

Markus Mæhlum
Erlend Aspø

Betydningen av regjeringstype på lønnsdannelsen

Masteroppgave i Samfunnsøkonomi
Veileder: Kåre Johansen
Juni 2023

Markus Mæhlum
Erlend Aspø

Betydningen av regjeringstype på lønnsdannelsen

Masteroppgave i Samfunnsøkonomi
Veileder: Kåre Johansen
Juni 2023

Norges teknisk-naturvitenskapelige universitet
Fakultet for økonomi
Institutt for samfunnsøkonomi



Kunnskap for en bedre verden

Forord

Denne masteroppgaven er avslutningen på en toårig mastergrad skrevet våren 2023 i Samfunnsøkonomi ved NTNU. Vi vil takke vår veileder Kåre Johansen for innføring i temaet og raske og gode tilbakemeldinger gjennom skriveprosessen. Vi vil også takke Randi Tvedten for korrekturlesning og medstudenter for en kjempefin studietid.

Trondheim, 1. Juni 2023

Markus Mæhlum og Erlend Aspø

Sammendrag

I denne oppgaven undersøker vi hvilken effekt regjeringstype har på lønnsdannelsen i konkurranseutsatt sektor, ved bruk av tidsseriedata for perioden 1970 til 2021. Formålet med oppgaven er å avdekke om en sosialdemokratisk regjering vil ha en dempende effekt på lønnsveksten, slik som tidligere studier har vist. Vi ser også på hvordan lønnsresponsen er på arbeidsledighet. Vi baseres oss på styringsrettsmodellen og bruker en feiljusteringsmodell for å gjennomføre den empiriske analysen. Modellene er estimert i Stata med OLS.

I analysen fant vi en svak positiv effekt på lønnsvekst av sosialdemokratisk regjering. Denne effekten var svak signifikant. Da dette er motsatt av hva vi hadde forventet gjennomfører vi en rekursiv estimering for å undersøke om det finnes tegn til strukturelle brudd. Vi finner svake tegn til et strukturelt brudd i 2001, men ikke nok til å kunne si at det har en direkte påvirkning på modellen. Vi undersøker også for hvordan lønnsresponsen på arbeidsmarkedsforhold påvirkes av regjeringstype, og om valgår påvirker lønnsveksten, men får ingen signifikante resultater i noen av tilfellene.

Abstract

In this paper, we examine the effect of government type on wage formation in the exposed sector, using time series data for the period 1970 to 2021. The purpose of this paper is to reveal whether a social democratic government will have a dampening effect on wage growth, as previous studies have shown. We also look at how wages respond to unemployment. We base ourselves on the «right to manage model» and use an error correction model to carry out the empirical analysis. The models are estimated in Stata with OLS.

In the analysis, we find a weak positive effect on wage growth by having a social democratic government. This effect was not very significant. This is the opposite of what we had expected, and we carry out a recursive estimation to investigate whether there are signs of structural breaks. We find weak signs of a structural break in 2001, but not enough to be able to say for certain that it has a direct impact on our models. We also examine how the wage response to labor market conditions is affected by the type of government, and whether election years affect wage growth, but obtain no significant results in either case.

1	Innledning.....	1
2	Tidligere studier og teori	3
2.1	Tidligere studier.....	3
2.2	Frontfagsmodellen	5
2.3	Teoretisk lønnsrelasjon	5
3	Styringsrettsmodellen	8
3.1	Bedriftens objektfunksjon	8
3.2	Fagforeningens objektfunksjon.....	9
3.3	Forhandlingsløsning	11
4	Datamaterialet	13
4.1	Grunnmodellen	13
4.2	Funksjonform	15
4.3	Deskriptiv statistikk	16
4.4	Grafisk presentasjon.....	17
5	Metode	22
5.1	Stasjonaritet	22
5.2	Kointegrasjon.....	24
5.3	Testing stasjonaritet og kointegrasjon	25
5.4	Feiljusteringsmodell	26
5.5	OLS.....	27
6	Resultater	28
6.1	Testresultater	28
6.2	Testing av nullrestriksjoner	30
6.3	Resultatene.....	33
6.4	Langtidsløsning.....	35
6.5	Rekursiv estimering	36
6.6	M2	37
6.7	M3	38
6.8	Videre utvidelser	41
7	Konklusjon	44
	Referanser	46
8	Appendix.....	47

1 Innledning

Lønnsdannelse har alltid vært et sentralt tema i økonomiske studier, da det påvirker både arbeidsmarkedets funksjon og økonomisk stabilitet. I Norge har lønnsforhandlinger vært preget av en dynamikk mellom arbeidsgiverorganisasjonen Næringslivets Hovedorganisasjon (NHO) og fagforeningen Landsorganisasjonen i Norge (LO). I tillegg har ulike regjeringsfarger og politiske retninger vekket interesse når det gjelder deres påvirkning på lønnsdannelsen.

Artiklene oppgaven vår baseres på er "Politics in wage setting: Does government colour matter?" av Johansen, Strøm og Mydland (2007), og (Johansen & Strøm, Wages, Prices and Politics: Evidence from Norway, 1997). Artiklene er en utforskning av sammenhengen mellom regjeringstype og lønnsdannelsen i Norge. Studiene hevder at det vil være en signifikant reduksjon i lønnsveksten som følge av et skifte fra borgerlig(B) til sosialdemokratisk (SD) regjering. En SD- regjering vil være når arbeiderpartiet er i regjering. I studien fra 2007 konkluderes det også med at lønnsveksten vil i større grad påvirkes av arbeidsledighet.

I vår masteroppgave vurderer vi gyldigheten av denne konklusjonen ved å utvide tidsperspektivet og analysere om lønnsdannelsen fremdeles blir signifikant påvirket av regjeringstype. Videre tester vi også for lønnsresponsen på arbeidsledighet.

Vi bruker OLS i Stata for å estimere de ulike lønnsrelasjonene. Metodisk bruker vi tidsseriedata fra 1970 til 2021 og gjør en empirisk analyse av lønnsvekst i konkurranseutsatt sektor. Med konkurranseutsatt sektor menes næringer som konkurrerer med utenlandske priser for import og eksport, altså hovedsakelig industrisektoren.

Vi starter i kapittel 2 med å presentere tidligere studier som har dannet grunnlaget for analysen. I kapittel 3 tar vi utgangspunkt i styringsrettsmodellen som er den mest sentrale forhandlingsmodellen for vår analyse. I kapittel 4 lager vi en grunnmodell for analysen med et feiljusteringsledd og diskuterer de ulike variablene vi velger å inkludere i analysen. Så tar vi en grundig gjennomgang av datamaterialet og ser igjennom deskriptiv statistikk for å se etter mulige problemer med datasettet, slik som ikke- stasjonaritet. I metoddelen i kapittel 5 går vi nærmere inn på de ulike økonometriske momentene og virkemidlene vi bruker i analysen slik som kointegrasjon, OLS og feiljusteringsmodellen.

I kapittel 7 gjennomgår vi resultatene fra analysen. Vi begynner med å forklare de ulike testene vi foretok på modellene, og går deretter gjennom verdien på koeffisientene til de estimerte modellene. Vår analyse gir oss en positiv sammenheng mellom å ha en SD-regjering og lønnsveksten. Dette er motsatt av hva tidligere studier estimerer, da de finner en negativ effekt på lønnsveksten av SD-regjering. Vi diskuterer mulige forklaringer på dette og foretar en rekursiv estimering for å se om avviket kan forklares av et strukturelt brudd som har skjedd i senere tid. Vi fant svake tegn på et strukturelt brudd i 2001 som kan bidra til reduserte verdier for regresjoner estimert med observasjoner som går forbi 2001.

2 Tidligere studier og teori

2.1 Tidligere studier

(Calmfors & Driffill, 1988) diskuterer hvordan sentraliseringsgrad påvirker lønnsdannelsen i en rekke OECD land. De peker på at det er to hovedformer for lønnsforhandlinger: sentraliserte og desentraliserte. Sentrale lønnsforhandlinger innebærer at lønnsnivåene blir fastslått gjennom sentrale forhandlinger mellom fagforeninger og arbeidsgiverorganisasjoner, mens desentraliserte lønnsforhandlinger skjer på bedriftsnivå mellom arbeidsgivere og arbeidstakere. De konkluderer med at enten sentraliseringsgrad på bedriftsnivå, eller sentraliseringsgrad på landsnivå vil ha en lønnsdempende effekt, men det vil føre til den beste effekten med tanke på økonomisk ytelse i økonomien. Ved sentraliserte forhandlinger vil fagforeningen ta hensyn til eksternaliteter som inflasjon og arbeidsledighet i tillegg til lønnsveksten. I studien brukes de nordiske landene som eksempel på land med høyt sentraliseringsnivå. Ved forhandlinger på bedriftsnivå vil ikke fagforeningene ta hensyn til disse eksternalitetene, men de vil heller ikke bli påvirket av dem. De argumenterer for at en mellomliggende situasjon vil være den dårligste løsningen, siden fagforeningene kjenner til sin markedsmakt og eksternaliteter, men vil ikke ta hensyn til det når de forhandler.

(Alvarez, Garret, & Lange, 1991) diskuterer ulike målsetninger ved ulike politiske myndigheter og at de holdes tilbake av deres ønske om å bli gjenvalgt. Ved sentraliserte lønnsforhandlinger vil en SD- regjering få økonomisk vekst, redusert inflasjon og arbeidsledighet. I land hvor lønnsforhandlingene er desentralisert, vil en B- regjering med sin politikk ha mulighet til å oppnå det samme. Dersom lønnsforhandlingene er en mellomting vil ikke disse målene oppnås, i hvert fall i mindre grad. Tanken er at en SD- regjering vil blande seg mer inn i økonomien for å distribuere velferden til de lavere sosialøkonomiske delene av samfunnet. En B- regjering vil i mindre grad blande seg inn i økonomien som vil profitere de rike i samfunnet.

(Lange & Garrett, 1985) argumenterer for at den sosialdemokratiske modellen, som kjennetegnes av et sterkt samarbeid mellom fagforeninger og regjeringen, vil føre til større innflytelse for fagforeningene på lønnsdannelsen. Hovedpunktet deres er at en SD- regjering i samarbeid med sentraliserte lønnsforhandlinger vil gi de beste resultatene. De mener det

vil føre til høyere lønninger og bedre arbeidsvilkår for fagforeningens medlemmer. De argumenterer også for at denne modellen med sentraliserte forhandlinger vil føre til lavere ulikheter i samfunnet og generelt økonomisk vekst.

I (Johansen & Strøm, 1997) ser de ikke på hvordan sentraliseringsgrad påvirker lønnsdannelsen, men om lønnsdannelsen påvirkes av et skifte fra en SD- regjering til en B- regjering. De bruker årlig tidsseriedata for lønn, produktpriser og produktivitet i industrien og privat service sektor fra 1962 til 1991. De argumenterer for at ledere i den sentraliserte fagforeningen helst vil ha en SD- regjering, siden det finnes flere eksempler på ledere som har vært ledere i fagforeningen (LO) som senere har blitt ledere i den SD-e regjeringen (Rødseth & Holden, 1990, s. 238). Det er altså en personlig gevinst involvert ved å ha en SD- regjering. Det argumenteres for at LO og SD regjering har like ideologiske målsetninger, og vil derfor ha tette bånd (Detken & Gärtner, 1992) (1993). Analysen til Johansen og Strøm (1997) finner bevis på at å ha en SD- regjering vil ha en signifikant negativ effekt på lønnsvekst. De argumenter for at dette forsterkes av de politiske preferansene til fagforeningsledere.

(Mydland, 2004) brukte kvartalsdata for norsk industri og bygg og anlegg i perioden 1966 til 2001. Analysen konkluderer med å støtte funn av (Johansen & Strøm, 1997) om at det er en negativ effekt på lønnsnivået av SD- regjering. Analysen til Mydland finner derimot en sterkere effekt enn det som ble gjort av (Johansen & Strøm, 1997).

I studien til Johansen, Strøm og Mydland (2007) gjennomføres det en ny analyse på om farge på regjering har en signifikant effekt på lønnsdannelsen. Ett av hovedpunktene i studien er også å finne ut hvordan lønnsresponsen påvirkes av arbeidsledigheten. De bruker kvartalsvis tidsseriedata for perioden 1968:1 til 2000:4, og estimerer en signifikant negativ effekt av SD- regjering på lønnsveksten. De konkluderer også med at en SD- regjering gjør at lønnen påvirkes mer av ledigheten. Funnene forsterkes av de politiske preferansene til fagforeningsledere og det antyder at evnen til forhandlingskoordinering for å oppveie den negative effekten av fagforeninger, avhenger av det politiske regimet. Til slutt beviser analysen det stabile forholdet mellom regjeringstype og lønn, med en lengere tidsserie enn det som hadde blitt brukt tidligere.

2.2 Frontfagsmodellen

Det norske lønnsoppgjøret er basert på frontfagsmodellen (Aukrust, 1977), som er en to-sektor modell for organisering av lønnsforhandlinger for konkurranseutsatt sektor (K- sektor) og skjermet sektor (S- sektor). Frontfagsmodellen betyr at forhandlingene starter i de konkurranseutsatte sektorene som lønnsveksten formes etter. Opplegget for forhandlingene baseres på det som konkurranseutsatt sektor kan leve med over tid, og settes av priser på verdensmarkedet og valutakurser. Vi anser disse prisene som gitt. Frontfaget betyr at fagforeninger og arbeidsgivere i de konkurranseutsatte virksomhetene holder sine lønnsforhandlinger først - og setter dermed modellen for lønnsvekst for de andre avtaleområdene.

Resultatene fra disse forhandlingene fungerer som en mal for lønnsoppgjørene i andre sektorer og bransjer, og dermed vil arbeidstakere i ulike yrker og bransjer kunne nyte godt av de økte lønnsbetingelsene. Frontfagsmodellen ble utviklet for å sikre at lønnsnivået i Norge ikke ble for høyt slik at eksportsektoren ville miste sin konkurransekraft, og måtte si opp ansatte. Frontfagsmodellen gir oss grunnlaget til at vi i denne oppgaven velger å fokusere på lønnsdannelsen i konkurranseutsatt industrisektor.

2.3 Teoretisk lønnsrelasjon

For å se virkningen av ulike variabler på lønnen kan vi sette opp en statistisk lønnsrelasjon. Løsningen på et Nash forhandlingsproblem gir oss lønnsrelasjonen:

$$W = W(PD, PROD, CPI, T, U, Z) \quad (2.1)$$

Vi ser at lønnsnivået W påvirkes av en rekke ulike variabler. Lønnsnivået er en funksjon av henholdsvis prisnivået (PD), produksjon ($PROD$), konsumprisen (CPI), ulike skatter (T), arbeidsledighet (U) og (Z) er en vektor av andre variabler som påvirker lønnen. Dette er for eksempel regjeringstype, forhandlingsmakt eller pris og lønnstopp.

En økning i PD og $PROD$ vil vanligvis lede til en økning i lønnsnivået. Ved at prisnivået øker vil bedriften få økt profitt og dermed vil noe av profitten bedriften får bli gitt tilbake til de ansatte i form av økt lønn. En økning i produktiviteten vil også gi bedriften økt profitt og gir

lønnsøkning på samme måte. Vi vil få en annen effekt av høyere produktpris og produktivitet dersom sysselsettingen er en funksjon av lønnsnivået. Da vil sysselsettingen øke, mens profitt per arbeider ikke nødvendigvis vil det. Tidligere empiriske analyser viser imidlertid at i nesten alle tilfeller vil økt produksjon og produktivitet ha en positiv effekt på lønnsnivået.

Konsumpris kan ha en positiv effekt på lønnsnivået, men effekten er avhengig av flere faktorer. Økt konsumpris betyr høyere inflasjon, og dette kan igjen føre til redusert reallønn. Intuitivt skulle man tro at dette ville dra i retning av økt lønnsvekst, men det avhenger av om kompensasjonseffekten eller substitusjonseffekten er sterkere. Kompensasjonseffekten betyr at arbeiderne blir kompensert for lavere reallønn som følge av høyere inflasjon. Dette kan tilfredsstille vår intuitive antagelse om at høyere inflasjon gir insentiver for fagforeningene til å forhandle om høyere lønn. Men substitusjonseffekten kan også være sterk, som betyr at arbeiderne har insentiver til å substituere seg bort fra arbeid fordi «prisen» på fritid har gått ned. Det må derfor konkluderes med at effekten av konsumpris er uklar.

En viktig faktor som kan påvirke lønnsdannelsen er skattesatser, og T representerer en vektor av ulike skatter, inkludert inntektsskatt, marginalsatt og arbeidsgiveravgift. Mens arbeidsgiveravgiften vanligvis forventes å ha en positiv effekt på lønnsdannelsen, er effekten av inntektsskatt og marginalsatt mer usikker. I økonomisk teori er det ofte antatt at en økning i marginalsatten vil ha en negativ effekt på lønnsnivået. Dette kan være overraskende, siden man skulle tro at høyere skattesatser ville motivere arbeidere til å kreve høyere lønn for å opprettholde reallønnen. Imidlertid kan en høyere marginalsatt ha en motsatt effekt og redusere insentivene for lønnsøkning, siden større andel av lønnsøkningen vil gå til skatt. Det vil si at fortegnet på den deriverte inntektsskatten er uklar.

Arbeidsledighet har en reduserende effekt på lønnsnivået. Fagforeningene er både opptatt av høyt lønnsnivå og lav arbeidsledighet. Ved høy arbeidsledighet vil derfor fagforeningene ville moderere lønnskravene for å få flere i arbeid.

Effekten av Z på lønnsnivået kan være uklar, og det avhenger av hvordan variablene påvirker hverandre og den generelle økonomiske situasjonen. For eksempel, økt forhandlingsmakt kan føre til raskere utvikling i lønnsnivået, men dette vil også avhenge av forhandlingsstruktur og eventuelle kompromisser som må gjøres. Vi forventer at pris- og

lønnsstopp vil ha en dempende effekt på lønn. Ut ifra resultatene fra (Johansen & Strøm, 1997) og (Johansen, Mydland, & Strøm, 2007) kan vi forvente en negativ effekt på lønnsnivået ved SD- regjering kontra en B- regjering.

3 Styringsrettsmodellen

I Norge er det vanlig med sentraliserte lønnsforhandlinger mellom fagforeningene og arbeidsgiverorganisasjonene. Denne modellen kalles styringsrettsmodellen og gir en forklaring på hvordan lønn og sysselsetting blir bestemt i økonomien. I styringsrettsmodellen starter forhandlingene med fagforeningene som krever en økning i lønn for sine medlemmer. Arbeidsgiverorganisasjonene vil på sin side ønske å begrense lønnsveksten for å beskytte bedriftenes profitt. Når enighet om lønn er nådd, vil bedriftene bestemme sysselsettingen basert på dette lønnsnivået. I styringsrettsmodellen antas det at bedriftene er profittmaksimerende og tar hensyn til pris som en eksogen faktor. Fagforeningene antas å være rasjonelle aktører og resultatet av forhandlingene vil avhenge av partenes forhandlingsmakt. Forhandlingsmakten bestemmes av hvilke aksjonsformer bedriften og fagforeningen kan benytte. Fagforeningen kan benytte streik eller «gå sakte aksjon», mens bedriften kan velge å benytte «lock out». I Norge har partene avtalt at de ikke vil benytte streik eller «lock out» i de lokale forhandlingene selv om de kan bruke disse når det forhandles i de sentrale forhandlingene. I de lokale forhandlingene har arbeiderne likevel mulighet til å bruke «gå sakte aksjon» som innebærer at de kun gjør minimumskravet i arbeidet og nekter å jobbe overtid.

Vi skal benytte en teoretisk modell basert på (Johansen, 2000), for å utlede styringsrettsmodellen.

3.1 Bedriftens objektfunksjon

Bedriftens profittfunksjon er gitt ved

$$\pi = R(N) - wN, \quad R_N > 0, \quad R_{NN} < 0 \quad (3.1)$$

Der π er bedriftens profitt som er gitt av inntekt som igjen avhenger av sysselsettingen N . Deretter trekkes lønnskostnadene wN i fra som også øker med antall sysselsatte. Bedriften har som mål å maksimere profitt og vil velge antall sysselsatte ut ifra hva det forhandlede lønnsnivået blir.

Førsteordensbetingelsen er da gitt ved $R'(N) = w$ og andreordensbetingelsen er gitt ved $R''(N) < 0$. Det vil si at bedriften vil ha en økende, men avtakende profitt med hensyn på

sysselsettingen. Vi kan skrive etterspørselen etter arbeidskraft som $N = N(w)$, $N'(w) < 0$. Etterspørselen etter arbeidskraft er altså avtakende i lønn, som betyr at sysselsettingen blir lavere desto høyere lønn. Kan nå vise at økt lønn gir redusert profitt for bedriften i form av lavere sysselsetting vist i ligning (3.2)

$$\frac{\partial \pi}{\partial w} = R'(N) \frac{\partial N}{\partial w} - w \frac{\partial N}{\partial w} - N = -N \quad (2.2)$$

3.2 Fagforeningens objektfunksjon

Vi kan nå betrakte nyttefunksjonen for en fagforening:

$$V = V(w, N(w), Z(w)), \quad V_w > 0, \quad V_n > 0 \quad (3.3)$$

Fagforeningens nytte avhenger positivt av lønn og sysselsetting. Her er Z sannsynligheten for at det vil bli en SD- regjering i neste periode. Det hevdes at fagforeningen vil stole på en SD- regjering for å gi andre goder i form av velferdstjenester og økonomisk vekst. På grunn av dette vil fagforeningen være villig til å dempe sine lønnskrav. Dette har skjedd tidligere i norsk historie i 1945 da lederen for LO, Konrad Nordahl, var villig til å akseptere en lavere lønnsøkning i bytte mot en fremtidig velferdsstat (Nordahl, 1945). Antakelsen er at en SD- regjering og LO vil ha like ideologiske mål og vil samarbeide for å kunne oppnå disse målene. Derfor vil LO være villige til å slakke av litt på lønnskravene på grunn av at de har mer tro på å oppnå disse målene med en SD- regjering. Det kan også være personlige grunner til ledere innad i fagforeningen som vil ha en SD- regjering. Det er flere eksempler fra Norge hvor ledere i LO har tiltrådt ministerstillinger i SD- regjering senere i karrieren. (Rødseth & Holden, 1990, s. 238). Det er derfor grunn til å tro at fagforeningens nyttefunksjon avhenger positivt av Z . $V'(Z) > 0$.

For å finne ut hvordan Z avhenger av w , må vi se om det er B eller SD i regjering. Hvis en SD- regjering blir valgt, vil fagforeningen anta at den vil levere velferdstjenester og økonomisk vekst som vil gi fordelaktige resultater til arbeidstakere. Da vil fagforeningen være villig til å dempe sine lønnskrav når SD sitter i regjering. Dersom vi har en situasjon med en B- regjering, vil fagforeningens forventninger til andre goder av regjeringen være lavere og de vil derfor ha høyere lønnskrav. Vi kan formelt skrive det slik: $Z_w < 0$ dersom vi har en SD- regjering, og $Z_w \geq 0$ dersom vi har en B-regjering.

Videre har bedriften et trusselpunkt, der $\bar{\pi} = \pi = 0$. Det er når bedriftens profitt er lik null og bedriften vil bryte forhandlingene med fagforeningen og gå inn i en konfliktsituasjon eller «lock out». Vi har også fagforeningen sitt trusselpunkt gitt av \bar{V} . \bar{V} kan tolkes som der nytten til fagforeningen er lik den totale nytten til de arbeidsledige ved en konflikt. M er alle medlemmene i fagforeningen, både sysselsatte og arbeidsledige. Får da: $V = \bar{V} = v^0 M$. Trusselpunktet sier at fagforeningen vil bryte forhandlinger dersom medlemmenes nytte blir lavere enn om de hadde vært arbeidsledige, gitt av v^0 . Fagforeningens nettonytte gis av ligning (3.4):

$$V - \bar{V} = [v(w, Z(w)) - v^0]N(w) \quad (3.4)$$

Når arbeiderne er i arbeid istedenfor å være arbeidsledige så øker den totale nytten til fagforeningen.

Nytten ved arbeidsledighet er $v(B)$ hvor B er arbeidsledighetstrygd. v^0 kan defineres som alternativnytt til en permittert arbeider. Alternativnytt $v(w_A)$ er dersom individet finner jobb i en annen sektor med alternativlønn w_A . Vi antar at nyttenivået er høyere dersom man er i arbeid enn dersom man mottar stønad, altså at $v(w_A) > v(B)$. Selv om nytteverdien er høyere ved en annen jobb enn ved å motta stønad er det lite sannsynlig for de fleste å gå direkte inn i ett nytt arbeidsforhold etter å ha mistet jobben. Vi definerer derfor p som er den forventede tiden ett individ er arbeidsledig før ny jobb. Der $0 < p < 1$ som betyr at individet får fortere jobb jo nærmere null p er. Vi kan derfor definere v^0 som:

$$v^0 = pv(B) + (1 - p)v(w_A) \quad (3.5)$$

Vi antar at p avhenger av situasjonen i arbeidsmarkedet. Hvis arbeidsledigheten er høy, vil det ta lengere tid for arbeidsledige å få jobb i andre sektorer. Kan derfor si at p avhenger av arbeidsledigheten u . $p = p(u)$, $p_u > 0$.

For å finne ut hvordan v^0 reagerer på en økning i henholdsvis arbeidsledighet, stønad og alternativlønn, finner vi ved å derivere ligning (3.5) på henholdsvis u , B og w_A .

$$\frac{\partial v^0}{\partial u} = \frac{\partial p}{\partial u} [v(B) - v(w_A)] \quad (3.6)$$

$$\frac{\partial v^0}{\partial B} = p \frac{\partial v}{\partial B} \quad (3.7)$$

$$\frac{\partial v^0}{\partial w_A} = (1 - p) \frac{\partial v}{\partial w_A} \quad (3.8)$$

Ligning (3.6) forteller oss at v^0 vil reduseres når arbeidsledigheten øker. Nytten til et individ utenfor arbeidsmarkedet vil altså gå ned. Intuisjonen bak dette, er at ved høy arbeidsledighet vil det øke den forventede tiden det tar å finne seg ny jobb.

Ligning (3.7) sier at når stønaden øker så vil nytten ved å jobbe bli lavere. Det vil altså øke den forventede nytten til et individ utenfor arbeidsmarkedet v^0 . Det samme gjelder når alternativlønnen w_A øker som vist i ligning (3.8). Begge disse effektene avhenger av p . Dersom p er nærme null vil ikke arbeidsledighetsstønaden ha noe å si, siden individet kan forvente å få ny jobb med en gang. Dersom p er tilnærmet lik én vil ikke alternativlønn ha noe å si, siden individet ikke kan forvente å få en annen jobb.

3.3 Forhandlingsløsning

Lønnsforhandlingene vil så ha et forhandlingsproblem som løses ved å maksimere følgende Nash- objektfunksjon:

$$\Omega = (V - \bar{V})^\beta (\pi - \bar{\pi})^{1-\beta} \quad (3.9)$$

Hvor β gir oss forhandlingsmakten til fagforeningen, og $(1 - \beta)$ er forhandlingsmakten til arbeidsgiver. Hvis β er lik 1 har vi en monopolistisk fagforening som vil ha enerett i lønnsbestemmelsen, og dersom β er lik 0 vil bedriften ha all forhandlingsmakt. Finner førsteordensbetingelsen ved å derivere Ω med hensyn på lønn og setter lik 0. \bar{V} og $\bar{\pi}$ er trusselpunktene til henholdsvis fagforening og arbeidsgiver. Vi maksimerer ligning (3.9) med hensyn på lønn og får førsteordensbetingelsen:

$$\Omega_w = \beta \frac{v_w + v_z Z_w}{V - \bar{V}} + (1 - \beta) \frac{\pi_w}{\pi - \bar{\pi}} = 0 \quad (3.10)$$

Førsteordensbetingelsen sier oss at vi finner forhandlingslønnen når den relative nytteøkningen til fagforeningen ganget med forhandlingsmakt – er lik det relative profittapet til bedriften ganget med bedriftens forhandlingsmakt. Andreordensbetingelsen er gitt ved $\Omega_{ww} < 0$, og forteller oss at dette er et maksimumspunkt. Vi ser fra førsteordensbetingelsen at lønnsnivået vil være lavere i et tilfelle hvor $Z_w < 0$, og høyere om $Z_w > 0$. Altså vil lønnen være lavere om vi har en SD- regjering kontra en B- regjering hvor lønnsnivået vil bli høyere.

Vi kan fra dette sette opp lønnsrelasjonen:

$$w = w(v^0, \frac{R}{N}, SOC) \quad (3.11)$$

SOC er en dummyvariabel som er lik 1 om det er en SD- regjering og 0 om det er en B- regjering. I tillegg til regjeringstype så påvirkes lønnen av nyttenivået til arbeidsløse og inntekt per individ i arbeid. Det er verdt å nevne at denne lønnsrelasjonen passer best til en økonomi med sentrale lønnsforhandlinger, slik som Norge. Ved sentrale lønnsforhandlinger vil det tas hensyn til hvordan lønnsveksten påvirker økonomien og ikke bare arbeidstagerne/fagforeningen. (Calmfors & Driffill, 1988).

4 Datamaterialet

I vår studie har vi brukt tidsseriedata i Norge fra 1970-2021 som gir 52 observasjoner. Data er hentet fra statistikkbanken i SSB og gjelder for konkurranseutsatt industrisektor, med unntak av arbeidsledighetsrate som er på landsbasis og hentet fra NAV. Vi bruker Stata for å gjennomføre estimeringen, ved hjelp av minste kvadraters metode (MKM/OLS). Vi viser også hvordan man kan teste for stasjonaritet og hvordan man kan behandle ikke- stasjonære tidsserier. Vi benytter oss av en feiljusteringsmodell da det gir de beste dynamiske estimatene over tid.

4.1 Grunnmodellen

I vår modell er alle variablene transformert til logaritmisk form (små bokstaver), utenom dummy variablene. Dette gir oss den generelle modellen:

$$\begin{aligned}\Delta wage_t = & \beta_0 + \beta_1 wsc_{t-1} + \beta_2 \Delta p_t + \beta_3 \Delta cpi_t + \beta_4 \Delta cpi_{t-1} \\ & + \beta_5 \Delta prod_t + \beta_6 \Delta nh_t + \beta_7 f(U_t, U_{t-1}) + \beta_8 STOP_t \\ & + \beta_9 SOC_t + u_t\end{aligned}\tag{4.1}$$

Lønnsvariabelen $wage$ er gitt av totale lønnskostnader delt på utførte timeverk for lønnstakere. Vi første differensierer denne variabelen slik at vi får den på endringsform.

$\Delta wage_t$ er vår avhengige variabel og ses på som lønnsveksten.

Leddets $\beta_1 wsc_{t-1}$ er feiljusteringsleddet. Dette er gitt av $(wage - p - prod)_{t-1}$ og for å gi oss fjorårets verdi er det lagget i en periode. Feilkorrigeringsleddet er med for å ta hensyn til at noen av variablene kan være påvirket av en langvarig trend, mens andre variabler har andre fluktasjoner. Ved å inkludere et feiljusteringsledd sørger vi for at eventuelle avvik fra den langsiktige likevekten blir justert for kort sikt. Feiljusteringsleddet beregner differansen mellom variabelens faktiske verdi og likevektsverdien, og bruker differansen som input til modellen. Hvis verdien av variabelen ligger over likevektsnivået, vil modellen foreslå at variabelen skal synke på kort sikt, og omvendt hvis verdien ligger under likevektsnivået. Feilkorrigeringsleddet justerer altså for eventuelle avvik fra langsiktig likevekt på kort sikt, og

sørger for at variablene går tilbake til likevektsnivået på lang sikt. Koeffisienten β_1 antas å være mindre enn null og ses på som justeringshastigheten. Jo sterkere β_1 er jo raskere vil lønnsavviket justeres tilbake til likevektsnivå.

Produktpris p er gitt av bruttoprodukt i basisverdi løpende priser delt på bruttoprodukt i basisverdi i faste 2015 priser. Variabelen viser veksten i verdiskapning over tid i forhold til verdiskapning for basisåret.

Produktiviteten $prod$ gis av bruttoprodukt i basisverdi faste priser delt på utførte timeverk for lønnstakere.

cpi er konsumprisindeksen på logaritmisk form. Vi har denne på endringsform slik at den kan tolkes som inflasjonen. Vi forventer at fagforeningene vil kreve høyere lønnsvekst som følge av en økning i konsumprisindeksen slik at arbeiderne ikke opplever en reduksjon i kjøpekraft. Vi kan derfor anta at cpi har en positiv effekt på lønnen.

Vi inkluderer også en variabel for normalarbeidstid per uke nh . I løpet av 70- og 80- tallet var da endringene i normalarbeidstiden foregikk, slik at vi endte opp med 37,5 timers uke som vi har i dag. Ved å inkludere denne variabelen på endringsform tar vi hensyn til korttids effektene av endringer i normalarbeidstiden. Antar at nh vil ha en negativ effekt på lønnsveksten, da reduksjon i arbeidstiden vil gi mindre arbeid.

STOP variabelen inkluderes for å ta hensyn til lønns- og prisstopp, som var i 1979,1988 og i 1989. Inkluderes som en dummy variabel med verdi 1 i årene med lønns- og prisstopp.

$f(U)$ er en funksjon for variabelen for arbeidsledighet. Arbeidsledighet blir målt som registrert arbeidsledighet på arbeidskontoret relativt til arbeidsstyrken. Vi bruker en funksjon for ledigheten og inkluderer tre forskjellige funksjonsformer for arbeidsledighet. Log ledighet, veksten til log ledighet og kvadrert invers ledighet. (Johansen, 1995). I artikkelen fra Johansen argumenteres det for at lønnskurvene krummer istedenfor å være lineære.

Krummede lønnskurver kan være en fordel ved at effekten på lønnen avtar når ledigheten øker. Det vil si at en krummet kurve vil føre til mindre effekt på lønnen når arbeidsledigheten er høy, og større effekt når ledigheten er lav. Den kvadrerte inverse ledigheten gir mer krumming på kurven enn de to andre formene og er derfor inkludert.

For regjeringstype har vi brukt en dummyvariabel SOC lik 1 når vi har en SD -regjering og lik 0 når vi har en B- regjering. Regjeringen er sosialdemokratisk når vi har arbeiderpartiet i regjering, og borgerlig når de ikke er i regjering. Siden 1970 har vi hatt 6 perioder med SD-regjering og 7 perioder med B- regjering. Det gir oss mulighet til å se om det er en forskjell i lønnsvekst som følge av regjeringsskifter. Ut ifra tidligere empiriske analyser gjort av (Johansen & Strøm, 1997) og (Johansen, Mydland, & Strøm, 2007) på dette emnet tror vi at SOC vil ha en negativ effekt på lønnsveksten.

I utgangspunktet virker skatt å ha påvirkningskraft på lønnsdannelsen. Effekten av en lønnsøkning hvor skattesatsen allerede er økt, vil føre til redusert reallønnsøkning. Under et slikt tilfelle vil det være mindre insentiv til å ønske høyere lønn. Det kan dermed oppstå mindre press fra fagforeninger i forhold til lønnsforhandlinger. Sammenhengen mellom skatt og lønnsvekst virker ikke å være av stor betydning. I artikkelen til Johansen, et al (Johansen, Mydland, & Strøm, 2007) finner de at inntektsskatt er en ikke-signifikant variabel. Mydland fant i 2004 at en ekskludering av marginalsatt i modellen var gyldig restriksjon (Mydland, 2004). Vi velger derfor å ikke ta med skatt i modellene våre.

4.2 Funksjonform

Vi velger å bruke logaritmiske funksjonsformer da dette kommer med flere fordeler, (Woolridge, 2009). Logaritmiske transformasjoner kan konvertere ikke-lineære sammenhenger til lineære, noe som forenkler analyseprosessen. Dette gjør det enklere å anvende lineær regresjon og andre lineære modeller for å utforske relasjonene mellom variablene. Logaritmisk transformasjon kan bidra til å stabilisere variasjonen i dataene. Dette er spesielt nyttig når variansene øker eksponentielt med økende nivåer av den avhengige variabelen. Ved å bruke logaritmen til variablene, kan man redusere den relative størrelsen på variasjonen og gjøre den mer konstant over tid. Logaritmen til variabler gir en prosentvis endring i stedet for en absolutt endring. Dette kan være mer informativt og lettere å tolke. Log-transformasjon kan bidra til å oppnå normalfordeling for variablene og redusere heteroskedastisitet i feilledet (Wooldridge, 2016). Dette er viktig for å sikre at de statistiske egenskapene til modellen er oppfylt, spesielt når man bruker lineære modeller og tester for statistisk signifikans. Logaritmiske transformasjoner kan også bidra til å stabilisere tendenser og sørge for at variablene ikke vokser eller avtar i et uendelig tempo.

I modellen (4.2) representeres de kortsiktige effektene av verdien til koeffisientene. For å kunne finne den langsiktige effekten holder vi de ulike vekstratene konstante over tid og løser for w . For at det skal finnes en langsiktig løsning, må det finnes bevis for kointegrasjon i variablene. I dette tilfellet vil det bety at β_1 er signifikant negativ. Den langsiktige løsningen blir da:

$$wage - p - prod = -\frac{\beta_0}{\beta_1} - \frac{\beta_7}{\beta_1} f(U) - \frac{\beta_8}{\beta_1} STOP - \frac{\beta_9}{\beta_1} SOC \quad (4.2)$$

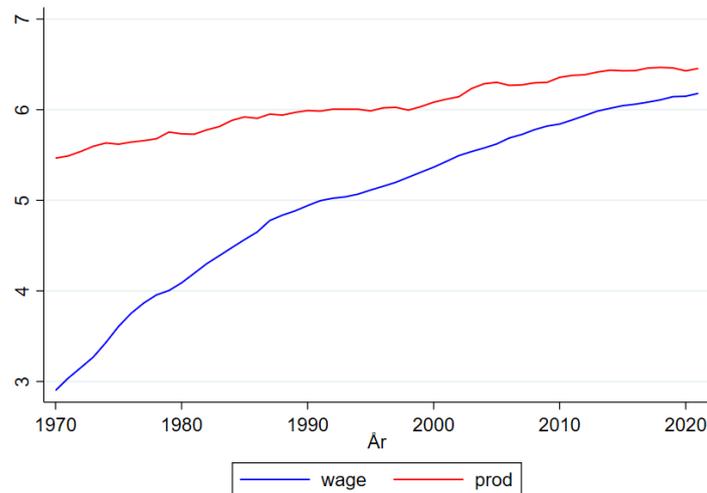
I den langsiktige løsningen settes alle Δ lik 0 og løses ut for w . I en langsiktig likevekt vil gjennomsnittsverdiene være verdiene vi sitter igjen med. Har at $wsc = (wage - p - prod)$ og er lønnsandelen i konkurranseutsatt sektor (feiljusteringsleddet). Vi antar at den langsiktige elastisiteten til p og $prod$ er lik 1.

4.3 Deskriptiv statistikk

Deskriptiv statistikk brukes til å analysere variasjonen i venstresidevariabelen i tillegg til forklaringsvariablene. En viktig metode er å se på standardavviket i forhold til den forventede verdien for å vurdere variasjonen.

Når vi skal estimere tidsserier i en empirisk analyse, er det viktig å forutsette at variablene er stasjonære. Hvis vi ikke tar hensyn til problemer knyttet til ikke-stasjonære variabler, kan vi ende opp med estimater som ikke er korrekte, selv om resultatene kan virke tilsynelatende gode. Hva som avgjør om en tidsserie er stasjonær eller ikke, er om sannsynlighetsfordeling til tidsserien forblir stabil over tid. Det betyr at et tilfeldig utvalg fra tidsserien skal ha samme sannsynlighetsfordeling, selv om tidsperioden for utvalget endres ved å flytte seg fremover eller bakover i tid. Hvis dataene som blir brukt ikke er stasjonære, noe som ofte er tilfellet med tidsserier, kan resultatene bli påvirket av trender i variablene. Et eksempel på dette kan være lønnsnivå og produktivitet. Vi ser fra Figur 1 under at både lønnsnivået og produktiviteten har hatt en positiv trend fra 1970 til 2021. Hvis vi kjører en regresjon på effekten av eksogent gitt produktivitet på lønnsnivået, kan vi få et resultat hvor lønnsnivået har økt som følge av at arbeidskraftproduktiviteten har økt. Dette i seg selv er ikke nødvendigvis urealistisk, men det finnes også flere variabler som ville ha påvirket lønnsnivået i løpet av denne perioden. I dette eksempelet kan det påstås at produktiviteten

har en mye større effekt på lønnsnivået enn det som faktisk er reelt. I en annen situasjon, hvor det brukes en variabel som ikke påvirker lønnsnivået i det hele tatt vil vi ende opp med direkte feil estimater. Det vil være fordi begge variablene følger samme trendutvikling. Det er på grunn av dette at det er viktig med diskusjon rundt stasjonære tidsserier. Vi ønsker å finne ut effekten ulike variabler har på lønnsutviklingen, og da vil vi ikke at effektene av disse eksogene variablene blir påvirket av trend.



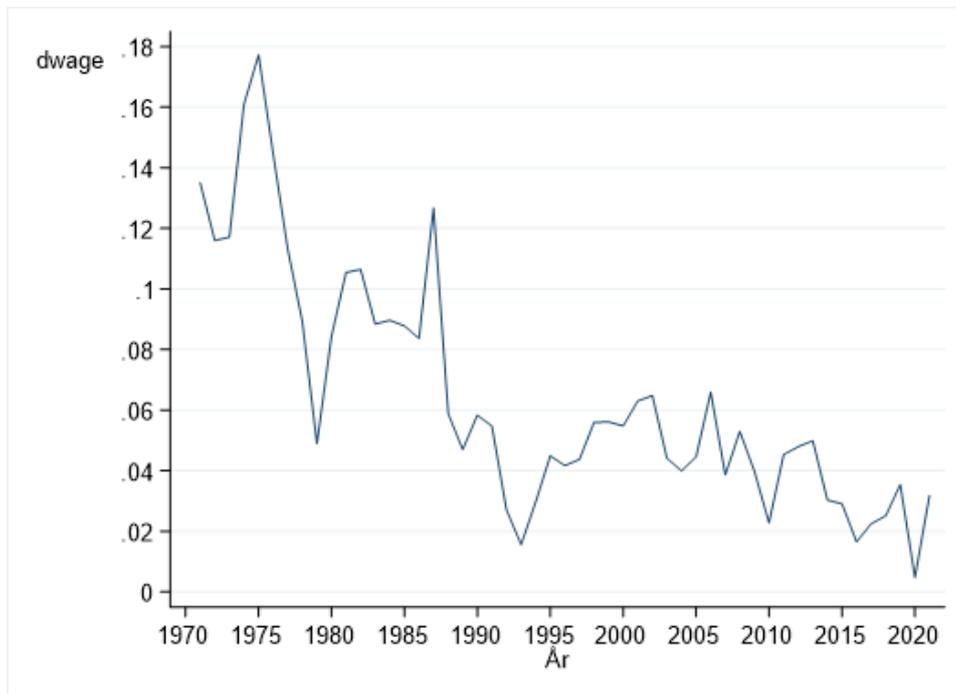
Figur 1 Utvikling av nivåvariabler

Når vi har ikke- stasjonære variabler kan det være vanskelig å identifisere de faktiske årsakene til endringer i variablene, og det kan være vanskelig å skille mellom kortsiktige og langsiktige effekter. Det kan også føre til feilslutninger eller feil resultater i analysen.

4.4 Grafisk presentasjon

I figur 1 nedenfor ser vi endringen i log lønnskostnader per timeverk presentert for perioden 1970-2021. Ved å se på figuren kan vi observere noen viktige hendelser som har skjedd i løpet av denne perioden. Vi ser at toppen av lønnsvekst kom på midten av 1970- tallet. I 1979 ble det derimot innført lønnsstopp på grunn av at det var høy inflasjon. Dette ser vi på kurven, da det er et lokalt bunnpunkt i 1979. Etter dette ville lønnsveksten øke igjen og nå ett nytt lokalt toppunkt i 1987. i 1988 ble det på nytt innført lønnsstopp og vi ser kurven responderer på dette ved å falle og har siden holdt et relativt jevnt nivå. Figuren viser mye

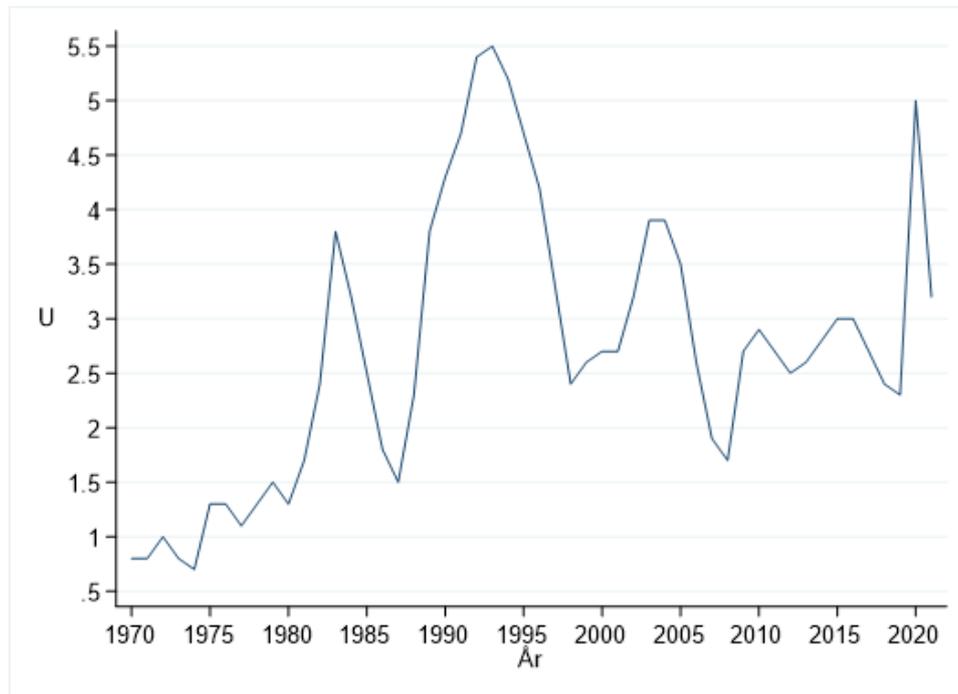
variasjon i lønn frem til rundt år 2000. I 2001 ble det innført inflasjonsmålstyring som kan forklare noe av reduksjonen av variasjon i lønnveksten.



Figur 2 Årlig lønnsvekst

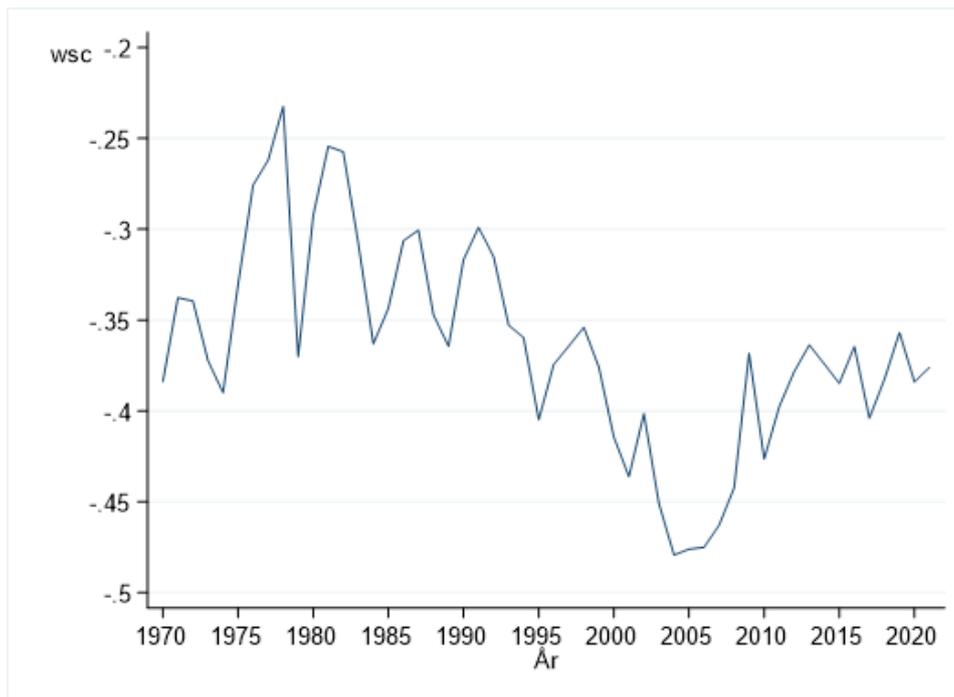
Figur 3 viser hvordan arbeidsledigheten endrer seg fra 1970 – 2021. Vi ser at arbeidsledigheten var veldig lav på 1970 tallet, med den laveste arbeidsledigheten helt nede i 0.7% i 1974, før den begynner å stige til ett lokalt toppunkt i 1983, hvor arbeidsledigheten var oppe i 3.8%. Deretter går arbeidsledigheten kraftig ned igjen til et lokalt bunnpunkt i 1987 på bare 1.5% arbeidsledighet. Denne brå nedgangen fra 1983 til 1987 kan muligens forklares med en økt etterspørsel fra utlandet etter norske råvarer. I 1986 var det en markant nedgang i oljeprisen som kan bidra til å forklare den påfølgende høye arbeidsledigheten som fulgte i de neste årene. Vi ser av figuren at arbeidsledigheten drastisk øker igjen og vi finner vårt globale toppunkt i 1993 med en arbeidsledighet på hele 5.5%. Videre reduseres arbeidsledigheten igjen ned til 2.4% i 1998, før den går opp igjen til 3.9% i 2003/2004. Fram til 2020 holder arbeidsledigheten seg relativt jevn, men på grunn av koronapandemien som kom i 2020 har vi et nytt lokalt toppunkt på 5%. Oljeprisen nådde et

lokalt toppunkt i 2014 etterfulgt av stabil nedgang i ettertid. Vi kan se lønnsveksten følger en lignende trend.



Figur 3 Arbeidsledighet

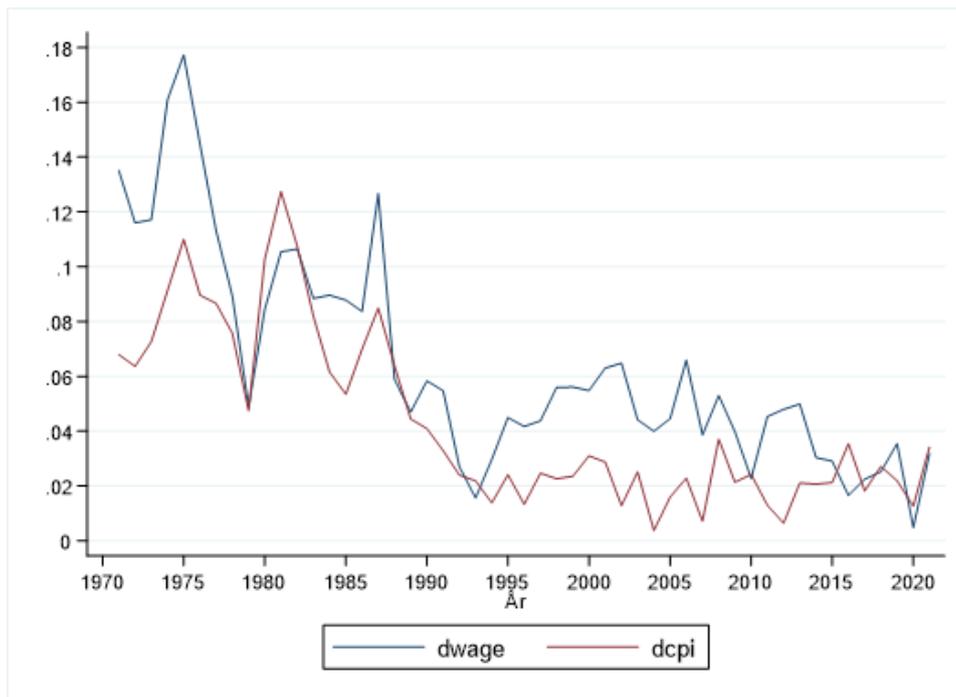
I figur 4 ser vi hvordan lønnsandelen på logaritmisk form (wsc) utvikler seg fra 1970-2021. Lønnsandelen refererer til andelen av inntekten som går til arbeidstakerne i forhold til den totale inntekten i økonomien. På den logaritmiske skalaen betyr en liten negativ verdi at lønnsandelen er høy, mens en stor negativ verdi representerer en lav lønnsandel. Vi kan se at lønnsandelen har fluktuert veldig mye og vært ustabil. Den høyeste lønnsandelen og vårt globale toppunkt kom i 1978, som betyr at det var det året hvor mesteparten av den totale inntekten i økonomien gikk til arbeidstakerne. Det globale bunnpunktet kommer i 2006 som betyr at det var da den laveste lønnsandelen ble observert. Figuren gir et visuelt bilde av fluktusjonene og periodiske trender i lønnsandelen over tid og at disse påvirkes av konjunkturer og konkurransesituasjonen i industrien.



Figur 4 Lønnsandelen

I figuren under har vi inkludert både konsumprisindeksen (Δcpi) og lønnsveksten ($\Delta wage$). Konsumprisindeksen tolkes som inflasjonen i økonomien og viser den nominelle endringen fra forrige periode på logaritmisk form. Forholdet mellom disse to gir oss reallønnsveksten. I periodene hvor lønnsveksten ligger under inflasjonen har vi altså en negativ reallønnsvekst, mens i perioder hvor lønnsveksten er over inflasjonen har vi en positiv reallønnsvekst. Grafene ser ut til å følge tett på hverandre som kan komme hvordan inflasjon påvirker lønnen. Fra 2001 kan vi se en endring i begge grafene. Grafene viser mindre variasjon og en flatere trend, spesielt for inflasjon.

Vi ser at i løpet av perioden 1970- 2021 så har det hovedsakelig vært reallønnsvekst, med et unntak av noen få perioder. I disse periodene med negativ reallønnsvekst ville altså kjøpekraften til arbeidstakerne bli svekket på grunn av at prisene steg raskere enn lønningene. Vi kan legge merke at reallønnsveksten lå høyt før pris og lønnsstoppene i 1979 og 1988.



Figur 5 Reallønnsvekst

5 Metode

5.1 Stasjonaritet

I tidsserier kan variablene klassifiseres som enten stasjonære eller ikke-stasjonære. En stasjonær variabel, ifølge (Brooks, 2008), er en variabel der gjennomsnittet, variansen og kovariansen forblir konstante for alle tilbakedateringer. Dette betyr at hvis det oppstår et sjokk i en stasjonær variabel, vil den over tid gå tilbake til sin gjennomsnittlige verdi.

På den annen side vil et sjokk i en ikke-stasjonær variabel være permanent og ikke ha en tendens til å gå tilbake til gjennomsnittet. En ikke-stasjonær variabel viser dermed en systematisk endring over tid og har en trend. Det er viktig å skille mellom stasjonære og ikke-stasjonære variabler, da ikke-stasjonære variabler kan føre til spuriøse sammenhenger i regresjonsanalyser.

Hvis to variabler har like trender, kan det se ut som om de er korrelert. Imidlertid kan dette bare være et resultat av at begge variablene er påvirket av en felles underliggende faktor eller trend. For å kunne tolke de langsiktige effektene og identifisere virkelige sammenhenger mellom variablene, er det derfor viktig å vite om variablene er stasjonære eller ikke-stasjonære. Når vi arbeider med stasjonære variabler, kan vi bruke metoder som minste kvadraters metode for å utføre analysen. Dette gjør det mulig å isolere og undersøke andre interessante aspekter ved variablene uten å bli påvirket av den overordnede trenden.

Egenskaper en tidsserie må ha for å være stasjonær er at gjennomsnittet, varians og kovariansen er konstant over tid. Det innebærer at en hvilken som helst tid i en tidsserie vil ha samme sannsynlighetsfordeling som en annen. Dette kan formuleres som:

- (1) $E(X_t) = \mu$
- (2) $Var(X_t) = \sigma^2 \equiv \gamma_0 < \infty$
- (3) $Cov(X_t, X_{(t+s)}) = Cov(X_{(t+m)}, X_{(t+s+m)}) = \gamma_s$

For å beskrive en stasjonær prosess nærmere kan man se på en autoregressiv prosess AR(1):

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

Forutsetter at feilledet u_t er white noise som er karakterisert ved at det ikke har autokorrelasjon og en forventningsverdi lik 0. Dersom $\rho = 1$ vil AR (1) prosessen ha en «unit root» også kalt en enhetsrot og tidsserien beskrives som en «random walk» som er en prosess hvor verdien av y vokser over tid og vi har en tidsserie som ikke er stasjonær. Dersom $\rho \geq 1$ er tidsserien også ikke- stasjonær. En ønsker at $\rho < 1$ siden da vil y gå mot null over tid og tidsserien er stasjonær. Tiden det tar for at et sjokk skal komme tilbake til gjennomsnittlig verdi vil avhenge av størrelsen på ρ . Dersom ρ er liten vil det ta kortere tid å komme tilbake til normalt nivå. Vi kan skrive ligning (5.1) om til:

$$\Delta y_t = (\rho - 1)y_{t-1} + u_t \quad (5.2)$$

Dersom $(\rho - 1) = 0$, vil det bety at variabelen blir stasjonær når den differensieres en gang. Da kan vi si at tidsserien er integrert av første orden altså $I(1)$. Dermed kan vi skrive om ligning (5.2) til:

$$\Delta y_t = (y_t - y_{t-1}) = u_t \quad (5.3)$$

Ligningen viser at en random walk blir stasjonær når vi differensierer den. Det er også viktig å huske på at vi skiller mellom random walk med og uten «drift». Dersom konstantleddet α er lik 0 har vi en random walk uten «drift», og i tilfellet med $\alpha \neq 0$ har vi en random walk med «drift».

Testing for stasjonaritet i tidsserier gjøres gjennom en Dickey Fuller (DF) test. Testen gjennomføres ved å bruke en AR (1) modell hvor nullhypotesen vår er $\rho = 1$ altså at det er en enhetsrot til stede og vi har en random walk. Alternativhypotesen er at $\rho < 1$. Hvis nullhypotesen forkastes, vil prosessen være stasjonær. Testobservatoren er gitt ved:

$$DF_\tau = \frac{\hat{\rho}}{SE(\hat{\rho})} \quad (5.4)$$

En Augmented Dickey Fuller (ADF) test benyttes når en ønsker å ta hensyn til autokorrelasjon (Wooldridge, 2016). Dette gjøres ved å inkludere flere lags av variablene i AR- modellen. Ved å inkludere flere lags fanger ADF- testen opp eventuelle

autokorrelasjonsmønstre i tidsserien. I tillegg settes variablene på endringsform

$$(w_{t+1} - w_t).$$

5.2 Kointegrasjon

I utgangspunktet vil det være problematisk å ha ikke-stasjonære variabler siden gjennomsnittet ikke er konstant, noe som kan gjøre tolkningen og analyse av tidsserien utfordrende. Det kan likevel være mulig å modellere to eller flere variabler dersom det viser seg at en lineær kombinasjon av variablene er $I(0)$. En viktig forutsetning for dette er at alle variablene som brukes er $I(1)$. Det vil si at variablene er ikke-stasjonære, men kan bli stasjonære hvis vi differensierer og bruker endringsverdien til variabelen.

Dette kan som nevnt testes for gjennom en DF - test. For å teste for kointegrasjon starter vi med å estimere en regresjon med de ikke-stasjonære variablene: $y_t = \beta_0 + \beta_1 x_t + u_t$, og deretter løse for residualene slik at: $\hat{u}_t = y_t - \hat{\beta}_0 - \hat{\beta}_1 x_t$.

Hvis residualene er stasjonær vil det bety at det finnes en lineær kombinasjon av variablene som er stasjonær. Variablene kointegrerer. Dette testes gjennom en ADF - test: Hvis vi kan forkaste nullhypotesen om $\psi = 0$ er residualene stasjonære $I(0)$. Variablene x og y kointegrerer.

$$\Delta \hat{u}_t = \psi \hat{u}_{t-1} + \sum_{i=1}^p \alpha_i \Delta \hat{u}_{t-1} + \epsilon_t \quad (5.5)$$

Hvis variablene ikke kointegrerer kan det være en spuriøs sammenheng mellom variablene. Det innebærer at variabler som er korrelerte ikke har en kausal sammenheng (Wooldridge, 2016).

5.3 Testing stasjonaritet og kointegrasjon

For testing av stasjonaritet har vi brukt en ADF-test. Vil presisere at testene benyttes for å undersøke om variablene er $I(2)$, siden de er differensiert allerede med unntak av U^{-2} .

Funksjonsformen av variablene i testen er de som benyttes i modellene. Hvis nullhypotesen forkastes for testene i Tabell 1, vil ikke ha et problem med ikke- stasjonaritet.

Forkaster nullhypotesen om ikke- stasjonaritet for lønnsvekst, differensiert ledighet og invers kvadrert ledighet på 5% signifikansnivå. For differensiert ledighet forkastes nullhypotesen for alle signifikansnivåer. Resten av variablene er ikke- stasjonære. P-verdier er inkludert i parentes.

Tabell 1 Test for stasjonaritet

Δ wage	-3.436 (0,0468)
Δ prod	-6.157 (0.0000)
Δ wsc	-8.016 (0.0000)
Δ u	-6.077 (0.0000)
U^{-2}	-3.192 (0.0204)
Δ p	-4.855 (0.0000)

Videre testes det for kointegrasjon gjennom Engle-Granger to stegs tilnærming. Stegene består av å først estimere en ligning for variablene en ønsker teste for kointegrasjon. I vårt tilfelle ender vi opp med følgende ligning: $wsc = \beta_0 + \beta_1 p_t + \beta_2 prod_t + \beta_3 u_t + \varepsilon_t$. Residualene fra denne ligningen lagres og en ny ligning estimeres med residualene på endringsform som avhengig variabel og lagget variabel som uavhengig variabel.

Tabell 2 Test for kointegrasjon

Lags	Testverdi
1	-4,948
2	-5,337

Benytter Engle-Granger kritiske verdier siden vanlige Dickey Fuller verdier vil være ugyldige i denne testen. Nullhypotesen om ikke-stasjonaritet forkastes på 5% signifikansnivå for 1 og 2 lags. Residualene er stasjonære og vi har kointegrasjon. Variablene påvirker hverandre, og det finnes en varig avhengighet mellom dem. Vi har altså en langsiktig løsning i modellene våre.

5.4 Feiljusteringsmodell

Feiljusteringsmodellen er en tilnærming som brukes i denne oppgaven for å kombinere både kortsiktige effekter og langsiktige likevektsløsninger i analysen. Ved å bruke en feiljusteringsmodell så tar vi hensyn til de kointegrerte mekanismene og oppnår estimater som stemmer overens med forventningsrette estimatorer. I feiljusteringsleddet vårt har vi som nevnt tidligere inkludert tilbakedaterte verdier på av lønn, pris og produktivitet $(w - p - prod)_{t-1}$.

I (Engle & Granger, 1987) introduserer de en feilkorrigeringsmodell som gir en dynamisk tilpasning mellom variabler som ikke er stasjonære, men som likevel har en langsiktig sammenheng.

$$\Delta y_t = \delta_1(y_{t-1} - \delta_2 x_{t-1}) + \gamma_0 \Delta x_t + u_t \quad (5.6)$$

Ligningen viser en feiljusteringsmodell. Vi har feiljusteringsleddet gitt av $(y_{t-1} - \delta_2 x_{t-1})$ hvor δ_2 viser det langsiktige forholdet mellom x og y , mens γ_0 viser det kortsiktige forholdet. Feiljusteringsleddet vil korrigere for forrige periodes avvik fra en antatt likevekt og føre oss tilbake til likevekten. δ_1 er negativ og ses på som justeringshastigheten.

5.5 OLS

Vi har benyttet oss av OLS (Ordinary Least Squares) for å estimere regresjonene. OLS innebærer at modellen estimeres ved at STATA benytter seg av den regresjonslinjen som gir de minste residualene. Det vil si den linjen som gir observasjonene med minst mulig avvik fra gjennomsnittet. For å avgjøre om OLS er en beste metoden for å estimere regresjoner til dataen er det nødvendig å ta hensyn til Gauss-Markov forutsetningene (Wooldridge, 2016, s. 153). Hvis forutsetningene er oppfylt vil $\hat{\beta}$ «unbiased»:

1. Lineære parametere. Regresjonsligning kan skrives som: $y = \beta_0 + \beta_1x_1 + \beta_2x_2 + \dots + \beta_kx_k + u$. Lineære parametere betyr kun at betaene må være lineære. Inkludering av kvadrerte variabler vil ikke være et brudd på denne forutsetningen.
2. Ingen perfekt kollinearitet mellom de uavhengige variablene. De uavhengige variablene er ikke 100% korrelerte. Hvis denne betingelsen ikke er oppfylt betyr det at variablene ikke er uavhengige. To eller flere variabler forklarer det samme.
3. Nullbetinget gjennomsnitt for feilleddet. Forutsetter at forventningsverdien til feilleddet til regresjonen er lik null for et hvert gitt tidspunkt for de uavhengige variablene $E(u|x) = 0$.
4. Feilleddet er homoskedastisk. Det vil si at feilleddet har samme varians for enhver observasjon for den avhengige variabelen $Var(u|x) = \sigma^2$. Hvis denne betingelsen ikke er oppfylt kan estimatene gi ugyldige standardavvik. Hypotesetesting og konfidensintervall kan derfor ikke kunne benyttes fra estimatene.
5. Ingen autokorrelasjon. Det er ingen korrelasjon mellom feilleddet på tidspunkt i og et hvilket som helst annet tidspunkt gjennom tidsserien. Autokorrelasjon kan medføre variansen blir estimert til å være høyere enn den virkelige verdien.

6 Resultater

6.1 Testresultater

For å evaluere modellene har det blitt gjennomført flere tester. Testene som benyttes vil kunne brukes til å avgjøre om Gauss-Markov antagelsene blir oppfylt. Normalitet i feilleddene er en del av Classic linear model assumptions (Wooldridge, 2016) og blir ofte benyttet som utvidelse av Gauss-Markov.

Ramsey-testen benyttes for å undersøke om modellen er misspesifisert i forhold til funksjonsform av variablene. Dette gjøres gjennom å legge til polynomer av den avhengige variabelen i modellen (Wooldridge, 2016). Følgende testligning estimeres:

$$y = \beta_0 + \beta_1 x_1 + \dots + \beta_k x_k + \delta_1 \hat{y}^2 + \delta_2 \hat{y}^3 + \varepsilon \quad (6.4)$$

Nullhypotesen gis ved: $\delta_1 = 0, \delta_2 = 0$

En F-test benyttes for å beregne testverdien. Hvis testen viser seg å være signifikant, vil det være et tegn på at modellen er feilspesifisert.

For modellene beholdes nullhypotesen om at variablene i modellene er riktig spesifisert. Eventuelle misspesifiseringer av modellene er ikke som følge av feil funksjonsform av variablene ifølge testene. Modell 2 virker å være den modellen som har best funksjonform av variablene. Det som skiller M2 fra M1, og M3 er at den kun har en variabel for ledighet som er invers kvadrert. Dette tyder på at invers kvadrert ledighet er det som best beskriver variasjon i lønnsvekst.

Vi har inkludert en test for å undersøke om det finnes autokorrelasjon i feilleddet. Hvis feilleddene på et tidspunkt er korrelert med et annet tidspunkt, har vi autokorrelasjon (Wooldridge, 2016). Hvis vi har autokorrelasjon, kan det føre til at standardavvikene har feilaktige verdier som vil føre til at tester kan være ugyldige. Autokorrelasjon er også et tegn på at modellen er feilspesifisert, som at modellen kan ha for få variabler eller for mange. Det kan også forekomme som følge av at variablene må ha en annen funksjonsform. Vi benytter oss av en Breusch-Godfrey test med 2 lags. Valget falt på denne testen på grunn av at vi

ønsket å teste for autokorrelasjon for en høyere orden enn 1. Vi benytter 2 lags fordi vi tror det tregheter i dataen. Følgende AR-ligning estimeres for å oppnå testverdien.

$$\hat{u}_t = \alpha_0 + \alpha_1 x_1 + \alpha_2 x_2 + \rho_1 \hat{u}_{t-1} + \rho_2 \hat{u}_{t-2} + \dots + \rho_p \hat{u}_{t-p} + v_t \quad (6.1)$$

Fra ligning (6.1) estimeres en testverdi gjennom kji-kvadrat hvor testverdien settes mot nullhypotesen: $\{\rho_p = 0 \text{ for alle } p\}$. En lavere p-verdi enn et gitt signifikansnivå vil medføre at nullhypotesen forkastes på det nivået og feilleddene vil da kunne sies å være autokorrelerte.

Nullhypotesen forkastes for modell M1 og M3 men beholdes for 1% signifikansnivå for M2. Vi vil ikke si at 1% er et tilstrekkelig nivå for å påstå at det ikke er autokorrelasjon i M2.

Den påviste autokorrelasjon påvirker vår evne til å si om variablenes testverdi er gyldige. Signifikansen av de påviste effektene kan være større enn de egentlig er. Det er mulig at autokorrelasjon kan komme av feilspesifisering av modellene.

ARCH-testen brukes for å teste om det eksisterer autoregressiv betinget heteroskedastisitet (Enders, 2015). Testen utføres ved lagre residualene fra regresjonen og kvadrere residualene. Fra dette estimeres følgende testligning:

$$\hat{\varepsilon}_t^2 = \alpha_0 + \alpha_1 \hat{\varepsilon}_{t-1}^2 + \alpha_2 \hat{\varepsilon}_{t-2}^2 + \dots + \alpha_q \hat{\varepsilon}_{t-q}^2 \quad (6.2)$$

Deretter utføres en F-test for nullhypotesen: $\alpha_1 = \dots = \alpha_q = 0$. Hvis nullhypotesen forkastes, betyr det at det eksisterer autoregressiv betinget heteroskedastisitet. Testen vi benytter er en ARCH(1,1) som betyr at vi kun tester opp til den første parameteren for det laggede kvadrerte feilleddet.

En normality test benyttes for å teste om data er normalfordelt. I vår analyse blir denne testen benyttet for å teste om residualene er normalfordelt. For eksempel hvis residualene er skjevt fordelt, vil større deler av verdiene ligge i halene. Dette vil negativt påvirke gyldigheten til t- og f-tester. Testen utføres ved å lagre residualene fra regresjonen og arrangere dem i en synkende rekkefølge. Dette gjøres gjennom å tildele ranks og estimere forventningsverdiene og kovariansmatrisene til rankene til residualene. Deretter kan testverdien estimeres:

$$w = \frac{(\sum E_i - R_i)^2}{(\sum \varepsilon - \bar{\varepsilon})^2} \quad (6.3)$$

Hvis nullhypotesen beholdes, vil residualene være normalfordelte.

P-verdien til testverdien indikerer hvor godt feilleddene passer til en normalfordeling.

Nullhypotesen om at feilleddet er normalfordelt beholdes for alle 3 modellene.

En Breusch-Pagan test er inkludert for å teste om modellene er homoskedastiske, altså om de har konstant varians. Homoskedastisitet er en av Gauss-Markov forutsetningene for å benytte OLS som metode for estimering av regresjoner. Som tidligere forklart vil et brudd på disse forutsetningene føre til at OLS ikke lenger er den beste metoden for å estimere dataen. Vi utfører derfor en Breusch-Pagan test for å teste om modellene har konstant varians. Testen utføres ved å kvadrere residualene fra regresjonen og benytte dette som avhengig variabel mot koeffisientene til den opprinnelige regresjonen. Ender opp med følgende testregresjon:

$$\hat{u}^2 = \delta_0 + \delta_1 x_1 + \delta_2 x_2 + \dots + \delta_q x_q + \varepsilon \quad (6.5)$$

Nullhypotesen beholdes for alle modellene og vi kan si feilleddene er homoskedastiske.

6.2 Testing av nullrestriksjoner

Vi bruker en F-test for å undersøke om restriktive versjoner av modell M1 kan benyttes. Vil også teste dette for M3* som er en utvidelse av modell M3 som vil brukes senere i analysen. Nullhypotesen er at modellen uten restriksjoner ikke er bedre enn modellen med restriksjoner. En modell med flere variabler vil ofte være like god til å tilpasse dataen som en modell med færre variabler, men vil som regel være bedre til å tilpasse dataen. Hvis nullhypotesen beholdes, vil restriksjonene som er benyttet være gyldige. Den andre testen i tabellen er en test for om utelatelse av U2 og en erstatning av Δu med lagget ledighet er gyldig versjon av M1. Nullhypotesen er at den utvidede modellen ikke er bedre enn modellene med restriksjoner. Testresultatene er lagt til i Tabell 3 under med frihetsgrader i parentes.

Tabell 3 Test for nullrestriksjoner

Modelltester	Utelatte variabler	Testresultat
M1 mot M2	Δu	F-test= (1,39)1,933
M1 mot M3	$U^{-2}, \Delta u$	F-test= (1,39)0,00665
M3* mot M3	$SOC(u_{t-1} - \bar{u})$	F-test= (1,39) 0,0003133

Nullhypotesene beholdes alle testene. Testverdien for M1 mot M2 noe høyere, som taler for betydningen av å ha med en lineær variabel for ledighet. Testen viser likevel at ekskludering av variabelen ikke påvirker modellen nok til at det er problem, så det vil være en gyldig restriksjon ifølge testen.

TABELL 4	M1	M2	M3
wsc_{t-1}	-0.209 (-4.258)	-0.229 (-4.531)	-0.247 (-4.611)
Δcpi	0.384 (2.736)	0.469 (3.313)	0.506 (3.289)
Δcpi_{t-1}	0.584 (3.924)	0.483 (3.252)	0.478 (3.014)
Δp	0.198 (3.038)	0.238 (3.624)	0.294 (4.524)
$\Delta prod$	0.185 (2.447)	0.235 (3.101)	0.252 (3.160)
Δnh	-0.0525 (-0.322)	-0.152 (-0.926)	-0.0868 (-0.504)
STOP	-0.0292 (-3.209)	-0.0342 (-3.714)	-0.0387 (-3.903)
SOC	0.00628 (1.533)	0.00724 (1.697)	0.00896 (2.015)
Δu	-0.0203 (-2.218)	-	-
U_{t-1}^2	0.0246 (3.527)	0.0192 (2.803)	-
u_{t-1}	-	-	-0.00969 (-1.599)
const	-0.0763 (-3.562)	-0.0849 (-3.850)	-0.0820 (-2.994)
σ	0.01269	0.0133	0.0141
ARCH – LM	1.671 (0.1961)	2.647 (0.1038)	1.443 (0.2296)
Normality	0.96355 (0.1252)	0.97561 (0.3849)	0.97678(0.4253)
BGodfrey	10.542(0.0051)	7.283(0.0262)	10.451(0.0054)
OV Ramsey reset	0.53(0.6613)	0.11(0.9532)	0.92(0.4411)
Breuch – Pagan	0.31(0.5751)	0.13(0.7186)	0.20(0.6572)

I analysen har tre forskjellige modeller blitt estimert for å undersøke om lønnsveksten påvirkes av regjeringstype, enten sosialdemokratisk eller borgerlig. Vår avhengige variabel er timelønn på endringsform $\Delta wage$, som vil være lønnsvekst, men på lang sikt antar vi en steady state/likevektsløsning hvor vekstvariabelen settes lik 0.

6.3 Resultatene

Vi tar utgangspunkt i ligning (4.1) fra kapittel 4 og bruker tre ulike modellspesifikasjoner for å estimere modell M1, M2 og M3.

Variabelen for lagget lønnsandel wsc_{t-1} har et negativt fortegn og er statistisk signifikant for alle tre modellene. Dette betyr at en økning i lønnsandelen i konkurranseutsatt sektor vil redusere lønnsveksten. Denne negative effekten tolkes som en feiljusteringsmekanisme. Ved avvik vil altså lønnsandelen bevege lønnsnivået tilbake til en langtidslikevekt. Estimaten på lønnsandelen ses på som justeringshastigheten tilbake til likevekt. Fra M1 er estimatet på lønnsandelen på -0.209 som vil si at justeringshastigheten tilbake til langtidsløsningen går ganske tregt.

Når lønnskostnadene er lavere enn både samlet produktpris og produktivitet, vil lønnsandelen være negativ, noe som fører til en positiv effekt på lønnsveksten. Med andre ord, når lønnskostnadene er lavere enn det som kan rettferdiggjøres av produktprisen og produktiviteten, så vil lønnsveksten øke. På den andre siden, når lønnskostnadene overstiger både samlet produktpris og produktivitet, vil lønnsandelen være positiv, og det vil ha en negativ effekt på lønnsveksten. Dette betyr at hvis lønnskostnadene er høyere enn det som kan rettferdiggjøres av både produktprisen og produktiviteten, vil lønnsveksten dempes. Feiljusteringsleddet i modellen bidrar dermed til å stabilisere lønnen ved å dempe lønnsveksten når det har vært en periode med høye lønnskostnader. Feiljusteringsleddet stabiliserer også lønnen ved å øke veksten når det har vært lave lønnskostnader sammenlignet med langtidslikevekten. Dette kan forklares logisk ved at en midlertidig økning i lønnskostnadene, uten en tilsvarende økning i produktprisen og/eller produktiviteten, bidrar til å jevne ut økningen i lønnskostnadene og opprettholde stabilitet i lønnsveksten.

For konsumprisen har begge variablene inkludert positivt fortegn og er signifikante på alle tre modellene. Den positive effekten av konsumprisen tolker vi som kompensasjonseffekten da høyere konsumpris fører til lavere kjøpekraft og dermed vil arbeiderne kreve at lønnsnivået økes. Vi legger merke til at verdien varier ganske mye i de forskjellige modellspesifikasjonene.

Effekten av normalarbeidstid er negativ på lønnsveksten i alle våre tre modeller.

Normalarbeidstiden har blitt redusert i perioden vi ser på så det er logisk at lavere arbeidstid fører til en kortsiktig reduksjon i lønnsveksten. Selv om effekten av normalarbeidstid er negativ så er ikke verdien i noen av modellene signifikant på noen av modellene.

Arbeidsledigheten har litt forskjellig fortegn avhengig av hvilken type ledighet vi bruker. I M1 er både ledighet på log-endringsform og kvadrert invers ledighet er inkludert, begge signifikante. Ledigheten på log- endringsform kan ses på som korttidseffekten og har en negativ effekt på lønnsveksten. Dette gir oss en fallende lønnskurve som sier oss at når arbeidsledigheten øker så vil lønnsveksten gå ned. Intuitivt er dette logisk da det blir mer konkurranse om jobbene. Den kvadrerte inverse ledigheten gir mer krumming på lønnskurven og er signifikant positiv i både M1 og M2.

Dummyvariabelen STOP for pris og lønnstopp har en signifikant negativ påvirkning på lønnsveksten i alle tre modellene. At denne variabelen er negativ er som forventet siden lønnstopp vil stoppe lønnen fra å øke.

Vårt hovedmål med denne oppgaven er jo som sagt å finne ut hvilken effekt en SD- regjering vil ha på lønnsveksten. I tidligere studier fra (Johansen & Strøm, 1997) og (Johansen, Mydland, & Strøm, 2007), har de kommet fram til at å bytte til SD- regjering fra en B- regjering har en signifikant negativ effekt på lønnsveksten. Da er det noe oppsiktsvekkende at vi i vårt tilfelle har en lav positiv verdi på SOC variabelen. Variabelen for regjeringstype viser at lønnsveksten vil øke med henholdsvis 0,628 %, 0,724% og 0,896% i de tre modellene ved et skifte til en SD- regjering. SOC er ikke signifikant for modell 1 men er signifikant på 10% for modell 2 og nesten 5% for modell 3 med p-verdi 0,051. Vi ser at økningen i lønnsvekst ved SD- regjering er veldig lav, og samtidig ikke veldig signifikant. Det er mulig at utvidelsen av tidsserien har ført til en endring i holdbarheten til funnene i de tidligere studiene på dette området. Med tanke de store forskjellene i resultater sammenlignet med

andre studier, mistenker vi at det har oppstått en strukturell endring i noen av de estimerte variablene. En mulig forklaring er at innføringen av inflasjonsmålstyring i 2001 har begrenset effekten av lønnsforhandlinger. Vi undersøker dette nærmere kapittel 6.5.

6.4 Langtidsløsning

Vi skal nå se hvordan vi kan finne en langtidseffekt med utgangspunkt i M1. Ved å bruke langtidsløsningen fra ligning (4.2) får vi følgende resultat i fra modell 1:

$$w - p - prod = 0.118U_{t-1}^{-2} - 0.14STOP + 0.03SOC \quad (6.6) \\ + const$$

Ligning (6.6) gir oss den langsiktige sammenhengen mellom lønnsnivå og ledighet. Fra ligningen ser vi at vi har en langsiktig positiv effekt på lønnsnivået av den kvadrert inverse ledigheten. Pris og lønnsstopp har en negativ langsiktig effekt på lønnsnivået, mens et skifte fra B- regjering til SD- regjering fører til en marginal økning. Vi finner en økning på 3% i langsiktig lønnsnivå ved å bytte til SD- regjering, noe som skiller seg fra tidligere studier. Finner også effekten fra variabelen fra modell M2 og M3 på henholdsvis 3,1% og 3,6%. I Johansen et al 1997 finner de en reduksjon på 2.3% og i Johansen et al. 2007, finner de en reduksjon på 3.3% i det langsiktige lønnsnivået. I (Mydland, 2004) estimeres den langsiktige negative nedgangen i lønnsnivå til 3.9%. Justeringshastigheten er høyest for modell M3 som tilsier at den langsiktige likevekten blir nådd raskere enn hos de andre modellene.

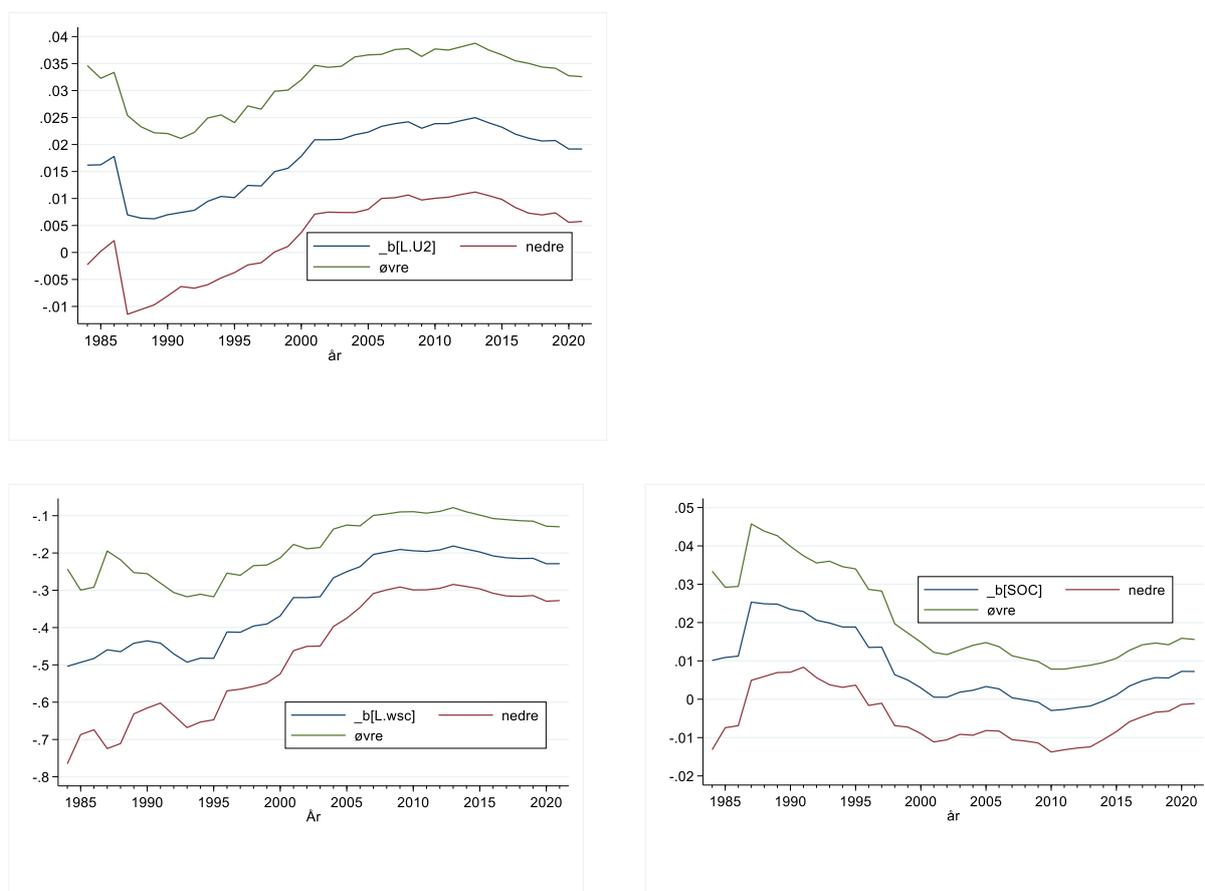
Et argument i favør av vårt resultat er at fagforeninger kan få insentiver til å kreve høyere lønninger dersom de vet at regjeringen vil bekjempe arbeidsledighet. Det vil si at politikken som blir ført fungerer mot sin hensikt når regjeringen vil øke sysselsettingen. Flere studier hevder at i land med sentraliserte lønnsforhandlinger så vil SD- regjeringer være mer opptatt av å føre sysselsettingspolitikk en B- regjeringer. Det vil bety at ved SD- regjering vil fagforeningene ha sterkere insentiver til å kreve høyere lønn. Dette hevdes av blant annet (Calmfors L. , 1982), (Gylfason & Lindbeck, 1984) og (Calmfors & Horn, 1986). Resultater med positiv effekt av SD- regjering er også påvist i studien til (Alogoskoufis & Apostolis, 1992) som estimerer Phillipskurver for Hellas der de estimerer en signifikant positiv effekt på lønnsveksten av SD- regjering.

6.5 Rekursiv estimering

I denne delen undersøker vi tidligere resultatets effekt gjennom en rekursiv estimasjon. Vi har gjort det for modell M2 og M3. Dette er med for å undersøke stabiliteten til noen av de estimerte koeffisientene. Vi vil også kunne undersøke om den påviste effekten SD-regjeringer har på lønnsvekst endrer seg når tidsserien forlenges. Basert på det vi har funnet så langt, tyder det på at modellene har blitt påvirket av å forlenge tidsserien sammenliknet med tidligere studier (Johansen, Mydland, & Strøm, 2007).

Regresjonen starter med tidsperioden 1970-1984. Det vil si de første regresjonene er kun for de første 15 observasjonene. For de neste regresjonene er det lagt til en og en observasjon. Denne prosessen repeteres for resten av tidsserien helt frem til 2021. Variablene som undersøkes er feiljusteringsleddet, ledighet på logaritmisk endringsform og invers kvadrert, i tillegg til dummyvariabelen for regjeringstype SOC. Figurene som lages består av en linje for de estimerte betaverdiene til variablene i tillegg til den negative og positive verdien av standardavviket multiplisert med 1,96. Dette gjøres for å skape et 95% konfidensintervall. Det mest ønskelige å se, er helt rette linjer med standardavviket nærmest mulig linjen for den estimerte betaen.

6.6 M2



Figur 6 grafisk framstilling ved rekursiv estimering av M2

Første bilde i Figur 6 representerer de estimerte betaene til den invers kvadrerte variabelen for ledighet. Den virker å ha en ustabil stigende trend frem til 2001 før den begynner å flate ut. Bredden på konfidensintervallet ser ut til å holde seg stabilt gjennom hele grafen.

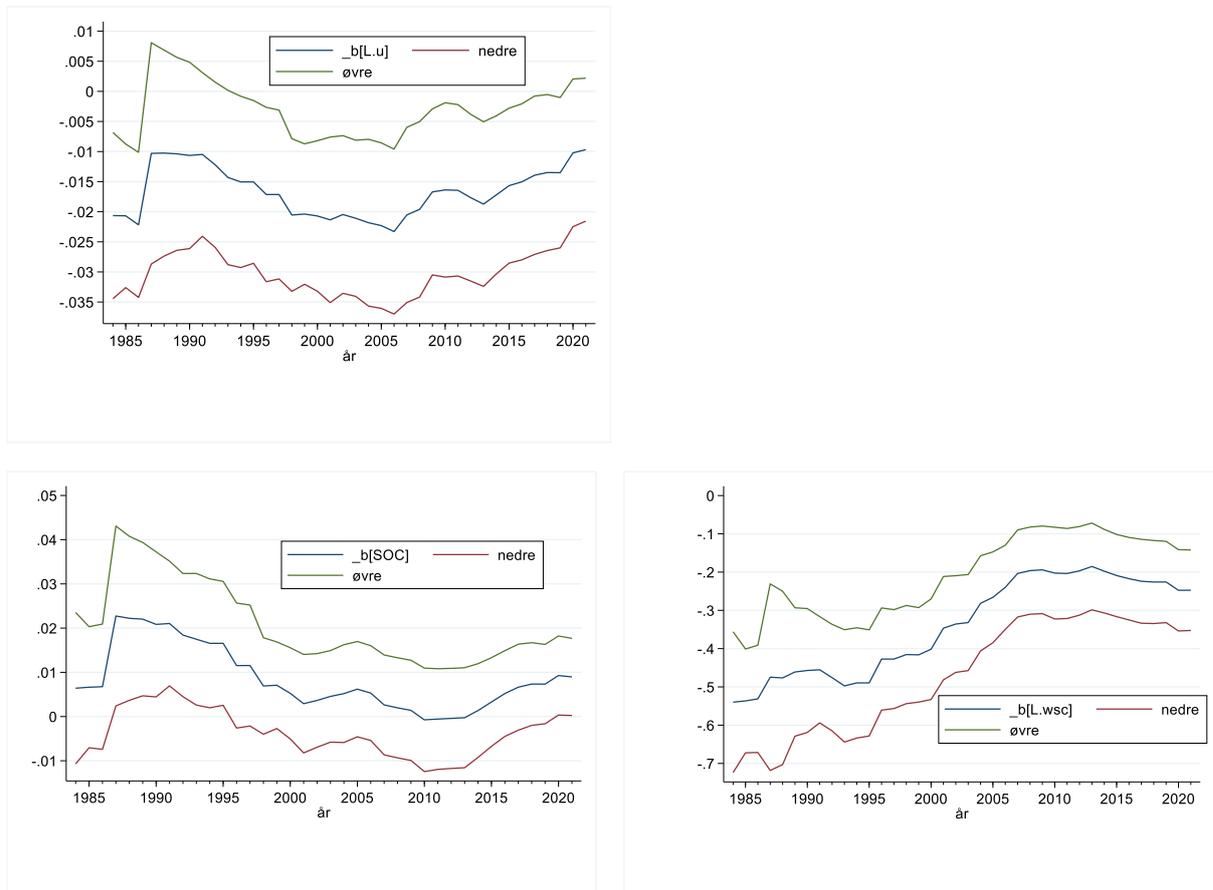
Standardavvikene virker stabile, men begge er langt unna den estimerte betaen gjennom hele grafen. Det forventes større variasjon og høyere standardavvik for de første estimerte betaene, på grunn av at antall observasjoner er lavere. Etter 2001 virker den å være horisontal, med noen små svingninger før den starter en synkende trend fra 2014 og utover.

Lønnsandelsleddet har en svak stabil vekst frem til rundt 2007 hvor den deretter begynner å flate ut. Fra 2014 og utover har lønnsandelsleddet en synkende kurve.

Effekten av å ha en SD- regjering virker å være positiv gjennom mesteparten av figuren med unntak av noen få år etter 2010 hvor verdien av betaen går under null. Grafen treffer null i

2001 og holder seg nærmere null etter dette tidspunktet enn før. Den har tegn til å være positiv fra starten og synker frem til den får en svak negativ verdi rett etter 2010, som opprettholdes frem til 2014. Deretter går den over til en stigende trend og oppnår positive verdier fra 2015 og ut. Det ser ut som effekten av SD- regjering blir sterkere etter 2015.

6.7 M3



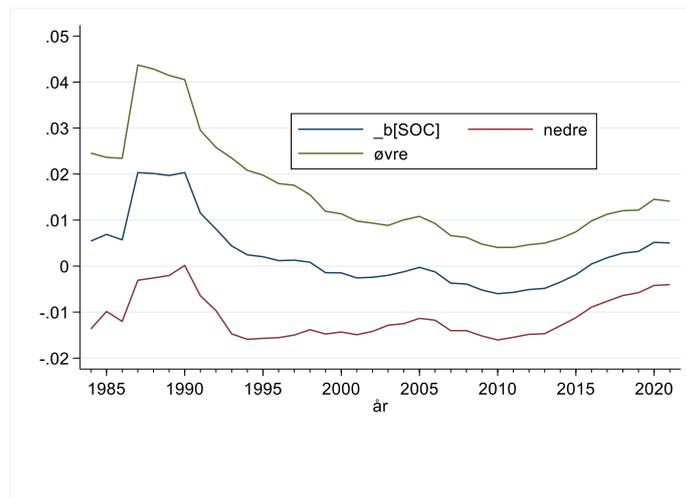
Figur 7 Grafisk framstilling ved rekursiv estimering av M3

Vi ser at grafene for lønnsandel og SOC er like som for modell M2. Forskjellene er ikke betydelige.

Verdien til betaen for lagget ledighet på logaritmeform har en lav negativ verdi gjennom hele grafen. Den er signifikant negativ fra 1997 frem til 2020 hvor den øvre grensen av konfidensintervall går over null. Forskjellene var forventet å være små siden modellene er like med unntak av ekskludering av logaritmen til arbeidsledighet på endringsform.

Vi kan se den nedre grensen til konfidensintervallet går innom en lang periode med negative verdier, men betaen holder seg positiv. Funnene fra studiene som er diskutert tidligere i

analysen vår finner en motsatt effekt av SD- regjering som fra vår analyse. Dette kan mulig komme av en feilspesifisering i modellen vår, eller effekter av strukturelle brudd som har oppstått ved forlengelse av datasettet. Inkluderer en ny rekursiv regresjon av modell M2 hvor produktivitetsveksten er utelatt.



Figur 8 Grafisk framstilling ved rekursiv regresjon av M2 uten produktivitetsvekst

Grafen ligner på de andre grafene for SOC, men verdien til variabelen er lavere, i tillegg har den en negativ verdi over en større tidsperiode. Dette er likevel en feilspesifisering av modellen siden produktivitetsvekst er en signifikant variabel i modellen. Effekten av utelatelsen av variabelen er betydelig på dummyvariabelen for regjeringstype, men den endrer seg fra å være signifikant til ikke- signifikant. Vi kan derfor ikke legge mye vekt på estimatene fra denne grafen.

På grunn av tidligere studier var det forventet å se en negativ verdi av den estimerte betaen for regjeringstypedummyen, spesielt for de tidligere årene. Resultatene fra den rekursive estimeringen viser lignende trender som funnet tidligere, men verdier vi oppnår er positive.

Grafene viser noen tegn til strukturelle brudd. At grafene for regjeringstype flater ut etter 2001 tyder på det skjedd en endring her. Det ble kommentert tidligere i analysen hvordan verdiene for inflasjon og lønnsvekst har stabilisert seg etter samme året. En mulig forklaring er at innføring av inflasjonsmålstyring har påvirket modellene. Fra dette mistenker vi at inflasjonsmålstyring har redusert effekt av estimatene, når tidsserien inkluderer observasjoner etter 2001.

Det oppstår en økning i effekten av regjeringstype når tidsserien går forbi 2014. Mellom 2014 og 2015 ble oljeprisen mer enn halvert og holdt seg relativt stabil rundt det nivået ut 2021. (U.S Energy Information Administration, 2023). Med tanke på hvor stor andel petroleumsnæringen utgjør av Norges verdiskapning, er det ikke usannsynlig at det kan ha gitt utslag på lønnsvekst.

En påvisning av et strukturelt brudd vil ikke være med å forklare hvorfor våre resultater er motstridende fra tidligere forskning på dette området. En påvisning av dette kan likevel bidra til å forklare skillet i den rekursive estimeringen mellom estimatene som har færre observasjoner mot de med flere. Fra grafene har vi observert flere sjokk i økonomien som følge av blant annet finanskriser og oljeprisendringer, men vi mener endringen som skjer i 2001 er den som er mest synlig.

Vi inkluderer derfor en test for å undersøke om det oppstår et strukturelt brudd i 2001. Den ble gjennomført gjennom å lage en dummyvariabel som er lik 1 for hver observasjon etter år 2000. Denne variabelen blir multiplisert med hver av de uavhengige variablene. Alle variablene inkluderes i testligningen, samt dummyen for bruddet og de uavhengige variablene multiplisert med dummyen for bruddet. Deretter benyttes en F-test hvor nullhypotesen er at det ikke er et strukturelt brudd. Det oppsto multikollinearitet i testregresjonen som gjorde testen ugyldig. For at testen kunne gjennomføres, måtte variablene STOP Δnh holdes utenfor. Testverdiene med tilhørende p-verdi er i parentes.

Nullhypotesen beholdes for alle modellene, men ved lav margin for M1 og M3. P-verdiene er rett over 10% signifikansnivå med 0,12 og 0,11 for M1 og M3. Dette tyder på at inflasjonsmålstyring kan ha påvirket estimatene våre i form av lavere verdier for årene etter 2001. Siden vår analyse går over lengre tid enn andre analyser, i tillegg til at trenden fra 2001 har sett ut til holde seg stabil, vil våre estimater ha blitt mer påvirket av trenden enn andre analyser over kortere tid. Vi velger å ikke vektlegge dette mye siden nullhypotesen beholdes for alle modellene.

Tabell 5 Test for strukturelt brudd

Test for strukturelt brudd i 2001	
Modell	Resultater
M1	F-test (8,34) =1.73 (0.1271)
M2	F-test (7,35) =1.43 (0.2265)
M3	F-test (7,35) = 1.82 (0.1137)

6.8 Videre utvidelser

Inkluderer M3* med et interaksjonsledd for regjeringstype vist i Tabell 6. Variabelen er dummy for regjeringstype multiplisert ledighetens avvik fra gjennomsnittet. Hensikten med å inkludere denne variabelen er å undersøke hvordan lønnsresponsen på arbeidsmarkedsforhold påvirkes av regjeringstype. Vi ser fra Tabell 6 at interaksjonsleddet gir en negativ effekt, men at denne effekten ikke er signifikant ulik null. I Johansen et al. 2007, estimerer de også en negativ effekt av interaksjonsleddet, som i deres tilfelle er høyt signifikant. De konkluderer med at effekten av log arbeidsledighet har dobbelt så stor betydning under en SD- regjering, enn når det er B- regjering. Vi kan ikke ha samme konklusjon med vår forlengede tidsserie da vårt interaksjonsledd ikke er signifikant. Det vil si at regjeringstype ikke har noen effekt på lønnsresponsen av arbeidsledighet. Estimaten til de andre variablene ser ut til være lite påvirket. Variabelen for regjeringstype har endret seg til å være signifikant på et 5% signifikansnivå.

TABELL 6	M3*
wsc_{t-1}	-0.237 (-4.231)
Δcpi	0.484 (3.064)
Δcpi_{t-1}	0.478 (2.994)
Δp	0.298 (4.542)
$\Delta prod$	0.249 (3.085)
Δnh	-0.0776 (-0.446)
STOP	-0.0402 (-3.939)
SOC	0.00997 (2.120)
u_{t-1}	-0.00389 (-0.377)
$SOC(u_{t-1} - \bar{u})$	-0.00780 (-0.699)
const	-0.0834 (-3.018)
σ	0.01371
ARCH – LM	2.706 (0.0999)
Normality	0.97128 (0.26064)
Breusch – Godfrey	10.131 (0.0063)
OV Ramsey reset	0.80 (0.4998)
Breuch – Pagan	0.10 (0.7566)

I (Detken & Gärtner, 1993) som estimerer Phillips- kurver for Tyskland, finner de bevis for at effekten av regjeringstype påvirkes av om det er valgår eller ikke. Hypotesen er at velgerstemmene vil påvirkes ut ifra den nåværende makroøkonomiske perioden de er inne i. Vi tester dette med å gjennomføre to nye regresjoner. Én hvor vi inkluderer en dummy for valgår, og én hvor vi hvor vi bruker ett interaksjonsledd mellom valgår og SOC. Estimeringene A1 og A2 finnes i appendix, og ingen av de tilsier at valgår har en signifikant effekt. Dette samstemmer med testene på valgår gjort i Johansen & Strøm (1997).

Det kunne vært interessant og videreført denne studien til å inkludere regjeringsstyrke med tanke på flertall/mindretalls regjering for å se om det har en påvirkningskraft på lønnsdannelsen. Det kunne også vært interessant og inkludert en variabel som tar hensyn til hvor mange mandater SD- regjering har på stortinget, og om det påvirker lønnsveksten.

En nærmere undersøkelse av pengepolitikkenes effekt på lønnsvekst kunne blitt en videreføring av denne analysen. Det er ikke unaturlig å forvente at regjeringens makt i lønnsforhandlinger blir påvirket av inflasjon med tanke på hvor mye lønnsvekst påvirkes av inflasjon.

7 Konklusjon

I denne studien har vi undersøkt om regjeringstype påvirker nivået på lønnsveksten. Det er gjennomført gjennom en empirisk analyse av lønnsutviklingen for konkurranseutsatt sektor med årlige observasjoner i perioden 1970 til 2021. Analysen er basert på tidligere studier fra Johansen & Strøm (1997) og Johansen mfl. (2007), og har hatt som mål å analysere hvordan lønnsnivået påvirkes av skiftet fra B- regjering til SD- regjering. En del av studien vår har også vært om konklusjonene fra disse studiene fortsatt holder.

Teoriene i kapittel 2 og 3 inkluderes for å skape et grunnlag for den økonometriske analysen. Vi inkluderer den teoretiske styringsrettmodellen som er et spill mellom fagforeningen og arbeidsgiverorganisasjonen. Denne forhandlingsmodellen viser hvordan lønn og andre variabler settes. Vi lager en statisk lønnsrelasjon for å beskrive de teoretiske egenskapene til variablene og hvordan de påvirker lønnsveksten.

Vår empiriske analyse fant en svakt positiv signifikant effekt for SD- regjering på lønnsveksten. Holdbarheten i dette er likevel ikke sterk med tanke på hvor lite signifikant variabelen for regjeringstype er i modellene, og utfordringer med autokorrelasjon. Vi påstår at effekten av sosialdemokratisk regjering på lønnsvekst har endret seg, men endringen er nødvendigvis ikke så stor som våre resultater skulle tilsi.

Den langsiktige effekten av å ha en SD-regjering på lønnsveksten er på 3%, 3,1% og 3,6% for modellene M1, M2 og M3.

For å undersøke holdbarheten til resultatene, gjennomfører vi en rekursiv estimering. Den rekursive estimeringen ga oss sterkere positive effekter av regjeringstype for tidsserier som var kortere den tidsserien benyttet i hovedmodellene våre, M1 til M3. for Vi fant svake tegn på et strukturelt brudd i 2001 som kan bidra til reduserte verdier for regresjoner med observasjoner som går forbi 2001. Innføringen av inflasjonsmålsstyring virket å ha en betydelig effekt på tidsserien når den gikk forbi 2001. Vi fant ingen holdbarhet i hypotesen om strukturelt brudd i 2001 når vi testet for dette.

Vi undersøkte om ulike funksjonsformer av ledighet påvirket resultatene. De ulike funksjonsformene ga ikke store forskjeller i resultatene. Beholdte hypotesen om riktig funksjonsform fra Ramsey- testene for alle modellene. Modell M3 var der variabelen SOC

hadde størst effekt og var mest signifikant, der vi inkluderte forsinket ledighet som eneste ledighetsvariabel. Forskjellene i modellene som oppsto ved å benytte ulike funksjonsformer av ledighet gir tegn på den betydningen av denne variabelen.

Til slutt testet vi også om regjeringstypes effekt på lønnen ville påvirkes av arbeidsmarkedsforhold og valgår, men ingen av disse hadde en effekt som var signifikant.

Referanser

- Alogoskoufis, G., & Apostolis, P. (1992). Inflationary expectations, political parties and the exchange rate regime: Greece 1958-1989. *Eur J Polit Econ* 8, ss. 475-499.
- Alvarez, M., Garret, G., & Lange, P. (1991). Government Partisanship, Labor Organization, and Macroeconomic Performance. *American Political Science Review*, ss. 539-556.
- Aukrust, O. (1977). Inflation in the Open Economy: A Norwegian Model. *Artikler fra Statistisk Sentralbyrå* 96, ss. 107-167.
- Brooks, C. (2008). *Introductory Econometrics for Finance*. Cambridge University Press.
- Calmfors, L. (1982). Employment Policies, Wage Formation and Trade Union Behaviour in a Small Open Economy. *Scandinavian Journal of Economics*, ss. 45-73.
- Calmfors, L. C., & Driffill, J. (1988). Bargaining Structure, Corporatism and Macroeconomic Performance. *Economic Policy*, ss. 13-61.
- Calmfors, L., & Horn, H. (1986). Employment Policies and Centralized Wage-Setting. *Economica*, ss. 281-302.
- Detken, C., & Gärtner, M. (1992). Governments, trade unions and the macroeconomy: An expository analysis of the political business cycle. *Public Choice* 73, ss. 37-53.
- Detken, C., & Gärtner, M. (1993). Are German unions rocking the economy? A reappraisal of the supply-side political business cycle. *Applied Econometrics*, 25, ss. 1345-1353.
- Enders, W. (2015). Applied econometric time series. I W. Enders, *Applied econometric time series* (s. 498).
- Engle, R., & Granger, C. (1987, Mars). Co-Integration and Error Correction: Representation, Estimation, and Testing. *Econometrica*, ss. 251-276.
- Gimming, K. (2023, Februar). *Statistisk sentralbyrå*. Hentet fra SSB: <https://www.ssb.no/statbank/table/09174/>
- Gylfason, T., & Lindbeck, A. (1984, Mai). Union Rivalry and Wages: An Oligopolistic Approach. *Economica*, ss. 129-139.
- Johansen, K. (1995). Norwegian wage curves. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, ss. 229-247.
- Johansen, K. (2000). Labour Economics - Makroeconomic Issues. (*Forelesningsnotat, ISØ, NTNU*).
- Johansen, K., & Strøm, B. (1997). Wages, Prices and Politics: Evidence from Norway. *Oxford bulletin of economics and statistics*, ss. 511-522.
- Johansen, K., Mydland, Ø., & Strøm, B. (2007, Juli 27). Politics in wage setting: does government colour matter? *Economics of Governance*, ss. 95-109.

Lange, P., & Garrett, G. (1985). The Politics of Growth: Strategic Interaction and Economic Performance in the Advanced Industrial Democracies, 1974-1980. *The Journal of Politics*, ss. 792-827.

Mydland, Ø. (2004). *Lønnsdanning og regjeringstype: en empirisk analyse av norsk konkurranseutsatt sektor, Hovedfagsoppgave*. Trondheim: Norges teknisk-naturvitenskapelige universitet.

NAV. (2023, Februar). *nav.no*. Hentet fra <https://www.nav.no/no/nav-og-samfunn/statistikk/arbeidssokere-og-stillinger-statistikk/helt-ledige>

Nordahl, K. (1945). Fagorganisasjonen og lønnspolitikken. *Arbeidernes opplysningsforbund*.

Rødseth, A., & Holden, S. (1990). Wage formation in Norway. *Wage formation and macroeconomic politics in the Nordic Countries*, s. 238.

Statistisk sentralbyrå. (2023, Februar). Hentet fra SSB: <https://www.ssb.no/statbank/table/08184/>

Todsens Steinar, S. I. (2023, Februar). *Statistisk sentralbyrå*. Hentet fra SSB: <https://www.ssb.no/statbank/table/09170/>

U.S Energy Information Administration. (2023, Mai 17). Hentet fra [eia.gov](https://www.eia.gov/dnav/pet/hist/rbrteD.htm): <https://www.eia.gov/dnav/pet/hist/rbrteD.htm>

Wooldridge, J. (2016). *Introductory Econometrics - A Modern Approach*. South-Western College Publishing.

Wooldridge, J. (2009). *Introductory economics*. Thomson southwestern, Ohio.

8 Appendix

TABELL 7	A1	A2
wsc_{t-1}	-0.248*** (-4.563)	-0.246*** (-4.537)
Δcpi	0.512*** (3.243)	0.511*** (3.292)
Δcpi_{t-1}	0.475*** (2.949)	0.478*** (2.988)
Δp	0.291*** (4.397)	0.284*** (4.222)
$\Delta prod$	0.254*** (3.131)	0.250*** (3.098)
Δnh	-0.0919 (-0.523)	-0.101 (-0.575)
STOP	-0.0383*** (-3.784)	-0.0380*** (-3.781)
SOC	0.00897* (1.992)	0.00992** (2.085)
u_{t-1}	-0.00953 (-1.546)	-0.00953 (-1.559)
VALGÅR	-0.00113 (-0.237)	
SOCXVALGÅR		-0.00369 (-0.602)
CONSTANT	-0.0822 (-2.965)	-0.0813 (-2.943)
σ	.01427	.01422
ARCH – LM	1.521(0.2175)	1.405 (0.2360)
Normality	0.97557 (0.38349)	0.97503(0.36578)
Breusch – Godfrey	10.647(0.0049)	10.767(0.0046)
OV Ramsey reset	0.93(0.4362)	1.15 (0.3410)
Breuch – Pagan	0.17(0.6818)	0.05 (0.8248)

