

# En økonometrisk analyse av lønnsrigiditeter i Norge

av

Halvor Friisk

**Masteroppgave**

Masteroppgaven er levert for å fullføre graden

**Master i samfunnsøkonomi**

Universitetet i Bergen, Institutt for økonomi

Juni 2009

UNIVERSITETET I BERGEN



## Forord

Først og fremst vil jeg takke veileder Arild Aakvik for veiledning og hjelp i arbeidet med denne masteroppgaven.

Det er flere som har hjulpet meg på veien til en ferdig oppgave. Lars Strand, min kjære morfar, har gitt verdifulle innspill etter hvert som oppgaven ble til. Om enn en gammel sirkushest tilbake i manesjen, så er det fortsatt godt med kraft i frasparket. Tom Skavland fortjener takk for innspill som har hjulpet meg på veien. Vegard Rønning takkes for godt humør, god stemning og for å friske opp i hverdagen. Sist men ikke minst vil jeg takke Karen Sverre som har vært en stor støtte gjennom arbeidet med denne oppgaven og som alltid er der når det trengs.

---

Halvor Andreas Strand Friisk, Bergen 2. juni 2009

## **En økonometrisk analyse av lønnsrigiditeter i Norge**

av

**Halvor Friisk, Master i samfunnsøkonomi**

Universitetet i Bergen, 2009

Veileder: Arild Aakvik

---

I denne oppgaven utforskes effekten av lønnsrigiditeter på fordelinger av lønnsendringer i Norge. Det er gjort mange studier av lønnsrigiditeter for et bredt utvalg av land som konkluderer med at lønnsrigiditeter utgjør en effekt på den nedre delen i fordelingen av lønnsendringene som vil tilsi at det legges et press på det aggregerte lønnsnivået. Ved å benytte data fra FD-trygd med tall for konsumprisindeksen fra SSB, tester jeg en teoretisk modell presentert av Elsby i 2006 som tillater at også den øvre delen i fordelingen av lønnsendringene påvirkes av lønnsrigiditeter. Med observasjoner for individer i tidsperioden 1993-2003 utforsker jeg effekten av lønnsrigiditetene med DFL-revekting og minste kvadraters metode på forskjellige deler av fordelingen. Resultatene som kommer frem i analysen antyder at det forekommer en kompresjon også i den øvre delen av fordelingen for lønnsendringene og bygger opp under de sentrale prediksjonene i den teoretiske modellen.

Den økonometriske analysen i denne oppgaven er utført i STATA 10.1.

# Innhold

<b>1</b>	<b>Innledning</b>	<b>1</b>
<b>2</b>	<b>Gjennomgang av empirisk litteratur</b>	<b>5</b>
2.1	Downward Nominal Wage Rigidity (DNWR) . . . . .	5
2.2	Litteraturgjennomgang . . . . .	6
2.3	Et nytt bidrag . . . . .	11
<b>3</b>	<b>Modellen</b>	<b>14</b>
3.1	Lønnseffektivitetsmodellen . . . . .	14
3.1.1	Lønnseffektivitetsmodellen og fravær av markedsklarering . . . . .	16
3.1.2	Solow-likevektsbetingelsen . . . . .	16
3.2	En ny modell for DNWR . . . . .	17
3.2.1	Den dynamiske modellen . . . . .	20
3.2.2	Resultater fra modellen . . . . .	22
3.2.3	Oppsummering av resultater til videre bruk . . . . .	25
<b>4</b>	<b>Metode</b>	<b>26</b>
4.1	Estimering av den kontrafaktiske fordelingen med DFL-reveking . . . . .	26
4.2	Regresjonsanalyse . . . . .	29
4.2.1	Minste Kvadraters Metode (MKM) . . . . .	29
4.2.2	Vanlige problemer med MKM ved anvendelse på repeterte tverrsnittsdata	31
<b>5</b>	<b>Data</b>	<b>36</b>
5.1	Datasettet . . . . .	36

5.1.1	Datakilder og begrensninger i datasettet. . . . .	36
5.1.2	Utvalg og kategorisering av næringsvariabel . . . . .	38
5.2	Definisjon av variablene . . . . .	39
5.2.1	Den anhengige variabelen . . . . .	39
5.2.2	De uavhengige variablene . . . . .	40
5.3	Deskriptiv statistikk . . . . .	42
5.3.1	Reallønn og inflasjon . . . . .	42
5.3.2	Individuelle variabler og arbeidsledighet . . . . .	43
5.4	Styrker og svakheter ved datasettet . . . . .	44
<b>6</b>	<b>Empiri</b>	<b>46</b>
6.1	Empirisk implementering og resultater . . . . .	46
6.2	Estimeringsproblemer . . . . .	55
6.2.1	Endogenitet . . . . .	55
6.2.2	Multikollinearitet . . . . .	57
6.2.3	Heteroskedastisitet og seriekorrelasjon . . . . .	59
6.2.4	Tilfeldighet og balanse i utvalg . . . . .	59
6.3	Kvantifisering, diskusjon og begrensninger ved oppgaven . . . . .	60
6.3.1	Kvantifisering og diskusjon . . . . .	60
6.3.2	Begrensninger i analysen . . . . .	64
<b>7</b>	<b>Oppsummering</b>	<b>65</b>

Tabell 1: Oversikt over utvalg med og uten restriksjoner .....	38
Tabell 2: Oversikt sentrale verdier i utvalget.....	43
Tabell 3: Oversikt individspesifikke variabler og arbeidsledighet .....	44
Tabell 4: Oppsummeringsstatistikk DFL-vektede fordelinger .....	48
Tabell 5: Oversikt over spesifikasjoner.....	49
Tabell 6: Koeffisient for inflasjon, robuste standardavvik.....	50
Tabell 7: Oppsummerende statistikk $P_{25}$ og $P_{85}$ .....	52
Tabell 8: Oppsummerende statistikk vektete fordelinger etter næringskategori .....	54
Tabell 9: Koeffisient for inflasjon etter næringskategori.....	55
Tabell 10: Estimerte gjennomsnittseffekter.....	62

Figur 1: Oversikt utvikling reallønn .....	42
Figur 2: Fordeling av reallønnsendringer.....	42
Figur 3: Fordeling av lønnsendringer med og uten vekter.....	47
Figur 4: Fordeling vektet etter næringskategori.....	54

# Kapittel 1

## Innledning

I denne oppgaven vil det testes om modellen Elsbj (2006) presenterer også er beskrivende for hvordan fordelingen av lønnsendringene i Norge påvirkes av lønnsrigiditeter. Hvis arbeidsgiveres mulighet til å kutte reallønningene begrenses når inflasjonen synker på grunn av lønnsrigiditeter, kan dette føre til et økt lønnsnivå i bedriften. Modellen åpner for at bedriftene legger begrensninger på lønnsøkningene, for å motvirke denne effekten. Ved hjelp av empirisk analyse, er det med utgangspunkt i fremgangsmåten Elsbj(ibid) benyttet for å teste modellen, forsøkt å stadfeste om det kan observeres en kompresjon av lønnsøkningene når inflasjonen synker også i Norge. For å finne et svar på dette, kan man se på hvordan inflasjonen virker inn på fordelingen av lønnsendringene i øvre og den nedre halen. Om inflasjonen har en negativ effekt på lønnsendringene i den nedre delen av fordelingen, taler dette for at lønnsrigiditeter motvirker lønnskutt. Om effekten av inflasjon er positiv for lønnsendringene i den øvre delen av fordelingen, kan dette tyde på at arbeidsgiver komprimerer lønnsøkningene for å redusere økningen i lønnsnivået.

Det har vært viet mye oppmerksomhet til å studere hvordan rigiditeter har påvirket den aggregerte lønnsveksten og da særlig i forbindelse med lønnskutt. Fenomenet som omtales som Downward Nominal Wage Rigidity (DNWR)<sup>1</sup> studeres med forskjellige innfallsvinkler, men i de senere årene har en tilnærming på individnivå vært utbredt. En av egenskapene som karakteriserer en fordeling av lønnsendringene preget av rigiditeter, er at det rapporteres et

---

<sup>1</sup>Begrepet er ikke anvendt eller utforsket i nevneverdig grad i norsk litteratur, men kan oversettes til: nedsiderigiditet i nominelle lønninger.



markant antall frysninger i lønnen sammenlignet med lønnsendringer av andre størrelsesorden. Fordelingen har også tilsynelatende få lønnskutt, sammenlignet med antall lønnsøkninger. En presentasjon av hvordan teorien beskriver en fordeling preget av DNWR er presentert i Figur A1<sup>2</sup>.

Kahn(1997) finner at det ved lav og vedvarende inflasjon er mye som tyder på at individer fokuserer på nominelle størrelser ved lønnsoppgjørene. Dette er et interessant resultat, blant annet med tanke på at det har vært argumentert med at DNWR gir muligheter for en større trade-off i Phillips-kurven<sup>3</sup> (Akerlof, Dickens og Perry, 1996). Card og Hyslop (1996) forsøker å kvantifisere i hvor stor grad DNWR påvirker det aggregerte lønnsnivået ved en mikroøkonomisk tilnærming og videreføre resultatene ved å studere effekten på makroøkonomien. Ved den makroøkonomiske tilnærmingen antas det at rigiditeter i lønningene vil gi en større trade-off i Phillips-kurven når inflasjonen er lav. Det kan ved en makroøkonomisk tilnærming til effekten av lønnsrigiditeter ikke konkluderes med en større trade-off i Phillips-kurven, ved lav inflasjon. Dette indikerer at effekten DNWR har på den aggregerte lønnsveksten ikke er like omfattende, som den mikroøkonomiske tilnærmingen tilsier. Tilnærmingen Card og Hyslop (ibid.) benytter forutsetter at fordelingen for lønnsendringene er symmetrisk og at det ikke forekommer en kompresjon av den øvre halen når inflasjonen synker.

I en del av litteraturen har det vært bemerket at det ikke foreligger teori som tillater arbeidstaker å utøve sin missnøye til lønnskutt(Sharif, Diamond, Tversky (1997) og Altonji og Devereaux (2000)). En konsekvens av å åpne for denne muligheten vil være at arbeidsgiver tvinges til å ta hensyn til at lønnskutt kan føre til en merkostnad. Arbeidsgiver vil samtidig måtte ta hensyn til at en lønnsøkning i dag, øker sannsynligheten for å måtte kutte lønninger i fremtiden og at dette kuttet vil koste mer enn en produktivitetstgevinst av en tilsvarende lønnsøkning. Elsby(l.c) presenterer en modell som tar hensyn til arbeidstakers holdninger til lønnskutt og gir med det et verdifullt supplement til litteraturen. Ved å tillate kompresjon også

---

<sup>2</sup>Figur A1-A5 legges i Appendiks på grunn av formatet som ikke tillater presentasjon i teksten.

<sup>3</sup>Phillips-kurven beskriver det inverse forholdet mellom inflasjon og arbeidsledighet. Enkelt forklart beskriver Phillipskurven at jo lavere arbeidsledigheten er, jo høyere vil økningen være i de nominelle lønningene. Lønnsøkningene forplanter seg i økonomien som høyere inflasjon.

i den øvre halen av fordelingen, vil det kunne vises hvorfor effekten ved den mikro- og den makroøkonomiske tilnærmingen har forskjellig størrelse. Med dette som utgangspunkt, kan det undersøkes om modellen er beskrivende for fordelingen av lønnsendringene også i Norge. Målet med oppgaven er ikke å gjøre rede for om det er ønskelig med fleksibilitet i lønningene, men resultatene vil kunne gi grunnlag for å argumentere for eller mot styring etter et lavt inflasjonsmål.

Den empiriske delen av oppgaven bygger på paneldatasettet FD-trygd, som inneholder data for tidsperioden 1993-2003 og er samlet inn av Statistisk sentralbyrå. For å se i hvilken grad inflasjonen påvirker fordelingen av lønnsendringene, benyttes først DFL-revekting (DiNardo Fortin og Lemieux, 1996) som gir et grafisk sammenligningsgrunnlag. DFL-revekting er en metode som tillater seg å svare på spørsmål som: "Hvordan ville fordelingen av lønnsendringene sett ut i 1998, forutsatt at attributtene i utvalget var på nivå med 2003". På denne måten dannes et sammenligningsgrunnlag for fordelingene av lønnsendringer i perioder med lav og høy inflasjon som samtidig kontrollerer for endring av de individuelle attributtene i fordelingene.

For å finne en målbar effekt av hvordan inflasjonen påvirker fordelingen, benyttes minste kvadraters metode (MKM). I hoveddelen av analysen, deles fordelingene i utvalget opp i persentiler og ved MKM kan den isolerte effekten av inflasjon på de forskjellige delene av fordelingen utledes. Med bakgrunn i fremgangsmåten vil man ikke kunne dra nytte av de fordelene et paneldatasett bringer<sup>4</sup>. Tilnærmingen til problemet vil samsvare med den metoden som ellers ville vært benyttet om datasettet bestod av gjentatte tvernsnittsdata.

Ved å se på effekten av inflasjon på de forskjellige persentilene i fordelingene, vil man være i stand til å avgjøre om det forekommer en kompresjon av halene når inflasjonen synker. I tillegg til å måle effekten av inflasjonen, introduseres en rekke kontrollvariabler, i tråd med analysen til Elsby(l.c). Resultatene fra analysen vil med det danne et sammenligningsgrunnlag til tidligere resultater for fordelingene av lønnsendringene i Storbritannia og USA.

---

<sup>4</sup>Fremgangsmåten jeg benytter avhenger av persentilet den individuelle lønnsendringen plasseres i, for et gitt år. Det er derfor ikke mulig å benytte seg av regresjonsmodeller for paneldata.

**Oppbygging av oppgaven og resultater**

I kapittel 2 gis det en definisjon av begrepet DNWR og det presenteres også sentral litteratur som bygger opp utgangspunktet for Elsbys modell, som følger i kapittel 3. I kapittel 4 gis det en introduksjon til DFL-revekting, hvordan dette grafisk kan presenteres ved en kernel-fordeling og en gjennomgang av minste kvadraters metode. I kapittel 5 beskrives datasettet FD-trygd, begrensningene som settes i utvalget og variablene som benyttes i den empiriske analysen. Kapittel 6 beskriver den empiriske implementeringen av metoden og presenterer resultatene.

Med denne bakgrunnen studeres fordelingene for reallønnsendringene i Norge og det vises at det til tross for observerbare rigiditeter i lønningene, ikke nødvendigvis følger store konsekvenser for det aggregerte lønnsnivået.

# Kapittel 2

## Gjennomgang av empirisk litteratur

I dette kapitlet gis det en innføring i litteraturen som danner bakgrunnen for oppgaven. Først forklares forkortelsen DNWR før det gis en definisjon av begrepet for videre bruk i oppgaven. Litteraturoversikten deles inn i to delkapitler. Kapittel 2.2 gir en innføring i tidligere litteratur som omhandler DNWR før det presenteres relevant litteratur som beskriver norske forhold. I slutten av delkapitlet gjøres det rede for makroøkonomiske vinklinger til fenomenet.

Med dette utgangspunktet gis det så en innføring i Elsbys (2006) bidrag i kapitel 2.3 og de implikasjonene dette bidraget har for den tidligere litteraturen. Avslutningsvis trekkes det frem forhold og egenskaper ved det norske arbeidsmarkedet som kan føre til avvik i resultatene fra denne analysen, sammenlignet med tidligere forskning for land med forskjellig struktur i arbeidsmarkedet.

### 2.1 Downward Nominal Wage Rigidity (DNWR)

Det er skrevet lite om DNWR i Norge og det foreligger i dag ikke noe utbredt norsk begrep i fagterminologien for, nominelle lønnsrigiditeter som forhindrer lønnskutt<sup>5</sup>. Her benyttes forkortelsen DNWR, ettersom dette er en vanlig forkortelse av Downward Nominal Wage Rigidity i den internasjonale litteraturen.

---

<sup>5</sup>Holden og Wulfsberg har kommet med flere bidrag i til litteraturen, men disse artiklene er skrevet på engelsk.

Ved en forklaring av begrepet DNWR er det flere mulige tilnærminger. En god og lettfattelig forklaring av fenomenet er imidlertid gitt ved:

"Workers may resist pay cuts for many reasons, most obviously because cuts lead to lower standard of living, but also because they may be perceived as unfair or demeaning. When combined with money illusion, this resistance to lower real wages translates into downward nominal wage rigidity."(Lebow, Saks og Wilson (1999) pp. 1 linje 1-3)

For videre bruk i denne oppgaven defineres DNWR ved:

Rigiditeter i lønningene som oppstår i den nedre delen av fordelingen for lønnsendringer, som resultat av en motvilje blant arbeidstakere til å akseptere lønnskutt, med et fokus på nominelle størrelser.

## 2.2 Litteraturgjennomgang

Det er gjort mange empiriske studier av DNWR der man finner at en observerbar rigiditet forhindrer gjennomføringen av lønnskutt. Disse lønnskuttene skulle vært gjennomført, om man i et sammenlignbart tilfelle uten DNWR, antar at lønnsendringene kan beskrives med en symmetrisk fordeling. En av de første empiriske studiene av lønnsrigiditeter på individnivå ble gjennomført av Mc Laughlin (1994), som finner at det for USA i tidsperioden 1976-1986 var 17 % som fikk redusert lønnen og 7 % som opplevde null nominell vekst i lønningene. Gjennom bruk av to variabler, lønn og timelønn kunne han konkludere med at lønningene i USA var fleksible.

Det har i senere litteratur vært fokusert på årlige endringer i lønningene der man har funnet at det er en høy ansamling av observasjoner rundt null nominell endring i lønningene. Kahn (1997) finner at det fra 1971-1988 er 8 % lønnsrigiditet, målt i andelen av lønnskuttene som ellers ville vært gjennomført, men som forhindres av DNWR. Card og Hyslop (1996)

finner gjennom analyse av lønnsfordelingene i USA, at det i høyinflasjonsperioden på 70-tallet er 6 % av individene som opplever null nominell lønnsvekst. I årene med lavere inflasjon på 80-tallet var det derimot over 15 % av individene som rapporterte den samme lønnen fra et år til det neste. Dette gir indikasjoner på at omfanget av lønnsrigiditetene er relativt sensitivt for endringer i inflasjonsnivået. En illustrasjon av hvordan lønnsrigiditeter vil prege fordelinger av lønnsendringer ved forskjellige inflasjonsnivåer er gitt i figur A2.

Andre empiriske studier av DNWR med en mikroøkonomisk tilnærming er for eksempel Lebow, Saks og Wilson (2003) for USA, Nickell og Quintini (2003) for Storbritannia og Kuroda og Yamamoto (2003) for Japan. Andre har også utvidet analysen ved å inkludere individspecifikke variabler som vanligvis inkluderes i lønnslikninger, som for eksempel Fehr og Goette (2005) for Sveits og Knoppik og Bessinger (2003) for Tyskland. En tredje tilnærming til problemet er å se på flere land i den samme analysen: Dessy (2002) for et utvalg av europeiske land, Dickens et. al. (2006 og 2007) for USA, samt et bredt utvalg av europeiske land, Holden og Wulfsberg (2008) for OECD og Knoppik og Beissinger (2005) for tolv land i Euroområdet og EU. Det ser dermed ut til å være omfattende bevis for DNWR, når man observerer fenomenet i et mikroøkonomisk perspektiv.

Studiene sammenfaller også med litteratur fra andre fagområder. Blant annet underbygges litteraturen om rigiditeter i lønningene med studier av lønnssettingsadferd. Det gjennomføres blant annet studier av holdningene til lønnskutt blant lønnssettere og forhandlere, som i Howitt (2002) og i Bewley (1999): Gjennom intervjuer vises det at mange bedriftsledere har betenkeligheter til å kutte nominelle lønninger for sine ansatte. Noe av det lederne i bedriftene legger til grunn for denne motviljen er frykten for at produktiviteten til de ansatte vil synke, som følge av redusert moral og lojalitet i bedriften om det gjennomføres lønnskutt. Blinder og Choi (1990) gjør en spørreundersøkelse blant 19 bedrifter i USA der de finner at arbeidsgivere og spesielt arbeidstakere mener at lønnskutt ikke er rettferdig. MacLeod og Malcomson (1993) tilnærmer seg problemet ved å se på individuelle forhandlinger. De finner at en aktør i en praktisk forhandlingssituasjon ofte benytter motforslag som et ledd i en strategi for å bedre utfallet av forhandlingen. I arbeidsmarkedet kommer dette i form av at arbeidstager opplyser arbeidsgiver om tilbud de har mottatt av eksterne aktører i markedet og at lønsmottakeren

da ofte møtes av et mottilbud i det eksisterende arbeidsforholdet. Ved lavere nivåer for arbeidsledighet vil dette bety at arbeidstaker ofte vil kunne sikre at lønnen i det minste ikke blir satt ned.

Annen litteratur som sammenfaller med forskningen på DNWR, viser at individer har en aversjon mot nominelle tap i forskjellige økonomiske sammenhenger. Sharif, Diamond og Tversky (1997) finner blant annet at individer har lettere for å godta reallønnskutt, fremfor nominelle lønnskutt. Individer er tilsynelatende ikke rasjonelle i den forstand at det fokuseres på nominelle verdier eller med andre ord ikke tar hensyn til inflasjonen og beskrives som å lide av en pengeillusjon. Et resultat som bygger oppunder dette med empirisk analyse er Kahn (l.c).

Resultatene er verdt å merke seg, ettersom det i lengre tid har vært spekulert i at lønnsrigiditeter er en av de grunnleggende mekanismene i makroøkonomien. Dette kommer blant annet frem i Keynes (1936) og Tobin (1972). I noen sammenhenger har det også vært argumentert med at om det oppstår rigiditet i lønningene, så kan det føre til en endring i Phillip-skurven. Denne endringen gjør at det i større grad vil lønne seg å foreta en trade-off, ved å lempe på inflasjonsmålet (Akerlof, Dickens, Perry, 1996). Å benytte seg av denne trade-off muligheten kan virke tiltalende på flere måter. Lav inflasjon innebærer at reduksjoner i real-lønnskostnadene kun kan påvirkes gjennom nominelle lønnskutt. Om man i dette scenarioet ser for seg sterke rigiditeter i lønningene, vil den eneste måten å kutte lønnskostnader på være å si opp arbeidere, som igjen fører til en høyere arbeidsledighet. Dette betyr at med en inflasjon som i utgangspunktet er lav, vil en økt inflasjon kunne begrense presset på lønnskostnadene for bedriftene. Om en signifikant andel av kostnadspresset i bedriftene da skyldes DNWR, vil man kunne redusere arbeidsledigheten ved å tillate høyere inflasjon. Dette resultatet er spesielt aktuelt ettersom man utover 90-tallet opplevde at vestlige monetære myndigheter la seg på en linje i pengepolitikken, som innebar inflasjonsstyring mot lave inflasjonsmål. Styringen mot de lave inflasjonsmålene vil med utgangspunkt i denne argumentasjonen, kunne resultere i en stabilt høyere arbeidsledighet.

### Lønnsrigiditeter i Norge

Når det gjelder lønnsrigiditeter i Norge gjør Holden og Wulfsberg (2008) studier som omfatter land i OECD. I denne studien konstruerer de en teoretisk fordeling fra et underutvalg i de tilgjengelige dataene. Denne fordelingen, benyttes så til å evaluere de faktiske fordelingene av lønnsendringene. Med denne tilnærmingen, konstrueres et mål av hvor stor andel av lønnskuttene som forhindres av lønnsrigiditetene. Resultatene ved anvendelsen av denne metoden, er at en andel på 45,9 % av de lønnskuttene som skulle vært gjennomført, forhindres av lønnsrigiditeter. De finner med andre ord at nesten halvparten av lønnskuttene som ville vært gjennomført uten lønnsrigiditeter, forhindres og gjennomføres som lønnsfrysninger. Omfanget av lønnsrigiditetene i Norge er på nivå med land som Sverige og Danmark, der strukturen i arbeidsmarkedene er sammenlignbar.

Dickens et. al. (2007) gjør en analyse, basert på data og mikroøkonomiske bevis fra det internasjonale lønnsfleksibilitetsprosjektet. De antar at alle som opplever en frysning i lønnen, ville mottatt et lønnskutt om det ikke hadde vært for at lønnen var påvirket av rigiditeter. Målet de kommer frem til for omfanget av rigiditeten, er forholdet mellom andelen av utvalget som mottar lønnsfrysninger og summen av de som mottar lønnsfrysninger eller som opplever kutt i lønnen. Med denne metoden får de et mål på antallet observasjoner som gitt symmetri i fordelingen, skulle vært observert i nedre hale. De sammenligner så utfallet med et tilsvarende område i den øvre delen av fordelingen. Tanken bak dette er at rigiditeter i reallønn vil føre til en opphopning i observerte lønnsendringer som legger seg rundt nivået for inflasjonen. Ved denne tilnærmingen finner de så lønnsendringene som blir flyttet oppover i fordelingen som følge av reallønnsrigiditeten. Resultatene som rapporteres for den norske fordelingen, er at en andel på ca 35 % av lønnskuttene som skulle vært gjennomført i Norge blir forhindret. Det er variasjoner i estimatene for lønnsrigiditetene, avhengig av hvilke metoder og tilnærming som benyttes i analysen av fenomenet. Både Dickens et. al. (ibid.) og Holden og Wulfsberg (l.c) finner at det norske arbeidsmarkedet påvirkes av rigiditeter i lønningene og at styrken på rigiditeten er relativ sterk, sammenlignet med mange andre land i OECD<sup>6</sup>.

---

<sup>6</sup>Se figur 4 i Dickens et. al.(2007) Legg også merke til at både reallønnsrigiditeten og nominell rigiditet er blant de høyeste i OECD.



### Makroøkonomiske effekter

De makroøkonomiske virkningene av lønnsrigiditetene fremstår ikke som markant, når man forsøker å finne effekten av lønnsrigiditetene man observerer med den mikroøkonomiske tilnærmingen til fenomenet. Card og Hyslop (1996) gjør en mikroøkonomisk analyse av betydningen og omfanget av DNWR i USA og finner bevis for at det blir færre nominelle lønnskutt når inflasjonen synker. De kvantifiserer også betydningen av lønnsrigiditetene ved å anvende individdata og konkluderer med at totaleffekten av de nominelle lønnsrigiditetene, fører til en reallønnsvekst på i overkant av 1 % årlig. Card og Hyslop (ibid.) forsøker så å verifisere resultatene, ved å teste de observerte effektene ved en makroøkonomisk tilnærming. Om det er en klar effekt av DNWR på individnivå, burde dette tilsi at man i makroøkonomien vil se at lønninger justeres fortere ved negative sjokk, når inflasjonen er høy. Ved empiriske undersøkelser finner de kun svake bevis for at det eksisterer en slik sammenheng. Det kan imidlertid ikke konkluderes med at gevinsten ved trade-off er større ved høyere inflasjon.

Flere har forsøkt å finne en forklaring for hvorfor effekten av lønnsrigiditetene ikke slår ut i større grad i makroøkonomien. En av forklaringene til dette fenomenet, kan være at det er flere faktorer som spiller inn i arbeidsmarkedlikevekten. Barro (1977) peker på at en faktor som kan forklare redusert effekt av lønnsrigiditeter på makronivå, kan være at lønninger ikke alene spiller en allokerende rolle i arbeidsmarkedet. Han trekker frem jobbseparasjonsrate<sup>7</sup> og jobbsøkerrate<sup>8</sup> som to effekter som kan være avgjørende for allokeringen og likevekten i arbeidsmarkedet. Separasjonsraten og jobbsøkerraten virker inn på hvor lett og lønnsomt, det er å erstatte en arbeidstaker til et gitt lønnsnivå. Når det er lettere å erstatte en arbeidstaker, svekkes også arbeidstakerens forhandlingsposisjon og lønnen vil dermed ofte fryses eller forhandles ned. At lønninger er rigide, trenger derfor ikke nødvendigvis være i strid med effektiv allokering av arbeidskraft.

---

<sup>7</sup>Angir andelen av ansatte som finner en ny arbeidsgiver

<sup>8</sup>Angir forholdet mellom hvor mange arbeidssøker det er per jobb.

## 2.3 Et nytt bidrag

Elsby (2006) forsøker å komplimentere bildet av hvorfor lønnsrigiditetene ikke gir en like stor effekt på makroøkonomien, som den mikroøkonomiske tilnærmingen skulle tilsi. Han presenterer en modell, der lønningene er allokerende og konsistent med at det forekommer relativt små endringer i arbeidsledigheten etter et sjokk, selv med lav inflasjon og lønnsrigiditeter i økonomien. Modellen antar videre at lønnsrigiditetene oppstår som følge av en aversjon hos arbeidstakerne mot nominelle lønnskutt.

Et viktig element i denne sammenhengen er at de nominelle lønnsøkningene ikke er reversible. For å gi en forståelse for dette kan man ta utgangspunkt i en bedrift som øker lønningene med et nominelt beløp i dag, for eksempel som et resultat av gode tider i bedriften. Med en langsiktig tenkende bedrift vil man i lys av at det eksisterer lønnsrigiditeter, også ta hensyn til at det kan være vanskelig å kutte de fremtidige lønningene. Ved et behov i fremtiden for å kutte lønningene tilbake til dagens nivå, vil imidlertid produktivitetstapet ved disse kuttene kunne overskride produktivetsgevinsten man oppnår ved en lønnsøkning i dag. Dersom det for eksempel oppstår missnøye i forbindelse med lønnskuttene, kan dette føre til en merkostnad målt i produktivitet. Argumentasjon kan i mange sammenhenger beskrive faktiske forhold og som vist av Bewley (1999) og Howitt (2002) er dette en reel bekymring bedriftsledere har i forbindelse med lønnsforhandlinger. Denne sammenhengen gjør at lønnsjusteringene kan anses å ha en asymmetrisk tilpassingskostnad. Tar bedriftene hensyn til dette, kan det tenkes at terskelen heves for å endre det nominelle lønnsnivået.

Modellen Elsby (l.c) presenterer åpner for at det kan forekomme en endring i den øvre halen av fordelingen for lønnsendringene og underbygger denne egenskapen i modellen med empiriske bevis. I den empiriske testingen av modellen benyttes det datasett for USA og Storbritannia og resultatene tilsier at den øvre halen i fordelingen for lønnsendringene påvirkes av rigiditeter. Ved en kvantifisering av effekten lønnsrigiditetene har i den øvre delen av fordelingen, finner han at effekten på lønnskostnadene til bedriftene, ikke utgjør særlig mer enn 0,3 % av den aggregerte reallønnsveksten. Resultatene tilsier sammenlignet med Card og Hyslop (1996) at bedriftene ved å komprimere lønnsøkningene er i stand til å spare minst 75 % av den lønnsveksten som forårsakes av DNWR.

Modellen kan gi en verdifull innsikt i hvordan lønnsrigiditeter virker på økonomien. Ved lav inflasjon vil bedrifter ikke fokusere ensidig på å gjennomføre kostnadskontroll ved lønnskutt, men også fokusere på å redusere lønnsøkningene. Fremsynte bedrifter vil ta hensyn til at det å kutte lønnskostnader i fremtiden vil kunne føre til større kostnader enn man ser for seg i utgangspunktet. En naturlig konsekvens vil da være en begrensning i ønsket om å øke lønningene. En lønnsøkning i dag, øker risikoen for å måtte kutte lønningene i fremtiden. Effekten av lønnsrigiditetene på lønnsøkningene vil også kunne vise seg, selv om bedriftene ikke er framsynte: Bedriften tvinges til å ta hensyn til at de ikke får satt ned lønningene. Ved å tenke i lønninger med et tidslag vil man se et lignende mønster. De laggede lønningene vil trekke med seg tidligere lønnsøkninger til dagens situasjon. Fordi lønnsrigiditetene holder de laggede lønningene kunstig høye sammenlignet med en situasjon uten lønnsrigiditeter, vil det ikke være behov for å heve lønnsnivået i bedriften like ofte.

Dette er et viktig poeng, med tanke på at bidraget kommer med nye vinklinger og har implikasjoner for tidligere litteratur som evaluerer konsekvensene av lønnsrigiditetene. Tidligere litteratur der det gjøres forsøk på å kvantifisere effekten av lønnsrigiditetene, tar ikke hensyn til endringene som kan forekomme i den øvre halen av fordelingen. Dette gjelder blant annet Card og Hyslop (l.c), der de baserer analysen på en antagelse om at øvre hale i fordelingen av lønnsendringene ikke påvirkes av DNWR. Den øvre halen i fordelingen benyttes så som sammenligningsgrunnlag, for å evaluere effekten av lønnsrigiditeter i den nedre delen av fordelingen. En illustrasjon av konsekvensen av å ignorere kompresjonen i den øvre halen er gitt i figur A3. Om den øvre halen faktisk endrer seg når betydningen av lønnsrigiditetene styrkes, vil en symmetrisk fordeling som tar hensyn til en kompresjon, bety lavere lønnskostnader enn en fordeling som ikke tar dette hensynet. Som vist i figuren, vil fordelingen uten kompresjonen i den øvre halen føre til en overvurdering av kostnadene ved at fordelingen ligger til høyre for den symmetriske fordelingen med kompresjon. Tidligere litteratur risikerer derfor å ha overestimert betydningene av lønnsrigiditetene på den aggregerte lønnsveksten, ved ikke å ta hensyn til kompresjonen i den øvre halen.

Som en ekstra test for hvordan lønnsrigiditeter virker på fordelingen, kan man teste om man observerer en forskjell i kompresjonen av lønningene mellom næringer med høy og lav

turn-over<sup>9</sup>. Bedrifter i næringer med høyere turn-over, vil ikke ha like sterke insentiver for å begrense lønnsøkningene<sup>10</sup>. Årsaken er at når sannsynligheten for at en arbeidstaker forlater bedriften er større, vil også sannsynligheten for at man må kutte lønnen til arbeidstakeren være lavere. Man vil derfor kunne forvente at en høyere grad av turnover vil medføre en mindre kompresjon av øvre hale, til tross for at det forekommer lønnsrigiditeter i arbeidsmarkedet.

Det er flere grunner til at det kan forekomme forskjeller i effekten av lønnsrigiditetene mellom Norge, USA og Storbritannia. Holden og Wulfsberg (2004) finner at omfanget av lønnsrigiditetene påvirkes av arbeidslovgivingen og fagorganisering. I 2007 var fagorganiseringen i USA 12,1 % (US department of Labor), Storbritannia 28 % (UK Department of Business and regulatory reform), mens i Norge var ca 53 % (SSB) av arbeidsstyrken medlem av en fagforening. I tillegg til dette kan arbeidslovgiving ha en innvirkning og en vanlig indikator som normalt benyttes i denne sammenhengen er EPL (Employment Protection Legislation), som går fra null til seks, der seks indikerer det strengeste regelverket. Ved å se på denne indeksen for 2003 scorer Norge 2,3, Storbritannia 1,1 og USA 0,2. Med utgangspunkt i disse forskjellene, kan det være grunn til å tro at man vil observere at lønnsrigiditeter utgjør en sterkere effekt på lønningene i Norge. Av dette kan det også være naturlig å tro at det kan observeres en sterkere kompresjon i øvre hale for Norge, enn det som observeres for fordelingene i USA og Storbritannia.

---

<sup>9</sup>Turn-over defineres ved: Andelen av arbeidstakerne i en bedrift som slutter.

<sup>10</sup>For en teoretisk begrunnelse, se modell.

# Kapittel 3

## Modellen

I denne delen av oppgaven presenteres først lønnseffektivitetsmodellen, bakgrunnen for denne og problemer med modellen som har vært påpekt i tidligere litteratur. Så presenteres modellen Elsby (2006) introduserer for å beskrive endringene i fordelingen av lønnsendringene, som er en videreføring av lønnseffektivitetsmodellen. Funksjonsuttrykk og notasjon i kapittel 3.2 er hentet fra Elsby (ibid.).

Til slutt kommer en kort gjennomgang av prediksjonene i modellen og en oppsummering av resultatene for videre bruk.

### 3.1 Lønnseffektivitetsmodellen

Etter depresjonen i Storbritannia på 20-tallet, har et av de store problemene i makroøkonomien vært å forklare arbeidsledigheten som tilsynelatende er ufrivillig og som varierer med aggregert etterspørsel. En spesiell karakteristikk ved arbeidsmarkedet er at det til forskjell fra de fleste andre markeder ikke klarerer. Selv ved fravær av store sjokk i økonomien, kan man observere variasjoner i produksjonen som tilsynelatende korrelerer med den aggregerte etterspørselen og arbeidsledigheten. En forklaring til dette fenomenet kom med Keynes (1936) som argumenterer for at man ved treghet i lønningene og lav men varierende etterspørsel, vil observere at arbeidsmarkedet ikke klarerer. Om man har synkende etterspørsel som reduserer produksjonen, vil man igjen se at dette føre til en høyere arbeidsledighet. Forklaring på hvorfor arbeidsmarkedet

ikke klarerer, resulterte så i nye spørsmål: Hvorfor skal lønninger være rigide? Vil rigide lønninger kunne kombineres med rasjonell økonomisk atferd og om dette ikke er tilfellet, finnes det en annen måte å forklare syklusene på med fravær av DNWR?

Gjennom forsøk på å svare på disse spørsmålene har man sett en utvikling av flere teorier, blant annet innen nyklassisk makroøkonomi og kontraktsteori som har tilført nye aspekter ved makroøkonomiens virkemåte. Disse teoriene har av ikke klart å forklare sykliske variasjoner av ufrivillig arbeidsledighet. På 1980-tallet vokste det frem en ny type lønnsmodeller, som med rett anvendelse kan forklare syklisk variasjon i den ufrivillige arbeidsledigheten. En felles egenskap ved disse modellene er at marginale produksjonskostnader reduseres om bedriften setter lønningene over markedsklarerende lønn og man får dermed ufrivillig arbeidsledighet i arbeidsstyrken. Det er presentert flere lønnseffektivitetsmodeller, blant annet Solow (1979), Akerlof (1982) og Shapiro og Stiglitz (1984). Felles for disse modellene er at de gir en forklaring på hvorfor bedrifter kan finne det ulønnsomt å kutte lønningene, til tross for at det eksisterer ufrivillig arbeidsledighet. Tanken bak dette er at om man kutter lønningene og dette reduserer arbeidstakernes effektivitet, så kan man risikere å observere den motsatte effekten av det man ønsker; den marginale produksjonskostnaden øker.

For å vise hvordan en elementær lønnseffektivitetsmodell fungerer kan man ta utgangspunkt i en økonomi der man har identiske bedrifter i et marked med perfekt konkurranse. Alle bedriftene har like produktfunksjoner som er gitt til  $y = f(e(w)n)$ , der  $e$  er innsats til arbeidstager,  $w$  er lønn og  $n$  er antallet arbeidstakere. En profittmaksimerende bedrift med tilgang på nok arbeidskraft vil da tilby en reallønn  $\omega^*$  som oppfyller Solow betingelsen: Innsats evaluert i reallønnen må være konstantelastisk<sup>11</sup>.

$\omega^*$  er effektivitetslønnen og vil minimalisere kostnadene ved bruk av arbeidskraft i produksjonen. Hver bedrift vil på bakgrunn av dette optimalisere mengden arbeidere ved å ansette, til et punkt der marginalproduktet er lik effektivitetslønnen. Så lenge aggregert tilbud av arbeidskraft, er større enn aggregert etterspørsel av arbeidskraft og den optimale effektivitetslønnen er høyere enn reservasjonslønnen, vil man ha ufrivillig arbeidsledighet i økonomien.

---

<sup>11</sup>For mer, se Solow 1979

### 3.1.1 Lønnseffektivitetsmodellen og fravær av markedsklarering

En egenskap ved lønnseffektivitetsmodeller innebærer at arbeidsgiver betaler arbeidstaker en høyere lønn enn det som kreves for å skaffe arbeidskraft. Dette er et grunnleggende avvik fra tilbuds- og etterspørselsteori, så det er derfor verdt å spørre seg om dette er et reelt scenario. Har arbeidsmarkedet noen spesielle egenskaper ved seg, som innebærer at bedrifter vil være villig å betale mer for arbeidskraften, enn det en arbeidstager krever for å jobbe for bedriften? For de fleste markeder vil klassisk tilbuds- og etterspørselsteori kunne forklare hvordan markedet fungerer, der en kjøper, til en hvis grad søker den laveste prisen for varer av tilnærmet lik kvalitet. Når det gjelder arbeidsmarkedet kan man derimot observere at arbeidstakere med forholdsvis like kvaliteter kan ha relativt stor forskjell i lønn. Om man vrir på denne innfallsvinkelen kan man si at relativt like arbeidsoppgaver har relativt forskjellige lønninger og betingelser.

Barth og Moene (2000) argumenterer for at disse forskjellene kan komme av individuelle uobserverbare forskjeller, som variasjon i effektivitet, eller markedsposisjonen hver arbeidstaker har i arbeidsmarkedet. Det skal nevnes at denne effekten kan være noe vanskeligere å observere i Norge på bakgrunn av høy fagorganisering, som vil motvirke denne effekten. Det er også i empirisk arbeid argumentert for at individuelle egenskaper kan føre til forskjeller i lønninger. Det er blant annet spekulert i at forskjeller i marginaleffekten av utdanning på lønnen, kan komme av variasjon i evnene (Card 1994). Om det faktisk er åpent for lønnsdifferanser som stammer fra latente forhold, er det muligheter for at arbeidsgiver betaler arbeidstakere mer enn markedsklareringsprisen. En teoretisk tilnærming til Solow-likevektsbetingelsen og problematikken denne representerer, kan også gi en forklaring for hvorfor arbeidsmarkedet ikke klarer.

### 3.1.2 Solow-likevektsbetingelsen

Som nevnt i presentasjonen av lønnseffektivitetsmodellen er Solow-betingelsen for likevekt at innsatsen må være konstantelastisk evaluert i lønnen. Med produktfunksjonen  $y = f(e(\omega)n)$  vil innsatselastisiteten av lønn være faktoren som gir den minimerte kostnaden per effektive arbeidsenhet. Det kan argumenteres med at denne elastisiteten er for høy, noe som tilsier at

det ikke kan finnes en likevekt i modellen så lenge det er arbeidsledighet. Dette er et problem ved modellen, Akerlof og Yellen (1986) tar opp og gir et intuitivt svar på hvordan kan oppstå. De mener at man kan tenke seg en økonomi der det ikke er arbeidsledighet, lønnen er satt slik at markedet klarer noe som igjen fører til en del slark i arbeidsstokken. I et slikt tilfelle kan en bedrift i økonomien være villige til å betale en lønn over markedsklaringslønnen for å unngå slarking i arbeidstiden. Ved lav arbeidsledighet kan det derfor være mulig at innsatselastisiteten av lønnen er ganske høy.

Et interessant resultat av dette er at modellen med denne argumentasjonen kun er forklarende i økonomier med lav arbeidsledighet. Akerlof og Yellen (ibid.) går derfor videre i sin vurdering av problemet og trekker frem en situasjon der en bedrift produserer et produkt ved hjelp av utelukkende en arbeidstaker

I motsetning til modellen med Solow-betingelsen, gir innsatselastisiteten i denne modellen en mindre krevende betingelse. En arbeider som ikke gir full innsats i Solow (1979) sin lønneffektivitetsmodell vil kun redusere sin egen produksjon. I modellen Akerlof og Yellen (l.c) presenterer vil derimot arbeideren redusere produksjonen ved både sin egen innsats og fordi bedriften ikke kan ansette mer arbeidskraft. Avkastningen på bedriftens andre innsatsfaktorer vil reduseres, dersom de trenger en menneskelig innsats for å kunne utnyttes. Det argumenteres for at denne modellen er en mer realistisk modell enn det som fremføres av Solow(l.c), med bakgrunn i lempningen av betingelsen. For de fleste arbeidsplasser i dag vil en redusert innsats fra arbeidstakere føre til en reduksjon av avkastning av andre innsatsfaktorer i produksjonen. Dette kan for eksempel være redusert utnyttingsgrad av maskiner, kontorutstyr osv. Ved å godta argumentasjonen og modellen Akerlof og Yellen (1986) presenterer, ser man at en lavere elastisitet tillater modellen å beskrive et marked der man har en profittmaksimerende likevekt over markedsklaringslønnen som resulterer i ufrivillig arbeidsledighet.

## 3.2 En ny modell for DNWR

Det er skrevet mye om DNWR, men det har frem til Elsby (2006) ikke vært utviklet teoretiske modeller som kan forklare hvorfor man ikke observerer en sterkere effekt av DNWR i



makroøkonomien. Modellen Elsbys presenterer baserer seg på lønnseffektivitetsmodellen, men med et ekstra ledd for å tilfredsstillere egenskapene ved fordelingen av lønnsendringene og kan dermed sees som en videreføring av modellene i Solow (1979) og Akerlof & Yellen (1986). Det innføres i modellen en kostnad som inntreffer ved lønnskutt, noe som resulterer i at arbeidsgivers insentiver til å kutte lønningene blir svakere. Innsatsfunksjonen i modellen, er gitt ved:

$$e = \ln\left(\frac{w}{b}\right) + c \ln\left(\frac{W}{W_{-1}}\right) 1^- \quad (3.1)$$

Arbeidstakers innsats  $e$ , avhenger av forholdet mellom reallønnen og velferdsordninger  $b$ , arbeidstaker mottar om han velger å ikke jobbe. I tillegg til dette inntreffer det en kostnad  $c$ , i form av svakere innsats hos arbeidstaker om det gjennomføres lønnskutt. Om endringen i nominell lønn er negativ vil dette vises i innsatsfunksjonen ved at forholdet mellom nominell lønn og lagget nominell lønn  $\left(\frac{W}{W_{-1}}\right)$ , er mindre enn en.  $1^-$  er en indikator, som sørger for at kostnaden, kun inntreffer når det forekommer en negativ lønnsendring.

I tillegg til at det innføres et ledd for kostnader ved lønnskutt, innfører også Elsbys (1.c) en tilnærming til arbeidstakers valg, hvor det kan dras paralleller til en tilnærming som ofte benyttes i nytteteorien. I det første leddet kommer det frem at innsatsen til arbeidstaker avhenger av forholdet mellom reallønn  $w$  og velferdsordninger ved arbeidsledighet  $b$ . Det er altså forholdet mellom reallønnen og velferdsordningene som avgjør innsatsen til arbeidstaker og ikke selve nivået på lønnen.

Innsatsfunksjonen som benyttes tar også hensyn til et viktig element, nemlig at det er den relative størrelsen på kuttet i lønnen og ikke størrelsen på kuttet i seg selv som har betydning på innsatsen. Innsatsen vil avhenge av lønnen, relativt til velferdsordninger, den relative størrelsen på eventuelle lønnskutt og kostnadsparameteren  $c$ , avgjør omfanget av en innsatsreduksjon.

Den sentrale egenskapen ved innsatsfunksjonen er beskrevet ved figur A4 der det forekommer en knekk i funksjonen ved lønnsnivået fra forrige periode  $W_{-1}$ . Knekket i figuren ved  $W_{-1}$  illustrerer at om lønnen kuttet, så vil effekten på innsatsen være større enn om det ble gitt en

lønnsøkning av samme størrelse. Bakgrunnen for dette er kostnadsparameteren  $c$ , som fører til et skift i innsatsfunksjonskurven fra den stiplede til den heltrukne linjen. Effekten kostnadsparameteren har i modellen, gir grunnlag for at lønnsendringer som ville vært gjennomført uten noen ekstra kostnad, heller vil gjennomføres som lønnsfrys. Egenskapene til innsatsfunksjonen samsvarer også med funnene i den empiriske litteraturen og gir et teoretisk rammeverk for at antallet lønnsreduksjoner er relativt færre enn antallet lønnsøkninger. Dette rammeverket samsvarer også med resultatene i Bewley (1999) og Howit (2002).

Med en innsatsfunksjon definert kan bedriftens adferd modelleres. Modellen har diskret tid og uendelig tidshorisont, der pristakende bedrifter og arbeidstakere kommer til enighet om en nominell lønn  $W$  på tidspunkt  $t$ . Bedriften kan så diskontere lønnsvalget og finne en lønn som maksimerer fremtidig inntjening. Det spesifiseres i modellen en produksjonsfunksjon gitt til  $a \times e$ .  $a$  er her et teknologisjokk som er observerbart idet det inntreffer og er bidraget som tillater usikkerhet i modellen. Ved å definere  $\beta \in [0, 1)$  som diskonteringsfaktor, vil maksimeringsproblemet bli:

$$\max_{\{W_t\}} E_t \left[ \sum_{s=t}^{\infty} \beta^{s-t} \{a_s e_s - \omega_s\} \right] \quad (3.2)$$

$$\text{der } e_s = \ln\left(\frac{\omega_s}{b}\right) + c \ln\left(\frac{W_s}{W_{s-1}}\right) \mathbf{1}_s^-$$

Verdistrømmen kan uttrykkes i konstante priser til et tidspunkt  $t$  og for å oppnå dette, multipliseres maksimeringsuttrykket med den gitte prisen, som utvikler seg med  $P_t = (1 + \pi)P_{t-1}$ , der  $\pi$  er inflasjonen. Innsatsfunksjonen kan så settes inn i produktfunksjonen og gir:

$$\max_{\{W_t\}} E_t \left[ \sum_{s=t}^{\infty} \left(\frac{\beta}{1 + \pi}\right)^{s-t} \{A_s \left[ \ln\left(\frac{W_s}{B_s}\right) + c \ln\left(\frac{W}{W_{-1}}\right) \mathbf{1}_s^- \right] - W_s \} \right] \quad (3.3)$$

$$\text{der } A_t = P_t a_t \text{ og } B_t = P_t b$$

Det antas videre i modellen at sjokket kan oppstå i tidsperioden  $[0, \infty)$  og at utviklingen kan beskrives med den kumulative fordelingen<sup>12</sup>  $F(A'|A)$ . Maksimeringsuttrykket kan skrives om til rekursiv form, der forholdene i dagens situasjon er beskrevet i de to første leddene, og en beskrivelse av hvordan usikkerheten ved utviklingen i fremtiden er representert ved det siste leddet:

$$v(W_{-1}, A) = \max_W \left\{ A \left[ \ln\left(\frac{W}{B}\right) + c \ln\left(\frac{W}{W_{-1}}\right) \mathbf{1}^- \right] - W + \frac{\beta}{1 + \pi} \int v(W, A') dF(A'|A) \right\} \quad (3.4)$$

Fordelen med å sette funksjonen på rekursiv form burde, med litt forklaring, være tydelig. Dagens situasjons påvirkning på lønnsbeslutningen, er gitt ved de to første leddene i uttrykket. Bedriften vet lønnsnivået fra den forrige perioden og som antatt tidligere er det også mulig å observere et teknologisjokk, idet det oppstår.

Bedriften står da ovenfor en situasjon der de vet hvordan effekten av lønnen de setter  $W$ , sjokk og kostnader ser ut for den inneværende perioden. Usikkerhetsmomentet som vil være avgjørende for dagens lønnssetting knyttes derfor til den fremtidige utviklingen. Ved å skrive uttrykket på rekursiv form vil man kunne isolere usikkerhetsmomentet i modellen og i praksis er dette viktig når den dynamiske modellen skal løses.

### 3.2.1 Den dynamiske modellen

For å finne det optimale lønnsvalget, deriveres (3.4) med henhold på  $W$ . Får da:

$$(1 + c \mathbf{1}^-) \frac{A}{W} - 1 + \frac{\beta}{1 + \pi} D(W, A) = 0 \quad \text{om } \Delta W \neq 0 \quad (3.5)$$

$D(W, A) = \int v_W(W, A') dF(A'|A)$  uttrykker den fremtidige marginaleffekten av lønnsnivået i dag på bedriftens profitt. Ut fra uttrykket kommer det frem at det er produktivitetsendringer i form av et teknologisjokk som vil bestemme hvordan lønnen burde settes.

<sup>12</sup>Bruker merking med  $_{-1}$  for laggede og  $'$  for fremtidige verdier

Bedriftens optimale lønnsvalg blir da:

$$\begin{aligned}
 A > u(W_{-1}) = A_u, \quad \Delta W > 0 \quad \text{til} \quad W = u^{-1}(A) \\
 A < l(W_{-1}) = A_l, \quad \Delta W < 0 \quad \text{til} \quad W = l^{-1}(A) \\
 A \in [A_l, A_u], \quad \Delta W = 0 \quad \text{eller} \quad W = W_{-1}
 \end{aligned} \tag{3.6}$$

Lønnsutviklingen avhenger av forholdet mellom et teknologisjokk  $A$  og innsatsfunksjonen fra det forrige lønnsoppgjøret. For et teknologisjokk større enn den øvre grensen i intervallet der bedriften vil holde seg passiv  $A_u$ , vil lønnen øke til den nye likevektslønnen. Innsatsøkningen beskrives av fordelingen for innsatsfunksjonen over knekkpunktet og lønnen øker innsatsen til den nye likevekten<sup>13</sup>  $W = u^{-1}(A)$ . For et negativt sjokk, som bryter grenseverdiene i intervallet for passivitet, vil lønnen synke til  $W = l^{-1}(A)$ .

For å kunne karakterisere bedriftens optimale lønnssetting må også egenskapene ved funksjonene  $u(W)$  og  $l(W)$  avklares. For å kunne karakterisere egenskapene, viser betydningen av den rekursive formen i (3.4) seg avgjørende. Ved et sett av antagelser om funksjonsformen til  $D(W, A)$  og at sjokkene  $A$  følger en random-walk, viser Elsby at funksjonsformene  $u(W)$  og  $l(W)$  er gitt til<sup>14</sup>:

$$u(W) = u \times W$$

$$l(W) = l \times W$$

Det er dermed med definert grenseverdier for hvor stort omfanget av et sjokk må for at det skal lønne seg å endre lønnsnivået og det blir mulig å sette opp det optimale lønnsvalget til bedriften. Det optimale lønnsvalget er da gitt ved:

---

<sup>13</sup>Husk at det fortsatt er innsatsfunksjonen etter det forrige lønnsoppgjøret som bestemmer endringer i innsatsen etter en lønnsendring. Neste periode, vil det som er  $u^{-1}(A)$  i dag være der knekken i innsatsfunksjonen oppstår i neste periode, nemlig  $W_{-1}$ .

<sup>14</sup>Se Elsby (2006) side 11-13 for mer om dette.

$$\begin{aligned}
A > u \times W_{-1} = A_u, & \quad \Delta W > 0 & \text{til} & \quad W = A/u \\
A < l \times W_{-1} = A_l, & \quad \Delta W < 0 & \text{til} & \quad W = A/l \\
A \in [A_l, A_u] & \quad \Delta W = 0 & \text{til} & \quad W = W_{-1}
\end{aligned} \tag{3.7}$$

$u$  og  $l$  er her gitte konstanter, som avhenger av parametrene i modellen<sup>15</sup>,  $\{c, \beta, \pi, \sigma\}$

### 3.2.2 Resultater fra modellen

Det er tre viktige resultater fra modellen. For det første møter bedriftene en kostnad når de velger å foreta lønnskutt. Dette betyr, at om en bedrift velger å øke lønningene med en gitt størrelse i dag, så vil et lønnskutt av tilsvarende størrelse føre til at effektiviteten reduseres i forhold til utgangspunktet. Differansen mellom gevinsten og reduksjonen i effektiviteten, representeres ved kostnadsparameteren  $c$ . Et lønnskutt vil da på marginen føre til en innsatsreduksjon tilsvarende  $(1+c)$ . Dette resulterer i at terskelen for å redusere lønningene blir høyere og den nedre halen i fordelingen vil derfor komprimeres.

Det andre resultatet fra modellen, er at det kan defineres et intervall der det for bedriften ikke vil lønne seg å endre lønningene. Dette intervallet vil ha en øvre og en nedre grense, som kan defineres til  $[l \times W_{-1}, u \times W_{-1}]$ . I dette intervallet ser bedriften at lønnskutt som ikke bryter grenseverdiene, vil koste mer i form av redusert innsats om kuttet gjennomføres, enn det koster å opprettholde det eksisterende lønnsnivået. Bedriften velger derfor å fryse lønningene og endringer som ellers ville vært i den øvre og den nedre halen samles og observeres som en spesielt høy konsentrasjon av uendrede lønninger i fordelingen.

Det tredje resultatet i modellen, utgjør det nye bidraget i forhold til tidligere litteratur. Bedriften vil ved et teknologisjokk, mindre enn den øvre grenseverdien i intervallet, ikke øke lønningene. Bakgrunnen for dette er at en lønnsøkning i dag, øker sannsynligheten for at bedriften må kutte lønningene senere. Marginale lønnsøkninger og den påfølgende gevinsten forbundet med økt innsats hos arbeidstakerne vil derfor ikke være lønnsomme, sett i lys av

usikkerheten rundt hvordan teknologisjokkene kan arte seg i fremtiden. Resultatet tilsier at også den øvre halen i fordelingen komprimeres og vil utgjøre en sentral rolle i den empiriske analysen i oppgaven.

De sentrale parameterne i modellen  $c$ ,  $\beta$  og  $\pi$  har direkte innvirkning på grenseverdiene  $u$  og  $l$ . Det er derfor nyttig å se hvilke konsekvenser en endring i parameterne medfører. Parameteren  $c$ , representerer kostnaden ved å kutte lønningene og er den faktoren i modellen som sørger for at den nedre delen av fordelingen komprimeres. Om det ikke forekommer noen kostnad ved lønnskutt, vil lønnsendringene fullt ut reflektere en endring i produktiviteten. Kostnadens effekt er illustrert i figur 4 og gir en grafisk fremstilling av konsekvensene kostnaden har på innsatsfunksjonen. En større kostnad ved å kutte lønningene, vil øke passivitetsintervallet og samtidig føre til at flere lønninger fryses. I tillegg til å føre til en økt kompresjon i den nedre delen av halen av fordelingen vil en høyere kostnad også gjøre seg gjeldende i fremtiden. En større  $c$  vil derfor også føre til at kompresjonen i den øvre halen blir større. Dette tilsvarer at grenseverdiene definert av  $u$  og  $l$  i figur A5

$\beta$  representerer i hvilke grad bedriften tar hensyn til fremtiden. I et tilfelle der bedriften ikke tar hensyn til fremtiden vil  $\beta$  være gitt til 0 og modellen tar da den statiske formen. En lønnsendring vil da reflektere en endring i produktiviteten, men kostnaden ved et kutt i lønningene vil allikevel føre til at lønningene aktivt komprimeres. En større  $\beta$ , betyr at bedriften tar større hensyn til fremtiden og øker derfor den potensielle kostnaden ved en lønnsøkning i dag. En faktor som har innvirkning på  $\beta$  er blant annet turn-over, der en høyere rate for turn-over reduserer betydningen av fremtidige scenarier. En økning i  $\beta$ , vil derfor føre til at intervallet  $[l \times W_{-1}, u \times W_{-1}]$  blir større og kompresjonen i halene øker.

Inflasjonen  $\pi$  vil i modellen virke inn på betydningen av diskonteringsfaktoren  $\beta$ . Effekten av økende inflasjon vil få betydning i form av at vektleggingen av den fremtidige utviklingen reduseres. Dette samsvarer med tidligere litteratur, der omfanget av lønnsrigiditetene reduseres når inflasjonen er høy<sup>16</sup>.

Det er to typer kompresjon som kan forekomme. Den første typen omtales som aktiv kompresjon og vil forekomme i intervallet definert av grenseverdiene. I tillegg til dette kan det

---

<sup>16</sup>Se Card og Hyslop (1997)

observeres en kompresjon utenfor intervallet som Elsby (l.c) omtaler som latent kompresjon. Latent kompresjon reflekterer at bedrifter settes helt eller delvis ut av stand til å gjennomføre kutt i lønningene. Lønningene bedriften tar med seg fra tidligere lønnsoppgjør fører derfor til at dagens lønnsnivå er høyere enn det ville vært uten begrensninger i muligheten til å kutte lønningene. At lønnsnivået er kunstig høyt fører til at bedriften ikke har behov for å øke lønningene like mye som de ellers ville gjort. Resultatet av dette er at frekvensen av lønnsoppgjør, der lønningene heves for å nå et ønsket lønnsnivå reduseres. Latent kompresjon vil forekomme parallelt med den aktive kompresjonen og kan utgjøre en betydelig forskjell på fordelingen av lønnsendringene. Latent kompresjon vil kunne observeres som en kompresjon i den øvre halen, utenfor intervallet der bedriften vil forholde seg passiv.

Et annet område hvor modellen potensielt har forklaringskraft, der den tidligere ikke er anvendt, er ved studier av fagorganisasjoners rolle i lønnsoppgjørene. Holden og Wulfsberg (2004) finner at land med sterk fagorganisering, har en større andel fryste lønninger, enn land der oppslutningen rundt fagforbundene er lavere. Det kan da tenkes at høy fagorganisering, gir arbeidstakere en større gjennomslagskraft hos bedriftene når de signaliserer sine holdninger til lønnskutt. Om det er hold i denne tankerekken, vil modellen også gi grunnlag for bruk til å forklare et videre spekter av fenomener; Modellen gir forklaringskraft i forhold til effekten av arbeidstakers forhandlingsposisjon og fagforeningers styrke og adferd. Dette vil i tilfelle kunne komme til uttrykk i modellen gjennom innsatsfunksjonen, der arbeidstaker i større grad vil kunne signalisere sin motvilje til å godta lønnskutt og vil reflekteres i modellen ved en økning i *c*.

### **Effekt av turn-over**

Ved å sammenligne fordelingene av lønnsendringene mellom næringer vil det kunne testes for om turn-over har en effekt på lønnsfordelingene. Ved å gå tilbake til argumentet for at bedrifter drar med seg lønninger fra tidligere perioder kan man forvente at en høyere rate for turn-over i en næring vil redusere kompresjonen av den øvre halen. Elsby (l.c) argumenterer for at ved en høyere turn-over i en næring, vil bedriften i større grad frigjøres fra forpliktelser de tidligere har påtatt seg. Når forpliktelsene delvis faller fra, kan man forvente en redusert

kompresjon av lønnsøkningene. Dette innebærer at en næring med høyere turnover, vil ha en lavere kompresjon i den øvre delen av fordelingen, enn næringer med lavere turnover.

### 3.2.3 Oppsummering av resultater til videre bruk

Den sentrale prediksjonen i modellen som testes videre i oppgaven, er at fordelingen av lønnsendringen komprimeres i den øvre, så vel som i den nedre halen. Kompresjonen som stammer fra lønnsrigiditeter kan måles ved endringer i inflasjonen og det er denne effekten som vil brukes til å teste modellen i fortsettelsen av oppgaven. Det er gjennom tidligere forskning stadfestet at lønnsrigiditetene får mindre konsekvenser og er mindre bindende når inflasjonen stiger (Card og Hyslop 1996). Dette tilsier at kompresjonen av den øvre halen også avtar med stigende inflasjon. Utgangspunktet for denne påstanden, er at bedriftene ikke vil vente at kostnaden ved fremtidige forpliktelser realiseres i like stor grad. Tar man utgangspunkt i (3.4) ser man fra uttrykket  $\frac{\beta}{1+\pi}$  at en økende inflasjon, vil redusere betydningen av bedriftens diskonteringsfaktor. Bedriften vil med andre ord ikke vektlegge den fremtidige utviklingen i samme grad. Når inflasjonen stiger vil  $u \rightarrow 1$ , noe som tilsier at kompresjonen i lønnsøkningene minker<sup>17</sup>. Dette vil i praksis si at den empiriske fordelingen vil nærme seg en symmetrisk fordeling, som nederst i figur A2. Om modellens beskrivelse av endringene i fordelingen er korrekt, vil man derfor kunne forvente at øvre hale for fordelingen av lønnsendringene vil få en økt spredning når inflasjonen stiger. En faktor som kan påvirke  $\beta$  er i hvilke grad forpliktelsene bedriften påtar seg realiseres. Ved en høyere turn-over, reduseres risikoen for at forpliktelsene faktisk må innfris. Med dette som utgangspunkt, kan det forventes at effekten av turnover er positiv i den øvre delen av fordelingen.

---

<sup>17</sup>Se Elsby (2006) side 16 for mer om dette.



# Kapittel 4

## Metode

Metoden som benyttes i oppgaven er minste kvadraters metode og en prosedyre som tar utgangspunkt i Oaxaca (1973) sin fremgangsmåte for å konstruere kontrafaktiske fordelinger. Denne metoden gir en mulighet til å svare på spørsmål av formen “Hvordan ville lønnsfordelingen i 1998 vært, dersom arbeidstakeres attributter var som i 2003?”. En videreutvikling av denne metoden presenteres av DiNardo, Fortin og Lemieux (1996) der de viser at kontrafaktiske fordelinger kan konstrueres ved hjelp av en revektingsfunksjon. Denne metoden har i litteraturen fått forkortelsen DFL-metoden og viser hvordan endringer i attributtene for individene i utvalget, kan påvirke forskjellige deler av fordelingen. Først introduseres DFL-reveking av den kontrafaktiske fordelingen og så presenteres minste kvadraters metode.

### 4.1 Estimering av den kontrafaktiske fordelingen med DFL-reveking

Metoden som benyttes i DFL-reveking er en dekomponering av fordelingene i tråd med Oaxaca-dekomponering av endringer i gjennomsnitt. Prosedyren ser hver observasjon som en vektor  $(w, x, t)$  skapt av lønn  $w$ , tid  $t$  og en vektor av attributtene i utvalget  $x$ . Distribusjonen av lønningene med attributter i en gitt tidsperiode, kan da skrives som  $F(w, x|t)$ . Om ønskelig kan man også knytte revektingen opp mot en faktor, som for eksempel fagforeningsmedlemskap eller lignende. Uttrykk og notasjon er fra DiNardo, Fortin og Lemieux (1996).

Den kumulative fordelingen av lønnsendringene kan for et gitt tidspunkt  $t_w(w)$ , skrives som integralet av en fordeling, gitt et sett attributter og tid  $t_w$ :  $f(w|x, t_w, x = t)$  gitt fordelingen av de individuelle attributtene  $F(x|t)$  på dato  $t_x$ :

$$\begin{aligned} f_t(w) &= \int_{x \in \Omega_x} dF(w, x|t_w, x = t) \\ &= \int_{x \in \Omega_x} f(w|x, t_w = t) dF(x|t_x = t) \\ &= f(w; t_w = t, t_x = t) \end{aligned} \tag{4.1}$$

der  $\Omega_x$  er et definert sett av individuelle attributter.

Fordi kontrafaktiske fordelinger involverer kombinasjoner av verdier på forskjellige tidspunkter, vil det siste uttrykket i (4.1) gi uttrykk for dette. Det siste året i utvalget, 2003 introduseres som basisår og et vilkårlig år, si 1998, velges som året for fordelingene som skal vektet.  $f(w; t_w = 2003, t_x = 2003)$  representerer den faktiske fordelingen av lønninger i 2003.  $f(w; t_w = 1998, t_x = 2003)$  representerer fordelinger av lønningene i 1998, gitt at attributtene ville vært som i 2003.

Under antagelsen at 2003-strukturen i lønningene, som representeres av den betingete fordelingen  $f(w|x, t_w = 2003)$ , ikke avhenger av distribusjonen av attributtene, så kan den hypotetiske fordelingen  $f(w; t_w = 1998, t_x = 2003)$ , skrives som:

$$\begin{aligned} f(w; t_w = 1998, t_x = 2003) &= \int f(w|x, t_w = 1998) dF(x|t_x = 2003) \\ &= \int f(w|x, t_w = 1998) \Psi_x(x) dF(x|t_x = 2003) \end{aligned} \tag{4.2}$$

der revektingsfunksjonen  $\Psi_x(x)$  er definert som:

$$\Psi_x(x) = \frac{dF(x|t_x = 1998)}{dF(x|t_x = 2003)} \tag{4.3}$$

Den kontrafaktiske fordelingen kan sees på som “fordelingen som ville forekommet, om attributtene ville vært på nivå med 2003, samtidig som arbeidstakerne mottok den samme lønnen, som etter lønnsstrukturen i 1998”. Det avgjørende elementet når man estimerer kontrafaktiske fordelinger, er omskrivingen av egenskapene som ligger til grunn for lønnsfordelingen ved å anvende en revektingsfunksjon. Når man oppnår et estimat for revektingsfunksjonen  $\hat{\Psi}(x)$ , kan den benyttes til å estimere den kontrafaktiske fordelingen og presentere dette i et diagram. I denne sammenhengen vil en bruk av histogrammer ikke være hensiktsmessig, ettersom framstillingen i stor grad kan påvirkes av hvor grensene mellom søylene settes. En presentasjon ved histogrammer kan derfor til en viss grad være misvisende, spesielt om man velger relativt få antall søyler. For å unngå disse problemene kan man benytte seg av en kernel-fordeling, som presenterer en fordeling der hver enkel observasjon tillegges en vekt. Estimatoren i kernel-fordelingen er gitt til  $\hat{f}_h$ .  $f$  er en univariat fordeling basert på et utvalg  $W_1, \dots, W_n$  av størrelse  $n$ , med vekter,  $\theta_1, \dots, \theta_n$  ( $\sum_i \theta_i = 1$ ), som kompenserer for om en observasjon ligger i en klynge med andre observasjoner. Kernel-fordelingen er da gitt til:

$$\hat{f}_h(w) = \sum_{i=1}^n \frac{\theta_i}{h} K\left(\frac{w - W_i}{h}\right), \quad (4.4)$$

der  $h$  er båndbredde og  $K(\cdot)$  er Kernel-funksjonen. Vektene  $\theta$ , er utvalgsvekter som summeres til 1.

Et sentralt element ved bruk av kernel-fordelingen er valg av båndbredde, som avgjør i hvilke omfang fordelingen skal glattes ut. Valg av båndbredde i fordelingen er viktig ettersom, det er denne størrelsen som avgjør hvor detaljert fordelingen skal beskrives. En spesifisering med for lav båndbredde medfører en overfølsomhet for ansamlinger av observasjonene i datasettet. En for høy båndbredde vil medføre at kurven glattes for mye, eller med andre ord, gi en overfladisk beskrivelse av fordelingen.

Ved bruk av kernel-fordelingen, kan de DFL-vektede fordelingene presenteres ved:

$$\hat{f}(w; t_w = 1998, t_x = 2003) = \sum_{i \in S_{1998}} \frac{\theta_i}{h} \hat{\Psi}_x(x_i) K\left(\frac{w - W_i}{h}\right), \quad (4.5)$$

der  $S_{1998}$  indikerer at lønnsfordelingen baseres på lønnsstrukturen i 1998.  $K$  er kernel-funksjonsformen og i tråd med tidligere litteratur benyttes Epanechnikov-funksjonen.

Gitt at revektingsfunksjonen er gitt til  $\Psi_x = \frac{dF(x|t_x=T)}{dF(x|t_x=t)}$  kan man med Bayes regel skrive vekten som:

$$\Psi_x(x) = \frac{\Pr(t_x = T|x)}{\Pr(t_x = t|x)} \cdot \frac{\Pr(t_x = t)}{\Pr(t_x = T)} \quad (4.6)$$

De betingete sannsynlighetene kan så beregnes ved hjelp av probit-estimering.

Praktisk gjennomføres DFL-revektingen i STATA, basert på en prosedyre av Boeri og van Ours (2008) som er i tråd med programpakker for DFL-revekting, men gir muligheter til tilpassing for alternative tilnærminger til vektingen. Den optimale båndbredden i kernel-fordelingen regnes automatisk ut i STATA.

## 4.2 Regresjonsanalyse

### 4.2.1 Minste Kvadraters Metode (MKM)

Ved DFL-revekting, kan det stadfestes forskjeller mellom perioder med høy og lav inflasjon. Forskjellen i fordelingene behøver ikke alene tilskrives inflasjonsnivået, ettersom det også kan være andre faktorer det ikke kontrolleres for som påvirker fordelingene.

For å finne endringene i lønningene som korrelerer så sterkt med inflasjonen at de med stor sannsynlighet kan tilskrives variasjon i inflasjonen, benyttes minste kvadraters metode. Ved å formulere en lineær sammenheng, mellom lønnsendringene i et persentil, inflasjonen og et sett kontrollvariabler, kan det settes opp et regresjonsuttrykk:

$$P_n = \beta_{0n} + \beta_{1n}Median + \beta_{2n}\pi_t + \beta_{3n}x' + \varepsilon_n, \quad (4.7)$$

der  $P_n$  er det  $n$ -te persentilet av reallønnsfordelingen, med inflasjonen  $\pi_t$  og  $x$  er et sett variabler som inkluderes for å kontrollere for endringer i attributtene i utvalget.  $\beta_2$  er den

estimerte koeffisienten for inflasjon og  $\beta_3$  er koeffisienten til vektoren av kontrollvariablene. Medianen inkluderes i regresjonen for å kontrollere for forskjeller i de sentrale tendensene i utvalget. Dette kan også anses som å sentrere fordelingene over tid slik at de blir sammenlignbare. Ettersom forklaringsvariablene ikke er i stand til å forklare den fulle sammenhengen med den avhengige variabelen inkluderes det et feilledd  $\varepsilon$ , som fanger opp den variasjonen i persentilet, som ikke kan forklares av modellen.

For at MKM skal være en effektiv estimator er det fem forutsetninger modellen må tilfredsstillere og som danner grunnlaget for å kunne estimere sammenhengen mellom variablene. Variansen i feilleddet må være konstant, noe som vil si at den delen av fenomenet som ikke kan forklares av variablene må være uavhengig av størrelsen på variablene. Dette er en sentral forutsetning for utledningen av MKM-estimatoren og et brudd på denne antagelsen kan føre til at det vil være mer hensiktsmessig å benytte andre økonometriske tilnærminger til fenomenet man ønsker å utforske.

Videre må sammenhengen man forsøker å beskrive være lineær i parameterne og utvalget må være representativt for populasjonsstørrelsen man ønsker å beskrive. Dette innebærer at uttrekket fra populasjonen må være tilfeldig og at utvalget er av en størrelse som gir grunn til å tro at det ikke er skjevfordelt<sup>18</sup>. Variablene må representere observasjoner med variasjon i verdiene og det kan ikke være perfekte korrelasjon i variablene.

Disse betingelsene er også kjent som Gauss-Markov betingelsene og sikrer at estimatoren er BLUE (Best Linear Unbiased Estimator). Det er viktig at regresjonsmodellen spesifiseres riktig, ettersom man ved å inkludere en irrelevant variabel vil få en ineffisient estimator og en utelatt variabel vil føre til forventingskjevhet i modellen.

$\beta$ -koeffisienten som estimeres er gitt ved:

$$\hat{\beta} = \frac{\sum_{i=1}^N (x_i - \bar{x})(y_i - \bar{y})}{\sum_{i=1}^N (x_i - \bar{x})^2} \quad (4.8)$$

---

<sup>18</sup>Ved et lite utvalg er det større sannsynlighet for at uvanlige sammentreff fører til at deler av populasjonen er over- eller underrepresentert.

Koeffisienten estimeres som forholdet i summen av produktet til variasjonen i forklarende variabel  $x_i$  og avhengig variabel  $y_i$  og summen av den kvadrerte variasjonen i den forklarende variabelen.  $\wedge$  betegner at koeffisienten er et resultat av en estimator.

For å kunne sammenligne effekten av inflasjonen på den øvre og den nedre delen av fordelingen av reallønnsendringene, vil det være hensiktsmessig å sammenligne den gjennomsnittlige effekten i hver av halene. Det er i utgangspunktet den estimerte effekten av inflasjonen, altså  $\beta_2$  fra regresjonsmodellen som er interessant. Det kan være interessant å se på de gjennomsnittlige effektene av inflasjonen i halene, for å finne et mål på hvor mye av effekten i den nedre halen det eventuelt kompenseres for i den øvre delen av fordelingen.

Med  $k$  persentiler av fordelingen  $f(\ln \Delta w)$ , vil inflasjonens gjennomsnittlige effekt på fordelingen kunne uttrykkes ved:

$$E(\Delta w | \pi, x) \approx \frac{1}{(k-1)} \sum_{i=1}^{k-1} (\hat{P}_i + \hat{P}_{i+1})$$

$i$  er en indeks for det respektive persentilet  $\hat{P}_i$  og uttrykker den estimerte effekten av inflasjon på lønnsendringene estimert med MKM.

Diskretiseringen av fordelingen gjennom å estimere effekten av inflasjon på persentilene, gjør at effekten kan deles opp og sammenlignes mellom forskjellige deler av fordelingen. Effekten av en endring i inflasjonen vil da kunne sees ved å sammenligne den øvre og nedre halen i fordelingen. Ved å estimere inflasjonens effekt på lønnsendringene i persentilene over forskjellige spesifikasjoner, kan den gjennomsnittlige effekten i øvre og nedre hale kvantifiseres og sammenlignes.

## 4.2.2 Vanlige problemer med MKM ved anvendelse på repeterte tverrsnittsdata

Når man benytter tverrsnittsdata observert over tid, er det noen av forutsetningene for at MKM skal være den beste estimatoren man kan benytte, som kan by på problemer. Det vil derfor i dette delkapittelet settes fokus på endogenitet, multikollinearitet og hetroskedastisitet. Dette er alle viktige forutsetninger for at en regresjonsanalyse skal gi effisiente, konsistente

og forventningsrette koeffisienter som beskriver sanne sammenhenger og det er derfor viktig å drøfte bruddene på disse forutsetningene.

### **Endogenitet**

Endogenitet kan være et problem i økonometrisk analyse som kan føre til forventningsskjevhet eller inkonsistens i estimatoren. I anvendt økonometri har endogeniteten i all hovedsak opphav fra tre kilder: utelatte variabler, målefeil og simultanitet. Utelatte variabler kan skape problemer som oppstår når man estimerer en modell, der man ignorerer en eller flere variabler som har forklaringskraft for fenomenet man studerer. Effekten av utelatte variabler kan være at estimatoren fra regresjonen ikke lenger vil være forventningsrett.

Målefeil kommer av at de rapporterte verdiene man legger til grunn for analysen, ikke reflekterer faktiske egenskaper og forhold i utvalget. Målefeil vil derfor føre til at estimatene man finner i regresjonen ikke gir de faktiske sammenhengene mellom variablene, eller med andre ord er forventningsskjeve. Målefeil kan ofte oppstå ved bruk av instrumenter som er ment å løse problemer med andre kilder til endogenitet. Målefeil kan allikevel være et alvorlig problem, da resultatene fra modellen kan gi opphav til falske sammenhenger mellom en forklarende og den forklarte variabelen.

Sist men ikke minst kan endogenitet oppstå ved at en eller flere variabler determineres simultant som den avhengige variabelen. Et klassisk eksempel på dette er den Keynesianske konsumfunksjonen, der konsum avhenger av inntekt. Inntekten i økonomien avhenger igjen av konsumet i økonomien, noe som tilsier at det er en gjensidig avhengighet i variablene. Om det forekommer en sammenheng av denne typen i modellen som estimeres vil koeffisientene være inkonsistente.

### **Multikollinearitet**

Multikollinearitet forekommer når to variabler har høy korrelasjon. Problemet med multikollinearitet er at koeffisientene man estimerer kan være ineffisiente, forventningsskjeve eller begge

deler. Dette kommer av at høy korrelasjon, kan gi opphav til en sammenblanding av forklaringskraften til to variabler, samtidig som standardavvikene blir unaturlig store.

Konsekvensene av multikollinearitet kan med andre ord være alvorlige i og med at de sentrale mekanismene ved bruken av minste kvadraters metode bryter sammen: sammenhengen metoden estimerer er upresis og hypotesetestingen feiler. Det er i dag få metoder for å løse problemet med multikollinearitet, men særlig to fremgangsmåter som benyttes. En tilnærming til problemet, er å øke utvalgsstørrelsen man legger til grunn for analysen<sup>19</sup> og på denne måten redusere problemet. Ved å øke utvalget (spesielt om man har et lite utvalg i utgangspunktet) vil man kunne se flere ekstreme verdier i datasettet og med det redusere korrelasjonen mellom de to variablene. En annen tilnærming er å ekskludere den eller de korrelerende variablene, men dette kan igjen resultere i problemer med utelatte variabler.

### Heteroskedastisitet og seriekorrelasjon

Datasett med repeterte observasjoner av individer kan ofte være påvirket av heteroskedastisitet og seriekorrelasjon.. Dette fører til forventningsskjev varians for regresjonskoeffisientene, fordi det er avhengighet mellom variablene og variansen. MKM benytter seg av standardavvikene for å evaluere signifikansen og konstruere konfidensintervaller og det er derfor viktig at feilleddet er eksogent. Det er to tester som er relativt vanlige å benytte for å undersøke om det forekommer heteroskedastisitet i utvalget, White- og Breusch-Pagan-testen.

Begge testene baserer seg på en regresjonsmodell som utforsker sammenhengen mellom feilleddet og de forklarende variablene. En regresjonsmodell av denne typen vil være gitt ved:

$$\hat{\varepsilon}^2 = \delta_0 + \delta x' + u \quad (4.9)$$

$\hat{\varepsilon}^2$  er de kvadrerte feilleddene fra en regresjon som 4.7,  $x$  er en vektor av de forklarende variablene og  $u$  er feilleddet.  $\delta$  er koeffisientene til de forklarende variablene.

---

<sup>19</sup>Det er få muligheter for å manipulere datasettet for å øke anvendeligheten i samfunnsvitenskapen, fordi dataene man fortrinnsvis benytter seg av er individdata, der innsamlingsmetodene for dataene er satt. Ettersom det ofte bryter med andre betingelser å tukle med utrekket av utvalget fra populasjonen, er dette som oftest ikke hensiktsmessig.



For å teste for heteroskedastisitet ved White-testen, kan man kjøre en regresjon for det kvadrerte feilleddet mot forklaringsvariablene og undersøke om man kan finne signifikante koeffisienter fra regresjonsmodellen over. Om det observeres en signifikant effekt på feilleddene av forklaringsvariablene tilsier dette at feilleddet ikke er konstant, altså at det forekommer heteroskedastisitet. En annen metode for å utforske om det er heteroskedastisitet i utvalget er Breusch-Pagan som tester forklaringskraften til regresjonsmodellen i 4.9.

For å bøte på problemer med heteroskedastisitet kan man benytte en metode som tillater bruk av MKM, selv ved heteroskedastisitet av ukjent form i populasjonen. Denne metoden, heteroskedastisk-robust prosedyre, gir standardavvik som tillater konstruksjon av t-verdier og konfidensintervaller. Det er imidlertid viktig å merke seg at denne prosedyren kun lar seg rettfærdiggjøre for store utvalg.

Datasettet som benyttes inneholder repeterte observasjoner av de samme individene over tid, noe som medfører at det kan forekomme seriekorrelasjon, eller med andre ord avhengighet i feilleddene over tid. Anvendelsen av datasettet vil imidlertid tilsvare fremgangsmåten ved bruk av tverrsnittsdata og hver av observasjonene vil derfor anses som uavhengige. Det vil per definisjon av persentilene forkomme seriekorrelasjon i persentilene. Det vil derfor være begrenset fokus på seriekorrelasjon.

### Tilfeldighet og balanse i utvalg

En av antagelsene i minste kvadraters metode er at utvalget skal være tilfeldig trukket fra den underliggende populasjonen. Dette er imidlertid ikke alltid tilfelle, ettersom utvalget man benytter i statistisk analyse ofte avhenger av og begrenses etter spesielle kriterier. I denne oppgaven er målet å beskrive hvordan lønnsrigiditeter påvirker fordelingene av lønnsendringer over tid, noe som resulterer i at utvalget ikke lenger nødvendigvis er tilfeldig. Det kan for eksempel være individer som ekskluderes fordi reallønnsendringene er for store<sup>20</sup>, eller de ekskluderes fordi de ikke lenger jobber full tid<sup>21</sup>. Dette kan føre til brudd på forutsetningen

---

<sup>20</sup>Individer med reallønnsendringer større enn 25 % ekskluderes fra utvalget.

<sup>21</sup>Ved å ekskludere individer som ikke jobber mer enn 30 timer, vil ikke utvalget være tilfeldig i og med at lønnsendringer for de med lavere stillingsprosent ikke lenger er en del av fordelingen for lønnsendringene.

om tilfeldig utvalg og medføre problemer for inferens av standardavvikene om grunnlaget for begrensningene i utvalget avhenger av feilledet.

Et annet problem kan være at det ikke er balanse mellom årene i datasettet. Dette kan forekomme ved at et varierende antall individer observeres i de forskjellige årene som følge av design på datasettet. Resultatet er at utvalget ikke lenger er rektangulært og kan føre til problemer i forhold til tolkning av koeffisienter og inferens for resultatene. I tillegg åpner inndelingen av persentilene for at individobservasjoner fra forskjellige år kan havne i det samme persentilet flere ganger.

# Kapittel 5

## Data

I dette kapittelet beskrives først datasettet og deretter variablene som benyttes i analysen. Til slutt drøftes datasettets egenskaper, fordeler og svakheter opp mot analysen som gjennomføres.

### 5.1 Datasettet

#### 5.1.1 Datakilder og begrensninger i datasettet.

Datasettet FD-trygd er et datasett med panelstruktur som omfatter observasjoner fra perioden 1993 til 2003. Datasettet er stort og inneholder informasjon for demografi, sosial status, trygdeytelser, sysselsettingsinformasjon, økonomiske forhold og formue. At et datasett har panelstruktur er ofte en fordel fordi man med en tidsdimensjon har muligheten til å følge utviklingen av en observasjon over tid. Analysen i denne oppgaven søker imidlertid å finne utviklingen i fordelingene av lønnsendringer over tid og metoden som ofte anvendes på paneldata kan derfor ikke benyttes. Bakgrunnen for dette er at fordelingene av lønnsendringene deles inn i persentiler og dette fører til at enkeltobservasjoner behandles som uavhengige observasjoner fra år til år. Datasettet vil med bakgrunn i dette betraktes som tverrsnittdata.

Ved evalueringen av fordelingene for lønnsendringene, vil det i denne analysen fokuseres på den prosentvise endringen i reallønningene. Datasettet inneholder ikke informasjon om lønnsendringer og en størrelse for dette må derfor genereres ut fra de tilgjengelige observasjonene. Paneldata består i stor grad av data for individer som observeres over sammenhen-

gende tidsperioder og gir mulighet til å generere endringsvariabler. Variabelen som opprettes for lønnsendring baseres på logaritmen av forholdet mellom lønnen i to påfølgende perioder. Ulempen med denne tilnærmingen er at alle observasjoner i det første utvalgsåret et individ er representert ekskluderes fra utvalget. Dette innebærer at datasettets første tidsperiode i sin helhet ekskluderes. Denne tilnærmingen kan potensielt skape et problem i mindre utvalg, men basert på datasettets størrelse, skaper det ikke store problemer i denne sammenhengen. At 10 % av utvalget ekskluderes er allikevel ikke optimalt..

I tillegg til lønnsvariabelen genereres verdier for inflasjon basert på SSB sine beregninger for endring i KPI. Det foretas noen restriksjoner i utvalget, for å tilpasse det til analysen som skal gjennomføres. Dataene som benyttes vil derfor begrenses til individer mellom 16 og 66 år som jobber fulltid. Full stilling er i FD-trygd definert til en arbeidsuke over 30 timer. Det legges også en restriksjon på størrelsen av lønnsendringene, der observasjoner av lønnsendringer over 25 % utelates. Dette gjøres fordi det antas at lønnsendringer over denne størrelsesorden er resultater av målefeil eller andre forhold som gjør at observasjonene ikke representerer en reel lønnsendring for den samme stillingen.

Gjennomsnittsverdiene for utvalget er oppgitt i tabell 1, der endringene i utvalget som følge av begrensningene som settes i datasettet oppsummeres.

Standardavviket i lønnsendringen reduseres relativt kraftig, noe som er å forvente etter som lønnsendringer over 25 % utelates fra utvalget. Etter at restriksjonene gjennomføres er gjennomsnittsverdiene for utdanning, sivilstatus og barn under 18 og inflasjon noe høyere og for arbeidsledighet noe lavere.

**Tabell 1: Oversikt over utvalg med og uten restriksjoner**

Variabel	Utvalg uten restriksjoner		Utvalg med restriksjoner	
	Gjennomsnitt	Standardavvik	Gjennomsnitt	Standardavvik
$\log \Delta W$	.003	.721	.0234	.091
Inflasjon	.0191	.012	.0211	.010
Utdanning	12.301	2.850	12.997	2.817
Alder	5.888	2.779	6.372	2.249
Kjønn	.506	.500	.610	.488
Flytting	.092	.289	.022	.148
Sivilstatus	.528	.499	.567	.496
Barn under 18	.398	.490	.431	.495
Arbeidsledighet	2.814	.954	2.678	.837
Obs	N=5627028		N=2275052	

Begrensningene som settes resulterer i økt homogenitet i utvalget noe som reflekteres ved at alle standardavvikene reduseres med unntak av standardavviket for variabelen barn under 18 som stiger marginalt.

### 5.1.2 Utvalg og kategorisering av næringsvariabel

For å kunne observere effekten en høyere turn-over har på fordelingen av lønnsendringene må næringene som skal sammenlignes defineres til kategorier. Det forekommer to standarder for næringskategorisering i utvalget, ISIC og NACE Rev.1. Observasjonene frem til 1995 er klassifisert i ISIC, mens resten av utvalget er klassifisert etter NACE. For å kunne benytte observasjoner fra hele utvalget kategoriseres observasjonene i næringsgrupper basert på ISIC og NACE Rev.1. Om de to standardene tilsier motstridene næringskategorier er det NACE som bestemmer hvilke næringskategori observasjonen skal settes i..

Det er ikke funnet studier for turn-over som dekker hele tidsperioden i datasettet. Grimsmo og Hilsen (2000) gjennomfører en spørreundersøkelse blant 1124 norske arbeidstakere i forskjellige næringer om forhold på arbeidsplassen. Et av spørsmålene de stiller arbeidstakerne er

om arbeidstaker har endret stilling i tidsperioden 1996-1998. De ber i tillegg arbeidstakerne spesifisere om stillingsskiftet foregikk internt eller til en annen virksomhet. For næringene bergverksdrift og utvinning, transport/kommunikasjon og produksjonsindustri, blir deltakerne i undersøkelsen spurt om de har fått ny jobb i tidsperioden 1996-1998. Henholdsvis 9, 16 og 17 prosent av deltakerne svarer at de har fått ny jobb i annen virksomhet i løpet av tidsperioden i undersøkelsen. For bank, finans og forsikring, bygg og anlegg og hotell og restaurant svarer imidlertid deltakerne 27, 28 og 32 prosent ja når de blir stilt det samme spørsmålet.

Med utgangspunkt i resultatene til Grimsmo og Hilsen(ibid.), antas det at næringene har en jevn og vedvarende turn-over i datasettets tidsperiode. Dette er på mange måter en naiv tilnærming med tanke på begrensningene i undersøkelsen, men i mangel av et bedre mål for turn-over testes det med dette som grunnlag. Næringene vil på bakgrunn av dette, kategoriseres i to kategorier, en for lav og en for høy turnover. Det vil med bakgrunn i kategoriene så gjøres forsøk på å stadfeste om det er en signifikant forskjell mellom de to næringskategoriene.

## 5.2 Definisjon av variablene

### 5.2.1 Den anhengige variabelen

#### Prosentendring i reallønn

Variabelen er generert ved å dele reallønnen i den inneværende perioden på reallønnen i den forrige perioden for så å ta logaritmen av denne størrelsen. Uttrykket for endring i reallønnen er da gitt til:

$$\Delta W = \log\left(\frac{W}{W_{-1}}\right)$$

Dette blir da et mål for lønnsendringen, som beskriver en størrelse som er tilnærmet lik en prosentendring. Lønn er definert som inntekt fra lønnet arbeid og er oppgitt som en nominell størrelse. Lønnen deles med KPI for å finne reallønnen.

## 5.2.2 De uavhengige variablene

### Inflasjon

For å finne et mål for inflasjonen tas det utgangspunkt i tall for konsumprisindeksen fra SSB. For å finne inflasjonen benyttes KPI fra en periode til den neste, der verdien baserer seg på størrelsen for konsumprisindeksen som rapporteres i juni. Inflasjonen varierer fra 0,4 prosent i 2002, til 3,8 prosent i 2001.

### Median

Medianen i fordelingen for hvert år brukes for å kontrollere for endringer i den sentrale tendensen i utvalget. Å inkludere medianen i lønnsendingsfordelingen for et gitt år, vil i praksis bety at fordelingen for lønnsendringene sentreres over tid, slik at de blir sammenlignbare.

### Individuelle kontrollvariabler

Sivilstand deles opp i to kategorier: De med registrert ektefelle eller partner, det vil si de som lever i et ekteskapslignende forhold og de som ikke gjør det. Av observasjonene er det ca 1,4 millioner observasjoner der individet er registrert med ektefelle eller partner og denne kategorien utgjør en andel på i overkant av 50 % av utvalget. Andelen, registrert med partner eller ektefelle, holder seg forholdsvis stabil gjennom tidsperioden med variasjoner på  $+/- 1$  %.

Som mål på utdanningen for individene i utvalget benyttes klassetrinnet for høyeste fullførte utdanning. Ved å benytte klassetrinnet for høyeste fullførte utdanning dannes det et mål for hvor mye utdanning et individ har. Gjennomsnittlig antall år utdanning i utvalget er 13 år, der laveste klassetrinnet for fullførelse av utdanning er 0, og høyeste klassetrinn er 22.

Alderen på individene rapporteres i datasettet i kategorier med et intervall på fem år. Alderen er derfor ikke nøyaktig spesifisert, men utgangspunktet for datasettet er at dataene er samlet inn blant individer mellom 16 og 66 år. Begrensningene i utvalget påvirker ikke dette

dramatisk, men det kan forekomme høyere lønnsendringer for de yngste og de eldste. De ned mot 16 og opp mot 66 kan tenkes å skifte jobb eller forlate arbeidsmarkedet hyppigere enn resten av utvalget. Det kan derfor forekomme en underrepresentasjon av disse årgangene.

Kjønnsvariabelen inkluderes for å forklare eventuelle forskjeller i lønningene som følge av kjønnsforskjeller. Variabelen kjønn er en dummyvariabel som tar verdien 0 for kvinner og 1 for menn. Omlag 61 % av utvalget består av menn.

Det konstrueres en dummyvariabel som tar verdien 1 om et individ har flyttet til et nytt fylke i løpet av den foregående perioden og 0 hvis ikke. For å kontrollere for forskjeller mellom fylkene opprettes det fylkesdummyer. En oversikt over fylkene er gitt i tabell A2.

### **Aggregerte kontroller**

Arbeidsledigheten som rapporteres i utvalget, er etter fylket individet er bosatt i. Den gjennomsnittlige arbeidsledigheten for utvalget er 2.68 %, der 1.13 er den laveste og 5,41 er den høyeste observasjonen av arbeidsledighet i et fylke over utvalgsårene. Arbeidsledigheten for et individ lagges, slik at den foregående periodes arbeidsledighet ligger som en variabel for den individuelle observasjonen.

For å kontrollere for nærings sammensetning i utvalget defineres det næringsdummyer som grupperer forskjellige bransjer i næringsgrupper. Næringsgruppene er definert i tabell A1. Variabelen næringskategori benyttes til å utforske forskjellen mellom næringer med høy og lav turn-over. Variabelen tar verdien 0 for næringene bergverksdrift, transport/kommunikasjon og produksjonsindustri. For næringene bank og finans, bygg og anlegg og hotell og restaurant tar variabelen verdien 1. Observasjoner som ikke er spesifisert i en av de ovennevnte næringene har ingen definert verdi.

Tabell A1 gir en oversikt samt definisjon og måleenheter for variablene i utvalget.

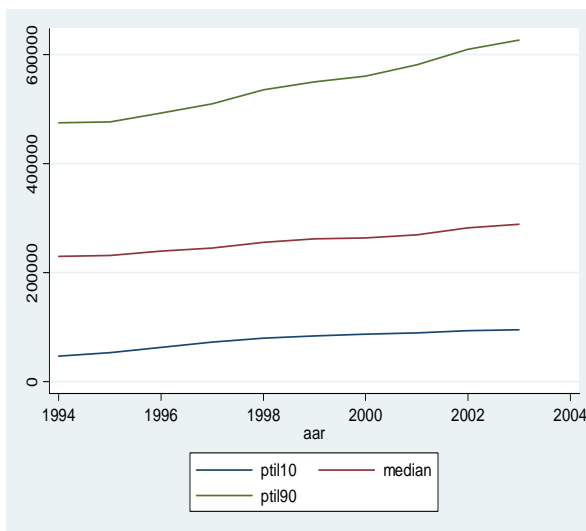


## 5.3 Deskriptiv statistikk

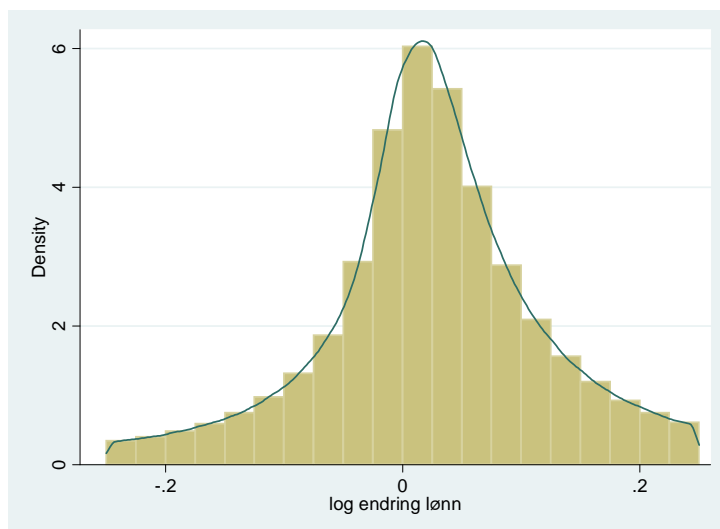
For å analysere hvordan rigiditeter i lønningene har påvirket fordelingen av lønnsendringene i Norge, kan det være nyttig å ha en oversikt over hvordan de rapporterte størrelsene i utvalget har utviklet seg over tid. I dette delkapittelet presenteres derfor deskriptiv statistikk for variablene introdusert over.

### 5.3.1 Reallønn og inflasjon

Utviklingen av reallønnen for forskjellige deler av utvalget i tidsperioden 1993-2003 er presentert i figur 1. Utviklingen i persentilene er basert på gjennomsnittet av henholdsvis de 10 % nederste og øverste observasjonene i fordelingen av reallønningene. Medianen representerer en enkeltverdi, altså ikke et gjennomsnitt og observasjonen er hentet fra fordelingen for året den representerer. Av tabellen kan man se at inntektsutviklingen er relativt jevn for de nederste persentilene og medianen. For de øverste observasjonene i utvalget er inntektsutviklingen større, noe som tilsier at det blir en økt spredning av reallønningene mot slutten av perioden. Fordelingen av lønnsendringene for hele utvalget sett under ett presenteres ved histogram og kernel-fordelingen i figur 2.



Figur 1: Oversikt utvikling i reallønn



Figur 2: Fordeling av reallønnsendringer

Som nevnt i beskrivelsen av datasettet er det relativt lav og stabil inflasjon i tidsperioden for dataene og oversikt over variasjonen i inflasjonen er gitt i figur A6. Det ser ikke som det er noen klare tendenser i hvordan inflasjonen utvikler seg og avhengigheten til nivået i den forrige perioden ser ut til å være relativt liten. Inflasjonen varierer fra 0,4 prosent på det minste i 2002 etter å ha vært på sitt høyeste i 2001.

**Tabell 2: Oversikt sentrale verdier i utvalg**

År	Inflasjon ( $\pi$ )	$P_{50}\log\Delta W$	$\log\Delta\bar{W}$	Antall observasjoner
1994	1.1	1.18	2.00	217919
1995	2.7	0.7	1.14	220994
1996	0.8	3.4	3.40	223474
1997	2.8	1.77	2.21	226695
1998	2.1	3.77	3.76	227001
1999	2.3	2.38	2.36	235694
2000	3.3	0.74	0.98	234854
2001	3.8	1.12	1.42	231050
2002	0.4	4.47	4.05	229457
2003	1.7	2.2	1.95	227914

En oversikt over sentrale verdier i utvalget er gitt i tabell 2 og inneholder informasjon om inflasjon, median for prosentendring i lønn og gjennomsnittlig prosentendring i lønn. En oversikt over fordelingene av prosentendringene i reallønningene er gitt i figur A8. Samtlige av fordelingene viser en relativt symmetrisk form. Det er ikke dramatiske forskjeller i fordelingene fra år til år og liten variasjon i hvor toppunktet i fordelingen befinner seg.

### 5.3.2 Individuelle variabler og arbeidsledighet

For innsikt i hvordan kontrollvariablene er fordelt i utvalget presenteres en oversikt i tabell 3 for utvalget som helhet og for de to halene i fordelingen hver for seg. Gjennomsnittsalderen i den øvre delen av fordelingen er lavere enn i den nedre delen av fordelingen. Gjennomsnittlig utdanning er noe høyere i den øvre delen av fordelingen og ca 43 % av utvalget har barn

under 18 år, med en noe større andel i den øvre delen av fordelingene. Ca 57 % av utvalget er registrert med ektefelle eller partner og et flertall av individene i utvalget er menn. Andelen menn er noe høyere i den nedre delen av fordelingen.

**Tabell 3: Oversikt individspesifikke variabler og arbeidsledighet**

Variabel	Verdier i utvalget	Gj.snitt	St.avvik	Gj.snitt<P <sub>50</sub>	Gj.snitt>P <sub>50</sub>
Utdanning	0-22	12.997	2.817	12.879	13.115
Alder	1-10	6.372	2.249	6.151	6.593
Kjønn	0,1	.610	.488	.617	.603
Flytting	0,1	.022	.148	.020	.024
Sivilstatus	0,1	.567	.496	.581	.552
Barn under 18	0,1	.431	.495	.413	.449
Arbeidsledighet	1.13-5.41	2.678	.837	2.698	2.657

Arbeidsledigheten i utvalget er i gjennomsnitt 2.68 prosent. I den nedre halen er arbeidsledigheten noe høyere enn den er i den øvre halen i fordelingen for lønnsendringene. En oversikt over utviklingen i gjennomsnittlig arbeidsledighet er gitt i figur A7. Det er viktig å huske at arbeidsledighet ikke representerer egenskaper ved individet, men for fylket individet er bosatt i.

## 5.4 Styrker og svakheter ved datasettet

Datasettets egenskaper har sine styrker og svakheter i forbindelse med analysen som gjennomføres. Av fordeler datasettet bringer med seg kan en for det første trekke frem at datasettet er relativt rent og med det menes det at omfanget av målefeil forventes å være relativt lite. Bakgrunnen for dette er at datamaterialet som presenteres i datasettet er tryggedata og at de må ansees å komme fra en pålitelig kilde. For det andre har datasettet mange individer, noe som også er ønskelig, i og med at man på denne måten vil få mer nøyaktige og forventningsrette koeffisienter, gjennomsnitt og standardavvik. Utvalgsstørrelse er spesielt viktig ved den anvendte inndelingen, da utvalget deles opp i persentiler, eller med andre ord 100 underutvalg.

En tredje fordel med utvalget er at det er konstruert for å inneholde like mange observasjoner i hvert av utvalgsårene. Denne egenskapen holder seg til tross for begrensningene som settes i utvalget. Det laveste antall observasjoner forekommer i 1994, med ca 218.000 observasjoner, mens det i 1999 forekommer ca 236.000 observasjoner. Antall observasjoner fra de forskjellige årene summeres opp i tabell 2.

I utgangspunktet ville det vært ønskelig med et mål for timelønn og ikke årslønn som er den tilgjengelige størrelsen i datasettet. Dette åpner for at andre faktorer som påvirker lønnen kan observeres som en lønnsendring og er derfor ikke optimalt. For det andre er arbeidstiden som rapporteres i utvalget ikke nøyaktig, ettersom alle som arbeider mer enn 30 timer kategoriseres som fulltidsansatte. Usikkerheten rundt arbeidstiden i utvalget skaper problemer når en skal se på lønnsendringene, ettersom variasjoner i faktisk arbeidstid vil vises som en endring i lønnen. Dette problemet har vært studert tidligere, der det vises at klassiske målefeil i lønnen<sup>22</sup> fører til en undervurdering av antall observasjoner med uendret lønn. Dette kommer av at de lønnsendringene som i realiteten er lønnsfrysninger, rapporteres som små lønnsendringer (se Akerlof, Dickens og Perry, 1996). En annen svakhet ved datasettet er at det ikke er mulig å identifisere individer som endrer jobb fra et år til det neste og medfører at en lønnsendring som følge av jobbskifte, behandles på lik linje med en observert lønnsendring for et individ som blir i den samme jobben. Med bakgrunn i mangelen av informasjon om jobbskifter og unøyaktighet i arbeidstimer, kan det forventes at det ikke vil forekomme en markant ansamling av observasjoner rundt null nominell lønnsendring.

Sist men ikke minst fører datasettets tidsperiode til begrensninger for analysen. Fremgangsmåten når man kvantifiserer betydningen av lønnsrigiditeter er å benytte perioder med høy og lav inflasjon og sammenligne effekten av inflasjonen på fordelingen. Denne fremgangsmåten er ikke mulig i analysen fordi inflasjonen er gjennomgående lav for samtlige utvalgsperioder. Inflasjonen i datasettet varierer mellom 0,4 % i 2002, og 3,8 prosent i 2001. Det er med andre ord ikke et tilstrekkelig grunnlag for å danne et nøyaktig mål for effekten av lønnsrigiditetene på den aggregerte lønnsveksten. Analysen i denne oppgaven vil derfor begrense seg til å stadfeste om lønnsrigiditeter fører til en kompresjon i fordelingen av lønnsendringene.

---

<sup>22</sup>Et unøyaktig mål på antall timer som arbeides for å oppnå lønnen kan anses som en målefeil i lønnen.

# Kapittel 6

## Empiri

Denne delen av oppgaven forsøker å verifisere om modellen Elsby (2006) introduserer, kan gi et bidrag til å beskrive hvordan inflasjonen påvirker lønnsfordelingene i Norge. I analysen vil det fokuseres på fordelingen av endringene i reallønnen. Bakgrunnen for dette er at reallønnsfordelingene i praksis er de samme som de nominelle fordelingene, med unntak av at de justeres for inflasjonen. I tillegg vil en studie av fordelingen av reallønnsendringene være robust for realrigiditeter. Dette er ansett som en hensiktsmessig tilnærming ettersom det tidligere er påvist at det forekommer reallønnsrigiditeter i Norge (se Holden og Wulfsberg, 2008 og Dickens et. al. 2007).

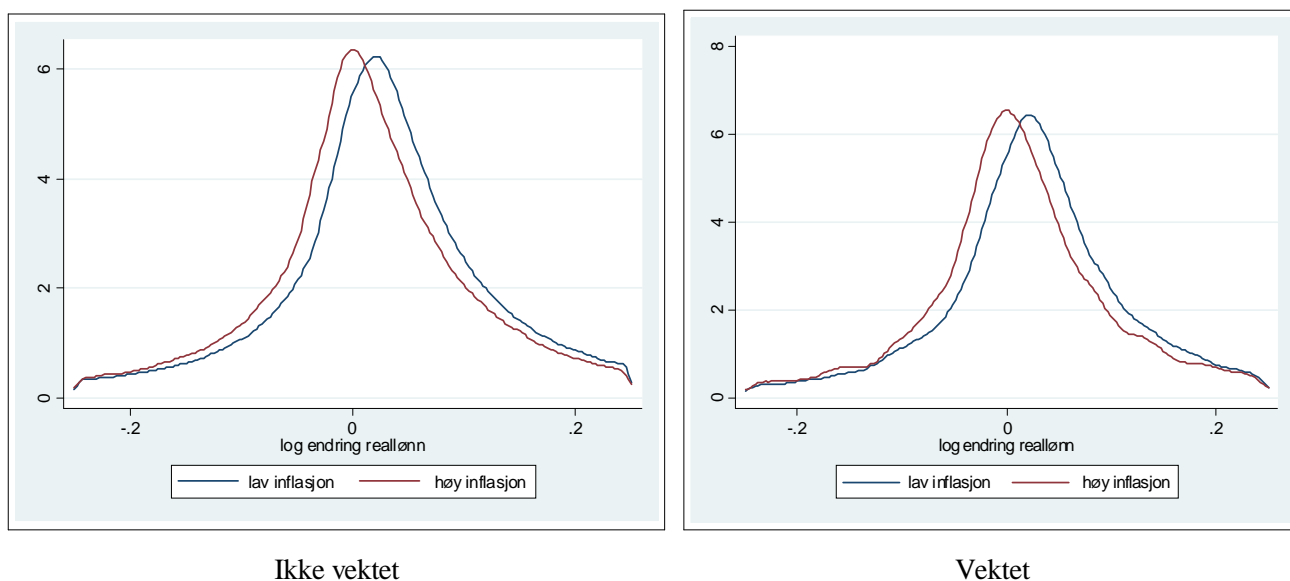
I dette kapitlet presenteres fremgangsmåten og resultatene som benyttes for å vurdere effekten av lønnsrigiditeter på fordelingene av endringen i de norske lønningene. Etter at resultatene er presentert fokuseres det på potensielle problemer med metoden som benyttes. Til slutt diskuteres og sammenlignes resultatene med tidligere forskning.

### 6.1 Empirisk implementering og resultater

Før resultatene presenteres kan det være en fordel med en rekapitulering av hovedresultatet fra teorien. Den sentrale prediksjonen i modellen er at en fordeling av lønnsendringen komprimeres i den øvre, så vel som i den nedre halen. Kompresjonen av halene avhenger av inflasjonen og det er denne effekten som testes i resultatene. Dette betyr at det ikke vil legges vekt på

kontrollvariablene, men selve effekten inflasjonen har på fordelingen.

For å se hvordan inflasjonen påvirker lønnsfordelingen, kan man starte med å gjøre en grafisk sammenligning av lønnsfordelingene, for perioder med høy og lav inflasjon i utvalget. Utvalget deles derfor inn i to kategorier, der årene 2000 og 2001 settes i en kategori for høy inflasjon<sup>23</sup> og resten av utvalget i en kategori for de årene med lavere inflasjon. Når lønnsfordelingene skal sammenlignes vil det være hensiktsmessig å korrigere for andre egenskaper som kan ha en effekt på fordelingen. Man kan for eksempel tenke seg at alderssammensetning, utdanningsnivået, om individet flytter eller ikke osv, kan ha en innvirkning på fordelingen av lønnsendringene. For å kontrollere for de individuelle attributtene, introduseres det noen kontrollvariabler som defineres i tabell A1. Disse variablene benyttes i DFL-revektingen for å kontrollere for endringer i utvalget som kan påvirke fordelingen. For at fordelingene skal være sammenlignbare tas det utgangspunkt i et basisår, som defineres til det siste året i utvalget; 2003. Fordelingene av lønnsendringene vektet til basisåret, slik at man har et bilde av hvordan lønnsfordelingene ville ha sett ut, om attributtene til individene i utvalget, var identiske med attributtene utvalget har i basisåret.



Figur 3: Fordeling av lønnsendringer med og uten vektet

<sup>23</sup>Høy inflasjon i utvalget defineres som over 3 %.

Figur 3 viser fordelingene for reallønnsendringene med og uten vektorer for endringer i attributtene for individene i de to kategoriene. Noe overraskende ser man at det er tydelige forskjeller når det kommer til lokalisering av toppunktene i fordelingene for reallønnsendringene i de to inflasjonsperiodene og noen egenskaper verdt å merke seg. For det første gjør forskjellen i plasseringen til toppunktene fordelingene vanskelige å sammenligne. Fordelingen for lavinflasjonsperioden er skjøvet mot høyre noe som tilsier at lønnsendringene stort sett er høyere enn i høyinflasjonsperioden. For det andre er ansamlingen av observasjoner rundt toppunktet av fordelingen større for høyinflasjonskategorien enn for lavinflasjonskategorien og kommer til syne gjennom et høyere toppunkt.

Fordi fordelingen av lønnsendringene er skjøvet til høyre for lavinflasjonsperioden, kan det ikke visuelt observeres en klar forskjell mellom fordelingene. Det er tilsynelatende små forskjeller mellom kurvene med og uten vektorer, noe som taler for at det ikke forekommer store forskjeller i attributtene over tidsperiodene.

**Tabell 4: Oppsummeringsstatistikk DFL-vektede fordelinger**

Variabel	Mean	Standardavvik	Min	Max
Lav inflasjon	1.987331	1.591073	.17226	5.72054
Høy inflasjon	1.98726	1.595565	.1941463	5.85622

For å undersøke om det forekommer en kompresjon i fordelingen kan man studere standardavvikene, der et lavere standardavvik vil bety at fordelingshaler i gjennomsnitt er smalere. Oppsummerende statistikk for de vektete fordelingene er gitt i tabell 4: Gjennomsnitt og ekstremverdier er generert gjennom vekting og det er derfor vanskelig å få noe meningsfullt ut av disse størrelsene. Fordelingen for høy inflasjon viser seg imidlertid å ha et større standardavvik enn fordelingen for årene med lav inflasjon. Fra DFL-revekting er det med andre ord ting som taler for at fordelingen av lønnsendringene komprimeres, men hvor i fordelingen denne kompresjonen stammer fra kan ikke sies med sikkerhet. Det er viktig å merke seg at fordelingene som presenteres er basert på relativt få år. Om det da forekommer enkelte år med fordelinger som i stor grad avviker fra normalen, kan disse kunne få stor innvirkning på en fordeling av lønnsendringer over flere år. Dette gjelder spesielt for kategorien for høy inflasjon, som baseres på to år.

For å finne en målbar størrelse for effekten inflasjonen utgjør på de forskjellige delene av fordelingen, deles lønnsendringene i hvert av årene i utvalget opp i persentiler, før persentilene av samme orden så slås sammen<sup>24</sup>. I tabell A3 oppsummeres desilene og intervallet for verdiene i det respektive desilet.

Tabell 5: Oversikt over spesifikasjoner

Spesifikasjon	Variabler
1	inflasjon og median
2	inflasjon, median kjønn, utdanning, alder, flytting, sivilstatus, barn under 18, fylkesdummyer og næringsdummyer
3	inflasjon, median kjønn, utdanning, alder, flytting, sivilstatus, barn under 18, fylkesdummyer, næringsdummyer, arbeidsledighet og lagget arbeidsledighet
4	inflasjon, median, kjønn, utdanning, alder, flytting, sivilstatus, barn under 18, arbeidsledighet og lagget arbeidsledighet

Regresjonsmodellen estimeres i fire spesifikasjoner. Den første spesifikasjonen inkluderer variablene inflasjon og medianen fra fordelingen i året observasjonen er registrert i. I den andre spesifikasjonen inkluderes det i tillegg individspesifikke kontrollvariabler som kan påvirke fordelingen for reallønnsendringene. I den tredje spesifikasjonen kontrollerer jeg for arbeidsledighet og lagget arbeidsledighet i tillegg til kontrollvariablene i den andre spesifikasjonen. Motivasjonen for å inkludere arbeidsledighetsvariablene, er at lønnsrigiditeter kan medføre en høyere arbeidsledighet og dermed føre til at individer mister jobben og ikke lenger inkluderes i fordelingen<sup>25</sup>. Den siste variabelen som inkluderes er lagget arbeidsledighet, for å kontrollere for om lønnsnivået påvirkes av nivået på arbeidsledigheten, en sammenheng Blanchflower og Oswald (1994) finner empiriske bevis for. Den fjerde spesifikasjonen er en begrensning av den tredje spesifikasjonen og inkluderes for å kontrollere for feilspesifisering.

Ved å benytte minste kvadraters metode er man i stand til å skille ut den effekten som følger av en endring i inflasjonen og som systematisk varierer med lønnsendringene. For å isolere denne effekten av inflasjon spesifiseres en regresjonsmodell av formen:

$$P_n = \beta_{0n} + \beta_{1n}P_{50t} + \beta_{2n}\pi_t + \beta_{3n}x' + \epsilon_n$$

<sup>24</sup>Jeg slår sammen persentil 1 fra år 1,2,...,n. Persentil 2 fra år 1,2,...,n slås sammen osv.

<sup>25</sup>Dette kommer av at utvalget begrenses til de individene som jobber full tid.



der  $P_n$  er det n-te persentilet i fordelingen for lønnsendringene. Inflasjon  $\pi$ , i regresjonen for å finne den spesifikke effekten av inflasjonen på et gitt persentil.  $P_{50_t}$ , representerer medianen i fordelingen for det året en gitt observasjon er hentet fra og kan sees som en sentrering<sup>26</sup> av fordelingene over tid. Ved at medianen inkluderes i fordelingen vil effekten av inflasjon også være sammenlignbar for fordelinger preget av reallønnsrigiditeter eller DNWR.

**Tabell 6: Koeffisient for inflasjon, robuste standardavvik**

Desil	Spesifikasjon 1	Spesifikasjon 2	Spesifikasjon 3	Spesifikasjon 4
10	.0538 [.0140]***	.0552 [.0140]***	.2461 [.0289]***	.0333 [.0201]*
20	-.0858 [.0048]***	-.0775 [.0048]***	.1883 [.0101]***	-.0335 [.0069]***
30	-.1590 [.0024]***	-.1537 [.0024]***	.0199 [.0050]***	-.1241 [.0034]***
40	-.0994 [.0016]***	-.0955 [.0016]***	-.0188 [.0033]	-.0865 [.0023]***
40 til median	-.0311 [.0013]***	-.0316 [.0014]***	-.0168 [.0029]***	-.0288 [.0020]***
median til 60	.0418 [.0015]***	.0399 [.0015]***	.0399 [.0032]***	.0379 [.0022]***
60	.1373 [.0019]***	.1363 [.0019]***	.1434 [.0041]***	.1267 [.0028]***
70	.2386 [.0028]***	.2388 [.0028]***	.2253 [.0058]***	.1999 [.0040]***
80	.3033 [.0046]***	.3027 [.0046]***	.2842 [.0096]***	.2453 [.0065]***
90	.1650 [.0098]***	.1620 [.0098]***	.2312 [.0210]***	.1523 [.0142]***

\* signifikant 10 %    \*\* signifikant 5 %    \*\*\* signifikant 1 %

Resultatet av analysen presenteres i tabell 6 og rapporterer koeffisientene for inflasjonen i de forskjellige desilene<sup>26</sup>. Koeffisientene som rapporteres uttrykker estimerte prosentendringer i lønningene i desilet ved et prosentpoengs endring i inflasjonen og tilsvarer derfor en elastisitet. Standardavvikene for koeffisientene rapporteres i parentes. Resultatene for spesifikasjonene 1, 2 og 4 er relativt lik. Spesifikasjon 3 skiller seg noe ut i den nedre delen av fordelingen, men denne kan være utsatt for feilspesifisering og dette utforskes i neste delkapittel. Den estimerte effekten av inflasjon på de nederste persentilene er for alle spesifikasjonene positiv.

<sup>26</sup>Resultatene fra persentilregresjonen rapporteres ikke av praktiske hensyn. Effekten av inflasjonen som rapporteres i resultatene er estimert på desilene i fordelingen og kan ansees som en tilnærming til gjennomsnittet.

Bakgrunnen for dette resultatet kan det bare spekuleres i, ettersom det ikke foreligger empiri som forklarer et slikt fenomen. Figur 2 presenterer fordelingene av lønnsendringene og det kommer frem at det er relativt få observasjoner ytterst i halene. En mulig forklaring til at effekten av inflasjon er positiv på de nederste persentilene, kan være at de representerer verdier nært grenseverdiene i utvalget. I tabell A3 ser man at standardavvikene for desil 10 og desil 90 er mye høyere enn for de øvrige desilene. Av minimums- og maksimumsverdiene viser det seg at verdiene i intervallet som desilet representerer har en mye høyere bredde enn resten av desilene. Det er derfor mye som tyder på at desil 10 og desil 90 kan være utsatt for støy. Et stort flertall av resultatene som estimeres er signifikante på et 1 % nivå og alle resultatene er uten unntak signifikante for 10 %.

I de to første spesifikasjonene er resultatene relativt like, der den estimerte effekten av inflasjon er negativ fra omkring det 11. persentilet. Den fjerde spesifikasjonen er negativ fra det 14. persentilet. Den estimerte effekten av inflasjon styrkes i negativ retning for spesifikasjonene opp til det 25. persentilet der effekten er på sitt sterkeste. Dette tyder på at den største kompresjonen i fordelings nedre hale forekommer blant lønningene som representerer en lønnsendring fra -5 % til ca uendret lønn<sup>27</sup>. Effekten av inflasjon svekkes jevnt ned mot medianen, der den begynner å få en positiv effekt på reallønningene. Den estimerte effekten av inflasjon styrker seg jevnt opp mot det 85 persentilet, der den er på sitt sterkeste for samtlige spesifikasjoner. En økning i inflasjonen med et prosentpoeng i dette persentilet har en estimert effekt på lønningene fra 0.25 % til i underkant av 0.32 % avhengig av spesifikasjon.

For den tredje spesifikasjonen viser effekten av inflasjonen mye av den samme trenden som de øvrige spesifikasjonene. Det er imidlertid verdt å merke seg at når det defineres et fullt sett av kontroller i analysen, så øker omfanget av inflasjonens positive effekt i den nedre halen. Koeffisienten for inflasjonen endrer fortegn rundt medianen som for de andre spesifikasjonene. I tråd med resultatene fra spesifikasjon 1, 2 og 4 er den positive effekten av inflasjonen i den øvre halen sterkest rundt de 80. persentilene. Alle regresjonsmodellene har høy forklaringskraft, der den laveste  $R^2$  som observeres er på 0,2 og de høyeste ligger på ca 0,8. Samtlige modeller er signifikante til 1 % nivå.

---

<sup>27</sup>Dette kan leses av ekstremverdiene for desil. Se tabell A3.

Resultatet indikerer at lønnsrigiditeten som observeres i Norge i hvert fall delvis er basert i reallønningene. Dette vises ved at både median og gjennomsnitt i fordelingene av lønnsendringene holder seg positive gjennom alle årene i utvalget<sup>28</sup>. Om lønnsrigiditetene fullt og helt baseres på nominelle størrelser vil det kunne forventes at en midlertidig økning i inflasjonen ville slått ut i form av negative gjennomsnitt og medianer for reallønnsendringen. At rigiditetene i Norge også er fundamentert i reallønninger støttes også av Holden og Wulfsberg (2008), som finner at en markant andel av kuttene i reallønningene forhindres av realrigiditeter.

Den sterkeste effekten av inflasjon treffer i det 25. persentilet i alle spesifikasjonene og det er derfor grunn til å utforske verdiene i persentilet nærmere. Den sterkeste kompresjonen i den øvre halen observeres i persentil 85 og oppsummerende statistikk for persentilene er gitt i tabell 7:

**Tabell 7: Oppsummerende statistikk  $P_{25}$  og  $P_{85}$ :**

Persentil	Obs	Gjennomsnitt	Standardavvik	Min	Max
$P_{25}$	22751	-0.0227	0.0111	-0.0395	-0.0030
$P_{85}$	22750	.1094	0.0106	0.0939	0.1290

Gjennomsnittlig lønnsendring i det 25. persentilet er på -2.27 % med et standardavvik på ca 1 %. Lønnsendringene i persentilene rundt  $P_{25}$  ligger i samme størrelsesorden og at kompresjonen er på det høyeste i dette området er ut fra det teoretiske rammeverket ikke tilfeldig. Den gjennomsnittlige inflasjonen i utvalget er på 2.11 % og dette tilsier at en nominell lønning som fryses i et år med gjennomsnittlig inflasjon vil reduseres med ca 2.11 % målt i reallønninger. Den sterkeste kompresjonen i fordelingen av lønnsendringene observeres med andre ord i de persentilene man observerer uendrede nominelle lønninger og indikerer at det er rigiditeter både i nominelle- og reallønningene.

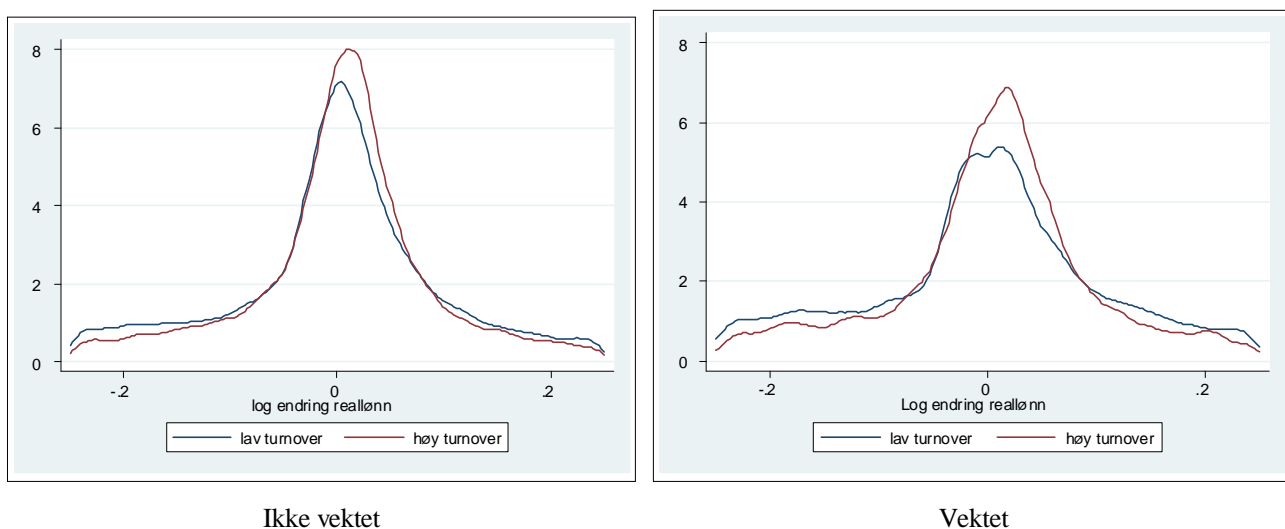
I den øvre delen av fordelingen inntreffer den sterkeste effekten av inflasjon rundt det 85. persentilet, men kan ikke gis en analog tolkning til effekten i den nedre halen. Effekten av inflasjon er relativt høy gjennom hele halen. Det kan tenkes at det er lettest å redusere

<sup>28</sup>Se tabell 2

de største lønnsøkningene og det derfor blir en størst kompresjon i de øvre persentilene i fordelingen, men dette er imidlertid bare spekulasjoner.

### Turn-over og kompresjon av lønnsveksten

Ved en videreføring av modellen vil det være naturlig å tro at en økt turnover i en bransje også vil føre til en mindre restriktiv lønnspolitikk for lønnsøkningene. Bakgrunnen for dette er at fremtidige forpliktelser ikke vil være like bindende, som når det er lavere turn-over i bransjen. Bergverk og utvinning, transport og produksjonsindustri representerer næringer med lav turnover. Bank og finans, bygg og anlegg og detalj og engroshandel representerer næringene med høy turn-over. Som for inflasjon startes det med å sammenligne fordelingene for lønnsendringene ved revekting og disse presenteres i figur 4. Det vises ikke av figuren at det er en klar tendens til at den øvre halen er bredere i fordelingen for høy turnover. Det er relativt stor forskjell mellom den faktiske og den vektete fordelingen. En av grunnene til at vektingen skaper en markant forskjell til de faktiske fordelingene kan være at utvalget reduseres drastisk når spesifikke næringer trekkes ut. Til sammenligning er antall observasjoner ved vekting for inflasjonskategori 2.2 millioner og bare 54.105 ved vekting av næringskategori.



Figur 4: Fordelinger vektet etter næringskategori

For en sammenligning av fordelingene er oppsummerende statistikk for reallønnsendrin-

gene kategorisert etter næring gitt i tabell A4. Fordelingen av observasjonene mellom de to næringskategoriene er relativt like og det er også relativt små forskjeller i gjennomsnitt. Standardavviket er større for næringskategorien med lav turn-over, enn det er for kategorien med høy turn-over. Oppsummerende statistikk for de vektete fordelingene er gitt i tabell 8. Verdiene for gjennomsnitt, minimums- og maksimumsverdier er basert på den vektete fordelingen og er derfor vanskelige å tolke mening. Standardavvikene tilsier at næringskategorien med høy turnover har en fordeling med marginalt bredere haler. Om standardavviket er større som resultat av en ekspansjon i den øvre halen kan imidlertid ikke avgjøres.

**Tabell 8: Oppsummerende statistikk vektete fordelinger etter næringskategori**

Variabel	Gjennomsnitt	Standardavvik	Min.	Max.
Lav turnover	1.987	1.591	.172	5.721
Høy turnover	1.987	1.596	.194	5.856

For å kunne si noe om hvordan turn-over påvirker fordelingen av lønnsendringene, er det som ved evalueringen av inflasjonseffekten, hensiktsmessig å benytte minste kvadraters metode. For å finne effekten av turnover estimeres regresjoner som kan beskrives ved:

$$P_n = \beta_{0n} + \beta_{1n}P_{50t} + \beta_{2n}\tau_k + \beta_{3n}\pi_t + \beta_{4n}x'_n + \epsilon_n,$$

der  $\tau_{kt}$  er en dummyvariabel for næringskategori.  $\beta_2$  er koeffisienten for turnover  $\beta_3$  er koeffisienten for inflasjon og  $\beta_4$  er koeffisienten for vektoren av kontrollvariabler. Den øvrige notasjonen samsvarer med regresjonsmodellen for estimert effekt av inflasjon på lønningene.

Regresjonen som gjennomføres tilsvarer spesifikasjon 4 fra tabell 5, der regresjonen kjøres for næringskategoriene hver for seg. Bakgrunnen for valget av spesifikasjonen er at den gir det største antalle kontroller av spesifikasjonene uten at det misstenkes at modellen er feilspesifisert. Inflasjonen er igjen den sentrale effekten og måler kompresjonen i fordelingen som forårsakes av lønnsrigiditetene og kan sammenlignes mellom næringene for å evaluere kompresjonen. Kontrollvariablene kontrollerer for forskjeller i individenes egenskaper. Arbeidsledighet og lagget arbeidsledighet vil kontrollere for sykliske tendenser i utvalget.

**Tabell 9: Koeffisient for inflasjon etter næringskategori**

Desil	Lav turn-over	Høy turn-over
median til 60	.0259 [.0393]	.0281 [.0412]
60	.1598 [.0501]***	.2103 [.0542]***
70	.2319 [.0705]***	.3143 [.0797]***
80	.1525 [.1173]	.4408 [.1234]***
90	.1742 [.2684]	.1535 [.2821]

Resultatene av regresjonen er gitt i tabell 9 og viser en tendens til at kompresjonen er større for næringskategorien med høy turn-over i forhold til lav turn-over. Den største forskjellen i effekten av inflasjonen er i desil 70 og spesielt 80.

Resultatet indikerer at det faktisk kan observeres en tendens til at kompresjonen er størst i næringene med høy turn-over og strider med prediksjonen om latent kompresjon av lønningene. Næringen med høy turnover har for samtlige av desilene en større kompresjon når inflasjonen synker. Standardavvikene til koeffisientene er relativt stabile på tvers av kategori og desil.

## 6.2 Estimeringsproblemer

I empiriske analyser er det flere elementer som kan svekke eller skape støy i resultatene og potensielt skape problemer ved anvendelse av MKM. Det er derfor viktig å se på disse problemene før man tolker resultatene man finner. I dette delkapittelet evalueres konsekvensene av problemene som omtales i kapittel 4.2.2.

### 6.2.1 Endogenitet

Endogenitet kan være et alvorlig problem og har i utgangspunktet opphav i tre kilder: utelatte variabler, målefeil og simultanitet. Utelatte variabler kan føre til forventningsskjevne estimater og er vanskelig å utforske. Dette kommer av at årsaken til at en variabel utelates ofte er at den ikke er tilgjengelig i datasettet eller fordi multikollinearitet skaper problemer med andre effekter man ønsker å utforske. I lønnslikningen er det flere faktorer som potensielt kan ha

forklaringskraft, men er vanskelig å observere. En gjenganger i empiriske studier, når det kommer til utelatte variabler er et mål på evnene til individene i utvalget. Dette er en individuell egenskap som har en potensielt viktig determinerende effekt på et individs lønn, men som er vanskelig å kvantifisere. Andre variabler som potensielt kan skape problemer i analysen er manglende mål på erfaring og ansettelsestid. Det kan for eksempel tenkes at individer med kort erfaring skifter jobb relativt oftere enn individer med lang erfaring. Booth Francesconi og Garcia-Serrano (1999) finner blant annet at jobbseparasjonsraten er langt høyere tidligere i arbeidsforholdet i den første jobben sammenlignet med den femte jobben man har. Dette kan påvirke fordelingen av lønnsendringene: unge individer skifter jobb fortere enn eldre. Uten et mål på ansettelsestid klarer modellen som estimeres heller ikke skille ut lønnsendringer som kommer som et resultat av bytte av arbeidsgiver. Uten et mål for ansettelsestid kan analysen med andre ord lide av et endogenitetsproblem.

En metode for å forsøke å finne effekten av hvordan utelatte variabler påvirker resultatene, er å anvende forskjellige spesifikasjoner når man søker å finne effekten av inflasjon. Resultatene som rapporteres for effekten av inflasjon, er derfor for fire spesifikasjoner. Forruten å danne instrumentvariabler eller estimere modellen med flere spesifikasjoner er det få om noen, måter å bøte på problemet med utelatte variabler ved anvendelse av MKM.

Når det gjelder målefeil kan FD-trygd antas å være et rent datasett, ettersom det baserer seg på trygdeinformasjon og må antas å komme fra en pålitelig kilde. Det er imidlertid en usikkerhet knyttet opp mot arbeidstiden som oppgis i datasettet. Denne usikkerheten er en kilde til målefeil ettersom de rapporterte lønnsendringene kan komme av forskjellig arbeidstid fra år til år, heller enn en endring i timelønnen. Dette vil føre til en undervurdering av den ansamlingen av observasjoner rundt uendret lønn man ofte ser ved lønnsrigiditeter. Bakgrunnen for dette er at lønnsfrysninger ofte vil rapporteres som små lønnsendringer i stedet. I tillegg til dette vil reelle timelønnsøkninger kunne rapporteres som lavere timelønn om arbeidstiden for et individ reduseres og omvendt. For å ekskludere de groveste målefeilene settes den øvre grensen av reallønnsendringer tillat som en reelendring til en størrelsesorden på 25 %. Selv om dette løser problemet med de groveste målefeilene, vil det fortsatt være rom for et stort antall mindre målefeil. En annen kilde til målefeil kan være variasjoner i reallønnsrigiditeten. Akerlof, Dickens og Perry (2000) finner at reallønnsrigiditeter har en tendens til å

forsterke seg når inflasjonen stiger, fordi kostnaden ved å ikke beskytte kjøpekraften i lønnen blir større. Inflasjonen i utvalget er imidlertid så lav og stabil at dette ikke ansees for å være et problem i analysen.

Om målefeilen er uavhengig av inflasjonen vil resultatene fra regresjonen være svekket fordi målefeilen forårsaker en sammenblanding av effektene i den øvre og den nedre halen. Dette kommer av at noen av lønnsendringene som i realiteten er positive rapporteres som negative og motsatt. Størrelsen på koeffisienten som estimeres for inflasjonen må med andre ord tolkes med varsomhet. Det skal imidlertid sies at kompresjonen som observeres i fordelingen, kommer på tross av og ikke på grunn av målefeil knyttet til arbeidstiden. Det er mye som taler for at det er et stort antall målefeil i datasettet og dette kommer blant annet frem ved at det ikke er en markant andel av observasjonene som har oppgitt uendret lønn.

Når det kommer til simultanitet i utvalget, er det særlig tre variabler som potensielt kan skape problemer. Disse er den prosentvise reallønnsendringen, inflasjon og arbeidsledighet, størrelser som i anvendt makroøkonomi benyttes som konjunkturindikatorer. Disse variablene kan også fort føre til en sirkelargumentasjon, om de sees i lys av hverandre. For det første kan inflasjonen påvirke lønningene, i og med at individer og fagforbund i noen sammenhenger vil søke å opprettholde kjøpekraften i lønningene. På den andre siden kan det også tenkes at en endring i den prosentvise endringen fort kan føre til økt press i økonomien og dermed ha innvirkning på inflasjonen. Med bakgrunn i at lønnsendringene studeres i en mikroøkonomisk tilnærming, samtidig som det gjøres analyse av hvert av persentilene i fordelingen, vil problemet med simultanitet være begrenset.

### 6.2.2 Multikollinearitet

Det foreligger ikke en klar grense i økonometrien for hvor stor korrelasjonen mellom variabler kan være, før det oppstår problemer med multikollinearitet. Det er imidlertid verdt å merke seg at om en koeffisient er insignifikant og korrelasjonskoeffisienten til variabelen er høy, så vil de estimerte koeffisientene være mindre presise. Tabell A5 presenterer korrelasjonsmatrisen for utvalgte variabler for hele utvalget som benyttes i regresjonsanalysen. Det er undersøkt for multikollinearitet i forskjellige deler av utvalget uten at det er funnet stor variasjon i kor-



relasjonen mellom variablene.

Av tabellen kommer det frem at det er en forholdsvis høy korrelasjonskoeffisient mellom medianen og inflasjonen. Dette er i utgangspunktet ikke overraskende med tanke på at inflasjonen vil ha en innvirkning på reallønningene og at begge størrelsene har opphav i konsumprisindeksen. Inflasjonen er relativt lav gjennom hele tidsperioden observasjonene i datasettet er hentet fra og det kan derfor tenkes at individene har statiske inflasjonsforventninger. Om en antagelse om statiske inflasjonsforventninger hos individene stemmer, vil man kunne forvente at korrelasjonen mellom medianen og inflasjonen er negativ. Korrelasjonen er i en størrelsesorden hvor det er grunn til å vise forsiktighet når man skal tolke resultatene fra modellen.

Det er to alternative tilnærminger for å bøte på problemer med multikollinearitet, nemlig å utelate variabler eller utvide utvalget. Variablene inflasjon og median er sentrale for resultatene og kan derfor ikke utelates. Medianen inkluderes i analysen for å gjøre lønnsendringene sammenlignbare ved at den justerer for forskjeller i fordelingen observasjonene er hentet fra. En utelatelse av medianen vil derfor ikke være hensiktsmessig. Inflasjonen på sin side er effekten en ønsker å kvantifisere og kan derfor heller ikke utelates. Alternativet som da gjenstår er å øke utvalgsstørrelsen, men dette vil være svært ressurskrevende<sup>29</sup>. Resten av korrelasjonskoeffisientene er av en størrelse der det ikke er grunn til å bekymre seg for multikollinearitet, med unntak av variablene for arbeidsledighet og lagget arbeidsledighet. Den tredje spesifikasjonen der det testes for effekten av inflasjon avviker fra de to første spesifikasjonene ved at det kontrolleres for regionale og næringsvariasjoner. For å teste om regresjonen lider av feilspesifisering droppes nærings- og fylkesvariablene, mens arbeidsledighet og lagget arbeidsledighet beholdes i spesifikasjon 4.

Resultatene for den fjerde spesifikasjonen som inkluderer kontrollvariablene inflasjon, median, kjønn, barn under 18, utdanning, flytting, sivilstatus arbeidsledighet og lagget arbeidsledighet er gitt med sammen med de øvrige resultatene i tabell 6. Resultatene viser seg å samsvare med de to første spesifikasjonene og det er derfor grunn til å tro at resultatene fra spesifikasjon 3 kan lide av feilspesifisering.

---

<sup>29</sup>Datasettet er allerede på 2 millioner observasjoner og en utvidelse av utvalget som kan bøte på problemet vil derfor måtte være stor.

### 6.2.3 Heteroskedastisitet og seriekorrelasjon

Heteroskedastisitet kan være et problem ved analysen som fører til at standardavvikene blir unaturlig store og dermed fører til inferensproblemer. Det er to mulige tilnærminger når man skal teste for heteroskedastisitet i et utvalg. I den første metoden, White-testen kan man teste korrelasjonen mellom de kvadrerte feilleddene og de forklarende variablene. En annen test man kan benytte er Breusch-Pagan testen som ser i hvilke grad en regresjonsmodell av de forklarende variablene kan forklare variasjon i det kvadrerte feilleddet.

Det viser seg å være heteroskedastisitet i utvalget, ved begge testene for heteroskedastisitet. Dette fører imidlertid ikke til forventningsskjevhet i resultatene, men det kan forekomme feil i forbindelse med signifikanstesten av resultatene. Det finnes heldigvis en metode innebygd i STATA som genererer standardavvik som er robuste for heteroskedastisitet. Tabell 5 rapporterer resultatene for de forskjellige spesifikasjon med robuste standardavvik. Resultatene holder seg signifikante til 1 %, med unntak av desil 10 i spesifikasjon 4 der koeffisienten er signifikant til et nivå på 10 %.

Seriekorrelasjon vil i analysen forekomme som resultat av inndelingen av persentilene, der persentilene representerer et bestemt segment av fordelingen av lønnsfordelingen i hvert år. Lønningene i persentilet vil derfor i stor grad ta verdier av tilsvarende størrelse som persentilet i den forrige perioden. For de aller fleste persentilene vil verdien også ha samme fortegn og seriekorrelasjonen vil dermed bli høy.

Ved en inndeling etter persentiler, vil datasettet måtte anvendes som tverrsnittsdata og seriekorrelasjonen ansees som et begrenset problem. Det er testet for seriekorrelasjon i feilleddene for grupper av ti og ti persentiler og det kan ikke observeres betydelig grad av seriekorrelasjon i disse gruppene.

### 6.2.4 Tilfeldighet og balanse i utvalg

I kapittel 4.2 diskuteres konsekvenser av brudd på tilfeldig utvalg og hvordan et ubalansert utvalg kan påvirke signifikansen i estimatene. FD-trygd er i utgangspunktet et balansert datasett, men restriksjoner satt i utvalget kan imidlertid føre til skjevfordeling av observasjonene over

de forskjellige årene i datasettet. Det fokuseres på individer som jobber over 30 timer i uken og ikke opplever lønnsendringer over 25 % i et gitt år. Et resultat av dette er at det oppstår observasjonsserier for enkeltindivider som ikke er kontinuerlige over tid ved at individer inkluderes og ekskluderes i fordelingen.

Antall observasjoner i utvalget er rimelig likt fordelt over år, etter at begrensningene er innført. Observasjonene varierer fra ca 217.000 i 1994, til ca 236.000 i 1999. Det forekommer med andre ord ingen grov skjevfordeling av observasjonene mellom årene i utvalget. Det kan også forekomme persentiler der et individ observeres i det samme persentilet flere ganger, noe som vil skape ubalanse i utvalget. Utvalget deles imidlertid inn i hundre deler og omfanget av individer som plasseres i det samme persentilet burde derfor ikke være omfattende. Utvalget kan med bakgrunn i dette beskrives som balansert.

Utvalget vil som følge av begrensningene ikke være representativt for hele befolkningen som helhet, men for en populasjonen begrenset til de som jobber tilnærmet full tid, er mellom 16 og 66 år og ikke skifter jobb.

## **6.3 Kvantifisering, diskusjon og begrensninger ved oppgaven**

### **6.3.1 Kvantifisering og diskusjon**

Den første tilnærmingen for å kunne svare på spørsmålet om det forekommer en kompresjon av fordelingene av lønnsendringene på grunn av lønnsrigiditeter foretas med DFL-revekting. Resultatet av den grafiske tilnærmingen gir ikke grunnlag for å konkludere, med at fordelingen faktisk komprimeres når inflasjonen synker. En av grunnene til dette kan være at inflasjonen i utvalget ikke har en større variasjon, men er begrenset til 0,4 på det laveste og 3,8 på det høyeste. Den grafiske sammenligningen viser også en tendens til reallønnsendringene er større ved at fordelingen for lavinflasjonsperioden er lokalisert til høyre for høyinflasjonsperioden. En mulig forklaring til dette kan være at det er statiske inflasjonsforventninger i og med at inflasjonen er forholdsvis lav gjennom store deler av utvalget. Om så er tilfellet stiger ikke

inflasjonen nok til at argumentet Akerlof, Dickens og Perry (2001) setter frem om at stigende inflasjon fører til et økt fokus på inflasjonsforventningene for å sikre kjøpekraften i lønnen gjelder. Et kort men markant avvik i inflasjonen, som representeres i utvalget ved årene 2001 og 2002 vil derfor resultere i at fordelingen i perioder med høy inflasjon har lavere median og gjennomsnitt i reallønningene. Videre kan en liten forskjell i de vektete og de ikke vektete kurvene tilsa at det er små forskjeller i de individuelle variablene<sup>30</sup>.

Den økonometriske tilnærmingen gir et bedre utgangspunkt når det kommer til å evaluere om halene i fordelingen av lønnsendringene ekspanderer når inflasjonen stiger. Resultatene fra samtlige av de spesifiserte regresjonsmodellene indikerer en kompresjon i den øvre halen. Dette tolkes til at halene i fordelingen ekspanderer når inflasjonen stiger. Resultatene stemmer overens med prediksjonene i modellen, der halene komprimeres når muligheten til å gjennomføre kutt i reallønningene begrenses ved at inflasjonen synker. Resultatene fra regresjonen er relativt like over spesifikasjonene og med få unntak signifikante på et 1 % nivå. En av spesifikasjon viser i den nedre halen i fordelingen avvik fra de andre spesifikasjonene, men det er mistanke om at dette kan komme av at modellen er feilspesifisert og vektlegges derfor ikke i stor grad.

Resultatene indikerer at det forekommer både DNWR og reallønnsrigiditeter i de norske lønningene og en betydelig kompresjon i den øvre delen av fordelingen. Det vil i tillegg til å stadfeste at det faktisk forekommer en kompresjon i begge halene i fordelingen være interessant å sammenligne størrelsen på kompresjonene. Ved en sammenligning av de forskjellige delene i fordelingen, kan den gjennomsnittlige effekten på fordelingen som helhet bestemmes. Gjennomsnittseffekten av inflasjon i halene oppsummeres<sup>31</sup> i tabell 10.

---

<sup>30</sup>Om det er store forskjeller i de individuelle variablene fra år til år og kategoriene vektet til et basisår, ville resultatet av en vekting ført til markante forskjeller i fordelingene.

<sup>31</sup>Spesifikasjon 3 utelates med bakgrunn i mistanke om feilspesifisering.

**Tabell 10: Estimerte gjennomsnittseffekter**

	Spesifikasjon 1	Spesifikasjon 2	Spesifikasjon 4
Gjennomsnittlig effekt nedre hale	-0.0668	-0.0631	-0.0340
Gjennomsnittlig effekt øvre hale	0.1846	0.1876	0.1613
Gjennomsnittlig totaleffekt på fordeling	0.1178	0.1246	0.1273

I tabellen rapporteres den gjennomsnittlige effekten av inflasjon for hver av halene og for hele fordelingen i tre forskjellige spesifikasjoner. Resultatene viser en kompresjon i både den øvre og nedre halen i fordelingen. Ved å sammenligne effektene i halene, kommer det frem at den gjennomsnittlige effekten av inflasjonen i sum har en positiv effekt på reallønningene. Dette tilsier at lønnsrigiditetene til sammen fører til en negativ effekt på fordelingen ettersom effekten av lønnsrigiditeten måles ved synkende inflasjon. Noe overraskende tilsier dette isolert sett, at bedriftene i praksis overkompenserer for de lønnskostnadene de ikke får kuttet ved en lavere inflasjon. At inflasjonen har en negativ effekt på utvalget som helhet bekreftes ved at koeffisienten for den estimerte effekten av inflasjon ved en regresjon på hele utvalget er -0.0609.

En av svakhetene ved datasettet det tidligere har vært fokusert på er det upresise målet for antall arbeidstimer. Resultatene fra regresjonen forutsetter at denne størrelsen er konstant. Det er åpninger for relativt stor variasjon innenfor begrensningene som settes i utvalget og effekten av dette vil tilsvare effekten av en målefeil. Som det ble påpekt i kapittel 5.4 vil målefeil kunne føre til en undervurdering av lønnsrigiditeten ved at lønnsfrysninger vil kunne observeres som små lønnsendringer. Med mulighet for en variasjon av den størrelsen man har i arbeidstimene blir konsekvensene imidlertid stor. Relativt store lønnsendringer kan komme som resultat av at arbeidstiden endres uten at dette fanges opp i analysen, der opptil 20 % reduksjon tillates fra full arbeidstid før observasjonen ekskluderes fra utvalget. Det er med andre ord rom for at mange av observasjonene i den nedre delen av halen i realiteten ikke er lønnsreduksjoner, men resultat av redusert arbeidstid. Dette fører igjen til en undervurdering av kompresjonen i den nedre halen og kan være årsaken til at den observerte effekten i den øvre halen dominerer effekten i den nedre halen. Med et sammenligningsgrunnlag som potensielt påvirkes av målefeil burde det ikke legges for mye vekt på at kompresjonen i den øvre halen

dominerer kompresjonen i den nedre halen.

Av tidligere litteratur på området er det Elsby (2006) som gir grunnlag for sammenligning og resultatene i denne analysen viser seg å stemme overens resultatene fra tidligere litteratur. Den estimerte effekten av inflasjon i Norge er noe lavere i den nedre halen enn det som kan observeres i Storbritannia. Dette er overraskende ettersom Holden og Wulfsberg (2004) finner at egenskaper i det norske arbeidsmarkedet tilsier at lønnsrigiditeten burde være sterkere. En mulig forklaring til resultatene i denne analysen er svakere enn funnene fra Storbritannia er at omfanget av målefeil potensielt kan være veldig stort. Kompresjonen i den øvre halen er på sin side større i Norge enn hva den er i Storbritannia.

Et interessant resultat er at koeffisientene endrer fortegn for lavere persentiler i datasettene som beskriver amerikanske forhold. En forklaring til dette kan være at man i større grad observerer nominelle lønnsrigiditeter for USA, mens man i Norge og Storbritannia ser en større grad av reallønnsrigiditeter. At resultatene er relativt like over flere spesifikasjoner og ikke avviker i særlig grad fra tidligere forskning styrker resultatene.

Ved en videreføring av modellen ville det være naturlig å tro at en bransje med høy turn-over også vil føre en mindre restriktiv lønnspolitikk. Bakgrunnen for dette er at fremtidige forpliktelser ikke vil være like bindende, som når det er lavere turn-over. Resultatene for effekten av turn-over viser en motsatt tendens i utvalget og kan ikke bekrefte prediksjonene i modellen om at det vil forekomme en latent kompresjon i fordelingen av lønnsendringene. Det skal imidlertid vises varsomhet i tolkningen av koeffisienten på tvers av næringskategoriene ettersom det for en del av koeffisientene ikke oppnås et tilfredsstillende signifikansnivå.

Utgangspunktet for å måle effekten av turn-over har ikke vært det beste. Utgangspunktet for evalueringen av effekten av turn-over er en næringskategorisering som tar utgangspunkt i studien Grimsmo og Hilsen (2000), der de rapporterer turn-over for de forskjellige næringene. Studien er utført for årene 1996-1998 og gir dermed ikke informasjon om turn-over i alle utvalgsårene. I de øvrige utvalgsårene er det derfor mulig at det er andre sammenhenger og forhold enn det som antas som utgangspunkt for alle utvalgsårene.

### 6.3.2 Begrensninger i analysen

Det er noen begrensninger for analysen som gjennomføres først og fremst som resultat av begrensninger i utvalget som er tilgjengelig. For å kunne komme med en kvantifisering av effekten lønnsrigiditeter har på det aggregerte lønnsnivået er man avhengig av et utvalg med et større tidsspekter. En fordel ville da være å ha et datasettet som strekker seg tilbake til 70-tallet, for å få større variasjon i inflasjonen. Videre ville det være en fordel med et bedre mål for lønn og arbeidstid i utvalget, slik at man ved å luke bort målefeil kan øke presisjonen i resultatene. Et forsøk på å måle effekten av turn-over på fordelingen gir ikke signifikante resultater i denne analysen og kan komme av for lite informasjon om turn-over i utvalget. Optimalt sett, skulle turn-over vært rapportert per næring i samtlige utvalgsår og dermed gitt et bedre grunnlag for å analysere eventuelle effekter på fordelingen.

# Kapittel 7

## Oppsummering

I denne oppgaven har jeg studert reallønnsendringer i Norge, for å finne ut hvordan lønnsrigiditeter påvirker fordelingen av lønnsendringene. Det er benyttet to tilnærminger for å svare på dette spørsmålet. Den første tilnærmingen er en metode som vekter fordelingen av lønnsendringene i et sett kontrollvariabler og dermed legger grunnlaget for å kunne utføre en visuell sammenligning. Med bakgrunn i små variasjoner i utvalget gir ikke denne metoden grunn til å trekke noen slutninger om effekten av lønnsrigiditetene. Den andre tilnærmingen til problemet er å benytte minste kvadraters metode på forskjellige deler av fordelingen for lønnsendringen. Ved å diskretisere fordelingen kan man isolere effekten av lønnsrigiditetene og finne ut om det er varierende effekt i forskjellige deler av fordelingen.

Ettersom datasettet er bygget opp etter paneldesign ville det være naturlig å tro at den beste tilnærmingen til problemet ville være å benytte seg av metoder for paneldata. For å gjennomføre analysen er jeg imidlertid avhengig av å dele datasettet inn i persentiler. På denne måten kan fordelingen av lønnsendringene diskretiseres, men samtidig ekskluderes mulighetene til å benytte tidsdimensjonen som er tilgjengelig i datasettet. Det defineres forskjellige regresjonsmodeller der det testes for både individuelle, næringsavhengige og geografiske variabler på 100 persentiler i fordelingen.

At lønnsrigiditeter fører til en kompresjon i den nedre delen av fordelingen av lønnsendringene har vært studert i tidligere litteratur, men effekten i den øvre halen har ikke fått nevneverdig oppmerksomhet. Jeg finner i denne analysen at den øvre halen i fordelingen kom-



primeres når inflasjonen synker, som følge av DNWR og reallønnsrigiditeter. Ved å ta hensyn til denne kompresjonen når man evaluerer effekten av lønnsrigiditetene på det aggregerte lønnsnivået ser man at konsekvensene av lønnsrigiditetene reduseres drastisk. Resultatene indikerer at kompresjonen i den øvre delen av fordelingen overkompenserer for kompresjonen i den nedre halen, men mye tyder på at dette kan skyldes målefeil i datasettet. Resultatene i analysen bidrar til å bygge opp under prediksjonene i Elsby (2006) sin modell, som predikerer at den øvre, så vel som den nedre halen i fordelingen komprimeres når inflasjonen synker. Dette kommer som et resultat av at bedrifter vil føre en strammere lønnspolitikk, når lønnsrigiditeter begynner å skape et press i lønnsnivået.

Det har i tidligere litteratur vært konkludert med at lønnsrigiditeter forhindrer lønnskutt og påvirker det aggregerte lønnsnivået i økonomien (Card og Hyslop 1996). Det har derfor vært argumentert for at man ved å tillate en økt inflasjon kan smøre maskineriet i økonomien" og at lønnsrigiditeter gir grunnlag for en større trade-off i Phillipskurven (Akerlof, Dickens og Perry, 1996). Ved å tillate for kompresjon i den øvre halen av fordelingene av lønnsendringene, gir man bedriftene mulighet til å kontrollere lønnsnivået. Argumentasjonen for at lave inflasjonsmål kan føre til en høyere arbeidsledighet vil som resultat av dette svekkes.

Ved å samsvare med hovedresultatene i Elsby (l.c), bidrar denne oppgaven til å bygge oppunder den teoretiske modellen som i tidligere studier kun er testet for USA og Storbritannia over en tidsperiode på 20-25 år. Ved å anvende en sammenlignbar metode, finner jeg at modellen er beskrivende i et kortere tidsperspektiv og med en lavere variasjon i inflasjonen. I tillegg til dette viser jeg at modellen har forklaringskraft selv ved forskjeller i strukturen i arbeidsmarkedet. I Norge ser en strengere arbeidslovgiving, en større fagorganisering og sentraliserte lønnsforhandlinger enn i økonomier modellen tidligere er anvendt på. Jeg kan imidlertid ikke konkludere med at det forekommer en latent kompresjon av lønningene i Norge.

Resultatene i denne oppgaven må antas å være påvirket av målefeil. For fremtidige studier vil det derfor kunne være interessant å ha et datasett, med en større presisjon i mål for lønn og arbeidstid, der den optimale størrelsen for en analyse av fordelingen av lønnsendringene vil være timelønnsendringer. Informasjon om varighet av arbeidsforhold over en lengre tidsperiode vil også tilføre analysen et bedre grunnlag til å evaluere effekten av lønnsrigiditeter på det

aggregerte lønnsnivået. Det kan også være interessant med et videre sammenligningsgrunnlag og utvide analysen til å omfatte land med varierende struktur i arbeidsmarkedet. Som en ekstra test til resultatene kan det hentes inn et bedre mål for turn-over og analysere om bedriftene tar hensyn til sannsynligheten for at fremtidige forpliktelser realiseres.

Resultatene i denne oppgaven indikerer at det faktisk forekommer en kompresjon av den øvre halen i fordelingen av lønnsendringene som følge av lønnsrigiditetene. Modellen som danner utgangspunktet for oppgaven testes med en økonometrisk tilnærming og gir klare tegn til at en antagelse om at den øvre halen i fordelingen av lønnsendringene ikke påvirkes av lønnsrigiditeter, kan føre til en overvurdering av effekten fra lønnsrigiditetene på den aggregerte lønnsveksten.

## Referanser

Akerlof, G. A. (1982) Labor Contracts as Partial Gift Exchange. *The Quarterly Journal of Economics*, Vol. 97, No. 4 (Nov., 1982), pp. 543-569

Akerlof, George A. & Yellen, J. L. (1986) *Efficiency wage models of the labor market* Cambridge University Press, s. 14-15

Akerlof, G. A., Dickens, W. T. & Perry, G. L. (1996) *Brookings Papers on Economic Activity*, Vol. 1996, No. 1 (1996), pp. 1-76

Akerlof, G. A., Dickens, W. T. & Perry, G. L. (2000) Near-rational wage and price setting and the long-run Phillips curve, *Brookings Papers on Economic Activity*, Vol. 2000, No. 1 (2000), pp. 1-60

Altonji, J. G. & Devereux, P. J. (1999) The Extent and Consequences of Downward Nominal Wage Rigidity, *NBER Working Paper No. W7236*

Barro, R. J. (1977) Long-term contracting, sticky prices, and monetary policy, *Journal of Monetary Economics*, Elsevier, vol. 3(3), pages 305-316, July.

Barth, E. & Moene, K. (2000) En strategi for sysselsetting og verdiskapning, *NOU 2000:21 Vedlegg 3: Er lønnsforskjellene for små.*

Bewley, T. F. (1999) *Why Wages Don't Fall During a Recession*, Cambridge and London: Harvard University Press

Blanchflower D. G. & Oswald A. J. (1990) The Wage Curve, *The Scandinavian Journal of Economics*, Vol. 92, pp 215-235

Blinder, A. S. & Choi, D. H. (1990) A Shred of Evidence on Theories of Wage Stickiness, *The Quarterly Journal of Economics*, MIT Press, vol. 105(4), pages 1003-15, November

Boeri, T. og van Ours, J. (2008) *Stata Output file: CPS Data, FRDP*. Tilgjengelig fra: [http://www.frdp.org/upload/file/boeri\\_van\\_ours/df1\\_do.pdf](http://www.frdp.org/upload/file/boeri_van_ours/df1_do.pdf) (sist nedlastet 29.05.2009)

Booth, A. L. Francesconi, M. & Garcia-Serrano, C. (1999) Job Tenure and Job Mobility in Britain, *Industrial and Labor Relations Review*, Vol. 53, No. 1 (Oct., 1999), pp. 43-70

Card, D. (1994). Earnings, Schooling, and Ability Revisited, *NBER Working Papers* 4832, National Bureau of Economic Research, Inc.

Card, D. & Hyslop, D. (1996) Does Inflation "Grease the Wheels of the Labor Market"?, *NBER Working Papers* NO.5538, National Bureau of Economic Research, Inc.

Dickens, W. Goette, L. Groshen, E. L. Holden, S. Messina, J. Schweitzer, M. E. Turunen, J. & Ward ME (2006) The interaction of labor markets and inflation: analysis of micro data from the international wage flexibility project, Brookings, Working Paper Fall 2006. [http://www.brookings.edu/es/research/projects/iwfp\\_jep.pdf](http://www.brookings.edu/es/research/projects/iwfp_jep.pdf), (sist lest 01.06.2009)

Dickens, W. Goette, L. Groshen, E. L. Holden, S. Messina, J. Schweitzer, M. E. Turunen, J. & Ward, M. (2007) How wages change: Micro Evidence from the International Wage Flexibility project, *Journal of Economic Perspectives*, 21(2), 195-214.

DiNardo, J. Fortin, N. M. & Lemieux, T. (1996) Labor Market Institutions and the Distribution of Wages, 1973-1992: A Semiparametric Approach, *Econometrica* 64(5): 1001-1044.

Dessy, O (2002). *Nominal Wage Rigidity and Institutions: Micro-Evidence From the Europanel*. Technical Report, University of Milan

Elsby, M. W. (2006) Evaluating the economic significance of downward nominal wage rigidity *NBER Working Paper Series* No.12611, National Bureau of Economic Research, Inc.

Fehr, E & Goette, L. (2005) Robustness and real consequences of nominal wage rigidity, *Journal of Monetary Economics*, Volume 52, Issue 4, May 2005, Pages 779-804

Grimsmo, A. & Hilsen, A. I. (2000) *Arbeidsmiljø og omstilling*, Arbeidsforskningsinstituttet. *Skriftserien* nr 7, Oslo 2000

Holden, S. og Wulfsberg, F. (2004) Downward Nominal Wage Rigidity in Europe, *CESifo Working Paper Series* No. 1177, Available at SSRN: <http://ssrn.com/abstract=540023>

Holden, S. og Wulfsberg, F. (2008) Downward nominal wage rigidity in the OECD, *The B.E Journal of Macroeconomics: Advances*, Vol 8: Issue. 1

Howitt, P. (2002). Review: Looking inside the Labor Market: A Review Article, *Journal of Economic Literature*, Vol. 40, No. 1 (Mar., 2002), pp. 125-138

Kahn, S. (1997) Evidence of nominal wage stickiness from micro data, *The American Economic Review*, Vol. 87, No. 5 (Dec., 1997), pp. 993-1008

Keynes, John Maynard (1936) *The General Theory of Employment, Interest and Money*

Knoppik, C & Beissinger, T. (2003). How Rigid are Nominal Wages? Evidence and Implications for Germany, *The Scandinavian Journal of Economics*, Vol. 105, No. 4 (Dec., 2003), pp. 619-641

Knoppik, C & Beissinger, T. (2005) *Downward nominal wage rigidity in Europe: An analysis of European micro-data from ECHP, 1994-2001*, DP1492 IZA

Kuroda, S. & Yamamoto, I. (2003) Are Japanese nominal wages downwardly rigid?, (Part 1) Examinations of nominal wage change distributions. *Monetary and Economic Studies*, 21, (2), 1-29.

Lebow, D. Saks, R. & Wilson, B. (2003) Downward nominal wage rigidity: Evidence from the Employment Cost Index, *Advances in Macroeconomics*, Vol 3. Issue 1.

MacLeod, W. B. & Malcomson, J. M. (1993) Investment, holdup, and the form of market contracts, *The American Economic Review*, Vol. 83, No. 4 (Sep., 1993), pp. 811-837

Mc Laughlin, K (1994). Rigid Wages?, *Journal of Monetary Economics*, Elsevier, vol. 34(3), pages 383-414, December

Mercer, S. & Notley, R. (2008) Trade union membership 2007, Department of Business, Enterprise and Regulatory Reform  
Tilgjengelig fra: <http://stats.berr.gov.uk/ukxa/tu/TUM2007.pdf> (sist nedlastet 01.06.2009)

Nickell, S & Quintini G. (2003). Nominal Wage Rigidity and the rate of inflation, *The Economic Journal*, Vol. 113, No. 490 (Oct., 2003), pp. 762-781

Oaxaca, R (1973) Male-female Wage Differentials in Urban Labor Markets, *International Economic Review*, Vol. 14, No. 3 (Oct., 1973), pp. 693-709

*OECD employment outlook*, OECD.(2004)  
Tilgjengelig fra: <http://www.oecd.org/dataoecd/1/5/39069225.xls> (sist nedlastet 01.06.2009)

Shafir E. Diamond, P and Tversky, A. (1997). Money Illusion, *Quarterly Journal of Economics*, May 1997, Vol. 112, No. 2, Pages 341-374

Shapiro, C. & Stiglitz J. E. (1984) Equilibrium Unemployment as a Worker Discipline Device, *The American Economic Review*, Vol. 74, No. 3 (Jun., 1984), pp. 433-444

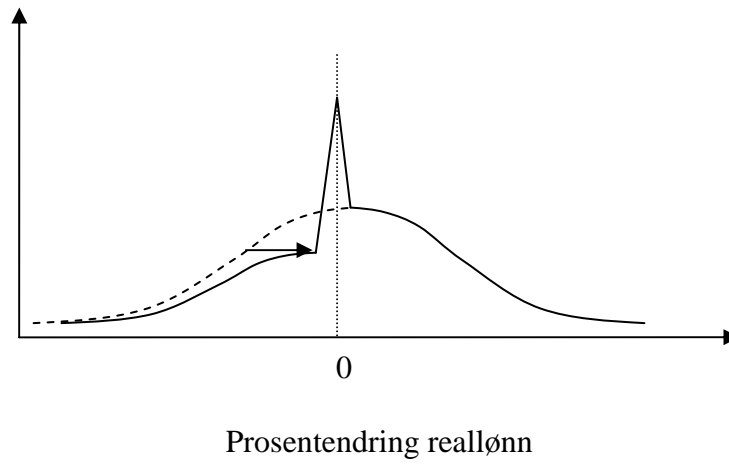
Solow, Robert, M. (1979) Another Source of Wage Stickiness, i Efficiency wage models of the labour market, G. Akerlof & J. L. Yellen, Cambridge University Press (1986)

Tobin, James, (1972) Inflation and unemployment, *American Economic Review*, Vol. 62, No. 1/2 (Mar. 1, 1972), pp. 1-18

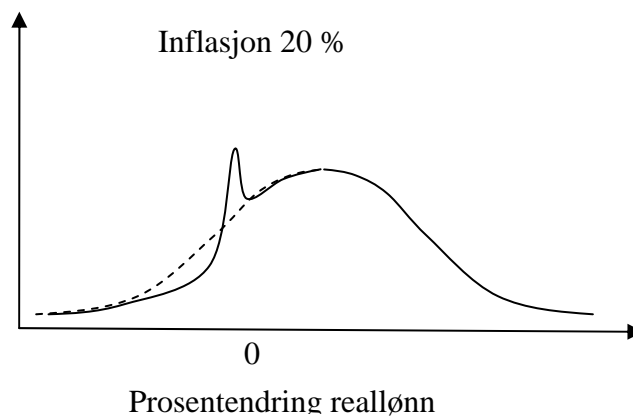
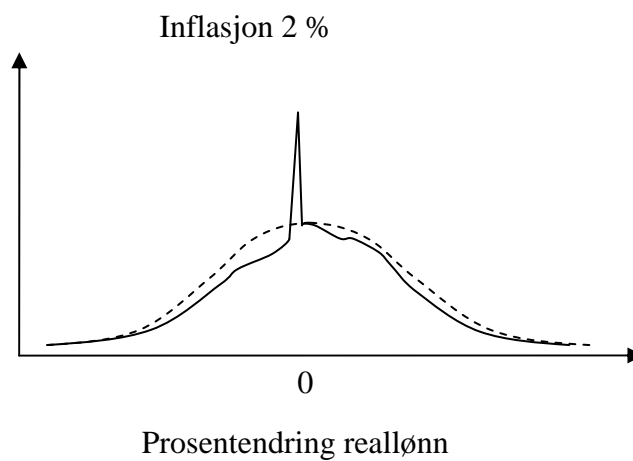
US department of Labor (2008) *Union member summary*, US department of Labor.  
Tilgjengelig fra: <http://www.bls.gov/news.release/union2.nr0.htm> (sist nedlastet 01.06.2009)

## Appendiks

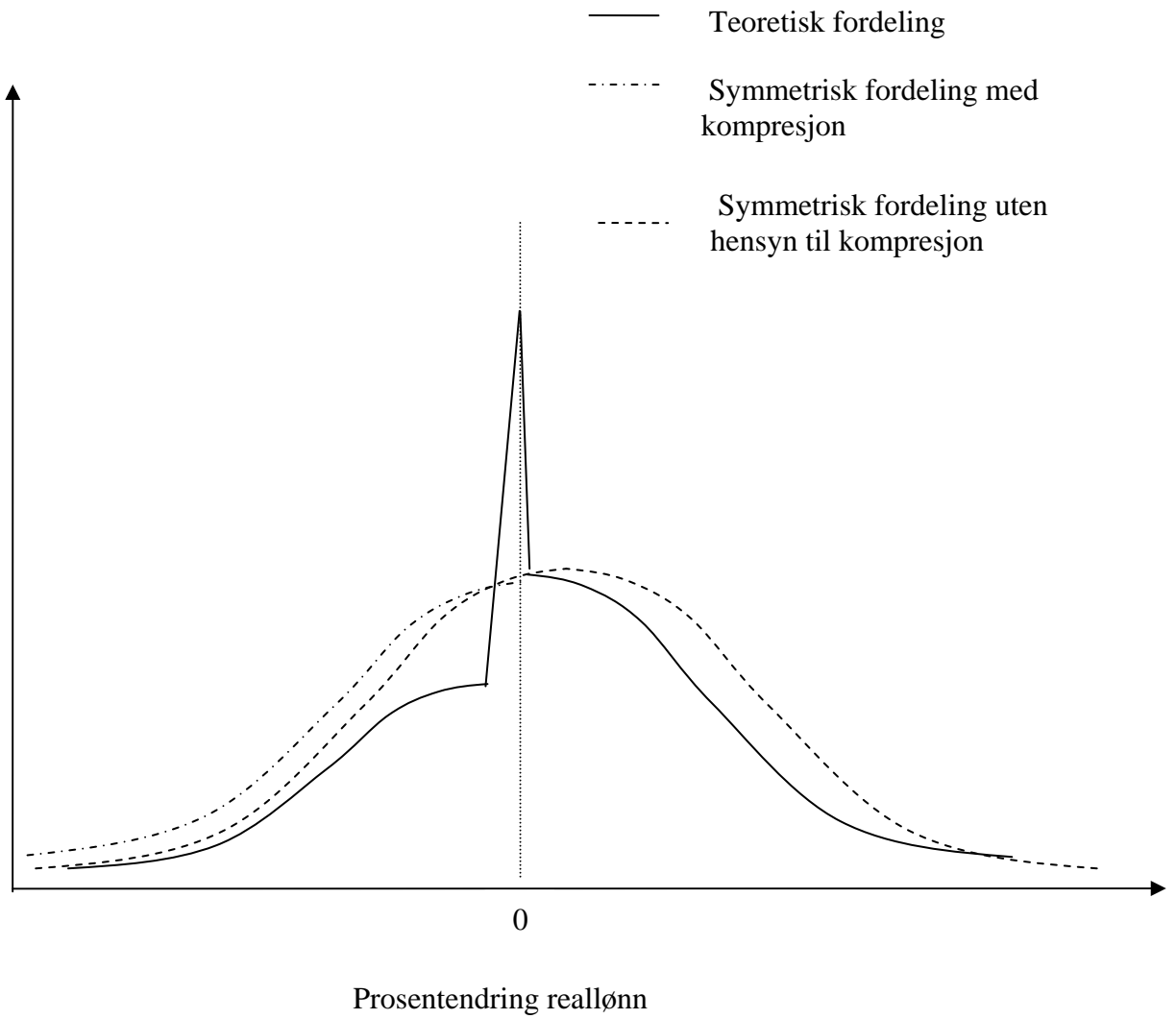
Figur A1: Fordeling med DNWR som beskrevet av teorien



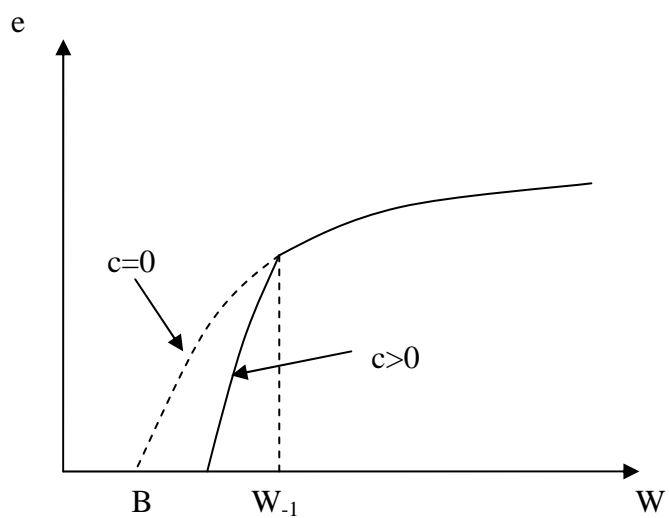
Figur A2: Fordeling av lønnsendringer ved forskjellige inflasjonsnivåer



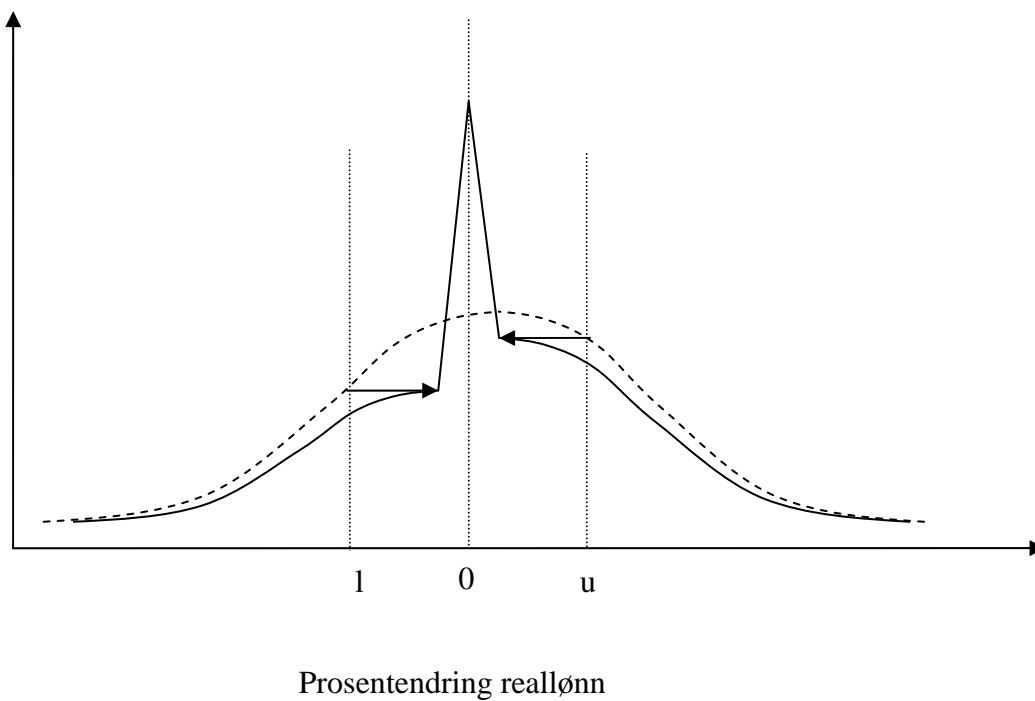
**Figur A3: Fordeling for lønnsendringer**



**Figur A4: Innsatsfunksjonen**

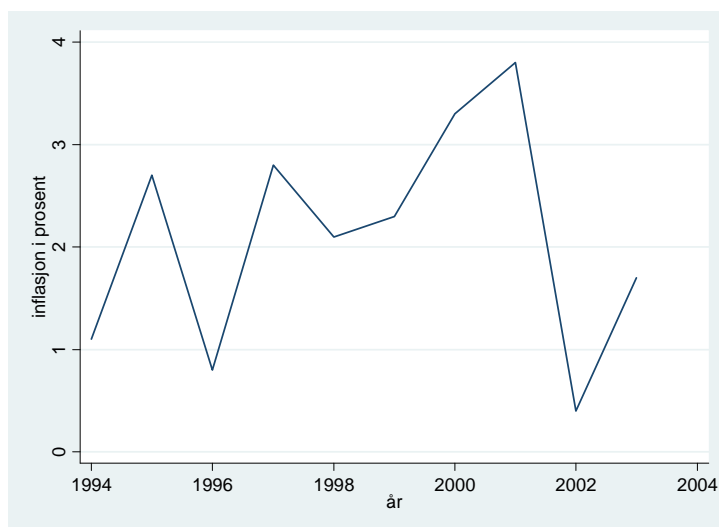


**Figur A5: Effekten av DNWR som beskrevet i modellen**

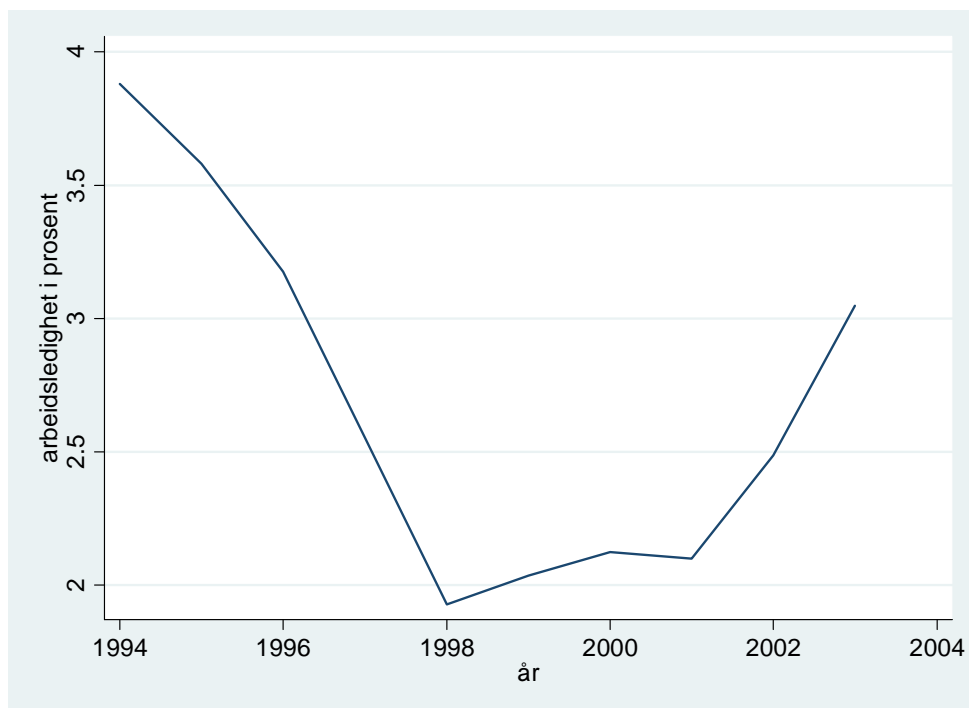




**Figur A6: Oversikt over utvikling i inflasjon**

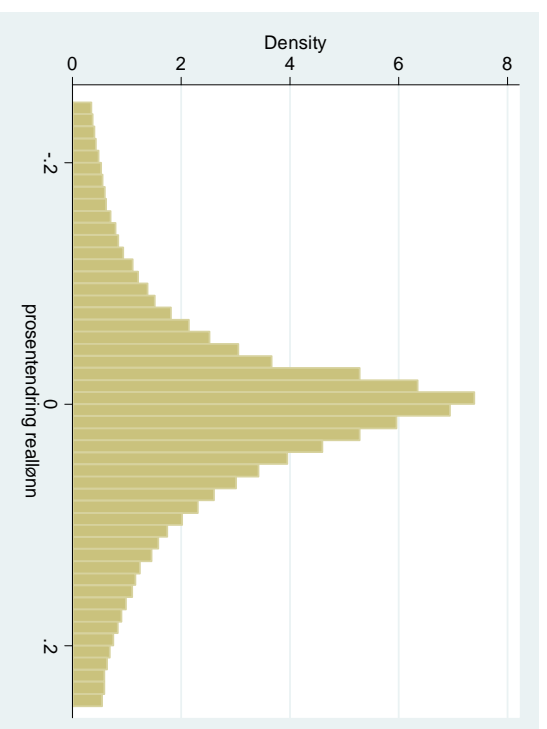


**Figur A7: Oversikt over utvikling i gjennomsnittlig arbeidsledighet**

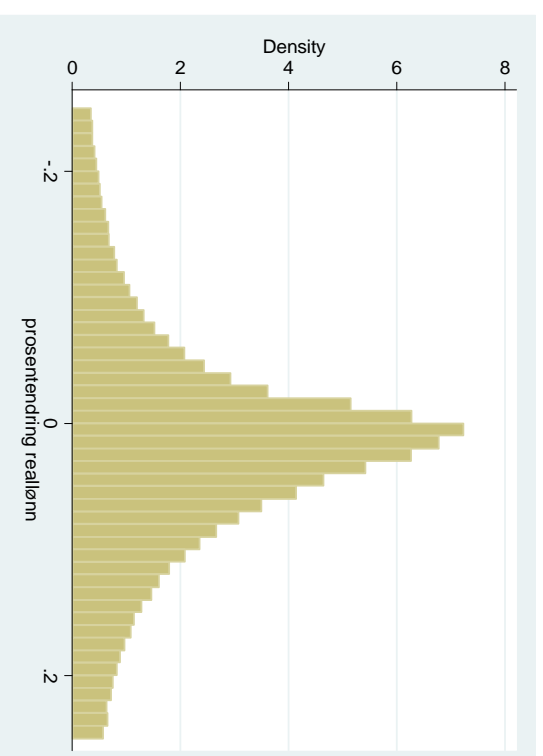


**Figur A8: Oversikt over fordelingene av prosentvise lønnsendringer 1994-2003**

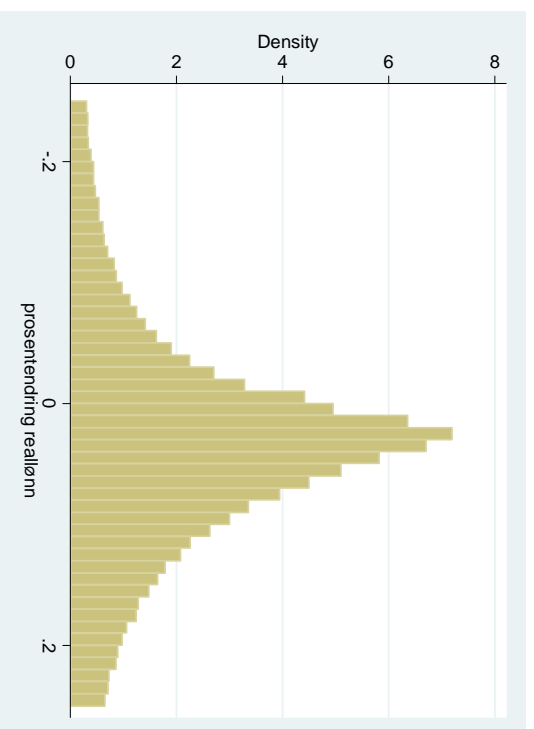
**1994:**



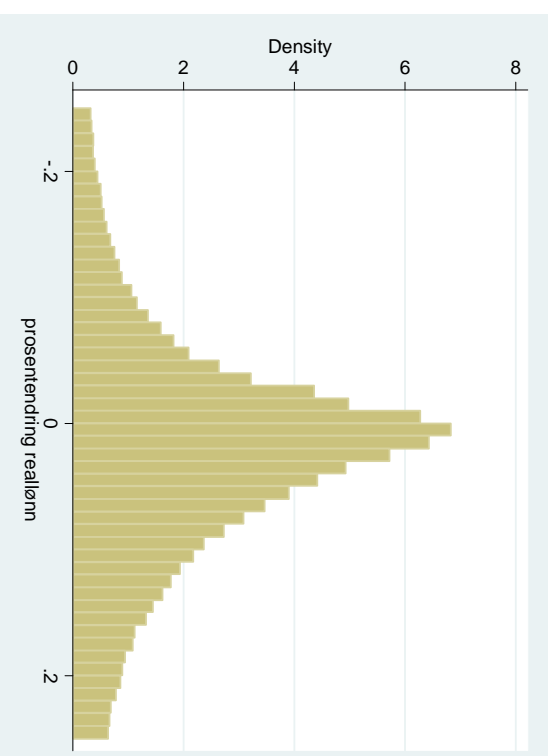
**1995:**



**1996:**

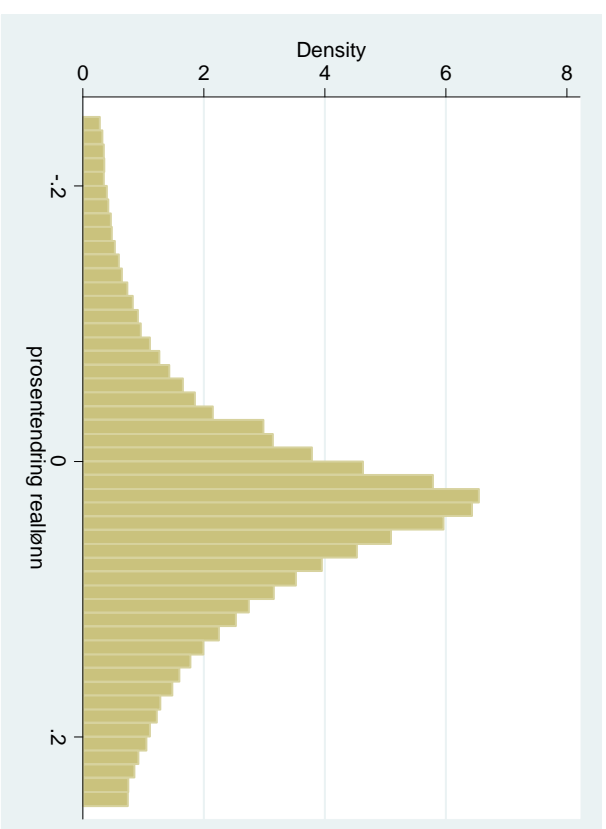


**1997:**

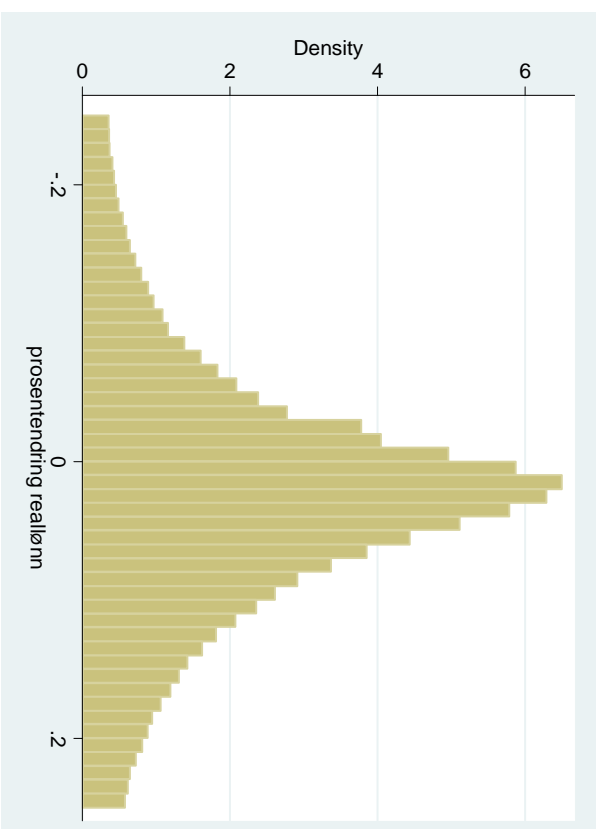


**Fortsetter på neste side**

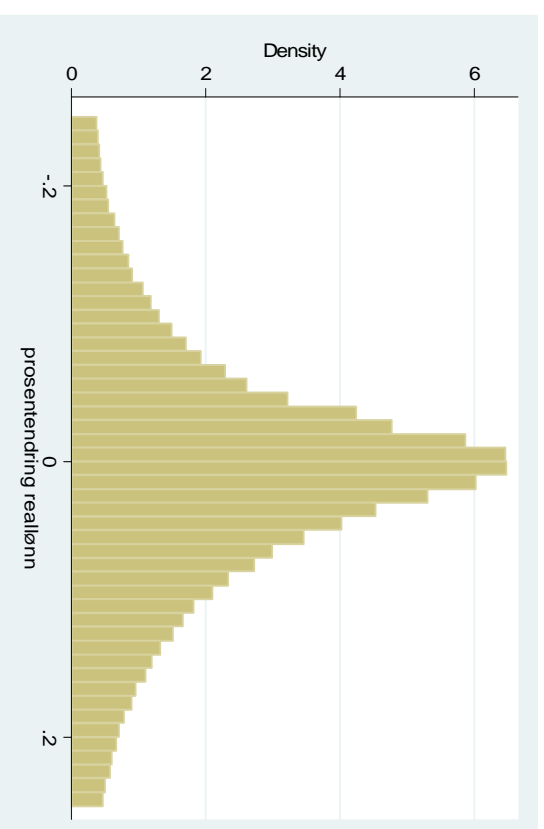
1998:



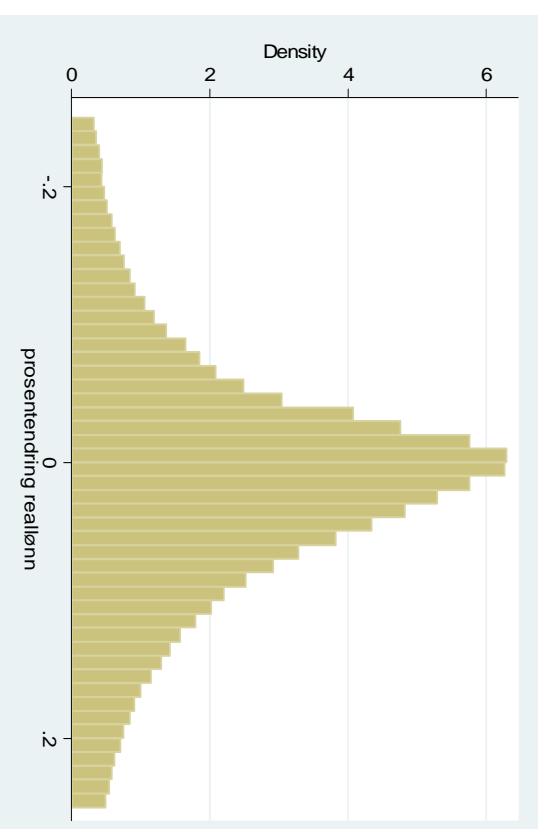
1999:



2000:

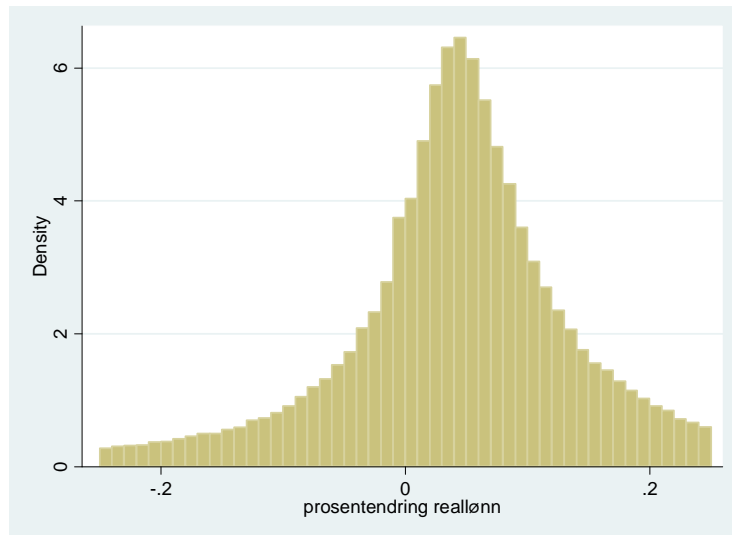


2001:

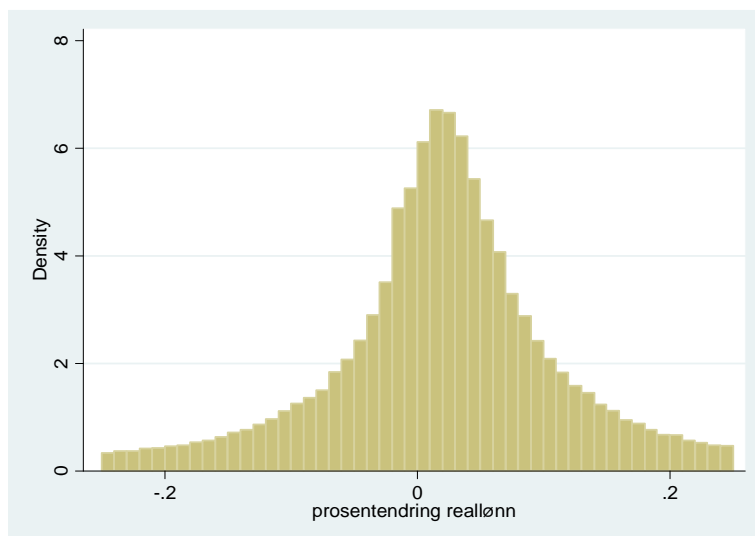


Fortsetter på neste side

2002:



2003:



**Tabell A1: Definerings av variablene**

Variabel	Definisjon	Måleenhet	Verdier i utvalget
logrealendring lønn	log endring i reallønn	logaritme	-0.249 – 0.249
inflasjon	prosentvis endring KPI	Prosentpoeng/100	0.004 – 0.038
median	median i fordeling pr år	Prosentpoeng/100	0.00689 – 0.04465
alder	kategorisk variabel, kategoriserer aldersgrupper per fem år	år	1-10
utdanning	klasetrinn ved høyeste fullført utdanning	klasetrinn/år	0 - 22
barnu18	antall barn under 18	barn	0-11
flytting	registrert i nytt fylke	dummyvariabel	0,1
fylke	fylket individ er bosatt	dummyvariabel	0,1
kjønn	individets kjønn	dummyvariabel	0,1
sivilstand	registrert ektefelle/samboer	dummyvariabel	0,1
næringskategori	indikator for næring med høy/lav turnover.	dummyvariabel	0,1
arbeidsledighet	arbeidsledighet i hjemfylke	prosentpoeng	1.13 – 5.41
Lagget arbeidsledighet	arbeidsledighet i hjemfylke	prosentpoeng	1.13 – 5.41
Fylkesdummy	dummyvariabel for hjemfylke	dummyvariabel	0,1
<b>Næringsgruppering:</b>			
Landbruk	1 om individ jobber i jordbruk, skogbruk eller fiske. Ellers 0	dummyvariabel	0,1
Bergverk og utvinning	1 om individ jobber i gruvedrift, kraft, gass, eller vannforsyning. Ellers 0	dummyvariabel	0,1
Produksjonsindustri	1 om individ jobber i produksjonsindustri. Ellers 0	dummyvariabel	0,1
Bygg og anlegg	1 om individ jobber i bygg og anlegg. Ellers 0	dummyvariabel	0,1
Detalj og engroshandel	1 om individ jobber i detalj eller engros, hotell og resturant. Ellers 0.	dummyvariabel	0,1
Transport	1 om individ jobber i transportsektor. Ellers 0	dummyvariabel	0,1
Bank og Finans	1 om individ jobber i bank og finans, eiendom, utleie eller andre forretningsaktiviteter. Ellers 0	dummyvariabel	0,1
Offentlig administrasjon	1 om individ jobber i offentlig administrasjon, Ellers 0	dummyvariabel	0,1
Utdanning	1 om individ jobber innen utdanning. Ellers 0	dummyvariabel	0,1
Helse og samfunnsnyttige tiltak	1 om individ helsesektoren eller sosialarbeid. Ellers 0	dummyvariabel	0,1

**Tabell A2: Gjennomsnittlig arbeidsledighet per fylke:**

Fylke	1994	2003	Gj.snitt
1 - Østfold	4.41	3.07	2.87
2 - Akershus	2.93	2.28	1.77
3 - Oslo	4.18	3.86	2.93
4 - Hedmark	4.17	2.49	2.60
5 - Oppland	3.96	2.16	2.36
6 - Buskerud	3.73	2.56	2.3
7 - Vestfold	4.24	3.01	2.65
8 - Telemark	4.82	3.44	3.09
9 - Aust-Agder	3.80	3.62	2.81
10 - Vest-Agder	3.89	3.32	2.77
11 - Rogaland	3.3	3.14	2.61
12 - Hordaland	3.96	3.11	2.93
14 - Sogn og Fjordane	2.56	2.24	1.76
15 - Møre og Romsdal	3.64	3.18	2.36
16 - Sør-Trøndelag	4.36	3.25	3.02
17 - Nord-Trøndelag	4.49	3.26	3.26
18 - Nordland	4.32	3.34	3.22
19 - Troms	3.93	2.75	2.84
20 - Finnmark	4.31	4.66	4.38

**Tabell A3: Desilinndeling**

Persentil	Gjennomsnitt	Standardavvik	Min	Max.	Obs.
10	-.1518564	.0454168	-.2499979	-.0738064	227501
20	-.0596962	.0184696	-.1046794	-.0181026	227504
30	-.022024	.0134065	-.0522565	.009918	227508
40	-.000918	-.000918	-.0256634	.0289108	227503
40 til median	.0148113	.0129432	-.0078938	.044895	227508
median til 60	.0305348	.0130456	.0069391	.0609545	227504
60	.0493711	.0133258	.0236163	.0804819	227502
70	.074552	.014313	.0452042	.108472	227509
80	.1129664	.017585	.0765885	.1561196	227503
90	.1858822	.031856	.1293393	.2499997	227510

**Tabell A4: Oppsummerende statistikk for reallønnsendringene, næringer kategorisert etter turn-over**

Variable	Obs	Mean	Std. Dev.	Min	Max
Lav turnover	27101	-0.000314	0.0976624	-0.2499836	0.2499199
Høy turnover	27004	0.0042244	0.0864226	-0.2498275	0.2498593

**Tabell A5: Korrelasjonsmatrise**

	inflasjon	median	alder	kjønn	barnu18	utdanning	flytting	siv.stat	arb.led	l.arb.led
inflasjon	1.0000									
median	-0.7621	1.0000								
alder	0.0219	0.0265	1.0000							
kjønn	-0.0003	-0.0010	-0.0167	1.0000						
barnu18	-0.0037	-0.0018	0.2555	0.0121	1.0000					
utdanning	0.0073	0.0128	0.1402	-0.0132	0.1186	1.0000				
flytting	0.0039	0.0014	0.1151	-0.0108	-0.0401	0.0647	1.0000			
siv.stat	-0.0047	-0.0019	-0.3612	0.0501	0.2656	0.0225	-0.0866	1.0000		
arb.led	-0.3406	-0.1425	-0.0613	0.0022	0.0017	-0.0252	-0.0199	-0.0172	1.0000	
l.arb.led	-0.2288	-0.1337	-0.0956	0.0080	0.0037	-0.0425	-0.0067	-0.0136	0.8685	1.0000