014 har investeringene blitt redusert med 7%, noe som i liten grad kan tilskrives nedgangen i oljeprisen, se Cappelen et al. (2015).

I denne avhandlingen undersøkes det hva som kan være drivkraften bak lønnsdannelsen i norsk petroleumsnæring. Er lønnsveksten drevet av økt produktivitet i næringen eller er det en direkte effekt av økt produktpris? Hvis lønnsveksten er drevet av næringsspesifikke,

¹Petroleumsnæringen er i denne avhandlingen definert som utvinning av råolje og naturgass inkludert tjenester.

²Tall fra Oljedirektoratet (2014).

³Se appendiks for grafisk utvikling av oljeprisen.

interne variabler som produktivitet og oljepris, hvordan er da sammenhengen mellom lønnsveksten i industrien⁴ og petroleumsnæringen?

En vanlig fremgangsmåte i analyse av lønnsdannelse i en spesifikk næring er å legge vekt på forhandlingsmodellen, presentert i kapittel 3, og la lønnen avhenge av en alternativlønn. For analyse av petroleumsnæringen er det da mest nærliggende å la alternativlønnen være representert ved industrilønnen. Denne fremgangsmåten blir også brukt i tidligere forskning på lønnsdannelse i petroleumsnæringen, se Dyrstad (2015).

I denne avhandlingen vil det med bakgrunn i aggregert tidsseriedata fra 1970-2013 estimeres en lønnsrelasjon for petroleumsnæringen hvor både eksterne og interne forklaringsvariabler inngår. I en studie gjort av Wulfsberg (1990) hvor det benyttes paneldata fra 1967-1979 for norske treforedlingsforetak, finner forfatteren visse likhetstrekk med analyser gjort på aggregerte data, men at de eksterne effektene er noe mer dominerende. Videre nevner Wulfsberg (1990) med bakgrunn i forhandlingsmodeller, at eksempler på eksterne variabler kan være ledighet og lønn i andre bedrifter, mens interne variabler kan være produktpris og produktivitet.

Nyhetsbildet i 2014/2015 har vært preget av oppsigelser av petroleumsarbeidere, både onshore og offshore, og det spås en ytterligere økning i ledigheten blant de sysselsatte i næringen. Med bakgrunn i dette vil datamaterialet anvendes for å undersøke om økt arbeidsledighet har noen innvirkning på langtidslikevekten - og om korttidsdynamikken til ledigheten har noen signifikant effekt på petroleumslønnen.

Det norske arbeidsmarkedet betraktes gjerne som relativt sentralisert med koordinert lønnsfastsetting, se Johansen (1995). Det at lønnsforhandlingssystemet karakteriseres som svært sentralisert vil trekke i retning av relativt stabile lønnsdifferanser som gjør at det er naturlig å forvente sterk effekt av lønn i industrien.

⁴Industri er i denne avhandlingen aggregert opp av følgende næringer: Nærings-, drikkevare- og tobakksindustri, tekstil-, beklednings- og lærvareindustri, trelast- og trevareindustri untatt møbler, produksjon av papir og papirvarer, trykking og reproduksjon av innspilte opptak, oljeraffinering, kjemisk og farmasøytisk industri, produksjon av kjemiske råvarer, gummivare-, plast- og mineralproduktindustri, produksjon av metaller, produksjon av metallvarer, elektrisk utstyr og maskiner, verftsindustri og transportmiddelindustri, produksjon av møbler og annen industriproduksjon og til sist reparasjon og installasjon av maskiner og utstyr.

Avhandlingen er disponert som følger: I kapittel 2 gis det en oversikt over tidligere forskning på lønnsdannelse i petroleumsnæringen. I påfølgende kapittel presenteres det sentrale teorier som omhandler lønnsdannelse for å gi avhandlingen et teoretisk rammeverk. Kapittel 4 beskriver datamaterialet som er benyttet samt tidsserieegenskapene til variablene som brukes. Innholdet i kapittel 5 er empirisk spesifisering og modelleringsstrategi. Analysen av lønnsdannelsen i norsk petroleumsnæring kommer i kapittel 6 før avhandlingen konkluderes og avsluttes i kapittel 7.

2 Tidligere forskning

For å relatere denne avhandlingen til tidligere litteratur vil det i dette kapitlet bli presentert et utvalg av tidligere empirisk arbeid som er gjort på lønnsdannelse. Lønnsdannelse er et utbredt forskningsområde hvor det har vist seg at lønnstudier, spesifikt for petroleumsnæringen er noe underrepresentert. Det finnes også empiriske studier av lønnsdannelse som har valgt å holde petroleumsnæringen utenfor aggregeringen på grunn av særegne forhold, se Langørgen (1993).

Av tidligere empirisk arbeid er Dyrstad (2015) mest nærliggende for analysen av lønnsdannelsen i petroleumsnæringen. I Dyrstad (2015) settes det fokus på interne versus eksterne effekter, noe som også vil bli gjort i denne avhandlingen. Dette motiverer for at det også inkluderes lignende studier som fokuserer på denne problemstillingen i analyse av andre næringer, hvor ekstern variabel er representert som alternativlønn.

Dyrstad (2015) estimerer lønnsdannelsen for petroleumsnæringen ved bruk av industrilønn som alternativlønn. I analysen legger artikkelforfatteren vekt på hvordan sentralisering og desentralisering av lønnsforhandlingene har påvirket lønnsutviklingen i petroleumsnæringen, og om offentlig innblanding i lønnsforhandlingene i slutten av 1981 førte til at lønnsutviklingen i petroleumsnæringen ble redusert til et langsiktig bærekraftig nivå. For å analysere effekten av sentralisering/desentralisering av lønnsforhandlingene blir det utnyttet at fra perioden olje- og gassindustrien startet på norsk kontinentalsokkel og fram til i dag, kan deles inn i tre faser.

Fase 1 (1966-1973) er karakterisert ved sentralisert forhandling, mens det i fase 2 (1974-1981) oppstår en desentralisering av forhandlingene. Fase 3 (1982-) starter med en offentlig intervensjon hvor målet var å få lønnsnivået i petroleumsnæringen ned på et bærekraftig nivå. Planen var å få fagforeningene med i et nasjonalt lønnsforhandlingsystem.

Artikkelforfatteren finner en signifikant langsiktig sammenheng mellom lønn i petroleumsnæringen og industrien i perioden før den offentlige intervensjonen, men dette forholdet blir sterkere etter intervensjonen. Lønnsveksten i perioden før intervensjonen er drevet av korttidseffekter, mens perioden etter er drevet av langsiktige effekter. Dette tyder på at lønnsdannelsen i petroleumsnæringen ble mer likt det veletablerte norske lønnsforhandlingsystemet som er beskrevet i Aukrust (1977), etter offentlig intervensjon.

Holmlund (2012) analyserer sysselsetting og lønnsdannelse i svensk privat sektor fra midten av 1910-tallet til sent på 1930-tallet. Denne perioden inkluderer den store oppgangen i 1920-årene, som ble etterfulgt av den store depresjonen tidlig på 1930-tallet. Analysen finner en robust negativ sammenheng mellom arbeidsledighet og lønn i privat sektor.

Artikkelforfatteren finner også at industrilønn responderer på endringer i produktiviteten. En reduksjon i antall arbeidstimer fører til økt lønnspress. Estimater tyder derimot ikke på at bedriftene substituerer bort arbeiderne ved økt produktivitet. Det er verdt å merke seg at artikkelen ikke drar noen sterke konklusjoner angående effekten på sysselsettingen, siden estimatene ikke har noen høy grad av presisjon.

Ved å bruke paneldata for 117 norske industrier fra 1966 til 1987, viser Johansen (1996) at verdiskapninga i industrien har signifikant påvirkning på lønnsdannelsen i næringen. Artikkelforfatteren finner at innside-effekter er viktigere for ekspanderende industrier sammenlignet med avtakende industrier, og at industriene responderer mer på innsidevariabler i gode tider. Industrielønnen er signifikant påvirket av arbeidsledigheten, og den estimerte koeffisienten for arbeidsledighet er ganske lik når det benyttes tidsseriedata. Determinantene som danner løsning på lang sikt er industrilønn, alternativlønn og egen profittabilitet.

Holmlund og Zetterberg (1991) forsøker å kaste nytt lys over de determinantene som avgjør lønn i industrien. Dette utføres ved å bruke omfattende paneldata på forskjellige næringer fra tidlig på 1960-tallet til midten av 1980-tallet. Den empiriske analysen innebærer beregninger av identisk spesifiserte lønnsrelasjoner for fem land: Sverige, Norge, Finland, Tyskland og USA. Et viktig funn er at industrilønn i USA er mest mottakelig for næringsspesifikke pris- og produktivitesendringer. I motsetning er industrilønn i de nordiske landene i stor grad upåvirket av næringsspesifikke forhold. Resultatene sår tvil om konkurransemodellen som en nøyaktig karakterisering av lønnsinnstilling under desentralisering.

Med utgangspunkt i fagforeningsteori der bedrift og fagforening forhandler om lønn, analyserer Wulfsberg (1990) lønnsdannelsen for fagarbeidere i norsk treforedlingsindustri ved bruk av paneldata. Artikkelen setter spesielt fokus på skillet mellom interne og eksterne faktorer som kan påvirke lønnsdannelsen.

Med bakgrunn i teori, former artikkelforfatteren en dynamisk modell hvor det blir inkludert to feilkorrigeringsledd. Resultatene fra den næringsspesifikke analysen gir en noe mer dominerende effekt av eksterne faktorer sammenlignet med tidligere forskning som benytter aggregerte data.

3 Teoretisk grunnlag

I dette kapitlet gis det et teoretisk grunnlag for senere empiri, ved å presentere teorier om lønnsdannelse. Som et argument for forhandlingsmodellen kan det være at forhandlingslønnen avhenger av verdiskapningen i næringen, i tillegg til såkalte "outside options", som igjen påvirkes av alternativlønnen og arbeidsledigheten. Videre vil det bli presentert en modell for effektivitetslønn, som tar for seg forholdet mellom lønnstakernes effektivitet og lønnen de mottar.

3.1 Forhandlingsmodell

I fagforeningsmodeller gis det grunnlag for hvordan lønn fastsettes gjennom forhandlinger mellom fagforeninger og arbeidsgiverorganisasjoner eller bedrifter. I ytterpunktet i denne modellkategorien finnes monopolistiske forhandlingsmodeller hvor det antas at en fagforening er enerådende over lønnsettingsprosessen og bedriftene setter sysselsettingsnivået ut i fra dette. I et slikt tilfelle vil fagforeningen ta hensyn til at høyere lønn impliserer lavere sysselsetting. En noe mer virkelighetsnær forhandlingsmodell kan da være styringsrettmodellen. Her tas det utgangspunkt i at bedriften egenhendig setter sysselsettingsnivået, mens lønnen bestemmes gjennom forhandlinger mellom fagforeningen og arbeidsgiver.⁵

Bedriftens profittfunksjon er gitt ved:

$$\pi = R(N) - wN \quad (3.1.1)$$

hvor π er profitten til bedriften som betraktes, $R(N)$ er inntekt som en funksjon av sysselsettingen og w er lønn. Bedriften velger sysselsettingsnivået som maksimerer profitten. Førsteordensbetingelsen er gitt ved

$$R'(N) = w \quad , \quad (3.1.2)$$

mens andreordensbetingelsen impliserer, $R''(N) < 0$. Bedriftene vil altså ha en positiv, men avtagende marginalinntekt.

⁵Fremstillingen videre er basert på Johansen (2000).

Førsteordensbetingelsen gir en nedoverhellende etterspørselskurve etter arbeidskraft,

$$N = N(w), \quad N_w < 0. \quad (3.1.3)$$

Siden det er bedriften som bestemmer sysselsettingen etter at lønnen er satt, må utfallet for lønninger og sysselsetting ligge på etterspørselskurven etter arbeidskraft. Effekten av økt lønn på profitt finnes ved å derivere profitt med hensyn på lønn

$$\frac{d\pi}{dw} = R' \frac{\delta N}{\delta w} - w \frac{\delta N}{\delta w} - N = -N. \quad (3.1.4)$$

Videre gjelder følgende notasjon:

M - antall fagforeningsmedlemmer.

N - antall sysselsatte fagforeningsmedlemmer.

$v(w)$ - nytten til en arbeider, sysselsatt i neste periode.

v^0 - referansenytten, i.e. forventet nytte til en organisert arbeider som mister jobben.

Det er ikke opplagt hvordan en fagforenings nyttefunksjon bør defineres, men en rimelig antagelse er at den har utilitaristiske preferanser,

$$V = \begin{cases} Nv(w) + (M - N)v^0 & \text{for } N < M \\ Mv(w) & \text{for } N \geq M \end{cases} \quad (3.1.5)$$

som gir følgende deriverte dersom $N < M$

$$V_w = Nv_w, \quad V_N = v(w) - v^0. \quad (3.1.6)$$

Den utilitaristiske preferansefunksjonen gir at fagforeningens nytte er summen av hver enkelt arbeiders nytte. Fagforeningen vil maksimere summen av nytten til samtlige av sine medlemmer, også de som ikke er i arbeid. Nyttene øker med høyere lønn og sysselsetting, men fagforeningen må ta i betraktning at $N_w < 0$, i.e. at økt lønn reduserer sysselsettingen. Siden $v(w)$ representerer nytten til en arbeider, vil $Nv(w)$ være nytten til alle sysselsatte. De resterende medlemmene, $(M - N)$, er ikke sysselsatt i den næringen

som betraktes, og har nyttenivå v^0 . Dette gir da det totale nyttenivået for sysselsatte i andre næringer som $(M - N)v^0$. Hvis $N \geq M$, er fagforeningens nytte lik antallet fagforeningsmedlemmer multiplisert med nytten til en enkelt arbeider. Ved aggregering av hvert individs individuelle preferanse, opptrer fagforeningen som om samtlige medlemmer er identiske. Videre er fagforeningen antatt å sette lønnen for å maksimere preferansefunksjonen, gitt etterspørsel etter arbeidskraft fra (3.1.3). Dersom disse uttrykkene kombineres gir det

$$V^*(w, N(w)) = N(w)v(w) + (M - N(w))v^0. \quad (3.1.7)$$

Videre er det antatt at nytten til en sysselsatt arbeider er større enn referansenytt og at en arbeidsledig arbeider kan ende opp i følgende to situasjoner:

i) Arbeideren får ny jobb i en annen næring og mottar alternativlønn, w_a . Nyttenivået er da $v(w_a)$.

ii) Arbeideren kan fortsette å være arbeidsledig og motta ledighetsstønad B . Nyttenivået vil i dette tilfellet være $v(B)$.

Forventet nytte til en oppsagt arbeider er

$$v^0 = \rho v(B) + (1 - \rho)v(w_a), \quad 0 < \rho < 1, \quad (3.1.8)$$

hvor ρ representerer forventet tid en arbeider er arbeidsledig i neste periode, og er avhengig av tilstanden i jobbmarkedet. Det er naturlig at dersom det er høy arbeidsledighet vil det være vanskelig å finne nytt arbeid og at prosessen med å finne ny jobb er mer tidskrevende. Dette kan uttrykkes som

$$\rho = \rho(u), \quad \rho' > 0. \quad (3.1.9)$$

Ligningene (3.1.8) og (3.1.9) gir videre

$$\frac{\delta v^0}{\delta u} = \frac{\delta \rho}{\delta u} [v(B) - v(w_a)] \quad (3.1.10)$$

$$\frac{\delta v^0}{\delta w_a} = (1 - \rho) \frac{\delta v}{\delta w_a} \quad (3.1.11)$$

$$\frac{\delta v^0}{\delta B} = \rho \frac{\delta v}{\delta B}. \quad (3.1.12)$$

Hvis forutsetningen om at nyttenivået til et arbeidsledig individ er lavere enn hos et sys-selsatt individ som har en alternativ jobb gjelder, i.e. $v(w_a) > v(B)$, gir ligning (3.1.10) at referansenytten reduseres med arbeidsledighet. Ligning (3.1.10) gir også at høyere ledighet vil øke forventet tid en arbeider er arbeidsledig. Ligningene (3.1.11) og (3.1.12) gir at høyere alternativlønn samt høyere nivå på ledighetsstønad reduserer referansenytten, men at de partielle effektene avhenger av tida individet går uten arbeid.

Et sentralt tema innenfor forhandlingsteori er hva slags tiltak eller aksjoner en av partene kan benytte eller true med dersom det skulle oppstå en konflikt. La \bar{V} og $\bar{\pi}$ representere henholdsvis fagforeningens nytte og bedriftens profitt under en konflikt. Dersom streik skulle være virkemiddelet under en konflikt er \bar{V} avhengig av utbetaling fra en form for streikekasse. En bedrift som under en streik opplever full stans i produksjonen vil da ha $\pi = 0$, sett bort i fra andre kostnader. Et annet virkemiddel som kan benyttes er en slags ”gå sakte-aksjon” sett fra arbeidstakernes side. De vil fremdeles arbeide, men med redusert effektivitet. Dette vil da gi utslag i bedriftens profitt siden de fremdeles må lønne arbeiderene etter tidligere fastsatte tariffavtaler, men nå opplever redusert produksjon. Siden verken bedriften eller fagforeningen er interessert i å godta et utfall av forhandlingene som gir lavere nytte eller profitt enn tidligere, må utfallet av forhandlingene være $V^* > \bar{V}$ og $\pi > \bar{\pi}$.

Forhandlingene mellom fagforeningen og arbeidsgiveren kan ses på som et sekvensielt spill med lønnstilbud og lønnskrav fremmet av de ulike partene. Utfallet av forhandlingene er som regel avhengig av objektfunksjonene, trusselspunktene og relativ forhandlingsmakt til partene. Resultatet av det sekvensielle spillet finnes ved å maksimere en Nash-objektfunksjon med hensyn på w ,

$$O = \left(V^*(w) - \bar{V} \right)^\beta \left(\pi(w) - \bar{\pi} \right)^{1-\beta}. \quad (3.1.13)$$

I ligningen over uttrykker β fagforeningens forhandlingsmakt, mens $1 - \beta$ uttrykker bedriftens forhandlingsmakt.

Rent regneteknisk tas logaritmen til objektfunksjonen i (3.1.13) for å forenkle uttrykket noe, for så å maksimere med hensyn på w ,

$$\Omega \equiv \ln O = \beta \ln \left(V^*(w) - \bar{V} \right) + (1 - \beta) \ln \left(\pi(w) - \bar{\pi} \right). \quad (3.1.14)$$

Førsteordensbetingelsen blir da

$$\Omega_w = \beta \frac{\frac{dV^*}{dw}}{V^*(w) - \bar{V}} + (1 - \beta) \frac{\frac{d\pi}{dw}}{\pi(w) - \bar{\pi}} = 0. \quad (3.1.15)$$

Uttrykket over sier at den relative nyttegevinsten for fagforeningen vektet med fagforeningens forhandlingsmakt bør være lik det relative profittapet vektet med bedriftens forhandlingsmakt. Dersom en generell versjon av fagforeningens nyttefunksjon benyttes, $V^* = V(w, N(w))$, vil det gi $\frac{dV^*}{dw} = V_w + V_N N_w$. Når dette brukes sammen med ligning (3.1.4) kan førsteordensbetingelsen uttrykkes slik

$$\Omega_w = \beta \frac{V_w + V_N N_w}{V^*(w) - \bar{V}} - (1 - \beta) \frac{N}{\pi(w) - \bar{\pi}} = 0. \quad (3.1.16)$$

Andreordensbetingelsen impliserer at $\Omega_{ww} < 0$, og at dersom lønnen initielt er høy vil en marginal økning i lønnen gi en mindre økning i nyttenivået enn hvis lønnen initielt var lav.

Ut i fra førsteordensbetingelsen i (3.1.16) ser man at lønnen i næringen er definert som en funksjon av alternativlønnen w_a , via v^0 , og næringsinterne lønnsomhetsvariable via π/N . Dette kommer til syne gjennom ligning (3.1.7) hvor v^0 inngår, og hvor v^0 igjen er definert i (3.1.8) der alternativlønnen inngår. Fra siste ledd i (3.1.16) kan $N/(\pi(w) - \bar{\pi})$ skrives

om til

$$\frac{1}{\pi/N} = \frac{1}{R/N - w} \quad ,$$

hvor $\bar{\pi} = 0$. Dette gir da R/N som internvariabel, eller som value added per sysselsatt i næringen.

Lønnsrelasjonen kan, som implisitt definert ved førsteordensbetingelsen, nå skrives som

$$w = w(v^0, R/N) \quad , \quad (3.1.17)$$

hvor $v^0 = \rho v(B) + (1 - \rho)v(w_a)$, som fra (3.1.8).

Et viktig moment i forhandlingsmodeller er at lønnen det forhandles om er avhengig av lønnen andre steder i økonomien, noe som representerer sammenligningseffekter eller alternativlønnsmekanismer.⁶ For å trekke inn sammenligningseffekter i modellen kan den utvides ved at hver enkelt arbeiders nytte avhenger av relativ lønnsposisjon

$$V = V\left(w, \frac{w}{w_a}\right) \quad (3.1.18)$$
$$\frac{\delta V}{\delta w} > 0, \quad \frac{\delta V}{\delta\left(\frac{w}{w_a}\right)} > 0.$$

Tidligere ble det nevnt at en lønnsøkning fører med seg lavere sysselsetting i forhandlingsmodeller. Dersom alternativlønnen øker, vil det gi et lavere velferdstap for en arbeider som mister jobben. Fagforeningen er derfor villig til å godta et lavere sysselsettingsnivå og heller opprettholde økt lønnspress.

For å relatere forhandlingsmodellen til temaet for avhandlingen kan alternativlønnen i modellen ses på som lønnen i industrinæringen, som potensielt spiller en viktig rolle i lønnsdannelsen i petroleumsnæringen gjennom lønnsforhandlinger. Dette fordi petroleumsarbeiderne er opptatt av sin relative lønnsposisjon mot lønnen i industrien, som nevnt over. Det er rimelig å anta at en eventuell lønnsøkning i industrien også vil føre til en lønnsøkning i petroleumsnæringen. Det kommer også fram i modellen at lønnsomheten er

⁶ Se Johansen og Strøm (2001).

en egen variabel i forhandlingsrelasjonen. Dette drar i retning av at den bør inkluderes ved konstruksjon av en relasjon for lønnsdannelse i petroleumsnæringen.

3.2 Effektivitetslønn

Teorien om effektivitetslønn tar for seg forholdet mellom lønnstakernes effektivitet og lønnen de mottar.⁷

Arbeidsgiverene kan sette lønn høyere enn den lønnen som klarerer arbeidsmarkedet, se for eksempel Solow (1979) eller Shapiro og Stiglitz (1984).

Siden en arbeider kompenseres mer enn det som strengt er nødvendig vil dette gi arbeidsgiveren økte utgifter. Det at en arbeidsgiver kan tilby høyere lønn enn det som gir likevekt i arbeidsmarkedet impliserer da at det er en positiv sammenheng mellom arbeidsgodtgjørelse og en arbeiders effektivitet. Man kan si at lønn brukes som et virkemiddel for å tiltrekke seg de mest effektive arbeiderne, motivere allerede eksisterende arbeidere til å yte bedre og beholde de som ansatte.

Formelt vil marginalkostnaden ved å tilby høyere lønn da måtte være ekvivalent med marginalgevinsten gjennom økt effektivitet eller produktivitet, se Johansen (2000).

Videre nevner Johansen (2000) at hovedargumentene som taler for effektivitetslønnmodeller blant annet er at arbeiderne er opptatt av rettferdig arbeidsgodtgjørelse og at høyere lønn, relativt til for eksempel lønn i andre bedrifter i samme næring, vil øke arbeidernes produktivitet.

Høyere lønn kan gi incentiveeffekter for å unngå at arbeiderne sluntrer unna på jobben. Det å tilby en enkelt arbeider høyere lønn gjør at arbeidstakeren har mer å tape dersom han skulle bli tatt i å sluntre og dermed miste jobben.

Kostnaden for arbeideren dersom han skulle miste jobben vil da være høyere jo mer han mottar i lønn. Dermed kan bedriften påvirke arbeiderens atferd ved å bruke lønn som

⁷Hovedreferansen her vil være Johansen (2000). Viser også til Akerlof og Yellen (1986) som inneholder flere artikler som omhandler effektivitetslønn.

et virkemiddel for å sikre at en arbeider jobber effektivt. Det er også mulig at en ledig stilling fylles raskere hvis det tilbys høy lønn. Dette vil redusere kostnader assosiert med produksjon under kapasitetsnivå, se Johansen (2000).

I Johansen (2000) kapittel 5.1 ⁸ er det formalisert en modell for "rettferdig lønn".

Anta at en bedrifts produktivitetsfunksjon kan skrives som

$$Y = f(eN), \quad f' > 0, f'' < 0 \quad , \quad (3.2.1)$$

hvor innsats e er en funksjon av relativ lønn og arbeidsledighet,

$$e = e\left(\frac{w}{w_a}, u\right). \quad (3.2.2)$$

I (3.2.2) er w lønnsraten i bedriften som betraktes, w_a er forventet alternativlønn og u er ledighetsraten. Følgende antagelser gjelder for innsatsfunksjonen

$$(i) \quad e_1 = \frac{\delta e}{\delta\left(\frac{w}{w_a}\right)} > 0 \quad (ii) \quad e_{11} = \frac{\delta^2 e}{\delta\left(\frac{w}{w_a}\right)^2} < 0$$

$$(iii) \quad e_2 = \frac{\delta e}{\delta u} > 0 \quad (iv) \quad e_{12} = \frac{\delta^2 e}{\delta\left(\frac{w}{w_a}\right)\delta u} < 0.$$

Antagelse (i) og (ii) sier at høyere relative lønninger vil øke innsatsen, men at margina-effekten er avtagende. Antagelse (iii) sier at høyere ledighetsrate også vil øke innsatsen. Argumentet bak denne antagelsen er at høyere innsats reduserer sannsynligheten for å bli sagt opp. Ved høy arbeidsledighet er det derfor viktig at arbeiderene beholder jobben, siden det er vanskeligere å finne nytt arbeid. (iv) impliserer at høyere ledighet vil redusere marginaleffekten av lønnsøkninger, eller alternativt at høyere relative lønninger vil redusere marginaleffekten av ledighet.⁹

Bedriften er profittmaksimerende og setter lønn og sysselsetting ut i fra profittfunksjonen

⁸Fremstillingen videre er basert på samme kapittel.

⁹Hvis arbeiderene allerede jobber effektivt grunnet høy relativ lønn (høy arbeidsledighet), vil innsats-effekten av økt ledighet (høyere relativ lønn) være liten.

$$\pi = Pf\left(e\left(\frac{w}{w_a}, u\right)N\right) - wN \quad , \quad (3.2.3)$$

hvor P er konstant når bedriften er pristaker, og

$$P = P(Y), \quad P' < 0$$

når bedriften setter prisene. I begge tilfeller kan profittfunksjonen skrives som

$$\pi = R\left(e\left(\frac{w}{w_a}, u\right)N\right) - wN \quad , \quad (3.2.4)$$

hvor $R = PY$ er totale inntekter.

Førsteordensbetingelsene som løser bedriftens optimeringsproblem er

$$\frac{\delta\pi}{\delta N} = \frac{dR}{d(eN)}e - w = 0 \quad (3.2.5)$$

$$\frac{\delta\pi}{\delta w} = \frac{dR}{d(eN)}Ne_1\frac{1}{w_a} - N = 0. \quad (3.2.6)$$

I en situasjon hvor bedriften er pristaker i markedet er $\frac{dR}{d(eN)} = Pf'\left(e\left(\frac{w}{w_a}, u\right)N\right)$ og (3.2.5) og (3.2.6) bestemmer optimal lønn og sysselsetting. Dersom bedriften setter prisen i markedet er det (3.2.5) og (3.2.6) sammen med produktetterspørselsfunksjonen $P = P\left[f\left(e\left(\frac{w}{w_a}, u\right)N\right)\right]$ som bestemmer lønn, sysselsetting og produktpris.

Ligning (3.2.5) kan skrives om til

$$\frac{dR}{d(eN)} = \frac{w}{e} \quad , \quad (3.2.7)$$

som impliserer at at marginalinntekten bør settes lik lønn relativt til innsatsenheter.

Dersom uttrykket for marginalinntekt fra (3.2.7) substitueres inn i (3.2.6) gir det Solow-betingelsen¹⁰

$$\epsilon\left(\frac{w}{w_a}, u\right) \equiv e_1 \frac{w/w_a}{e} = 1. \quad (3.2.8)$$

Solow-betingelsen sier at elastisiteten til innsatsfunksjonen med hensyn på relativ lønn er lik 1. Alternativt kan Solow-betingelsen utledes ved å anta at bedriften minimerer lønnskostnader målt i effektivitetsenheter,

$$\min_w \frac{wN}{e\left(\frac{w}{w_a}, u\right)}. \quad (3.2.9)$$

Førsteordensbetingelsene som løser minimeringsproblemet er

$$\begin{aligned} \frac{Ne - wNe_1 \frac{1}{w_a}}{e^2} &= 0 \\ \Rightarrow \frac{N}{e} \left(1 - e_1 \frac{w/w_a}{e}\right) &= 0 \\ \Rightarrow \epsilon\left(\frac{w}{w_a}, u\right) &= 1. \end{aligned} \quad (3.2.10)$$

Det antas at innsatselastisiteten er større enn 1 for lavt nivå på relativ lønn, og avtar med w/w_a til verdier på mindre enn 1. Så lenge høyere relativ lønn impliserer at innsatsen øker relativt mer enn lønn, så må w/e avta. Dette er da tilfellet dersom $\epsilon\left(\frac{w}{w_a}, u\right) > 1$.

Hvis $\epsilon\left(\frac{w}{w_a}, u\right) = 1$, vil lønn og innsats øke proporsjonalt, som da karakteriserer minimumet av lønn målt i innsats, w/e . En ytterligere lønnsøkning impliserer da at innsats øker relativt mindre enn lønn, og w/e vil da øke.

Solow-betingelsen gir optimal lønn i den bedriften som betraktes, som en funksjon av forventet alternativlønn og arbeidsledighetsraten, henholdsvis w_a og u

$$e_1\left(\frac{w}{w_a}, u\right) \frac{w}{w_a} = e\left(\frac{w}{w_a}, u\right). \quad (3.2.11)$$

For gitt nivå på arbeidsledigheten vil lønnen, w , øke i takt med alternativlønnen, w_a . Effekten av høyere ledighet finnes ved å differensiere (3.2.11) med hensyn på u , som gir

¹⁰Se Solow (1979).

$$\begin{aligned}
e_{11} \frac{w}{w_a^2} \frac{\delta w}{\delta u} + e_{12} \frac{w}{w_a} + e_1 \frac{1}{w_a} \frac{\delta w}{\delta u} &= e_1 \frac{1}{w_a} \frac{\delta w}{\delta u} + e_2 \\
\Rightarrow \frac{\delta w}{\delta u} &= \frac{e_2 - e_{12} \frac{w}{w_a}}{e_{11} \frac{w}{w_a^2}} < 0.
\end{aligned}
\tag{3.2.12}$$

Gitt antagelsene $e_2 > 0$, $e_{12} < 0$ og $e_{11} < 0$ vil da $\frac{\delta w}{\delta u} < 0$, altså at høyere ledighet vil redusere lønnen. Intuisjonen bak dette er at høyere ledighet vil øke arbeidernes innsats, men at en marginaløkning av ytterligere lønnsøkning er redusert. Siden en gitt lønnsøkning gir mindre fortjeneste sett fra bedriftens side, mens marginalkostnaden er upåvirket, vil høyere ledighet gi bedriften insentiver til å redusere lønnen. Modellen over impliserer da en nominell lønnslikning gitt ved

$$\begin{aligned}
w &= w(w_a, u) \\
\frac{\delta w}{\delta w_a} \frac{w_a}{w} &= 1, \quad \frac{\delta w}{\delta u} < 0.
\end{aligned}
\tag{3.2.13}$$

Neste punkt vil da være å bestemme ledighetsraten i likevekt. Anta at alle bedrifter er identiske og at alle har insentiver om å øke sine egne lønninger relativt til lønninger i andre bedrifter for å øke sine egne ansattes innsats. Argumentet for å være den lønnsledende bedriften er symmetrisk og gjelder også for de konkurrerende bedriftene, og det vil være en tendens til at bedriftene overbyr hverandre kontinuerlig. Det er også verdt å merke seg at når både intern og ekstern lønn øker i tråd med hverandre, vil innsatsen være konstant dersom ledighetsraten også er det.

Fra førsteordensbetingelsen for optimal sysselsetting fra (3.2.7) gis det at høyere lønninger reduserer sysselsettingen og dermed at arbeidsledigheten øker. Høyere ledighet vil igjen redusere marginalfortjenesten av ytterligere lønnsøkninger. I likevekt vil derfor arbeidsledigheten være nødt til å være høy nok, slik at bedriftene hindres i å sette lønn over forventet lønnsnivå i konkurrerende bedrifter. Nøkkelmekanismen for å oppnå likevekt er da at høyere lønninger vil øke ledigheten som igjen vil gjøre ytterligere lønnsøkninger mindre lønnsomt. I likevekt må alle lønninger være like, i.e. $w = w_a$, og Solow-betingelsen vil da være

$$\epsilon(1, u^*) = 1
\tag{3.2.14}$$

som bestemmer likevektsraten til arbeidsledigheten.

Thoen og Johannessen (2011) rapporterer empiriske resultater for sysselsettingen i petroleumsnæringen som kan tyde på effektivitetslønn i næringen.¹¹

Utdanningsnivå	2003	2009	2010
Grunnskole - Videregående skole	66,2%	60,0%	59,2%
Universitet og høyskole, kort (minimum 3 år)	18,4%	19,7%	19,8%
Universitet og høyskole, lang (minimum 5 år)	13,6%	15,0%	15,4%
Uoppgitt	1,8%	5,3%	5,7%

Tabell 1: Sysselsatte i petroleumsnæringen og petroleumsrelaterte næringer bosatt i Norge, etter utdanningsnivå.

I tabellen rapporteres det en nedgang på 7 prosentpoeng for sysselsatte med grunnskole eller videregående som høyeste fullførte utdanning fra 2003 til 2010. Antall sysselsatte med høyere utdanning har en oppgang på henholdsvis 1,4 og 1,8 prosentpoeng for sysselsatte med 3 og 5-årig utdanning. Andelen med uoppgitt utdanning er i hovedsak utlendinger med utdanning fra utlandet. Det er her veksten i antall sysselsatte har vært størst, med en vekst på 3,9 prosentpoeng fra 2003 til 2010.

Skal man tolke tabellen over så kan den tyde på at kravet til høyere utdanning og kompetanse har økt de siste årene i petroleumsnæringen. Videre i rapporten finner Thoen og Johannessen (2011) at i 2010 hadde 35 % av de sysselsatte i petroleumsnæringen høy eller lav universitetsutdanning, mens i resten av privat sektor var andelen på 23%. De finner også at forskjellen er størst for sysselsatte med universitetsutdanning på 5 år eller mer.

Teorien som presenteres gir sentrale variabler som bør inkluderes i dannelsen av en lønnsrelasjon for petroleumsnæringen. Som en oppsummering har det gjennom forhandlings- og effektivitetslønnmodellen blitt vist at alternativlønn, arbeidsledighet og lønnsomheten i næringen er avgjørende når lønnen settes i forhandlinger.

Det er viktig å presisere at i denne avhandlingen blir det estimert lønnsdannelse i en næring som befinner seg i en økonomi som har vært preget av sentraliserte lønnsforhandlinger¹² i store deler av næringens levetid. Derfor forventes det at variabler inkludert, spesielt i forhandlingsmodellen, også vil ha en sentral rolle i den empiriske delen i denne avhandlingen.

¹¹Tabell hentet fra Thoen og Johannessen (2011).

¹²Se Dyrstad (2015) hvor lønnsdannelsen i petroleumsnæringen deles inn i 3 faser.

4 Datamateriale og tidsserieegenskaper

I dette kapitlet presenteres datamaterialet som benyttes i den empiriske analysen, og definisjon på variablene som brukes. Deretter blir viktige konsepter innen tidsserieanalyse presentert, og intuisjon bak den økonometriske modelleringen som blir benyttet.

4.1 Variabelspesifikasjon

Alt av datamateriale er hentet fra Statistisk sentralbyrå, og er aggregerte tidsseriedata fra tidsrommet 1970-2013. Variablene w og wm er timelønn for henholdsvis petroleumsnæringen og industrien. Definisjonen på lønnsvariablene er lønn dividert med antall timeverk utført i den tilhørende næringen. Som variabel for produktpris er det brukt en deflator, p , som er definert ved løpende priser på basisverdien til bruttoproduktet dividert med faste priser. Produktiviteten, $prod$, er bruttoprodukt basisverdi i faste priser dividert med antall timeverk. Arbeidsledighetsraten, U , er hentet fra arbeidskraftundersøkelsen (AKU).¹³

Samtlige variabler er på logaritmisk form, bortsett fra arbeidsledighetsraten. Variabler som er på logaritmisk form har fått benevnning med små bokstaver, mens de som ikke er på logaritmisk form har benevnning med store bokstaver. Når variablene er på logaritmisk form må de estimerte koeffisientene tolkes som elastisiteter. Det er flere fordeler ved å bruke variablene på logaritmisk form. Tolkningen av de estimerte effektene blir enklere fordi variabelenes målenhet ikke lenger trenger å bli tatt hensyn til. Strengt positive variabler har ofte en betinget fordeling som er heteroskedastisk eller skjev. Benyttes logaritmen kan dette dempe, eller eliminere, disse problemene. Ved å benytte logaritmen av en variabel vil det også gjøre estimatene mindre sensitive for eventuelle ekstremverdier, siden det innsnevrer rekkevidden til variabelen. En ulempe med logaritmisk form er at den ikke kan benyttes på variabler med negative observasjoner, se Wooldridge (2009) s.191-192.

¹³Arbeidsledige er personer uten inntektsgivende arbeid som har forsøkt å skaffe seg slikt arbeid i løpet av de siste fire ukene, og som kunne ha påtatt seg arbeid i løpet av referanseuken eller de to påfølgende ukene. Ufrivillig helt permitterte blir regnet som arbeidsledige etter en sammenhengende varighet på tre måneder. Arbeidsledigheten regnes i prosent av arbeidsstyrken.

4.2 Tidsserieegenskaper

I dette delkapittelet forklares viktige begrep og relevante tester knyttet opp mot tids-serieanalyse, og intuisjonen bak kointegrasjon og feilkorrigeringsmodeller. Teorien som benyttes er hentet fra Brooks (2008), Verbeek (2012) og Wooldridge (2009).

4.2.1 Stasjonære og ikke-stasjonære variabler

For å se på forskjellen mellom stasjonære og ikke-stasjonære prosesser antas det en tids-serie, y_1, \dots, y_T , som er et tilfeldig utfall av trekk fra en felles sannsynlighetsfordeling $f(y_1, \dots, y_t)$. Forutsetningen for en strengt stasjonær prosess er følgende

$$f(y_t, y_{t+1}, \dots, y_{t+s}) = f(y_{t+m}, y_{t+1+m}, \dots, y_{t+s+m}). \quad (4.2.1)$$

Tidsserien har en fordeling som er konstant over tid. Dette er en streng antagelse, som i tillegg er vanskelig å observere. En mer anvendelig betingelse, svak stasjonaritet, bygger på følgende antagelser:

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

$$(ii) \quad \text{var}(y_t) = E(y_t - \mu)(y_t - \mu) = \sigma^2 < \infty$$

$$(iii) \quad \text{cov}(y_{t_1}, y_{t_2}) = \text{cov}(y_{t_1-s}, y_{t_2-s}) = E(y_{t_1} - \mu)(y_{t_2} - \mu) = \gamma_{t_2-t_1}, \forall t_1, t_2.$$

(i) sier at forventningsverdien til y_t er konstant over tid og uavhengig av t, mens (ii) gir konstant varians. (iii) er betingelsen om at kovariansen er avhengig av forskjellen i tid, men ikke tiden selv. For å forklare forskjellen på en stasjonær og en ikke-stasjonær prosess, kan det antas en enkel AR(1)-prosess med drift

$$y_t = \mu + \phi y_{t-1} + u_t. \quad (4.2.2)$$

I en AR-prosess er den avhengige variabelen kun avhengig av tidligere verdier på variabelen, y_{t-1} . μ er en konstant og restleddet u_t er "hvit støy". Hvis $\phi < 1$ i (4.2.2) er det en stasjonær prosess. Et eventuelt sjokk i restleddet vil da avta over tid. Dette kalles en "mean reversion"-effekt. En annen mulighet er at $\phi = 1$, som betyr at y_t inneholder en enhetsrot og er ikke-stasjonær. Denne prosessen kalles en "random walk" dersom $\mu = 0$, og "random walk" med drift dersom $\mu \neq 0$. For slike prosesser vil et sjokk være varig og aldri dø ut. Et annet eksempel på en ikke-stasjonær prosess er hvis $\phi > 0$. For slike

tilfeller vil et sjokk ha en eksplosiv effekt, som vil gi en økende effekt på y_t over tid.

Bruk av ikke-stasjonære tidsserier i en regresjonsmodell kan gi såkalte spuriøse regresjoner. For å forklare dette kan det tas utgangspunkt i to variabler med en positiv trend. Selv om det ikke er noe kausalt forhold mellom variablene, kan den positive trenden i variablene bli feiltolket som et positivt kausalt forhold. For å anvende ikke-stasjonære tidsserier i en regresjonsmodell kan tidsseriene differensieres. Dersom en tidsserie må differensieres d ganger for å bli stasjonær er tidsserien integrert av orden d . Dette kan uttrykkes som $y_t \sim I(d)$.

4.2.2 Test for stasjonaritet

For å avgjøre om en prosess er stasjonær kan en Dickey Fuller test for stasjonaritet benyttes, se Brooks (2008), s. 361. Ved å benytte en enkel Dickey-Fuller på (4.2.2) vil nullhypotesen være at $\phi = 1$ mot alternativhypotesen, $\phi < 1$. Denne kan eventuelt omformuleres til å bli på følgende form

$$y_t = \mu + \psi y_{t-1} + u_t \quad (4.2.3)$$

hvor,

$$\psi = (1 - \phi).$$

Nullhypotesen blir da $\psi = 0$, mot alternativhypotesen $\psi < 0$. Teststatistikken er vanlig t -verdi¹⁴. Nullhypotesen om at variabelen er en random walk er følgelig avvist dersom observert t -verdi er høyere en kritisk t -verdi. Under nullhypotesen er variabelen en ikke-stasjonær prosess. Dette betyr at det ikke kan benyttes vanlig t -statistikk. Dickey-Fuller kritiske verdier er lavere enn vanlige kritiske verdier, og avhenger av hvordan relasjonen er spesifisert. Den enkle Dickey-Fuller testen, gitt ved (4.2.3), er kun valid hvis restleddet ikke er seriekorrelert, se Brooks (2008), s. 363. For å kontrollere for seriekorrelasjon utvides modellen med flere lag. Utvidet Dickey-Fuller (ADF-test) er følgelig gitt ved

$$\Delta y_t = \mu + \psi y_{t-1} + \sum_{i=1}^p \alpha_i \Delta y_{t-i} + u_t. \quad (4.2.4)$$

Et spørsmål som reiser seg ved bruk av ADF-test er hvor mange lag som skal inkluderes. Høyt antall lag fører til reduserte frihetsgrader, mens få lag kan føre til seriekorrelasjon. Det er ulike fremgangsmåter for å bestemme antall lag som skal inkluderes. Ved bruk av

¹⁴Testobservatoren er gitt ved $t = \frac{\hat{\psi}}{SE(\hat{\psi})}$

årsdata vil vanligvis ett eller to lag være tilstrekkelig, se Wooldridge (2009), s. 633.

En fremgangsmåte er å avgjøre antall lag ved å se på signifikansen til parameteren til det siste lagget. En annen fremgangsmåte er å benytte seg av ulike informasjonskriterier. Et informasjonskriterie er et mål på hvordan en modell passer til et datasett. Kriteriene tar for seg forholdet mellom forklaringskraften til modellen og straffen for tap av frihetsgrader ved å legge til en ny variabel. Målet er altså å velge antall parametre som minimerer informasjonskriteriet. Akaikes informasjonskriterium er et eksempel på et kriterium som er mye brukt, og er gitt ved

$$AIC = \ln(\hat{\sigma}^2) + \frac{2k}{T}. \quad (4.2.5)$$

Hvor $\hat{\sigma}^2$ er residualvariansen, k er antall parametre og T er lik antall observasjoner.

4.2.3 Kointegrasjon

Siden det i denne avhandlingen skal benyttes en feilkorrigeringsmodell er det naturlig å forklare teorien bak en kointegrerende sammenheng. For å forklare dette antas to ikke-stasjonære variabler, y_t og x_t , hvor de differensierte verdiene av variablene er stasjonære. Variablene er altså integrert av 1. orden, $y_t \sim I(1)$ og $x_t \sim I(1)$. Vanligvis vil det ikke finnes en lineær kombinasjon av disse variablene, men dersom det skulle finnes en lineær kombinasjon z_t , kointegrerer variablene,

$$z_t = y_t - \beta_0 - \beta_1 x_t. \quad (4.2.6)$$

For å undersøke om det finnes en slik sammenheng kan fremgangsmåten til Engle og Granger benyttes, se Engle og Granger (1987). Metoden går ut på å først estimere den potensielle kointegrasjonsligningen, gitt ved

$$y_t = \beta_0 + \beta_1 x_t. \quad (4.2.7)$$

Deretter finnes det estimerte residualet

$$\hat{u}_t = \hat{y}_t - \hat{\beta}_0 - \hat{\beta}_1 x_t. \quad (4.2.8)$$

Det estimerte residualet vil nå være ekvivalent med z_t i ligning (4.2.6), og det kan nå benyttes en ADF-test for å analysere egenskapene til restleddet. Forkastes nullhypotesen om at restleddet er en random walk vil det si at prosessen er stasjonær. Følgelig kan det

konkluderes med at x_t og y_t kointegrerer.

Langtidsforholdet mellom de kointegrerende variablene vil da være gitt ved ligning (4.2.7), mens avvik fra langtidslikevekten vil være gitt ved ligning (4.2.8). Med bakgrunn i disse egenskapene viste Engle og Granger at dynamikken for de kointegrerende variablene kan uttrykkes ved hjelp av en feilkorrigeringsmodell,

$$\Delta y_t = -\alpha(y - \beta_0 - \beta_1 x)_{t-1} + \delta_1 \Delta x_t + \delta_0 + v_t. \quad (4.2.9)$$

Uttrykket inne i parenteset er avvik fra langtidslikevekt i perioden $t - 1$. $\alpha > 0$ impliserer at veksten i y er redusert i løpet av neste periode når det initielle avviket er positivt, og øker når det initielle avviket er negativt. Effekten betegnes som en "feilkorrigerings" av det initielle avviket. Leddet $\delta_1 \Delta x_t$ representerer korttidseffekten på y av en endring i x . Parameteren δ_1 blir da den partielle korttidseffekten.

4.2.4 Autokorrelasjon

Autokorrelasjon vil si at det eksisterer systematikk i feilledet. Det vil si at forrige periodes verdi påvirker denne periodens verdi. Denne sammenhengen kan modelleres på følgende måte

$$u_t = \rho u_{t-1} + v_t. \quad (4.2.10)$$

Her er autokorrelasjonen modellert med en AR(1)-prosess, hvor 1-tallet uttrykker antall laggede perioder inkludert i modellen. ρ angir hvor stor innflytelse forrige periodes restledd har på denne periodens restledd, mens v_t representerer et nytt sjokk. Anta at restleddet har følgende egenskaper

$$E(v_t) = 0, \quad (v_t) = \sigma_v^2, \quad var(v_t, v_s) = 0.$$

Autokorrelasjon kan være et tegn på utelatte variable, som kan føre til skjevhet i estimatet. Skjevhet vil føre til at prinsippene som må være oppfylt under OLS (minste kvadraters metode) brytes. I tillegg til skjeve estimater kan estimatet av standardfeilene være skjeve. Dette vil igjen føre til at hypotesetesting i generell form ikke lenger er gyldig. For å vise hvordan det kan testes for autokorrelasjon kan det tas utgangspunkt i følgende ligning

$$y_t = \beta_0 + \beta_1 x_{t1} + \dots + \beta_k x_{tk} + u_t. \quad (4.2.11)$$

Først estimeres (4.2.11) og estimert residual, \hat{u}_t finnes. Deretter estimeres hjelperegresjonen gitt ved

$$\hat{u}_t = \gamma_0 + \gamma_1 x_{t1} + \dots + \gamma_k x_{tk} + \rho_1 \hat{u}_{t-1} + \rho_2 \hat{u}_{t-2} + \dots + \rho_q \hat{u}_{t-q} + \text{restledd}.$$

Videre testes nullhypotesen om at $\rho_1 = \rho_2 = \dots = \rho_q = 0$ ved hjelp av en F -test. Beholdes nullhypotesen kan det konkluderes med at restleddet ikke er seriekorrelet.

4.2.5 Heteroskedastisitet

Heteroskedastisitet vil si at variansen i restleddet ikke er konstant. Heteroskedastisitet medfører brudd på ett av kravene til at OLS er gyldig. For å forklare hvordan det testes for autoregressiv betinget heteroskedastisitet (ARCH) i restleddene kan det tas utgangspunkt i følgende uttrykk

$$\sigma_t^2 = \alpha_0 + \alpha_1 u_{t-1}^2 + \alpha_2 u_{t-2}^2 + \dots + \alpha_q u_{t-q}^2. \quad (4.2.12)$$

Nullhypotesen er gitt ved $\alpha_1 = \alpha_2 = \dots = \alpha_q = 0$. Beholdes nullhypotesen kan det konkluderes med fravær av ARCH-effekter i restleddet. Testprosedyren går ut på og først finne de estimerte kvadrerte verdiene av restleddet. Deretter beregnes hjelperegresjonen som vil være gitt ved

$$\hat{u}_t^2 = \gamma_0 + \gamma_1 \hat{u}_{t-1}^2 + \gamma_2 \hat{u}_{t-2}^2 + \dots + \gamma_q \hat{u}_{t-q}^2 + v_t.$$

Videre testes nullhypotesen om at $\gamma_1 = \gamma_2 = \dots = \gamma_q = 0$ ved bruk av F -test. Beholdes nullhypotesen kan det konkluderes med fravær av autoregressiv ubetinget heteroskedastisitet i restleddet.

4.2.6 Parameterstabilitet

Hensikten med å teste for parameterstabilitet er å undersøke om parametrene er like i delperioder av hele perioden datamaterialet strekker seg over. Testprosedyren går ut på og først estimere ligningene ved å bruke observasjonene fra hver delperiode. Finner da summen av kvadrerte avvik for hver delperiode, SSR_1 og SSR_2 . Deretter estimeres ligningen for hele perioden ved å bruke alle observasjonene, og SSR_p finnes.

F -verdien finnes ut i fra følgende uttrykk

$$F(k + 1, T - 2(k + 1)) = \frac{SSR_p - (SSR_1 + SSR_2)/(k + 1)}{(SSR_1 + SSR_2)/(T - 2(k + 1))}.$$

k er antall variabler for hver delperiode, T er antall observasjoner totalt. Hvis observert F -verdi er høyere enn kritisk verdi forkastes hypotesen om parameterstabilitet.

4.3 Grafisk fremstilling av sentrale variabler

Den grafiske fremstillingen av lønnsutviklingen i petroleumsnæringen viser en relativt jevn stigning siden begynnelsen av 1970-tallet. I tidsintervallene 1979-1988 og 2005-2010 observeres en litt sterkere vekst i lønn for petroleumsnæringen enn det glidende gjennomsnittet for hele perioden. Det vises også av grafen at industri lønningene har hatt en jevnere vekst enn lønningene i petroleumsnæringen. Den grafiske fremstillingen av tidsseriene gir tegn til stasjonaritet, noe som også støttes av ADF-testen under.¹⁵

Timeverksproduktiviteten i petroleumsnæringen ble redusert kraftig i løpet av et kort tidsrom på begynnelsen av 1970-tallet, før den hentet seg delvis opp igjen. Fra 1982 og mot slutten av 1990-tallet har timeverksproduktiviteten en relativt jevn positiv trend. Den positive trenden, som når toppen i 1997, går over til en jevn negativ trend fram til slutten av tidsserien. Den grafiske fremstillingen av førstedifferansen til timeverksproduktiviteten ser stasjonær ut, som støttes av ADF-testen.

Grafisk ser timelønnen i petroleumsnæringen og industrien relativt like ut. Det observeres den samme knekken etterfulgt av lavere vekst i begge næringene. Det er naturlig å tenke seg at denne knekken er et resultat av oljeprissjokket som fant sted i 1985/1986. Effekten av oljeprissjokket kan også skimtes i de andre tidsseriene, spesielt i arbeidsledighetsraten.

Verdiskapningen i petroleumsnæringen, *prod*, har variert mye i løpet av denne tidsperioden. Det samme kan også sies om oljeprisen som verdiskapningen i næringen er avhengig av. Det tidligere nevnte oljeprissjokket i 1985/1986 kommer også godt til syne her. Etter sjokket flater verdiskapningen ut. Den holder seg relativt jevn frem til den får en opptur på begynnelsen av 2000-tallet. Videre observeres en relativt ujevn vekst frem til slutten av tidsserien.

¹⁵Dickey-Fuller kritiske verdier er hentet fra Brooks (2008).

Førstedifferansen til tidsserien viser tegn til stasjonaritet, som også støttes av Dickey-Fuller testen.

I lønnsandelen for petroleumsnæringen er det stor variasjon, men det ser ut som den har variert rundt den samme andelen av produksjonen gjennom hele perioden. Dette kommer spesielt godt frem av førstedifferansen. Det er også variasjon i lønnsandelen i industrien, men i mye mindre grad. Oljeprisfallet i 1985/1986 kommer også godt til syne i tidsserien for lønnsandelen i petroleumsnæringen. Lønnsandelen økte kraftig i løpet av perioden 1985 til 1988. Som en direkte effekt av at verdien av produksjonen sank betraktelig, er det intuitivt at lønnsandelen gjør et kraftig hopp i denne perioden. Førstedifferansen til lønnsandelen i begge næringene er stasjonære.

Den relative lønnen i petroleumsnæringen får et kraftig fall i første halvdel av 1970-tallet, før det oppstår en jevn stigning mot midten av 1980-tallet. Deretter flater den ut og holder seg relativt jevn på 1990-tallet. Fra 2004 og fram til slutten av tidsserien observeres vekst i den relative lønnen. Av den grafiske fremstillingen av førstedifferansen ser det ut som den relative lønnen i petroleumsnæringen er stasjonær. Dette støttes av ADF-testen.¹⁶

Arbeidsledigheten har holdt seg stabilt lav under hele tidsperioden. På 1990-tallet var det en periode med nedgangskonjunktur. Av figuren fremkommer det at arbeidsledigheten var på sitt høyeste i 1993, med 6%. Arbeidsledigheten ligger mellom 0 og 1, og er per definisjon en stasjonær prosess, men kan likevel behandles som en ikke-stasjonær prosess. Den førstedifferensierte ser ut til å være stasjonær, som også støttes av ADF-testen for førstedifferansen.

Tabell 2: Dickey-Fuller test for nivåvariabler, 1972-2013

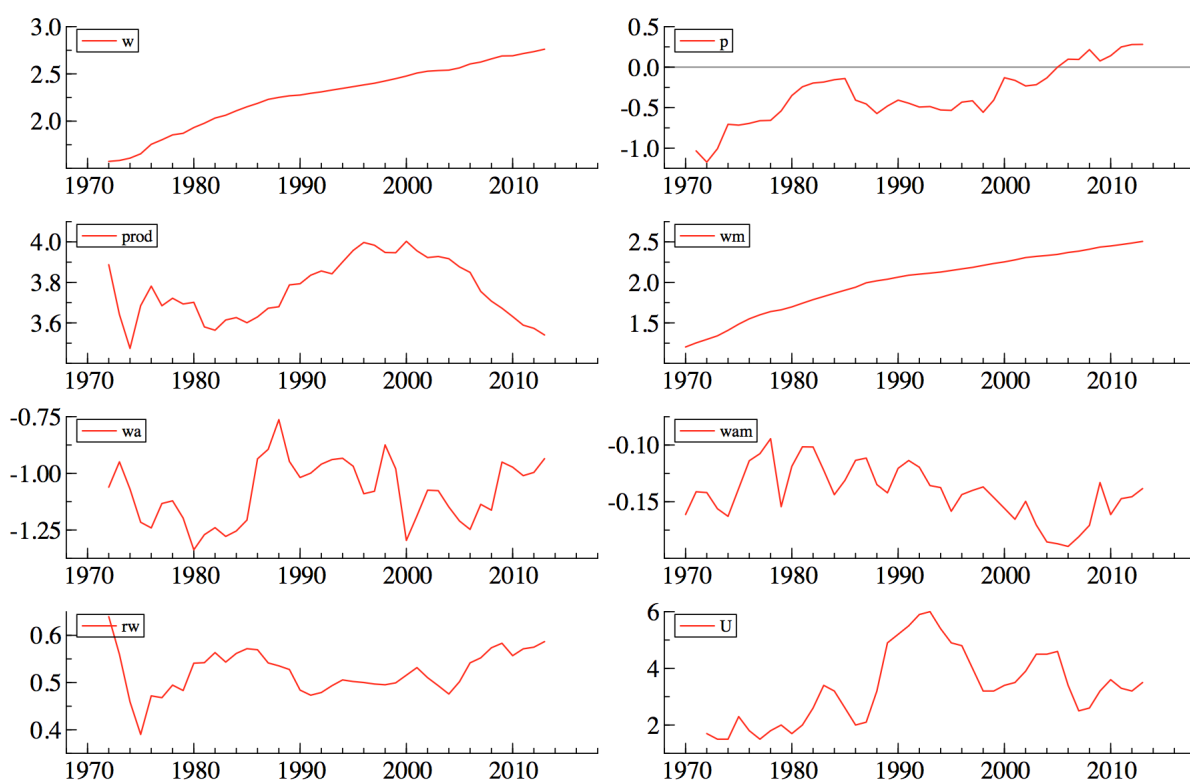
Variabel	Notasjonsforklaring	t-verdi	Test-verdi	Konklusjon
w	Petro.lønn	-5.244	-2.93	Forkaster H_0
p	Produktpris petro.	-0.6514	-2.93	Forkaster ikke H_0
$prod$	Produktivitet petro.	-1.563	-2.93	Forkaster ikke H_0
wm	Industrilønn	-2.388	-2.93	Forkaster ikke H_0
wa	Lønnsandel petro.	-2.921	-2.93	Forkaster ikke H_0
wam	Lønnsandel industri	-2.375	-2.93	Forkaster ikke H_0
rw	Rel.lønn petro.	-2.277	-2.93	Forkaster ikke H_0
U	Arbeidsledighetsrate	-2.673	-2.93	Forkaster ikke H_0

¹⁶Variabelen brukes kun for å illustrere det relative lønnsforholdet mellom petroleumsnæringen og industrien, og benyttes ikke i estimering.

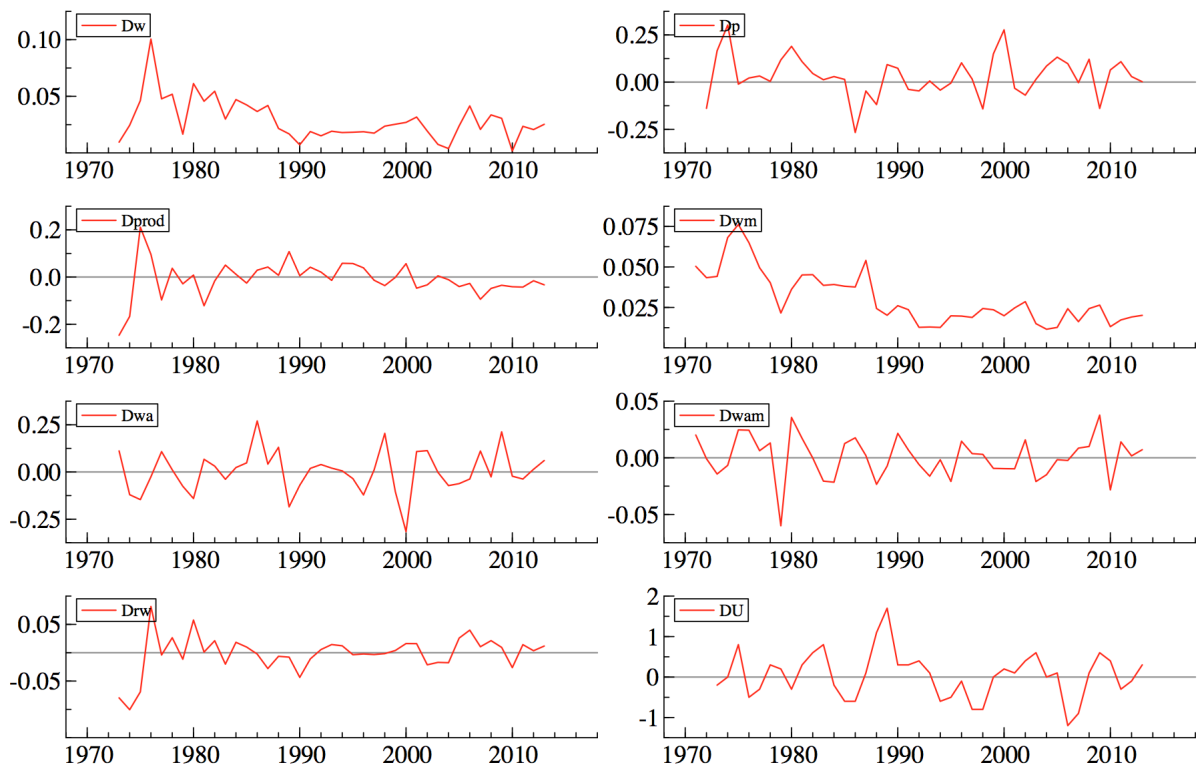
Tabell 3: Dickey-Fuller test for differensierte verdier, 1973-2013

Variabel	t-verdi	Test-verdi	Konklusjon
Dp	-4.685	-2.93	Forkaster H_0
D_{prod}	-4.749	-2.93	Forkaster H_0
D_{wm}	-3.575	-2.93	Forkaster H_0
D_{wa}	-6.011	-2.93	Forkaster H_0
D_{wam}	-5.431	-2.93	Forkaster H_0
D_{rw}	-7.038	-2.93	Forkaster H_0
DU	-4.678	-2.93	Forkaster H_0

Figur 1: Tidsutviklingen til inkluderte variabler - nivåform



Figur 2: Tidsutviklingen til inkluderte variabler - differensiert form



5 Empirisk spesifikasjon

I dette kapittelet blir modelleringstrategien for å komme fram til en spesifikk modell for lønnsdannelsen i petroleumsnæringen presentert. Videre vil det bli sett på potensielle utfordringer med den valgte modellen, og hvordan det kan tas hensyn til disse utfordringene.

For å relatere intuisjonen bak en langsiktig likevektssammenheng for lønn i petroleumsnæringen med teori for lønnsdannelse, kan det tas utgangspunkt i (3.1.17) som sier at lønn vil avhenge av value added per sysselsatte og alternativlønn, som vil representere henholdsvis intern og ekstern variabel. I Dyrstad (2015) tas det utgangspunkt i en modell hvor effekten av eksterne versus interne variabler vektet i en lønnsrelasjon. En lignende vekting, representert med variablene som inngår i denne avhandlingen, vil være på følgende form

$$w = \mu_0 + \mu_1(p + prod) + (1 - \mu_1)wm.$$

Dette er også intuisjonen bak valget av de potensielt kointegrerende sammenhengene som ses på videre i avhandlingen. I tillegg til de inkluderte variablene vil det også bli testet for om arbeidsledighetsraten i økonomien har signifikant effekt på langtidslikevekten for lønn i petroleumsnæringen.

5.1 Kointegrerende sammenhenger

Potensielle kointegrerende sammenhenger gjør at det kan inkluderes nivåvariabler i modellen som i utgangspunktet ikke er stasjonære. Inkluderingen av nivåvariabler gjør at det kan beregnes et langsiktig likevekstnivå ut i fra regresjonsresultatene. Hvis lønninger i petroleumsnæringen og industrien kointegrerer på lang sikt, kan dette utnyttes til å danne et feilkorrigeringsledd. Det blir også utnyttet kointegrasjon mellom lønninger, pris og produktivitet i petroleumsnæringen.

For å undersøke de potensielle kointegrasjonsleddene kan Engle og Granger (1987) to-steps prosedyre benyttes. Det første steget er å estimere den langsiktige likevektssammenheng mellom variablene med OLS. For likevektsammenheng mellom lønn i petroleumsnæringen og industri vil ligningen være gitt ved

$$w_t = \gamma_0 + \lambda w m_t + v_t \quad , \quad (5.1.1)$$

hvor γ_0 er et konstantledd og v_t et stokastisk restledd. Videre finnes det estimerte residualet \hat{v}_t .

$$\hat{v}_t^w = w_t - \lambda w m_t - \gamma_0 \quad (5.1.2)$$

Hvis det estimerte residualet er stasjonært kan det benyttes i en relasjon for lønnsveksten i petrolumsnæringen, hvor det eksempelvis inkluderes korttidsdynamikk for lønnsveksten i næringene. Følgende modell estimeres altså i et 2. steg

$$\Delta w_t = A \hat{v}_{t-1}^w + \gamma_{10} + \sum_{i=1}^k \beta_{1i} \Delta w_{t-i} + \sum_{i=1}^k \alpha_{1i} \Delta w m_{t-i} + u_{1t}. \quad (5.1.3)$$

Samme fremgangsmåte benyttes for å implementere det potensielle kointegrasjonsleddet for lønn, pris og produktivitet. Dette gir følgende uttrykk for lønn i petroleumsnæringen

$$\Delta w_t = A \hat{v}_{t-1}^w + B \hat{v}_{t-1}^p + \gamma_{10} + \sum_{i=1}^k \beta_{1i} \Delta w_{t-i} + \sum_{i=1}^k \alpha_{1i} \Delta w m_{t-i} + u_{2t}. \quad (5.1.4)$$

Gitt at disse to leddene kointegrerer, kan den langsiktige likevekten mellom nivåvariabelene som er implementert i modellen finnes. Det forventes negative fortegn foran parametrene til feilkorrigeringsleddene. Intuisjonen er at en økning i verdien på leddene vil føre til at vekst i lønn blir redusert. Størrelsen på parameteren foran leddene vil da representere justeringshastigheten mot langsiktig likevekt.

I et forsøk med Engle og Grangers to-steps metode kunne ikke ADF-testen forkaste nullhypotesen om ingen kointegrerende sammenheng mellom lønn i petroleumsnæringen, produktpris og produktivitet og heller ikke mellom lønn i petroleumsnæringen og industrien.

Det første som gjøres er å estimere en langsiktig likevektsrelasjon mellom henholdsvis petroleumlønn, produktpris og produktivitet og mellom petroleumlønn og industrilønn. Det blir også gjort et forsøk hvor variablene for pris og produktivitet summeres.

$$w_t = \gamma_1^* + \lambda_1 p_t + \lambda_2 prod_t + u_t \quad (5.1.5)$$

$$w_t = \gamma_2^* + \lambda_3 w m_t + v_t \quad (5.1.6)$$

$$w_t = \gamma_3^* + \lambda_4 w m_t + \lambda_5 (p + prod)_t + z_t \quad (5.1.7)$$

hvor $\gamma_i^*, i = 1, 2, 3$ er konstantledd og u_t, v_t og z_t er stokastiske residualledd. I tabellen under er resultatene fra ADF-testene rapportert.¹⁷

Tabell 4: ADF-test for kointegrerende faktorer, 1972-2013

VS	HS	HS	HS	γ_i^*	λ_1	λ_2	λ_3	λ_4	λ_5	R^2	ADF
w_t	p_t	$prod_t$	-	-1.29824	0.914164	1.02514	-	-	-	0.850449	-2.769
w_t	$w m_t$	-	-	0.204827	-	-	1.01093	-	-	0.996782	-2.839
w_t	$w m_t$	-	$(p + prod)_t$	0.138600	-	-	-	0.991820	0.0302487	0.997351	-2.185

Merk: I tabellen er avhengig variabel oppgitt som VS (venstresidevariabel) og uavhengig variabel som HS (høyresidevariabel).

Fra tabellen over kan ikke ADF-testen forkaste hypotesen om enhetsrøtter i noen av forsøkene.

5.2 Utvidet modellspeifikasjon

I modellen presentert hittil er det kun laggede differensierte verdier av lønn som er inkludert som korttidseffekter. Det er ikke unaturlig å tenke seg at det er andre faktorer som spiller inn i lønnsdannelsen. Videre blir modellen utvidet med laggede differensierte verdier av de inkluderte nivåvariablene. I tillegg vil det bli inkludert nivå og differensierte verdier av arbeidsledigheten i modellen.

En av faktorene som taler for å benytte en feilkorrigeringsmodell i analyse av lønnsdannelse er at det kan inkluderes variabler som representerer korttidseffekter, samtidig som laggede nivåvariabler korrigerer for forrige periodes avvik fra en antatt likevekt. Dette gjør at modellen passer bra til å fange opp tregheter i økonomien. Tidligere litteratur drar i retning av at det eksisterer treghet i lønnsdanningen, noe som taler for å bruke en modell som inkluderer dynamikk.¹⁸

¹⁷Kritiske verdier på ADF er hentet fra Brooks (2008).

¹⁸Se Langørgen (1993), Elgsæther og Johansen (1993) og Johansen og Strøm (1997).

Modelleringsstrategien går ut på å ta utgangspunkt i en svært fleksibel generell dynamisk modell. Siden hovedfokuset i denne avhandlingen er å studere betydningen av næringsin-terne versus lønn-lønnseffekter blir det her sett bort i fra en del kontrollvariable som, med bakgrunn i tidligere forskning på lønnsdannelse, etter all sannsynlighet har signifikant effekt på lønnsveksten. Kontrollvariabler som det er valgt å se bort i fra er eksempelvis konsumprisindeks, skatter, redusert arbeidstid, lønns- og prisstopp.¹⁹

Den generelle modellen vil etter all sannsynlighet være overparameterisert. For å komme fram til en spesifikk modell med tilfredstillende økonomiske og økonometriske egenskaper må det utføres en modellreduksjon. Ved forenklingen av den generelle modellen blir man konfrontert med en avveining mellom upresise og skjeve estimater. Når modellen består av mange variabler og lag vil den være mindre utsatt for skjevheter. På en annen side vil mange parametre i modellen føre til få frihetsgrader og følgelig uskarpe og upresise estimater.

Det er ingen fasitsvar på hvordan denne modellreduksjonen bør foregå. Modellreduksjonen som blir anvendt i denne avhandlingen kalles ”general-to-specific”-metoden, se Gilbert (1986). Her settes det nullrestriksjoner på korttidsdynamikken som har lavest t -verdi, og deretter estimeres den forenklede modellen på nytt. Dette gjentas helt til de gjestående variablene er av tilfredsstillende signifikans.

5.2.1 Generell modell for lønnsdannelsen i petroleumsnæringen

Her startes det med en generell modell, hvor det er inkludert 3 lag på korttidsdynamikken i tillegg til feilkorrigeringsleddene. Det er også inkludert nivåvariabel og korttidsdynamikk for arbeidsledighetsraten.

$$\begin{aligned} \Delta w_t = & \theta_0 + \theta_1(w - p - prod)_{t-1} + \theta_2(w - wm)_{t-1} + \sum_{i=0}^3 \theta_{3i} \Delta w_{t-i} \\ & + \sum_{i=0}^3 \theta_{4i} \Delta wm_{t-i} + \sum_{i=0}^3 \theta_{5i} \Delta p_{t-i} + \sum_{i=0}^3 \theta_{6i} \Delta prod_{t-i} + \sum_{i=0}^3 \theta_{7i} \Delta U_{t-i} + \theta_8 U_t + v_t \end{aligned} \quad (5.2.1)$$

Som tidligere nevnt er det naturlig å forvente negative fortegn på parametrene foran feil-

¹⁹I appendiks er det gjort en sensitivitetsanalyse hvor det er estimert en ny modell der det er inkludert variabler som representerer konsumprisindeks og lønns- og prisstopp.

korrigeringsleddene. Med bakgrunn i teorien vil intuisjonen bak det første feilkorrigeringsleddet ha sin forklaring i sammenhengen mellom lønnsstakernes effektivitet og lønnen de mottar. Marginalkostnaden ved å tilby høyere lønn er ekvivalent med marginalgevinsten gjennom økt effektivitet eller produktivitet.

Følgelig impliserer teorien at det skal finnes en langsiktig likevekt mellom lønn og produktivitet. Hvis den marginale lønnskostnaden er høyere enn marginalgevinsten av økt produktivitet i foregående periode vil dette implisere lavere lønnsvekst i neste periode. Dette vil medføre en justering mot likevekt, og negativt fortegn på parameteren foran feilkorrigeringsleddet. Det forventes da også at korttidsdynamikken for produktpris og produktivitet har positive parameterverdier.

I forhandlingsmodellen presentert i teorikapittelet blir temaet om alternativlønn tatt opp. Intuisjonen er at lønnsnivået i en næring er avhengig av lønnsnivået i resten av økonomien. Hvis lønnsveksten i industrien øker vil dette gi fagforeningene i petroleumsnæringen incentiver til å kreve høyere lønn for sine arbeidere. Det forventes derfor positive fortegn på korttidsdynamikken for industrilønn, og negativ parameterverdi for feilkorrigeringsleddet som representerer alternativlønn. I samme modell vil en økning i arbeidsledigheten redusere forventet reservasjonsnytte, som da vil redusere forhandlingslønnen. Det forventes følgelig negative fortegn foran nivåvariabelen og korttidsdynamikken for arbeidsledighetsraten.

5.2.2 Test for Granger-kausaltet

Når det skal estimeres en modell for lønnsdannelsen i petroleumsnæringen, hvor det er inkludert lønn i industrien, kan det oppstå et mulig simultanitetsproblem. Simultanitetsproblemet går ut på at endring i lønn i petroleumsnæringen påvirker lønn i industrien og vice versa. For å undersøke dette potensielle problemet vil det bli formulert en VAR-modell hvor det undersøkes for Granger-kausaltet, se Granger (1969). VAR-modellen vil være på følgende form

$$\Delta w_t = \gamma_{10} + \sum_{i=1}^k \beta_{1i} \Delta w_{t-i} + \sum_{i=1}^k \alpha_{1i} \Delta w m_{t-i} + v_{10} \quad (5.2.2)$$

$$\Delta w m_t = \gamma_{20} + \sum_{i=1}^k \beta_{2i} \Delta w m_{t-i} + \sum_{i=1}^k \alpha_{2i} \Delta w_{t-i} + v_{20}. \quad (5.2.3)$$

Med bakgrunn i disse relasjonene vil det bli testet om endring i Δw_t fører til endringer i $\Delta w m_t$ og/eller om endring i $\Delta w m_t$ fører til endring i Δw_t . Følgende hypoteser testes

$H_0^1 : \alpha_{11} = \alpha_{12} \dots = \alpha_{1k} = 0$. Her tas det utgangspunkt i (5.2.2), og det blir testet om lønnsvekst i industrien har signifikant påvirkning på lønnsvekst i petroleumsnæringen.

$H_0^2 : \alpha_{21} = \alpha_{22} \dots = \alpha_{2k} = 0$. Her tas det utgangspunkt i (5.2.3), og det blir testet om lønnsvekst i petroleumsnæringen har signifikant effekt på lønnsvekst i industrien.

Hvis H_0^1 forkastes, men ikke H_0^2 , indikerer resultatet at lønnsveksten i industrien Granger-forårsaker endringer i lønnsveksten i petroleumsnæringen. Hvis H_0^2 forkastes, men ikke H_0^1 , kan det konkluderes med at lønnsveksten i petroleumsnæringen Granger-forårsaker endringer i lønnsveksten i industrien. I et tilfelle hvor begge hypotesene beholdes er det kausalitet i begge retninger. I motsatt tilfelle, hvor begge hypotesene forkastes, er det ingen kausalitet i noen av retningene.

VAR-modeller inneholder kun predeterminerte verdier. Det gjør at simultanitetsproblemer i modellen kan utelukkes. Siden de inkluderte variablene er på differensiert form kan det antas at de ikke inneholder enhetsrøtter, og OLS kan benyttes som estimeringsmetode. Det er flere fremgangsmåter som kan brukes for å avsløre det kausale forholdet mellom variablene. I denne avhandlingen blir det benyttet en F -test. Denne metoden går ut på at eksempelvis alle α_{1i} -parametrene settes lik 0, for så å se om dette er en gyldig forenkling av relasjon (5.2.2). For å avgjøre optimal lag-lengde, k , benyttes Akaikes informasjonskriterium.²⁰

5.2.3 Instrumentvariabel-metoden

Mulig simultanitet mellom lønnssettingen i petroleumsnæringen og industrien er problematisk når (5.2.1) skal estimeres med OLS. Dette fordi forklaringsvariabler som er bestemt simultant med avhengig variabel vil være korrelert med restleddet. Dette vil føre til skjeve og inkonsistente estimater, se Wooldridge (2009) s. 558. I lønnsrelasjonen er de laggede variablene predeterminerte. Faktorer som muligens kan gi skjevhet er variabler som ideelt sett burde blitt behandlet som endogene, i tillegg til ikke-laggede førstedifferanser av forklaringsvariablene. For å ta hensyn til det potensielle simultanitetsproblemet benyttes

²⁰Se kapittel 4.2.2.

instrumentvariabel-metoden. Metoden går ut på å instrumentere de endogene forklaringsvariablene med relevante variabler som innehar tilfredstillende egenskaper. Hvis det antas en endogen forklaringsvariabel x_t , må variabelen z_t oppfylle følgende kriterier for at det skal være et gyldig instrument:

i) Relevanskriteriet: $cov(x_t, z_t) \neq 0$

Innebærer at instrumentvariabelen er negativt eller positivt korrelert med den endogene forklaringsvariabelen

ii) Eksklusjonskriteriet: $cov(z_t, u_t) = 0$:

Innebærer at instrumentvariabelen er ukorrelert med restleddet i den ligningen som estimeres, se Wooldridge (2009) s. 513.

Ordrevilkåret for identifisering av en ligning sier at det behøves minst like mange ekskluderte eksogene variabler som der er inkluderte endogene. Dette vilkåret er igjen nødvendig for rangvilkåret som sier at den første ligningen i en simultan to-ligningsmodell er identifisert, hvis og bare hvis, den andre ligningen inneholder minst en eksogen variabel (med en koeffisient forskjellig fra null) som er utelatt fra den første ligningen, se Wooldridge(2009) s. 524-525; s. 554-555.

Målet er å estimere lønnsrelasjonen for petroleumsnæringen der det tas hensyn til simultanitetsproblemet. I modellen regnes lønnsvariablene for petroleumsnæringen og industrien som endogene, og de andre som eksogene. Når lønnsrelasjonen for petroleumsnæringen skal estimeres bør derfor Δwm_t instrumenteres.

For å finne relevante instrumenter for industrilønnen benyttes en lik fremgangsmåte som for lønnsdannelsen i petroleumsnæringen. I tillegg til relevante instrumenter som finnes ved denne fremgangsmåten vil 1. steget inneholde de eksogene variablene som inngår i relasjonen for petroleumlønn.

Prosedyren for manuell implementering av instrumentvariabel-metoden foregår over 2 steg (two stage least squares), og er som følger:

(i) Steg 1: Estimer ligning for den endogene variabelen, som i dette tilfellet er Δwm_t , og finn de predikerte verdiene.

(ii) Steg 2: Benytt predikert verdi på Δwm_t fra 1. steget som instrument i den respektive strukturligninga, se Wooldridge (2009) s. 552.

6 Empirisk analyse

I dette kapitlet vil først det potensielle simultanitetsproblemet belyses.²¹ Deretter vil OLS-resultatene for lønnsdannelsen i petroleumsnæringen bli presentert, samt analyse av korttidsdynamikk, langsiktig løsning, og tester for diagnostikk og føyning. I kapittel 6.3 drøftes simultanitetsproblemet videre, og i den forbindelse vil det bli presentert et IV-estimat for lønnsdannelsen.

6.1 Testing for Granger-kausaltet

For å se om lønningene i petroleumsnæringen og i industrien påvirker hverandre benyttes Grangers kausalitetstest ved at en VAR-modell estimeres for så videre å teste modellen for restriksjoner. Alle variablene som inngår i modellen er $I \sim (1)$ da det er viktig at de er stasjonære. Siden det kan være noe utfordrende å avgjøre hvor mange lag som skal inkluderes er det under rapportert resultater for Granger-kausaltetstest med 1, 2 og 3 lag, samt Akaikes informasjonskriterium (AIC).²² Stort sett blir F -tester og ulike informasjonskriterier brukt når antall lag avgjøres.

Tallene fra tabellene tyder på at det er tilstrekkelig med 1 lag. VAR-modellen vil da bli på samme form som i (5.2.2) og (5.2.3)

$$\Delta w_t = \gamma_{10} + \alpha_{11}\Delta w_{t-1} + \beta_{11}\Delta wm_{t-1} + v_{10} \quad (6.1.1)$$

$$\Delta wm_t = \gamma_{20} + \beta_{21}\Delta wm_{t-1} + \alpha_{21}\Delta w_{t-1} + v_{20} \quad (6.1.2)$$

hvor γ_{10} og γ_{20} er konstantledd, mens v_{10} og v_{20} er residualledd.

Resultatene fra estimeringen av VAR-modellene er presentert i tabellene under.

²¹Se delkapittel 5.2.2.

²²Det er også mulig å benytte andre informasjonskriterier som Schwartz (SBIC) eller Hannan-Quinn (HQIC), se Brooks (2008).

Tabell 5: Test for Granger kausalitet, 1 lag, 1974-2013

Avhengig variabel	Uavhengig variabel	F-test	AIC
Δw_t	$\Delta w m_t$	12.012	-8.38029
$\Delta w m_t$	Δw_t	2.9606	-9.27033

Ved bruk av data fra årene 1974-2013, ett lag på begge variabler og én parameter som det blir testet for, gir det en F -observator med fordeling på 1 og 37 frihetsgrader. I Brooks (2008) tilsvarende disse kritiske verdier på 7,31 ved 1% signifikansnivå og 4,08 ved 5% signifikansnivå. Rapportert F -verdi ved eksklusjonsrestriksjon i OxMetrics er 12,012 dersom $\Delta w m_{t-1}$ ekskluderes fra (6.1.1). Da rapportert F -verdi er over de kritiske verdiene ved både 1% og 5% signifikansnivå kan nullhypotesen forkastes med god margin. Når det videre testes for om lagget petroleumlønn, Δw_{t-1} kan ekskluderes fra (6.1.2) vil nullhypotesen beholdes som følge av at rapportert F -verdi fra OxMetrics i dette tilfellet er 2,9606. Dermed kan det konkluderes med at lønnen i industrien Granger-forårsaker lønnsendringer i petroleumsnæringen, men ikke motsatt. I informasjonskriteriekolonnen er det rapportert lavere verdi på Akaikes informasjonskriterie for industrilønn, dette støtter oppunder konklusjonen fra F -testen om at modellreduksjonen her er gyldig.

I neste tabell er samme fremgangsmåte som over benyttet, men denne gangen med 2 lag sammenlignet med ligning (6.1.1) og (6.1.2).

Tabell 6: Test for Granger kausalitet, 2 lag, 1975-2013

Avhengig variabel	Uavhengig variabel	F-test	AIC
Δw_t	$\Delta w m_t$	5.8855	-8.29753
$\Delta w m_t$	Δw_t	0.21677	-9.33644

F -observatoren her har 2 og 34 frihetsgrader som gir kritiske verdier på 5,39 og 3,32 ved henholdsvis 1% og 5% signifikansnivå. OxMetrics rapporterer en F -verdi på 5,8855 og dermed forkastes nullhypotesen også her. Ved testing for om $\Delta w_{t-i}, i = 1, 2$ kan ekskluderes fra relasjonen for $\Delta w m_t$ beholdes nullhypotesen, siden rapportert F -verdi ikke er tilstrekkelig høy nok til at nullhypotesen kan forkastes. Som i forrige tabell indikerer resultatene også her at lønnen i industrien Granger-forårsaker lønnsendringer i petroleumsnæringen, men ikke motsatt. Kausaliteten er altså énveis. Det er også verdt å merke

at kausalitetssammenhengen er noe svakere i denne tabellen enn tidligere. Informasjonskriteriet her er marginalt høyere enn for Δw_t i tabellen over, men taler allikevel for at ett lag er tilstrekkelig.

Til sist er samme test foretatt, men her med 3 lag for variablene.

Tabell 7: Test for Granger kausalitet, 3 lag, 1976-2013

Avhengig variabel	Uavhengig variabel	F-test	AIC
Δw_t	$\Delta w m_t$	3.6505	-8.27374
$\Delta w m_t$	Δw_t	0.25833	-9.38926

Kritiske verdier for F -observatoren med 3 og 31 frihetsgrader er her 4,51 og 2,92 for henholdsvis 1%- og 5% signifikansnivå. Rapportert F -verdi ved 3 ekskluderte variabler er her 3,6505. Nullhypotesen forkastes dermed på 5%-nivå, men ikke for 1%-nivå. Nullhypotesen om at $\Delta w_{t-i}, i = 1, 2, 3$ ekskluderes fra $\Delta w m_t$ beholdes også her, med en rapportert F -verdi på 0,25833. Akaikes informasjonskriterium er noe høyere her enn i de foregående tabellene. Det kan da konkluderes med at industrilønnen Granger-påvirker petroleumlønnen, og at kausaliteten kun går en vei. Den varianten av modellene som presenteres i tabellene som gir mest tilfredsstillende informasjonskriterium er når det benyttes 1 lag. Det er også i denne tabellen at kausalitetssammenhengen kommer tydeligst til syne i form av den høye F -verdien.

6.2 Resultater fra OLS-estimering

I tabell 8 blir OLS-resultatene for generell og redusert modell presentert. I overgangen fra generell til spesifikk modell i tabell 8 blir flere variabler fjernet på grunn av insignifikans.²³ I M1 er det stort sett bare $\Delta w m_t$ som har signifikant effekt med en estimert t -verdi på 4.23, mens resten av lønnsdynamikken ikke har noen nevneverdig innvirkning på petroleumlønnen. Merk at feilkorrigeringsleddene i M1 virker fornuftige, selv om de ikke er signifikante. Det er også interessant at produktprisdynamikken ikke har signifikans og utelates fullstendig fra den spesifikke modellen, sammen med produktivitetsdynamikken sett bort i fra tredje lagget som beholdes i M2.

²³Se kapittel 5.2.

Modellreduksjonen fra M1 til M2 er i henhold til restriksjonstesten gyldig og testene for feilspesifikasjon passerer.²⁴

6.2.1 Korttidseffekter OLS

I tillegg til egendynamikk 1 periode tilbake i tid, utgjør inneværende endringer i lønnsveksten for industri, 3. lagget for endringer i produktivitetsveksten og 2. lagget for arbeidsledigheten korttidsdynamikken i den spesifikke modellen. Lagget variabel for egendynamikk har negativ påvirkning for denne periodens lønnsvekst i petroleumsnæringen. Høy lønnsvekst vil altså bli etterfulgt av lav lønnsvekst på kort sikt. En økning på 1 prosentpoeng i lønnsveksten i foregående periode vil redusere lønnsveksten i inneværende periode med 0.22 prosentpoeng. Inneværende endringer i lønnsveksten i industrien har positiv effekt på lønnsveksten i petroleumsnæringen. En økning i lønnsveksten i industrien vil medføre en enda større økning i lønnsveksten i petroleumsnæringen. 1 prosentpoengs økning i lønnsveksten i industrien vil øke lønnsveksten i petroleumsnæringen med 1.15 prosentpoeng på kort sikt. At denne effekten er såpass dominerende sår mistanke om at det kan være simultanitet mellom lønningene i industri- og petroleumsnæringen.

2. lagget på vekst i arbeidsledighetsraten har negativ effekt på lønnsnivået i petroleumsnæringen. Effekten er relativt liten, men fortegnet stemmer godt overens med effekten av økt arbeidsledighet i forhandlingsmodellen presentert i teoridelen. 1 prosentpoengs økning i arbeidsledighetsraten 2 perioder tilbake i tid vil redusere lønnsveksten i petroleumsnæringen med 0.006 prosentpoeng.

²⁴Feilspesifikasjonstestene er beskrevet i kapittel 4.2.

Tabell 8: OLS-estimer for lønnsdannelsen i petroleumsnæringen, 1976-2013

Variabler	Generell	Redusert
	M1 (OLS)	M2 (OLS)
Δw_{t-1}	-0.134133 (0.2132)	-0.218684** (0.08627)
Δw_{t-2}	-0.0420804 (0.1695)	-
Δw_{t-3}	-0.0796471 (0.1453)	-
$\Delta w m_t$	1.07634*** (0.2386)	1.15104*** (0.1300)
$\Delta w m_{t-1}$	0.0113665 (0.3272)	-
$\Delta w m_{t-2}$	0.181277 (0.2700)	-
$\Delta w m_{t-3}$	0.183700 (0.2912)	-
Δp_t	-0.00179086 (0.01903)	-
Δp_{t-1}	0.0353075 (0.02578)	-
Δp_{t-2}	-0.000560201 (0.02094)	-
Δp_{t-3}	-0.0119621 (0.01771)	-
$\Delta prod_t$	0.0116970 (0.05292)	-
$\Delta prod_{t-1}$	-0.0704464 (0.04324)	-
$\Delta prod_{t-2}$	-0.0361478 (0.03313)	-
$\Delta prod_{t-3}$	-0.0731733** (0.03086)	-0.0389853** (0.01628)
ΔU_t	-0.00333172 (0.004517)	-
ΔU_{t-1}	-0.00123532 (0.005239)	-
ΔU_{t-2}	-0.00749775* (0.004136)	-0.00575284*** (0.002107)
ΔU_{t-3}	0.00486828 (0.003629)	-
U_t	0.000590064 (0.004821)	-
$(w - p - prod)_{t-1}$	-0.00170988 (0.02593)	-0.0307595*** (0.009934)
$(w - w m)_{t-1}$	-0.236030 (0.1792)	-0.264941*** (0.06642)
<i>const</i>	0.0451241 (0.06511)	0.0279733 (0.01814)
R^2	0.945019	0.880694
Restriksjonstest	-	1.0968
AR 1-2	1.7531	1.1011
ARCH 1-1	0.34567	0.57936
Normalitetstest	7.9657*	1.3558
Heterotest	-	1.1055

Merk: I begge kolonner er Δw_t avhengig variabel. Tabellen rapporterer parameterestimater med estimerte standardavvik i parentes. R^2 er determinasjonskoeffisienten. Restriksjonstesten er en F -test for å validere modellreduksjonens gyldighet. * indikerer signifikans ved 10% signifikansnivå, ** ved 5%-nivå og *** ved 1%-nivå. Variabeldefinisjoner er gitt i appendikset.

6.2.2 Langsiktig løsning

Resultatene for den reduserte modellen i tabell 8 tyder på kointegrerende sammenhenger mellom lønnsvariablene i næringene og lønn, produktpris og produktivitet i petroleumsnæringen. De estimerte parameterene foran feilkorrigeringsleddene er signifikante og tyder på at ca. 25% av initielt avvik fra langtidslikevekten mellom lønningene utlignes i løpet av 1 år og at ca. 3% av avviket i differansen mellom petroleumslønn, produktpris og produktivitet, fra langsiktig likevekt, utlignes i løpet av samme tidshorisont.

Langtidsløsningen for den reduserte modellen finnes ved å ta utgangspunkt i M2, for videre å sette korttidsdynamikken lik null og løse med hensyn på lønn i petroleumsnæringen.

$$w = 0.896wm + 0.104(p + prod) \quad (6.2.1)$$

Langtidsløsningen gir at en 1 prosentpoengs økning i industrilønn gir en 0.89 prosentpoengs økning i petroleumslønnen, på lang sikt. Pris og produktivitet inngår i den statiske langtidsløsningen med samme parameter på 0.11. Selv om parameteren foran leddet som representerer næringsintern lønnsomhet er relativt liten, vil det være relevant å se på trendutviklingen for faktorene som er inkludert i (6.2.1) for å analysere viktigheten av faktorene. En sterk positiv trend i denne variabelen vil underbygge relevansen variabelen har på langtidsløsningen. Trendutviklingen viser derimot at industrilønnen har en sterkere positiv trend enn næringsintern lønnsomhet.²⁵

Modellreduksjonen fører til at enkelte nivåvariabler og en stor del av korttidsdynamikken faller bort. For å se på hvordan modellreduksjonen påvirker langtidsdynamikken vil også resultatet for langtidsløsningen for generell modell bli presentert,

$$w = 0.99281wm + 0.00719(p + prod). \quad (6.2.2)$$

Sammenlignet med langtidsløsningen for den forenklede modellvarianten er effekten av industrilønn på langsiktig utvikling i petroleumslønn mer dominerende relativt til næringsintern lønnsomhet. Dette kan være et tegn på at variasjon i næringsintern lønnsomhet blir forklart igjennom korttidsdynamikken i den generelle modellen.

²⁵Se appendiks A3.

6.2.3 Diagnostiske tester

Av de diagnostiske testene rapporteres det at den generelle modellen oppfyller kravet om at restleddet har hvit-støy egenskaper.²⁶ Dette gjelder også for den forenklede modellen. Nullhypotesen om at variansen til restleddet er konstant beholdes også for begge modellene. I den generelle modellen er det ikke nok observasjoner til å teste for ubetinget homoskedastisitet, mens nullhypotesen beholdes for den forenklede modellen.

6.2.4 Modellevaluering av OLS-resultater

Regresjonen for modell M2 er underlagt en antagelse om at de estimerte parameterene er konstante over hele dataperioden. For å avdekke eventuelle strukturelle brudd og for å teste denne antagelsen er det gjort en sensitivitetsanalyse av parameterstabiliteten til de mest sentrale variablene ved hjelp av rekursiv estimering.

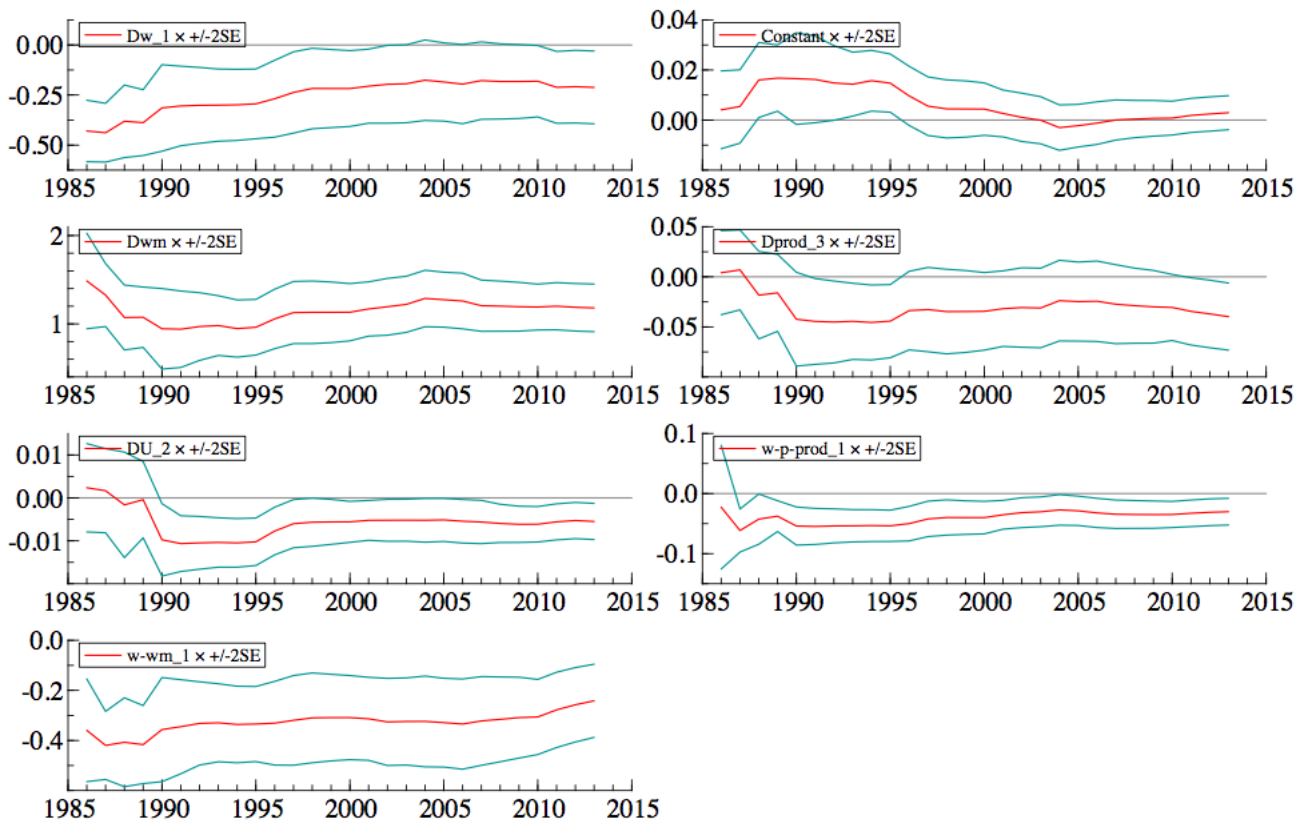
Rekursiv estimering eller ”recursive least squares”, gir et visuelt inntrykk av hvor stabile parameterene synes å være ved å endre på datautvalget. Fremgangsmåten er og først estimere modellen for et delutvalg av utvalgsperioden, for så at ett og ett år legges til om gangen og estimere om igjen. Initialperioden som benyttes er satt til 10 år. Ved at dette gjøres helt til slutten av datagrunnlaget er nådd vil det gi kvalitativ informasjon om den gradvise utviklingen til parametrene, se Brooks (2008) s. 187.

Under er den rekursive estimeringen av parametrene fremstilt grafisk i figur 3. Figuren viser utviklingen til de mest sentrale variablene som inngår i modell M2, hvor alle rekursive estimater er rapportert sammen med ± 2 standardavvik. Betrakter man den grafiske fremstillingen kan parametrene synes å være noe ustabile ved starten av estimeringen, muligens på grunn av få observasjoner i datagrunnlaget. Videre indikerer den grafiske fremstillingen at parametrene stabiliserer seg utover i datautvalget.²⁷

²⁶I tabellene som inneholder OLS og IV-estimater blir fire ulike tester for restleddsegenskaper oppgitt. Testene er nærmere forklart i delkapittelet for tidsserieegenskaper. Normalitetstesten tester for normalfordelte restledd. Heterotest er en test for heteroskastisitet. AR 1-2 tester for seriekorrelasjon opp til andre orden. Nullhypotesene i testene er formulert som fravær av det de tester for.

²⁷Motivert av den grafiske fremstillingen, presentert her og konklusjonen i Dyrstad (2015) er det i appendiks A.5 estimert en tilsvarende modell for M2, men med data fra 1982 til 2013.

Figur 3: Rekursiv estimering av sentrale variabler i M2



6.3 Resultater fra IV-estimering

Det er verdt å merke seg at selv om hypotesen om at lagget petroleumslønnsvekst ikke Granger-forårsaker industrilønnsvekst beholdes, er det dermed ikke noen garanti for at $\Delta w m_t$ er eksogen i modellene i tabell 8. Derfor er det ikke utelukket at simultanitet kan være et problem som må behandles.

Selve kausalitetsbegrepet til Granger bygger på tanken om at årsak går foran virkning. I Rødseth og Holden (1989) argumenteres det for at med årsdata vil det være vanlig å tillate for simultanitet mellom lønningene i kausalitetstesting. I VAR-modellen vil da den samtidige verdien til den uavhengige variabelen inkluderes.

Tabell 9: Test for Granger kausalitet, med simultanitet og 1 lag, 1974-2013

Avhengig variabel	Uavhengig variabel	F-test	AIC
Δw_t	$\Delta w m_t$	12.972	-8.59184
$\Delta w m_t$	Δw_t	7.2520	-9.48189

F -observatoren har i dette tilfellet 2 og 36 frihetsgrader som gir en kritisk verdi på 5,18 ved 1% signifikansnivå. F -verdiene er signifikante for begge ligningene. Dersom det åpnes for å tillate for simultanitet indikerer dette en to-veis kausalitetsretning mellom lønningene. Resultatene som rapporteres i tabellen over gir ingen klar konklusjon på hvilken vei kausaliteten går, men den noe høyere F -observatoren for at lønn i industrinæringen påvirker lønn i petroleumsnæringen kan gi en indikasjon på retningen kausaliteten drar i. Siden det finnes indikasjoner på to-veis kausalitet vil det mest sannsynlig være et simultanitetsproblem ved bruk av vanlig OLS. Dette indikerer, som tidligere nevnt, inkonsistente og skjeve estimater, se Brooks (2008) s. 268-269.

Som følge av et mulig simultanitetsproblem vil resultater fra estimering av lønnsrelasjonen for petroleumsnæringen ved hjelp av instrumentvariabel-metoden presenteres under.

6.3.1 Korttidseffekter IVM

I tabell 10 er resultatene fra både første- og andresteget i en instrumentvariabelprosess presentert. I modell M3 er det benyttet OLS på

$$\Delta wm_t = \mu + \Delta wm_{t-1} + \sum_{i=0}^1 \beta_{i1} \Delta prod_{t-i} + \sum_{i=0}^1 \beta_{2i} \Delta pm_{t-i} + \alpha_1 wm_{t-1} + \alpha_2 pm_{t-1} + \alpha_3 prod_{t-1} + \beta_3 \Delta w_{t-1} + \beta_4 \Delta prod_{t-3} + \beta_5 U_{t-2} + \gamma_3 (w - p - prod)_{t-1} + \gamma_4 (w - wm)_{t-1} + u_t$$

for å avdekke hvilke variabler Δwm_t kan instrumenteres med. I tabellen under fremkommer det at Δwm_{t-1} , $prod_{t-1}$ og $\Delta prod_{t-1}$ er signifikante og vil følgelig bli brukt som instrumenter. Det er viktig å merke at selv om disse variablene benyttes som instrumenter er det vanskelig å finne gode instrumentvariabler for Δwm_t . Dette kan muligens være på grunn av sterk korrelasjon med de eksogene og predeterminerte variablene som allerede inngår i lønnsrelasjonen for petroleumsnæringen.

Fra tabell 10 er egendynamikken lagget 1 periode tilbake rapportert som negativ med en estimert parameter lik -0.225682. Effekten av endring i lønn for industrinæringen, som nå er behandlet som endogen, har positiv innvirkning på endring i petroleumlønn med en parameter lik 1.16967. Altså vil en 1 prosentpoengs økning i Δwm_t gi en økning på 1.7 prosentpoeng i Δw_t . Endring i produktivitet lagget 3 perioder tilbake og endring i arbeidsledighet lagget 2 perioder har begge en negativ effekt på inneværende periodes vekst i petroleumlønn på henholdsvis -0.038 og -0.0057.

Sammenlignet med resultatene som rapporteres i modell M2 er egendynamikken noe høyere når OLS benyttes da Δw_{t-1} rapporteres til -0.22 i M2 i motsetning til -0.23 i M4. For Δwm_t er IV resultatet noe høyere enn i M2 med estimerte koeffisienter på henholdsvis 1.17 i M4 og 1.15 i M2.

Dersom simultanitet mellom lønningene betraktes fremkommer det av IV-resultatene at effekten av Δwm_t er høyere her enn for OLS-resultatene. Altså vil metoden for å takle simultanitetsproblemet gi at lønnen i industrien har en enda sterkere påvirkning på petroleumlønnen, enn det som opprinnelig rapporteres. Dette tyder på at instrumentene som brukes ikke er gode nok og gir motsatt effekt, i størrelsesorden, på Δwm_t enn hva som forventes ved håndtering av et mulig simultanitetsproblem.

Tabell 10: IV-estimer for lønnsdannelsen i petroleumsnæringen, 1976-2013

Variabler	1-steg	2-steg
	M3 (OLS)	M4 (IV)
Δw_{t-1}	-0.193407* (0.1136)	-0.225682** (0.09511)
$\Delta w m_t$	-	1.16967*** (0.1681)
$(w - p - prod)_{t-1}$	-0.0260119*** (0.009166)	-0.0304469*** (0.01010)
$(w - w m)_{t-1}$	0.194080** (0.07346)	-0.263472*** (0.06697)
$\Delta prod_{t-3}$	-0.0391620** (0.01618)	-0.0383560** (0.01668)
ΔU_{t-2}	-0.00127914 (0.001953)	-0.00572754*** (0.002049)
<i>const</i>	0.155914*** (0.05166)	0.0277222 (0.01820)
$\Delta w m_{t-1}$	0.418871*** (0.1449)	-
$prod m_t$	-0.0830661*** (0.02116)	-
$\Delta prod m_{t-1}$	-0.170585* (0.09649)	-
R^2	0.812028	-
Sargan-test	-	0.12476
AR 1-2	2.9967	1.2192
ARCH 1-1	0.58644	0.69843
Normalitetstest	8.1642*	1.4912
Heterotest	0.78257	1.1550

Merk: I kolonnen for førstesteget er $\Delta w m_t$ avhengig variabel. I kolonnen for andreteget er Δw_t avhengig variabel. Tabellen rapporterer parameterestimer med estimerte standardavvik i parentes. R^2 er determinasjonskoeffisienten. * indikerer signifikans ved 10% signifikansnivå, ** ved 5%-nivå og *** ved 1%-nivå. Variabeldefinisjoner er gitt i appendikset.

6.3.2 Langsiktig løsning

Den statiske langtidsløsningen finnes her analogt som for OLS-estimatene ved at korttidsdynamikken settes lik null og løses med hensyn på petroleumslønnen.

$$w = 0.8964wm + 0.1036(p + prod) \quad (6.3.1)$$

Langtidsløsningen for IV-resultatene gir at en 1 prosentpoengs økning i lønn i industrien vil øke lønn i petroleumsnæringen med 0.8964 prosentpoeng, på lang sikt. Produktivitet og pris har lik koeffisient på 0.1036. Sammenlignet med langtidsløsningen for OLS-estimatene er det nå en marginalt høyere effekt av industrilønn enn i (6.2.1), følgelig vil p og $prod$ ha en marginalt lavere effekt siden variablene i langtidsløsningen også her summeres til 1.

6.3.3 Diagnostiske tester

Resultatene av de diagnostiske testene for 2.steget rapporterer at hvit-støy egenskaper i restleddet er oppfylt. Dette gjelder også nullhypotesen om at variansen til restleddet er konstant og testen for ubetinget homoskedastisitet. Det er også verdt å merke seg at verdiene på testobservatoren er jevnt over høyere i IV-regresjonen sammenlignet med OLS-regresjonen. Nullhypotesen for Sargan-testen²⁸ om at alle instrumentvariablene er ukorrelert med restleddet i andresteget beholdes, se Sargan (1958) og Wooldridge (2009) s. 537.

6.3.4 Modellevaluering av IV-resultater

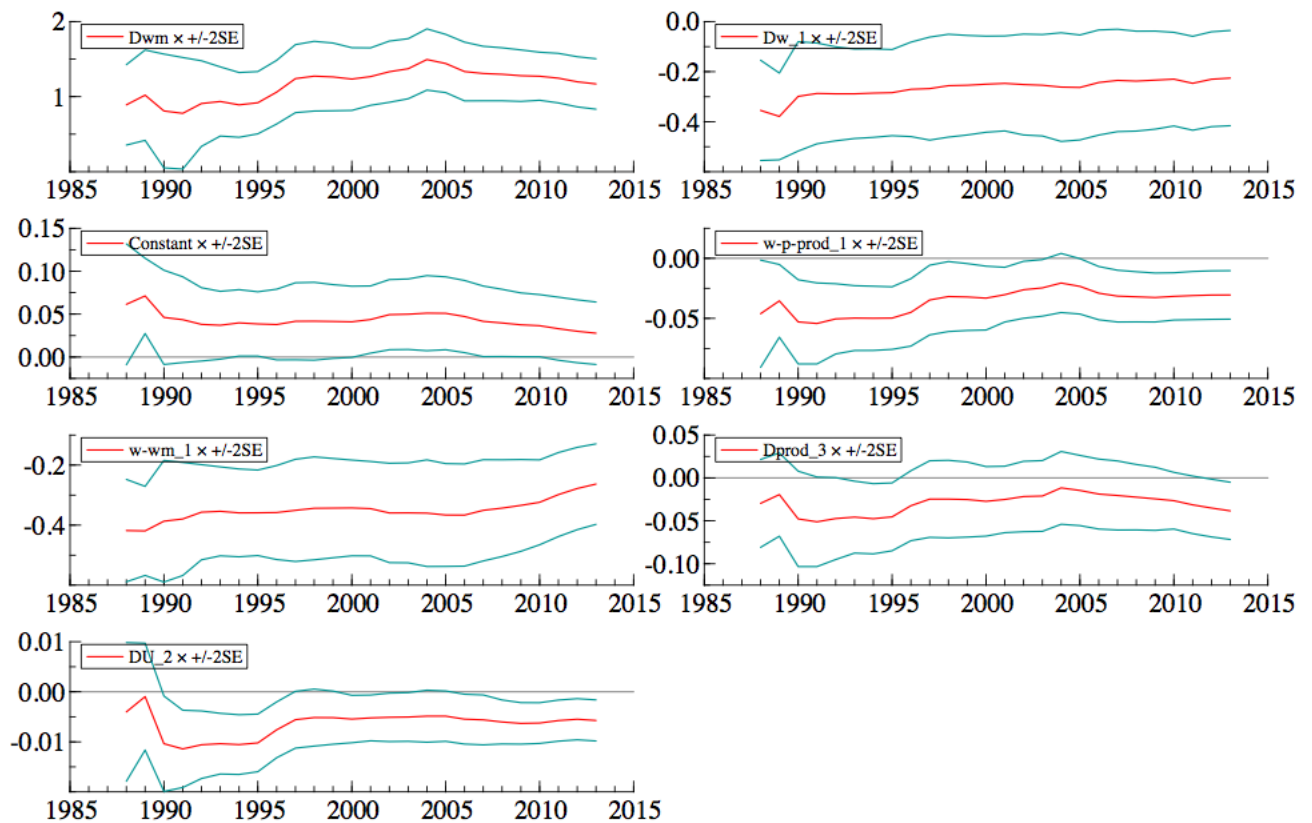
Ut i fra resultatene som presenteres og resonnementet over er det vanskelig å ha noen tiltro til de rapporterte parameterestimatene for modell M4. Ideelt sett hadde måten endogenitetsproblemet ble forsøkt taklet på, produsert lavere effekt av industrilønn på petroleumslønn. Det uventede resultatet begrunnes med at instrumentkombinasjonen som benyttes er svak, og at variablene som inngår sannsynligvis er sterkt korrelert med de eksogene og predeterminerte forklaringsvariablene som inngår i relasjonen for petrole-

²⁸Sargan-testen er også kjent under andre navn som Hansen-test og J-test for overidentifisering av restriksjoner, se Hansen (1982).

umslønn. Det er også verdt å merke at fortegnet for $prod_m_t$ og $\Delta prod_m_{t-1}$ er negativt. Dette er enda en indikator på at instrumentene som benyttes ikke er gode nok på grunn av lite intuitive resultater i førstesteget.

Under er det foretatt rekursiv estimering av sentrale variabler i modell M4. Sammenlignet med den grafiske fremstillingen for modell M2 kan parameterene her synes å være noe mer stabile i starten av estimeringsperioden.

Figur 4: Rekursiv estimering av sentrale variabler i M4



7 Avslutning

I denne avhandlingen er det utført en analyse av lønnsdannelsen i petroleumsnæringen med bakgrunn i økonomisk teori, økonometriske metoder og tidsseriedata. Med utgangspunkt i teorien som har blitt presentert er det postulert en modell som innebærer at produktiviteten til petroleumsarbeiderne og produktpris i petroleumsnæringen påvirker lønningene, og at lønn i petroleumsnæringen vil følge lønn i industrien. I tillegg er det åpnet opp for at modellen kan inkludere arbeidsledighet som en egen forklaringsvariabel. Denne modellen har så dannet utgangspunkt for langtidsløsningen i en feiljusteringsmodell som også inkluderer korttidsdynamikk for de inkluderte forklaringsvariablene.

De estimerte relasjonene for lønnsdannelsen støtter hypotesen om at lønningene i petroleumsnæringen påvirkes av produktpris og produktivitet i næringen, og at det finnes en langsiktig løsning mellom lønnsomheten og lønnsdannelsen. Selv om den estimerte justeringshastigheten er relativt liten vil deler av avviket fra likevektsløsningen mellom lønnsnivå og lønnsomhet i foregående periode bli korrigert for i løpet av inneværende periode. Dette gjelder også for forholdet mellom lønnsnivået i petroleumsnæringen og industri. Her vil nesten én fjerdedel av avviket i foregående periode bli korrigert for i inneværende periode. Ut i fra den estimerte langtidsløsningen vil det følgelig være nærliggende å konkludere med at eksterne variabler, representert ved industrilønnen, har størst påvirkning på langtidsforholdet for petroleumlønnen.

Av korttidsdynamikken faller kortsiktige effekter av produktpris ut av modellen. Produktpris, som avhenger sterkt av oljeprisen, har historisk sett vært preget av mye variasjon. Følgelig er det naturlig å tenke seg at kortsiktige svingninger ikke er med på å påvirke lønnsforhandlinger i petroleumsnæringen. For korttidsdynamikken til produktivitet er det kun 3. lagget som inngår signifikant i modellen. Modellen estimerer en negativ effekt på lønnsveksten av en økning i produktivitetsveksten. En mulig forklaring på denne effekten kan være at økt timeverksproduktivitet fører til overflødig arbeidskraft på kort sikt. Redusert behov for arbeidskraft vil dra i retning av redusert forhandlingsmakt hos fagforeningene. Effekten av redusert forhandlingsmakt hos fagforeningene stemmer godt overens med økonomisk teori, og kan også brukes til å forklare intuisjonen bak det negative fortegnet på korttidsdynamikken til arbeidsledighet, som er signifikant på 2. lagget i modellen. Økt arbeidsledighet på kort sikt reduserer lønnsveksten i petroleumsnæringen. Det rapporteres også en signifikant effekt av 1. lagget på egendynamikken i modellen. Økt lønnsvekst i næringen i foregående periode fører til redusert lønnsvekst i inneværende

periode. Kortsiktseffekten av alternativlønnsveksten, inngår signifikant på 0. lagget. En økning i industrilønnen i inneværende periode gir en enda større økning i lønnsveksten i petroleumsnæringen i inneværende periode.

Av langtidsløsningen vektes alternativlønn og lønnsomhet i petroleumsnæringen med henholdsvis 0.9 og 0.1. Ett prosentpoengs økning i alternativlønnen på lang sikt vil øke petroleumlønnen med 0.9 prosentpoeng. Ett prosentpoengs økning i lønnsomheten vil øke lønnen til petroleumsarbeiderne med 0.1 prosentpoeng. Med andre ord, vektes eksterne effekter betydelig tyngre enn interne effekter i langtidsløsningen for petroleumlønnen.

I Dyrstad (2015) finnes to langtidsløsning hvor alternativlønn og sysselsetting i petroleumsnæringen inngår, for periodene før og etter intervensjonen i 1982. For perioden etter intervensjonen vil ett prosentpoengs økning i alternativlønnen øke lønnen for petroleumsarbeiderne med 0.8 prosentpoeng. Altså en litt svakere effekt av alternativlønnen enn det som finnes i denne avhandlingen. Motivert av Dyrstad (2015) ble det også estimert en modell som er tilsvarende modellen i tabell 8, ved bruk av data fra perioden 1982-2013. Estimater gir lavere signifikans på samtlige variabler, og er sannsynligvis preget av kortere dataperiode. Likevel finnes det i likhet med Dyrstad (2015) at mye av korttidseffektene faller fullstendig ut av modellen.

I denne avhandlingen er det lagt vekt på interne versus eksterne effekter på lønnsdannelsen i petroleumsnæringen. Som tidligere presisert, må modellspesifikasjonen og resultatene ses i lys av nettopp denne problemstillingen. Igjen er det også viktig å presisere at resultatene sannsynligvis er påvirket av simultanitet mellom variablene for lønnsvekst i næringene.

Som et alternativ til videre forskning innenfor samme område, kunne det ha vært interessant å foreta en lik analyse av lønnsdannelsen i petroleumsnæringen i en økonomi hvor det er lavere grad av sentraliserte lønnsforhandlinger. For deretter å sammenligne resultatene med de som er rapportert i denne avhandlingen.

Referanser

- Akerlof, G. A. og Yellen, J. L. (1986): *Efficiency wage models of the labor market*. Cambridge University Press.
- Aukrust, O. (1977): "Inflation in the Open Economy: A Norwegian Model." *Artikler 96, Statistisk Sentralbyrå* , 109-166.
- Brooks, C. (2008): *Introductory Econometrics for Finance*. 2.utgave, New York, Cambridge University Press.
- Cappelen, Å., Eika, T. og Choudhury, R. (1996): "Petroleumsvirksomheten og norsk økonomi 1973-1993." *Statistisk Sentralbyrå Rapport 93*.
- Cappelen, Å., Eika, T. og Prestmo, J. B. (2015): "Oljeprisfallet gir ingen krise." *Samfunnsøkonomen nr. 2*, 18-21.
- Dyrstad, J. M. (2015): "Resource curse avoidance: Governmental intervention and wage formation in the Norwegian petroleum sector." *Department of Economics, NTNU* .
- Elgsæther, A. H. og Johansen, K. (1993): "Hvor var insiderene? En analyse av lønnsdanningen i norsk industri." *Norsk Økonomisk Tidsskrift 107*, 255-276.
- Engle, R. F. og Granger, C. W. (1987): "Co-integration and error correction: representation, estimation, and testing." *Econometrica: journal of the Econometric Society* , 251-276.
- Gilbert, C. L. (1986): "Professor Hendry's Econometric Methodology." *Oxford Bulletin of Economics and Statistics 48*, 283-307.
- Granger, C. W. J. (1969): "Investigating Causal Relations by Econometric Models and Cross-spectral Methods." *Econometrica 37*, 424-438.
- Hansen, L. P. (1982): "Large sample properties of generalized method of moments estimators." *Econometrica: Journal of the Econometric Society* , 1029-1054.
- Holmlund, B. (2012): "Wage and employment determination in volatile times: Sweden 1913-1939." *Uppsala, Department of economics and UCLS, Uppsala University* .
- Holmlund, B. og Zetterberg, J. (1991): "insider effects in wage determination: Evidence from five countries." *European Economic Review 35*, 1009-1034.
- Johansen, K. (1995): "Norwegian wage curves." *Oxford Bulletin of Economics and Statistics 57(2)*, 229-247.

- Johansen, K. (1996): "Insider forces, asymmetries, and outsider ineffectiveness: Empirical evidence for norwegian industries 1966-87." *Oxford Economic Papers* nr.48, 89-104.
- Johansen, K. (2000): "Labour Economics - Macroeconomic Issues." *Department of Economics, NTNU* .
- Johansen, K. og Strøm, B. (1997): "Wages, prices and politics: Evidence from Norway." *Oxford Bulletin of Economics and Statistics* 59(4), 511-522.
- Johansen, K. og Strøm, B. (2001): "Wages and Politics: Evidence from the Norwegian Public Sector." *Oxford Bulletin of Economics and Statistics* 63, 311-331.
- Langørgen, A. (1993): "En økonometrisk analyse av lønnsdannelsen i Norge." *Rapporter 93/5, Statistisk Sentralbyrå* .
- Oljedirektoratet (2014): "Fakta 2014, norsk petroleumsverksemd." Tilgjengelig fra: <http://www.npd.no/no/Publikasjoner/Faktahefter/Fakta-2014/>.
- Rødseth, A. og Holden, S. (1989): "Wage formation in Norway. Seminar paper no. 437." *Stockholm, Institute for International Economic Studies, University of Stockholm* .
- Sargan, J. D. (1958): "The estimation of economic relationships using instrumental variables." *Econometrica: Journal of the Econometric Society* , 393-415.
- Shapiro, C. og Stiglitz, J. E. (1984): "Equilibrium unemployment as a worker discipline device." *The American Economic Review* , 433-444.
- Solow, R. M. (1979): "Another possible source of wage stickiness." *Journal of macroeconomics* 1(1), 79-82.
- Thoen, H. og Johannessen, J. (2011): "Sysselsatte i petroleumsnæringen og relaterte næringer 2010." *Statistisk Sentralbyrå Rapporter 49*.
- Torvik, R. (2015): "Pengepolitikk i en oljeøkonomi." *Samfunnsøkonomen* nr. 2, 34-45.
- Verbeek, M. (2012): *A Guide to Modern Econometrics*. 4.utgave. West Sussex, John Wiley & Sons Ltd.
- Wooldridge, J. M. (2009): *Introductory Econometrics - A Modern Approach*. 4.utgave. Canada, South-Western, Cengage Learning.
- Wulfsberg, F. (1990): "Lønnsdannelse i norske treforedlingsforetak, 1967-79." *Norsk Økonomisk Tidsskrift* 104, 207-230.

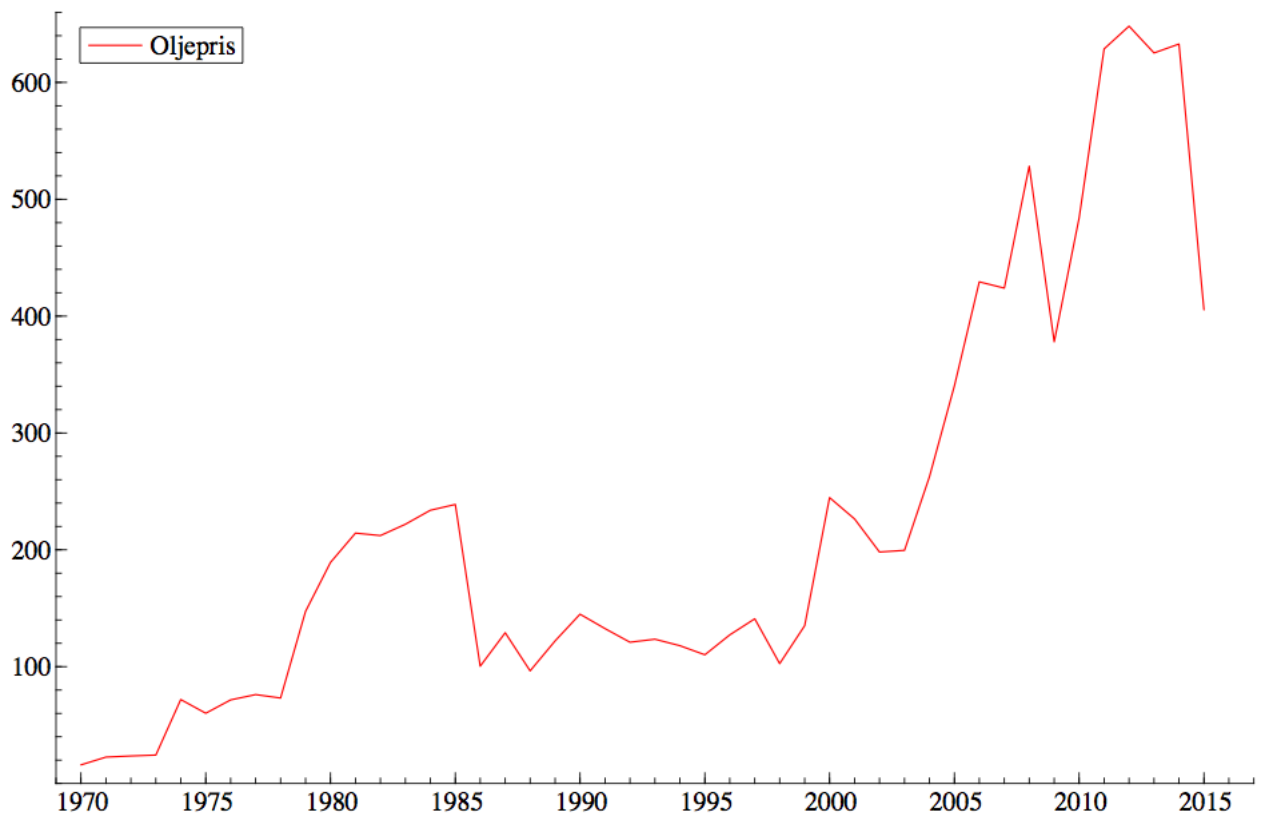
Appendiks

A

A.1 Notasjonsforklaringer

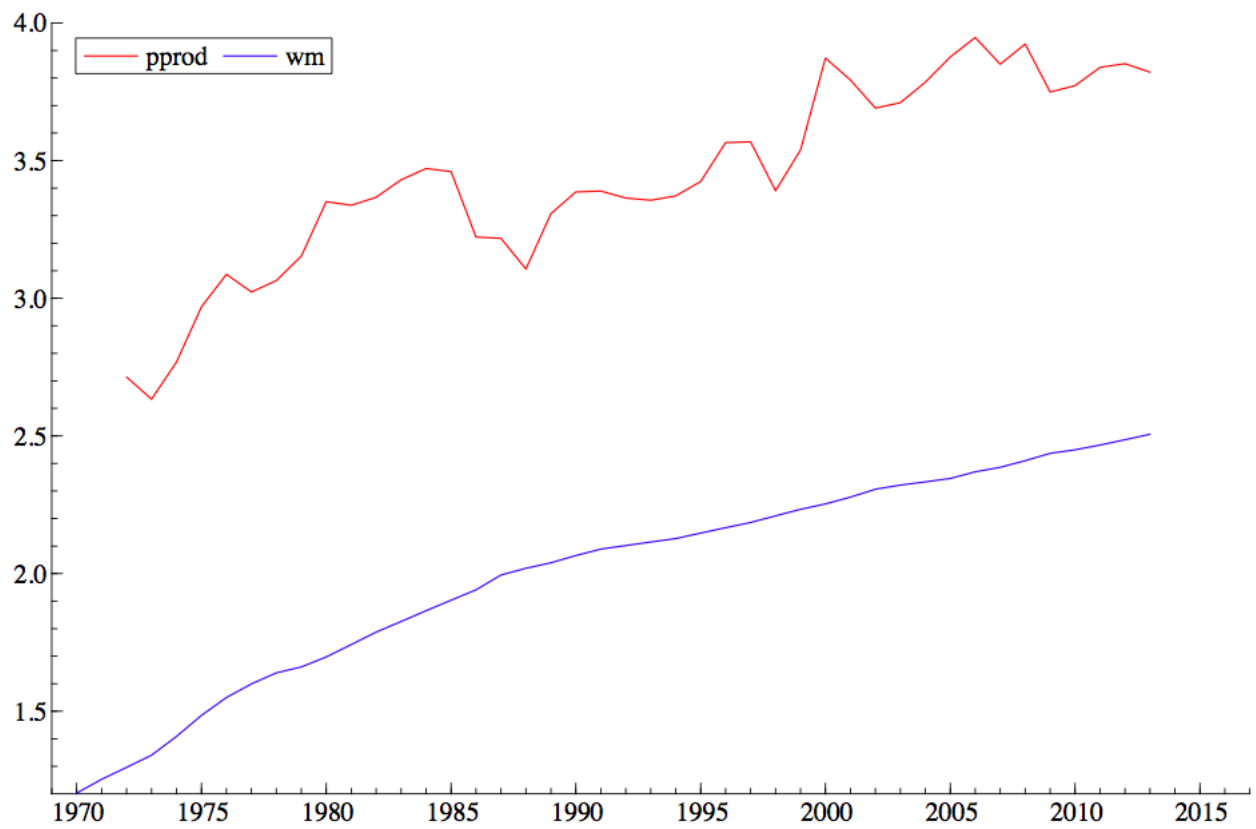
- w Lønnsvariabel for petroleumsnæringen. Logaritmen til timelønn for petroleumsarbeiderne. Kilde: SSB.
- p Variabelen for produktpris i petroleumsnæringen. Logaritmen til deflatoren for verdiskapningen i petroleumsnæringen. Kilde: SSB.
- $prod$ Produktivitetsvariabelen i petroleumsnæringen. Logaritmen til timeverksproduktiviteten i petroleumsnæringen. Kilde: SSB.
- wm Lønnsvariabel for industriarbeidere. Logaritmen til timelønn i industrien. Kilde: SSB.
- pm Variabelen for produktpris i industrien. Logaritmen til deflatoren for verdiskapningen i industrien. Kilde: SSB.
- $prodm$ Produktivitetsvariabelen i industrien. Logaritmen til timeverksproduktiviteten i industrien. Kilde: SSB.
- U Arbeidskraftundersøkelsen. Arbeidsledige i prosent av arbeidsstyrken, begge kjønn, 15-74 år (1972-2013). Kilde: SSB.
- $STOP$ Dummyvariabel for år med lønns-og prisstopp. Tar verdien 1 i årene 1979, 1988 og 1989, og 0 ellers.
- cpi Offisiell konsumprisindeks. Kilde: SSB.
- wa Variabelen for lønnsandel i petroleumsnæringen. Logaritmen til lønnskostnader i petroleumsnæringen dividert med bruttoproduktet i løpende priser. Kilde: SSB.
- wam Variabelen for lønnsandel i industrien. Logaritmen til lønnskostnader i industrien dividert med bruttoproduktet i løpende priser. Kilde: SSB.
- rw Variabelen for relativ lønn i petroleumsnæringen.

A.2 Grafisk utvikling i oljepris



Figur 5: Utvikling i oljepris målt i NOK, hentet fra Thompson Reuters Datastream

A.3 Trendutvikling i lønnsomhet og industrilønn



Figur 6: Utvikling i lønnsomhet og industrilønn, med log kroner på andreaksen

A.4 Sensitivitetsanalyse

Tabell 11: Sensitivitetsanalyse, 1974-2013

Variabler	Generell	Redusert
	M5	M6
Δw_{t-1}	-0.121327 (0.1830)	-0.225682** (0.09511)
Δwm_t	0.477894 (0.3081)	0.521800** (0.2262)
Δwm_{t-1}	-0.234807 (0.3098)	-0.0304469*** (0.01010)
Δp_t	0.00577998 (0.01954)	-0.263472*** (0.06697)
Δp_{t-1}	-0.0183306 (0.01887)	-0.0383560** (0.01668)
$\Delta prod_t$	0.0448712 (0.03297)	-0.00572754*** (0.002049)
$\Delta prod_{t-1}$	0.0331381*** (0.03433)	0.0431466* (0.02280)
ΔU_t	-0.00349485 (0.004895)	-
ΔU_{t-1}	0.000765880 (0.004345)	-
U_t	-0.00707132** (0.003050)	-0.00516710** (0.001932)
$(w - p - prod)_{t-1}$	-0.0316588* (0.02135)	-0.0229377 (0.01417)
$(w - wm)_{t-1}$	-0.416856*** (0.1516)	-0.421454*** (0.1138)
cpi_{t-1}	0.0464639* (0.02395)	-
Δcpi_t	0.422316 (0.3172)	0.599014** (0.2434)
Δcpi_{t-1}	0.480948 (0.3304)	0.0443975** (0.01858)
$STOP_t$	-0.00226413* (0.009735)	-0.00158756 (0.007310)
<i>constant</i>	0.00313074 (0.06169)	0.00557594 (0.04144)

Sensitivitetsanalysen er utført ved å inkludere variabelene $STOP_t$, cpi_{t-1} og $\sum_{i=0}^1 \Delta cpi_{t-i}$ i relasjonen for Δw_t . Til forskjell fra OLS modellen presentert tidligere i oppgaven er det her 1 lag på de inkluderte differensierte variabelene. Tabellen rapporterer parameterestimater med estimerte standardavvik i parentes. R^2 er determinasjonskoeffisienten. * indikerer signifikans ved 10% signifikansnivå, ** ved 5%-nivå og *** ved 1%-nivå.

A.5 OLS-estimat basert på data fra 1982-2013

Tabell 12: OLS-estimer for lønnsdannelsen i petroleumsnæringen, 1982-2013

Variabler	OLS	OLS
	M7 (1976-2013)	M8 (1982-2013)
Δw_{t-1}	-0.218684** (0.08627)	-0.0929702 (0.1578)
Δwm_t	1.15104*** (0.1300)	0.915421*** (0.1634)
$(w - p - prod)_{t-1}$	-0.0307595*** (0.009934)	-0.0273108** (0.01078)
$(w - wm)_{t-1}$	-0.264941*** (0.06642)	-0.171921 (0.1233)
$\Delta prod_{t-3}$	-0.0389853** (0.01628)	-0.0436078 (0.03228)
ΔU_{t-2}	-0.00575284*** (0.002107)	-0.00463007** (0.002131)
<i>const</i>	0.0279733 (0.01814)	0.0126250 (0.03085)

Merk: Her er det tatt utgangspunkt i M2 fra tabell 8, som er identisk med M7. M8 gir OLS estimatet av de inkluderte variablene i M7, ved bruk av datamateriale fra 1982 til 2013. Δw_t er avhengig variabel. Tabellen rapporterer parameterestimer med estimerte standardavvik i parentes. * indikerer signifikans ved 10% signifikansnivå, ** ved 5%-nivå og *** ved 1%-nivå. Variabeldefinisjoner er gitt i appendikset.