

Forord:

Jeg ønsker i denne oppgaven å rette en stor takk til veileder, Kåre Johansen for raske svar og gode innspill underveis. Jeg vil takke min søster Beate for hjelp med korrekturlesing og layout. Retter en takk til Ingrid Bruusgaard for hjelpen med korrekturlesning og til å gi meg inspirasjon underveis. Til slutt vil jeg takke mamma for støtte, tro og oppmuntring gjennom hele masteren på NTNU.

Innholdsfortegnelse

1. Innledning.....	1
2. Tidligere studier	3
2.1 Tidsseriedata.....	3
2.2 Regionundersøkelser	4
2.3 Studier fra Sverige.....	4
3. Teori	5
3.1 Styringsrettsmodellen	5
3.1.1 Bedriftens beslutning av arbeidskraft.....	5
3.1.2 Fagforeningens objektfunksjon	6
3.1.3 Alternativnytt.....	7
3.1.4 Forhandlingsløsning	8
4. Datamateriale.....	13
4.1 Avhengig variabel	13
4.2 Forklaringsvariabler	14
4.3 Stasjonaritet og Dickey-Fuller test	21
4.3.1 Resultater av Dickey-Fuller test	23
5. Empirisk spesifisering	25
5.1 Feiljusteringsmodellen	25
6. Resultater.....	29
6.1 Test av modell	29
6.2 Resultat av modell 1	31
6.2.1 Kortsiktige effekter.....	32
6.2.2. Den langsiktige likevekten	34
6.3 Alternativ spesifisering for ledighet	35
6.3.1 Modell 2	36
6.3.2 Modell 3	37
6.3.3 Sammenligning med tidligere studier.....	39
6.4 Alternativ spesifisering for finans og forsikring	42
6.4.1 Inkludering av finansdummy.....	45
7. Oppsummering og konklusjon	47
7.1 Videre studier	48
Referanser.....	i
Appendiks.....	iii

Tabeller

Tabell 1: Deskriptiv statistikk for alle sektorene.....	15
Tabell 2: Deskriptiv statistikk for arbeidsmarkedsvariablene	19
Tabell 3: Korrelasjonsmatrise for arbeidsmarkedsvariablene	20
Tabell 4: Resultater av Dickey-Fuller test.....	23
Tabell 5: Resultater av forenklet modell	32
Tabell 6: Resultater av alternativ spesifisering for ledighet	35
Tabell 7: Alternativ spesifiseringer for ledighetsvariablene i finans og forsikring	43
Tabell 8: Inkludering av finansdummy	46
Tabell 9: Generell modell 1	iii
Tabell 10: Generell modell for nytt feiljusteringsledd	iv

Figurer

Figur 1: Pris - og Lønnsettingskurven	11
Figur 2: Lønnsveksten mellom industri, finans og bygg og anlegg	13
Figur 3: Prisveksten i de ulike sektorene og konsumprisen	16
Figur 4: Utvikling i lønnsandelen.....	17
Figur 5: Sysselsatte i finans og forsikring	17
Figur 6: Produktivitetsendring i de utvalgte næringene	18
Figur 7: Utviklingen i ledighet og arbeidsmarkedstiltak	20

1. Innledning

I denne oppgaven vil jeg se på hvordan ledighet og tiltak påvirker lønn på kort og lang sikt. Oppgaven er i tillegg motivert av å kunne avdekke forskjeller mellom utvalgte næringer, og spesielt på hvordan økt satsning på arbeidsmarkedstiltak og arbeidsledighet vil påvirke de forskjellige næringene. For å studere hvilken effekt arbeidsledighet og arbeidsmarkedstiltak har på lønninger, er det tatt utgangspunkt i tre ulike sektorer i Norge: Industri, bygg og anlegg og finans og forsikring. For å estimere dette har jeg tatt i bruk tidsseriedata som strekker seg fra 1970 til 2015.

En av de utvalgte sektorene er industri som er lønnsledende i norsk økonomi (Bjørnstad og Nymoene, 2007). Næringen har blitt brukt ved flere tidligere studier av ledighet i norsk økonomi, blant annet Johansen (1995) og Nymoene (1989). I tillegg til industri har jeg valgt ut sektoren bygg og anlegg som forventes å følge industrilønningene. Det tredje perspektivet som undersøkes er finans og forsikring. Av nyere undersøkelser av lønnskurven har vi Lien (2016) som bruker tall fra 1970 til 2014, han tar kun for seg lønningene som helhet i fastlands Norge. Årsaken til at jeg har valgt å se på disse tre sektorene, er fordi det er gjort få nye undersøkelser som sammenligner hvordan arbeidsmarkedstiltak påvirker forskjellige næringer.

Et middel som staten kan ta i bruk for å øke kvalifikasjonene til de arbeidsledige er å gi flere muligheten til å komme på arbeidsmarkedstiltak. Ved det reviderte nasjonalbudsjett 2017 brukes den økte satsningen på arbeidsmarkedstiltak som et middel for å fremme muligheten til den enkelte til å komme inn i arbeidslivet. I tillegg til det foreslår regjeringen å øke antall tiltaksplasser med 500 (Regjeringen, 2017). Denne oppgaven skal ta for seg hvilken effekt en slik økning i tiltak vil ha på lønningene til lønnstakeren.

Teoretisk sett har arbeidsmarkedstiltak to ulike effekter for hvordan de påvirker lønningene, enten kan lønningene øke eller så kan de falle. De to effektene omtales som «velferdseffekten» og «jobbkonkurransoeffekten». Dersom økt satsning på arbeidsmarkedstiltak fører til lavere lønninger konkluderer en med at «jobbkonkurransoeffekten» dominerer, fordi konkurransen om nye jobber har økt med flere kvalifiserte søkere. Hvis økt satsning på arbeidsmarkedstiltak fører til økte lønninger, konkluderer en derimot at «velferdseffekten» dominerer på bakgrunn av at arbeidsledighet da

1. Innledning

vil anses som mer attraktivt (Johansen, 2000)¹. Hvilken effekt som er dominant er empirisk usikkert, og vil bli belyst i kapittel 2.

I kapittel 3 vil grunnlaget for den empiriske modellen for lønnsforhandling mellom fagforening og bedrift presenteres. I de empiriske undersøkelsene vil jeg først bruke en feiljusteringsmodell som er identisk for alle sektorene. Modellen vil inneholde variabler som nødvendigvis ikke har signifikante effekter for alle sektorene, men brukes som et rammeverk for å se på en lik modell for alle næringene. Etter dette vil den empiriske analysen deles i to deler, hvorav den første delen vil undersøke industri og bygg og anlegg, den andre delen vil utforske finans og forsikring. I de ulike delene vil jeg bruke alternative spesifikasjoner av modell 1 for å se på ulike sammensetninger av arbeidsmarkedsvariabler. Modellen vil bli estimert ved bruk av minste kvadraters metode.

I kapittel 2 blir det presentert funn fra tidligere empiriske undersøkelser, med vekt på hvordan arbeidsmarkedstiltak påvirker lønninger. I neste kapittel skal jeg utlede den teoretiske modellen for oppgaven, som danner det videre grunnlaget for den empiriske spesifikasjonen. Datamaterialet blir presentert i kapittel 4, der undersøker jeg egenskapene til variablene som utforskes i den empiriske analysen. Den empiriske spesifikasjonen for modell 1 presenteres i kapittel 5, samt et lite sammendrag av de alternative spesifikasjonene i oppgaven. Kapittel 6 vil inneholde resultater og sammenligninger av tidligere studier, som bunner ut i en oppsummering og konklusjon tilslutt i kapittel 7.

¹ For mer om «velferdseffekten» og «jobbkonkurransseffekten» se teorikapittel 3

2. Tidligere studier

I dette kapittelet vil jeg presentere tidligere studier gjort i det nordiske arbeidsmarkedet. Den senere empiriske spesifikasjonen vil basere seg på blant annet tidligere studier.

2.1 Tidsseriedata

Nymoen og Rødseth (2003) brukte tidsseriedata fra 1964-1994 for å sammenligne arbeidsmarkedet i de nordiske landene. De fant ut at arbeidsmarkedstiltak virker lønnsdrivende i alle land utenom Norge, der kortidseffektene av arbeidsmarkedstiltak virket å redusere lønn. Nivåeffekten av total ledighet fant de klart signifikant og negativ. Langtidseffektene viste seg å være negativ og signifikante for alle land, utenom Danmark.

Johansen (1995) brukte tidsseriedata fra industrien der han blant annet undersøkte om økt langtidsledige gitt totalt ledige har en positiv påvirkning på lønningene. Han fant ut at arbeidsmarkedspolitikken for å redusere langtidsledige ikke vil påvirke lønningene, slik det vil for kortidsledige. Perioden som ble undersøkt gikk fra 1972-1990 og den ble testet på nytt i 2015. Mange av undersøkelsene tar for seg tidsserier som sluttet på 1990 tallet. Johansen (2015) ser på lønnskurver 20 år etter studiet han gjorde på 90-tallet. Det er fremdeles tidsserier, og tidsperioden er fra 1972 til 2014. Funnene støtter at ledigheten reduserer lønningene signifikant, og at langtidsledige fortsatt bidrar mer enn de som er kortidsledige til å dempe lønningene.

Av andre nyere studier som bruker tidsserier helt frem til 2014, har vi Lien (2016), han ser på effekten av arbeidsmarkedstiltak i det norske arbeidsmarkedet, og bruker data for Fastlands-Norge. Han hadde styringsmodellen som rammeverk for de empiriske analysene. For total og åpen ledighet fant han negativ signifikant effekt på lønn. Han konkluderte med at «jobbkonkurrans-effekten» var mest dominerende. På lang sikt virket ikke tiltak å ha særlige signifikante effekter.

2.2 Regionundersøkelser

I det norske arbeidsmarkedet brukte Raaum og Wulfsberg (1998) paneldataundersøkelser for regioner der de undersøkte en periode fra 1984-1991. De kom frem til at «jobbkonkurransoeffekten» dominerte, og dette ga redusert lønn av arbeidsmarkedstiltak. Dette fant de både på lang og kort sikt. Johansen (2002) brukte tall fra 1970 til 1992, disse indikerte det samme, nemlig at arbeidsmarkedstiltak virket dempende på lønn, og at denne effekten var større når ledigheten var stor.

2.3 Studier fra Sverige

Av tidlige studier fra det nordiske markedet finner vi de svenske undersøkelsene Calmfors og Forslund (1991) der estimeringsperioden gikk fra 1960 til 1986, og Edin, Holmlund og Östros, (1994) som undersøke en tidsperiode fra 1977 til 1987. Gjennom undersøkelsene av det svenske jobbmarkedet fant Calmfors og Forslund (1991) at arbeidsmarkedstiltak har en sterk lønnsdrivende effekt. Dette begrunnes med at det å være på arbeidsmarkedstiltak er mer attraktiv enn det å være åpent ledig. Denne effekten vil blitt sett på som «velferdseffekten» i denne oppgaven, og fører til å økning i lønninger og antall ledige.

Et motstridene funn i Sverige ble oppdaget av Edin, Holmlund og Östros, (1994), de fant at arbeidsmarkedstiltak kan medføre til mindre press i lønnsforhandlingene, og med det senke arbeidsledigheten. Dette vil jeg omtale som «jobbkonkurransoeffekten». Dette blir undersøkt i oppgaven ved bruk av teoretiske rammeverk som inkluderer alternativnyten. I lønnsforhandlingene vil forhandlingslønnen være en funksjon av alternativnyten til fagforeningen.

3. Teori

I dette kapitlet vil jeg presentere den teoretiske modellen som legger grunnlag for den empiriske analysen senere i oppgaven. Modellen som tas i bruk heter styringsrettsmodellen og fokuset vil være å undersøke effekten av ledighet og arbeidsmarkedstiltak. Denne er brukt i flere av de tidligere studiene som ble presentert i kapittel 2, der i blant er Raaum og Wulfsberg (1998) og Nymoen og Rødseth (2003).

3.1 Styringsrettsmodellen

I styringsrettsmodellen forhandler fagforeningen og en, eller flere bedrifter om hvilken lønn de ansatte i bedriften skal ha, gjennom sentrale forhandlinger. Fagforeningen må ta hensyn til at de kun kan påvirke en variabel som er sysselsettingen, men at størrelsen på sysselsettingen slår ut i lønningene. Etter lønna er forhandlet frem, vil bedriften sette sysselsettingen. I denne oppgaven er det brukt Johansen (2000) sin modell for å presentere styringsrettsmodellen.

Antakelser for modellen er at vi ser på en liten lukket økonomi, der det er identiske bedrifter og full informasjon. Noe som innebærer at partene kjenner til hverandres preferanser og bruddpunkt.

3.1.1 Bedriftens beslutning av arbeidskraft

Etter reallønningene per arbeider, w , er forhandlet frem, vil bedriften sette sysselsettingen, N . Bedriften er profittmaksimerende og tar profittfunksjonen til hensyn når den gjør sin beslutning. Definerer $R(N)$ som realverdien på bedriftens inntekt som funksjon av sysselsetting. Profitten er da gitt som:

$$(3.1) \quad \pi = R(N) - wN \quad \text{der} \quad R_N > 0$$

hvilket gir oss realprofitten, der verdiene på $R(N)$ og w er realverdier for inntekt og lønn.

Maksimeringsproblemet til bedriften løses ved å ta førsteordensbetingelsen av profitten med hensyn på sysselsettingen, gitt lønn.

$$(3.2) \quad R_N - w = 0 \quad \text{der} \quad R_N = w, \quad R_{NN} < 0$$

Relasjon (3.2) viser etterspørselskurven etter arbeidskraft, der endring i sysselsetting slår fullt ut i lønningene. Økt lønn vil gi lavere sysselsetting.

Etterspørselskurven kan da skrives som:

$$(3.3) \quad N = N(w) \quad \text{der} \quad N_w < 0$$

En kan nå se på hvordan profitten til bedriften blir påvirket av økt lønn. Differensierer ligning (3.1) med hensyn på lønn, der vi tar hensyn til relasjon (3.3) at sysselsetting er en funksjon av lønn.

$$(3.4) \quad \frac{\partial \pi}{\partial w} = R'(N) \frac{\partial N}{\partial w} - w \frac{\partial N}{\partial w} - N = -N$$

Relasjon (3.4) viser at økning i lønningene med en, vil gi reduksjon tilsvarende N .

3.1.2 Fagforeningens objektfunksjon

I forhandlingene antar vi at fagforeningen vil oppføre seg som en rasjonell agent med veldefinerte preferanser. Objektfunksjonen til fagforeningen er gitt som:

$$(3.5) \quad V = V(w, N, Z) \quad \text{der} \quad V_w > 0, \quad V_N > 0$$

Nytten til fagforeningen er definert som en funksjon av lønn, w , sysselsetting blant medlemmene i fagforeningen, N , og en vektor Z som er definert som andre variabler som påvirker fagforeningens preferanser som arbeidstid og arbeidsforhold. Gitt at alt annet er uendret vil økt lønn eller sysselsetting føre til økt nytte for medlemmene i fagforeningen.

Antar at fagforeningen har utilitaristiske preferanser. Det betyr at fagforeningen har som mål å oppnå høyest mulig nytte for alle sine medlemmer, M . Nytten for en arbeider i jobb etter forhandlingene definerer vi som $v(w)$. De som ikke er i jobb, $(M - N)$, får alternativnyttens v^0 . Deretter antar vi at nytten av å være i arbeid er større enn å stå utenfor, $v(w) > v^0$ og kan nå skrive den utilitaristiske preferansen som:

$$(3.6) \quad V = \begin{cases} Nv(w) + (M - N)v^0 & \text{når } N < M \\ Mv(w) & \text{når } N \geq M \end{cases}$$

Antar at vi ikke har fullstendig sysselsetting i økonomien slik at $N < M$ vil gjelde.

Alternativet ville vært at alle i fagforeningen ville vært ansatt og oppnådd nytten, $v(w)$. Med antakelsen $N < M$ vil nytten være lik:

$$(3.7) \quad V = N(w)v(w) + (M - N(w))v^0$$

Fagforeningen vil ta etterspørselen etter arbeidskraft som gitt. Nytten er en vektet sum mellom medlemmer som er i jobb og de som står utenfor. Vi kan nå se på hvilken effekt økt lønn har totalt for fagforeningen, ved å differensiere (3.7) med hensyn på lønn.

$$(3.8) \quad \frac{\partial v(w)}{\partial w} = N(w)v_w + N_w v(w) - N_w v^0 = N(w)v_w + N_w(v(w) - v^0) = 0$$

Har to effekter av økt lønn. Første leddet er den positive marginalgevinsten av økt lønn, mens det andre leddet gir det negativ marginaltapet som følge av redusert sysselsetting.

3.1.3 Alternativnytten

I denne oppgaven skal vi se på alternativnytten som en effekt av andel åpen ledighet, u , og arbeidsmarkedstiltak, r . De defineres av total arbeidsstyrke i økonomien, L , antall åpent ledige, U , og antall personer på tiltak, R . Andelen som er åpent ledig vil være definert av $\frac{U}{L} = u$, og andelen på tiltak er gitt av $\frac{R}{L} = r$. Totalt ledige i økonomien vil være åpent ledige pluss tiltaksraten, slik at total ledighetsrate er lik $u + r$. Andelen på tiltaksprogram vil da være $\frac{r}{u+r}$. Det tredje utfallet arbeiderne kan ende i etter å ha mistet jobben, er å gå ut i en alternativ jobb. Her vil de motta lønna w_a .

Antar at nytten av alternativ jobb, $v(w_a)$, er større enn det å være på arbeidsmarkedstiltak, $v(A)$, slik at, $v(w_a) > v(A)$. Videre antakelser er at det er mer gunstig å være på arbeidsmarkedstiltak, og oppnå nytten, $v(A)$, enn det å være åpent ledig, u , og motta nytten, $v(B)$. Antakelsen bygger på at det å være på tiltak øker sannsynligheten for å havne i arbeid og videre ha mulighet til å oppnå høyere lønn. Dette gir da $v(w_a) > v(A) > v(B)$.

Alternativnytten kan presenteres som en sum av de ulike sannsynligheter for de respektive utfallene.

$$(3.9) \quad v^0 = \Upsilon\left(u + r, \frac{r}{u+r}\right)v(w_a) + \Gamma\left(\frac{r}{u+r}\right)v(A) + \left(1 - \Upsilon\left(u + r, \frac{r}{u+r}\right) - \Gamma\left(\frac{r}{u+r}\right)\right)v(B)$$

Dersom en mister jobben, vil sannsynligheten for å finn en alternativjobb være:

$$(3.10) \quad \Upsilon\left(u + r, \frac{r}{u+r}\right) \quad \text{der} \quad \Upsilon_1 < 0, \quad \Upsilon_2 < 0$$

$\Upsilon_1 < 0$ viser til at økt total ledighet vil føre til økt konkurranse for eksisterende jobber. Dette vil gi en lavere sannsynlighet for å finne ny jobb. Det andre leddet, $\Upsilon_2 < 0$, beror på at når en

større andel av de ledige går på arbeidsmarkedstiltak, vil vi få økt konkurranse om eksisterende jobber, som følge av flere søkere. Arbeidsledige som går på tiltak vil kunne oppnå større kvalifikasjoner og få økt motivasjon gjennom å være på tiltak. Sannsynligheten for å havne på tiltak etter å ha mistet jobben er gitt av:

$$(3.11) \quad \Gamma\left(\frac{r}{u+r}\right) \quad \text{der} \quad \Gamma_1 > 0$$

Det å havne på arbeidsmarkedstiltak, vil øke sannsynligheten for en arbeidsledige å komme ut i ny jobb. Så økt arbeidsmarkedstiltak vil da gi økt alternativnytte. Siste utfallet vil være å forbli åpent ledig:

$$(3.12) \quad 1 - \Upsilon\left(u+r, \frac{r}{u+r}\right) - \Gamma\left(\frac{r}{u+r}\right)$$

Gir at sannsynligheten for å bli åpent ledig er gitt som sannsynligheten for ikke å havne i en alternativjobb eller på tiltak.

3.1.4 Forhandlingsløsning

Kan nå se på effekten av alternativnyttens i styringsrettsmodellen, ved å se først på forhandlingsløsningen. Antar at begge parter har hvert sitt trusselpunkt der de vil bryte forhandlingene. Aksjonsformen fagforeningen kan ta i bruk antar vi er å gå ut i streik. Antar videre at medlemmene som går ut i streik får alternativnyttens, v^0 . Trusselpunktet til fagforeningen er da gitt som

$$(3.13) \quad \bar{V} = Mv^0$$

For bedriften antar vi at aktuell aksjonsform kan være lockout. Profitten bedriften mottar ved konflikt setter vi lik $\bar{\pi}$. Ved lockout settes

$$(3.14) \quad \bar{\pi} = 0$$

som er det laveste profitten bedriften godtar. Dette medfører at lønnsforhandlingene må gi større nytte enn fagforeningens bruddpunkt og høyere profitt enn bedriftens trusselpunkt. Vi har full informasjon som fører til at begge partene i forhandlingene vet om hverandres trusselpunkt.

For å finne fagforeningens lønnskrav kan vi nå først finne nettonyttens til fagforeningen.

$$(3.15) \quad V - \bar{V} = (v(w) - v^0) N(w)$$

3. Teori

Løsningen antas å kunne finnes ved å maksimere Nash objektfunksjonen.

$$(3.16) \quad O = (V - \bar{V})^\beta \pi^{1-\beta} = [(v(w) - v^0)N(w)]^\beta \pi(w)^{1-\beta}$$

Her regnes β som forhandlingsstyrken til fagforeningen relativ til bedriften, mens $1 - \beta$ er bedriftens relative forhandlingsstyrke. Ytterpunktene er $\beta = 0$ da har bedriften all forhandlingsmakt, og $\beta = 1$ fagforening har all makt, og vil oppføre seg som en monopolist. For å forenkle løsningen setter vi objektfunksjonen på logaritmisk form.

$$(3.17) \quad \Omega = \ln O = \beta \ln((v(w) - v^0)N(w)) + (1 - \beta) \ln \pi(w)$$

Maksimerer ligning (3.17) med hensyn på lønn, w :

$$(3.18) \quad \Omega_w = \beta \left[\frac{v_w}{v(w) - v^0} + \frac{N_w}{N} \right] - (1 - \beta) \frac{N}{\pi} = 0$$

Tapt profitt bedriften får ved økte lønninger skal være lik økningen i fagforeningens nytte. Førsteordensbetingelsen viser hvilken forhandlingslønn som oppnås som en funksjon av alternativnyttens v^0 . $\Omega_{ww} < 0$ gir andreordenbetingelsen for maksimum, som er negativ. Hvilken effekt alternativnyttens har på forhandlingslønnen er gitt av:

$$(3.19) \quad \frac{\partial w}{\partial v^0} = \frac{\Omega_{wv^0}}{-\Omega_{ww}}$$

Fortegnet på v^0 vil være den samme som den kryssderiverte Ω_{wv^0} . Ved hjelp av (3.18) kan vi se at lavere alternativnytte vil redusere forhandlingslønnen. Det betyr at den kryssderiverte må være positiv, $\Omega_{wv^0} > 0$. Kan nå se på effekten av ledighet og tiltak på lønn.

For å se på effekten av økt antall på arbeidsmarkedstiltak tar vi og deriverer (3.9) med hensyn på tiltaksandelen r . Totalt antall ledige, $(u + r)$, holdes konstant.

$$(3.20) \quad \left. \frac{dv^0}{dr} \right|_{u+r=\text{konstant}} = \frac{1}{u+r} [\Upsilon_2 v(wa) + \Gamma_1 v(A) - \{\Upsilon_2 + \Gamma_1\} v(B)]$$

Hvilken effekt vi får av tiltak er usikker. Velger å skrive om (3.20) for å splitte de ulike effektene.

$$(3.21) \quad \left. \frac{dv^0}{dr} \right|_{u+r=\text{konstant}} = \frac{1}{u+r} [\Upsilon_2 (v(wa) - v(B)) + \Gamma_1 (v(A) - v(B))]$$

Det første leddet, $\Upsilon_2 (v(wa) - v(B)) < 0$, kalles «jobbkonkurrans-effekten» og intuisjon er at økt antall personer på tiltak øker konkurranse om de ledige jobbene og med det reduserer sannsynlighet for å finne ny jobb. Dette gir lavere lønn, gitt at $v(wa) > v(B)$.

3. Teori

Det andre leddet, $\Gamma_1(v(A) - v(B)) > 0$, velferdseffekten. Når andel på tiltak øker vil egen sannsynlighet for å havne på arbeidsmarkedstiltak stige. Dette resulterer i økt sannsynlighet for å havne i arbeid. Effekten som dominerer er empirisk usikkert som vist kapittelet om tidligere studier.

Effekten av økt total ledighet, $u + r$, når andelen på tiltak holdes konstant er gitt ved:

$$(3.22) \quad \left. \frac{dv^0}{d(u+r)} \right|_{\frac{r}{u+r}=\text{konstant}} = \Upsilon_1(v(wa) - v(B)) < 0$$

Dette vil gi redusert alternativnytte til en oppsagt arbeider så lenge $v(B) < v(A)$. Det vil da igjen føre til at lønningene vil falle. Vi kan nå se på en lønnskurve som er fallende, når total ledighetsrate øker, $u + r$. Tilnærming til lønnskurven på log-lineær form kan skrives som:

$$(3.23) \quad (w - p)_w = \gamma_0 - \gamma_1(u + r) + \gamma_2 \frac{r}{u+r} + z_w$$

$(w - p)_w$ representerer reallønningene, der p er prisen. z_w fanger opp andre variabler som vil påvirke reallønningene. Lønnskurven gitt ved (3.23) danner grunnlaget for den empiriske spesifikasjonen i kapittel 5.

Videre kan vi finne likevektsledigheten, som er viktig i bestemmelsen av lønn. Dette er fordi fagforeningene vet at høyere lønn isolert sett vil føre til høyere likevektsledighet.

Prissetningskurven kan skrives på log-lineær form, ved å først anta at prisen er gitt av:

$$(3.24) \quad p = \omega + \beta_0 + \lambda(y - \bar{y}) \quad \text{der } \lambda > 0$$

Kan bruke en Cobb-Douglas produktfunksjon som gir at logaritmen til BNP-gapet er gitt av:

$$(3.25) \quad y - \bar{y} = \alpha(n - l) \simeq -\alpha(u + r)$$

der n er log til sysselsetting og l for arbeidsstyrken. Kan sette dette inn i (3.24) som da gir:

$$(3.26) \quad p = \omega + \beta_0 - \beta_1(u + r) + z_p$$

Har definert, $\alpha\lambda = \beta_1$. Dette gir oss da reallønna gitt av prissettingsregelen.

$$(3.27) \quad (\omega - p)_p = -\beta_0 + \beta_1(u + r) + z_p$$

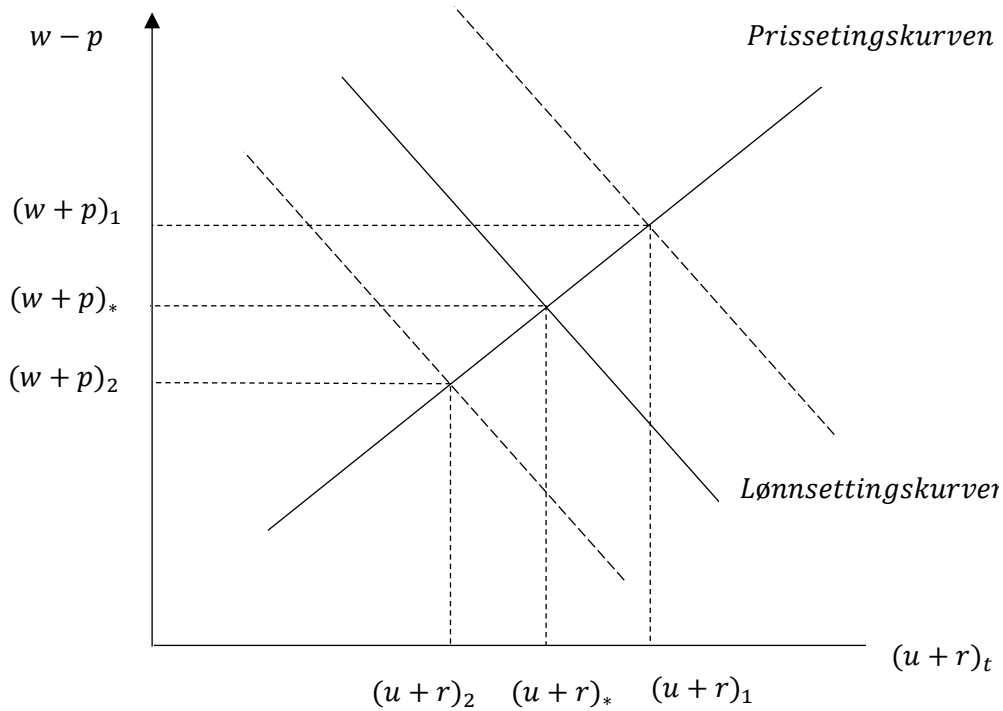
Har konsistens mellom lønnsfastsetting og prisfastsetting, dette betyr at reallønna fra prissetting og lønnsfastsetting skal være lik hverandre. Likevektsledigheten blir da:

$$(3.28) \quad (u + r)^* = \frac{\beta_0 + \gamma_0 + \gamma_2 \frac{r}{u+r} + z_w - z_p}{\beta_1 + \gamma_1}$$

3. Teori

Ved økt satsning på tiltak vil vi ha økt likevektsledigheten og lønn dersom «velferdseffekten» dominerer. Da vil parameteren, γ_2 , være positiv som fører til at lønnskurven skifter oppover i figur 1. Dominerer jobbkonkurransoeffekten vil denne parameteren være negativ, og vi vil få et negativt skift i lønnskurven i figur 1. Dette gir lavere lønn og likevektsledighet.

Figur 1: Pris - og Lønnsettingskurven



I figuren gir $(u + r)_*$ likevektsledigheten før endring i antall på tiltak. Etter en økning i tiltak, der «jobbkonkurransoeffekten» dominerer vil ledigheten falle til $(u + r)_2$, om «velferdseffekten» dominerer vil ledigheten øke til $(u + r)_1$.



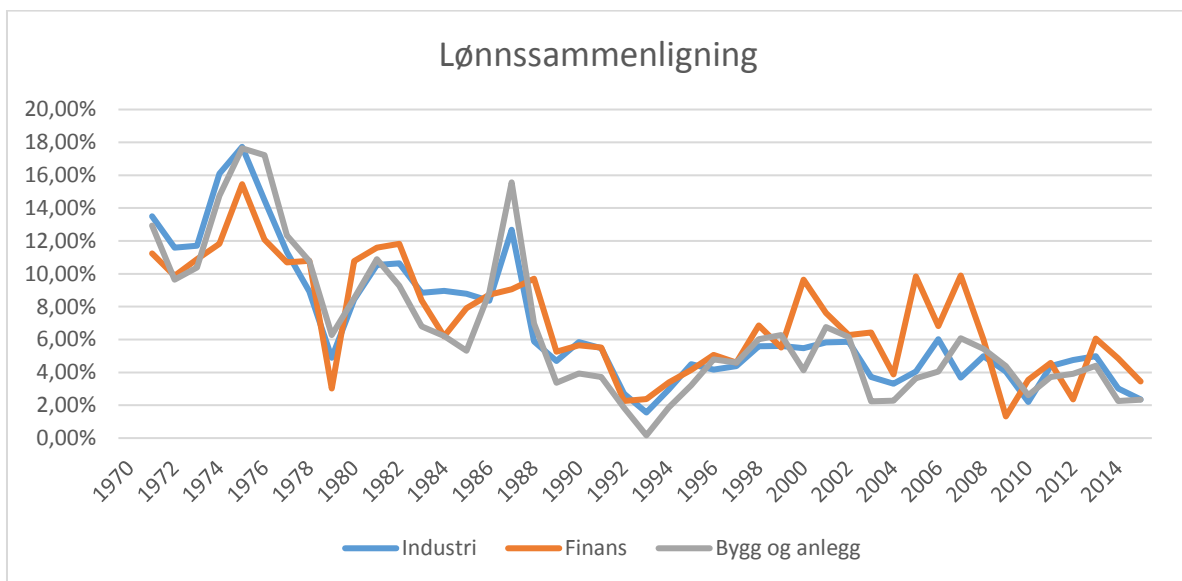
4. Datamateriale

I datasettet er det tre ulike datasett for de forskjellige sektorene. De sektorspesifikke variablene er hentet fra SSB, og er ulike mellom de forskjellige sektorene². Dataene for arbeidsmarkedsvariablene er like for alle tre sektorene som blir undersøkt i oppgaven og er hentet fra NAV³. I oppgaven brukes det årlige data som strekker seg fra 1970 til 2015. Dette gir i alt 45 observasjoner⁴.

4.1 Avhengig variabel

Nominell timelønn, WC , er definert som nominell lønn dividert på antall timeverk, og er den avhengige variabelen i denne oppgaven. WC gir gjennomsnittlige timelønn i de respektive årene fra 1970 til 2015 som datamaterialet går over.

Figur 2: Lønnsveksten mellom industri, finans og bygg og anlegg⁵



² Statistikken ligger inne på statistikkbanken til SSB. <https://www.ssb.no/statistikkbanken>

³ Tallene fra NAV er hentet fra

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

⁴ De 2 første årene vil falle bort i noen av undersøkelsene da et år faller bort som følge av differensierte variabler, og et år til som følge av tilbakedatering av de differensierte

⁵ Lønnsveksten er definert som $\Delta p_t = \ln(p_t) - \ln(p_{t-1}) \approx \frac{p_t - p_{t-1}}{p_{t-1}} * 100$

Figur 2 viser lønnsendringen mellom de tre sektorene, industri, finans og bygg og anlegg⁶. Det er en tydelig tendens til at veksten i industrien og bygg og anlegg har fulgt hverandre siden starten av 70-tallet til 2015. Årsaken til dette er at industri er lønnsledende (Bjørnstad og Nymoen, 2007), og bygg og anlegg følger etter industrien. På 2000-tallet begynner finans og forsikringssektoren å skille seg ut fra de resterende sektorene. Der veksten øker i 2001 for finans og forsikring, faller den for bygg og anlegg. To slike toppe til har finansnæringen før 2008. Ser en bort fra finans og forsikring har de to andre sektorene stabilisert seg stort sett under 6% vekst i året siden 1990.

4.2 Forklaringsvariabler

Sektorspesifikke-variabler

Hver av de tre sektorene det blir fokusert på i denne oppgaven har blitt gitt egne verdier knyttet til pris, produksjon, lønnsandel og lønn som er knyttet til hver enkelt sektor. Alle disse variablene er gitt som naturlige logaritmer og betegnes med liten forbokstav. Motivet for at det brukes naturlige logaritmer er at vi da vil få konstante elastisiteter i parameteren foran variablene. Disse vil kunne tolkes senere i den empiriske analysen som prosentvise endringer for den avhengige variabelen, som følge av en økning på ett prosentpoeng i en av forklaringsvariablene.

Variabelen P er definert som produktprisen i sektoren. Den er gitt som bruttoprodukt i løpende priser dividert på bruttoprodukt i faste priser. Produktprisen er ulik i de forskjellige sektorene, i tabell 1 er de vist i vekstrater. Produktiviteten, $PROD$, er regnet som bruttoproduktet i basisverdi delt på antall timeverk. I gjennomsnitt har veksten i produktiviteten vært positiv i alle sektorene siden starten av 1970-tallet, men spesielt i finans og forsikringssektoren har den hatt et lavt negativt bunnpunkt, med fall nede i 15,1 % på sitt verste. Lønnsandel, WA viser hvor mye av verdiskapningen som brukes på lønninger. Den er definert som:

$$\frac{\text{Lønnskostnder/timeverk}}{\text{Bruttoprodukt i løpende priser/timeverk}} = \frac{WC}{P * (\frac{Y}{tv})} = \frac{WC}{P * Prod}$$

⁶ I oppgaven vil finans og forsikring ofte kunne bli omtalt kun som finans, men dette vil omfatte både finans og forsikring

4. Datamateriale

der tv står for timeverk. Lønnsandelen er med for å inkludere et feiljusteringsledd i den dynamiske modellen. Dette vil diskuteres nærmere i forbindelse med den empiriske spesifikasjonen i kapittel 5. I sammenligningen i tabell 1 er variablene gitt i vekstrater, med unntak av lønnsandel. Definisjonen på vekstratene er tilsvarende som for lønnsvekst. Tegnet Δ viser det er en endringsvariabel.

Tabell 1: Deskriptiv statistikk for alle sektorene

	Pris(vekst)	Prod(vekst)	Lønnsandel	Lønn(vekst)
<i>Industri</i>				
Min	- 4,68 %	- 3,76 %	62,52 %	1,56 %
Maks	14,16 %	8,40 %	79,26 %	17,72 %
Gj.snitt	4,88 %	2,07 %	70,00 %	6,88 %
St.avvik	4,14	2,71	4,03	3,88
<i>Bygg og Anlegg</i>				
Min	- 8,99 %	- 6,15 %	62,42 %	0,16 %
Maks	15,72 %	9,42 %	79,47 %	17,64 %
Gj.snitt	5,68 %	0,93 %	70,33 %	6,54 %
St.avvik	4,93	3,56	4,97	4,22
<i>Finans</i>				
Min	-13,59 %	-15,12 %	33,06 %	1,32 %
Maks	28,58 %	15,52 %	65,23 %	15,46 %
Gj.snitt	6,91 %	1,46 %	48,70 %	7,18 %
St.avvik	10,14	6,34	8,60	3,30

Tabell 1: 45 observasjoner i alle sektorer for både pris, prod, lønn. 46 for lønnsandel

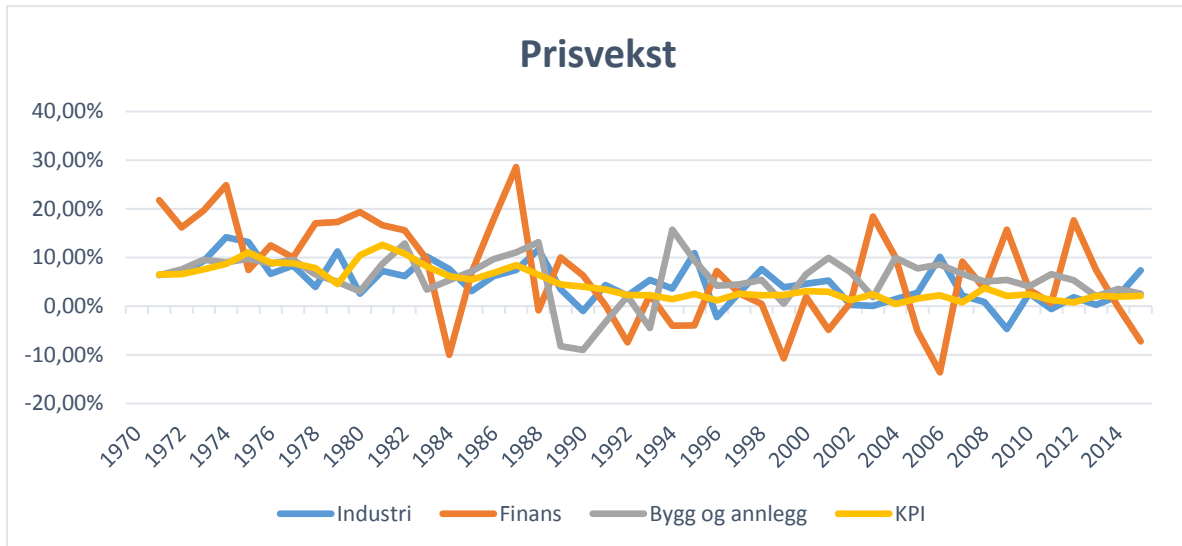
Tabell 1 viser deskriptiv statistikk for fire sentrale variabler for industri, bygg og anlegg og finans og forsikring. Prisveksten har i gjennomsnitt vært størst i finans og forsikringsvirksomheten på 6,9% i gjennomsnitt, men den har også vært mer sårbar for store svingninger.

Et interessant moment er at ingen av sektorene har hatt sin høyeste vekst i produktprisen, P , i samme år. For industri er denne 1974 på 14,2 %, som er det samme året Lien (2016) fant topp for veksten i fastlands Norge. For bygg og anlegg er veksten størst på 15,7 % i 1994 og for finans og forsikring er den størst 28,6 % 1988. Andre variabler som er inkludert i denne

4. Datamateriale

modellen er konsumprisindeksen, *KPI*⁷. Den viser prisutviklingen for pris av varer og tjenester, og er en indikator på hva inflasjonen er. Den er lik for alle sektorene.

Figur 3: Prisveksten i de ulike sektorene og konsumprisen



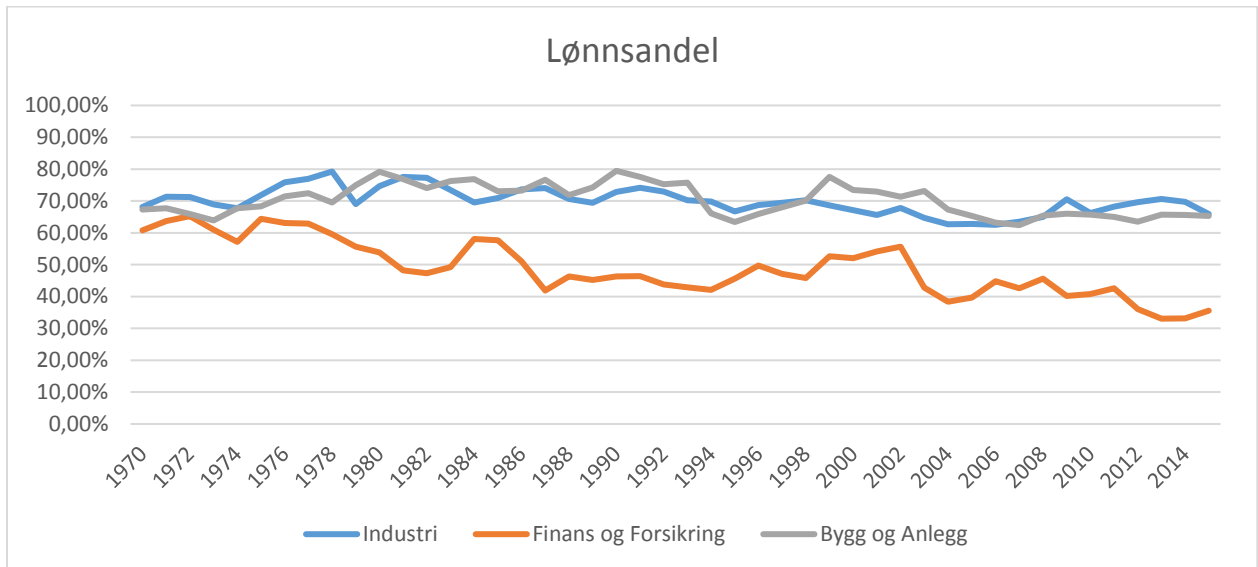
Et moment å legge merke til i figur 3 er at industrien er den som følger konsumprisindeksen nærmest. I tillegg til dette er finanssektoren mye mer sensitiv enn de andre næringene og gir store endringer i prisveksten.

Veksten i lønningene som vist i figur 2 er relativt like i de tre sektorene. For lønnsandelen har bygg og anlegg hatt en lønnsandel som i snitt har vært ganske lik industrien. For finans og forsikring har lønnsandelen i snitt vært mye lavere enn de to andre sektorene med sine 65,2 prosent mot 70,0 % og 70,3 % for henholdsvis industri og bygg og anlegg.

⁷ Basisår for konsumprisindeksen er 1998=100

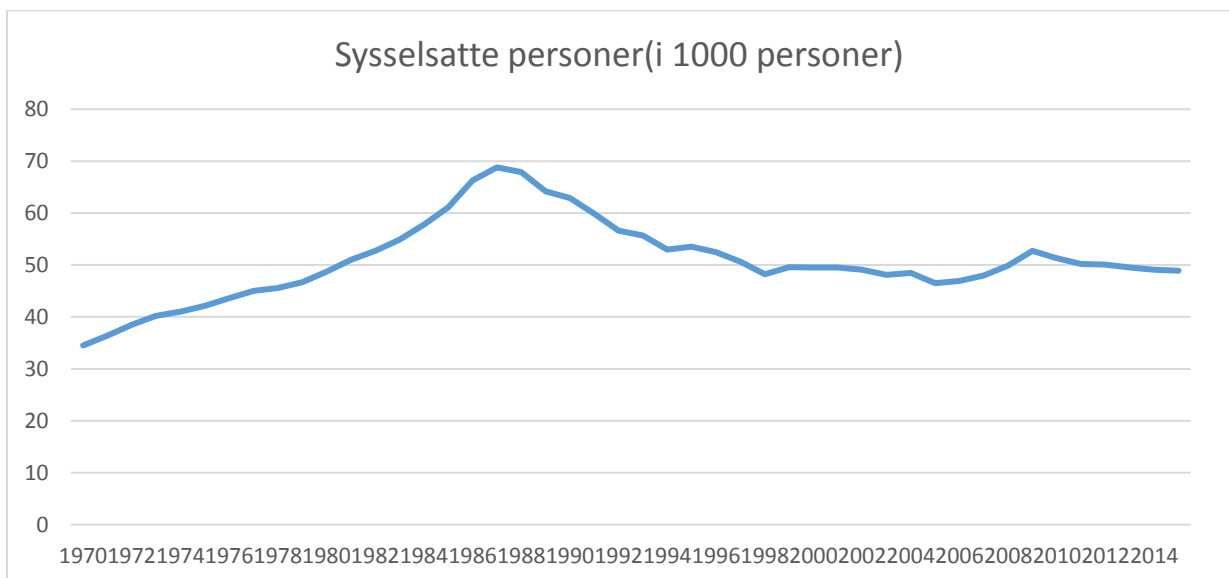
4. Datamateriale

Figur 4: Utvikling i lønnsandelen



Ut i fra figur 4 kan det virke som industri og bygg og anlegg følger en verdi på lønnsandelen som ligger og kretser rundt en verdi der 70% av verdiskapningen går til arbeidskraft. I finans og forsikringssektoren kan det virke som det har vært trend at lønnsandelen har gått noe ned på slutten av 80-tallet etter en topp i 1985/86. Dette kan skyldes at denne sektoren har vært mer utsatt for teknologiske fremganger som har gjort den mindre arbeidsintensiv. Likevel, dersom vi inkluderer en figur som viser antall ansatte i finans og forsikring, så virker det som sysselsettingen går opp i samme periode som lønnsandelen går ned.

Figur 5: Sysselsatte i finans og forsikring

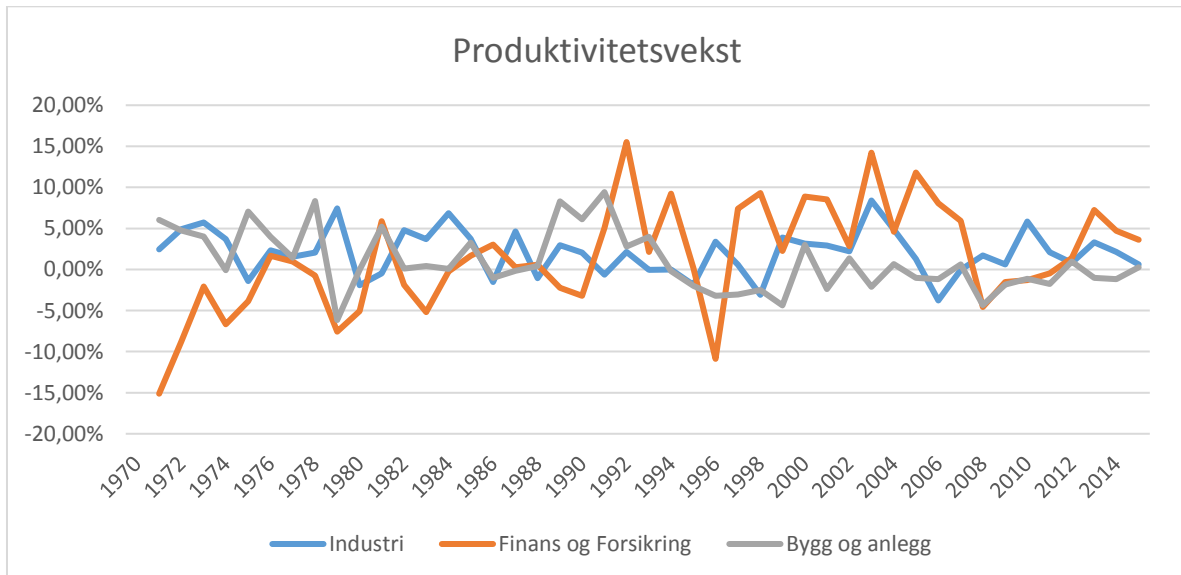


4. Datamateriale

Sysselsetningen viser seg å ha en nedgående kurve etter 1987. I 1987 begynner starten på den norske bankkrisen som varer helt ut til starten av 1990-tallet (Smith m.fl., 1998). Bankkrisen kom i kjølevannet av sterk utlånsvekst på starten 1980-tallet, etterfulgt av at flere husholdninger og bedrifter slet med å innfri sine lån. Den sterke veksten i forkant av bankkrisen, skyldes blant annet en aktiv ekspansjon i finansmarkedene ved deregulering som ble gjort for finansmarkedene ved blant annet å fjerne kravet om tilleggsreserver i 1984 (Torsvik 1999). Dette er en medvirkende årsak til at sysselsettingen faller, og med det gjør hver enkel arbeiders jobb som er igjen marginalt mer produktiv. Det er nok en medvirkende årsak til at lønnsandelen går noe ned.

Produktivitetsveksten har ikke vært utelukkende positiv, men har i gjennomsnitt økt i alle sektorer. Størst har den gjennomsnittlige veksten vært i industrien med sine 2,1 % i året. Trenden er at finans og forsikring har hatt større fluktasjoner gjennom tiden, der veksten i produktiviteten har steget og falt fort. Det har også vært store svingninger i de andre sektorene. Bygg og anlegg har de siste 15 årene hatt svak, til tider negativ produktivitetsvekst.

Figur 6: Produktivitetsendring i de utvalgte næringene



4. Datamateriale

Arbeidsmarkedsvariabler

Arbeidsmarkedsvariablene er variabler for ulike typer ledighet og arbeidsmarkeds tiltak. De vil være like for alle sektorene. Variabelen U er definert som prosentvis ledighetsrate av arbeidsstyrken. Denne ledigheten er definert som åpent ledige. Som vi ser av tabell 2 har åpen ledighetsrate ligget på 2,66 % i snitt siden 1970, med ytterpunktene nede i 0,7 % ledighet og opp mot 5,5 % ledighet på sitt høyeste. Antall personer prosentvis av arbeidsstyrken som er på tiltak defineres som R . TU er total ledighetsrate, her inngår både de på tiltak og åpent ledige sammen. I tillegg til disse variablene, har vi andel ledige som er langtidsledige, Ltu . Dette er personer som har vært ledige i over 26 uker (NAV, 2017). Normal arbeidstid, NH , er inkludert for å ta hensyn til endring i normal arbeidstid. Årsaken til at det ikke er valgt å bruke AKU-tall for ledigheten er fordi den ikke skiller mellom de som er åpent ledige og personer på tiltak⁸. Fordel med AKU-ledighet er de også fanger opp de som ikke har aktivt meldt inn til NAV at de står uten jobb (NAV, 2017). Siden vi ønsker å se på både de som er åpent ledige og de som er på tiltak, er det brukt tallene for de som er meldt inn til NAV som arbeidsledig.

I 1978 ble det vedtatt en pris og lønnstopp (Bruce. E, 1989), som gjør at det er inkludert en dummy variabel som tar verdien 1 i 1979. I 1988-89 kom det en begrensning for lokale tillegg (NOU, 1990) som gjør at dummyen tar verdien 1 i 1988 og 0,5 1989.

Tabell 2: Deskriptiv statistikk for arbeidsmarkedsvariablene

	<i>Observasjoner</i>	<i>Min.</i>	<i>Maks</i>	<i>Gjennomsnitt</i>	<i>Standard Avvik</i>
Variabel					
U	46	0,70 %	5,50 %	2,66 %	1,29
R	46	0,28 %	2,69 %	0,81 %	0,64
TU	46	1,10 %	8,19 %	3,47 %	1,85
Ltu	46	8,63 %	35,45 %	22,45 %	7,70

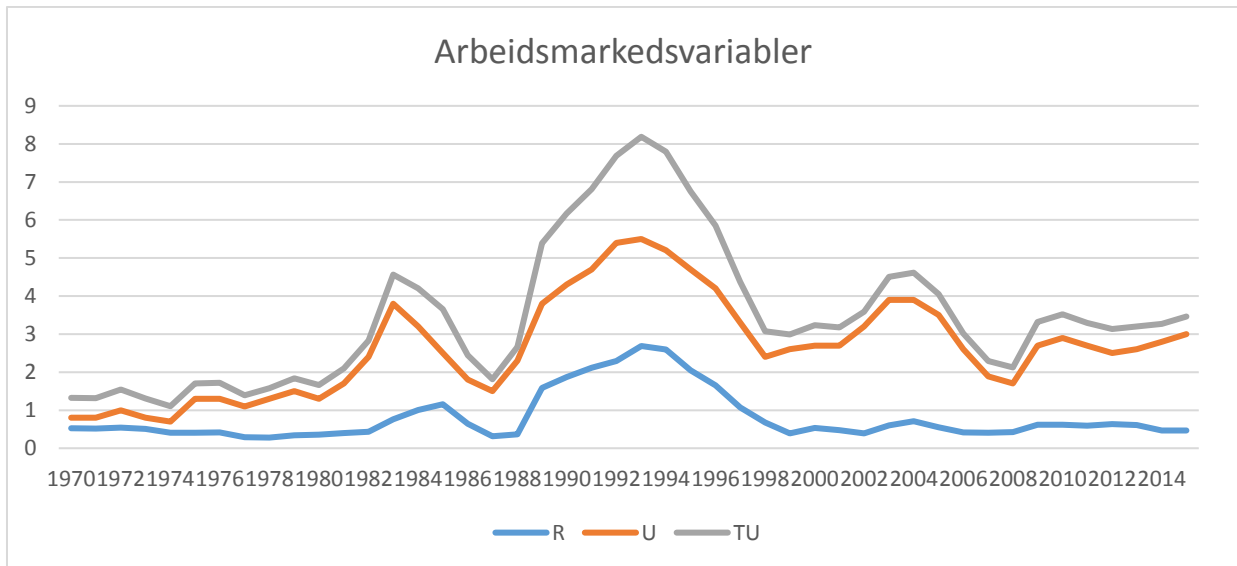
Når vi ser på utviklingen i ledigheten i figur 7, er det verdt å legge merke til at ledigheten på starten av 70-tallet var svært lav og mye lavere enn det den har vært de siste årene. Den totale ledigheten var ganske stabil til starten av 80-tallet der vi får en dreining mot høyere ledighet, og det topper seg i 1983. Til da ser vi andelen på tiltak har vært ganske stabil, men antall åpent ledige har økt kraftig. Så går utviklingen herfra de neste to årene der flere kommer på tiltak, samtidig som den totale ledigheten går nedover. Neste topp fikk vi 1993 der den totale ledigheten hadde steget jevnt siden 1988. Årsaken til dette er blant annet nedgang i

⁸ AKU-arbeidskraftundersøkelsen

4. Datamateriale

oljeinvesteringer, innstramning i offentlig økonomi økt realrente (Eika,T 1993). Dette førte til at den totale ledigheten var over 8 %. I denne perioden ble tiltaksraten økt samtidig med åpent ledighetsrate. Etter dette har totale ledighetsrate falt og holdt seg stabil med noen svingninger på mellom to og fem prosent. Arbeidsmarkedstiltaksraten, har derimot holdt seg stabilt lav under 1 %.

Figur 7: Utviklingen i ledighet og arbeidsmarkedstiltak



Tabell 3: Korrelasjonsmatrise for arbeidsmarkedsvariablene

	u	r	tu	ltu	$(u-tu)$
u	1,000	0,702	0,980	0,900	0,279
r	0,702	1,000	0,826	0,570	-0,480
tu	0,980	0,826	1,000	0,863	0,084
ltu	0,900	0,570	0,863	1,000	0,346
$(u-tu)$	0,279	-0,480	0,084	0,346	1,000

Korrelasjonsmatrisen viser hvordan de ulike arbeidsmarkedsvariablene korrelerer med hverandre. Det vil si hvor stor linearitet det er mellom variablene. Hvilken trend har en variabel av at annen øker med en enhet. Alle variablene er gitt som logaritmer. Som en ser så følger de ulike variablene hverandre tett. Arbeidsmarkedstiltak og total ledighet har en positiv korrelasjon på 0,826, som er relativt høyt. Dette er ikke overraskende ut ifra det vi kan se av figur 7, der de følger hverandre tett. Argumentet for dette kan være at når ledigheten øker, vil myndighetene øke antall personer på tiltak. Her har også langtidsledige ltu blitt inkludert. (u -

4. Datamateriale

tu) gir logaritmen til antall åpent ledige i forhold til de totalt ledige⁹. Når åpen ledighetsandelen øker vil tiltaksraten falle, flere av de totalt ledige vil da bli åpent ledige.

Nedenfor er det estimert to hjelpeligninger. Disse brukes til å se på hvordan tiltak påvirker av andre arbeidsmarkedsvariabler¹⁰.

$$r_t = -1,11(-9,07) + 0,79(6,53)u_t \quad R^2=0,49$$

$$r_t = -2,12(-2,72) + 1,12(4,05)u_t - 0,47(-1,31)ltu \quad R^2=0,51$$

Det en ser av disse ligningene er at åpent ledige og tiltaksandel har en positiv korrelasjon. Det vil si at det brukes en poltikkregel der en øker andel på tiltak, med økt andel åpent ledige. Videre kan vi se at langtidsledige virker å påvirke tiltaksandelen negativt. Årsaken til dette kan være at myndighetene bruker åpent ledige som et mål for tiltaksandelen. Det betyr at de er opptatt av antall som er ledige og ikke hvor lenge ledige de forskjellige arbeidsledige har vært. Vi ser i tillegg at modellen har relativ lav R^2 som er uvanlig for tidsserier, det betyr at ledighetsvariablene kan ha separate forklaringer på lønnskostnadene.

4.3 Stasjonaritet og Dickey-Fuller test

I tidsserier kan variablene enten være stasjonære eller ikke-stasjonære. En stasjonær variabel blir i Brooks (2008) definert som at for enhver tilbakedatering eksisterer det en konstant verdi for både gjennomsnitt, varians og kovarians. Et sjokk i en stasjonær variabel vil over tid drive tilbake til sin gjennomsnittlige verdi. Dette vil ikke gjelde for en ikke-stasjonær variabel der sjokket vil være permanent. Årsaken til at en ikke ønsker ikke-stasjonære variabler er fordi det kan føre til spuriøse sammenhenger i regresjonen. Da vil to variabler kunne ha like trender og se ut som de er korrelert. Tilfellet kan egentlig skyldes at det er bakenforliggende årsaker til at begge variablene følger samme trend. Derfor ønsker vi å vite om variabelen er stasjonær eller ikke stasjonær for å kunne tolke de langsiktige effektene. Når vi har stasjonære variabler ved bruk minste kvadraters metode vil vi kunne fjerne lineære tidstrender fra datasettet¹¹.

For å teste om variablene har enhetsrot, for på den måten avgjøre om de er ikke-stasjonære, kan vi bruke en Dickey- Fuller test, også kalt DF-test. Utgangspunktet er å se på en følgende modell gitt av Brooks (2008):

⁹ For mer om spesifikasjonen av dette leddet se empirisk spesifikasjon.

¹⁰ t-verdi i parentes

¹¹ Minste kvadraters metode vil kunne bli referert til senere i teksten som «MKM»

4. Datamateriale

$$(4.1) \quad y_t = \varphi y_{t-1} + u_t$$

Her er nullhypotesen at $\varphi = 1$, som gir at en ikke kan forkaste muligheten for at tidsserien inneholder enhetsrøtter. Dette testes mot den ensidige alternativhypotesen som er at $\varphi < 1$, som gir om variabelen er stasjonær. For å gjøre testen lettere og håndtere ser en på den avhengige variabelen på endringsform. Når en har fått stasjonære variabler, vil feiljusteringsleddet kunne vise tregheten vi har til å komme tilbake i likevekt etter et sjokk.

Til slutt bruker vi en Augmented Dickey-Fuller test (ADF), som Wooldridge (2013) argumenterer for. Denne tar til etterretning muligheten for å fjerne seriekorrelasjon i Δy_t . Dette blir gjort ved å inkludere tilbakedaterte endringsverdier på høyresiden i modellen. Modellen i en ADF-test vil da bli seende slik ut:

$$(4.2) \quad \Delta y_t = \alpha y_{t-1} + \sum_{i=1}^p \delta_i \Delta y_{t-i} + \varepsilon_t$$

Her vil p vise antall tilbakedateringer av forklaringsvariabelen. I oppgaven har det blitt valgt å tilbakedatere den avhengige variabelen to ganger, dette støttes av Wooldridge (2013) der en ved bruk av årlige data argumenterer for å bruke en til to tilbakedateringer.

Modellen som er blitt testet i oppgaven har blitt seende slik ut:

$$(4.3) \quad \Delta y_t = \alpha + \beta y_{t-1} + \delta_1 \Delta y_{t-1} + \delta_2 \Delta y_{t-2}$$

Testen er gitt ved:

$$H_0: \beta = 0$$

$$H_a: \beta < 0$$

Testobservatoren¹² er lik som ved en t-test, men de kritiske verdiene følger av Dickey-Fullers kritiske verdier. I test-resultatene under inkluderes både nivåform og differensiert form. Årsaken til dette er at mange tidsserier blir stasjonære først når vi differensierer de, slik vi ser nøyere på under delkapittelet 4.3.1 med resultater av Dickey-Fuller testen.

¹² t-testen er gitt som: $testobservator = \frac{\hat{\varphi}}{se\hat{\varphi}}$. $se\hat{\varphi}$ er det estimerte standardavviket.

4.3.1 Resultater av Dickey-Fuller test

Som tabell 4 viser, kan vi se at variablene på nivåform ikke kan forkaste hypotesen om å være ikke-stasjonære. Når vi så differensierer variablene blir alle arbeidsmarkedsvariablene, samt de sektorspesifikke variablene lønnsvekst og lønnsandel stasjonære. Dette stemmer godt overens med det vi observerte for arbeidsmarkedsvariablene i figur 6. Her skjer det sjokk i økonomien på enkelte tidspunkt, som driver verdien vekk fra sin initiale likevektsverdi. Etter sjokkene ser vi at variablene vil falle tilbake til sin forventningsverdi, og følger ikke en tidstrend. På grunnlag av resultatene velger vi å se på ledighetsvariablene som stasjonære.

For lønnsvekst er det en klar indikasjon på at de i DF-testen er signifikante med god margin og med det stasjonære. I figur 1 ble det vist at lønnsveksten stabiliserte seg etter hvert på en likevekts-verdi som den kretset rundt. Pris og produktivitet inkluderes ikke i testen. Dette er blant annet støttet av Johansen (1995) at de er klart ikke-stasjonære tidsvariabler.

Tabell 4: Resultater av Dickey-Fuller test

	H ₀ : x _t	H ₀ : Δx _t
Arbeidsmarked		
<i>u</i>	- 2,66	- 3,93**
<i>r</i>	- 1,94	- 4,06**
<i>l_{TU}</i>	- 2,62	- 4,15**
<i>tu</i>	- 2,30	- 3,91**
<i>(u-tu)</i>	- 2,94	- 4,39**
Industri		
Δwc	- 2,36	- 5,14**
wa	- 1,75	- 6,08**
Bygg og Anlegg		
Δwc	- 2,14	- 5,23**
wa	- 2,01	- 3,62**
Finans		
Δwc	- 2,20	- 4,71**
wa	- 1,29	- 5,34**
wc-prod-kpi	- 2,43	- 3,16*

Tabellen viser t-verdier for de ulike variablene. Det er 42 observasjoner for alle variablene utenom for lønnsvekst her har vi 41. t-verdiene testes ved en ensidig test, der de kritiske DF-verdiene er -2,93 for 5%* og -3,58 for 1%**.

4. Datamateriale

Lønnsandelen er klart signifikant på 1% signifikansnivå for finans og forsikring og industri, og vi kan konkludere med at de er stasjonære, når den er differensiert. Med kun -3,62 i forhold til kritisk verdi på -3,58 er bygg og anlegg ikke fullt så klart stasjonær som de overnevnte, selv om den består testen om stasjonaritet.

Lønnsandelen vil uansett i den empiriske spesifikasjonen være på nivåform. På nivåform er lønnsandelen ikke stasjonær for alle næringene. Som vi ser er den for finans ikke signifikant dersom en bruker vanlig t-verdier¹³. Dette kan by på problemer senere når vi skal finne en langsiktig likevekt i de empiriske undersøkelsene. Derfor har vi her inkludert et alternativ feiljusteringsledd. Feiljusteringsleddet er nå ikke stasjonær og signifikant også for finans og forsikring¹⁴. Kremer m.fl. (1992) foreslår en feiljusteringstest som de mener gir sterkere testresultater enn en DF-test. Kritikken går på at DF-testen mangler informasjon som blir sett på som verdifull.

¹³ Kritiske t-verdi for en tosidig t-test for 10%, 5% og 1 % med 40 frihetsgrader er 1,684(*), 2,041(**) og 2,704(***)

¹⁴ For mer om feiljusteringsleddet, se kapittel 6.3 under resultater.

5. Empirisk spesifikasjon

Dette kapittelet skal ta for seg den empiriske spesifikasjonen. Grunnmodellen vi har i utgangspunktet er en modell inspirert av Nymoene og Rødseth (2003). Jeg har valgt å ta utgangspunkt i denne modellen fordi Nymoene og Rødseth (2003), på lik linje med denne oppgaven tar til høyde å sammenligne ledighetsvariabler med forskjellige grupper. For Nymoene og Rødseth (2003) har de ulike utvalgene vært de nordiske landene, der modellen har blitt estimert med individuelle data i hvert land. Det vil dog i denne oppgaven være flere like variabler i de ulike utvalgene, da ledighetsvariablene og konsumprisindeksen er lik for alle.

Videre har jeg sett på Johansen (1995) der han utforsket lønnskurver med data fra den norske industrien, som også undersøkes i denne oppgaven. Johansen (1995) argumenterer for å inkludere langtidsledige i lønnsmodellen. Teorien han legger frem er at når vi øker andel langtidsledige blant de ledige, vil vi kunne oppleve lønnsvekst. Dette skyldes at langtidsledige er mindre attraktive og gir da redusert konkurranse i arbeidsmarkedet. Empirien til Johansen (1995) viste seg å stemme overens med teorien om langtidsledige.

5.1 Feiljusteringsmodellen

Feiljusteringsmodellen brukes i denne oppgaven, for å få en dynamisk modell som kombinerer effekter på kort sikt med å se på effekter i en langsiktig likevektsløsning. En egenskap ved tidsseriedata er at vi kan ha variabler som kointegrerer og er ikke stasjonære. Ved å bruke en feiljusteringsmodell vil disse mekanismene tas hensyn til, og vi vil få forventningsrette estimatorer. I feiljusteringsleddet inkluderes det tilbakedaterede verdier på nivåform for lønn, pris og produktivitet. Dette gjøres fordi det er tregheter knyttet til tilpasning av lønn, som ofte er avtalefestet.

Utgangspunktet for feiljusteringsmodellen er en følgende modell gitt av Wooldrige (2013):

$$(5.1) \quad \Delta y_t = \gamma_0 + \gamma_1 \Delta y_{t-1} + \alpha_0 \Delta x_t + \alpha_1 \Delta x_{t-1} + u_t$$

Vi ser at dersom y_t og x_t er kointegrert med en parameter β vil vi kunne inkludere $I(0)$ -variabler, gitt som $\theta_1 = y_t + \beta x_t$. Tilbakedaterer dette med en periode og setter det inn i (5.1).

$$(5.2) \quad \Delta y_t = \gamma_0 + \gamma_1 \Delta y_{t-1} + \alpha_0 \Delta x_t + \alpha_1 \Delta x_{t-1} + \delta(y_{t-1} + \beta x_{t-1}) + u_t$$

5. Empirisk spesifikasjon

Her er $\delta(y_t + \beta x_t)$ feiljusteringsleddet og δ vil være negativ. Feiljusteringsleddet vil da kunne føre oss tilbake til likevekt dersom vi har kommet oss ut av likevekten. Dersom $y_t > \beta x_t$ har vi overestimert av likevekten og vi vil få en negativ endring gjennom feiljusteringsleddet som fører oss tilbake til likevekt. Den vil kunne gi et positivt press opp mot likevekt dersom $y_t < \beta x_t$. δ er tilpasningshastighet, og den sier oss hvor lang tid det tar å komme tilbake til likevekt.

Som argumentert for i forrige kapittel vil flere av variablene i modellen være logaritmer på endringsform, som gir en dynamisk funksjonsform. I tillegg til dette må det inkluderes variabler på nivåform. Videre har jeg valgt å tilbakedatere alle variablene en gang. Det ble også gjort i Nymoen og Rødseth (2003).

Årsaken til at det brukes en feiljusteringsmodell som dynamisk spesifikasjon er fordi den er benyttet, velprøvd og velfungerende i tidligere empiriske analyser som Nymoen og Rødseth (2003), Raaum og Wulfsberg (1998) og Johansen (1995).

Feilkorrigeringsmodellen som brukes i denne oppgaven er:

$$(1) \Delta wc_t = B_0 + B_1 \Delta wc_{t-1} + B_2 \Delta kpi_t + B_3 \Delta kpi_{t-1} + B_4 \Delta p_t + B_5 \Delta p_{t-1} + B_6 \Delta prod_t + B_7 \Delta prod_{t-1} + B_8 wa_{t-1} + B_9 \Delta tu_t + B_{10} tu_{t-1} + B_{11} \Delta(u - tu)_t + B_{12} (u - tu)_{t-1} + B_{13} \Delta nh_t + B_{14} \Delta lt u_t + B_{15} lt u_{t-1} + B_{16} STOP_t + \varepsilon_t$$

Her er B parameterne som vil bli beregnet senere i den empiriske analysen og t står for tidsperiode¹⁵. $STOP$ er en dummyvariabel som er inkludert som tar enten verdien 1 eller 0,5 i de periodene vi har lønns- og pristopp. ε_t viser til restleddet i modellen. Lønnskostnader per timeverk, wc er gitt i tusen kroner. Den vil være gitt på logaritmiskform og differensiert. Videre er resterende modeller gitt på logaritmiskform, og er inkludert med en tilbakedatert verdi for å ta hensyn til tregheter. Unntaket er normal arbeidstid nh og feiljusteringsleddet wa . For normal arbeidstid er kun nåværende verdi inkludert og er med for å kontrollere for kortsiktige kompensasjonseffekter ved redusert normal arbeidstid slik som Johansen m.fl. (2007).

For feiljusteringsleddet er den lagget verdien på nivåform inkludert. Årsaken til dette er at i en modell der vi kun har inkludert differensierte variabler, vil det ikke kunne eksistere en langsiktig likevekt (Brooks, 2008). Feiljusteringsleddet inkluderes for å justere eventuelle avvik fra den langsiktige likevekten. Dette gjøres ved å bruke ikke-stasjonære variabler. En

¹⁵ For tilbakedaterte verdier med et år fra tidsperiode t vil det stå: $t - 1$

5. Empirisk spesifikasjon

inkludering av et feiljusteringsledd har blitt brukt av flere tidligere blant annet Raaum og Wulfsberg (1998), og Nymoen og Rødseth (2002). Slik som jeg viste i forrige kapittel vil wa_{t-1} være definert som $(\log WC - \log P - \log Prod)_{t-1}$. Tilpasningshastigheten vil være gitt av parameteren B_8 foran feiljusteringsleddet. Er denne tilstrekkelig mindre enn null vil det vedvare en langtidslikevekt i modellen. Feiljusteringsleddet, $(wc_{t-1} - p_{t-1} - prod_{t-1})$ viser avviket fra likevekten på tidspunkt $t - 1$. Antar vi at dette leddet er positivt, slik at lønningene er over den langsiktige likevektslønna. Da vil $B_8 < 0$ indikere at vi vil få en justering tilbake mot likevekten. Det må skje ved at lønningene økes mindre i perioden $t - 1$ til t , enn den ville gjort om den allerede var lik likevektslønningen. Gitt at $B_8 = -0,5$ vil 50 % av avviket vil bli utlignet per år mot den langsiktige likevekten. Er justeringshastigheten si $B_8 = -0,2$, vil kun en femtedel av avviket bli utlignet per år. For å se på de kortsiktige effektene på lønn ser en på parameterne foran Δ -leddet. Den vil vise hva en endring av forklaringsvariablene vil ha på lønnskostnadene på kort sikt.

Det antas at p , produktpris, og $prod$, produktivitet regnes å påvirke lønningene positivt. Konsumprisindeksen, kpi , som en eksogen variabel vil isolert sett føre til nedgang i velferden for arbeiderne og de vil ønske en kompensasjon for det gjennom økte lønninger på kort sikt.

Av ledighetsvariabler forventes, ltu , langtidsledige å være positiv slik som Johansen (1995) argumenterer for. Parameterne foran totalt ledige, tu , som inkluderer åpent ledige og de på tiltak forventes og å være negative i tråd med det vi fant i teorikapittel 3.

Jeg har valgt å inkludere ledighetsvariabelen $(u - tu)$ som viser andelen åpent ledige av den totale ledighetsraten. Dette er det samme som logaritmen av en minus tiltaksandelen¹⁶. Denne formen har jeg valgt for å kunne sammenligne resultatene med de i Nymoen og Rødseth (2003). At denne formen brukes begrunnes av Nymoen og Rødseth (2003) med at den er mer tilegnet hypotesetesting. I tillegg argumenterer de for at elastisiteten til lønnsandel med hensyn til tiltaksandelen vil stige i sammenheng med tiltaksandelen.

Ytterligere kan man teste om velferdseffekten eller jobbkonkurransoeffekten dominerer, som ble presentert i teorikapittelet. Johansen (2002) forteller at dersom en får positiv verdi av B_{11} og B_{12} vil en aktiv arbeidsmarkedspolitikk der en øker tiltaksandelen medføre til lavere lønninger, og jobbkonkurransoeffekten vil dominere. Er den samme parameteren positiv vil velferdseffekten dominere. I modellen kan det testes om det er kun total arbeidsledighet som

¹⁶ Altså: $\frac{U}{TU} = \frac{TU-R}{TU} = 1 - \frac{R}{TU}$, $u - tu = \ln(1 - \frac{R}{TU})$

5. Empirisk spesifikasjon

har betydning, da vil $B_{11} = B_{12} = 0$, og lønningene vil ikke påvirkes dersom tiltaksandelen er tatt fra åpent ledige (Johansen, 2002).

Etter hovedfunnet i modell 1 blir det rapportert resultater også basert på andre spesifikasjoner av ledighetsvariablene. I disse vil det inkluderes både åpen ledighetsrate og tiltaksrate. Det gir muligheten til å kunne se på variablene som utgjør total ledighetsrate hver for seg og sammen med total ledighetsrate. Disse to alternative modellene vil være inspirert av Raaum og Wulfsberg (1998). Dette vil jeg komme mer tilbake til i kapittel 6 hvor resultatene blir presentert.

For å finne langtidsløsningen i modellen, antar vi at alle de differensierte variablene er konstante i steady state. Videre forventes det at restleddet er lik null. Deretter løser vi modellen ut først for feiljusteringsleddet.

$$i. \quad wa = \frac{1}{-B_8} (B_{10}tu + B_{12}(u - tu) + B_{15}ltu + \textit{konstant})$$

Der $wa = wc - p - \textit{prod}$. Setter dette inn i (i) for å løse det ut for wc :

$$ii. \quad wc = p + \textit{prod} + \frac{1}{-B_8} (B_{10}tu + B_{12}(u - tu) + B_{15}ltu + \textit{konstant})$$

Det vi da kan se er at det som driver nominelt lønnsnivå sterkest på lang sikt vil være prisen og produktiviteten. Disse antas å ha en langsiktig elasticitet lik 1. Ettersom disse variablene er bedriftsspesifikke er det naturlig å tenke seg at det først og fremst er de som styrer den enkelte bedrifts profitt på lang sikt. På lang sikt antar vi at bedriften ikke tar hensyn til hvordan konsumprisen forandrer seg. For arbeidsmarkedsvariablene vil de langsiktige effektene være gitt som:

$$\frac{B_{10}}{-B_8} (tu), \quad \frac{B_{12}}{-B_8} (u - tu), \quad \frac{B_{15}}{-B_8} (ltu)$$

Dette gir oss virkning av en økning av tiltak og ledighet på lønnsnivået. For tiltak ser vi at størrelsen på en enhetsendring da vil være gitt av $\frac{B_{12}}{-B_8}$.

Estimeringene av modellen i den empiriske delen vil foregå i dataprogrammet Oxmetrics 7. For å komme frem til variabler som vil stå igjen til slutt i modellen, bruker jeg «General to specific» metode der en til slutt står igjen med en modell med signifikante variabler. Det vil være en avveining mellom det å ha modeller som er signifikante for alle sektorene, men nødvendigvis ikke like, og det å ha like modeller å sammenligne.

6. Resultater

I dette kapittelet vil jeg presentere resultatene for de empiriske undersøkelsene. Den første spesifikasjonen baserer seg på en modell der arbeidsmarkedsvariablene inngår på samme måte som for Nymoen og Rødseth (2003). Deretter vil det også rapporteres resultater basert på alternative spesifikasjoner. Starten er en helt generell modell slik som modell 1 i kapittel 5¹⁷. Etter dette blir modellen spesifisert ved at insignifikante variabler ble fjernet gjennom en «general to specific» metode. Der variabler med lav forklaringskraft gjennom t-tester, altså lavt signifikansnivå ble fjernet fra modellen. Utgangspunktet for den spesifiserte modellen var industrisektoren. For å undersøke gyldigheten til modellen er det inkludert flere tester for egenskapene til restleddet.

6.1 Test av modell

AR 1-2 test er iberegnet for å teste om det er seriekorrelasjon i restleddet. Motivet for å teste dette er for å se om det er korrelasjon mellom restleddene på ulike tidspunkt. Er kovariansen mellom restleddet fra to ulike perioder eksempel t-2 og t-1 ulik null vil vi få autokorrelasjon. Eksisterer det seriekorrelasjon kan dette påvirke variansen til de estimerte verdiene (Wooldridge, 2013). For å teste det blir det først gjort en vanlig estimering gjennom MKM der man beholder residualene som en finner. Etter dette kjøres en hjelperegresjon for residualene:

$$\hat{u}_t = \theta_0 + \theta_1 x_{t1} + \dots + \theta_k x_{tk} + \varphi_1 \hat{u}_{t-1} + \dots + \varphi_q \hat{u}_{t-q} + \varepsilon$$

Nullhypotesen blir da:

$$H_0: \varphi_1 = \varphi_2 = \dots = \varphi_q = 0$$

Dersom verdien her gjennom en F-test er tilstrekkelig stor vil nullhypotesen forkastes og restleddene er da seriekorrelert (Wooldridge, 2013).

I tillegg til å teste for seriekorrelasjon, er det gjort to ulike tester for det som heter heteroskedastisitet. Det oppstår når det ikke er konstant varians i utvalget. Det vil si at det er variasjon i variansen mellom de observasjonene som er gjort. I tidsserier blir det lagt mindre

¹⁷ Resultater for kjøring av modell kan ses i appendiks.

6. Resultater

vekt på heteroskedastisitet, som følge av seriekorrelasjon oftere er et større problem i tidsserier (Wooldridge, 2013).

ARCH 1-1 test står for en betinget autoregressiv heteroskedastisitetstest av første orden. I tidsseriedata kan restleddsvariansen veksle over et utvalg samsvarende med en autoregressiv modell (Bårdsen og Nymoen, 2011). En slik test foregår at man bruker en hjelperegresjon med kvadrerte residualer:

$$\hat{\varepsilon}_t^2 = \gamma_0 + \gamma_1 \hat{\varepsilon}_{t-1}^2 + u_t$$

Så benyttes F-test på nullhypotesen, som vil være $H_0: \gamma_1 = 0$. Hvis nullhypotesen forkastes vil det kunne eksistere betinget autoregressiv heteroskedastisitet i modellen.

Den andre testen for heteroskedastisitet beskrevet som Hetero test i tabellen nedenfor er en White test. Igjen brukes det en hjelperegresjon for å teste om vi har heteroskedastisitet. For å vise det intuitive bak testen forenkler vi testen ved at vi ser på en hjelperegresjon med kun en variabel:

$$\hat{\varepsilon}_t^2 = \delta_0 + \delta_1 X_i + \delta_2 X_i^2$$

Hvis det skal eksistere homoskedastiske restledd, altså konstant varians i restleddet, må δ_1 og δ_2 være lik null, slik at nullhypotesen blir $H_0: \delta_1 = \delta_2 = 0$ (Bårdsen og Nymoen, 2011).

Dette testes gjennom en F-test. Forkastes nullhypotesen har vi heteroskedastisitet i restleddet.

Normality testen som utføres er en Jarque-Bera test, og den tester om vi har normalfordelte restledd. Et avvik fra normalfordelingen vil påvirke gyldigheten til t- og F- tester. Testen er karakterisert ved forventning og varians, dersom det eksisterer skjevhet i fordelingen kan det bunne i at det finnes høyere moment som er ulik fra 0. To slike momenter er skjevhet, som beror på at restleddene ikke har en symmetrisk fordeling rundt 0 og kurtose, der en større grad av sannsynlighetsmassen befinner seg i halene til fordelingene enn ved standardnormalfordeling (Bårdsen og Nymoen, 2011). For å teste dette brukes da en Jarque-Bera test som undersøker begge disse momentene. Nullhypotesen testes mot χ^2 verdier for å undersøke normaliteten, forkastes den vil vi ikke ha normalfordelte restledd.

Reset23 test er utarbeidet av Ramsey og tester feil i funksjonsformen¹⁸. Den utforsker muligheten for at en modell kan være feilspesifisert ved å utelate variabler som har en høyere grad av polynomgrad (Bårdsen og Nymoen, 2011). Nullhypotesen i et slikt tilfelle vil være å

¹⁸ RESET-regression equation specification error

teste om de ulike predikerte verdien i høyere polynomgradene alle er lik 0 ved bruk av en F-test. Forkastes nullhypotesen er funksjonsformen som er valgt feil.

6.2 Resultat av modell 1

Da den helt generelle modellen ble kjørt var estimatene stort sett ikke signifikante. For å kunne sammenligne de ulike effektene så likt som mulig mellom sektorene er det først gjort en lik spesifisering for alle næringene. Industri ble brukt som et utgangspunkt for den reduserte modellen. Årsaken til dette er at flere tidligere undersøkelser gjort i det norske arbeidsmarkedet er utført for industri som, Johansen (1995) og Nymoen (1989).

Etter spesifiseringen var gjort for industri ble dette sammenlignet først med bygg og anlegg, da disse hadde en lønnskurve presentert i kapittel 3 som fulgte hverandre nærmest. I tabell 5 er konstanten fjernet, da den ikke var signifikant nok for industri. Videre ble ledighetsvariablene beholdt på nivåform, mens de differensierte ble fjernet. For de andre variablene var de tilbakedaterte verdiene fjernet. Langtidsledighet er beholdt selv om den ikke var signifikant for industri, da den fortsatt var signifikant for finans og forsikring¹⁹.

I tabell 5 rapporteres estimeringsresultater med standardavvik i parentes. Nederst i tabellen er det rapportert tester for seriekorrelasjon, normalitet, heteroskedastisitet og funksjonsform for å se på gyldigheten av modellen. Testene blir utført direkte i dataprogrammet OxMetrics 7.

Ved å se på resultatet fra tabell 5, ser vi spesielt industri har en god modell med flere signifikante effekter helt ned på kritisk verdi på 1 %. Resultatene av testene for restleddet virker i tillegg å underbygge en modell som stemmer godt overens med forutsetninger for restledd. Det er kun langtidsledige som ikke virker å ha en signifikant effekt på lønn i industri. Modellen for bygg og anlegg virker også ganske sterk, men resultatet av testen for seriekorrelasjon viser at det kan eksistere korrelasjon mellom restleddene. Konsekvensen av dette er at t- og F-testen påvirkes og kan være ugyldige (Bårdsen og Nymoen, 2011). Når det kommer til finans og forsikring ser modellen ut til å ha svært få signifikante effekter.

¹⁹ I senere spesifikasjoner vil variabelen for langtidsledige fjernes.

Tabell 5: Resultater av forenklet modell

	<i>Industri 1</i>	<i>Bygg og Anlegg 1</i>	<i>Finans og Forsikring 1</i>
Δkpi	0,625*** (0,102)	0,651*** (0,130)	0,649*** (0,153)
Δp	0,223*** (0,061)	0,133** (0,052)	-0,017 (0,042)
$\Delta prod$	0,185** (0,084)	0,083 (0,084)	0,147** (0,066)
wa_{t-1}	-0,133*** (0,035)	-0,117*** (0,042)	-0,009 (0,022)
tu_{t-1}	-0,026*** (0,005)	-0,023*** (0,005)	-0,007 (0,010)
$(u - tu)_{t-1}$	-0,091*** (0,022)	-0,068** (0,025)	-0,012 (0,040)
ltu_{t-1}	0,011 (0,009)	0,006 (0,011)	-0,025** (0,011)
Δnh	-0,638*** (0,196)	-1,269*** (0,233)	-0,048 (0,341)
<i>Stop</i>	-0,032*** (0,009)	-0,009 (0,011)	-0,014 (0,015)
<i>AR 1-2 test</i>	F(2,33)=1,84	F(2,33)=4,01*	F(2,33) =1,19
<i>ARCH 1-1 test</i>	F(1,42)=0,55	F(1,42)=1,26	F(1,42) =2,56
<i>Normality test</i>	$\chi^2(2)=0,84$	$\chi^2(2)=2,20$	$\chi^2(2) =3,60$
<i>Hetero test</i>	F(18,25)=0,44	F(18,25)=0,76	F(18,25) = 0,76
<i>Reset23 test</i>	F(2,33)=1,00	F(2,33)=2,99	F(2,33) = 0,08

Tabell 5: Resultater av empirisk undersøkelser, der Δwc er avhengig variabel og standardavvik er gitt i parentes. Kritiske t-verdi for en tosidig t-test for 10%, 5% og 1% med 40 frihetsgrader er 1,684(*), 2,041(**) og 2,704(***) (Wooldridge, 2013). For kritiske verdier for F- og χ^2 - verdier se Wooldridge (2013).

6.2.1 Kortsiktige effekter

Hvis vi ser på konsumpris er den kortsiktige effekten signifikant på 1% signifikansnivå og positiv for alle sektorene. For industri er effekten av parameteren for produktprisen positiv og signifikant på 1% signifikansnivå, mens for bygg og anlegg er den signifikant på 5% signifikansnivå. I kapittel 5 beskrev jeg en forventning der produktpris og konsumpris ville drive lønningene, og dette blir bekreftet av empirien. En vekstøkning i produktprisen på 1% vil føre til økning i lønnsveksten med 0,223% for industri og 0,133% for bygg og anlegg. Sektorene bygg og anlegg og industri har begge en negativ signifikantverdi på 1% signifikansnivå for lønnsandelen. Det vil si vi har et feiljusteringsledd, som gir en modell med langtidslikevekt. Kompensasjon for den langsiktige likevektslønningen skjer sakte, der kun mellom 11,7 -13,3% blir utlignet det første året. Det kan virke som at for bygg og anlegg har

ikke produktivitet en tilstrekkelig signifikans til å si at den påvirker lønningene, slik som for industri og finans og forsikring på kort sikt. STOP-variabelen er kun signifikant for industri der vi har negativ lønnsvekst på 3,2 % i år med lønns- og prisstopp. Endringen av normal arbeidstid har sterk negativ effekt på lønningene for både industri og bygg og anlegg.

For finanssektoren kan det se ut til at parameteren for veksten i produktpris ikke har en signifikant effekt på kort sikt. Vi ser også at vi har et feiljusteringsledd som ikke er signifikant for finans og forsikring, og en effekt som er svært lav der kun 0,009 % blir utlignet det første året. Dette kan skyldes en feilspesifisering for hva som styrer lønningene på lang sikt. En årsak til dette kan ligge i at det ikke er produktprisen som driver lønningene på lengere sikt. For å undersøke dette kan en mulighet være å inkludere konsumprisen istedenfor produktprisen ved definisjonen av feiljusteringsleddet. I delkapittel 6.4 vil dette undersøkes nærmere.

6.2.1.1 Arbeidsmarkedsvariablene

Totalt ledige og åpent ledige virker å være de arbeidsmarkedsvariablene som har en signifikant klar effekt på lønningene for bygg og anlegg og industrien. For industri er effekten av arbeidsmarkedsvariablene, med unntak for effekten av langtidsledige signifikant, helt ned på 1 % signifikansnivå. Resultatet for bygg og anlegg har likt signifikansnivå for langtidsledige og totalt ledige, mens vi må opp på 5 % signifikansnivå for åpent ledighetsandel. Ikke overraskende vil økt total ledighet føre til lavere lønninger, slik som presentert i teorien i kapittel 3. For industri vil lønnsveksten på kort sikt falle med 0,026 % ved en økning på 1 % i ledigheten, for bygg og anlegg er effekten noe svakere med fall på 0,023 %. Heller ikke her finner man signifikant effekt for finanssektoren. For åpent ledige, når vi holder totalt ledige fast, ser vi at man får klart signifikante negative verdier for industri og bygg og anlegg. Effekten er litt sterkere og mer signifikant for industri. På kort sikt vil effekten av økt tiltak virke lønnsdrivende, der nominell lønn stiger med antall på tiltak. Det betyr at på kort sikt vil «velferdseffekten» dominere for både industri og bygg anlegg.

For langtidsledige er effekten kun signifikant for finans og forsikring, som ellers har svært få signifikante effekter. Effekten av ledighetsvariablene er, som forventet ikke så sterk lønnsdrivende som de bedriftsspesifikke variablene og konsumprisindeksen. For industri og bygg og anlegg er det tydelig at den kortsiktige effekten av tiltak, vil være lik for begge sektorene, som gir en lønnsdrivende effekt utefra denne modellen. For finanssektoren er den

kortsiktige modellen svært svak med unntak for konsumprisen, langtidsledige og produktiviteten.

6.2.2. Den langsiktige likevekten

Den langsiktige likevekten løses på samme prinsipp som utledet i kapittel 5 om empirisk spesifikaasjon. Pris og produktivitet vil drive lønningene på lang sikt, og parameterne vil være lik 1.

Den langsiktige likevekten for industri er gitt som²⁰:

$$(6.1) \quad \overline{w\bar{c}} = \textit{konstant} + \bar{p} + \overline{\textit{prod}} - 0,1958\overline{tu} - 0,6842\overline{(u - tu)} + 0,0827\overline{ltu} - 0,2406\textit{STOP}$$

Langtidseffekten av total ledighet er negativ. Over tid vil et prosentpoeng økning i total ledighet føre til et fall i nominelle lønninger på 0,1958 %. For åpent ledige er effekten enda sterkere på lang sikt, da er det et fall på 0,6842 % i nominell lønn ved økning på 1 % for åpent ledige på lang sikt. Det gir et solid signal på at ledighetsvariablene har en sterk innvirkning på lønn langsikt.

Vi kan også løse ut langtidslikevekten for bygg og anlegg:

$$(6.2) \quad \overline{w\bar{c}} = \textit{konstant} + \bar{p} + \overline{\textit{prod}} - 0,1966\overline{tu} - 0,5812\overline{(u - tu)} + 0,0513\overline{ltu} - 0,0769\textit{STOP}$$

Som vi ser er resultatene ganske sammenfallende med det vi fant for industri. Det kan virke som at åpent ledige påvirker lønningene noe svakere for bygg og anlegg. Totalt sett vil en økning i ledighetene fra 4 % til 5 % gi et fall i nominell lønn på lang sikt i bygg og anlegg tilsvarende 4,9 %. Det eksisterer da en kraftig positiv effekt av økning i tiltaksandelen. Langtidsledige ser vi har en lønnsdrivende effekt, men denne er ikke signifikant for hverken industri eller bygg og anlegg.

For finanssektoren har vi ingen meningsfull langtidsløsning, ettersom estimert parameter foran feiljusteringsleddet er høyst ikke signifikant (og i praksis lik null).

²⁰ Symbolet med hatt (\bar{x}) marker langtidslikevekt

6. Resultater

6.3 Alternativ spesifikasjon for ledighet

I dette delkapittelet vil det utledes ulike alternative spesifikasjoner for arbeidsmarkedsvariablene i sektorene industri og bygg og anlegg. Den videre utvidelsen vil kunne bekrefte eller avkrefte om modell 1 er robust for disse sektorene. I den nye spesifikasjonen er konstanten og langtidsledige fjernet fra modellen, da de ikke ga en signifikant effekt. I tillegg så er dummyvariabelen fjernet i begge spesifikasjonene for bygg og anlegg. I modell 2 presenteres fremdeles modellen med total ledighetsrate, men leddet for andel åpent ledige er nå skiftet ut med tiltaksraten. Det gir oss muligheten til å se på den direkte effekten av økt total tiltaksrate. I den neste spesifikasjonen, modell 3 beholdes tiltaksraten, men total ledighetsrate erstattes av åpent ledige. Dette fører at vi kan se på de separate effektene som utgjør total ledighetsrate hver for seg.

Tabell 6: Resultater av alternativ spesifikasjon for ledighet

	<i>Industri 2</i>	<i>Bygg og anlegg 2</i>	<i>Industri 3</i>	<i>Bygg og anlegg 3</i>
Δkpi	0,721*** (0,073)	0,705*** (0,088)	0,648*** (0,074)	0,653*** (0,087)
Δp	0,246*** (0,056)	0,159*** (0,052)	0,226*** (0,056)	0,149*** (0,051)
$\Delta prod$	0,246*** (0,070)	0,161** (0,076)	0,203*** (0,068)	0,134* (0,074)
tu_{t-1}	-0,044*** (0,006)	-0,028*** (0,005)		
r_{t-1}	0,028*** (0,006)	0,012** (0,005)	0,017*** (0,005)	0,008* (0,005)
u_{t-1}			-0,037*** (0,005)	-0,028*** (0,005)
wa_{t-1}	-0,220*** (0,026)	-0,157*** (0,023)	-0,174*** (0,019)	-0,137*** (0,019)
Δnh	-0,575*** (0,189)	-1,212*** (0,240)	-0,608*** (0,188)	-1,241*** (0,233)
<i>Stop</i>	-0,023** (0,010)		-0,026*** (0,010)	
<i>AR 1-2 test</i>	F(2,35)=1,27	F(2,36)=3,79*	F(2,35)=1,68	F(2,36)=3,62*
<i>ARCH 1-1 test</i>	F(1,43)=2,32	F(1,43)=1,48	F(1,43)=1,31	F(1,43)=1,48
<i>Normality test</i>	$\chi^2(2)=1,71$	$\chi^2(2)=3,27$	$\chi^2(2)=1,46$	$\chi^2(2)=2,79$
<i>Hetero test</i>	F(16,28)=0,291	F(14,30)=0,99	F(16,28)=0,28	F(14,30)=0,98
<i>Reset23 test</i>	F(2,35)=0,875	F(2,36)=0,75	F(2,35)=0,66	F(2,36)=0,94

Tabell 6: Resultater av empirisk undersøkelser, der Δwc er avhengig variabel og standardavvik er gitt i parentes. Kritiske t-verdi for en tosidig t-test for 10%, 5% og 1% med 40 frihetsgrader er 1,684(*), 2,041(**) og 2,704(***) (Wooldridge, 2013). For kritiske verdier for F- og χ^2 - verdier se Wooldridge (2013).

6.3.1 Modell 2

Det første vi kan se fra modell 2 er at vi fortsatt har langtidslikevekt for begge sektorene, ettersom parameteren foran feiljusteringsleddet er signifikant negativ. Kompensasjonen for treghet i tilpasningen av lønn det første året er noe større i modell 2, enn det vi fant i modell 1. Første året blir 22 % av avviket fra langtidslikevekten utlignet for industri og 15,7 % for bygg og anlegg. For kortidseffektene ved endring av konsumpris, produktivitet og produktpris ser vi at alle har positive parametere. Effekten av konsumpris er tilnærmet lik for begge to med henholdsvis 0,721 % og 0,705 % økning i lønnsveksten ved 1 % økning i konsumprisen. For produktivitet og produktpris er effekten identisk eller omtrent identisk med hverandre ved 1 % økning for industri og bygg og anlegg. Det eneste som skiller de er et større standardavvik for produktivitet.

For arbeidsmarkedsvariablene ser vi at en økning i tiltaksraten på 1 % fører til økning i lønn på 0,028 % for industri. Vi får altså en positiv effekt på lønninger av en økning i tiltaksraten som er forenelig med det vi fant i modell 1. Effekten for bygg og anlegg er noe svakere og tiltaksraten har en elastisitet på 0,012 som gir noe lavere vekst i lønningene enn for industri.

For total ledighetsrate er bygg og anlegg den sektoren der resultatet endrer seg minst fra resultatet vi fant i modell 1. En økning i total ledighetsrate på 1 % vil føre til at lønnsveksten nå vil falle med 0,028 % for bygg og anlegg sammenlignet med 0,023 % fra tidligere. Det viser at den alternative modellen gir konsistente resultater fra modell 1, og at denne virker robust. For industri er effekten noe større i modell 2 enn tidligere funnet i modell 1. I modell 1 hadde vi at en økning på 1 % i tiltaksraten, ville føre til 0,026 % økning i lønnsveksten, nå har den steget til 0,044 %. Likevel har vi ganske konsistente resultater for sektorene i begge modellene og det er fortsatt industri som har størst svingning av endring på den totale ledighetsraten.

Langtidsløsningen for industri skriver vi nå som:

$$(6.3) \quad \overline{w\bar{c}} = \textit{konstant} + \bar{p} + \overline{\textit{prod}} - 0,2000\overline{tu} + 0,1272\bar{r} - 0,1045\textit{STOP}$$

mens langtidsløsningen for bygg og anlegg er gitt ved

$$(6.4) \quad \overline{w\bar{c}} = \textit{konstant} + \bar{p} + \overline{\textit{prod}} - 0,1783\overline{tu} + 0,0764\bar{r}$$

6. Resultater

Parameteren foran total ledighetsrate er i industrisektoren omtrent uforandret på lang sikt, sammenlignet med modell 1. For bygg og anlegg har den negative langsiktige effekten av økt total ledighetsrate gått noe ned. Effektene er og større for industrisektoren på lang sikt av arbeidsmarkedsvariablene. En økning i tiltaksraten fra 2 til 3 % vil på lang sikt føre til økning i nominelle lønninger på 6,36 % i industri, altså en klar lønnsdrivende effekt av økt tiltaksrate. For bygg og anlegg vil en tilsvarende økning føre til at nominelle lønningene stiger med 3,82 %. Ut i fra teorien er det da «velferdseffekten» som dominerer, det medfører at økning i tiltak tilsynelatende skaper flere åpent ledige. I alternativspesifikasjon modell 3 vil begge arbeidsmarkedsvariablene inkluderes.

6.3.2 Modell 3

I modell 3 ser vi på åpen ledighetsrate istedenfor total ledighetsrate. Langtidslikevekten eksisterer for begge næringene og vi ser at parameteren foran lønnsandelen ligger mellom det vi fikk i modell 1 og 2.

Tidligere hadde vi gitt åpen ledighet som en andel av total ledighet, nå derimot ser vi på åpen ledighetsrate separat. Vi ser at parameteren er signifikant på et signifikansnivå på 1 % for både industri og bygg og anlegg. Utslaget er størst for industri også her, hvor vi får et fall i lønningene på 0,037 % ved 1 % økning i åpen ledighetsrate mot 0,028 % for bygg og anlegg. Tilbake til modell 1 var denne innvirkningen sterkere når vi så på endringen av andelen åpent ledige, enn her som vi ser på åpen ledighetsrate. For bygg og anlegg ligger åpent ledige identisk med totalt ledige fra modell 2 og litt høyere enn fra modell 1. Det er noe større utslag for industri i de tre modellene, men det kan virke som åpent ledige og totalt ledige følger hverandre ganske likt. I korrelasjonsmatrisen fant vi at disse var veldig sterkt korrelert med en korrelasjonskoeffisient på 0,980, som kan være årsaken til de like utslagene.

For tiltak har vi nå en litt lavere økning i nominell lønn av økt tiltaksrate for begge sektorene. Konklusjonen er den samme som fra modell 1 og 2, der tiltak virker lønnsdrivende. For bygg og anlegg har signifikansnivået gått noe ned fra tidligere og den er kun signifikant ved 10 % signifikansnivå. Holder vi åpen ledighetsrate konstant vil tiltaksraten øke lønnspresset for industri med 0,017 % ved 1 % økning i tiltaksraten og 0,008 % for bygg og anlegg.

6. Resultater

Langtidsliekevekten presenteres her for industri som:

$$(6.5) \quad \overline{w\bar{c}} = \textit{konstant} + \bar{p} + \overline{\textit{prod}} - 0,2126\bar{u} + 0,0977\bar{r} - 0,1494\textit{STOP}$$

og slik for bygg og anlegg:

$$(6.6) \quad \overline{w\bar{c}} = \textit{konstant} + \bar{p} + \overline{\textit{prod}} - 0,2044\bar{u} + 0,0584\bar{r}$$

På lang sikt er åpent ledige for de to sektorene ganske sammenfallende med hverandre. For tiltak ser vi lønningene stiger noe mindre på lang sikt nå, enn for modell 2 ved økning i tiltaksraten. En økt tiltaksrate fra 2 til 3 % vil føre til at de nominelle lønningene i industri vil øke med 4,89% på lang sikt, som er noe mindre enn den 6,36 % økningen vi hadde i modell 2. For bygg og anlegg er den langsiktige veksten i nominell lønn på 2,92 %, når tiltaksrate øker tilsvarende som for industri.

Resultatene fra modell 2 og 3 tyder på at den første spesifikasjonen i modell 1 er robust. Ingen av parameterne skifter fortegn, og spesielt for industri kan vi se at effekten av den totale ledigheten endres svakt fra modell 1 til 2. Videre ser det ikke ut til at det å fjerne langtidslieke svekker modellen noe særlig, og det kan virke som vi har en liten underestimert i modell 1, sammenlignet med de alternative spesifikasjonene. Heteroskedastiske restledd ble på forhånd ikke sett på som et stort problem for tidsserier. Dette har også blitt resultatet av de rapporterte verdiene fra empirien, der vi over hele linjen får varians i restleddet som tyder på de er homoskedastiske restledd.

Et problem for modell 1-3 har vært at vi for bygg og anlegg ikke har klart å fjerne autokorrelasjonen, selv om den var nedadgående i de alternative spesifikasjonene. Dette betyr at vi må ta høyde for at dette kan ha påvirket testene vi har hatt for parameterne for bygg og anleggsektoren. Normalitetstest var stort sett god for alle sektorer og modeller, men verdiene var noe høyere for bygg og anleggsektoren i de utvidede modellene og for finans og forsikring i modell 1. Konklusjonen er at vi har normalfordelte restledd.

6.3.3 Sammenligning med tidligere studier

I denne oppgaven har det blitt sett på hvilken effekt arbeidsmarkedsvariabler har på ulike sektorer. Noe av motivasjonen har ligget i å teste om resultatene man har fått fra tidligere studier kan generaliseres for alle sektorer. Tallene og den empiriske spesifikasjonen vil være ulik fra studie til studie og denne oppgaven er intet unntak. I sammenligningen med tidligere studier vil det være fokus på ulike datasett, om det er brukt tidsseriedata eller paneldata, og om man ser på en sektor eller en hel økonomi. I denne oppgaven er det sett på data fra 1970-2015, disse tallene er vesentlig nyere enn relevante sammenlignbare artikler som i Nymoens og Rødseths (2003) og Raaums og Wulfsbergs (1998).

I Nymoens og Rødseths (2003) ble det brukt tidsseriedata, og der det i utgangspunktet ble brukt en modell hvor man hadde noe ulik spesifisering når det kommer til interne forhold i utvalgslandene²¹. Fokuset her vil ligge på resultatene som ble funnet fra det norske arbeidsmarkedet. Modellen forfatterne brukte er mest lik modell 1 i denne oppgaven. I modell 1 bruker vi total ledighetsrate og andelen av totalt ledige som er åpent ledige, som forklaringer på arbeidsmarkedet. Avhengig variabel som er brukt er vekst i timelønn, og i tiltaksleddene er både nivåform og endringsform inkludert. Resultatet for nivåleddet er sammenfallende med det vi fant her for tiltak der økningen i tiltak virker lønnsdrivende. Nymoens og Rødseths (2003) fant en elastisitet tilsvarende -0,049 for leddet for andelen åpent ledige, i denne oppgaven ble denne parameteren estimert for å være lik -0,091 for industri så det er noe avvik, som er å forvente når deres estimeringsperiode var fra 1964 -1994, altså avsluttet over 20 år før denne. For bygg og anlegg var elastisiteten -0,068 som er noe nærmere Nymoens og Rødseths (2003) sine funn og begge kommer frem til den samme konklusjonen, nivåvariabelen for tiltaksleddet gir at økning i tiltak virker lønnsdrivende.

For den totale ledigheten finner Nymoens og Rødseths (2003) en parameterverdi på - 0,020, som er svært lik det som ble funnet for industri med - 0,026 og for bygg og anlegg med - 0,029. Begge finner altså at når den totale ledigheten øker, vil lønningene falle som et resultat av arbeidernes forhandlingsmakt minsker.

Den langsiktige elastisiteten som ble funnet for tiltaksleddet i Nymoens og Rødseths (2003) var -0,27 og for total ledighet var den på 0,11. Forskjellen øker relativt mye for åpen

²¹ Nærmere forklaring for empirisk spesifisering se Nymoens og Rødseths (2003)

6. Resultater

ledighetsandelledet hvor jeg fant elastisitet på - 0,68 og - 0,58 for henholdsvis industri og bygg og anlegg. Dette skyldes ulik verdi for feiljusteringsleddet.

Av paneldataundersøkelser har vi Raaum og Wulfsberg (1998) som brukte flere ulike spesifikasjoner i sin analyse av det norske arbeidsmarkedet, der to av de er sammenlignbare med spesifikasjonene utført i denne analysen. Dataene de brukte strakte seg fra 1984 -1991 og avhengig variabel var lønnsvekst per arbeider. I modell 3 i denne oppgaven ble det undersøkt hvilke separate effekter vi har av åpen ledighetsrate og tiltaksrate, det ble også undersøkt i Raaum og Wulfsberg (1998)²². Her ble endringsvariabelen samt nivåvariablene inkludert for begge arbeidsmarkedsvareblene. For parameteren for tiltak fant de en elastisitet på -0,030 som er motsatt fortegn av det vi fant for industri 0,017 og for bygg og anlegg 0,008. Ifølge Raaum og Wulfsberg (1998) vil altså arbeidsmarkedstiltak virke lønnsdempende og ikke lønnsdrivende slik som i denne oppgaven. Den langsiktige elastisiteten har en verdi på - 0,124. For åpent ledighet hadde vi en positiv parameter som ga en økning i lønn av økt åpent ledige med en elastisitet på 0,023. Dette er motstridende igjen med funnene for industri og bygg og anlegg gitt i denne oppgaven der åpent ledighetsrate virker lønnsdempende. En av årsakende til de ulike resultatene kan ligge i den korte tidsperioden som ble undersøkt av Raaum og Wulfsberg (1998).

Som tidligere nevnt var det begrensninger for lokale tillegg under bankkrisen som startet 1987 og 1988-1989. I Raaum og Wulfsberg inkluderte de ikke noen dummy-variabler, slik det ble her for industri 1988-1989. Faktorene kan være medvirkende årsaker til at denne perioden er ekstra spesiell og om jeg hadde kjørt regresjoner for samme periode kunne jeg fått til tilsvarende resultat. I tillegg til dette ser Raaum og Wulfsberg (1998) på paneldata, mens jeg har i denne oppgaven brukt tidsseriedata. Figur 7 støtter dette, og viser tiltak i denne perioden ikke følger endringene til ledighet på lik måte her, som senere.

Den andre modellen som ble spesifisert i Raaum og Wulfsberg (1998), som ligner på en modell i denne oppgaven, brukte total ledighetsrate og tiltaksandel. Tiltaksandel-leddet som ble brukt (r-tu) kan sammenlignes med åpen ledighetsandel-leddet i denne oppgaven, (u-tu). For total ledighet fant de i likhet med den oppgaven at den virket lønnsdempende. Tiltaksandel-leddet kan tolkes rett frem for tiltak, der den negative parameterverdien rapportert på tiltaksandelen -0,037, gir lavere lønnsvekst per arbeider. Begge modellene som

²² For utfyllende informasjon og nærmere beskrivelse av den empiriske spesifikasjonen se Raaum og Wulfsberg (1998)

6. Resultater

vi har sett på av Raaum og Wulfsberg (1998) peker på at det er «jobbkonkurranseeffekten» som dominerer, og ikke «velferdseffekten» som funnet i denne oppgaven.

Johansen (1995) brukte tidsseriedata fra 1972 -1990 for industrien i Norge, et viktig moment her var inkluderingen av langtidsledige. I undersøkelsene av industrien i denne oppgaven har det ikke lyktes å finne noe signifikant effekt av langtidsledige. Men man kan notere seg at tallene man får ut her, om ikke signifikant peker på det samme at langtidsledige er lønnsdrivende som hos Johansen (1995, 2015).

Av nyere studier som er relevant har vi Lien (2016) som bruker tidsserier for fastlands-Norge. Flere av spesifikasjonene i denne oppgaven er direkte sammenlignbare med Lien (2016). Et viktig moment er at disse tallene strekker seg omtrent i samme tidsperiode som denne oppgaven, fra 1970 -2014. Spesifikasjon 2 og 3 i denne oppgaven er tett knyttet til spesifikasjonene til de presentert i Lien (2016), der inkludering av signifikante effekter av langtidsledige i hans oppgave er verdt å notere seg. Forfatteren bruker nominell timelønn som avhengig variabel, men har flere alternative spesifikasjoner for de ulike sammensetningene av arbeidsmarkedsvariablene. I modell 2 fant jeg lønnsdrivende effekt av nivåvariabelen for begge sektorene, dette støttes av Lien (2016) sine tall. Da jeg inkluderte åpen ledighetsrate og tiltaksrate, fant jeg fortsatt en lønnsdrivende effekt for arbeidsmarkedstiltak, den samme effekten finner vi derimot ikke i den første spesifikasjonen for Lien (2016), der en svært svak effekt av tiltak på -0,0005 fører til noe lønnsdempende effekt i denne spesifikasjonen. I sine senere spesifikasjoner med samme ledighetsvariabler finner han etterhvert også lønnsdrivende effekt, som er konsistent med mine resultater. Han kjørte også en modell som ligner på modell 1 i denne oppgaven, men der han, i likhet med Raaum og Wulfsberg (1998), hadde inkludert tiltaksandel istedenfor åpen ledighetsandel. Her finner han lønnsdrivende effekt av nivåleddet og lønnsdempende effekt av endringsvariabelen. Konklusjonen til Lien (2016) total sett er at «jobbkonkurranseeffekten» dominerer på kort sikt.

Det kan dermed virke som at vi, i nyere tidsseriedata, får resultater av nivåleddene som gir en lønnsdrivende effekt av økt arbeidsmarkedstiltak. Vi skal nå se om det er mulighet for å se de samme effektene for finans og forsikring.

6.4 Alternativ spesifikasjon for finans og forsikring

Det har vist seg vanskelig å finne en god modell for finans, i dette delkapittelet vil jeg dokumentere resultater fra ulike spesifikasjoner. For finans og forsikring ble modell 1 svært svak med få signifikante variabler, og langtidslikevekt ble irrelevant. Industri er som kjent lønnsledende, hvorav bygg og anlegg følger etter. Resultatene for finans og forsikring i modell 1 viser at finans og forsikring ser ut til å være mer autonom. De følger ikke den samme utviklingen som de andre i like stor grad. I dette kapittelet vil jeg forsøke å rette et søkelys, først på og oppnå en signifikant effekt av feiljusteringsleddet, deretter mot å finne en modell med signifikante variabler for en eller flere av arbeidsmarkedsvariablene.

I siste del av kapittel 4 fikk vi en lav verdi på feiljusteringsleddet under testen for stasjonaritet, og sammen med figuren for lønnsandel kan det tyde på at denne er ikke-stasjonær. Jeg velger derfor å bryte opp feiljusteringsleddet først, for å finne en alternativ formulering. I tidligere studier som Johansen m.fl. (2007) og Nymoen (1989) ble det inkludert et kileledd som viste ulikheten mellom konsumprisen og produktprisen. Dette leddet $\gamma(kpi - p)$ medfører at parameteren foran feiljusteringsleddet ($wc - p - prod$) vil gi lavere effekt av produktpris på lang sikt, verdien for produktprisen nå får vil være $(1 - \gamma)$. Argumentet fra Nymoen (1989) var å inkludere flere $I(1)$ variabler som kunne motvirke ikke-stasjonaritet i lønnsandelen. Kileleddet kunne ifølge Nymoen (1989) brukes som en forklaring på hvorfor det eksisterte ikke-stasjonaritet i lønnsandelen. Nymoen (1989) fant ut at dersom man inkluderte en tilbakedatert verdi for kileleddet, betydde det at arbeidsmarkeds-variablene også var signifikante på lang sikt. Johansen m.fl. (2007) fant også ut at konsumprisen påvirker den langsiktige lønnsutviklingen.

Ut ifra tidligere resultater ønsker jeg å undersøke hvorvidt konsumprisen er det som driver lønningene på lang sikt, og ikke produktprisen for finans og forsikringssektoren. I modell 1 er langtidslikevekten av konsumprisen lik null og effektene fanges kun opp av en konstant. For å se på dette blir det tatt utgangspunkt i en modell der vi undersøker signifikansnivået av den laggete nivåformen for lønnskostnader, konsumprisen og produktiviteten²³. Kjøring av denne ga alle signifikante verdier som nå blir brukt for å danne et nytt feiljusteringsledd. Dette er nå endret til $(wc - prod - kpi)_{t-1}$, der produktprisen har blitt skiftet ut mot konsumprisen.

²³ Den generelle modellen for finans- og forsikringssektoren kan finnes i appendiks.

6. Resultater

I de nye spesifikasjonene for finans og forsikring med det nye feiljusteringsleddet er det valgt å fjerne konstanten og langtidsledige, slik som ble gjort i delkapittel 6.2. I tillegg er nå STOP og endring av normal arbeidstid variablene utelatt. I de alternative spesifikasjonene i modell 4.1 og 4.2 inkluderer vi kun en ledighetsvariabel og fjerner produktprisen.

Tabell 7: Alternativ spesifikasjoner for ledighetsvariablene i finans og forsikring

	<i>Finans 1.1</i>	<i>Finans 2.1</i>	<i>Finans 3.1</i>	<i>Finans 4.1</i>	<i>Finans 4.2</i>
<i>konstant</i>					-0,320** (0,146)
Δkpi	0,658*** (0,108)	0,661*** (0,108)	0,656*** (0,108)	0,633*** (0,103)	0,801*** (0,125)
Δp	-0,044 (0,036)	-0,043 (0,036)	-0,043 (0,036)		
$\Delta prod$	0,103* (0,053)	0,103* (0,054)	0,102* (0,054)	0,108** (0,048)	0,152*** (0,050)
<i>tu</i>	-0,027*** (0,007)	-0,0312** (0,013)		-0,024** (0,006)	-0,010 (0,009)
$(u - tu)$	-0,015 (0,030)				
<i>r</i>		0,004 (0,009)	-0,003 (0,007)		
<i>u</i>			-0,025** (0,010)		
$wc - prod - kpi_{t-1}$	-0,013*** (0,002)	-0,014*** (0,004)	-0,011*** (0,002)	-0,012*** (0,002)	-0,066** (0,024)
<i>AR 1-2 test</i>	F(2,37)=0,62	F(2,37)=0,67	F(2,37)=0,59	F(2,39)=0,65	F(2,38)=0,38
<i>ARCH 1-1 test</i>	F(1,43)=2,78	F(1,42)=2,72	F(1,43)=2,77	F(1,43)=2,76	F(1,43)=3,44
<i>Normality test</i>	χ^2 (2)=1,50	χ^2 (2)=1,39	χ^2 (2)=1,59	χ^2 (2)=2,48	χ^2 (2)=0,59
<i>Hetero test</i>	F(12,32)=1,18	F(12,31)=1,25	F(12,31)=1,27	F(8,36)=1,54	F(8,36)=1,36
<i>Reset23 test</i>	F(2,37)=2,70	F(2,36)=2,69	F(2,36)=2,71	F(2,39)=3,05	F(2,38)=2,36

Tabell 7: Resultater av empirisk undersøkelser, der Δwc er avhengig variabel og standardavvik er gitt i parentes. Kritiske t-verdier ved en tosidig t-test for 10%, 5% og 1% med 40 frihetsgrader er 1,684(*), 2,041(**) og 2,704(***) (Wooldridge, 2013). For kritiske verdier for F- og χ^2 -verdier se Wooldridge (2013).

Testene for restleddet er gode for alle spesifikasjonene, og vi antar at alle modellene oppfyller restleddsforutsetningene.

I tabell 7 er det nye feiljusteringsleddet som jeg argumenterte for tidligere inkludert. Som vi ser har effekten av parameteren for feiljusteringsleddet nå en signifikant negativ verdi på samtlige modeller helt ned på 1% signifikansnivå. Feiljusteringsleddet kan nå gi oss en signifikant effekt slik at vi kan se på en langsiktig sammenheng. De estimerte parameterne

6. Resultater

foran de nye feiljusteringsleddene er fremdeles veldig lave, hvilket gjør at bevegelsen til den nye likevekten går veldig sakte.

De kortsiktige effektene av produktprisen er ikke tilstedeværende i modell 1.1-3.1, og fjernes fra modell 4.1 og 4.2. For effekten av produktivitet er den kun signifikant på 10 % signifikansnivå i de første tre modellene, men effekten øker til 5 - og 1 % signifikansnivå i modell 4.1 og 4.2. Effekten av parameteren for produktivitet er positiv. Dette er likt med det vi fant i modellene for industri og bygg og anlegg. Konsumprisen følger de andre sektorene i signifikansnivå og størrelsen på effekten av økning i konsumpris.

For arbeidsmarkedsvariablene klarer vi ikke å oppnå signifikant effekt av to variabler samtidig. Derimot kan en se av modell 1.1 at effekten av total ledighet er signifikant helt ned på 1% signifikansnivå. Effekten vi får av å øke total ledighetsrate er at de nominelle lønningene vil falle. For åpent ledighetsandellet finner vi ingen signifikantverdi i denne spesifiseringen for finans og forsikring heller.

I modell 2.1 er det brukt tiltaksrate istedenfor åpen ledighetsandellet. Denne modellen bygger på modell 2 vi hadde for industri og bygg og anlegg i kapittel 6.2. Tiltaksrateleddet har ingen signifikant parameter. For total ledighet må vi ned til 5 % signifikansnivå for å beholde effekten av total ledighet. Effekten er tilsvarende med den vi fikk i modell 1.1.

I den tredje spesifiseringen har jeg fjernet total ledighetsrate, og ser istedenfor på effekten av åpen ledighetsrate. Effekten av åpen ledighetsrate er signifikant på 5% signifikansnivå og virker, i likhet med det jeg fant for modell 3 for bygg og anlegg, lønnsdempende. Tiltaksrate er fortsatt insignifikant og skifter fortegn fra det jeg fant i modell 2.1. Ut ifra resultatene til nå har det vist seg vanskelig å finne en god modell som inkluderer både tiltak og ledighet. Et alternativ da er å gå videre, og kun se på effekten av total ledighet isolert sett, slik vi gjør i 4.1-4.2.

Som følge av lave verdier på parameteren foran feiljusteringsleddet, gir langtidsløsningen ekstremt høye effekter for ledighetsvariablene som ikke virker troverdig. Dette fører til at en ledighetsvariabel, som total ledighet, på lang sikt vil gi effekter som gir opptil dobbelt så stor økning i lønn, ved en enhets økning i total ledighet.

I modell 4.1 og 4.2 går vi videre fra resultatene vi fikk i 1.1-3.1. Tiltaksleddene er fjernet og vi ser kun på total ledighet i disse to modellene. I den alternative spesifikasjonen 4.2 er konstanten også inkludert, da denne virker å ha en effekt når vi har signifikansnivå på 5%. I

denne modellen har jeg i tillegg valgt å fjerne produktprisen, og av bedriftsspesifikke forklaringsvariabler er kun produktivitet nå inkludert.

Når vi ikke har inkludert konstanten, kan vi se signifikante effekter av alle variablene. Effekten av feiljusteringleddet virker ganske stabil fremdeles og endringen er liten fra tidligere. For effekten av total ledighet ser vi at denne er klart signifikant negativ helt ned på 5 % signifikansnivå. Dette samstemmer med det vi har fått for de andre sektorene. Derimot ser vi at når vi inkluderer konstanten fører det til at totalt ledige ikke lenger er signifikant.

En årsak til at tallene fortsatt er svake kan skyldes at finans og forsikringssektoren har vært utsatt for «kriser». Bankkrisen som er omtalt tidligere er et slikt eksempel på 1980-tallet, en annen som skjedde nylige er finanskrisen. I neste delkapittel vil jeg inkludere dummyvariabel for perioden vi hadde finanskrise, som kan ha påvirket estimeringen.

6.4.1 Inkludering av finansdummy

Når konstanten var med fikk vi ikke lenger signifikant effekt av total ledighet. En aspekt som enda ikke har vært adressert er muligheten for å inkludere dummyvariabel for årene vi hadde finanskrise. Det er naturlig å tenke seg at finans og forsikring ville være ekstra utsatt for unormale svingninger i denne perioden. I tabell 9 er det inkludert en dummyvariabel som tar verdien 1 i årene 2008-2010.

Modell 5.1 viser samme modell som 4.2, men her er finansdummyen nå inkludert.

Finansdummyen er signifikant negativ på 5 % signifikansnivå. I årene under finanskrisen får vi lavere nominelle lønninger. Slik vi ser er effekten av totalt ledige nå blitt signifikant ved 10 % signifikansnivå. Effekten er ikke overraskende, også her negativ for økt total ledighet. I denne modellen eksisterer det fortsatt en langtidslikevekt. Effekten av feiljusteringsleddet er nå større og 6,30 % vil utlignes første året ved avvik fra likevektslønn. Dersom vi fjerner produktprisen fra modell 5.1 vil signifikansnivået gå ned så mye for effekten av total ledighetsrate, slik at effekten ikke lenger er signifikant på 10 % signifikansnivå.

6. Resultater

Tabell 8: Inkludering av finansdummy

	<i>Finans 5.1</i>	<i>Finans 5.2</i>
<i>Konstant</i>	-0,293** (0,138)	-0,370*** (0,109)
<i>Δkpi</i>	0,755*** (0,122)	0,805*** (0,105)
<i>Δp</i>	-0,033 (0,032)	-0,024 (0,031)
<i>Δprod</i>	0,113** (0,050)	0,102* (0,051)
<i>tu</i>	-0,015* (0,009)	
<i>r</i>		-0,009* (0,005)
<i>Finansdummy</i>	-0,025** (0,010)	-0,027** (0,010)
<i>wc – prod – kpi_{t-1}</i>	-0,063*** (0,023)	-0,073*** (0,019)
<i>AR 1-2 test</i>	F(2,36)=0,83	F(2,36)=0,88
<i>ARCH 1-1 test</i>	F(1,43)=2,40	F(1,43)=1,52
<i>Normality test</i>	χ^2 (2)=0,70	χ^2 (2)=0,69
<i>Hetero test</i>	F(11,33)=1,15	F(11,33)=0,94
<i>Reset23 test</i>	F(2,36)=0,14	F(2,36)=0,09

Tabell 8: Resultater av empirisk undersøkelser, der Δwc er avhengig variabel og standardavvik er gitt i parentes. Kritiske t-verdi for en tosidig t-test for 10%, 5% og 1% med 40 frihetsgrader er 1,684(*), 2,041(**) og 2.704(***) (Wooldridge, 2013). For kritiske verdier for F- og χ^2 - verdier se Wooldridge (2013).

I et forsøk for å se på tiltak er det i modell 5.2 fjernet total ledighetsrate og nå inkludert tiltaksrate. Det vi ser nå er at vi får signifikant effekt på kort sikt av tiltak. Effekten er negativ og viser at dersom arbeidsmarkedstiltak øker med 1 %, vil vi ha en økning i nominell lønn på 0,0088 %. Det vil si en veldig lav effekt av tiltak, men en lønnsdempende effekt som er motsatt av hva jeg fant i de andre sektorene.

For alle restleddtestene har de ulike spesifikasjonene for finans og forsikring stort sett vært sterke i alle de alternative spesifikasjonene. Totalt sett har det vist seg vanskelig å finne en god modell for finans og forsikring. For tiltak har vi fått svært ulik effekt i de ulike modellene, og det er først i de siste modellene at vi ikke har fått insignifikante arbeidsmarkedsvariabler. Likevel virker det som at det å endre feiljusteringsleddet og inkludere finansdummy har gjort effektene av variablene noe mer tolkbare.

7. Oppsummering og konklusjon

Hovedkonklusjonen i denne oppgaven har vært at de empiriske funnene viser at arbeidsmarkedstiltak virker lønnsdrivende for industri og bygg og anlegg. For finans og forsikring har resultatene vært tvetydige, og effektene av variablene i modellene har ikke alle vært tilstrekkelig signifikante til at vi kan konkludere med at de har en effekt.

For total ledighet har jeg funnet lønnsdempende effekt i alle sektorene på kort og lang sikt. På kort sikt har endringer i konsumpris, produktpris og produktivitet vist seg å være de variablene som driver lønningene mest.

Resultatene av den empiriske analysen presenterte en meningsfull langtidslikevekt kun for to av næringene, når jeg brukte produktpris i feiljusteringsleddet. For industri går bevegelsen fra avviket tilbake til likevekt en anelse raskere enn for bygg og anlegg, der mellom 13,3 til 22,0 % av korreksjonen skjer første året mot 11,7 til 15,7 % for bygg og anlegg.

Når konsumpris er inkludert i feiljusteringsleddet, oppstår det en signifikant effekt for finans og forsikring. Verdien til feiljusteringsleddet er svært lav, og det er tidkrevende korreksjon tilbake til likevekt. Det virker likevel som inkluderingen av finansdummy ga litt høyere verdi for parameteren til feiljusteringsleddet for finans og forsikring, enn uten.

Effekten av økning i total ledighet ble av tidligere empiri og i styringsrettsmodellen forventet å påvirke lønnsveksten negativt på kort sikt og gi økt nominell lønn på lang sikt. Resultatene for de tre sektorene har vært ganske entydige med antagelsen jeg hadde. For økt total ledighet har jeg kun funnet negative effekter. En annen arbeidsmarkedsvariabel, langtidsledighet, har i denne oppgaven vært insignifikant til 10 % signifikansnivå.

For arbeidsmarkedstiltak gir resultatene fra modell 2 og 3 for industri og bygg og anlegg ganske konsistente svar med det jeg fant i modell 1. Effekten av økt arbeidsmarkedstiltak virker på kort sikt lønnsdrivende for begge næringene, om noe litt sterkere for industri enn bygg og anlegg. På lang sikt øker forskjellen mellom de to sektorene ved økning i arbeidsmarkedstiltak. Jeg konkluderer at for industri og bygg og anlegg er det «velferdseffekten» som dominerer over «jobbkonkurransoeffekten». Ifølge resultatene i denne oppgaven vil en økning i tiltak som regjeringen legger opp til i revidert nasjonalbudsjett gi økt arbeidsledighet da lønnskurven vil skifte opp.

7. Oppsummering og konklusjon

For finans og forsikring fant jeg noe varierende resultater for effekter av økt arbeidsmarkedstiltak, der kun en av spesifikasjonene ga signifikante effekt ved 10 % signifikansnivå. Effekten i modell 5.2 som var signifikant ga en lønnsdempende effekt av økt arbeidsmarkedstiltak, dersom vi tar dette resultatet som gyldig, vil vi ikke kun generalisere effekten av arbeidsmarkedstiltak til å gjelde for alle sektorer.

Til slutt inkluderte jeg en dummyvariabel for finanskrisen i estimeringen av finans og forsikring for å se om den hadde en signifikant effekt på lønningene. Effekten viste seg å være signifikant negativ til 5 % signifikansnivå i årene med finanskrise. Totalt sett har det vært vanskelig å finne en god modell for finans og forsikring. For industri og bygg og anlegg har tallene stort sett vært veldig rene og fine.

7.1 Videre studier

Det ble i denne oppgaven sett på en lineær lønnskurve, i Johansen (1995) ble krumningen av lønnskurven undersøkt. Videre studier kan teste alternative funksjonsformer for lønnskurven med utgangspunkt i Johansen (1995). I denne oppgaven studerte jeg kun effekten av arbeidsmarkedstiltak i økonomien som helhet. I videre studier vil det være interessant å se om effekten av tiltak avhenger av hvilken situasjon vi har i arbeidsmarkedet. Et eksempel kan være om tiltak har lik effekt når vi har lav og høy ledighet. Til slutt kunne man sett på om forskjellige type tiltak gir ulike effekter på lønn.

Referanser

- Bjørnstad, R. og R. Nymoen (2007): «Den norske modellen for lønnsdannelse: – Enda viktigere etter ny politikk», Økonomisk Forum NR. 7 2007, 4-13.
- Brooks, C. (2008): “Introductory Econometrics for Finance”, Cambridge university press, 2. utgave.
- Bruce, E. (1989): «INSTITUSJONELLE FORHOLDS BETYDNING FOR LØNNSDANNELSEN», interne notater – SSB
- Bårdsen, G. og R. Nymoen (2011): Innføring i økonometri. Fagbokforlaget, Bergen.
- Calmfors, L. og Forslund, A. (1991): “Real-Wage determination and labour market policies: The Swedish market”, The Economic Journal, vol. 101, no 408, 1130-1148
- Edin, P.-A., B. Holmlund, og T. Östros (1994): “Wage Behaviour and Labour Market Programmes in Sweden: Evidence from Microdata”, Toshiaki Tachibanaki (ed): Labour Market and Economic Performance, MacMillan Press, Ltd,
- Eika, T.: “Norsk økonomi 1998-1991: -Hvorfor steg arbeidsledigheten så mye», Rapporter fra Statistisk sentralbyrå, 93/23
- Horgen, E. og Bø, T. (27 april, 2017): «Årsaker til ulike tall på arbeidsledighet», SSB, hentet fra <https://www.ssb.no/arbeid-og-lonn/arsaker-til-ulike-tall-pa-arbeidsledighet>
- Johansen, K. (1995): “Norwegian wage curve”, Oxford Bulletin of Economics and Statistics, 57,2, 229-247
- Johansen, K. (2000): «Labour Economics -Macroeconomic Issues», forelesningsnotat, NTNU
- Johansen, K. (2002): “Regional wage curves empirical evidence from Norway”, working paper series No 3, NTNU, department of economics
- Johansen, K., Mydland, Ø., og Strøm, B. (2007): «Politics in wage setting: does government colour matter?», Economics of Governance 8: 95-109
- Johansen, K. (2015): “Norwegian wage curves twenty years after”, Department of Economics, NTNU
- Kremer, J. M. K., Dolado, J.J., og Ericsson, N.R. (1992): “The power of cointegration test”, Oxford bulletin of economics and statistics, 54, 3 (1992), 325-348
- Lien, B. (2016): «Hvilken effekt har arbeidsmarkedstiltak og langtidsledighet på lønnsdannelsen? : en empirisk analyse av lønnskurver i Fastlands-Norge i perioden 1970-2014», NTNU, Fakultet for samfunnsvitenskap og teknologiledelse, Institutt for samfunnsøkonomi
- NAV. (2017): Om statistikken – Arbeidssøkere. Hentet fra <https://www.nav.no/print-innhold?book=1073745818>
- NAV, hentet fra <https://www.nav.no/print-innhold?book=1073745818>

Referanser

- NOU (1990): "Om grunnlaget for inntektsoppgjørene 1989" Norges Offentlige Utredninger, Forvaltningstjenestene statenstrykningskontor 1990: 3
- Nymoen, R. (1989) «Modelling wages in the small open econom: An error-correction model of Norwegian manufacturing wages», Oxford bulletin of economics and statistics 51 (1989) 239-258, Basil Blackwell, Oxford.
- Nymoen, R. og Rødseth, A. (2003): "Explaining unemployment: some lessons from Nordic wage formation", Labour Economics 10, 1-29
- Raaum, O., og Wulfsberg, F. (1998): "Unemployment, labour market Programmes and wages in Norway", Norges Bank, Oslo
- Smith, E. m.fl. (1998): «Stortingets granskningskommisjon for bankkrisen», rapport Stortingets granskningskommisjon for bankkrisen
- SSB (2017): «Årsaker til ulike tall på arbeidsledighet» Statistisk sentralbyrå, hentet fra <https://www.ssb.no/arbeid-og-lonn/arsaker-til-ulike-tall-pa-arbeidsledighet>
- Regjeringen, meld. St. 2 (2016-2017). (2017). Revidert nasjonalbudsjett 2017. Hentet fra http://www.statsbudsjettet.no/upload/Revidert_2017/dokumenter/pdf/stm2.pdf
- Torsvik, R. (1999): «Bankkrisen». Hentet fra <http://www.ssb.no/bank-og-finansmarked/artikler-og-publikasjoner/bankkrisen>
- Wooldridge, J. (2013): "Introductory Econometrics: A Modern Approach", Cengage Learning, 5. utgave.

Appendiks

Tabell 9: Generell modell 1

	<i>Industri</i>	<i>Bygg og anlegg</i>	<i>Finans og Forsikring</i>
<i>constant</i>	-0,019 (0,037)	0,046 (0,046)	0,039 (0,073)
Δwc_{t-1}	0,141 (0,107)	0,105 (0,125)	0,068 (0,208)
Δkpi	0,335** (0,130)	0,180 (0,182)	0,680** (0,268)
Δkpi_{t-1}	0,329* (0,157)	0,274 (0,177)	-0,030 (0,289)
Δp	0,187*** (0,055)	0,001 (0,059)	-0,065 (0,056)
Δp_{t-1}	0,083 (0,052)	0,076 (0,062)	-0,019 (0,058)
$\Delta prod$	0,146** (0,069)	0,106 (0,094)	0,0732 (-0,012)
$\Delta prod_{t-1}$	0,102 (0,063)	-0,058 (0,080)	-0,012 (0,075)
wa_{t-1}	-0,180*** (0,049)	-0,003 (0,059)	0,018 (0,035)
Δtu	-0,007** (0,009)	-0,029** (0,016)	-0,011 (0,019)
tu_{t-1}	-0,026 (0,012)	-0,029* (0,016)	-0,007 (0,024)
$\Delta(u - tu)$	0,0137 (0,032)	0,093* (0,049)	0,012 (0,079)
$(u - tu)_{t-1}$	-0,093*** (0,026)	-0,059 (0,036)	0,034 (0,059)
Δltu	0,013 (0,021)	-0,001 (0,028)	-0,059 (0,045)
ltu_{t-1}	0,020 (0,014)	-0,001 (0,020)	-0,022 (0,029)
Δnh	-0,424** (0,198)	-1,014*** (0,250)	-0,237 (0,449)
<i>Stop</i>	-0,037*** (0,010)	-0,015 (0,013)	-0,015 (0,020)

Tabell 9: Kritiske t-verdi for en tosidig t-test for 10%, 5% og 1 % med 40 frihetsgrader er 1,684(*), 2,041(**) og 2,704(***) (Wooldridge, 2013). For kritiske verdier for F- og χ^2 - verdier se Wooldridge (2013).

Tabell 10: Generell modell for nytt feiljusteringsledd

	<i>Finans modell 2.1</i>	<i>Finans modell 2.1</i>
<i>Konstant</i>	-0,580** (0,239)	-0,343 (0,204)
Δkpi	0,735*** (0,224)	0,871*** (0,181)
Δp	-0,032 (0,035)	-0,029 (0,039)
$\Delta prod$	0,119* (0,054)	0,124* (0,061)
tu	-0,022* (0,013)	-0,018 (0,014)
tu_{t-1}	-0,011 (0,017)	0,010 (0,018)
$(u - tu)$	0,006 (0,056)	0,015 (0,056)
$(u - tu)_{t-1}$	0,033 (0,047)	0,002 (0,051)
wc_{t-1}	-0,180*** (0,047)	
$prod_{t-1}$	0,098*** (0,034)	
kpi_{t-1}	0,225*** (0,063)	
$wc - prod - kpi_{t-1}$		-0,070* (0,034)
Δnh	0,016 (0,276)	-0,016 (0,311)
<i>Stop</i>	-0,020 (0,016)	-0,002 (0,016)
<i>AR 1-2 test</i>	F(2,30)=0,15	F(2,32)=0,59
<i>ARCH 1-1 test</i>	F(1,43)=0,84	F(1,43)=1,80
<i>Normality test</i>	χ^2 (2)=2,75	χ^2 (2)=0,57
<i>Hetero test</i>	F(24,20)=1,25	F(20,24)=0,68
<i>Reset23 test</i>	F(2,30)= 0,60	F(2,32)= 1,66

Tabell 10: Kritiske t-verdi for en tosidig t-test for 10%, 5% og 1 % med 40 frihetsgrader er 1,684(*), 2,041(**) og 2.704(***) (Wooldridge, 2013). For kritiske verdier for F- og χ^2 - verdier se Wooldridge (2013).