

ANO 2002/7

Oslo
3. september 2002

Working Paper

Forskningsavdelingen

Kan pengepolitikken påvirke koordineringsgraden i lønnsdannelsen?
En empirisk analyse

av

Victoria Sparrman

Arbeidsnotater fra Norges Bank
kan bestilles over Internett:
www.norges-bank.no/publikasjoner
eller ved henvendelse til
Norges Bank, Abonnementservice,
PB 1179 Sentrum, 0107 Oslo
Telefon 22 31 63 83, Telefaks 22 41 31 05

Norges Banks arbeidsnotater inneholder
forskningsarbeider og utredninger som
vanligvis ikke har fått sin endelige form.
Hensikten er blant annet at forfatteren
kan motta kommentarer fra kolleger og
andre interesserte.

Synspunkter og konklusjoner i arbeidsnotatene
står for forfatterens regning.

*Arbeidsnotater/working papers from
Norges Bank can be ordered via the Internet:
www.norges-bank.no/english/publications
or from Norges Bank, Subscription service,
P.O.Box. 1179 Sentrum, 0107 Oslo, Norway.
Tel. +47 22 31 63 83, Fax. +47 22 41 31 05*

*Norges Bank's Working papers present
research projects and reports
(not usually in their final form),
and are intended inter alia to enable
the author to benefit from the comments
of colleagues and other interested parties.*

*Views and conclusions expressed in Working Papers are
the responsibility of the authors alone.*

ISSN 0801-2504
ISBN 82-7553-197-7

Kan pengepolitikken påvirke koordineringsgraden i lønnsdannelsen? En empirisk analyse.

Victoria Sparrman*

3. september 2002

Sammendrag

I økonomisk litteratur blir det hevdet at koordinering blant partene i lønnsdannelsen er ønskelig, fordi en slik løsning reduserer lønnspresset og følgelig arbeidsligheten i økonomien. Modellen i Holden (2001) viser at en strikt sentralbank disiplinere lønnsfastsetterne slik at partenes insentiv til å koordinere lønnsoppgjørene reduseres. Dermed kan en striktere pengepolitikk redusere koordineringsgraden i økonomien. Den empiriske undersøkelsen i denne oppgaven ønsker å undersøke gyldigheten av denne hypotesen, basert på data for det europeiske arbeidsmarkedet. Resultatene fra den empiriske undersøkelsen støtter implikasjonene fra den teoretiske modellen, ved å vise at et ikke-troverdig fastkursregime reduserer koordineringsgraden i lønnsdannelsen. Variablene som signifikant påvirker koordineringsgraden i negativ retning er gjennomsnittlig absolutt rentedifferanse, samt variasjon i rentedifferansen både på nivå og endringsform.

Nøkkelord: Lønnsfastsettelse, koordinering, pengepolitikk, lønnsmoderasjon, paneldata

JEL: E24, J5, E52, C51

*Notatet er et utdrag av min hovedoppgave innlevert til Universitetet i Oslo i februar 2002. Arbeidet er utført under mitt studentengasjement i Forskningsavdelingen, Norges Bank. Jeg vil spesielt få takke min veileder Steinar Holden for all hjelp under arbeidet med oppgaven. Jeg vil også takke for hjelpsomme tilbakemeldinger fra de ansatte i Forskningsavdelingen og da spesielt Fredrik Wulfsberg, Solveig Erlandsen, Ida Wolden Bache og Qaisar Farooq Akram. En takk går også til Tom Bernhardsen, Hege Hagavik og Eivind Bernhardsen. Jeg vil også få takke Norges Bank for finansiell støtte og utmerkede arbeidsbetingelser. Alle synspunkter i denne oppgaven er forfatterens egne og kan ikke tillegges Norges Bank.

1 Innledning

I økonomisk litteratur blir det hevdet at det europeiske arbeidsmarkedet er preget av institusjonelle ordninger som begrenser fleksibiliteten, bidrar til å øke arbeidsledigheten og å redusere den økonomiske veksten. Et spesielt trekk ved dette markedet er at lønn som oftest bestemmes av forhandlinger mellom arbeidsgiver og fagforeninger. Videre er det hevdet at slike forhandlinger øker lønnspresset, og at dette bare kan motvirkes dersom partene koordinerer seg i lønnsoppgjørene, (Nickell og Layard (1999)). Denne oppgaven er en empirisk undersøkelse av hvorvidt pengepolitikken kan innvirke på koordineringsnivået blant partene i lønnsdannelsen. Den empiriske undersøkelsen er i sin helhet basert på data for det europeiske arbeidsmarkedet. I dette kapitlet gis en overordnet beskrivelse av rammeverket som er valgt for å drøfte en slik problemstilling, samt motivere hvorfor en politikk som fremmer koordineringsgraden er ønskelig.

Hvordan arbeidsmarkedet fungerer er avhengig av hvordan det er organisert. Mange andre markeder er organisert ved fri konkurranse, der prismekanismen sørger for at alle ressurser blir mest mulig effektivt utnyttet. I et slikt marked vil en ekstern påvirkning kun være motivert ut i fra fordelingshensyn og for å motvirke markedsimperfeksjoner. En lønnsfastsettelse gjennom forhandlinger er forskjellig fra et frikonkurransemarked. Det skyldes at lønn ikke bare bestemmes av tilbud og etterspørsel, men også av aktørenes forhandlingsstyrke. En lønnsøkning for en gruppe arbeidstakere innebærer negative individuelle virkninger for andre arbeidstakere. Eksempler på slike negative virkninger er økte konsumpriser, hvilket reduserer alles kjøpekraft, og økte faktor priser, som øker kostnaden for produksjonen. Det normale er at hverken arbeidsgivere eller arbeidstakere tar hensyn til negative eksterne virkninger av økte lønninger på de andre aktørene når lønnen fastsettes. Dermed kan forhandlingsprosessen resultere i en høyere lønn enn det som er optimalt for økonomien som helhet. Disse forhold kan igjen gi høyere arbeidsledighet fordi bruken av arbeidskraft reduseres. Høyere lønn i dag kan også påvirke arbeidsledigheten i fremtiden fordi investeringstakten reduseres som følge av lavere profittmarginer. Siden fastsettelsen av reallønnen påvirker sysselsettingen både i dag og i fremtiden, er nivået på likevektsledigheten ikke er en fastsatt størrelse.

De teoretiske modellene i denne oppgaven gjenspeiler at lønn fastsettes ved forhandlinger. I slike modeller er lønnskurven stigende i sysselsettingen, det vil si at lønnspresset øker når sysselsettingen øker (arbeidsledigheten avtar). Begrunnelsen for en stigende

lønnskurve kan være at når sysselsettingen øker vil arbeidstakerne være mindre bekymret for å miste jobben. I tillegg kan bedriftene være tilbøyelig til å gi en høyere lønn enten for å være sikre på at de får tak i kvalifisert arbeidskraft eller fordi det normalt er høyere overskudd i bedriftene ved høy sysselsetting. Etterspørselen etter arbeidskraft bestemmes ved at bedriftene maksimerer profitten når lønnen er gitt. På lang sikt avhenger dermed etterspørselen etter arbeidskraft av produktiviteten i økonomien og av at investorene skal ha samme kapitalavkastning som i alternative investeringer.

Likevekten for sysselsettingen blir deretter bestemt av skjæringspunktet mellom tilbudet og etterspørselen etter arbeidskraft. Likevektsledigheten er forskjellen mellom arbeidstilbudet og sysselsettingen i skjæringspunktet.¹ Når økonomien befinner seg i likevektspunktet er det ingen endring i lønnspresset. Alle forhold som medfører at bedriftene setter lavere priser i forhold til lønnsnivået, vil være positive for sysselsettingen. Dette er forhold som økt produktivitetsnivå, økt tilgang på realkapital og økt konkurranse i produktmarkedet. Tilsvarende vil alle forhold som innvirker på lønnskurven slik at lønnspresset avtar gi en høyere sysselsetting. I denne oppgaven drøftes forhold som påvirker lønnsfastsettelsen.

Pengepolitikken antas å ha en disiplinerende effekt på partene i lønnsfastsettelsen; ved mer strikt pengepolitikk avtar lønnspresset, se for eksempel Bratsiotis og Martin (1999), Soskice og Iversen (1998) og Holden (2001). Denne sammenhengen mellom pengepolitikk og lønnsdannelse bygger på at en streng sentralbank foretrekker et lavt inflasjonsnivå. En nominell lønnsøkning vil under et slikt regime gi en stor reallønnsvekst, fordi sentralbanken forhindrer prisøkningen. Desto mer reallønnen øker, desto større blir reduksjonen i sysselsettingen ved nominelle lønnsøkninger. Dermed vil partene moderere lønnsoppgjørene for å unngå den sterke økningen i ledigheten. Denne moderasjonseffekten er sterkere jo strengere sentralbanken er.

Et annet forhold som virker inn på lønnsdannelsen er om partene i lønnsfastsettelsen koordinerer sine lønnsoppgjør. Både teoretiske og empiriske undersøkelser viser at lønnspresset avtar i forhandlingsmodeller dersom dette er tilfellet, se for eksempel Calmfors (2001) og Nickell og Layard (1999). Dette skyldes at partene ved en slik løsning, tar hensyn til de negative eksterne effektene på arbeidsledigheten av ikke å samarbeide. En stabil likevektsløsning der partene samarbeider om lønnsmoderasjon er imidlertid avhengig av at konsekvensen for partene av ikke å samarbeide er mer negativ enn lønnsmoderasjonen

¹Omtales ofte som NAIRU, og er en forkortelse for Non-Accelerating Inflation Rate Unemployment.

i koordineringsløsningen.

Hvorvidt fagforeningene koordinerer seg i lønnsdannelsen kan være avhengig av hvilken pengepolitikk som utføres, se Holden (2001). Den formelle modellen i Holden (2001) illustrerer at en mer strikt pengepolitikk virker gjennom to kanaler. Den første effekten er at sysselsettingen blir mer følsom for nominelle lønnsøkninger. Dermed vil fagforeningenes gevinst ved å avvike fra en koordineringsløsning, gjennom å sette en høyere lønn, reduseres. Dette tilsier at en mer strikt pengepolitikk kan gi en høyere grad av koordinering enn en mindre strikt pengepolitikk. Den andre effekten trekker imidlertid i motsatt retning, slik at kostnaden for partene reduseres dersom samarbeidsløsningen bryter sammen. Dette skyldes at nivået på arbeidsledigheten er lavere ved en strikt pengepolitikk og dermed vil en økning i arbeidsledigheten, som følge av et samarbeidsbrudd, ikke være like kostbart som om nivået i utgangspunktet var høyere. Siden den første effekten bare påvirker hver enkelt fagforening, kan den andre effekten av en mer strikt pengepolitikk dominere. Når dette er tilfellet vil en mer strikt pengepolitikk medføre at gevinsten som oppnås ved å avvike fra samarbeidsløsningen blir større enn å holde avtalen. Resultatet blir da at koordineringsløsningen bryter sammen og at lønnsveksten øker. Den formelle modellen impliserer derfor at en mer strikt pengepolitikk kan gi et høyere lønnspress og følgelig høyere arbeidsledighet i likevekt enn en mindre strikt pengepolitikk når koordineringsnivået er endogent.

Denne oppgaven baserer seg på teorien i Holden (2001), og ønsker empirisk å undersøke om pengepolitikken har påvirket koordineringsgraden i det europeiske arbeidsmarkedet. I dette markedet er det i tråd med økonomisk litteratur antatt at landene har perfekt kapitalmobilitet, slik at kravet om udekket renteparitet er oppfylt, se Bernhardsen (1998). En slik undersøkelse krever en nøyaktig spesifisering av begrepene koordinering og utøvelse av pengepolitikk, siden resultatene kan være sensitive for hvilken spesifisering som velges, se Holden (2001).

Det er i denne oppgaven valgt en koordineringsindeks som tar hensyn til både vertikal og horisontal koordinering for den avhengige variabelen i regresjonen, se Calmfors m fl. (2001). Mulige indikatorer for pengepolitikken er "hard currency index" og sentralbankens uavhengighetsgrad, se Holden (2001). Den empiriske analysen i denne oppgaven baserer seg på at rentefastsettelsen og sentralbankens uavhengighetsgrad kan gjenspeile stramheten i pengepolitikken. Indikatorene for pengepolitikk utledes ut i fra hvordan rentefastsettelsen reagerer på nominelle lønnsøkninger under et fastkursregime med per-

fekt kapitalmobilitet mellom landene. Årsaken til at nettopp disse indikatorene er valgt er at de fleste landene i panelet har ført et fastkursregime i en eller annen form i hele estimeringsperioden, (1978-1997). Under et troverdig fastkursregime er innenlandsk rente alltid lik renten i ankerlandet. Dermed vil en nominell lønnsøkning ikke påvirke innenlandsk rente og følgelig er rentedifferansen mellom landene alltid lik null. Dersom den faste valutakursen ikke er troverdig, vil den nominelle lønnsøkningen føre til økte devaluering forventninger. Ved økte devaluering forventninger blir sentralbanken tvunget til å sette opp renten for at kravet om udekket renteparitet skal være oppfylt. En renteøkning er negativt for partene og vil derfor virke disiplinerende på lønnsveksten. Rentedifferansen vil derfor gjenspeile hvor troverdig fastkursregimet er og hvordan pengepolitikken responderer når nominelle lønninger øker. En stor rentedifferanse vil i denne oppgaven gjenspeile en stor respons fra pengepolitikken, og tolkes som at arbeidsledigheten blir følsom for nominelle lønnsøkninger. En større rentedifferanse vil dermed ha samme virkning som at pengepolitikken er mer strikt, ved at begge deler disiplinerer lønnsfastsetterne, og påvirker koordineringsgraden i negativ retning. Indikatorene som benyttes for å måle rentefastsettelsen er gjennomsnittlig absolutt rentedifferanse og rentedifferansen varians.

Den empiriske analysen forventer derfor ut i fra den formelle modellen og drøftingen over å finne lav koordineringsgrad der rentedifferansens varians og absolutt gjennomsnittlig rentedifferanse er stor. Videre forventer analysen lav koordineringsgrad når uavhengighetsindeksen er stor. De empiriske resultatene samsvarer i stor grad med dette. Analysen viser at rentedifferansens varians både på nivå og endringsform signifikant reduserer koordineringsgraden i lønnsdannelsen. Videre viser undersøkelsen at absolutt gjennomsnittlig rentedifferanse har en signifikant negativ effekt på koordineringen.

Denne oppgaven starter i kapittel 2 med å drøfte forhold som kan ha betydning for arbeidsmarkedets virkemåte. I kapittel 3 presenteres den empiriske spesifikasjonen og datamaterialet som brukes i den empiriske analysen. Videre er teknikken som benyttes for estimeringene er presentert i kapittel 4 og kapittel 5 angir estimeringsresultatene. Kapittel 6 konkluderer.

2 Arbeidsmarkedet

I dette kapitlet drøftes forhold som har betydning for arbeidsmarkedets virkemåte. Et velfungerende arbeidsmarked er viktig av flere årsaker blant annet fordi arbeidskraften er viktigste innsatsfaktoren i produksjonen, lønnen er den viktigste inntektskilden og arbeidsledigheten er et stort velferdsproblem både for de arbeidsledige og for samfunnet som helhet. Videre er det klart at den stadig økende globaliseringen gir nye muligheter til økonomisk vekst og sysselsetting, samtidig som den også kan resultere i stadig større og hurtigere svingninger. Et velfungerende arbeidsmarked er derfor også viktig for at det raskt kan tilpasse seg de nye omgivelsene.

Nickell og Layard (1999) behandler de institusjonelle ordningene i arbeidsmarkedet i Europa og blir derfor et naturlig utgangspunkt for denne oppgaven i avsnitt 2.1. Videre drøftes koordinering i lønnsdannelsen og hvilken effekt en slik løsning har på lønnspresset i avsnitt 2.2. To hovedretninger for samspill mellom pengepolitikken og lønnsdannelsen er presentert i avsnitt 2.3. Avsnitt 2.4 diskuterer pengepolitikkenes virkning på koordineringsgraden i lønnsdannelsen.

2.1 Institusjoner og arbeidsledighet

Nickell og Layard (1999) ønsker å forklare de store forskjellene på arbeidsmarkedene i de ulike landene, og da spesielt mellom USA og Europa. De trekker frem fem institusjoner i arbeidsmarkedet som årsaker til de store forskjellene. Disse er

- skattenivå på arbeidskraft,
- lover og regler i arbeidsmarkedet,
- fagforeningsaktivitet og minimumslønn,
- arbeidsledighetstrygd og arbeidsmarkedstiltak,
- utdanningssystem og treningsprogram.

Deres analyse kan gi kunnskap om hvilke institusjoner og hvilke kombinasjoner av disse som er hensiktsmessige, og hvilke som er uten betydning for et velfungerende arbeidsmarked. Siden denne oppgaven ønsker å undersøke om pengepolitikken kan påvirke koordineringsgraden i lønnsdannelsen, er det først og fremst deres analyse av fagforeninger og fagforeningers påvirkning på arbeidsledigheten som er av betydning for denne oppgaven. Imidlertid kan en slik generell analyse være motiverende for hvorfor man ønsker å undersøke fagforeningenes adferd i lønnsdannelsen.

Lønn bestemmes i OECD-landene i Europa hovedsakelig av kollektive forhandlinger mellom fagforeninger og arbeidsgivere. Dette skyldes blant annet at selv mange uorganiserte arbeidstakere får fastsatt sin lønn gjennom kollektive forhandlinger. I mange land er dette til og med lovfestede rettigheter. Resultatet av kollektive forhandlinger blir at fagforeningene ofte har større innflytelse på lønnsdannelsen enn det medlemstallene skulle tilsi.

Utfallet av kollektive forhandlinger er avhengig av hvor koordinerte eller sentraliserte partene i lønnsforhandlingene er. En teoretisk modell for hvordan koordineringsgraden påvirker lønnspresset blir behandlet i avsnitt 2.2. Begrepene koordinering og sentralisering benyttes ofte om hverandre, men siden lønnspresset vil variere med koordineringsgraden eller sentraliseringsgraden defineres begrepene her. Sentraliseringsgraden refererer til nivået for forhandlingene, og en grov inndeling av sentraliseringsgraden er gitt ved; bedrifts-, bransje- og nasjonalt nivå. Koordineringsgraden tar hensyn til både sentraliseringsgraden og hvor koordinerte partene er på hvert forhandlingsnivå. Det betyr at sentraliserte lønnsoppgjør er koordinerte, men at det motsatte ikke nødvendigvis er tilfellet. Når koordineringsgraden er høy vil gjennomsnittlig lønn respondere mer på variasjon i arbeidsledigheten. I tillegg er høy grad av koordinering assosiert med små lønnsforskjeller.

Nickell og Layard (1999) benytter en modell for likevektsarbeidsledighet til å belyse samspillet mellom type institusjon og arbeidsmarkedets virkemåte. Denne er en forhandlingsmodell der fagforeningene først bestemmer lønn ved å maksimere sin egen nytte. Deretter bestemmer arbeidsgiver sysselsetting ved å maksimere profitten gitt lønn. Det er full informasjon i modellen, slik at fagforeningene kjenner bedriftenes reaksjon på økt lønn. Dermed antas fagforeningene som representerer arbeidstakerne å veie fordelene av økte lønninger mot kostnaden, i form av redusert sysselsetting, når lønnen øker. Av analysen vil likevektsledigheten reduseres dersom separasjonsraten,² fortjeneste relativt til netto lønn, fagforeningens forhandlingskraft eller bedriftenes markedsmakt reduseres, se Nickell og Layard (1999). Likevektsledigheten reduseres også dersom søkeeffektiviteten øker eller at arbeidstagerne bryr seg mer om sysselsettingseffekten av økt lønn.

Resultatene av den empiriske analysen gjengis i tabell 15 i Nickell og Layard (1999). Tabellen gir en oversikt over de variablene som signifikant påvirker arbeidsledigheten. Denne viser blant annet at fagforeninger som ikke er koordinerte i lønnsoppgjørene øker arbeidsledigheten. Videre viser Nickell og Layard (1999) at dette er tilfellet for en rekke

²Separasjonsraten er definert ut i fra hvor mange som slutter av frivillige eksogene årsaker.

land og hevder at dette er konsistent med flere andre undersøkelser, se for eksempel OECD (1997). Undersøkelsen viser også at dersom fagforeningene og arbeidsgiverne koordinerer lønnsoppgjørene, vil dette moderere lønnskravene og redusere de negative virkninger på arbeidsledigheten. Resultatet underbygger at koordineringsgraden fanger opp effekten av sentralisering, ved at sistnevnte forklaringsvariabel ikke er signifikant når begge forklaringsvariable er med i regresjonen. Videre er det vist at effekten av sterke fagforeninger er større jo større markedsrett bedriften har. Dette betyr at tiltak som øker konkurransen til bedriftene i produktmarkedet vil redusere fagforeningenes mulighet til påslag på lønn. Nickell og Layard (1999) konkluderer med at fagforeninger og sosiale velferdsordninger³ er de institusjonene som påvirker arbeidsledigheten mest i negativ retning av de nevnte institusjoner.

Siden fagforeningene har stor innflytelse på lønnsdannelsen og siden en økning i koordineringsgraden reduserer de negative virkningene på arbeidsledigheten, er dette et interessant område innen arbeidsmarkedet.

2.2 Koordineringsgrad og lønnspress

I forhandlingsteori er det vanlig å anta at fagforeningene har preferanser over både lønn og sysselsetting. Videre har de positiv, men avtagende grensenytte. Derfor kan fagforeningene ha fordeler av å fastsette lønn i fellesskap. I dette avsnittet presenteres en forhandlingsmodell som viser at graden av samarbeid kan påvirke hvilket lønnspress som oppstår i økonomien, modellen er basert på fremstillingen til Moene (1998).

I modellen antas det at lønnsforhandlingene kan foregå på bedrifts-, bransje- og nasjonalt nivå, og at fagforeningene enten samarbeider eller ikke gitt det nivået man har forhandlingsrett på. Hvor mye fagforeningene samarbeider er et mål på horisontal koordinering, mens vertikal koordinering måles ut i fra nivået på lønnsforhandlingene.

I modellen er det n fagforeninger som bestemmer lønn gitt bedriftenes etterspørsel etter arbeidskraft. Bedriftenes etterspørsel blir bestemt ved profittmaksimering når produktprisene er eksogent gitt i markedet. Alle fagforeningene antas identiske og at de simultant bestemmer den nominelle lønnen. Sysselsettingen vil da avhenge negativt av

³Sosiale velferdsordninger kan for eksempel være arbeidsledighetstrygd.

lønnen. Fagforeningen i har nyttefunksjonen;

$$u_i = u_i(w_i, L_i(w_1, w_2, \dots, w_i, \dots, w_n)), \partial u_i / \partial w_i > 0, \partial u_i / \partial L_i > 0, \quad \forall i = 1, 2, \dots, n, \quad (2.1)$$

der w_i er reallønn og L_i er sysselsettingen.

Først betraktes det desentraliserte tilfellet, hvor det ikke eksisterer noen form for samarbeid. Hver fagforening vil da maksimere sin egen nytte. Førsteordensbetingelsen til fagforeningen i , kan skrives:

$$\partial u_i / \partial w_i + \partial u_i / \partial L_i * L_i'(w_i) = 0, \quad \forall i = 1, 2, \dots, n \quad (2.2)$$

For at førsteordensbetingelsen skal være et maksimumspunkt, impliserer andreordensbetingelsen at denne er en avtagende funksjon i w_i .

Det andre tilfellet som betraktes åpner for at de n fagforeningene maksimerer en felles nyttefunksjon V . V avhenger dermed av nytten til de n fagforeningene, og kan uttrykkes ved

$$\max_{w_1, w_2, \dots, w_n} V(u_1, \dots, u_n). \quad (2.3)$$

Maksimeringsproblemet kan løses ved å derivere førsteordensbetingelsen med hensyn på w_i , $\forall i = 1, 2, \dots, n$. For hver fagforening er førsteordensbetingelsen uttrykt ved

$$\frac{\partial V}{\partial u_i} \left[\frac{\partial u_i}{\partial w_i} + \frac{\partial u_i}{\partial L_i} \frac{\partial L_i}{\partial w_i} \right] + \sum_{j=1}^n \frac{\partial V}{\partial u_j} \frac{\partial u_j}{\partial L_j} \frac{\partial L_j}{\partial w_i} = 0, \quad (2.4)$$

når $i \neq j$ og $j = 1, \dots, n$. Hvorvidt denne løsningen gir et høyere eller lavere lønnspress enn den desentraliserte løsningen avgjøres ved å studere de respektive førsteordensbetingelser. Det er det andre leddet i ligning (2.4) som er forskjellig fra den desentraliserte løsningen og som blir avgjørende for lønnspresset. $\partial V / \partial u_j$ viser hvor mye hver enkelt fagforening vektlegges i den aggregerte nyttefunksjonen og antas å være positiv. En rimelig antagelse er at $\partial u_j / \partial L_j > 0$, det vil si at fagforeningene positivt vektlegger sysselsettingen i egen bedrift. Dermed vil fortegnet på $\partial L_j / \partial w_i$ være avgjørende for om lønnspresset øker eller avtar med koordinerte lønnsoppgjør. Dersom uttrykket er større enn null, vil en lønnsøkning i fagforening i øke etterspørselen etter arbeidskraft i de andre fagforeningene. Fagforeningene er da substitutter i produksjonen. Dersom uttrykket er mindre enn null vil et lønnsøkning ha motsatt effekt. Da er fagforeningene komplementære i produksjonen.

Dersom det i tillegg antas sentralisert lønnsfastsettelse og at gjennomsnittlig lønn maksimeres kan denne modellen illustrere hvordan lønnspresset varierer med de ulike forhandlingsnivåene. Under disse antagelsene er den optimale lønn gitt ved ligningen

$$\frac{\partial u}{\partial w} + \frac{\partial u}{\partial L} \left[\frac{\partial L}{\partial w} + (n-1) \frac{\partial L}{\partial w^*} \right] = 0. \quad (2.5)$$

Ved igjen å sammenligne denne løsningen med den desentraliserte førsteordensbetingelsen, vil fagforeninger som er komplementære i produksjonen gi lavere lønn i likevekt enn i den desentraliserte løsningen. Tilsvarende vil en sentralisert lønnsforhandling gi et høyere lønnspress dersom fagforeningene er substitutter i produksjonen.

Med en slik modell vil kurven for lønnspresset bli en konkav funksjon i koordineringsnivået. Dette ses ved å starte i den desentraliserte løsningen med et lavt lønnspress. Fra denne løsningen og opp til bransjenivå antas fagforeningene å være substitutter i produksjonen og lønnspresset øker derfor gradvis for hver bedrift som inkluderes i samarbeidet inntil bransjenivå er nådd. Etter dette nivået og frem til full sentralisering antas bransjene å være komplementære. En økning i koordineringsgraden ut over bransjenivå medfører derfor at lønnspresset avtar.

Denne modellen illustrerer hvorfor sentraliserte lønnsoppgjør kan være å foretrekke. Det første er at lønnspresset kan være mindre i en mer sentralisert løsning, og følgelig vil denne gi en lavere arbeidsledighet. Det andre er at sentraliserte lønnsforhandlinger mest sannsynlig vil gi mindre lønnsforskjeller, siden denne løsning var basert på at gjennomsnittlig lønn maksimeres.

2.3 Pengepolitikkenes disiplinerende virkning på lønnsdannelsen

Dette avsnittet drøfter om sammenhengen mellom sentralbankens adferd og lønnsdannelsen er sensitiv for hvilken modellramme som benyttes. I nyere teori eksisterer det to hovedretninger for denne sammenhengen. I begge retningene antas fagforeningene å ha preferanser over reallønn og sysselsetting, og har derfor samme utgangspunkt som i modellen i forrige avsnitt. Modellene formes i begge retningene ved å ta hensyn dette, og at fagforeningene forstår hvilke konsekvenser nominelle lønnsøkninger har på økonomien. Imidlertid gir de to retningene helt forskjellige resultater for hvordan pengepolitikken påvirker lønnsdannelsen.

Denne forskjellen skyldes at man i den ene retningen i tillegg antar at fagforeningene

foretrekker lav inflasjon, se for eksempel Cubitt (1992), Scott (1997) og Cuikerman og Lippi (1999). Nyttefunksjonen til fagforening i kan da uttrykkes

$$u_i = u_i(w_i, L_i(w_1, w_2, \dots, w_i, \dots, w_n), \pi_i), \partial u_i / \partial w_i > 0, \partial u_i / \partial L_i > 0, \partial u_i / \partial \pi_i < 0,$$

$\forall i = 1, 2, \dots, n$ der π_i er inflasjonsnivået og de andre variablene er som før. En begrunnelse for en slik antagelse kan være at pensjonsordningene og/eller annen formue ikke er indeksert. Høy inflasjon reduserer derfor realverdien på disse fordringene. En annen forklaring kan være at et høyere inflasjonsnivå innebærer økte kostnader for samfunnet og at fagforeningens medlemmer må bære noe av denne kostnaden. Sammenhengen mellom pengepolitikk og lønnsdannelse blir under en slik antagelse at fagforeningene modererer sine lønnskrav for å unngå høy inflasjon når sentralbanken er ettergivende. Med en strikt sentralbank, derimot, vil fagforeningene sette høy lønn, fordi resultatet uansett blir lav inflasjon. Denne teorien er undersøkt empirisk ved at sentralbankens preferanser for inflasjonsnivået måles ved sentralbankens uavhengighetsgrad,⁴ se Cuikerman og Lippi (1999). I analysen testes det derfor om sentralbankens uavhengighetsgrad påvirker lønnspresset. Tanken er at en mer uavhengig sentralbank bryr seg mer om nivået på inflasjonen og ønsker et lavere inflasjonsmål enn en mindre uavhengig sentralbank.

Resultatet fra den empiriske analysen er at sentralbankens uavhengighetsgrad innvirker på lønnsdannelsen med to motstridende effekter. Den første effekten omtales som den strategiske effekten, og fanger opp den teoretiske implikasjonen av at en ettergivende sentralbank gir fagforeningene insentiv til å moderere lønnskravene. Det skyldes at konsekvensen av en stor nominell lønnsvekst ved en ettergivende sentralbank, er høyere inflasjon. Siden fagforeningene misliker inflasjon vil denne effekten virke modererende på lønnsveksten. Videre vises det at strategieffekten blant fagforeningene er større ved mere sentraliserte lønnsoppgjør. Den andre effekten omtales som konkurranseeffekten og trekker i motsatt retning. Det vil si at når tilbudet av arbeidskraft blir mer desentralisert, så vil etterspørselstetligheten etter arbeidskraft øke. Konkurranseeffekten gjør altså selskningen mer følsom for nominelle lønnsøkninger hvilket reduserer fagforeningenes lønnskrav. Videre er det vist at den strategiske effekten dominerer konkurranseeffekten når antallet fagforeninger er under et visst nivå, det vil si når sentraliseringsgraden er over

⁴Uavhengighetsgraden til sentralbanken er en indeks basert på hvor uavhengig sentralbanken defineres ut i fra lovverket.

et bestemt nivå. Dersom antall fagforeninger er under dette nivået, vil analysen gi motsatt resultat. Analysen viser også at strategieffekten er uten betydning når lønnsfastsettelsen er tilstrekkelig desentralisert.

I den andre litteraturretningen for samspill mellom fagforeninger og pengepolitikk, har ikke fagforeningene preferanser for inflasjonen. Deres nyttefunksjon kan derfor uttrykkes som i avsnitt 2.2 ved

$$u_i = u_i(w_i, L_i(w_1, w_2, \dots, w_i, \dots, w_n)), \partial u_i / \partial w_i > 0, \partial u_i / \partial L_i > 0, \quad \forall i = 1, 2, \dots, n,$$

Hvordan pengepolitikken utøves påvirker derfor bare fagforeningenes valgmuligheter med hensyn til reallønn og sysselsetting, se for eksempel Bratsiotis og Martin (1999), Soskice og Iversen (1998) og Holden (2001). Tidsdimensjonen i den bakenforliggende modellen er at fagforeningene først setter lønn, deretter setter bedriftene pris som et påslag på lønnskostnadene og til sist setter sentralbanken pengemengden. I en slik modell påvirker pengepolitikken hvor stor reallønnsøkningen blir ved en gitt nominell lønnsøkning ved å variere nivået på inflasjonen. En strikt sentralbank vil ikke la en nominell lønnsøkning slå ut i økte priser, og dermed tilsvarer dette en kontraktiv pengepolitikk. En slik pengepolitikk gir store reduksjoner i sysselsettingen når lønnsnivået øker. Fagforeningene vil derfor moderere sine lønnskrav under en strikt sentralbank, fordi de må redusere sysselsettingen mer for den samme nominelle lønnsøkning som med en mindre strikt sentralbank. Med andre ord vil en strikt sentralbank disiplinere lønnsfastsetterne hvilket gir lavere lønnspress og høyere sysselsetting i likevekt. Dette resultatet betinger at koordineringsgraden blant lønnsfastsetterne ligger fast.

2.4 Pengepolitikkenes virkning på koordineringsgraden i lønnsdannelsen

Dette avsnittet er i sin helhet basert på resultatene i Holden (2001) og behandler sammenhengen mellom pengepolitikken og lønnsdannelsen når koordineringsgraden er endogen. Basismodellen i Holden (2001) illustrerer at de fleste lønsmottagere får fastsatt sin lønn av kollektive forhandlinger av noen store fagforeninger og arbeidsgivere. Videre har disse fagforeningene preferanser for reallønn og sysselsetting. Den formelle modellen i Holden (2001) gjenspeiler at alle fagforeningene isolert i lønnsfastsettelsen ønsker høyere lønn. Det betyr at når alle fagforeningene setter lønnen slik at fagforeningenes individuelle nyt-

te maksimeres vil de ikke ta hensyn til de negative eksterne virkninger av økte lønninger for de andre aktørene i økonomien. En slik individuell løsning for alle lønnsfastsetterne vil resultere i en høyere lønnsvekst enn det som er optimalt for økonomien som helhet og vil igjen medføre høyere arbeidsledighet.

Dersom fagforeningene samarbeider ved å moderere lønnskravene vil arbeidsledigheten reduseres. Siden fagforeningene har preferanser over sysselsettingen vil en slik løsning øke den samlede nytten i økonomien.

Den formelle modellen betrakter et uendelig antall perioder, som hver kan tolkes som et år. Innen hver periode skjer lønnsfastsettelsen simultant, slik at enhver fagforening kan velge å ikke samarbeide denne perioden og på denne måten oppnå en høyere reallønn enn de andre fagforeningene. Dette skyldes at de andre fagforeningene ikke oppdager at samarbeidet er brutt, før i neste periode. Ved et slikt avvik vil de andre fagforeningene avslutte samarbeidet og gå tilbake til den individuelle nyttemaksimerende løsningen. Konsekvensen av å avvike fra samarbeidet blir derfor at lønnspresset og arbeidsledigheten i økonomien øker. I en slik modell kan samarbeidsløsningen bare være en likevekt dersom gevinsten ved å avvike er mindre enn kostnaden ved samarbeidsbrudd i form av høyere arbeidsledighet i alle fremtidige perioder.

Det blir vist i Holden (2001) at samarbeidsløsningen avhenger av det pengepolitiske regimet, ved at dette påvirker partenes gevinst ved å fravike samarbeidet, samt kostnaden ved et samarbeidsbrudd. Dette skyldes at sentralbanken kan påvirke inflasjonsnivået i økonomien ved å variere pengemengden. Dersom pengemengden øker ved en nominell lønnsøkning vil inflasjonen øke og sentralbanken er ettergivende. I dette tilfellet vil en nominell lønnsøkning gi økt inflasjon slik at effekten på reallønnen og arbeidsledigheten blir liten. En strikt sentralbank vil derimot foretrekke en lav og stabil inflasjon. Resultatet av en nominell lønnsøkning blir i dette tilfellet at pengemengden holdes fast for å kontrollere inflasjonen slik at reallønnen øker. Desto mer reallønnen øker desto mer følsom blir arbeidsledigheten for nominelle lønnsøkninger. Det er nettopp denne effekten av pengepolitikken på arbeidsledigheten som påvirker om partene i lønnsdannelsen koordinerer lønnsoppgjørene.

I likevekt vil en strikt sentralbank disiplinere lønnsfastsetterne slik at lønnspresset avtar og nivået på arbeidsledigheten blir lavere enn ved en ettergivende sentralbank. Når nivået på arbeidsledigheten er lavere, vil kostnaden for fagforeningene ved å avvike fra samarbeidsløsningen reduseres, fordi konsekvensen av at arbeidsledigheten øker når nivået

i utgangspunktet er lavt, ikke er like kostbart som om nivået var høyere. Dette kan skyldes at arbeidstakerne ikke er like bekymret for å miste jobben når arbeidsledigheten er lav. Videre vil en strikt sentralbank også medføre at gevinsten av å avvike fra samarbeidet reduseres. Dette skyldes at sysselsettingen i egen bedrift reduseres mer ved en nominell lønnsøkning når sentralbanken er strikt. Siden denne siste effekten bare berører hver enkelt fagforening, kan en striktere pengepolitikk samlet føre til at gevinsten ved å avvike fra samarbeidet blir større enn kostnaden, i form av høyere arbeidsledighet, ved et samarbeidsbrudd. I et slikt tilfelle vil en strammere pengepolitikk gi et høyere lønnspress, og følgelig høyere arbeidsledighet i likevekt.

Den formelle modellen i Holden (2001) kan gis en videre tolkning i en åpen økonomi ut i fra hvor følsom etterspørselen er i forhold til lønnsfastsettelsen under ulike pengeregimer. Ved en helt ettergivende sentralbank gir lønnsøkningen ingen reelle konsekvenser, fordi sentralbanken lar hele lønnsøkningen slå ut i økte priser og devaluerer valutakursen inntil virkningen av økt lønn er borte. I et land med inflasjonsmål er sentralbankens mål en lav og stabil inflasjon, og konsekvensen av en strikt sentralbank er at renten øker ved nominelle lønnsøkninger. En slik politikk kan resultere i at renteøkningen fører til at valutaen appresierer. I en slik løsning vil alle deltakere i spillet ha det bedre av å samarbeide, men gitt de andres strategier vil samarbeid ikke være en stabil løsning. Med stabil løsning menes at ingen av aktørene i spillet ønsker å avvike fra sin strategi i likevekt. Intuitivt viser modellen i Holden (2001) at valg av pengepolitikk påvirker både gevinsten ved å avvike fra samarbeidsløsningen og kostnaden dersom samarbeidet bryter sammen. Videre viser den at det er vanskeligere å oppnå en stabil likevektsløsning der partene samarbeider når sentralbanken er strikt. Den empiriske analysen i denne oppgaven ønsker å undersøke implikasjonene fra den formelle modellen, det vil si om et striktere pengeregime kan gi lavere koordineringsgrad i lønnsdannelsen.

3 Empirisk spesifikasjon

I dette kapitlet vil jeg presentere den empiriske spesifikasjonen og dataseriene som benyttes i den empiriske analysen. Dataseriene benyttes og konstrueres fra 1978.

Oppbygningen av kapitlet er som følger: Avsnitt 3.1 viser hvordan implikasjonene i avsnitt 2.4 kan undersøkes på et datasett med fastkursregime. Avsnitt 3.2 drøfter dataseriene for den avhengige variabelen i regresjonen. Avsnitt 3.3 forklarer hvordan dataseriene til forklaringsvariablene er konstruert, gitt at variablene gjenspeiler sentralbankens pengepolitikk. Appendiks A og B inneholder henholdsvis alle variabelnavn og renteserier som er brukt i den empiriske analysen.

3.1 Proxy for forklaringsvariablene

Den teoretiske modellen i Holden (2001) beskriver sammenhengen mellom partene i arbeidslivet og sentralbanken ved et inflasjonsmål. Teorien impliserer at en strikt sentralbank har større disiplinerende effekt på partene i lønnsdannelsen enn en mindre strikt sentralbank, fordi en lønnsøkning da har større negativ effekt på sysselsettingen. Siden partene disiplinerer seg når sentralbanken er strikt vil deres insentiv til å koordinere seg reduseres, se avsnitt 2.4. Dermed forventes den empiriske undersøkelsen å vise lite koordinering der sentralbanken er strikt, og tilsvarende motsatt resultat når sentralbanken er mindre strikt.

Begrepet strikt sentralbank er i Holden (2001) definert ut i fra hvor mye sentralbanken vektlegger å påvirke effekten på inflasjonen av en gitt nominell lønnsvekst. Den minst strikte sentralbanken lar hele lønnsøkningen slå ut i økte priser, gjennom å øke pengemengden. En mer strikt sentralbank ønsker at pengemengden holdes fast for å kontrollere prisøkningen. En variabel som hadde gjenspeilet hvor strikt sentralbanken var under et inflasjonsmål, ville vært hvor mye pengemengden øker som følge av en nominell lønnsøkning.

I en åpen økonomi vil en strikt sentralbank vektlegge en lav og stabil inflasjon. Dermed vil en strikt sentralbank i en åpen økonomi, være tvunget til å øke renten ved en nominell lønnsøkning for å kontrollere inflasjonen og renteøkningen er større jo mer strikt sentralbanken er.

I Europa har de land jeg betrakter hatt målsetting om fast valutakurs for pengepolitikken i hele estimeringsperioden. En oversikt over landene i panelet er oppført i tabell

Tabell 1: Oversikt over landene i panelet.

Land 1	Belgia
Land 2	Danmark
Land 3	Finland
Land 4	Frankrike
Land 5	Irland
Land 6	Italia
Land 7	Nederland
Land 8	Norge
Land 9	Østerrike
Land 10	Portugal
Land 11	Spania
Land 12	Storbritannia
Land 13	Sveits
Land 14	Sverige

1.

For å empirisk undersøke implikasjonene fra den formelle modellen i Holden (2001) på datasettet i denne oppgaven er det nødvendig med en målbar størrelse for en strikt pengepolitikk under et fastkursregime. Ved å se på effektene av en nominell lønnsøkning under et fastkursregime, kan man finne variabler som gjenspeiler sentralbankens handlingsmønster og som teoretisk innvirker på koordineringsgraden.

Under fast valutakurs bestemmer sentralbanken hvilken kurs som er ønskelig og intervenserer i markedet, så valutakursen er stabil (det betyr at sentralbanken kjøper og selger valuta). For hvert enkelt land betyr det at innenlandsk pengemengde er den endogene variabel.

Videre er det ikke restriksjoner på kapitalbevegelser i europeiske land og det er dermed vanlig å anta perfekt kapitalmobilitet, se for eksempel Bernhardsen (1998). Perfekt kapitalmobilitet betyr at investorene bare baserer sine avgjørelser på forventet avkastning og at alle investorer har samme depresieringsforventninger eller at gjennomsnittlig risikopremie er null. En slik antagelse innebærer at investorene vil plassere midlene der avkastningen er høyest. Dermed må renten fastsettes så kravet om udekket renteparitet holder. Udekket renteparitet (UIP) kan beskrives ved relasjonen

$$i = i^* + v_e,$$

der i er innenlandsk rente, i^* er renten i ankerlandet og v_e er depresieringsforventningene. Denne betingelsen betyr at hvert enkelt land må fastsette i i forhold til i^* , så at UIP er oppfylt med likhet. Dersom UIP ikke er oppfylt vil et land enten oppleve over- eller underskuddsetterspørsel etter valuta. Dersom renten i for eksempel Belgia er gitt så, $i > i^* + v_e$, vil alle investorer ønske å investere i belgiske franc fordi avkastningen i Belgia da er større enn i de andre landene.⁵ På et tidspunkt vil sentralbanken ikke lengre kunne tilfredsstille etterspørselen etter innenlandsk valuta og må sette ned renten. Tilsvarende vil det motsatte tilfellet gi underskuddsetterspørsel og renten må settes opp for å øke etterspørselen etter belgiske franc. Ingen av de to siste rentefastsettelsene kan være en likevekt.

Ved et troverdig fastkursregime er forventet depresiering lik null og innenlands rente skal være lik renten i ankerlandet. Dermed skal renten ligge fast også ved en nominell lønnsøkning. Resultatet av en troverdig fastkurspolitikk og en økning i nominelle lønninger er at kostnadene ved produksjonen i forhold til utlandet øker. Økte kostnader gir svekket konkurranseevne som igjen reduserer produksjonen og arbeidsledigheten øker.

Dersom den faste valutakursen ikke er troverdig vil den nominelle lønnsøkningen føre til økte devalueringsforventninger. Ved økte devalueringsforventninger blir sentralbanken tvunget til å sette opp i for at kravet om UIP skal være oppfylt. Renteøkningen som følger av et ikke-troverdig fastkursregime innvirker negativt på sysselsettingen. Et ikke-troverdig fastkursregime vil derfor gi en disiplinerende effekt på partene i lønnsdannelsen. Denne moderasjonseffekten vil være sterkere desto mer følsom renten er for nominelle lønnsøkninger. Det innebærer at et mindre troverdig fastkursregime disiplinerer partene mer.

Et ikke-troverdig fastkursregime vil fungere på samme måte som en strikt sentralbank, i den forstand at renten øker. Begge regimene vil derfor føre til mer disiplin i lønnsfastsettelsen fordi partene ønsker å unngå den negative effekten på renten av nominelle lønnsøkninger.

Hypotesen til Holden (2001) kan nå testes for land med fastkursregime ved at troverdigheten av pengepolitikken påvirker graden av koordinering i negativ retning. Et mindre troverdig fastkursregime vil gi høyere depresieringsforventninger og dermed høyere rentedifferanse mot ankerlandet ved nominelle lønnsøkninger hvilket påvirker koordineringsgraden i negativ retning.

⁵Landene i panelet betraktes før innføringen av Euro.

Den riktige forklaringsvariabelen for å forklare effekten av pengepolitikk på koordineringsgraden i henhold til drøftingen over, er data for den eksakte sammenhengen mellom lønnsøkning og rentefastsettelse. Den eksakte sammenhengen kan finnes ved å estimere rentedifferansen for hvert enkelt land ved å inkludere alle makroøkonomiske størrelser som påvirker rentedifferansen. Det er imidlertid en tidkrevende prosess fordi man må samle inn dataserier for alle forklaringsvariablene og for alle land. I tillegg er funksjonsformen til rentedifferansen ukjent. I denne oppgaven benyttes derfor en proxy for hvor mye rentedifferansen endres ved en lønnsøkning. En slik proxy kan utledes fra uttrykket for rentedifferansen, fordi empiriske undersøkelser finner støtte for at lønnsveksten signifikant påvirker rentedifferansen i positiv retning, se for eksempel Bernhardsen (1998) og Holden og Vikøren (1996).

Siden den eksakte funksjonssammenheng mellom rentedifferansen dens forklaringsvariable ikke er kjent velges to stipulerte funksjonsformer. Den første funksjonsformen er at rentedifferansen kan skrives som en eksponensiell funksjon av flere forklaringsvariable. Rentedifferansen, δ , kan da uttrykkes ved

$$\delta = i - i^* = e^{A+B\Delta w+\dots+EY}. \quad (3.1)$$

A, B, \dots, E er parametere, Δw er lønnsvekst og Y er en variabel som påvirker rentedifferansen. For den empiriske analysen er det interessante hvor mye lønnsveksten påvirker rentedifferansen, og kan finnes ved å differensiere δ med hensyn på Δw :

$$\partial\delta/\partial\Delta w = B\delta. \quad (3.2)$$

Denne ligningen viser at en lønnsøkning øker rentedifferansen med $B\delta$. Dersom B er like for alle land eller ikke varierer systematisk mellom land, vil effekten av en lønnsøkning på δ altså være proporsjonal med δ . Det betyr at en større rentedifferanse, gjenspeiler en større effekt av lønnsveksten på den innenlandske renten. Den intuitive sammenhengen er at jo større rentedifferansen er, desto mer vil rentedifferansen øke ved en økning i lønnsveksten. Det impliserer at jo større δ er, jo lavere er koordineringsgraden i lønnsdannelsen.

En annen funksjonssammenheng som stipuleres er en lineær relasjon, mellom rentedifferanse og lønnsvekst. Denne sammenhengen kan uttrykkes slik

$$\delta = A + B\Delta w + \dots + EY. \quad (3.3)$$

Variablene er definert som i ligning (3.1). Den differensierte av rentedifferansen med hensyn på Δw , vil gi den eksakte reaksjon av den nominelle lønnsøkningen. Denne sammenheng kan uttrykkes ved relasjonen

$$\partial\delta/\partial\Delta w = B. \quad (3.4)$$

En proxy for B kan finnes ved å se på variasjonen til δ , siden størrelsen på B ikke er direkte observerbar. Dette ser vi ved å ta variansen til δ som kan uttrykkes ved

$$var(\delta) = B^2 var(\Delta w) + \dots + E^2 var(Y) + \dots BEcov(\Delta w, Y). \quad (3.5)$$

Uttrykket er avhengig av variasjonen til forklaringsvariablene, kovariansen mellom forklaringsvariablene og parametrene B , ..., E . Dersom det ikke er systematiske forskjeller i $var(\Delta w)$, ..., $var(Y)$, ... E eller $cov(\Delta w, Y)$ mellom land eller over tid, vil størrelsen på $var(\delta)$ bare avhenge av B . Dermed vil en økning i B medføre at variasjon i δ øker. I et slikt tilfelle vil $var(\delta)$ fungere som en proxy for $\partial\delta/\partial\Delta w$. Intuisjonen er at jo mer en nominell lønnsøkning påvirker rentedifferansen desto mer vil rentedifferansen variere.

Siden den riktige funksjonsformen for rentedifferansen ikke er kjent kan den sanne funksjonen være en kombinasjon av begge deler. En kombinasjon av disse to ligningene vil da sammen illustrere hvordan sentralbanken responderer på et lønnsoppgjør. En regresjon som søker å forklare koordineringsgraden vil i så tilfelle inneholde elementer fra begge proxyene. I regresjonen inkluderes derfor både gjennomsnitt og variasjon i δ for å se om de signifikant påvirker koordineringsgraden. Dersom de valgte funksjonsformer er riktig vil proxyene vise hvordan sentralbankens pengepolitikk innvirker på koordineringsnivået i lønnsdannelsen. Videre er det vanlig i empiriske analyser å inkludere førstedifferansen i regresjonen for å se om endringen av de samme forklaringsvariablene har noen effekt. Regresjonen i denne oppgaven vil derfor også inneholde førsteordensdifferansen av forklaringsvariablene. Alle de overnevnte forklaringsvariablene skal a priori ha en negativ effekt på koordineringsgraden.

3.2 Koordineringsindeksen

Den avhengige variabelen som skal forklares i denne hovedoppgaven er en indeks for koordineringsgraden i lønnsdannelsen. Denne indeksen er gitt for 14 OECD land i Europa,

og landene er angitt i tabell 1.

Dataserien for den avhengige variabelen for de 14 landene benyttes slik den fremstilles i tabell 4.2 i Calmfors m fl. (2001). Dataseriene for disse landene fanger opp både vertikal og horisontal koordinering.⁶ Formelen for koordineringsindeksen er

$$C_{it} = \left(\sum_{kj} v_j p_{kj}^2 \right)_{it}$$

Fotskrift $i = 1, 2, \dots, 14$ indikerer henholdsvis land 1, land 2 osv., og tabell 1 viser hvilket land som svarer til hvilket nummer. Videre er C_{it} illustrert i figurene 1 til 3 for alle land .

Indeksen benyttes for tidsperiodene 1983 - 1987 og 1993 - 1997, siden indeksen ikke er gitt for alle perioder indikeres periodene ved fotskrift t hvor $t = 1, 3$. Videre definerer v_j vekten for hvert forhandlingsnivå. Det er som i avsnitt 2.2 tre forhandlingsnivåer, bedrift ($j = 3$), bransje ($j = 2$) og nasjonalt nivå ($j = 1$). v_j måler altså fordelingen av forhandlingsrett mellom de ulike nivåer. For eksempel gir $v_2 = 1$ at all forhandlingsrett er konsentrert på bransjenivå og følgelig er de andre vektene null. Summen av vektene, v_j , er lik 1. p_{kj} forteller hvor stor andel av alle fagforeningsmedlemmer som er organisert i fagforening k på nivå j . Dersom fagforeningene er av ulik størrelse vil forhandlingsretten ses på som mer koordinert, og dette fanges opp ved å kvadrere p_{kj} . Indeksen er begrenset på intervallet, $0 < C_{it} < 1$. Dersom forhandlingen er konsentrert på nasjonalt nivå og utført av en fagforening, så vil både v_1 og p_{k1} være lik en. Dette gir da selvsagt $C_{it} = 1$. Det andre ekstremtilfellet er når lønnsforhandlingene er helt desentralisert, da vil $v_3 = 1$ og $p_{k3} = 0$, som gir $C_{it} = 0$.

Indeksen er vel gjennomarbeidet og detaljert, men den er bare angitt for noen få tidsperioder. For all estimering er hyppigere observasjoner for variablene forbundet med at estimeringsresultatene kan fastslås med større sikkerhet. I denne oppgaven er ikke dette nødvendigvis tilfellet, fordi endringen i den avhengige variabelen kan være en treg prosess.

3.3 Data for forklaringsvariablene

I dette avsnittet presenteres dataseriene med tilhørende beregninger for de valgte forklaringsvariablene for utøvelsen av pengepolitikken.

⁶Disse begrepene er forklart i kapittel 2.2.

Forklaringsvariablene med bakgrunn i renteseriene

Det er vanlig å betrakte Tyskland som ankerland i det europeiske valutasamarbeidet EMS som eksisterte i estimeringsperioden, på grunn av landets dominerende posisjon innen europeisk økonomi, se for eksempel Bernhardsen (1998). I denne oppgaven betraktes derfor Tyskland som ankerland for hver av landene i panelet. Data for rentedifferansene er renteserier som er hentet fra Norges Banks database, Troll8. Disse seriene skal gjenspeile pengemarkedsrenten i hvert enkelt land og er opprinnelig hentet fra OECD/IMF. Renten som angis i seriene er renten på kortsiktige fordringer, det vil si lån 3 måneder til forfall. Renteseriene er gitt på månedsdata og transformeres flere ganger slik at seriene gir data for proxyene i avsnitt 3.1.

Renteseriene transformeres i tre trinn. I det først trinnet beregnes rentedifferansen mot Tyskland, for hver månedsobservasjon og for hvert enkelt land. Rentedifferansen og absoluttverdien av denne er grunnlaget for trinn 2. I trinn 2 benyttes seriene for å beregne gjennomsnittlig absolutt rentedifferanse $gj(\delta)$ og variasjon i rentedifferansen $var(\delta)$ over femårsperioder. Disse femårsperiodene samsvarer med periodene for koordineringsindeksen og perioden før. Altså blir variablene $var(\delta)$ og $gj(\delta)$ beregnet for periodene 1978-1982, 1983-1987, 1988-1992 og 1993-1997. Siden tidsseriene for rentedifferansen er gitt på månedsdata blir variasjonen og gjennomsnittet beregnet på 60 observasjoner. Formlene for disse to variablene er da henholdsvis

$$gj(\delta) = \sum_{j=1}^{60} |i_j - i_j^*| / 60 \quad (3.6)$$

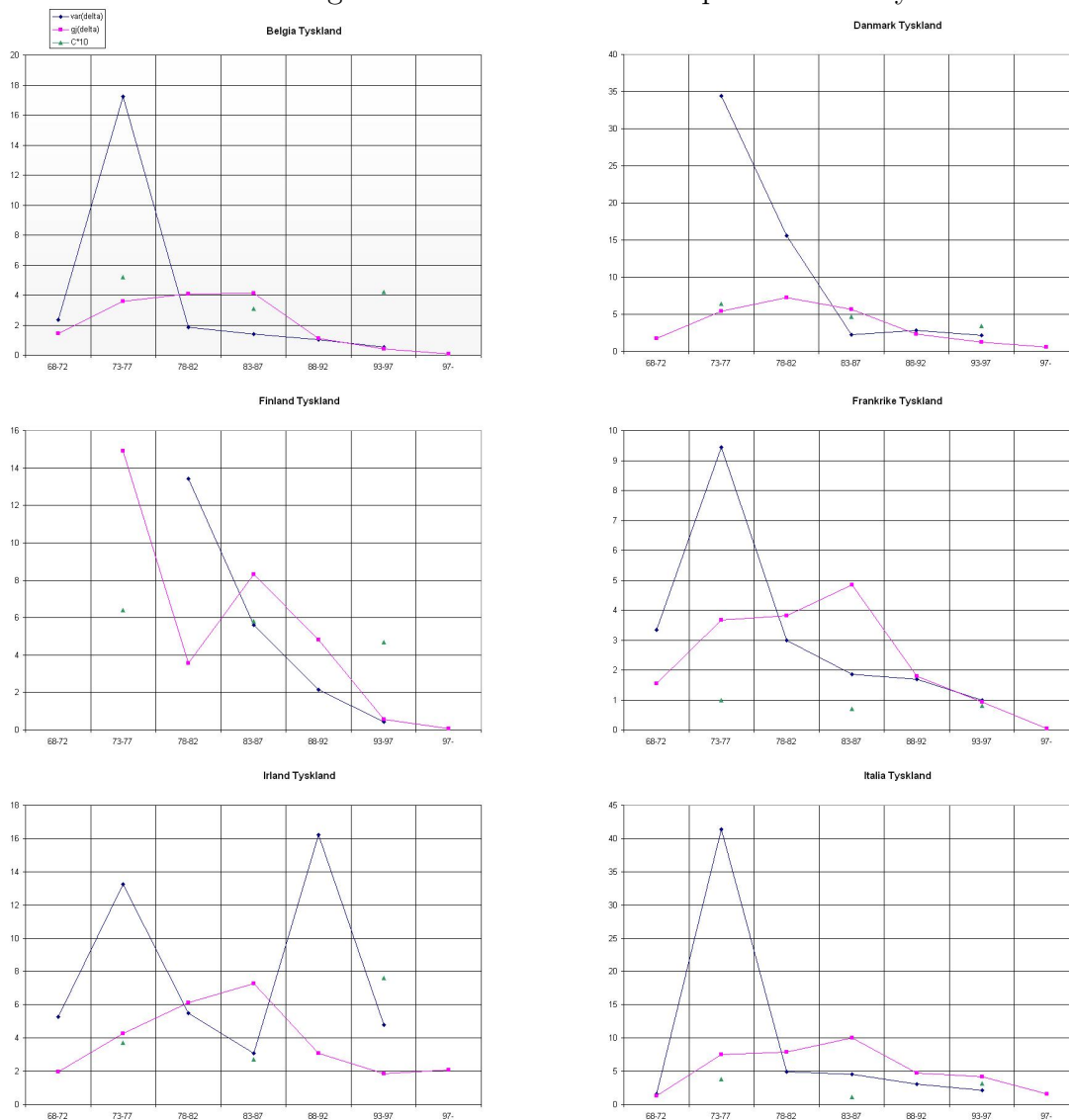
og

$$var(\delta) = \frac{60 \sum_{j=1}^{60} (i_j - i_j^*)^2 - [\sum (i_j - i_j^*)]^2}{60(60 - 1)} \quad (3.7)$$

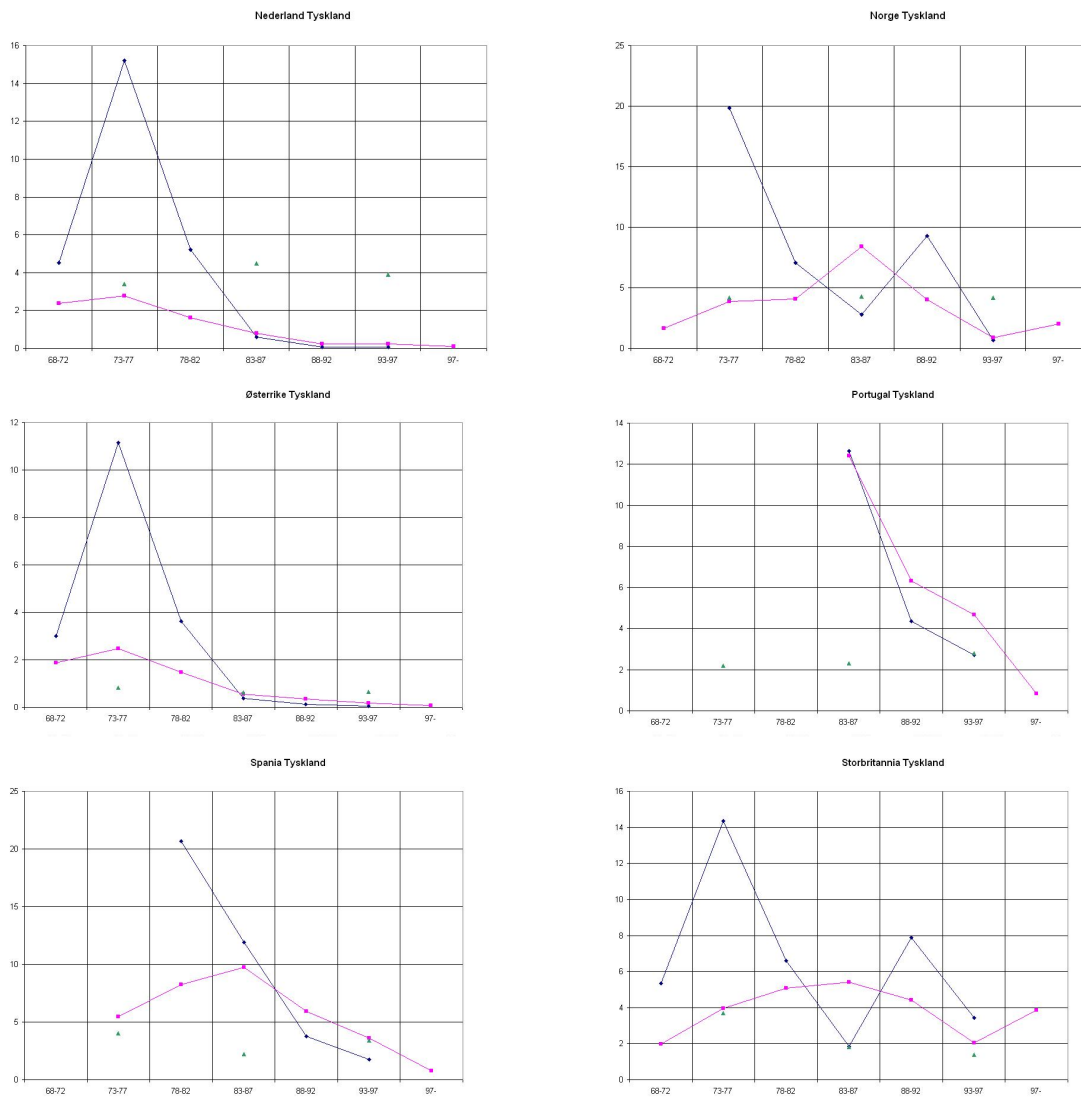
En illustrasjon på transformasjonene så langt er gitt i figurene 1 til 3.

Valg av perioder er delvis motivert av at man senere kan snu regresjonen for å undersøke om kausalitetretningen er som antydnet. Det finnes ikke observasjoner for den portugisiske pengemarkedsrenten fra 1978, og dette resulterer i at panelet blir ubalansert. Formelen for varians i ligning (3.3) viser at variasjonen vil variere med antall observasjoner. Det er derfor valgt å utelate $var(\delta)$ når serien for korte renter ikke er registrert for hele femårsperioden. Derimot vil ikke $gj(\delta)$ ikke påvirkes på samme måte, så denne

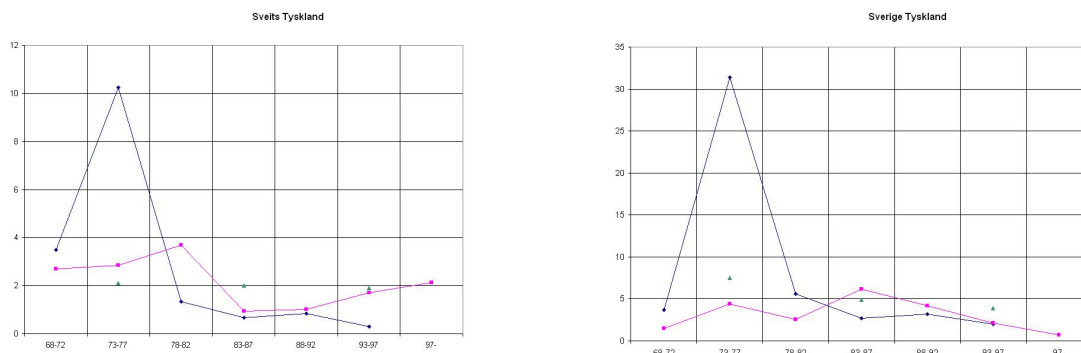
Figur 1: Koordineringsindeksen, variasjon og gjennomsnittlig absolutt rentedifferanse. Rentedifferansen er beregnet for hvert enkelt land i panelet mot Tyskland.



Figur 2: Koordineringsindeksen, variasjon og gjennomsnittlig absollutt rentedifferanse. Rentedifferansen er beregnet for hvert enkelt land i panelet mot Tyskland.



Figur 3: Koordineringsindeksen, variasjon og gjennomsnittlig absollutt rentedifferanse. Rentedifferansen er beregnet for hvert enkelt land i panelet mot Tyskland.



variabelen beregnes selv om det ikke er observasjoner for hele femårs perioden.

Den siste transformasjonen er førsteordensdifferansen til $gj(\delta)$ og $var(\delta)$. Disse variablene betegnes $Dvar(\delta)$ og $Dgj(\delta)$ og beregnes ut i fra formlene

$$Dgj(\delta)_t = gj(\delta)_t - gj(\delta_1)_t \quad (3.8)$$

og

$$Dvar(\delta)_t = var(\delta)_t - var(\delta_1)_t, \quad (3.9)$$

der $gj(\delta_1)$ og $var(\delta_1)$ er henholdsvis $gj(\delta)$ og $var(\delta)$ forrige periode. Når alle forklaringsvariable er beregnet, bør man undersøke seriene før de benyttes i regresjonen, for om mulig oppdage noen avvik. Slike avvik kan oppstå dersom renteseriene i de ulike land er basert på renten på lån med ulik tid til forfall. I disse dataseriene er alle rentene indikatorer på den kortsiktige rente, og er derfor sammenlignbare.

Uavhengighetsindeksen

Uavhengighetsindeksen, $uavh$, er hentet fra Cuikerman og Lippi (1999). Motivasjonen for å benytte en uavhengighetsindeks i den empiriske undersøkelsen skyldes antagelsen om at en mer uavhengig sentralbank kan påvirke koordineringsgraden i lønnsdannelsen i negativ retning. Årsaken er at en mer uavhengig sentralbank foretrekker lavere inflasjon enn en mindre uavhengig sentralbank. Denne indeksen for sentralbankens uavhengighetsgrad er definert ut i fra lovverket og passer bedre på utviklede land som de europeiske, hevdes det i Cuikerman og Lippi (1999). Indeksen er kontinuerlig på en skala mellom null og en, hvor den mest uavhengige sentralbanken er gitt ved indeks lik en. Indeksen er angitt for flere tidsperioder, men tidsintervallene er ikke i overensstemmelse med tidsperiodene for koordineringsindeksen og de andre forklaringsvariablene. Variasjonen i denne serien er imidlertid veldig liten over tid og endrer seg tregt. Siden tidsinndelingen i tillegg ikke er alt for forskjellig fra tidsinndelingen til C_{ik} , benyttes derfor indeksen med en tilnærming til de andre variablene. Indeksen er inndelt som følger: Tidsrommet 1980 svarer til i tiden 1983-1987. Periodene 1990 og 1994 er for C_{ik} samme observasjon og denne tilsvarer tiden 1993-1997. Slike tilnærminger er forhold som man bør ta hensyn til i estimeringen.

4 Estimeringsteknikk

Fordelene med paneldata er at variablene varierer både over tid og mellom land, og kan derfor kontrollere for individuell uobserverbar heterogenitet, se for eksempel Baltagi (1995). Tidsserie- eller tverrsnittsregresjon som ikke kontrollerer for heterogenitet der dette forekommer kan gi misvisende resultater. Dette problemet kan oppstå dersom forklaringsvariablene kun varierer over tid eller mellom land. Paneldata gir troverdige resultater selv om man har land- eller tidspesifikke forhold som ikke er direkte observerbare.

Nivået på koordineringsgraden i denne oppgaven kan tenkes å være påvirket av uobserverbare forhold som bare endrer seg over tid og ikke mellom land. En økning i kapitalmobiliteten de siste årene er et eksempel. En tverrsnittsundersøkelse ville dermed ikke kunne fange opp en slik effekt. Videre kan koordineringsgraden være påvirket av uobserverbare forhold som bare varierer mellom land. En slik effekt kan være historiske forhold som selvsagt er landspesifikke.

Siden paneldata gir mer variasjon i forhold til tidsserieanalyse og tverrsnittanalyse inneholder dataseriene også mer informasjon. Mer informasjon resulterer igjen i at de estimerte parametrene blir mer troverdige. I paneldata legger man imidlertid ofte på en restriksjon ved at relasjonen må holde for alle land, når man ser bort i fra de individuelle landspesifikke forhold. Det betyr at ligningen som estimeres skal holde for alle land og over tid.

Ligningen som skal estimeres er gitt ved relasjon (4.1).

$$C_{it} = \alpha_1 Dvar(\delta)_{it} + \beta_1 Dgj(\delta)_{it} + \alpha_2 var(\delta_1)_{it} + \beta_2 gj(\delta_1)_{it} + \gamma uavh_{it} + u_{it}. \quad (4.1)$$

For $i = 1, \dots, N$ og $t = 1, \dots, T$. Variablene viser tverrsnittsdimensjonen indikert ved fotskrift i og tids seriedimensjonen ved fotskrift t .

Ved estimeringsteknikken “within” spesifiserer man først restleddet for å ta hensyn til uobserverbare effekter. Metoden tar utgangspunkt i en “two way error komponent” regresjonsmodell for restleddet u_{it} , se for eksempel Baltagi (1995). Formelt spesifiseres restleddet ved relasjon (4.2)

$$u_{it} = \mu_i + \lambda_t + v_{it}. \quad (4.2)$$

I relasjonen er μ_i uavhengig av tiden t , og skal uttrykke den uobserverbare landspesifikke effekt. Denne variabelen kan, men den trenger ikke, å være korrelert med forklaringsva-

riablene. Tilsvarende er λ_t uavhengig landene og betegner den uobserverbare tidsvariasjon. Parametrene μ og λ skal begge estimeres. v_{it} er restleddet som er antatt uavhengig og identisk fordelt med forventning lik null og variasjon σ_v . Ved å sette inn ligning (4.2) i ligning (4.1), fås

$$C_{it} = \alpha_1 Dvar(\delta)_{it} + \beta_1 Dgj(\delta)_{it} + \alpha_2 var(\delta_1)_{it} + \beta_2 gj(\delta_1)_{it} + \gamma uavh_{it} + \mu_i + \lambda_t + v_{it}. \quad (4.3)$$

Ved å estimere ligning (4.3) med minste kvadraters metode (OLS) kan man finne estimat på koeffisientene til forklaringsvariablene. Denne metoden forutsetter at μ og λ er faste parametre og at disse betraktes som individuelle dummyer for land og tid i regresjonen.

Siden N i denne modellen er stor i forhold til antall observasjoner, vil innføring av dummyer medføre tap av mange frihetsgrader. Eksakt ville man få $N - 1 + T - 1$ dummyer i regresjonen. Ved å benytte metoden “within” unngås dette problemet ved først å beregne individuelle gjennomsnitt over tid og over land. Analytisk er de individuelle gjennomsnitt over tid

$$\bar{C}_{i.} = \alpha_1 \overline{Dvar(\delta)}_{i.} + \beta_1 \overline{Dgj(\delta)}_{i.} + \alpha_2 \overline{var(\delta_1)}_{i.} + \beta_2 \overline{gj(\delta_1)}_{i.} + \gamma \overline{uavh}_{i.} + \mu_i + \bar{\lambda} + \bar{v}_{i.}. \quad (4.4)$$

og over land

$$\bar{C}_{.t} = \alpha_1 \overline{Dvar(\delta)}_{.t} + \beta_1 \overline{Dgj(\delta)}_{.t} + \alpha_2 \overline{var(\delta_1)}_{.t} + \beta_2 \overline{gj(\delta_1)}_{.t} + \gamma \overline{uavh}_{.t} + \bar{\mu} + \lambda_t + \bar{v}_{.t}. \quad (4.5)$$

I tillegg beregnes gjennomsnittet over både over tid og land, som uttrykkes ved relasjonen

$$\bar{C}_{..} = \alpha_1 \overline{Dvar(\delta)}_{..} + \beta_1 \overline{Dgj(\delta)}_{..} + \alpha_2 \overline{var(\delta)}_{..} + \beta_2 \overline{gj(\delta)}_{..} + \gamma \overline{uavh}_{..} + \bar{\mu} + \bar{\lambda} + \bar{v}_{..} \quad (4.6)$$

Ved å trekke fra ligningene (4.4) og (4.5) og legge til ligning (4.6) til ligning (4.3), er den

endelige relasjonen gitt ved

$$\begin{aligned}
C_{it} - \bar{C}_{i.} - \bar{C}_{.t} + \bar{C}_{..} = & \alpha_1(Dvar(\delta)_{it} - \overline{Dvar(\delta)}_{i.} - \overline{Dvar(\delta)}_{.t} + \overline{Dvar(\delta)}_{..}) \\
& \beta_1(Dgj(\delta)_{it} - \overline{Dgj(\delta)}_{i.} - \overline{Dgj(\delta)}_{.t} + \overline{Dgj(\delta)}_{..}) \\
& \alpha_2(var(\delta_1)_{it} - \overline{var(\delta_1)}_{i.} - \overline{var(\delta_1)}_{.t} + \overline{var(\delta_1)}_{..}) \\
& \beta_2(gj(\delta_1)_{it} - \overline{gj(\delta_1)}_{i.} - \overline{gj(\delta_1)}_{.t} + \overline{gj(\delta_1)}_{..}) \\
& \gamma(uavh_{it} - \overline{uavh}_{i.} - \overline{uavh}_{.t} + \overline{uavh}_{..}) \\
& (v_{it} - \bar{v}_{i.} - \bar{v}_{.t} + \bar{v}_{..}).
\end{aligned} \tag{4.7}$$

Ved å estimere den transformerte modellen i relasjon (4.7) ved hjelp av OLS beregnes estimatene for koeffisientene α_1 , α_2 , β_1 , β_2 og γ . Transformasjon gir at ligningen (4.7) som estimeres er uavhengig av de uobserverbare tid- og landspesifikke effektene. Dette gir mange flere frihetsgrader til å estimere de gjenværende koeffisientene sammenlignet med å estimere relasjonen (4.3). I tillegg unngås problemet med multikollinearitet som kan oppstå mellom forklaringsvariablene. Perfekt multekollinearitet oppstår når en eller flere forklaringsvariable er en lineær kombinasjon av de andre forklaringsvariablene. Metoden “within” gir de beste lineære forventningsrette estimatorene (BLUE) for koeffisientene dersom ligning (4.1) er korrekt. Konstantleddene μ_i og λ kan gjenvinnes ved å transformere tilbake modellen. Når antall tidspunkter ligger fast og antall land går mot uendelig vil imidlertid bare estimatene av koeffisientene til forklaringsvariablene være konsistente, og ikke estimatene av de individuelle effekter med hensyn til land og tid, se for eksempel Baltagi (1995). Tolkning av individuelle effekter i denne oppgaven gir derfor liten mening siden panelet består av to tidsperioder og relativt mange land.

Imidlertid vil “within” teknikken ikke fange opp effekter av forklaringsvariable som er konstante over tid. Årsaken er at slike variabler forsvinner i transformasjonen. For å få fange opp effekten av variabler som er konstante over tid, estimeres relasjon (4.4), kalles også “between” estimering. Denne metoden vil også gi estimatorer som er BLUE, dersom ligning (4.1) er sann.

5 Estimeringsresultater

I dette kapitlet vil estimeringene som foretas være basert på dataseriene i kapittel 3 og metodene i kapittel 4. A priori antas alle forklaringsvariablene i modellen å påvirke koordineringsgraden i negativ retning. Det betyr at man forventer at alle koeffisienter som estimeres skal ha negativt fortegn. Forklaringsvariablene skal således gjenspeile en mer aktiv pengepolitikk, og ut i fra teorien skal en økning i aktivitetsnivået i pengepolitikken påvirke koordineringsgraden i negativ retning. Estimeringsperioden starter i 1978, selv om det eksisterer data fra 1968. Dette skyldes at rentefastsettelsen ikke kan tillegges samme tolkning i 1968 som fra 1978 fordi kapitalmarkedene har endret seg betraktelig. Den første modellen som estimeres i avsnitt 5.1 ses på som den generelle modellen i denne oppgaven. Denne modellen inkluderer alle forklaringsvariabler fra kapittel 3. Modellen i avsnitt 5.2, bygger på resultatene fra den første modellen og ekskluderer forklaringsvariabelen for sentralbankens uavhengighetsgrad i regresjonen.

5.1 Modell 1

Modellen som estimeres kan beskrives ved relasjonen:

$$C_{it} = \alpha_1 Dvar(\delta)_{it} + \beta_1 Dgj(\delta)_{it} + \alpha_2 var(\delta_1)_{it} + \beta_2 gj(\delta_1)_{it} + \gamma uavh_{it} + u_{it}. \quad (5.1)$$

C_{it} er den avhengige variabel og måler graden av koordinering i lønnsdannelsen. Den generelle modellen inneholder fem forklaringsvariable. Disse er $Dvar(\delta)$, $Dgj(\delta)$, $var(\delta_1)$, $gj(\delta_1)$ og $uavh$. Variablene gjenspeiler, som tidligere nevnt, endring i variasjonen i rentedifferansen, endring i absolutt gjennomsnittlig rentedifferanse, variasjonen i rentedifferansen forrige periode, absolutt gjennomsnittlig rentedifferanse forrige periode og uavhengighetsindeksen. Parametrene α_1 , α_2 , β_1 , β_2 og γ er skalarer og angir koeffisientene som estimeres. De estimerte parametrene i tabellen antas like for alle land og over tid. Størrelsen på koeffisientene til disse variablene viser den partielle endring i koordineringsgraden når en av forklaringsvariablene endres med en enhet. Estimeringen foretas på et ubalansert panel for 12 land, når $uavh$ inkluderes i modellen.⁷ Videre estimeres modellen ved en "two-way-error" komponent for restleddet, som forklart i kapittel 4. Restleddet er da spesifisert for å fange da opp de uobserverbare tid- og landspesifikke effektene. Koeffisientene

⁷Siden tidsdimensjonen bare består av to perioder, forsvinner Portugal i transformasjonen.

Tabell 2: Resultat av estimering av modell nummer 1, hvor venstresidevariabelen er koordineringsindeksen. Regresjonen benytter estimeringsteknikken “within”, det vil si etter de individuelle gjennomsnitt er trekt i fra:

Variabler :	Koeffisienter :	Standardavvik :	t-verdi :	p - sannsynlighet
$var(\delta_1)$	-0.037	0.009	-3.85	0.008
$gj(\delta_1)$	-0.023	0.012	-1.87	0.111
$Dvar(\delta)$	-0.057	0.012	-4.85	0.003
$Dgj(\delta)$	0.017	0.009	1.87	0.110
$uavh$	-1.186	0.536	-2.21	0.069
λ	0.016	0.038	0.422	0.687

$$\bar{R}^2 = 0.868$$

$$\bar{\sigma} = 0.036$$

$$F_1(5, 24) = 39.58[0.000] **$$

$$F_2(1, 24) = 0.178[0.673]$$

$$F_3(14, 25) = 553.2[0.000] **$$

Antall land : 12,

Antall parametere : 18, Ubalansert panel : 2

Note: F_1 angir testobservatoren til H_0 ; Effekten av alle forklaringsvariablene er simultant lik null. F_2 angir testobservatoren til H_0 ; Effekten av tidseffekten er simultant lik null. F_3 angir testobservatoren til H_0 ; Alle land- og tidspesifikke effekter er simultant lik null. (* indikerer 5% signifikansnivå, ** indikerer 1% signifikansnivå.)

til de landspesifikke effekter gjenvinnes ikke, fordi disse er estimert på et datasett med få frihetsgrader. De estimerte koeffisientene vil være beheftet med veldig stor usikkerhet og størrelsene blir i denne oppgaven uten betydning.

De estimerte koeffisientene av regresjonen (5.1) på datasettet i kapittel 3 er gjengitt i tabell 2. De estimerte koeffisientene som signifikant påvirker koordineringsgraden har negativt fortegn. Dette er i overensstemmelse med a priori antagelsen. $var(\delta_1)$ og $Dvar(\delta_1)$ påvirker koordineringsgraden signifikant på 5% nivå. Av koeffisientene $Dgj(\delta)$ og $gj(\delta_1)$ har den førstnevnte positivt fortegn og strider med a priori antagelsen, effekten på koordineringsgraden kan imidlertid neglisjeres siden denne ikke er signifikant på 10 prosentnivå. Den partielle effekten på koordineringsgraden gir en reduksjon på 0,037 enheter dersom $var(\delta_1)$ var et prosentpoeng høyere forrige periode. Tilsvarende vil koordineringsgraden påvirkes av $gj(\delta_1)$ og $uavh$. Koeffisienten til for eksempel $Dvar(\delta)$ gjenspeiler at hvis variasjonen i rentedifferansen øker med en enhet fra forrige periode vil koordineringsgraden reduseres med 0,05 enheter gitt at alle andre forhold er konstante. Resultatene

viser at p-verdien til koeffisienten den tidsspesifikke effekt, λ , er 0,687. Tilsvarende er den kritiske verdi på F-testen høy. Disse testene indikerer at man ikke kan forkaste nullhypotesen om at den tidsspesifikke effekten ikke påvirker koordineringsgraden. En grunn til ikke å ekskludere en slik tidsspesifikk effekt er at denne skal fange opp eventuelle utelatte forklaringsvariabler som varierer over tid. Selv om denne forklaringsvariabelen ikke inntrer signifikant er det ut i fra teorien fornuftig å beholde variabelen. En mulig årsak til dette er at arbeidsmarkedet har endret seg ganske mye fra 1978 og effektene av en slik endring bør teoretisk innvirke på koordineringsgraden. En nærmere undersøkelse av dataserien for forklaringsvariabelen $uavh$ viser at denne varierer lite over tid. Det betyr at “within” estimatene for $uavh$ er basert på mindre variasjon i data, og bør derfor sjekkes spesielt. Estimeringsteknikken “between” fanger opp effekten av en variabel som bare varierer mellom land og er konstant over tid.⁸ Dersom modellen gitt av relasjon (5.1) er sann skal både estimeringsmetoden “within” og “between” gi samme estimat i forventningsverdi for alle koeffisienter der variablene varierer over tid. Relasjonen som estimeres er gitt ved ligning (5.2) og resultatene av denne estimeringen er gitt i tabell 3.

$$\bar{C}_i = \alpha_1 \overline{Dvar}(\delta)_i + \beta_1 \overline{Dgj}(\delta)_i + \alpha_2 \overline{var}(\delta_1)_i + \beta_2 \overline{gj}(\delta_1)_i + \gamma \overline{uavh}_i + \mu_i + \bar{\lambda} + \bar{v}_i. \quad (5.2)$$

Av resultatene er koeffisienten for $uavh$ estimert til 0,447. Det betyr at dersom sentralbankens uavhengighetsgrad øker skal koordineringsnivået øke. Dette er motsatt av det man a priori forventet. Imidlertid er p -verdien til denne koeffisienten høy, og tyder derfor på at $uavh$ ikke signifikant påvirker koordineringsgraden og bør ekskluderes fra modellen. En annen grunn for å utelate $uavh$ skyldes dataproblemer. For det første observeres denne variabelen ikke for like mange land som for de andre forklaringsvariablene. Det betyr at informasjonen som ligger i disse landene ikke tas med i regresjonen i (5.1). Denne informasjonen er kanskje viktigere for estimatene av de andre forklaringsvariablene siden estimeringsmetoden tar hensyn til landspesifikke effekter som er konstante over tid. Siden $uavh$ har lite variasjon over tid vil noe av dens effekt fanges opp i koeffisientene for de landspesifikke effektene. Dermed mister man ikke så mye informasjon når $uavh$ ekskluderes og estimering med flere observasjoner gir mer konsistente estimat for de andre parametrene. Et problem med “between” teknikken på dette datasettet er at gjennomsnittet beregnes over to perioder. Dette kan være noe av forklaringen på at de andre

⁸Estimeringsteknikken “between” er forklart i kapittel 4.

Tabell 3: Resultat av estimering av modell nummer 1, hvor venstresidevariabelen er koordineringsindeksen. Regresjonen benytter estimeringsteknikken “between”, det vil si etter at tids gjennomsnittet er trukket fra:

Variabler :	Koeffisienter :	Standardavvik :	t-verdi :	p-verdi
$var(\delta_1)$	0.048	0.058	0.821	0.443
$gj(\delta_1)$	-0.083	0.056	-1.48	0.189
$Dvar(\delta)$	0.003	0.063	0.051	0.960
$Dgj(\delta)$	0.128	0.091	1.40	0.211
$uavh$	0.447	0.486	0.920	0.393
<i>Constant</i>	0.293	0.242	1.21	0.271

$$\bar{R}^2 = 0.522,$$

$$\bar{\sigma} = 0.152$$

$$F_1(5, 24) = 6.570[0.255]$$

$$F_2(1, 24) = 1.467[0.226]$$

Antall land : 12,

Antall parametere : 6, Ubalansert panel : 2

Note: Regresjonen inneholder ikke landspesifikke effekter eller tidsdummy, men et konstantledd. F_1 angir testobservatoren til H_0 ; Effekten av alle forklaringsvariablene er simultant lik null. F_2 angir testobservatoren til H_0 ; Effekten av tidseffekten er simultant lik null.

koeffisientene endrer størrelsen med denne estimeringsmetoden. Estimering med denne metoden gir få frihetsgrader, og derfor mindre konsistente estimater for forklaringsvariablene. Teknikken “between” er kanskje derfor ikke helt egnet til å estimere relasjonen (4.3). Estimeringsteknikken “within” gir kanskje derfor vel så bra estimater for forklaringsvariablene. Siden det er knyttet så mye usikkerhet til $uavh$ kan det være konstruktivt å betrakte en modell uten disse som forklaringsvariable.

5.2 Modell 2

Modellen som estimeres er nå gitt ved

$$C_{it} = \alpha_1 Dvar(\delta)_{it} + \beta_1 Dgj(\delta)_{it} + \alpha_2 var(\delta_1)_{it} + \beta_2 gj(\delta_1)_{it} + u_{it}. \quad (5.3)$$

Estimeringsteknikken er fortsatt en “two-way-error” komponent for restleddet. Ved å ekskludere $uavh$ som forklaringsvariabel øker antallet observasjoner i panelet til 14 land. Det oppnås derfor flere frihetsgrader og estimatene på koeffisientene blir mer konsistente, gitt at ekskludering av $uavh$ er riktig. Panelet som benyttes er fortsatt ubalansert på grunn

Tabell 4: Resultat av estimering av modell nummer 2, hvor venstresidevariabelen er koordineringsindeksen. Regresjonen benytter estimeringsteknikken “within”:

Variabler :	Koeffisienter :	Standardavvik :	t-verdi :	p-verdi
$var(\delta_1)$	-0.016	0.011	-1.38	0.206
$gj(\delta_1)$	-0.054	0.020	-2.65	0.029
$Dvar(\delta)$	-0.042	0.015	-2.77	0.024
$Dgj(\delta)$	-0.005	0.012	-0.391	0.706
λ	-0.041	0.061	-0.673	0.520

$$\overline{R}^2 = 0.798,$$

$$\bar{\sigma} = 0.067$$

$$F_1(4, 26) = 29.41[0.000] **$$

$$F_2(1, 26) = 0.453[0.501]$$

$$F_3(15, 27) = 351.1[0.000] **$$

Antall land : 14,

Antall parametere : 18, Ubalansert panel : 2

Note: F_1 angir testobservatoren til H_0 ; Effekten av alle forklaringsvariablene er simultant lik null. F_2 angir testobservatoren til H_0 ; Effekten av tidseffekten er simultant lik null. F_3 angir testobservatoren til H_0 ; Alle land- og tidspesifikke effekter er simultant lik null. (* indikerer 5% signifikansnivå, ** indikerer 1% signifikansnivå.)

av Portugal. Resultatene av estimeringen er gitt i tabell 4. Her ser vi at forklaringskraften har gått noe ned. Dette kan skyldes en kombinasjon av at modellen nå har ekskludert en forklaringsvariabel og at modellen har flere observasjoner. Begge deler kan påvirke størrelsen på R^2 . Ved å estimere denne modellen på datasettet for modellen med $uavh$ variabelen, i forrige avsnitt viser resultatene at R^2 har gått ned. Dette er i overensstemmelse med p-verdien for $uavh$, det vil si at $uavh$ kunne forklare noe av variasjonen i koordineringsgraden. Videre øker R^2 når datasettet for flere land benyttes, det vil si at når vi legger til et land til så forklarer den estimerte regresjonen mer av variasjonen i C_{it} . Alle koeffisientene har negative fortegn som samsvarer med at alle forklaringsvariablene skal påvirke koordineringsgraden i negativ retning. Forklaringen til dette er at når flere observasjoner inkluderes kan estimatene mer nøyaktig gjenspeile virkeligheten, fordi flere observasjoner gir mer informasjon og mer nøyaktige estimater. Av resultatene viser p-verdiene for både $Dgj(\delta)$ og λ lave verdier. Den tidspesifikke effekten beholdes av andre årsaker enn statistisk signifikans, som nevnt i avsnitt 5.1. Dermed estimeres en modell uten $Dgj(\delta)$. Resultatene av estimeringen er gjengitt i tabell 5. Siden den tidspesifikke effekten ikke er statistisk signifikant rapporteres estimeringsresultatet uten denne, i tabell

Tabell 5: Resultat av estimering av modell nummer 2 uten $Dgj(\delta)$, hvor venstresidevariabelen er koordineringsindeksen. Regresjonen benytter estimeringsteknikken “within”:

Variabler :	Koeffisienter :	Standardavvik :	t-verdi :	p-verdi
$var(\delta_1)$	-0.018	0.009	-1.95	0.083
$gj(\delta_1)$	-0.048	0.014	-3.40	0.008
$Dvar(\delta)$	-0.045	0.012	-3.63	0.005
λ	-0.022	0.038	-0.605	0.560

$\overline{R}^2 = 0.794$	$\bar{\sigma} = 0.064$
$F_1(3, 26) = 32.30[0.000] **$	
$F_2(1, 26) = 0.3658[0.545]$	
$F_3(15, 27) = 387.4[0.000] **$	
Antall land : 13	Antall parametere : 17, Ubalansert panel : 2

Note: F_1 angir testobservatoren til H_0 ; Effekten av alle forklaringsvariablene er simultant lik null. F_2 angir testobservatoren til H_0 ; Effekten av tidseffekten er simultant lik null. F_3 angir testobservatoren til H_0 ; Alle land- og tidspesifikke effekter er simultant lik null. (* indikerer 5% signifikansnivå, ** indikerer 1% signifikansnivå.)

6. Resultatene uten den tidspesifikke effekt er omtrent de samme resultat som i tabell 5. Videre viser en F-test om $Dgj(\delta)$ og λ simultant kan være null. Resultatet gir en testobservator lik 0,485 med kritisk verdi lik 0,785, hvilket viser at variablene ikke statistisk signifikant påvirker koordineringsgraden.

Tabell 6: Resultat av estimering av modell nummer 2 med metoden “within” uten $Dgj(\delta)$ eller tid, hvor venstresidevariabelen er koordineringsindeksen. Regresjonen benytter estimeringsteknikken “within”:

Variabler :	Koeffisienter :	Standardavvik :	t-verdi :	p-verdi
$var(\delta_1)$	-0.016	0.008	-1.93	0.083
$gj(\delta_1)$	-0.043	0.010	-4.11	0.002
$Dvar(\delta)$	-0.043	0.011	-3.75	0.004

$\bar{R}^2 = 0.786$	$\bar{\sigma} = 0.062$
$F_1(3, 26) = 36.79[0.000] **$	
$F_3(14, 27) = 413.3[0.000] **$	
Antall land : 13,	Antall parametere : 16, Ubalansert panel : 2

Note: F_1 angir testobservatoren til H_0 ; Effekten av alle forklaringsvariablene er simultant lik null. F_3 angir testobservatoren til H_0 ; Alle land- og tidspesifikke effekter er simultant lik null. (* indikerer 5% signifikansnivå, ** indikerer 1% signifikansnivå.)

6 Konklusjon

Den empiriske analysen i denne oppgaven har undersøkt om variasjon i pengepolitikken kan påvirke koordineringsgraden i lønnsdannelsen. Den formelle modellen i Holden (2001), dannet grunnlaget for en slik analyse ved å vise at en strikt sentralbank med et inflasjonsmål kan disiplinere lønnsfastsetterne og redusere koordineringsgraden. Konsekvensen av en strikt sentralbank i en åpen økonomi, som ønsker en lav og stabil inflasjon, er at renten må øke ved nominelle lønnsøkninger. Videre vil effekten på renten være større desto strikttere sentralbanken er.

Hypotesen fra den formelle modellen er undersøkt på data for det europeiske arbeidsmarkedet. I dette markedet har de fleste land i panelet ført en eller annen form for fastkurspolitikk i hele estimeringsperioden. I tråd med økonomisk litteratur er det for denne perioden og for disse landene antatt perfekt kapitalmobilitet, (Bernhardsen (1998)). Forklaringsvariablene, som gjenspeiler variasjon i pengepolitikken, er derfor utledet av hvordan pengepolitikken responderer på nominelle lønnsøkninger under et fastkursregime med perfekt kapitalmobilitet.

Ved et troverdig fastkursregime er innenlandsk rente gitt av utlandet også ved nominelle lønnsøkninger. Når den faste kursen derimot ikke er troverdig, vil økte devaluering forventninger resultere i at innenlandsk rente øker ved en nominell lønnsvekst. Denne renteøkningen er negativ for sysselsettingen og disiplinere partene i lønnsdannelsen. Videre er denne effekten på sysselsettingen større desto mer følsom renten er for nominelle lønnsøkninger, det vil si for et mindre troverdig fastkursregime. Et ikke-troverdig fastkursregime vil derfor fungere på samme måte som en strikt sentralbank, i den forstand at renten øker. Begge regimene vil derfor føre til mer disiplin i lønnsfastsettelsen.

Rentedifferansen mot ankerlandet har i denne analysen derfor vært et mål på hvor troverdig fastkursregime er. En større rentedifferanse gjenspeiler et mindre troverdig fastkursregime og antas å være sterkere påvirket av en nominell lønnsøkning enn et mer troverdig fastkursregime. En større rentedifferanse gir derfor mer disiplin i lønnsdannelsen og mindre koordinering.

Resultatene fra den empiriske undersøkelsen støtter implikasjonene fra den formelle modellen i Holden (2001), ved at et ikke-troverdig fastkursregime reduserer koordineringsgraden i lønnsdannelsen. Variablene som signifikant påvirker koordineringsgraden i negativ retning er rentedifferansens varians både på nivå og endringsform og gjennom-

snittlig absolutt rentedifferanse.

Intuitivt er rentedifferansens varians både på nivå og endringsform et mål på hvor ofte renten endres. En større varians avspeiler en mindre troverdig fastkurs, fordi forutsetningen for troverdigheten er at innenlandsk rente er lik renten i ankerlandet. Tilsvarende vil gjennomsnittlig absolutt rentedifferanse være et mål for hvor stor forskjellen er mellom innenlandsk rente er fra ankerlandet. Desto større denne verdien er desto mer vil en nominell lønnsøkning påvirke rentedifferansen og konsekvensen på sysselsettingen blir større.

Analysen viste også at sentralbankens uavhengighetsgrad signifikant reduserer koordineringsgraden i lønnsdannelsen. Imidlertid er det knyttet stor usikkerhet til denne variabelen, fordi dataserien inneholder lite variasjon over tid. Analysen ble derfor gjennomført uten å ta hensyn til effekten av denne på koordineringsgraden. Resultatene fra denne undersøkelsen viste at de andre forklaringsvariablene som signifikant påvirker koordineringsgraden ikke er avhengig av om effekten av uavhengighetsgraden inkluderes i modellen. Det er ikke noe opplagt svar på om sentralbankens uavhengighetsgrad skal være med i modellen.

En forbedring av en slik undersøkelse vil være å inkludere flere mulige indikatorer for utøvelsen av pengepolitikken og for koordineringsgraden. En annen forbedring vil være å kontrollere for andre variabler som påvirker rentedifferansen, for å isolere effekten av en nominell lønnsøkning på rentedifferansen.

Under analysen ble det også forsøkt å påvise om kausalitetsretningen mellom koordinering og pengepolitikk er som antatt i denne oppgaven. Begrunnelsen for å gjennomføre en slik test er det kan tenkes at sterke fagforeninger og ukoordinerte lønnsoppgjør skaper et høyt lønnspress i økonomien, og at det er pengepolitikken som responderer på lønnsveksten. Undersøkelsen ble utført ved å snu regresjonen og estimere effekten av koordineringsindeksen på hver av variablene rentedifferansens varians og gjennomsnittlig absolutt rentedifferanse. Resultatene fra denne estimeringen er ikke rapportert i oppgaven men undersøkelsen gav ingen signifikant effekt av koordineringsgraden på variablene for pengepolitikken.

Referanser

- Baltagi, B. (1995). *Econometric analyses of panel data*. John Wiley og Sons Ltd.
- Bernhardsen, T. (1998). Interest rate differentials, capital mobility and devaluation expectations. devaluation expectations: Evidence from european countries. *Skriftserie nr.27, Norges Bank*.
- Bratsiotis, G. og Martin, C. (1999). Stabilisation, policy targets, and unemployment. *Scandinavian Journal of Economics 101*, (s. 241–256).
- Calmfors, L. (2001). Wages and wage-bargaining institutions in the emu - a survey of the issues. *Seminar Paper No. 690, preliminary version*.
- Calmfors, L., Boeri, T., og Brugiavini, A. (2001). *The role of unions in the twenty-first century*. Oxford University Press.
- Cubitt, R. (1992). Monetary policy games and private sector precommitment. *Oxford Economic Papers 44*.
- Cuikerman, A. og Lippi, F. (1999). Central bank independence, centralization of wage bargaining inflation and unemployment: Theory and some evidence. *European Economic Review 43*, (s. 1395–1434).
- Holden, S. (2001). Monetary regimes and the co-ordination of wage setting. *Department of Economics at University of Oslo and Norges Bank*.
- Holden, S. og Vikøren, B. (1996). The credibility of a fixed exchange rate. how reputation is gained and lost. *Scandinavian Journal of Economics 98*, (s. 485–502).
- Moene, K. (1998). Økonomiske systemer. *Forelesning. Oslo : Institutt for Økonomi, mars 1998*.
- Nickell, S. og Layard, R. (1999). *Handbook in Economics, Labour market institutions and economic performance*. Elsevier Science B.V. Kapittel 46.
- OECD (1997). Employment outlook. *OECD, kapittel 3*.
- Scott, P. (1997). Stagflationary consequences of prudent monetary policy in a unionized economy. *Oxford Economic Papers 49*, (s. 609–622).

Soskice, D. og Iversen, T. (1998). Multiple wage-bargaining systems in the single european currency area. *Oxford Review of Economic Policy* 14, (s. 110–124).

Appendiks

A Oversikt over alle variablene i kapitlene 3 til 5

ρ : Indikator for hvor strikt sentralbanken er under et inflasjonsmål.

i : Innenlandsk pengemarkedsrente for hvert enkelt land, appendiks B gir en oversikt over kildene for hvert enkelt land i panelet.

i^* : Ankerlandets pengemarkedsrente, appendiks B gir oversikt over kilden som er benyttet i den empiriske analysen.

v_e : Devalueringsforventninger.

Δw : Aggregert lønnsvekst.

δ : Rentedifferansen mot Tyskland for de respektive land i panelet.

A, B, \dots, E : Parametere i rentedifferansen, B viser hvor stor effekt lønnsveksten har på rentedifferansen.

Y : En vilkårlig variabel som påvirker rentedifferansen.

C_{it} : Koordineringsindeksen som er hentet i fra Calmfors m fl. (2001).

v_j : Angir forhandlingsnivå, der $j = 1, 2, 3$. Der $j = 1$ er nasjonalt nivå og $j = 3$ er desentraliserte forhandlinger. $v_j \in (0, 1)$.

p_{jk} : Angir hvor stor andel av alle fagforeningsmedlemmer som er organisert i fagforening k på nivå j .

$gj(\delta)$: Absolutt gjennomsnittlig rentedifferanse over fem år.

$gj(\delta_1)$: Absolutt gjennomsnittlig rentedifferanse over fem år, i periode $t - 1$.

$Dgj(\delta)$: Førstedifferansen til absolutt gjennomsnittlig rentedifferanse mellom to 5-årsperioder.

$var(\delta)$: Rentedifferansens varians over fem år.

$var(\delta_1)$: Rentedifferansens varians over fem år, i periode $t - 1$.

$Dvar(\delta)$: Førstedifferansen til rentedifferansens varians mellom to 5-årsperioder.

$uavh$: Sentralbankens uavhengighetsindeks som er hentet fra Cuikerman og Lippi (1999).

Denne er definert ut i fra hvor uavhengig sentralbanken er i forhold til lovverket.

$\alpha_1, \alpha_2, \beta_1, \beta_2, \gamma$: Parametrene som estimeres.

μ : Den uobserverbare landspesifikke effekt.

λ : Den uobserverbare tidspesifikke effekt.

$\bar{C}_i, \overline{Dvar(\delta)}_i, \overline{Dgj(\delta)}_i, \overline{var(\delta_1)}_i, \overline{gj(\delta_1)}_i, \overline{uavh}_i, \bar{\lambda}, \bar{v}_i$: De individuelle gjennomsnitt over tid for hvert enkelt land i panelet.

$\bar{C}_t, \overline{Dvar(\delta)}_t, \overline{Dgj(\delta)}_t, \overline{var(\delta_1)}_t, \overline{gj(\delta_1)}_t, \overline{uavh}_t, \bar{\mu}, \bar{v}_t$: De individuelle gjennomsnitt over land for hvert enkelt land i panelet.

$\bar{C}_{..}, \overline{Dvar(\delta)}_{..}, \overline{Dgj(\delta)}_{..}, \overline{var(\delta)}_{..}, \overline{gj(\delta)}_{..}, \overline{uavh}_{..}, \bar{\mu}, \bar{\lambda}, \bar{v}_{..}$: De individuelle gjennomsnitt over tid og land for hvert enkelt land i panelet.

B Seriene for pengemarkedsrenten, fra Troll 8 databasen i Norges Bank

Tyskland, (i_0) : Fra: Jan-1960 TYSKLAND Kortsiktig rente. 3 mnd FIBOR (Frankfurt Interbank Offered Rate, kilde: OECD). Identitet i Troll 8: 87 163 5A

Belgia, (i_1) : Fra: Jan-1960 BELGIA Kortsiktig rente. Rente ved auksjon av 3 mnd stats-sertifikater (kilde: OECD). Identitet i Troll 8: 87 113 5A.

Danmark, (i_2) : Fra: Jan-1972 DANMARK: Kortsiktig rente til desember 1986: Call Money Rate (kilde: IMF). Fra januar 1987: 3 mnd interbank rente (kilde: OECD). Identitet i Troll 8: 87 133 5A

Finland, (i_3) : Fra: Sep-1975 FINLAND: Kortsiktig rente September 1975 - desember 1987: Liquidity Credit Rate (kilde: OECD). Fra mai 1987: HELIBOR (Helsinki Interbank Offered Rate, kilde: OECD). Identitet i Troll 8: 87 143 5A

Frankrike, (i₄) : Fra: Jan-1960 FRANKRIKE: Kortsiktig rente til desember 1969: Call Money Rate (kilde: OECD). Fra januar 1970: 3 mnd PIBOR (Paris Interbank Offered Rate), (kilde: OECD). Identitet i Troll 8: 87 153 5A

Irland, (i₅) : Fra: Jan-1957 IRLAND: Kortsiktig rente Januar 1957 - desember 1983: STF Rate ved utgangen av måneden (Kilde: IMF) Fra januar 1984: 3 mnd fixed interbank rente (Kilde: OECD). Identitet i Troll 8: 87 193 5A

Italia, (i₆) : Fra: Jan-1960 ITALIA: Kortsiktig rente til desember 1970: 6 mnd rente på statskasseveksler (kilde: OECD). Fra januar 1971: Pengemarkedsrente (kilde: IMF). Identitet i Troll 8: 87 203 5A

Nederland, (i₇) : Fra: Jan-1960 NEDERLAND: Kortsiktig rente til desember 1985: 3 mnd Call Money Rate (kilde: OECD). Fra januar 1986: 3 mnd AIBOR (Amsterdam Interbank Offered Rate), (kilde: OECD). Identitet i Troll 8: 87 213 5A

Norge, (i₈) : Fra: Aug-1971 NORGE: Kortsiktig rente til desember 1978: Call Money Rate (kilde: IMF). Fra januar 1979: 3 mnd NIBOR (Norwegian Interbank Offered Rate), (kilde: OECD). Identitet i Troll 8: 87 223 5A

Østerrike, (i₉) : Fra: Jan-1967 ØSTERRIKE Kortsiktig rente til mai 1989: Pengemarkedsrente (kilde: IMF). Fra juni 1989: 3 mnd VIBOR (Vienna Interbank Offered Rate, kilde: OECD). Identitet i Troll 8: 87 103 5A.

Portugal, (i₁₀) : Fra: Jan-1983 PORTUGAL: Kortsiktig rente Januar 1983 - desember 1991: Inntil 5 dagers innskuddsrente i interbankmarkedet (kilde: IMF). Fra januar 1992: 86-96 dagers interbankrente (kilde: OECD). Identitet i Troll 8: 87 233 5A

Spania, (i₁₁) : Fra: Jun-1973 SPANIA: Kortsiktig rente til desember 1976: Call Money Rate (kilde: OECD). Fra januar 1977: 3 mnd rente på interbank-lån (kilde: OECD). Identitet i Troll 8: 87 243 5A

Storbritannia, (i₁₂) : Fra: Jan-1960 STORBRITANNIA Kortsiktig rente til desember 1963: Prime Bank Bills (kilde: OECD). Fra januar 1964 - desember 1974: Treasury Bill rate (kilde: IMF). Fra januar 1975: 3 mnd rente i interbankmarkedet (kilde: OECD). Identitet i Troll 8: 87 283 5A

Sveits, (i_{13}) : Fra: Jan-1960 SVEITS Kortsiktig rente til desember 1973: 3 mnd rente på innskudd i de største bankene (kilde OECD). Fra januar 1974: 3 mnd rente på euro-innskudd (kilde OECD). Identitet i Troll 8: 87 263 5A

Sverige, (i_{14}) : Fra: Mar-1960 SVERIGE: Kortsiktig rente. Enkel årsrente på diskonterbare markedspapirer utstedt av statskassen og med 3 mnd gjensående løpetid. Til desember 1981: kilde: IMF. Fra januar 1982: kilde: OECD. Identitet i Troll 8: 87 253 5A

NØKKELOORD:

Lønnsfastsettelse
Koordinering
Pengepolitikk
Lønnsmoderasjon
Paneldata