



Ingrid Engebretsen

---

# Nedadgående lønnsrigiditet i Norge

Masteroppgave i  
Samfunnsøkonomi

**Fafo**



Ingrid Engebretsen

# **Nedadgående lønnsrigiditet i Norge**

**Oppgave for graden Master i Samfunnsøkonomi  
Økonomisk institutt  
Det samfunnsvitenskapelige fakultet, Universitetet i Oslo**

**Oppgaven er skrevet med stipend fra Fafos masterstipend til oppgaver om kollektive partsforhold**

Fafo

© Fafo 2021

ISBN 978-82-324-0616-6

# Sammendrag

I denne oppgaven undersøker jeg graden av nominell og reell nedadgående lønnsrigiditet i Norge. Nedadgående lønnsrigiditet handler om arbeidsgiverens begrensede mulighet til å kutte i lønn. Lønnsrigiditet er et viktig tema fordi det kan påvirke sysselsettingen. Hvis teorien om fullkommen konkurranse holder, vil negative etterspørselssjokk føre til lavere lønninger, som igjen reduserer effekten av det negative sjokket på sysselsettingen. Hvis arbeidsgivers mulighet til å kutte i lønningene derimot er begrenset, vil det negative etterspørselssjokket kunne få større utslag i sysselsettingen. Nedadgående lønnsrigiditet kan også ha påvirkning på pengepolitiske beslutninger. Hvis graden av nominell nedadgående rigiditet (DNWR) er høy, det vil si at arbeidsgivere i høy grad ikke kan eller ikke ønsker å kutte i nominelle lønninger, kan man sikte på en relativt høy inflasjonsrate for å ikke bli bundet av 'nullgrensa' for lønnsendring. Hvis det derimot er en høy grad av reell nedadgående rigiditet (DRWR) så vil økte inflasjonsrater være en dårlig strategi. Høye inflasjonsrater vil da føre til større lønnsøkninger som igjen gir høy inflasjon (Tobin, 1972).

Ved hjelp av administrative mikrodata på norske lønninger fra 2015 til 2020, undersøker jeg andelen lønninger i Norge som er stillestående (lønnsfrys) og andelen lønninger det kuttes i (lønnskutt). I 2015 ble A-ordningen innført. A-ordningen er en obligatorisk melding fra arbeidsgivere til NAV, SSB og Skatteetaten om ansattes lønn, arbeidsforhold, skatt med mer. Denne ordningen utgjør grunnlaget for en svært god lønnsstatistikk fra 2015 og til i dag, med nøyaktig og detaljert informasjon om lønn m.m. for alle arbeidstakere i Norge. Dette er en interessant periode å undersøke ettersom at den er preget av økonomiske svingninger. Spesielt er 2020 preget av et kraftig negativt økonomisk sjokk på grunn av koronakrisen. Data fra denne perioden gjør det derfor mulig å undersøke hvordan lønningene endrer seg i takt med økonomiske svingninger.

En økonomi preget av nominell nedadgående rigiditet er kjennetegnet av få lønnskutt og mange lønnsfrys, på grunn av arbeidsgiveres begrensede muligheter til å kutte i lønn. Jeg finner at nominelle lønnskutt er svært uvanlig i Norge. Når jeg ser på årlige endringer i avtalt timelønn finner jeg at kun 7,8 % av alle lønnsendringer i perioden 2015 til 2020 er lønnskutt. Andelen lønnsfrys er 12,4 % i samme periode. Det er vanskelig å si om andelen lønnsfrys på 12,4 % er mye eller lite, ettersom at tidligere studier finner svært sprikende estimater. Elsby og Solon (2019) sammenligner noen utvalgte studier på DNWR og finner at andelen lønnsfrys varierer fra 0 % til 76 % mellom de ulike landene som blir undersøkt (Elsby og Solon, 2019). Tidligere studier rapporterer også varierende estimater på andelen lønnskutt, men andelen lønnskutt på 7,8 % er likevel mindre enn det de fleste andre studier finner.

Videre estimerer jeg graden av nominell og reell nedadgående rigiditet i norske lønninger. Jeg bruker en metode som er utarbeidet av The International Wage Flexibility Project (IWFP). IWFP-metoden for å estimere graden av DNWR bygger på en antagelse om at alle som har fått lønnsfrys egentlig ville fått lønnskutt hvis det ikke var for DNWR. Derfor regner man med at alle lønsmottakere som har fått enten lønnsfrys eller lønnskutt var de som var mottagelige ("susceptible") for DNWR. De som fikk lønnsfrys var de som faktisk ble berørt av det. For å finne graden av nominell nedadgående rigiditet beregner man andelen lønnsfrys blant alle lønnsfrys og -kutt. Jeg finner at graden av nominell rigiditet i Norge er omtrent 60 % i gjennomsnitt i perioden. Det vil si at 60 % av alle lønnsendringer som er mottagelige for nominell rigiditet faktisk blir berørt av det. Dette er en relativt høy grad av DNWR – høyere enn alle estimatene IWFP selv finner når de studerer lønnsendringer i 16 ulike europeiske land (Dickens m.fl., 2007). Gradene av nominell rigiditet holder seg relativt stabil i perioden. Året 2020 skiller seg noe ut med en større grad av nominell rigiditet, sammenlignet med tidligere år. Det skyldes at andelen lønnsfrys øker kraftig i 2020. På tross av økonomisk krise økte ikke andelen lønnskutt spesielt mye i 2020. Få kutt og mange stillestående lønninger indikerer som nevnt en høy grad av DNWR.

IWFP-metoden for reell rigiditet går tilsvarende ut på å finne andelen reelle frys blant alle reelle lønnsfrys og -kutt. Jeg finner at graden av reell nedadgående rigiditet ligger i gjennomsnitt på omtrent 21 %. Det vil si at blant alle lønnsendringer som er mottagelig for DNWR så berøres i gjennomsnitt 21 %. Estimatet på graden av DNWR varierer svært mye i perioden. Det svinger fra 0,43 % på det laveste i 2016 til 60,62 % på det høyeste i 2019. Estimatet på 21 % bør derfor tolkes med forsiktighet.

Jeg finner at graden av nominell rigiditet varierer mellom sektorer. Gradene av DNWR er høyere i privat sektor enn i offentlig sektor. Det skyldes en mye større andel lønnsfrys i privat sektor sammenlignet med offentlig sektor. En mulig årsak til dette er at kollektive avtaler og lønnsforhandlinger står sterkt i offentlig sektor (Barth, 2010). Kollektive avtaler med minstelønnssetninger setter et en nedre grense for lønnsnivået, som igjen begrenser arbeidsgivers mulighet til å kutte lønningene. Når minstelønnssetningene reforhandles, ofte én gang i året eller én gang annethvert år, øker den nedre grensen for lønnsnivået. Videre ser jeg på en utvalgt gruppe på 12 hovednæringer og finner at graden av nominell rigiditet varierer mellom 35,4 % på det laveste (undervisningssektoren) og 76,1 % på det høyeste (omsetning og drift av fast eiendom).

Tidligere studier på lønnsrigiditet fra ulike land finner som nevnt svært ulike resultater. I denne oppgaven diskuterer jeg hvorvidt det kan skyldes at studiene bruker ulike lønnsmålinger. Noen studier ser kun på avtalt lønn (se f.eks. Vainiomäki (2020) eller Grigsby m.fl. (2021)), mens andre ser på lønn inkludert bonus og tillegg (se f.eks. Smith (2000) eller Jardim m.fl. (2019)). Bonuser kommer ofte uregelmessig og knyttes gjerne opp til individuell prestasjon for en bestemt arbeidsoppgave og/eller arbeidsinnsats i en viss periode. Det kan derfor tenkes

at å bruke et lønns mål som inkluderer bonuser og tillegg gir en mer fleksibel lønnsstruktur, sammenlignet med å bruke avtalt lønn. I så fall kan ulike lønns mål være en mulig årsak til at tidligere studier finner sprikende estimater. Detaljnivået i dataene mine gjør det mulig å undersøke hvor robust rigiditets målet mitt er til ulike lønns mål. Jeg undersøker lønnsendringsfordelingen med avtalt lønn og utbetalt lønn separat. Utbetalt lønn inkluderer bonus, tillegg og overtidsbetaling, i motsetning til avtalt lønn. Jeg finner at valg av lønns mål har stor effekt på lønnsendringsfordelingen. Flere lønns mottakere opplever kutt i utbetalt lønn enn i avtalt lønn. Tilsvarende opplever færre lønns mottakere lønnsfrys i utbetalt lønn enn i avtalt lønn. Endringer i utbetalt lønn vitner med andre ord om en mer fleksibel lønnsstruktur sammenlignet med endringer i avtalt lønn.

En annen mulig årsak til sprikende estimater på lønnsrigiditet i tidligere studier er at studiene bruker ulike utvalgs kriterier for datagrunnlaget. Alle studiene jeg kjenner til ekskluderer lønns mottakere som bytter bedrift mellom periodene man ser på endring mellom. Et lønnskutt som følge av et jobbytte kan skyldes kompenserende lønnsforskjeller. Det vil si at den nye jobben kan ha andre fordeler vi ikke ser i dataene (mindre ansvar, nærmere hjemmet osv.). En ny arbeidsgiver er derfor ikke bundet av arbeidstakerens lønn fra et tidligere arbeidsforhold, så denne typen lønnsendring antar man at ikke er påvirket av rigiditet. Noen studier velger i tillegg å ekskludere lønns mottakere som bytter *stilling* mellom de to periodene man ser på endring mellom (se f.eks. Smith (2000) eller Grigsby m.fl. (2021)). En ny stilling kan også innebære kompenserende lønnsforskjeller, som for eksempel mer ansvar. Det er likevel mindre opplagt at arbeidsgiver ikke vil være bundet av lønns mottakerens tidligere lønn. Jo strengere utvalgs kriterier, desto mer sikker vil man være på at man står igjen med lønnsendringer som er mottagelige for rigiditet. På den andre siden vil strengere utvalgs kriterier gå på bekostning av representativiteten for populasjonen av lønns mottakere som helhet. I denne oppgaven undersøker jeg hvorvidt de ulike utvalgs kriteriene påvirker lønnsendringsfordelingen. Jeg finner at valg av utvalgs kriterium påvirker graden av rigiditet i lønninger. Desto strengere utvalgs kriterium jeg setter for datagrunnlaget, desto færre lønnskutt finner jeg. Det kan tyde på at lite strenge utvalgs kriterier gjør at man plukker opp en del lønnsendringer som ikke er påvirket av rigiditet, men skyldes andre kompenserende lønnsforskjeller.

# Innhold

<b>1 Innledning</b> .....	1
<b>2 Tidligere studier</b> .....	4
<b>3 Metode</b> .....	10
3.1 Mine metodevalg .....	12
<b>4 Data</b> .....	15
4.1 Datakilder .....	15
4.2 Utvalg .....	16
4.3 Lønns mål .....	16
4.4 Lønnsendringsmål .....	17
4.5 Deskriptiv statistikk .....	17
<b>5 Resultater</b> .....	19
5.1 Utvalgs kriterier og lønnsendringsfordelingen .....	20
5.2 Rigiditet i ulike år .....	24
5.3 Rigiditet i ulike sektorer .....	30
5.4 Rigiditet med ulike lønns mål .....	34
<b>6 Oppsummering, diskusjon og videre forskning</b> .....	37
6.1 Oppsummering og diskusjon .....	37
6.2 Videre forskning .....	40
<b>A Appendiks</b> .....	44
A.1 Altonji & Devereux' metode for DNWR .....	44
A.2 Andelen frys og kutt i ulike sektorer .....	46



## Figurer

3.1	Illustrasjon av IWFPs metode for DRWR	15
5.1	Lønnsendringer for ulike utvalg	22
5.2	Lønnsendringfordelingen	24
5.3	Lønnsendringer per år	26
5.4	Andelen frys og kutt per år	27
5.5	Lønnsendringfordelingen som ligger til grunn for beregning av DRWR, 2016 og 2019	30
5.6	Lønnsendringer i privat og offentlig sektor	33
5.7	Årlige timelønnsendringer i utbetalt lønn	36

## Tabeller

2.1	Andel kutt og frys i tidligere studier av nominell lønnsrigiditet	10
4.1	Gjennomsnitt, median og standardavvik for utvalgte variabler	19
5.1	Frys og kutt for ulike utvalg	23
5.2	Andelen frys og kutt per år	27
5.3	Reell og nominell rigiditet etter IWFP-metoden, avtalt lønn	29
5.4	Frys, kutt og DNWR for 12 ulike sektorer	34
5.5	Reell og nominell rigiditet etter IWFP-metoden, utbetalt lønn	37
A.1	Frys, kutt og DNWR i alle sektorer	48

# Forord

Denne masteroppgaven er skrevet som en del av prosjektet "Collective Bargaining, Information Frictions, and Labor Market Dynamics (UNIFRIC)" ved Økonomisk institutt ved Universitetet i Oslo. Prosjektet er finansiert av Norges Forskningsråd under prosjektnummer 275123. Datamaterialet som er brukt i oppgaven er hentet fra Statistisk sentralbyrå. Personkonsekvensvurdering og relaterte tilrådninger er arkivert digitalt hos Statistisk sentralbyrå under journalnummer 2018/1585. Mer informasjon om prosjektet finnes elektronisk på: <https://www.sv.uio.no/econ/english/research/projects/unifric/>

Først og fremst vil jeg rette en stor takk til veilederen min Manudeep Bhuller for god hjelp og nyttige innspill gjennom hele prosessen. Jeg vil også takke SSB for tilgang til data og Fafo for stipend.

Til slutt vil jeg takke familie og venner for hjelp og støtte i en spesiell tid. Særlig vil jeg takke storesøsteren min og mamma for at dere alltid stiller opp for meg. Tusen takk til Oliver og Klara for utallige timer med kollokviearbeid gjennom masterstudiet, og for at dere lyser opp hverdagen på Blindern.

Databehandling og analyse er gjort både i Stata 16 og i R 3.0.6. Kode oppgis ved forespørsel.

# Kapittel 1

## Innledning

Nedadgående lønnsrigiditet handler om arbeidsgiverens begrensede muligheter til å kutte i lønninger. Begrensningene kan komme av at arbeidsgiver 1) ikke *ønsker* å kutte, for eksempel av frykt for misnøye hos ansatte og dermed lavere produktivitet eller 2) arbeidsgiver ikke *kan* kutte i lønn, for eksempel på grunn av regelverket eller fordi man er bundet til lønnssetser i en kollektiv avtale.

Man skiller mellom reell og nominell nedadgående lønnsrigiditet. Nominell nedadgående lønnsrigiditet forkortes ofte som "DNWR" ("downward nominal wage rigidity") og reell nedadgående rigiditet som "DRWR" ("downward real wage rigidity"). En lønnsmottaker som er påvirket av DNWR er en lønnsmottaker som egentlig står i posisjon til å få et lønnskutt, men fordi arbeidsgiver ikke *ønsker*, eller ikke *kan*, kutte i lønn, så velger arbeidsgiver å "fryse" lønningen i stedet. Et nominelt lønnsfrys innebærer at lønnen ikke endres fra én periode til neste. En lønnsstruktur som er påvirket av DNWR er derfor typisk kjennetegnet ved at lønnskuttene uteblir og at mange lønnsmottakere opplever "lønnsfrys". En lønnsstruktur som er påvirket av DRWR er på sin side preget av at de *reelle* lønnskuttene uteblir. Arbeidsgiver *ønsker* ikke, eller *kan* ikke, gi reelle kutt og velger heller å gi et reelt frys. Et reelt lønnsfrys innebærer at lønnsendringen tilsvarer inflasjonsnivået. En lønnsstruktur som er preget av DRWR kjennetegnes derfor av få reelle lønnskutt og mange reelle lønnsfrys.

Nedadgående lønnsrigiditet er et viktig tema fordi det kan påvirke arbeidsledigheten. I følge teorien om fullkommen konkurranse så bør negative økonomiske sjokk føre til at lønningene nedjusteres og dermed dempe effekten av sjokket på arbeidsledighet. Hvis arbeidsgiverens mulighet til å kutte i lønn derimot er begrenset av rigiditet, kan et negativt økonomisk sjokk få utslag i sysselsetting heller enn i lønn. Nedadgående rigiditet i lønningene kan også ha betydning for pengepolitiske beslutninger. Hvis graden av DNWR er høy kan myndighetene sikte på en relativt høy inflasjonsrate for å ikke bli bundet av 'nullgrensa' for lønnsendring. Hvis det derimot er en høy grad av DRWR vil økte inflasjonsrater være en dårlig strategi. Høye inflasjonsrater vil da føre til større lønnsøkninger som igjen gir høy inflasjon (Tobin, 1972).

En rekke studier fra ulike land og ulike år har undersøkt lønnsendingsfordelinger for å kartlegge tilstedeværelsen av DNWR, basert på andelen frys og kutt de finner i fordelingen. Det er stor variasjon i resultatene mellom de ulike studiene og de ulike landene. Enkelte studier finner at mange lønninger fryses og at lønnskutt er svært uvanlig, hvilket indikerer en sterk tilstedeværelse av DNWR (se

f.eks. Grigsby m.fl (2021)). Andre finner derimot at lønnskutt er mye vanligere enn først antatt og at DNWR ikke er så utbredt (se f.eks. Jardim m.fl (2019)). For å komplisere det ytterligere finner noen også en høy grad av lønnsfrys (som indikerer rigiditet) og en høy grad av kutt (indikerer fleksibilitet) (se f.eks. Elsbj m.fl. (2016)).

En stor utfordring studiene møter på når de forsøker å estimere graden av nedadgående rigiditet er målefeil i data og mangelfullt datagrunnlag. I spørreundersøkelserdata rapporterer intervjuobjektene lønnen sin feilaktig og man kan fort ende opp med å feilestimere andelen kutt og frys. Det vil igjen gi et feil bilde på graden av rigiditet i lønningene. En økt tilgang på administrative data de siste årene har redusert dette problemet, selv om denne typen data også kan inneholde målefeil. En mulig grunn til de store forskjellene i estimatene på DNWR mellom ulike studier og land er derfor målefeil i data.

I tillegg kan også små variasjoner i datagrunnlaget føre til ulike estimater. Et eksempel på denne typen variasjon er hvilket lønnsmålt man bruker. Dersom man bruker lønn inkludert bonus, tillegg og overtidsbetaling vil sannsynligvis lønnsstrukturen virke mer fleksibel enn hvis man bruker avtalt lønn uten bonus, tillegg og overtidsbetaling. Det skyldes at lønsmottakere ofte mottar bonus og tillegg uregelmessig, og at bonuser gjerne knyttes opp mot arbeidsinnsats i en viss periode og/eller spesifikke arbeidsoppgaver.

Et annet eksempel på variasjon i datagrunnlaget er hvilke utvalgsriterier man har satt for dataene man ser på. Lønnsendringer som skyldes at en person bytter jobb er en lønnsendring som typisk *ikke* regnes som mottagelig for rigiditet. Det er fordi et jobbytte kan innebære kompenserende lønnsforskjeller, som for eksempel mindre ansvar eller bedre beliggenhet. Kompenserende lønnsforskjeller gjør at en ny arbeidsgiver ikke er bundet av arbeidstakerens lønn fra et tidligere arbeidsforhold. Alle studier på nedadgående lønnsrigiditet som jeg kjenner til ekskluderer derfor lønnsendringer som skyldes at en person bytter jobb. Enkelte studier velger i tillegg å ekskludere personer som har byttet stilling mellom de to periodene man ser på endring mellom, men fortsatt jobber i samme bedrift. Endret stilling kan også innebære kompenserende lønnsforskjeller, men det er mindre opplagt at arbeidsgiver ikke er bundet av den ansattes tidligere lønnsnivå.

I denne oppgaven undersøker jeg lønnsendingsfordelingen til norske lønninger fra perioden 2015 til 2020, og estimerer graden av DNWR og DRWR i Norge. Til estimeringen bruker jeg metoden til The International Wage Flexibility Project. I tillegg undersøker jeg om graden av rigiditet varierer mellom år og sektorer. Detaljnivået i datagrunnlaget mitt gjør det mulig å undersøke hvordan valg av lønnsmålt og utvalgsriterier påvirker estimatene på rigiditet. Jeg vil derfor undersøke hvordan lønnsendingsfordelingen endrer seg når jeg går fra å bruke avtalt lønn til å bruke utbetalt lønn. Utbetalt lønn inkluderer bonus, tillegg og

overtidsbetaling i motsetning til avtalt lønn. I tillegg ser jeg på hvordan ulike utvalgsriterier for datagrunnlaget påvirker lønnsendringsfordelingen.

Jeg finner at det er en stor grad av DNWR til stede i norske lønninger. Mange lønsmottakere opplever lønnsfrys, mens lønnskutt forekommer sjeldent. Av alle lønnsendringer i perioden 2015-2020 så er kun 7,8 % lønnskutt. I samme periode er 12,4 % av endringene lønnsfrys. Jeg finner at graden av DNWR i Norge er i gjennomsnitt ca. 60 % i perioden. Det vil si at 60 % av lønnsendringene som er mottagelige for rigiditet faktisk blir berørt av det. Sammenlignet med tidligere studier fra ulike land er dette en svært høy grad. Det er stor variasjon i graden av DNWR mellom ulike sektorer. I noen sektorer er det kun omtrent 35-40 % av lønnsendringene som er mottagelige for rigiditet som blir berørt av det. Dette gjelder blant annet undervisningssektoren og transportsektoren. I andre sektorer blir mer enn 70 % av lønnsendringene som er mottagelige for rigiditet berørt av det. Det gjelder for eksempel informasjons- og kommunikasjonssektoren og omsetning og drift og fast eiendom.

Graden av reell nedadgående rigiditet varierer svært mye mellom årene. I 2016 finner jeg at blant alle lønnsendringer mottagelige for rigiditet, så er 0,43 % berørt av av det. I 2019 er graden av DRWR på det høyeste, da er 60,62 % av lønnsendringene er berørt. I gjennomsnitt over de fem årene 2015-2020 er 21 % av lønnsendringene som er mottagelige for det, berørt av DRWR.

Videre finner jeg at rigiditetsmålet er svært sensitivt til hvilket lønnsmål jeg bruker. Hvis jeg ser på lønn inkludert bonus og tillegg ser lønningene mer fleksible ut enn hvis jeg bruker avtalt lønn som (ekskl. bonus og tillegg). I tillegg varierer rigiditetsmålene med hvilke utvalgsriterier jeg setter for datagrunnlaget. Hvis jeg ser på lønnsendringer hos lønsmottakere som jobber i samme bedrift i de to periodene man ser på endring mellom, finner jeg at 11,8 % av alle lønnsendringer er lønnsfrys og at 9,0 % er lønnskutt. Hvis jeg derimot betinger på at lønsmottakeren skal være i samme stilling og ha samme antall arbeidstimer i de to periodene, i tillegg til samme bedrift, så reduseres andelen kutt med over 30 %. Tilsvarende øker andelen lønnsfrys med mer enn 18 %.

Resten av oppgaven er organisert som følger: i kapittel 2 presenterer jeg en litteraturoversikt og sammenligner utvalgte tidligere studier på nedadgående nominell lønnsrigiditet. I kapittel 3 presenteres metoden jeg vil bruke for å estimere graden av DNWR og DRWR i Norge. I kapittel 4 beskriver jeg dataene som jeg skal bruke til estimeringen, samt hvilket lønnsmål, lønnsendringsmål og utvalg jeg benytter. Resultatene presenteres i kapittel 5. Kapittel 6 oppsummerer og diskuterer resultatene.

## Kapittel 2

# Tidligere studier

I dette kapittelet går jeg gjennom utvalgte tidligere studier på nedadgående nominell lønnsrigiditet. I tillegg til å redegjøre for resultatene vil jeg legge særlig vekt på hvordan forskjeller i datasett, lønnsmaal og utvalgskriterier kan påvirke estimatene på DNWR.

De fleste studier på nedadgående nominell lønnsrigiditet undersøker fordelingen til årlige lønnsendringer og rapporterer deskriptive mål på DNWR i form av andelen av lønnsendringene som er lønnsfrys og lønnskutt. Enkelte studier finner at det er svært få lønsmottakere som opplever kutt i nominelle lønninger og at mange opplever lønnsfrys (se f.eks. Grigsby m.fl. (2021)). Andre studier finner at lønnskutt forekommer relativt ofte og at nedadgående lønnsrigiditet ikke er så utbredt som først antatt (se f.eks. Elsby m.fl (2016) og Jardim m.fl (2019)). Det er flere mulige årsaker til den store variasjonen i tidligere estimer.

For det første er studiene gjort i ulike land og tidsperioder. Fordi arbeidsmarkedene varierer mellom land og over tid vil heller ikke graden av nominell lønnsrigiditet være helt lik. Noen faktorer som kan variere mellom land og over tid, og som kan påvirke lønnsstrukturen, er inflasjonsnivået, svingninger i etterspørsel, minstelønsbestemmelser og organisasjonsgraden blant arbeidstakere.

For det andre benyttes det ulike datakilder, som er samlet inn på ulikt vis. Noen studier, særlig tidlige studier som for eksempel Smith (2000), har kun tilgang på spørreundersøkellesdata, som typisk inneholder mange målefeil. Senere studier bruker som regel en form for administrative data til å undersøke rigiditet (se f.eks. Grigsby m.fl. (2021)). Fordi administrative data ikke avhenger av at enkeltpersoner husker eller rapporterer riktig lønn, vil disse være mindre utsatt for målefeil sammenlignet med spørreundersøkellesdata, men også her kan det forekomme feil. For eksempel kan det forekomme feil i registrering av arbeidstimer, som trengs for å beregne gjennomsnittlig timelønn på grunnlag av månedslønn.

En tredje mulig grunn til variasjon er at studiene benytter ulike utvalg fra datakildene. Dette kan ha sammenheng med at det er begrensninger i hva som kan belyses ut fra tilgjengelige data, eller at det er uenighet om hvilket utvalg som er mest hensiktsmessig å anvende. Noen av studiene ser for eksempel kun på privat sektor, mens andre studier tar hensyn til både offentlig og privat sektor.

Noen studier deler opp utvalget i timelønnte og fastlønnte arbeidstakere og analyserer disse to delene separat, mens andre studier ser på disse under ett.

En annen viktig skillelinje når det kommer til utvalg, er hvilke kriterier setter for lønnsnettakerens situasjon i de to periodene man ser på endringer mellom (utvalgskriterier). Alle studiene jeg kjenner til ekskluderer personer som bytter jobb mellom periodene. Hvis en person får et lønnskutt som følge av et jobbskifte kan det være andre kompenserende lønnsforskjeller i den nye jobben. Det vil si at den nye jobben har andre fordeler vi ikke nødvendigvis ser i dataene (mindre ansvar, nærmere hjemmet osv.), men som kompenserer for endret lønn. Kompenserende lønnsforskjeller gjør at en ny arbeidsgiver ikke er bundet av arbeidstakers tidligere lønn. Derfor antar man at denne typen lønnsendring ikke er påvirket av rigiditet. I et fåtall av studiene betinges det også på at personen må inneha samme *stilling*, i tillegg til å jobbe i samme bedrift (se f.eks. Smith(2000), Vainiomäki (2020) og Grigsby (2021)). Da får man fjernet observasjoner av individer som for eksempel har gått ned i lønn fordi de har byttet til en stilling med mindre ansvar innad i samme bedrift. I tillegg kontrollerer noen studier for at arbeidstiden må være den samme i de aktuelle periodene. En lønnsendring som utelukkende skyldes at den ansatte selv velger en annen arbeidstid enn tidligere, er naturligvis ikke en lønnsendring påvirket av rigiditet.

Grigsby m.fl. (2021) argumenterer for at man kan få et ufullstendig bilde av lønnsrigiditet ved å kun se på lønnsendringer for personer i samme bedrift, dersom arbeidsgivers mulighet til å endre lønnen til nyansatte er mindre begrenset enn arbeidsgivers mulighet til å endre lønnen til arbeidstakere med ansiennitet i bedriften (Grigsby mfl., 2021). De undersøker dette ved å analysere amerikanske lønnsdata og finner ingen signifikant forskjell i fleksibiliteten i lønningene til nyansatte og ansatte med ansiennitet.

En siste mulig grunn til variasjon som jeg vil trekke frem er at studiene bruker ulike lønns mål og ulike lønnsendringsmål. Mange, men ikke alle, studiene har tilgang på antall timer jobbet og regner derfor om all lønn til timelønn. I studiene som ikke har tilgang på antall timer, er det ikke mulig å regne fastlønntes lønn om til timelønn (se f.eks. Elsby m.fl (2016)). Lønns mål varierer også i form av om de inneholder bonuser og overtidsbetaling eller ikke. Det kan tenkes at bonuser er en mer fleksibel lønnskomponent enn avtalt lønn, ettersom at bonuser ofte utbetales uregelmessig og gjerne knyttes opp mot den ansattes individuelle prestasjon i en viss periode. En lønnsnettaker som har mottatt en bonusutbetaling kan derfor i prinsippet ha et lønnsfrys i avtalt lønn, men en endring i utbetalt lønn. I så fall vil kartleggingen av rigiditet i data være sensitiv til om lønns målet inkluderer bonuser eller ikke.

Lønnsendringsmål kan også være ulike. Andelen lønnsnettakere som opplever lønnsendring vil naturligvis avhenge av hvor lang periode man har mellom observasjonene man ser på endring mellom. Desto lengre periode man har mellom observasjonene, desto mer sannsynlig vil det være at lønnen endrer seg.

Normen innenfor forskning på DNWR ser ut til å være at man ser på årlige lønnsendringer (se for eksempel Jardim mfl., 2019 eller Dickens mfl., 2007), men i teorien kunne man også sett på endringer mellom andre perioder (f.eks. månedlige eller kvartalsvise endringer) hvis dataene er detaljerte nok.

Tabell 2.1 gir en oversikt over utvalgte kjente studier på nedadgående nominell lønnsrigiditet. Videre presenterer jeg en kortfattet gjennomgang av disse studiene, med særlig fokus på hvilket utvalg, hvilket lønns mål og hvilket lønnsendringsmål de ulike studiene benytter.

Smith (2000) er regnet for å være en pionérstudie innen empirisk forskning på nedadgående lønnsrigiditet. Smith oppdager at i deler av utvalget til British Household Panel Survey hadde lønsmottakere gått inn og rettet opp eventuelle feil i lønnsstatistikken sin. Dermed inneholdt denne delen av utvalget trolig færre målefeil enn rene undersøkelsesdata. Datasettet inneholdt både opplysninger om hvilken bedrift som utbetalte lønnen og hvilken stilling lønsmottakeren hadde. I utregningen av årlige lønnsendringer kan Smith dermed se på lønsmottakere som jobber i samme bedrift, samt innehar samme stilling. Dette er det kun et fåtall av studiene som har kunnet gjøre. Smith finner at i gjennomsnitt opplever 5,6 % av arbeiderne lønnsfrys fra år til år, mens 17,8 % av arbeiderne har lønnskutt (Smith, 2000).

Messina m.fl. (2010) sammenligner datagrunnlag fra flere europeiske land. De undersøker graden av rigiditet i 13 ulike sektorer i Belgia, Spania, Danmark og Portugal. Av artiklene jeg kjenner til er dette den eneste som ser på forskjell i lønnsrigiditet mellom sektorer. De ser kun på lønsmottakere som jobber i samme bedrift i de aktuelle periodene. I tillegg tolker de alle observasjoner av lønnsendringer som møtes av en tilsvarende endring i motsatt retning i neste periode som målefeil og fjerner derfor disse. De finner stor variasjon i lønnsrigiditet mellom de fire landene de ser på. Belgia har den laveste andelen lønnsfrys med et gjennomsnitt på 19 %. Portugal har høyest andel med 55 % lønnsfrys. <sup>1</sup> (Messina mfl., 2010)

Elsby, Shin og Solon (2016) utfører to studier: én for Storbritannia og én for USA. I USA-studien bruker de spørreundersøkelsesdata fra Current Population Survey. De bruker data fra utvalgte år innenfor perioden 1981-2012.

Et representativt utvalg bestående av 60 000 amerikanske husholdninger er med i undersøkelsen. De velger å kun se på lønsmottakere mellom 16 og 64 år og de som jobber i samme bedrift i de to periodene de ser på endringer mellom. I studien skiller de mellom fastlønte og timelønte. For timelønte bruker de timelønningen som deltagerne oppgir i spørreundersøkelsen at de mottok i januar

---

<sup>1</sup> Den store andelen lønnsfrysninger i Portugal kan forklares med at det er ulovlig å kutte i nominelle lønninger for arbeidstakere i samme arbeidsforhold (se for eksempel Elsby og Solon, 2019).



måned som lønns mål. For fastlønte bruker de "normal" ukelønn ("usual weekly pay"), det vil si den lønnen som arbeiderne oppgir at de vanligvis får. De har ikke data på arbeidstimer og kan derfor ikke kontrollere for antall timer jobbet. Andelen lønnskutt de finner for fastlønte kan derfor fange opp individer som har gått ned i utbetalt lønn fordi de har redusert antall arbeidstimer. Lønnsendring beregnes som årlig endring i lønn (fra januar til januar). Elsby, Solon og Shin finner at i gjennomsnitt opplever 15,5 % av timelønte lønnsfrys, mens fastlønte opplever noen færre lønnsfrys med 11,6 % i gjennomsnitt. Fastlønte opplever flere lønnskutt enn timelønte – i gjennomsnitt får 28,6 % av fastlønte lønnskutt på årlig basis, mens blant timelønte er gjennomsnittet 18 % (Elsby mfl., 2016). Den store forskjellen i kutt mellom timelønte og fastlønte kan skyldes at de ikke får kontrollert for arbeidstimer.

For Storbritannia-studien har de tilgang på data av bedre kvalitet. De bruker data fra New Earnings Survey, som er administrative lønnsdata innrapportert fra arbeidsgivere. De bruker data fra 1975 til 2012. De utelater arbeidstakere som har mer enn ett innrapportert arbeidsforhold i samme periode, personer som er yngre enn 16 og eldre enn 64 år og lønnsfrys med topp og bunn 1 % av lønningene. Lønns målet de bruker er timelønn innrapportert i en fast referanseuke i april. I motsetning til USA-studien, har de her mulighet til å kontrollere for arbeidstimer. De studerer årlige lønnsendringer og finner at fra 90-tallet har andelen lønnsfrys variert fra 1,2 % til 9,1 %. Andelen som opplever kutt, har holdt seg mer stabil og ligget på omtrent 20 % siden midten av 90-tallet.

Vainiomäki (2017) studerer privat sektor i Finland med data fra 1996 til 2013. I likhet med Elsby, Solon og Shin (2016) skiller han også mellom fastlønte og timelønte arbeidstakere. Vainiomäki finner en veldig lav andel lønnsfrys for finske arbeidstakere: 2,8 % for timelønte og 4,3 % for fastlønte. Han finner også at fastlønte har en betydelig lavere andel lønnskutt (10,3 %) sammenlignet med timelønte (16 %) (Vainiomäki, 2020).

Jardim, Solon & Vigdor (2019) bruker et litt annerledes lønns mål enn de andre studiene – gjennomsnittlig timelønn per kvartal. Årsaken er at de kun har kvartalsvise data på arbeidstimer. De ser på årlige lønnsendringer mellom samme kvartal hvert år, slik at første lønnsendringsperiode er mellom første kvartal i 2005 og første kvartal i 2006. De har kun tilgang på utbetalt lønn, så bonus og tillegg inngår i lønns målet. I 10-års perioden de ser på finner de at mellom 2,5-7,7 % av arbeiderne har lønnsfrys. Andelen som opplever lønnskutt er minimum 20 % og den øker til over 30 % i periodene som omfatter finanskrisen fra 2008 (Jardim mfl., 2019).

Grigsby m.fl (2021) bruker registre fra et amerikansk lønns selskap med data på 20 millioner amerikanere. De ser kun på firmaer med over 50 ansatte, arbeidstakere mellom 21 og 60 år og betinger på at lønns mottakeren skal være i

samme bedrift og inneha samme stilling. Lønnsmålet de bruker er månedslønn ekskludert bonus og tips. Når det kommer til lønnsendringmålet, skiller denne studien seg fra de andre på flere punkter. For det første beregner de endring i lønn ved at de summerer opp alle lønnsendringer en arbeidstaker har hatt i løpet av de siste 12 månedene. Deretter beregnes endringen i lønn som andelen denne aggregerte endringen utgjør. De finner forøvrig at kun 15 % av arbeidstakerne har mer enn én lønnsendring i løpet av året. For det andre ser de på månedlige, kvartalsvise og årlige endringer. Dette skiller seg fra de tidligere studiene som utelukkende ser på årlige endringer. Når de ser på de årlige endringer finner de at kun 2,5 % av arbeidstakerne opplevde lønnskutt (Grigsby mfl., 2021). Dette er den klart laveste andelen noen av studiene jeg har kjennskap til har funnet. De finner i tillegg en relativt høy andel lønnsfrys: 32 % for timelønnte og 35 % for fastlønnte.

Svært få av de tidligere studiene på DNWR ser også på reell nedadgående rigiditet. Et unntak er Dickens m.fl. (2007) som ser på både DNWR og DRWR i lønnsendringfordelingene de studerer. Dickens m.fl. beskriver metodene som The International Wage Flexibility Project bruker til å estimere graden av DNWR og DRWR. Disse to metodene står beskrevet i det neste kapitlet. I denne oppgaven bruker jeg disse metodene til å se på reell og nominell nedadgående lønnsrigiditet i Norge.

Tabell 2.1: Andel kutt og frys i tidligere studier av nominell lønnsrigiditet

Studie	Datakilder	Utvalg	Lønnsmåål	Andel lønnsfrys	Andel Lønnskutt
Smith(2000)	Storbritannia, 1991-1996  British Household Panel Survey	Samme bedrift og samme stilling	Normal ukeslønn inkl. bonus	5,6 %	17,8 %
Messina m.fl. (2010)	13 forskjellige sektorer i Spania, Danmark, Belgia og Portugal, ca 1990 - 2007	Samme bedrift	-	Portugal: 55 % Belgia: 19 % Danmark: 22 % Spania: 22 %	-
Elsby, Solon & Shin(2016) Del 1: USA	USA, 1981-2012  Current Population Survey	Samme bedrift	Timelønnte: Timelønn i januar  Fastlønnte: "normal" ukelønn	Timelønnte: 15,5 %  Fastlønnte: 11,6 %	Timelønnte: 18 % Fastlønnte: 28,6 %
Elsby, Solon & Shin(2016) Del 2: Storbritannia	Storbritannia, 1975-2012  New Earnings Survey	Samme bedrift og samme stilling	Timelønn i april	1,2-9,1 %	Omtrent 20 %
Vainiomäki (2020)	Finland, 1996-2013  Statistics Finland harmonized wage structure statistics	Privat sektor  Samme bedrift og stilling	Timelønn i siste kvartal ekskl. bonus	Timelønnte: 2,8 % Fastlønnte: 4,3 %	Timelønnte: 16 % Fastlønnte: 10,3 %
Jardim, Solon & Vigdor (2019)	Washington, 2005-2015  Register for arbeidsledighetsforsikring	Samme bedrift	Gjennomsnittlig timelønn per kvartal, inkl. bonus og overtid	2,5-7,7 %	Minimum 20 %
Grigsby m.fl. (2021)	USA, 2008-2016  Registre fra et lønnstjenestefirma	Samme bedrift og stilling	Månedslønn ekskl. bonus	Timelønnte: 32%  Fastlønnte: 35 %	2,5%

## Kapittel 3

### Metode

I forrige kapittel ga jeg en oversikt over studier som undersøker andelen lønnsfrys og lønnskutt i data. En lav andel lønnskutt og en høy andel lønnsfrys tolkes som indikasjoner på nedadgående nominell rigiditet, fordi det tyder på at arbeidsgivere ikke ønsker eller ikke kan kutte i lønn, men velger å fryse lønningene i stedet. Andre har forsøkt å gå et skritt videre ved å utvikle metoder for å *estimere* graden av rigiditet. Én måte å estimere graden av rigiditet på er gjennom å gjøre enkelte antagelser om hvordan lønnsendingsfordelingen ville sett ut i fravær av rigiditet, for så å sammenligne denne med den faktiske fordelingen. Forskjellen mellom disse to fordelingene vil kunne si noe om graden av rigiditet. To kjente metoder for å gjøre dette er metoden til Altonji og Devereux (1999) og metoden som anvendes av The International Wage Flexibility Project (IWFP) beskrevet i Dickens m.fl (2007). Det er gjort flere viktige utvidelser av metoden til Altonji og Devereux: Fehr og Goette har utvidet modellen til å inkludere heterogenitet i lønnsrigiditet blant lønnsinntakere (Fehr og Goette, 2005) og Goette, Sunde og Bauer har utvidet metoden til også å omfatte reell lønnsrigiditet (Goette mfl., 2007).

I dette kapittelet skal jeg se nærmere på metoden til Altonji og Devereux og IWFP-metoden. Altonji og Devereux' har kun en metode for DNWR, mens IWFP har én metode for DNWR og én for DRWR. Altonji og Devereux' metode blir kun presentert kortfattet i dette kapitlet, men en mer detaljert forklaring er vedlagt i appendikset. IWFP-metoden vil få særlig bred omtale i dette kapittelet, fordi det er denne metoden jeg anvender til å estimere graden av reell og nominell lønnsrigiditet i Norge.

Et viktig skille mellom disse metodene er hvilke antagelser de gjør om den kontrafaktiske lønnsfordelingen, det vil si den lønnsendingsfordelingen som ville vært dersom det ikke var nominell/reell rigiditet. Altonji og Devereux' metode går ut på å predikere kontrafaktiske lønninger ved å gjøre en regresjon på en rekke forklaringsvariabler som påvirker lønn, som for eksempel alder og ansiennitet. Forklaringsvariablene skal fange opp de underliggende driverne av arbeidstakernes produktivitet, og derfor kunne si hva den kontrafaktiske lønnen er for hvert individ (Altonji og Devereux, 1999). IWFP-metoden bygger på sin side på en antagelse om at lønnsendingsfordelingen ville vært (mer) symmetrisk hvis det ikke var for rigiditet i lønninger (Dickens mfl., 2007). I IWFP-metoden for nominell rigiditet antar de at alle lønnsfrys egentlig skulle vært kutt. Den kontrafaktiske lønnsendingsfordelingen vil derfor ikke ha en opphopning på null, men være mer symmetrisk i form av flere negative lønnsendringer. I metoden for

reell rigiditet antar de at fordelingen ville vært symmetrisk om medianlønnsendringen.

En annen viktig skillelinje mellom metodene er hvordan de behandler målefeil. Altonji og Devereux (1999) adresserer problemet med hyppige målefeil i lønnsdataene ved å anta at hver lønnsobservasjon er rapportert med en feil som er normalfordelt med sannsynlighet  $p$  og lik null med sannsynlighet  $1 - p$ . Sannsynligheten  $p$  estimeres fra data og de finner at  $p$  er lik 58,23 % (Altonji og Devereux, 1999). IWFP-metoden tar ikke hensyn til målefeil. Dersom man mistenker at det er mye målefeil i data, bør en derfor vurdere å bruke andre metoder enn IWFP-metoden.

En tredje viktig skillelinje går ut på hvordan de identifiserer parameterne som skal si noe om rigiditet. IWFP-metoden har en relativt enkel identifikasjonsstrategi, sammenlignet med Altonji og Devereux. IWFP sitt mål på DNWR er lik andelen lønnsfrys blant alle lønnsfrys og lønnskutt. IWFP-metoden bygger som nevnt på en antagelse om at alle som får lønnsfrys ville fått lønnskutt hvis det ikke var for rigiditet i lønninger. Alle lønnskutt og alle lønnsfrys utgjør derfor lønnsendringene som potensielt er mottagelige for lønnsrigiditet. IWFPs mål på DNWR kan derfor tolkes som andelen lønnsendringer som faktisk blir berørt av DNWR blant lønnsendringene som er mottagelige for det. Dickens m.fl. påpeker at det er en fordel å ikke måle DNWR som andelen frys blant *alle* lønnsendringer. Det er fordi andelen frys blant alle lønnsendringer vil være mer sensitiv til inflasjonsraten. Høy inflasjon vil typisk redusere andelen nominelle frys, men ikke nødvendigvis forholdet mellom antall frys og antall kutt. Hvis målet er sensitivt til inflasjonsraten blir det vanskeligere å sammenligne mellom land og over år, fordi inflasjonsraten kan variere mye. Tilsvarende som for nominell rigiditet måler IWFP-metoden graden av reell rigiditet som forholdet mellom reelle frys og summen av reelle frys og kutt.

Altonji og Devereux på sin side bruker Maximum Likelihood-estimering for å finne graden av nominell rigiditet. For å finne likelihoodfunksjonen gjør de ulike antakelser om fordelingen til lønnsendringene. De antar at alle som har en kontrafaktisk lønnsendring mellom 0 og en negativ grenseverdi  $-\alpha$ , får et lønnsfrys, fordi arbeidsgiver ikke ønsker å kutte i lønn. Jo større  $\alpha$  er, desto høyere grad av rigiditet. I tillegg antar de at som får et lønnskutt, får fratrukket  $\lambda$  fra kuttet, fordi arbeidsgiver ikke ønsker å kutte så mye i lønn, selv når de først kutter. Både  $\alpha$  og  $\lambda$  sier derfor noe om graden av rigiditet, og er rigiditetsparameterne de estimerer. De definerer summen av andelen kutt og andelen frys som den andelen av lønnsendringene som er begrenset av nedadgående lønnsrigiditet. De med frys er begrenset fordi de egentlig skulle hatt kutt, og de med kutt er begrenset fordi de har fått fratrukket  $\lambda$  fra kuttet. Dette skiller seg altså fra IWFP-metoden der kuttene som er gitt er "rettmessige" kutt, mens frysene er det eneste som er påvirket av DNWR.

### 3.1 Mine metodevalg

Jeg har valgt å bruke IWFP-metoden til å estimere graden av nominell og reell rigiditet i norske lønninger. Jeg valgte denne metoden fordi den er enkel å implementere på mine data. IWFP-metoden tar ikke høyde for målefeil i data, men det er i utgangspunktet liten grunn til å anta store forekomster av målefeil i datakilden jeg benytter. Jeg har dessuten brukt en metode med et glidende medianlønns mål (se kapittel 4.3), som reduserer problemet med målefeil ytterligere, siden disse er glattere og dermed mindre sensitive til tilfeldigheter i enkeltobservasjoner.

I tråd med IWFP-metoden utfører jeg først en logaritmisk transformasjon (log-transformasjon) av lønnsvariablene. Heretter vil jeg kalle denne for log lønn. Deretter beregner jeg lønnsendring som differansen mellom log lønn denne måneden og log lønn 12 måneder tilbake, og ganger med 100. Når endringene er små gir dette tilnærmet samme svar som å se på prosentvis endring i lønn.

Som nevnt over kan graden av nominell rigiditet beregnes ganske rett frem: jeg antar at alle som har hatt lønnsfrys ville hatt kutt hvis det ikke var for DNWR. Alle lønnskutt og alle lønnsfrys utgjør lønnsendringene som er potensielt mottagelige for rigiditet. Deretter beregner jeg andelen arbeidstakere berørt av nominell rigiditet (lønnsfrys) blant alle de mottagelige lønnsendringene (alle frys og alle kutt):

$$\eta = f_n / (f_n + c_n)$$

der  $f_n$  er andelen arbeidstakere med nominell lønnsfrys og  $c_n$  er andelen arbeidstakere med kutt. Graden av DNWR,  $\eta$ , øker når andelen frys øker, og reduseres når andelen kutt øker.

Metoden for å beregne reell rigiditet bygger på samme prinsipp som metoden for nominell rigiditet, men den er noe mer komplisert. Jeg har illustrert IWFP-metoden for DRWR i figur 3.1. Metoden bygger som nevnt på en antagelse om at i fravær av DRWR, så vil lønnsendringfordelingen være symmetrisk om medianen. Medianen er merket med  $m$  i figuren. Den kontrafaktiske lønnsendringfordelingen er den sorte, klokkeformede linjen (delvis stippet). For å beregne hvilke lønnsendringer som er reelle kutt og hvilke lønnsendringer som er reelle frys, trenger man et estimat på inflasjonsforventningene. Inflasjonsforventningen er merket med  $\pi^e$  i figuren. I den kontrafaktiske fordelingen defineres et område  $L$  (for "lower"), som er området til venstre for inflasjonsforventningen. Alle lønnsendringer som ligger i  $L$  utgjør reelle lønnskutt, fordi lønnsendringer er lavere enn den forventede inflasjonen. I den øvre halen til den kontrafaktiske fordelingen defineres så et tilsvarende område  $U$  (for "upper"), som skal være like stort område som  $L$ . Fordi den kontrafaktiske fordelingen er symmetrisk, vil dette området utgjøre området over  $m + (m - \pi^e)$ .

Den faktiske fordelingen er illustrert med en rød kurve i figur 3.1. På grunn av reell rigiditet uteblir en del av de reelle kuttene. Den faktiske fordelingen er derfor ikke symmetrisk, men har typisk mer masse samlet rett over nivået for inflasjonsforventningen. Tilsvarende mangler det observasjoner fra  $L$ , sammenlignet med den kontrafaktiske fordelingen. Det blå området  $A$  representerer dette området med "manglende masse". Det betyr at det egentlig skulle vært observasjoner her, men de mangler på grunn av reell rigiditet. Observasjonene som mangler herfra er de som har fått reelt frys fordi arbeidsgiveren ikke vil, eller ikke kan, gi reelle lønnskutt. Et estimat på størrelsen til  $A$  vil derfor være et estimat på hvor mange lønnsendringer som er påvirket av reell rigiditet.

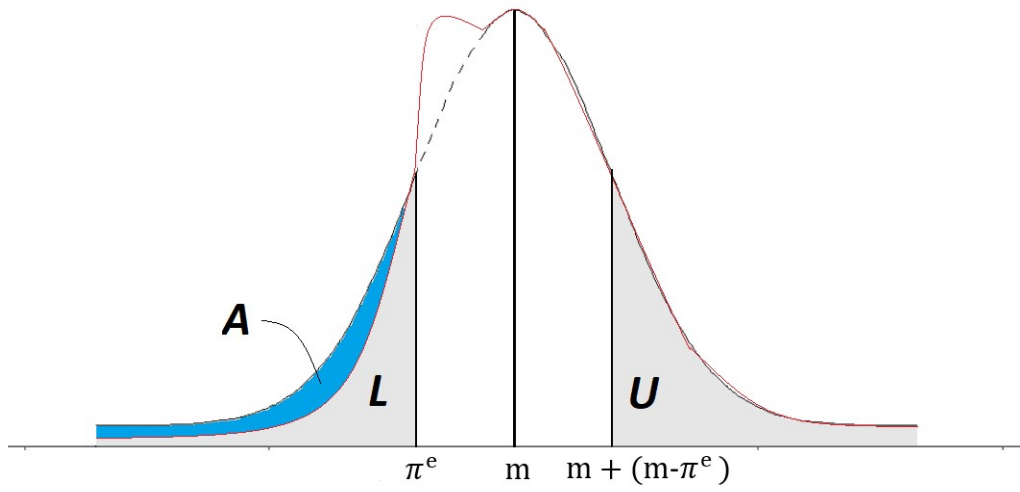
Området  $U$  utgjør summen av  $L$  og  $A$ . Et forslag til estimat på  $A$  kunne derfor vært differansen mellom  $U$  og  $L$ . Dickens m.fl (2007) hevder imidlertid at dette vil underestimere den faktiske graden av reell rigiditet, på grunn av heterogenitet i inflasjonsforventningene til lønnssetterne. Fordi lønnssettere kan ha ulike inflasjonsforventninger, kan flere ulike punkter utgjøre punkter der lønnssetterens intensjon var å fryse lønningene. Dersom en lønnssetter forsøker å gi en reell lønnsfrys ved å anslå hva inflasjonen vil bli, men den reelle inflasjonen er høyere enn dette, vil forsøket på å fryse lønnen ved å binde lønnsendringen til den anslåtte inflasjonen føre til reelt lønnskutt. Disse lønnsendringene vil nå utgjøre punkter i venstre hale, selv om de var ment å skulle være reelle lønnsfrys. Hvis median i inflasjonsforventningene til lønnssetterne skulle sammentreffe med vårt estimat  $\pi^e$ , vil fortsatt halvparten av alle lønnssettere ha forventet for lav inflasjon. Derfor multipliserer jeg estimatet på  $A$ , det vil si  $U - L$ , med to for å få et estimat på hvor mange lønnsendringer som er reelle lønnsfrys.

Til slutt finner jeg arbeidstakere påvirket av reell rigiditet,  $r$ , som andelen lønnsendringer påvirket av rigiditet (reelle frys) blant alle lønnsendringer som er mottagelige for det (reelle kutt og reelle frys):

$$r = f_r / (f_r + c_r) = 2(U - L) / U$$

Der  $f_r$  er antall reelle frys og  $c_r$  er antall reelle kutt. En ulempe ved IWFP-metoden er at den ikke kan brukes når inflasjonsforventningen ligger over medianen. Dickens m.fl. nevner at dette problemet gjelder 1/5 av datasettene deres (Dickens mfl., 2007, s. 206).

Jeg ser ikke på lønnsendringene som er påvirket av DNWR når jeg beregner graden av DRWR. Det er fordi IWFP antar at en lønnsendring som er påvirket av rigiditet enten er påvirket av DRWR eller av DNWR. I praksis innebærer dette at man tar ut alle null-endringer i beregningen av DRWR.



Figur 3.1: Illustrasjon av IWFPs metode for DRWR



# Kapittel 4

## Data

### 4.1 Datakilder

I denne oppgaven bruker jeg administrative mikrodata fra det norske arbeidsmarkedet. Datasettene er satt sammen av SSB, med innrapportert informasjon fra arbeidsgivere via A-meldingen. A-meldingen er en månedlig, detaljert melding fra arbeidsgiver til NAV, SSB og Skatteetaten om ansattes lønn, arbeidsforhold, skatt med mer<sup>2</sup>. Jeg har tilgang på 60 datasett, ett for hver måned i fem år (2015-2020). Hvert datasett er inndelt i:

- Personopplysninger: for eksempel kjønn, alder, aidentifisert fødselsnummer og statsborgerskap
- Foretaksopplysninger: for eksempel foretakets hovednæring, aidentifisert organisasjonsnummer og organisasjonsform
- Virksomhetsopplysninger: for eksempel virksomhetens hovednæring, aidentifisert organisasjonsnummer og organisasjonsform
- Arbeidsforholdopplysninger: for eksempel stilling, antall timer jobbet per uke (heltidsekivalent) og arbeidsmarkedsstatus (lønnstaker, selvstendignæringsdrivende, arbeidsledig osv.)
- Lønnsopplysninger: for eksempel avtalt månedslønn (heltidsekivalent), utbetalte bonuser, feriepenger osv.

Heltidsekivalent arbeidstid og heltidsekivalent månedslønn innebærer at tallene er regnet om til hva de ville vært dersom personen jobbet i fulltidsstilling. For de fleste stillinger innebærer heltidsekivalent arbeidstid 37,5 timer i uka, men kan variere ved for eksempel turnusarbeid.

Data på inflasjonsforventningene vil jeg hente fra Norges Banks forventningsundersøkelse som ligger tilgjengelig på deres nettsider<sup>3</sup>.

---

<sup>2</sup> Mer informasjon finnes her: <https://www.skatteetaten.no/person/skatt/hjelp-tilriktig-skatt/arbeid-trygd-og-pensjon/hobby-ekstrainntekt-og-smajobber/lonnsarbeid-ihjemmet/lonn-betalt-over-60-000/a-meldingen/>

<sup>3</sup> Norges Banks forventningsundersøkelse: <https://www.norges-bank.no/aktuelt/nyheter-og-hendelser/Publikasjoner/Forventningsundersokelse/>

Her kan man finne arbeidsgiveres inflasjonsforventninger for hvert kvartal i alle de aktuelle årene. I undersøkelsen vil jeg bruke gjennomsnittet innenfor hvert år for å kunne bruke det sammen med tall for årlige lønnsendringer.

## 4.2 Utvalg

Jeg ser kun på personer i datasettet som er lønnsmottakere. Selvstendig næringsdrivende er ikke relevant ettersom de ofte bestemmer sin egen lønn. Hvis et individ har flere arbeidsforhold i samme måned, beholder jeg observasjonen med den høyeste stillingsprosenten. Arbeidstakere som er yngre enn 20 og eldre enn 62 år fjernes, samt topp og bunn 1 % av lønningene, ettersom disse har større sannsynlighet for å inneholde målefeil. Dette utgjør hovedutvalget. I resultatkapittelet deles utvalget opp ytterligere i ulike delutvalg (se kapittel 5.1) for å sammenligne hvilken effekt utvalgskriteriene har på lønnsendingsfordelingen.

## 4.3 Lønns mål

All lønn regnes om til timelønn for å kunne sammenligne timelønnte og fastlønnte, og for å kunne kontrollere for arbeidstid hos de fastlønnte. Datasettet inneholder flere ulike lønns mål. I utgangspunktet holder jeg meg til heltidsekvivalent, avtalt månedslønn. Dette lønns målet inneholder avtalt lønn uten bonuser, overtidbetaling og tillegg. For å undersøke om lønnsendingsfordelingen er robust til ulike lønns mål, bruker jeg senere utbetalt lønn i stedet for avtalt lønn. Utbetalt lønn inkluderer bonus, overtidbetalinger og tillegg. Lønnen er rapportert inn den tredje uken i hver måned.

En utfordring tilknyttet konsistent beregning av lønnsendringer er rapportering av feriepenger. Fra datamaterialet fremstår det at en del arbeidsgivere rapporterer feriepenger som en del av den avtalte lønnen slik at det ser ut som om det er svært mange lønnskutt, særlig i sommermånedene. En mulig måte å forsøke å løse dette på er å se bort fra sommermånedene, men en utfordring vil da fortsatt være at en del lønns mottakere mottar feriepenger i andre måneder enn sommermånedene.

For å unngå problemet med feriepenger og andre målefeil beregner jeg derfor et glidende medianlønns mål for hver lønns mottaker. Det vil si at januarlønnen til et individ beregnes som medianen av desember-, januar og februarlønnen til individet. Februarlønnen beregnes som medianen av januar-, februar, marslønnen til individet. Dette beregnes for alle individene og alle månedene i datasettet. Lønninger som blir feilrapportert i én måned kommer dermed typisk ikke med i lønns målet som jeg benytter.

## 4.4 Lønnsendringsmål

Med et glidende medianlønsmål blir det vanskelig å se på månedlige endringer, fordi observasjonene i etterfølgende måneder blir avhengig av hverandre. Derfor ser jeg heller på årlige lønnsendringer mellom de samme månedene hvert år. Det gjør det også lettere å sammenligne med tidligere studier, da de som regel bruker årlige endringer. Den første lønnsendringen jeg ser på er derfor mellom januar 2016 og januar 2015 og den siste endringen jeg ser på er mellom desember 2020 og desember 2019. Det utgjør til sammen 60 perioder med mulige endringer. Lønnsendring måles som differansen i log lønn, ganget med 100. For små endringer tilsvarer dette prosentvis endring.

## 4.5 Deskriptiv statistikk

Hovedutvalget består av 2,272,034 lønsmottakere med til sammen 98,442,957 årlige lønnsendringer i perioden 2015-2020 (inkludert nullendringer). Disse personene jobber i omtrent 200 000 ulike bedrifter. Omtrent 46 % av lønsmottagerne er kvinner, og gjennomsnittsalderen i datasettet er 37 år <sup>4</sup>. Omtrent 15 % av personene har sin høyeste utdanning på ungdomsskolenivå, i underkant av 30 % har sin høyeste utdanning på videregående nivå, 25 % har lavere universitetsutdanning og omtrent 9 % har høyere universitetsutdanning.

Tabell 4.1 gir en oversikt over gjennomsnitt, median og standardavvik for de sentrale lønnsvariablene og stillingsprosent. Medianen i avtalt timelønn er 248,8 kr i timen, og medianlønnsendringen i avtalt lønn er 6,7 kr i timen. Det utgjør en endring på 2,7 %. Medianen i utbetalt timelønn er litt høyere og ligger på 263,5 kr i timen. Ettersom at utbetalt timelønn omfatter tillegg, bonus og overtidsbetaling i tillegg til avtalt lønn er det som forventet at medianen er høyere for utbetalt lønn. Medianen i årlig endring i utbetalt lønn er 7,1 kr i timen. Den prosentvise endringen i utbetalt lønn er 2,7 % - den samme som for avtalt lønn. Gjennomsnittslønnen og gjennomsnittsendringen i timelønn ligger høyere enn medianen for både utbetalt og avtalt lønn, fordi enkelte observasjoner med høy lønn og stor positiv lønnsendring trekker opp gjennomsnittet. Det er store lønnsforskjeller innad i både avtalt og utbetalt lønn. Standardavviket er 96,73 kr i timen for avtalt lønn og 104,35 kr for utbetalt lønn. Det er også store forskjeller i lønnsendring. Standardavviket er 32,09 kr for endring i avtalt timelønn og 43,76 for utbetalt timelønn.

---

<sup>4</sup> Med paneldata vil alderen og eventuelt utdanning til lønsmottakerne endre seg underveis. Gjennomsnittet er beregnet i et utvalg basert på den første observasjonen for hver person.

Tabell 4.1: Gjennomsnitt, median og standardavvik for utvalgte variabler

	Gjennomsnitt (kr)	Median (kr)	Standardavvik (kr)
Avtalt timelønn	270,7	248,8	92,73
Endring i avtalt timelønn	10,05	6,70	32,09
Utbetalt timelønn	286,9	263,5	104,35
Endring i utbetalt timelønn	10,49	7,1	43,76
Stillingsprosent	91,01	100	20,56

## Kapittel 5

# Resultater

Dette kapittelet er delt opp i flere deler. I den første delen ser jeg på hvordan lønnsendringsfordelingen avhenger av hvilke utvalgs-kriterier jeg setter for datagrunnlaget. Deretter går jeg videre til å undersøke lønnsendringsfordelingen for norske lønninger. Videre undersøker jeg hvordan lønnsendringsfordelingen varierer mellom år og mellom sektorer. Når jeg ser på hvordan fordelingen varierer mellom år, introduserer jeg mine estimater på nominell og nedadgående rigiditet, beregnet med IWFP-metoden som står beskrevet i kapittel 3.1. Til slutt ser jeg på hvordan lønnsendringsfordelingen varierer med valg av lønns-mål.

I kapittel 2 så vi at ulike studier på nominell lønnsrigiditet har brukt ulike lønns-mål og ulike kriterier for utvalg av lønnsendringer. Enkelte studier har brukt avtalte lønninger som lønns-mål (se f.eks. Grigsby m.fl. (2021) eller Vainiomäki (2020)), mens andre har brukt utbetalt lønn som inkluderer bonus og tillegg (se f.eks. Smith (2000) eller Jardim m.fl. (2019)). Hvis enkelte lønnskompone-nter er mer fleksible enn andre kan dette påvirke lønnsendringsfordelingen.

Når det gjelder utvalgs-kriterier har de fleste tidligere studier sett på lønnsendringer til lønns-mottakere som forblir i samme bedrift (se f.eks. Messina m.fl (2010) eller Jardim m.fl. (2019)), men noen har valgt også å betinge på at personen også må inneha samme stilling i de to periodene man ser på endringer mellom (se f.eks. Smith (2000) eller Grigsby m.fl. (2021)). Jo strengere utvalgs-kriterier man setter, desto mer sikker kan man være på at dette er lønnsendringer som er mottagelige for rigiditet og ikke skyldes andre faktorer, som for eksempel kompensere-nde lønnsforskjeller ved bytte av jobb. Strengere utvalgs-kriterier går imidlertid på bekostning av mengden data, da man vil ha færre observasjoner jo strengere kriterier man setter (i mitt tilfelle har jeg mange millioner observasjoner og derfor "mye å gå på"). I tillegg vil strengere utvalgs-kriterier føre til at det endelige datasettet er mindre representativt for hele populasjonen av lønns-mottakere. Det kan tenkes at lønns-mottakere som blir i samme bedrift og stilling kan dele noen karakteristikk-er eller fellestrekk som gjør at de skiller seg fra hele populasjonen av lønns-mottakere. Hvis dette er tilfellet så vil strengere utvalgs-kriterier gå på bekostning av den eksterne validiteten. Hvilket utvalgs-kriterium man bruker kan derfor påvirke både lønnsendringsfordelingen og eksterne validitet.

Mange av de tidligere studiene har vært bundet opp av data-kilden og har derfor ikke hatt mulighet til å velge hvilket utvalgs-kriterium eller hvilket lønns-mål de skal bruke i analysen. Dataene jeg bruker inneholder informasjon om både avtalt lønn,

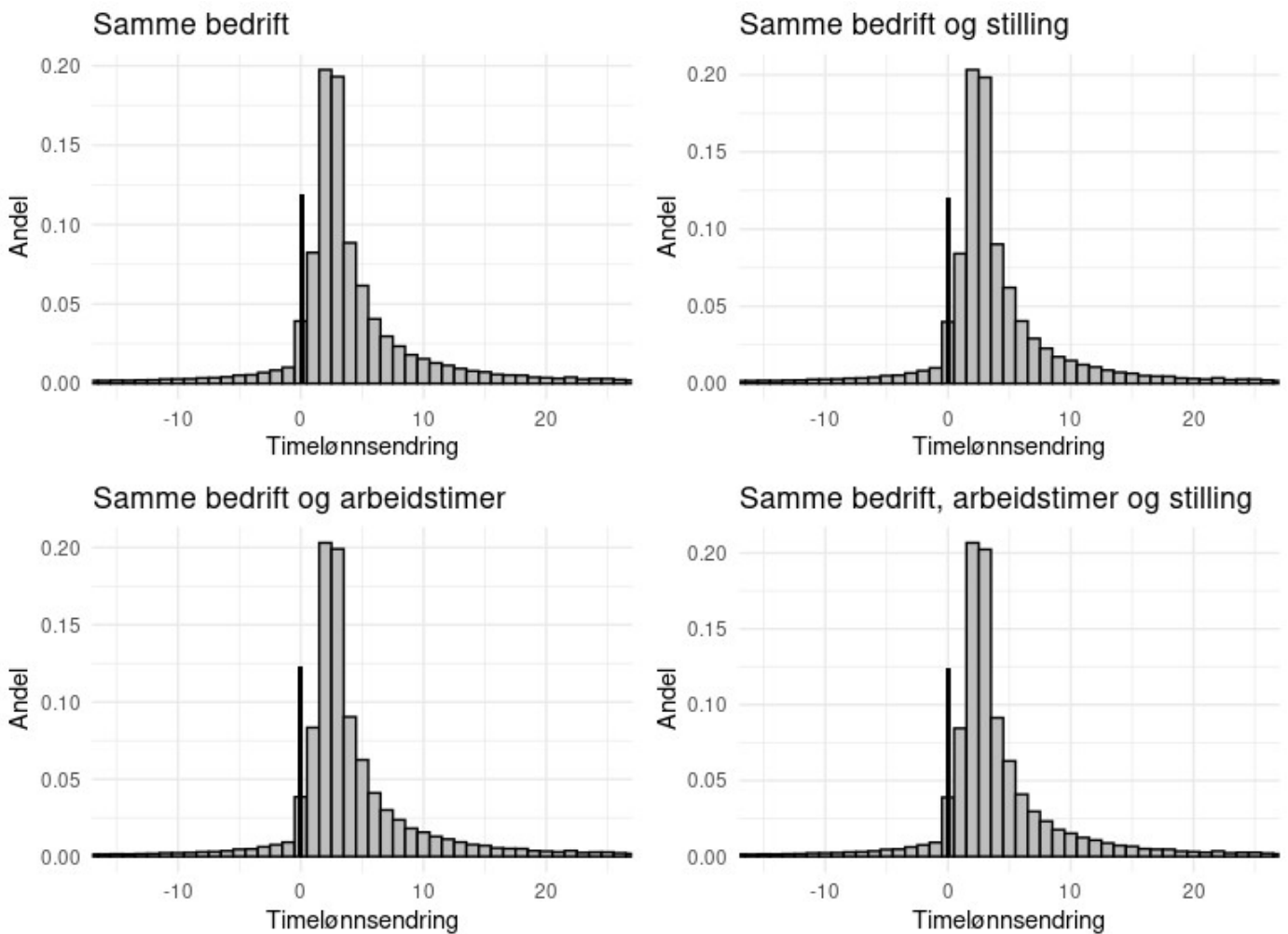
utbetalt lønn, bedrift, stilling og antall timer arbeidet for hver person. Derfor vil jeg undersøke hvordan lønns mål og utvalgskriterier påvirker resultatene.

I størsteparten av analysen bruker jeg avtalt månedslønn, dvs. lønn uten bonus eller tillegg. Det er også dette lønns målet jeg vil se på først. I delkapittel 5.4 undersøker jeg hvor robust rigiditets målene er til lønns mål, ved å undersøke hvordan lønns endrings fordelingen endrer seg når jeg bruker et lønns mål som også inkluderer bonuser og tillegg.

## 5.1 Utvalgskriterier og lønns endrings fordelingen

For å undersøke hvordan utvalgskriterier påvirker lønns endrings fordelingen deler jeg opp hovedutvalget i fire undergrupper: 1) endringer hos lønns mottakere som er ansatt i samme bedrift i begge periodene jeg ser på endring mellom, 2) endringer hos lønns mottakere som er ansatt i samme bedrift og samme stilling, 3) endringer hos lønns mottakere som er ansatt i samme bedrift og med samme arbeidstid og 4) endringer til lønns mottakere som er ansatt i samme bedrift, samme stilling og har samme arbeidstid. En sammenligning av lønns endrings fordelingen for de fire utvalgskriteriene kan gi en indikasjon på om lønns endrings fordelingen er robust til de ulike utvalgskriteriene.

Figur 5.1 viser lønns endrings fordelingen for hvert av de fire utvalgskriteriene. På x-aksen måler jeg årlig prosentvis endring i timelønn, beregnet som differansen i logaritmen til lønn. På y-aksen måler jeg andelen lønns endringer. Den svarte, tynne stolpen viser andelen endringer som er akkurat lik null (andelen lønns frys).



Figur 5.1: Lønnsendringer for ulike utvalg

Vi ser at fordelingene basert på de fire ulike utvalgskriteriene følger samme mønster. De fire fordelingene deler i hovedsak tre fremtredende trekk. For det første er toppen rundt null svært tydelig – mange opplever lønnsfrys. For det andre ser vi en klar asymmetri rundt null, det vil si at det er mange flere lønnsøkninger enn det er lønnskutt. For det tredje ser vi at mange endringer er samlet rundt nivået som utgjør små positive endringer. Disse trekkene kommer jeg tilbake til. Grafisk er det vanskelig å sammenligne forskjellene mellom de fire utvalgene nøyaktig. Tabell 5.1 viser andelen frys og kutt for hvert av de fire utvalgskriteriene separat:

Tabell 5.1: Frys og kutt for ulike utvalg

Utvalgs-kriterium	Antall i alt	Andel frys (%)	Andel kutt (%)
Samme person	98,442,957	10,5	11,4
Samme bedrift	83,931,480	11,8	9,0
Samme bedrift + stilling	79,256,030	12,0	8,9
Samme bedrift + arbeidstimer	75,339,050	12,3	7,9
Samme bedrift + arbeidstimer + stilling	72,660,010	12,4	7,8

I hovedutvalget (endringer for samme person) finner jeg 10,5 % lønnsfrys og 11,4 % lønnskutt. Når jeg betinger på at lønsmottakerne skal være ansatt i samme bedrift i de to periodene jeg ser på endring mellom, øker andelen lønnsfrys til 11,8 % og andelen kutt reduseres til 9,0 %. Å betinge på at lønsmottakeren også må inneha samme stilling, i tillegg til samme bedrift, ser ikke ut til å ha stor effekt på fordelingen. Når jeg derimot betinger på at lønsmottakerne skal ha samme antall arbeidstimer i de to periodene reduseres andelen kutt til 7,9 %. Det tyder på at en del av kuttene skyldes endringer i arbeidstid. Dette kan være litt overraskende med tanke på at jeg ser på avtalt månedslønn. Det tyder på at disse kuttene kommer av at a) man faktisk går ned i timelønn hvis man reduserer arbeidstid eller b) avtalt lønn rapporteres feilaktig av enkelte arbeidsgivere. Feilrapporteringen må i så fall foregå over flere måneder for at den skal vises i utvalget mitt, fordi jeg anvender et glidende lønns mål. Med det strengeste utvalgs-kriteriet (samme bedrift, arbeidstimer og stilling) finner jeg 12,4 % frys og 7,8 % kutt.

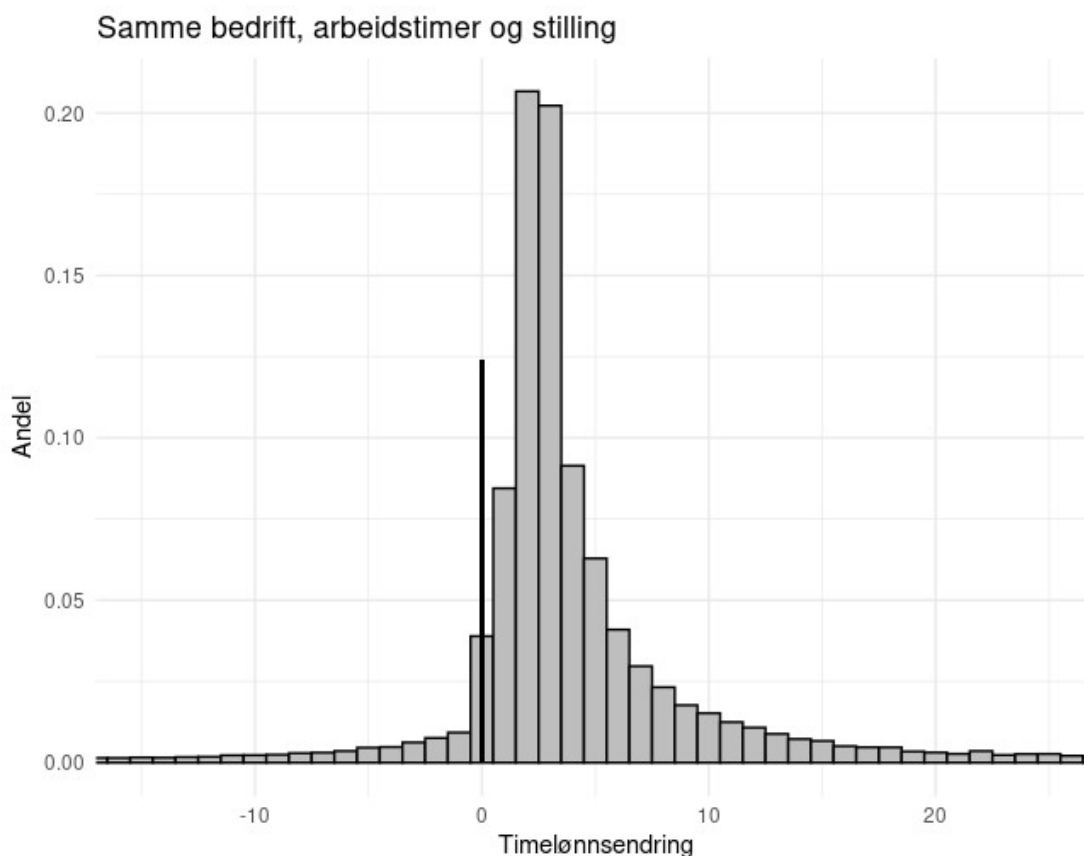
Vi ser at tabellen følger et mønster: jo strengere utvalgs-kriterium, desto flere frys og færre kutt. Hvis vi går fra å kun betinge på at endringen skal skje hos samme person til å betinge på samme bedrift, arbeidstimer og stilling så reduseres andelen kutt med over 30 %. Tilsvarende øker andelen lønnsfrys med mer enn 18 %. Det betyr at strengere utvalgs-kriterium gjør at lønnsendingsfordelingen ser mer rigid ut sammenlignet med de mer inkluderende utvalgs-kriteriene. Selv med samme datakilde kan man derfor få ulike svar avhengig av hvilket utvalgs-kriterium man bruker. Mønsteret vi ser i tabellen viser derfor en mulig årsak til hvorfor tidligere studier finner så sprikende funn på DNWR.

For å plukke opp færrest mulig kutt i dataene som egentlig skyldes andre årsaker enn at arbeidsgiver setter ned den avtalte lønnen bruker jeg det strengeste utvalgs-kriteriet videre i analysen, det vil si at jeg kun tar med endringer som skjer for samme person i samme bedrift, med samme stilling og samme antall arbeidstimer mellom de to endringsperiodene. Til sammen har jeg da 72,660,010 lønnsendringer å analysere.

Figur 5.2 viser lønnsendingsfordelingen for de med samme bedrift, arbeidstimer og stilling. Det er altså den samme som den nederst i høyre i figur 5.1, bare



fremhevet. Som i figur 5.1 viser x-aksen prosentvis endring i lønn, målt som differansen i log lønn, og y-aksen måler andelen lønnsendringer. Den sorte, tynnere stolpen viser andelen lønnsfrys.



Figur 5.2: Lønnsendringfordelingen

Figur 5.2 viser at lønnsstrukturen i Norge er tydelig asymmetrisk: det er mange flere lønnsøkninger enn kutt. Videre ser vi at det er en betydelig andel lønninger som ikke endres på årlig basis, men fryses i stedet. Mange frys og få kutt indikerer nominell nedadgående lønnsrigiditet, fordi det vitner om at arbeidsgivere ikke ønsker å kutte i lønn, men velger å fryse lønningene i stedet. Til slutt ser vi at de fleste lønnsendringene er små, positive lønnsendringer på omtrent 2-3 %. Ettersom at inflasjonsmålet i Norge er på 2 % kan det tilsynelatende virke som at mange opplever reelle lønnsfrys.

Vi så i tabell 5.1 at kun 7,8 % av lønnsendringene lønnskutt. Det er en svært liten andel kutt sammenlignet med de tidligere studiene jeg trakk frem i kapittel 2. Det er vanskelig å si om det skyldes datakvalitet eller faktiske forskjeller i arbeidsmarkedet, eventuelt en blanding. Det kan tenkes at tidligere studier har plukket opp en del kutt som egentlig ikke er påvirket av rigiditet, fordi de ikke har betinget på samme stilling og arbeidstimer; men selv hvis vi ser på endringer hos dem som kun er i samme bedrift så er andelen kutt 9.0 %, som

også er lavere enn nesten alle de tidligere studiene jeg så på i kapittel 2 (kun Grigsby m.fl (2021) finner en lavere andel kutt). Det kan videre tenkes at mine data inneholder færre målefeil enn tidligere studier, både fordi datakilden er av høy kvalitet i utgangspunktet, og fordi jeg bruker et glidende lønns mål. Målefeil i data vil typisk overestimere andelen endringer fordi sporadiske målefeil vil dukke opp som lønnsendringer i data, dersom man ikke korrigerer for dem.

Blant studiene som jeg trakk frem i kapittel 2, ligger Vainiomäki (2020) tettest opp mot mine resultater på andel lønnskutt. Vainiomäki finner 10,3 % kutt for fastlønte og 16 % for timelønte arbeidstakere i Finland. Vainiomäki ser kun på privat sektor og bruker samme bedrift og samme stilling som utvalgs kriterium (Vainiomäki, 2020). Arbeidsmarkedet i Norge og Finland har trolig mange likheter ettersom at begge landene følger en form for "nordisk modell". Blant annet kjennetegnes begge landene av en stor grad av sentraliserte lønnsforhandlinger, høy sysselsetting og høy organisasjonsgrad på både arbeidstaker- og giversiden (Ødegård, 2012). Kollektive avtaler legger begrensninger på lønnskutt fordi avtalene ofte innebærer at lønningene kun kan endres en gang i året eller annethvert år i forhandlinger. I tillegg fungerer minstelønns satser som en nedre grense for lønnsnivået, som legger ytterligere begrensninger på arbeidsgivers mulighet til å kutte i lønn. Sentraliserte lønnsforhandlinger og kollektive avtaler kan derfor være en mulig årsak til Norge og Finland har en lav andel lønnskutt.

Det er vanskelig å si om andelen lønnsfrys på 12,4 % er mye eller lite i forhold til tidligere studier, ettersom at estimatene i tidligere studier varierer fra 1,2 % til 55 %. Vainiomäki finner at andelen lønnsfrys i Finland er 2,8 % for timelønte og 4,3 % for fastlønte (Vainiomäki, 2020). Med andre ord finner jeg 3-4 ganger så mange lønnsfrys i Norge sammenlignet med det Vainiomäki finner for Finland. Hvis jeg utelukkende sammenligner med tidligere studier fra kapittel 2 som bruker samme bedrift + samme stilling som utvalgs kriterium, så finner jeg en større andel lønnsfrys enn de fleste av dem. Unntaket er Grigsby som finner over 30 % lønnsfrys for lønsmottakere i USA. Min analyse skiller seg fra disse studiene ved at jeg også betinger på samme antall arbeidstimer. Å betinge på samme antall arbeidstimer i de to periodene gjør som nevnt at jeg finner flere lønnsfrys, fordi man fjerner kutt som kommer av at arbeidstakere endrer arbeidstid. Hvis jeg i stedet betinger på samme bedrift og samme stilling, så er andelen frys på 12,0 %. Det er fortsatt en høyere andel frys enn i de fleste tidligere studier som også betinger på samme bedrift og samme stilling.

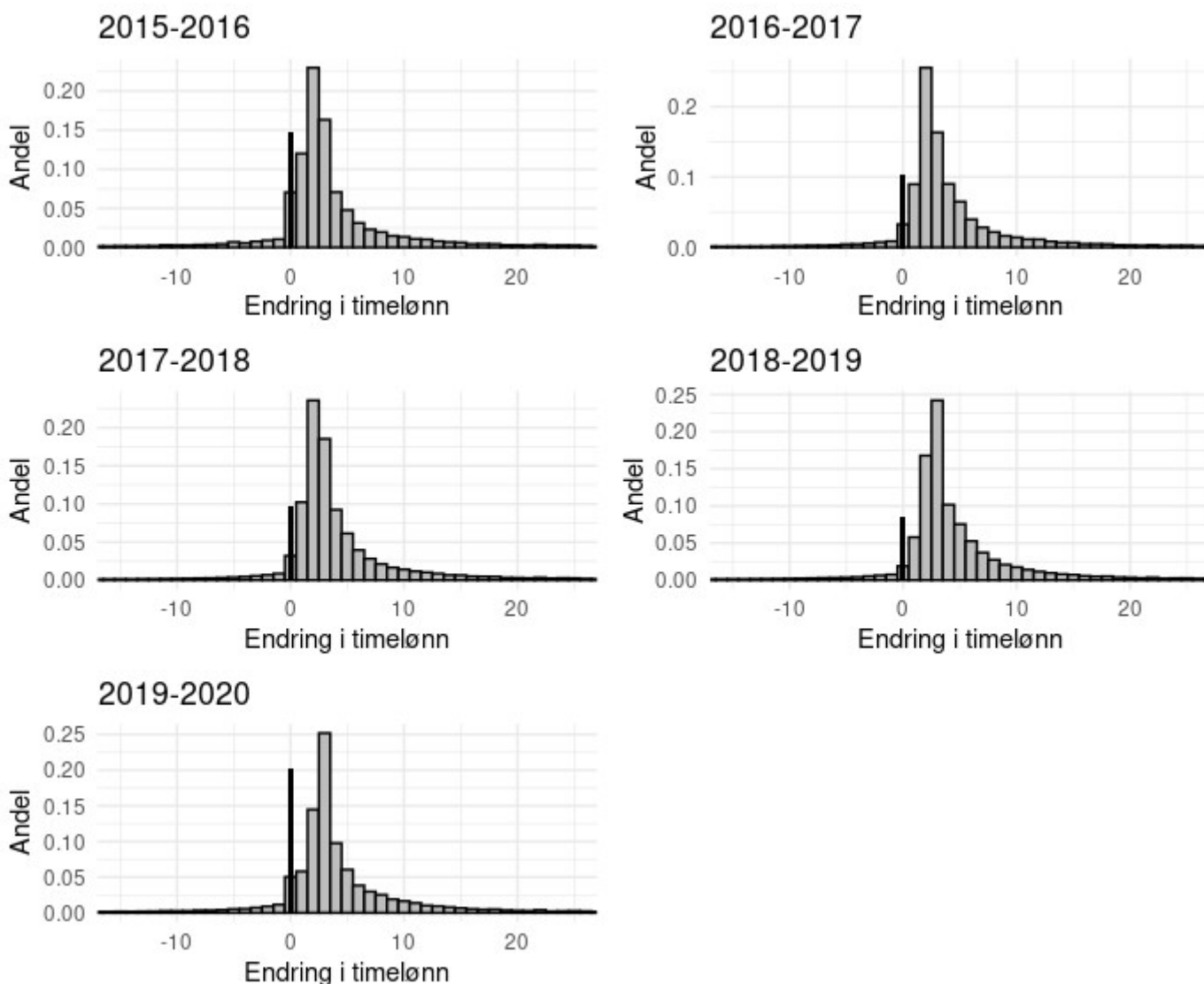
## 5.2 Rigiditet i ulike år

Frem til nå har jeg sett på lønnsendringer fra 2015 til 2020 under ett. Det er to grunner til at jeg nå vil se på lønnsendringer separat for hvert år. For det første kan jeg undersøke om graden av rigiditet varierer over tid og i takt med økonomiske sjokk. Det siste året i datasettet mitt er et år preget av økonomisk

krise i forbindelse med koronapandemien. Det kan tenkes at dette er et år der mange arbeidsgivere i utgangspunktet ønsker å kutte i

lønn på grunn av synkende etterspørsel. Sterk grad av nedadgående rigiditet kan imidlertid føre til at mange av lønningene heller fryses dette året. For det andre ønsker jeg å se på lønnsendringer separat for hvert år for å kunne følge fremgangsmåten til IWFP i estimeringen av nominell og reell nedadgående rigiditet. I denne delen presenterer jeg resultatene fra IWFP-metoden.

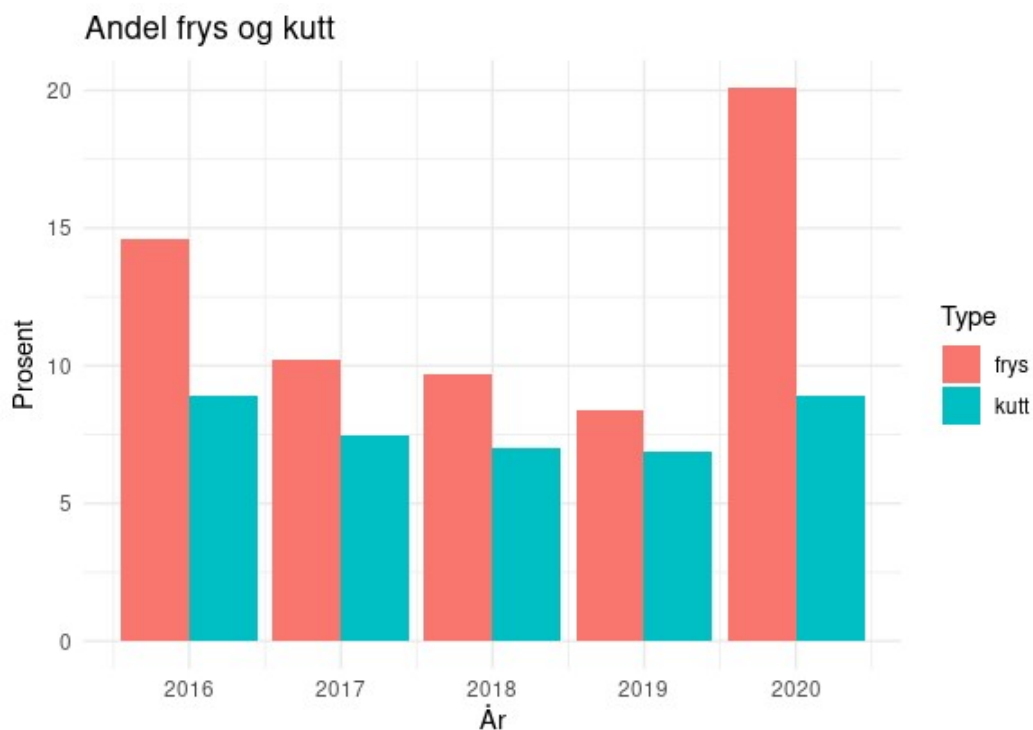
Figur 5.3 viser lønnsendingsfordelingen separat for hvert år:



Figur 5.3: Lønnsendringer per år

Vi ser av figur 5.3 at lønnsendingsfordelingen overordnet følger samme mønster for hvert av årene. I hver fordeling er det få kutt til stede og vi ser at de fleste får en lønnsendring på 2-4 %. Likevel ser vi at det er en del variasjon fra år

til år. Først og fremst skiller 2020 seg ut med en større andel lønnsfrys sammenlignet med alle de tidligere årene, etterfulgt av 2016 som også var preget av en stor andel lønnsfrys. Det er vanskelig å sammenligne andelen lønnskutt i de ulike årene nøyaktig fra histogrammene, nettopp fordi det er så få lønnskutt. For å få et klarere bilde av hvordan fordelingen varierer over årene ser jeg på andelen frys og kutt alene:



	Antall i alt	Andel frys	Andel kutt
2015-2016	12,417,278	14,6 %	8,9 %
2016-2017	14,503,300	10,2 %	7,5 %
2017-2018	15,343,911	9,7 %	7,0 %
2018-2019	15,835,008	8,4 %	6,9 %
2019-2020	14,560,513	20,1 %	8,9 %

Figur 5.4: Andelen frys og kutt per år

Her ser vi også at 2020 skiller seg ut med den store andelen lønnsfrys, den er mer enn doblet fra året før. Andelen kutt i 2020 skiller seg ikke like mye ut: det var like stor andel lønnskutt i 2020 som i 2016 (8,9 %), på tross av koronakrisen i 2020. Økningen i andelen kutt fra året før er ikke på langt nær så stor som den var for andelen frys. Ettersom vi vet at etterspørselen sank kraftig i 2020 er det interessant at økningen i andelen kutt uteblir. Dette tyder på at lønningene ikke beveger seg i takt med de økonomiske svingningene, og tyder derfor på at Norge har en lønnsstruktur med sterk tilstedeværelse av DNWR.

En mulig årsak til at mange lønninger ble fryst i 2020 er at mange lønnsoppgjør ble utsatt i forbindelse med usikkerhet rundt koronakrisen (Tekna, 2020). Utsettelsen, i kombinasjon med at lønnsendringer ofte bestemmes en stund før de inntreffer, kan bety at det er for tidlig å si noe om effekten av koronakrisen på lønningene. På den andre siden kan denne sene tilpasningen i lønn kan også sees på som en form for rigiditet. Hvis arbeidsgivers mulighet for å endre lønninger begrenses av at kollektive lønnsavtaler har faste tidspunkt for når lønninger kan endres, typisk én gang i året eller én gang annethvert år i forhandlinger, kan det sees på som en annen kilde til lønnsrigiditet. Denne kilden til lønnsrigiditet fører ikke kun til *nedadgående* lønnsrigiditet, men kan gi rigiditet begge veier. Det er altså snakk om en temporær rigiditet som også kan påvirke sysselsettingen fordi etterspørselssjokk ikke reflekteres i prisene umiddelbart, men tar tid (Sigurdsson og Sigurdardottir, 2016).

Grigsby m.fl (2021) og Elsby, Shin og Solon (2016) gjør studier av DNWR der datasettet spenner over finanskrisen i 2008. Finanskrisen av 2008 innebar, i likhet med koronakrisen i 2020, et kraftig negativt etterspørselssjokk.

I Grigsby m.fl. (2021) undersøker de amerikanske lønninger og finner at sannsynligheten for lønnsøkninger sank under finanskrisen, samtidig som sannsynligheten for lønnskutt økte kraftig. De finner med andre ord at lønningene tilpasset seg svingningene i økonomien (Grigsby mfl., 2021).

Elsby, Shin og Solon (2016) ser på effekten av finanskrisen i 2008 på både amerikanske og britiske lønninger. Overordnet finner de at lønninger tilpasser seg i dårlige tider og derfor er fleksible. I USA finner de likevel at lønningene for menn brukte tid på å tilpasse seg, mer tid enn i andre perioder med høy arbeidsledighet. For kvinner har de ikke like gode data, men de finner at kvinners lønninger trolig fikk en relativt stor smell under finanskrisen (Elsby mfl., 2016). For både menn og kvinner er data hentet inn fra spørreundersøkelser, så de tar forbehold om målefeil. For britiske lønninger har de tilgang på administrative data av høyere kvalitet. De finner at britiske lønninger tilpasset seg finanskrisen i stor grad med en stor økning i andel lønnskutt. De finner også at lønninger i Storbritannia har blitt mindre rigide over tid.

Både Grigsby m.fl (2021) og Elsby m.fl. (2016) finner med andre ord at lønningene tilpasset seg de negative etterspørselssjokkene, ved at lønnskuttandelen øker. Dette skiller seg fra mine resultater da jeg finner at andelen kutt ikke økte særlig mye i under koronakrisen. Det er mange mulige årsaker til de ulike resultatene. Én mulig årsak er at Norge har en høyere grad av DNWR enn Storbritannia og USA, som er de landene Grigsby m.fl og Elsby m.fl. undersøker. En annen mulig grunn er at vi som nevnt ikke nødvendigvis ser effekten av koronakrisen på lønningene ennå. En tredje mulig forklaring er at koronakrisen og finanskrisen er ulike kriser som har rammet økonomien ulikt. Dette er ikke undersøkt nærmere i denne oppgaven.

Frem til nå har vi sett indikasjoner på en høy grad av nominell lønnrigiditet i form av få lønnskutt og mange lønnsfrys. Det er vanskeligere å se indikasjoner på reell rigiditet fra lønnsendringsfordelingen alene, fordi man trenger informasjon om inflasjonsforventningene til lønnssetterne. For å kunne undersøke nominell og reell nedadgående rigiditet videre, estimerer jeg graden av DRWR og DNWR ved hjelp av IWFP-metoden. Tabell 5.3 viser resultatene. Tabellen viser også medianlønnsendringen og inflasjonsforventningen som brukes til å regne ut graden av DRWR. Lønnsendring måles fortsatt som differansen i logaritmen til avtalt lønn, og jeg holder meg fortsatt til endringene som skjer for de som er i samme bedrift, stilling og arbeidstimer i de to periodene.

Tabell 5.3: Reell og nominell rigiditet etter IWFP-metoden, avtalt lønn

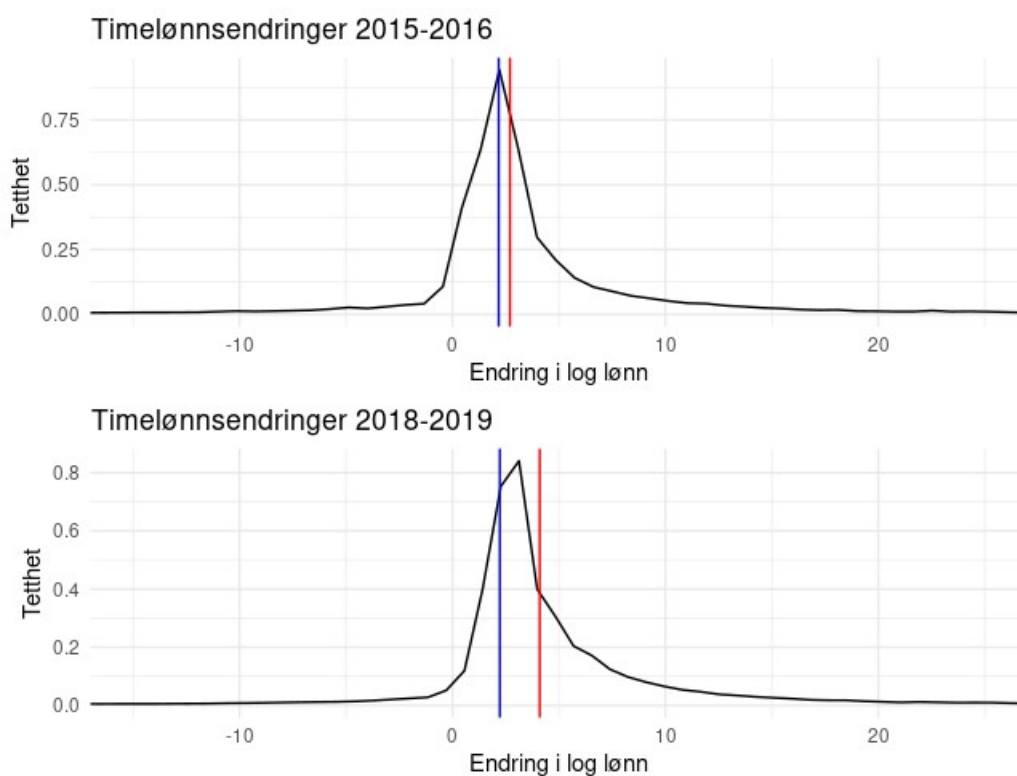
År	Inflasjonsforventning (%)	Medianendring (%)	DNWR (%)	DRWR (%)
2015-2016	2,175	2,46	62,12	0,43
2016-2017	2,55	2,69	57,58	4,14
2017-2018	2,175	2,76	57,92	22,28
2018-2019	2,225	3,17	55,13	60,62
2019-2020	2,375	3,05	69,35	19,31
Gjennomsnitt	2,3	2,82	60,42	21,36

Med IWFP-metoden finner jeg at graden av nominell nedadgående rigiditet i Norge er svært høy. Den ligger på omtrent 60 % hvert år fra 2015 til 2020. Det vil si at 60 % av alle lønnsendringer som er mottagelige for rigiditet, faktisk er berørt av det. Andelen holder seg relativt stabil over de fem årene. Den er på sitt laveste i 2019 med 55 % og på det høyeste i 2020 med 69,35 %. Dette er ikke så overraskende fordi 2019 viste den laveste og 2020 den høyeste andelen nominelle frys. Som vi så i kapittel 3 så øker estimatet på DNWR når andelen frys øker.

Dickens m.fl (2007) bruker IWFP-metoden på norske lønninger ved hjelp av lønnsstatistikk fra NHO fra 1980 og 1990-tallet. De finner at graden av DNWR i Norge er omtrent 30 %. Jeg finner med andre ord en dobbelt så høy grad av rigiditet som det de gjør. Hvis det er mye målefeil i deres lønnsstatistikk, kan det tenkes at andelen frys ble underestimert og at andelen kutt overestimert, hvilket trekker estimatet på nominell rigiditet nedover. Dickens m.fl (2007) bruker også et lønnsmaal som ekskluderer bonus og ser på årlig endring mellom septemberlønn (i logaritme) hvert år. Det er uklart om de ser på lønnsinntakere som kun er i samme bedrift i september begge årene eller om de ser på arbeidstakere som også innehar samme stilling. Videre vil jeg understreke at det 20-30 år mellom deres data ble hentet inn og mine, så endringer i arbeidsmarkedet i Norge er en mulig årsak til de ulike estimatene.

Graden av reell rigiditet varierer mye mer mellom årene enn graden av nominell rigiditet. Vi ser av tabell 5.3 at den er på det laveste i 2016 med 0,43 % og på det høyeste i 2019 med 60,62 %. I 2016 er altså 0,43 % av alle endringer som er mottagelige for DRWR faktisk berørt av det, mens i 2019 er andelen omtrent 60 prosentpoeng høyere.

I figur 5.3 så vi at lønnsendringfordelingene overordnet så ut til å følge samme mønster i de fem ulike årene. Det var derfor overraskende at graden av reell rigiditet varierte så mye mellom årene. Den store variasjonen gjør det verdt å undersøke metoden nærmere. I figur 5.5 fremhever jeg tetthetskurvene som ligger til grunn for estimeringen av DRWR i 2015-2016 og 2018-2019. Som nevnt i kapittel 3.1 ser man bort fra arbeidstakere rammet av DNWR når man ser på dem som opplever DRWR. Derfor viser ikke tetthetskurvene en topp rundt null.



Figur 5.5: Lønnsendringfordelingen som ligger til grunn for beregning av DRWR, 2016 og 2019

Den blå linjen marker inflasjonsforventningene fra henholdsvis 2015 og 2018. Hvis vi skal sammenligne med figuren 3.1 fra kapittel 3, vil området under den blå linjen utgjøre området  $L$ . Tilsvarende markerer den røde linjen grensen for den øvre halen  $U$ . Den røde linjen er altså medianlønnsendringen ganget med to og fratrukket inflasjonsforventningen. Kort oppsummert er konseptet bak målet for DRWR å sammenligne andelen endringer i  $U$  med andelen i  $L$ . Jo flere som er i  $U$  sammenlignet med  $L$ , desto høyere grad av reell rigiditet. Det er fordi færre

endringer i  $L$  sammenlignet med  $U$  innebærer at flere har fått en lønnsendring som tilsvarer et reellt frys.

I tetthetskurven for endringer 2015-2016 ser vi at den øvre halen over den røde linjen og nedre halen under den blå ser relativt like ut størrelsesmessig. Det ser ikke ut som om det er en opphopning av observasjoner rett til høyre for den blå linjen, hvilket forklarer den lave graden av DRWR dette året. I tetthetskurven for endringer 2018-2019 observerer vi en opphopning av lønnsendringer rett over inflasjonsforventningen (den blå linja). Det ser i tillegg ut som om  $U$  (området over den røde streken) inneholder en noe større andel lønnsendringer enn  $L$ . Videre ser man av figur 5.5 at avstanden mellom den blå linja og den røde linja er mye større i fordelingen for 2018-2019, sammenlignet med den for 2015-2016. Avstanden mellom disse linjene bestemmes av differansen mellom inflasjonsforventningen og medianlønnsendringen. Hvis differansen mellom medianlønnsendringen og inflasjonsforventningen øker, så vil avstanden mellom linjene øke.

I IWFP-metoden blir alle lønnsendringer som ligger mellom disse to linjene regnet som reelle lønnsfrys. Ettersom at graden av rigiditet blir bestemt av andelen reelle lønnsfrys blant andelen reelle kutt og frys, øker graden av reell rigiditet når avstanden mellom medianlønnsendringen og inflasjonsforventningen øker. For 2018-2019 var inflasjonsforventningene til arbeidsgiverne på 2,225 %, mens medianlønnsendringen var på 3,17 %. Differansen for 2018-2019 er derfor på 0,945. I 2015-2016 er differansen 0,285, det vil si mye lavere enn i 2018-2019.

Dette innebærer at IWFP-metoden for reell rigiditet er sensitiv til differansen mellom medianlønnsendringen og inflasjonsforventningen. For å undersøke sensitiviteten utfører jeg et lite eksperiment der jeg undersøker hva målet på DRWR ville vært i 2019 hvis inflasjonsforventningen var på 2,5 % istedenfor 2,225 %. Jeg endrer med andre ord differansen mellom medianlønnsendringen og inflasjonsforventningen fra 0,945 til 0,67. Denne lille økningen i inflasjonsforventningene gjør at graden av DRWR reduseres fra 60,62 % til 44,4 %. Det vil si at graden av DRWR ble redusert med nesten én tredjedel. Dette lille eksperimentet viser at en mulig årsak til den store graden av variasjon i estimatene på DRWR er at differansen mellom inflasjonsforventningene og medianlønnsendringene varierer. Feilaktige inflasjonsforventninger vil kunne gi stort utslag i estimatet på DRWR.

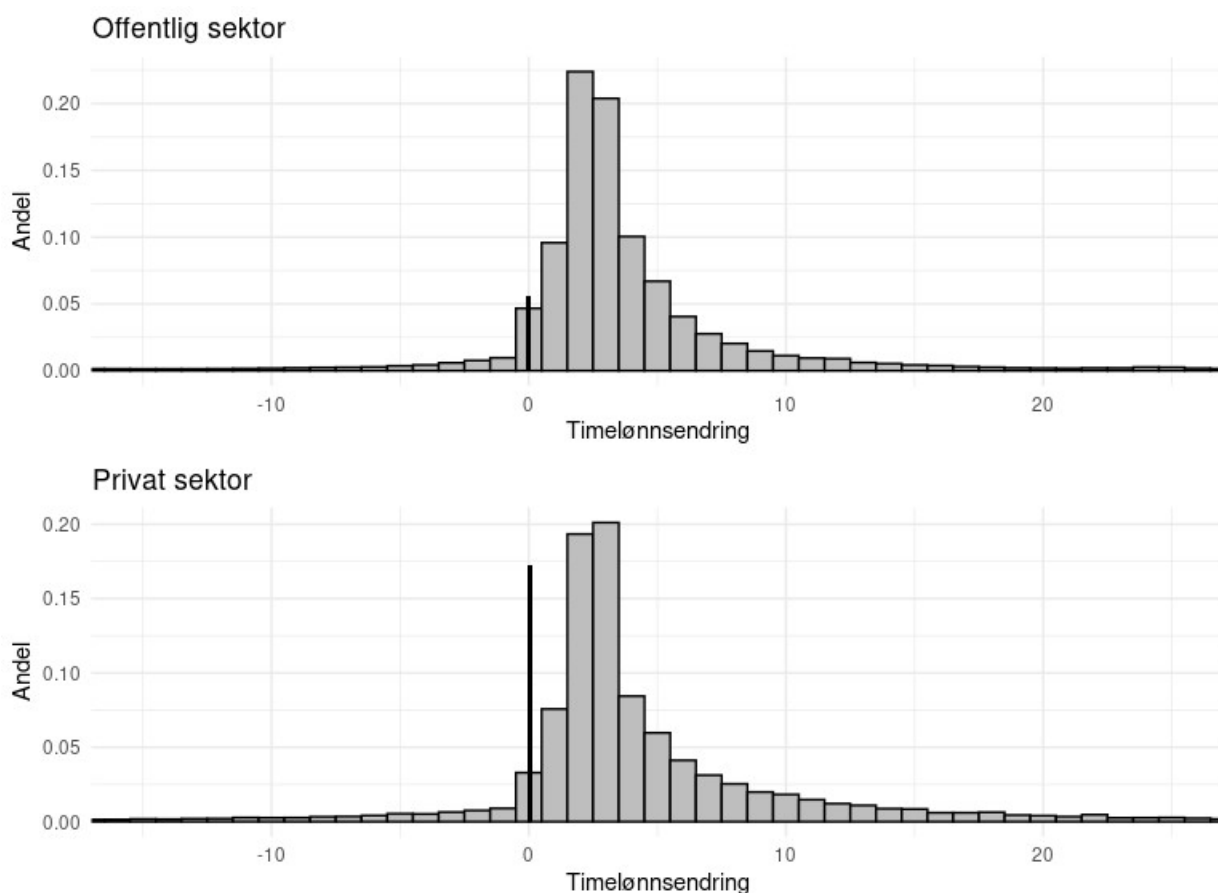
### 5.3 Rigiditet i ulike sektorer

Lønnsstrukturen i offentlig sektor er kjent for å være mer sammenpresset enn i privat sektor, blant annet fordi fagforeningene og forhandlinger har en sterk rolle i offentlig sektor (Barth, 2010). Privat sektor er derimot preget av en høyere grad av lokale lønnsforhandlinger som man typisk forventer at fører til mer variasjon i lønnsendringene. På den ene siden kan man derfor forvente mer fleksibilitet



blant lønningene i privat sektor, ettersom at lokale forhandlinger gir mer rom for å *kunne* kutte i lønn. På den andre siden kan andelen lønnskutt likevel være begrenset av at arbeidsgiver ikke *vil* kutte i lønn.

Figur 5.6 viser lønnsendringsfordelingen for privat og offentlig sektor. Vi ser at andelen lønnsfrys er omtrent tre ganger så stor i privat sektor sammenlignet offentlig. Den nøyaktige andelen frys er 17,22 % i privat sektor og 5,36 % i offentlig sektor. Andelen lønnskutt er svært lik: 8 % i privat sektor og 7,5 % i offentlig sektor. Hvis vi tar det for gitt at arbeidsgivere i privat sektor står mer fritt til å kutte i lønn sammenlignet med offentlig sektor, så indikerer den høye andelen lønnsfrys sterk tilstedeværelse av DNWR: mange kunne egentlig hatt et kutt, men arbeidsgiver ønsker ikke å kutte og velger å fryse lønningene i stedet.



Figur 5.6: Lønnsendringer i privat og offentlig sektor

IWFP-metoden for å estimere DNWR gir resultater som samsvarer med det vi ser i fordelingene. Gjennomsnittlig over de 5 årene med endring i datasettet så er graden av DNWR i offentlig sektor 35,5 %. I offentlig sektor er graden av DNWR 68 %. Gradene av nominell rigiditet er altså omtrent dobbelt så høye i privat som i offentlig sektor.

Jeg har ikke data på inflasjonsforventninger separat for offentlig og privat sektor, og får dermed ikke beregnet graden av DRWR uten å anta at inflasjonsforventningene er like i de to sektorene. Hvis vi antar at inflasjonsforventningene er like og bruker den generelle inflasjonsforventningen, finner jeg at gjennomsnittlig reell rigiditet er 11,8 % i offentlig sektor og 39 % i privat sektor. Gradene av reell rigiditet er altså mer enn tre ganger så høye i privat som i offentlig sektor. Variasjonen i estimatene på DRWR mellom årene er fortsatt veldig stor, særlig i privat sektor. Standardavviket for reell rigiditet i privat sektor er på omtrent 30 % så målet på DRWR må tolkes med forsiktighet.

En svakhet ved å anta like inflasjonsforventninger i privat og offentlig sektor er at det kan være geografiske forskjeller mellom hvor det er flest ansatte i privat sektor og hvor det er flest ansatte i offentlig sektor.

Inflasjonsforventningene i byer og sentrale strøk kan være ulik forventningene i mindre sentrale strøk. Det er viktig å få riktig inflasjonsforventningsmål fordi graden av DNWR er sensitiv til differansen mellom inflasjonsforventning og medianlønnsendring.

Man kan også sammenligne forskjeller i sektorer på et mer detaljert nivå. Tabell 5.4 viser andelen kutt, andelen frys og graden av DNWR for 12 utvalgte næringer. I denne utregningen av DNWR har jeg ikke skilt mellom år, men sett på lønnsendingsfordelingen i hele perioden under ett. Den fulle tabellen med de 21 hovednæringene er vedlagt i appendiks.

Tabell 5.4: Frys, kutt og DNWR for 12 ulike sektorer

Virksomhet	Antall i alt	Andel frys (%)	Andel kutt (%)	DNWR (%)
Jordbruk, skogbruk og fiske	558,823	20,8	8,8	70,3
Industri	7,098,022	13,7	8,4	62,0
Bygg og anlegg	6,245,725	21,1	8,6	71,0
Transport og lagring	3,743,490	13,9	11,6	39,4
Overnatting og servering	1,457,066	19,2	10,2	65,3
Informasjon og kommunikasjon	3,213,372	16,0	5,5	74,4
Finansiering og forsikring	1,617,831	9,9	3,8	72,3
Omsetning og drift av fast eiendom	555,030	26,4	8,3	76,1
Offentlig administrasjon og forsvar	5,621,698	4,8	5,0	49,0
Undervisning	6,656,939	5,1	9,3	35,4
Helse- og sosial	14,816,232	6,5	8,6	43,0
Kulturell, underholdning og fritidsaktiviteter	855,244	17,2	7,5	69,6

Jeg finner at variasjonen i DNWR mellom de ulike næringene er svært høy. Estimatene svinger mellom 35,4 % på det laveste og 76,1 % på det høyeste, blant de utvalgte sektorene i tabell 5.4. De sektorene med høyest grad av DNWR er omsetning og drift av fast eiendom (eiendomsmegler, utleiefirmaer m.m.), informasjon og kommunikasjon, og finansiering og forsikring. Undervisning, helse- og sosial samt transport og lagring har den laveste graden av DNWR. I tråd med hva jeg fant da jeg sammenlignet privat og offentlig sektor, så har virksomhetene som typisk er preget av en høy grad av offentlige ansettelse gjennomgående lavere grad av DNWR.

Få tidligere studier som jeg kjenner til ser på variasjon i DNWR mellom sektorer. En av de få som gjør det er Messina m.fl. (2010). De rapporterer om lønnsendingsfordelingen for tekstilsektoren og varehandelvirksomhet i Belgia

og Portugal. I tillegg undersøker de en rekke andre sektorer og land, men rapporterer ikke resultatene fra disse. De finner at både tekstilsektoren og varehandel er preget av en høy grad av DNWR i Portugal og en høy grad av DRWR i Belgia. Generelt finner de at det er større forskjeller mellom land enn mellom sektorer når det kommer til graden av nedadgående rigiditet (Messina mfl., 2010). Ettersom at jeg ikke har data for noen andre land kan jeg ikke undersøke dette med mine data. Likevel tyder mine resultater på at hvilken sektor man ser på er en viktig faktor for nominell rigiditet i lønningene.

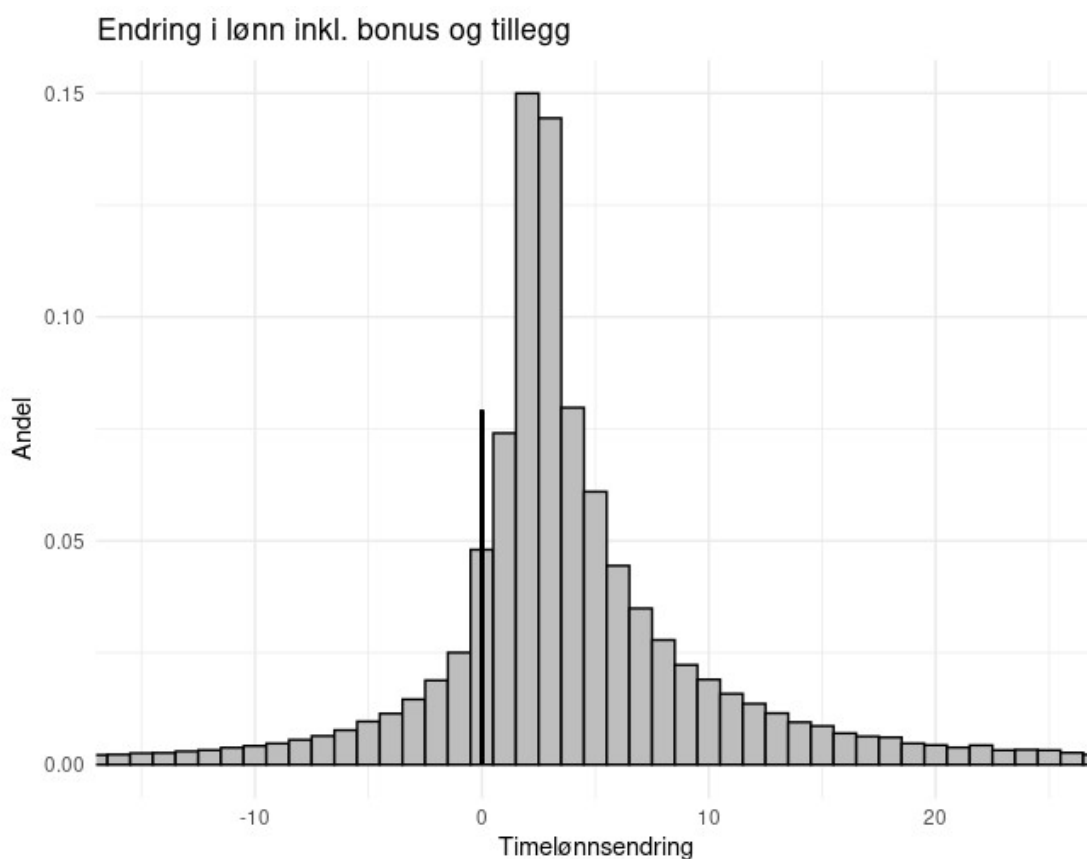
## 5.4 Rigiditet med ulike lønns mål

Hittil har jeg kun brukt avtalt lønn som lønns mål. I denne delen ser jeg hvordan lønnsendingsfordelingen endrer seg når jeg bruker utbetalt lønn i stedet. I motsetning til avtalt lønn inneholder utbetalt lønn bonus og tillegg, som for eksempel overtidstillegg og helgetillegg.

Bonusutbetalinger forbindes med noe som skjer uregelmessig og som ofte knyttes opp til visse arbeidsoppgaver og/eller arbeidsinnsats i en viss periode. En del tillegg betales også uregelmessig, og det kan variere hvor mye man har jobbet i helgen, hvor mye overtid man har jobbet osv. Det er derfor rimelig å anta at lønningene fremstår mer fleksible når man ser på endringer i utbetalt lønn heller enn i avtalt lønn. Videre kan det være lettere for arbeidsgiver å kutte i utbetalt lønn enn å kutte i avtalt lønn. Dette fordi arbeidstakerne ser på nåværende lønnsnivå som en "garanti" eller et absolutt krav, men ikke har de samme forventningene til utbetaling av bonus. Grigsby m.fl. (2021) hevder at man bør bruke den lønnskomponenten som har den største effekten på bedriftens svingninger i marginale kostnader når man skal beregne graden av rigiditet. Hvis avtalt lønn står stille fra år til år, mens justeringer i bonus tillater firmaene å endre kostnader, så mener de at bonuser bør tas hensyn til i beregningen av rigiditet (Grigsby mfl., 2021).

Når jeg bruker utbetalt lønn istedenfor avtalt lønn inkluderes muligens en del endringer som jeg egentlig ikke ønsker å ha med. Hvis en ansatt går ned i utbetalt lønn fordi den ansatte jobber færre helgevakter nå enn før, og dermed får mindre helgetillegg, så er ikke det en lønnsendring som er mottagelig for rigiditet, fordi arbeidsgiver har ikke nedjustert lønnen. Hvis den utbetalte lønnen derimot går ned fordi helgetilleggssatsen er redusert, så utgjør det et faktisk lønnskutt for de ansatte som jobber i helgen. Dette potensielle lønnskuttet vil på sin side ikke komme med i avtalt lønn. Fordelen med å bruke utbetalt lønn er derfor at man får med flere relevante lønnsendringer, mens ulempen er at man også kan inkludere lønnsendringer som ikke er mottagelige for rigiditet.

Figur 5.7 viser fordelingen til årlige endringer i utbetalt lønn. Jeg holder meg fortsatt til lønnsendringer som har skjedd hos individer som er i samme bedrift, stilling og med samme antall arbeidstimer i de to periodene jeg ser på endring mellom.



Figur 5.7: Årlige timelønnsendringer i utbetalt lønn

Vi ser av figur 5.7 at når jeg bruker utbetalt lønn som lønnsmåål så øker andelen lønnskutt, andelen lønnsfrys reduseres og fordelingen er mer symmetrisk rundt medianen, sammenlignet med da jeg så på avtalt lønn (se figur 5.2). Andelen lønnsfrys er nå 7,9 %, sammenlignet med 12,4 % for avtalt lønn. Andelen lønnskutt øker fra 7,8 % for avtalt lønn til 16,1 % med utbetalt lønn.

Jardim, Solon og Vigdor (2019) bruker lønn inkludert bonus og overtid når de studerer DNWR for arbeidere i den amerikanske delstaten Washington. De finner til sammenligning mellom 2,5-7,7 % lønnsfrys i perioden 2005-2015 og mer enn 20 % kutt.

Lønnsendingsfordelingen i figur 5.7 viser likevel at det fortsatt er en betydelig andel lønnsfrys, noe som indikerer at DNWR fortsatt er tilstede i lønningene. For å undersøke dette mer presist bruker jeg IWFP-metoden for å beregne DNWR og DRWR på nytt, nå med utbetalt lønn i stedet.

Tabell 5.5: Reell og nominell rigiditet etter IWFP-metoden, utbetalt lønn

År	Inflasjonsforventning (%)	Medianendring (%)	DNWR (%)	DRWR (%)
2015-2016	2,175	2,46	32,13	2,15
2016-2017	2,55	2,81	30,49	0,69
2017-2018	2,175	2,95	32,38	23,18
2018-2019	2,225	3,31	31,33	42,71
2019-2020	2,375	2,95	37,17	0
Gjennomsnitt	2,3	2,95	32,7	13,55

Når jeg går fra å bruke avtalt lønn til utbetalt lønn halveres graden av nominell rigiditet: den var i gjennomsnitt på 60,62 % med avtalt lønn, men med utbetalt lønn er den på 32,7 %. Det vil si at med utbetalt lønn så er 32,7 % av lønnsendringer som er mottagelige for DNWR, faktisk berørt av det.

Graden av reell rigiditet synker også betraktelig når jeg bruker avtalt lønn. Den er lavere sammenlignet med avtalt lønn i de fleste av årene, men den store variasjonen mellom år gjør det noe vanskeligere å tolke. Graden av DRWR svinger fra 0 % på sitt laveste i 2020 til 42,71 % på sitt høyeste i 2019. I gjennomsnitt er graden av DRWR 13,55 %, sammenlignet med 21 % for avtalt lønn.

Mine resultater viser at graden av rigiditet er svært sensitiv til lønnsmålet man bruker. Lønnsfordelingen blir mye mer fleksibel når jeg bruker utbetalt lønn sammenlignet med avtalt lønn. Valg av lønns mål kan derfor være en viktig årsak til hvorfor tidligere studier av DNWR finner sprikende resultater.

## Kapittel 6

# Oppsummering, diskusjon og videre forskning

### 6.1 Oppsummering og diskusjon

Basert på administrative data på norske lønninger har jeg i denne oppgaven studert graden av nominell og reell rigiditet i norske lønninger, og hvordan graden av rigiditet varierer over tid og mellom sektorer. Videre har jeg belyst hvordan valg av lønns mål og utvalgs kriterier påvirker lønnsendingsfordelingen som ligger til grunn for rigiditets estimatene.

Jeg finner at Norge har en svært høy grad av nedadgående nominell lønnsrigiditet. Lønnskutt forekommer svært sjeldent og mange lønsmottakere opplever lønnsfrys i årlige lønnsendringer. Ved å anvende IWFP-metoden for nedadgående rigiditet finner jeg at gjennomsnittlig i årene 2015-2020 er 60,42 % av lønnsendringene som er mottagelige for rigiditet, berørt av det. Andelen lønnsendringer som er påvirket av nominell nedadgående rigiditet holder seg relativt stabil i perioden, men den er noe høyere i 2020. I 2020 er nesten 70 % av lønnsendringene som er mottagelige for rigiditet, faktisk berørt av det. Økningen i 2020 skyldes i hovedsak andelen lønnsfrys økte kraftig. Andelen lønnskutt økte ikke særlig mye i 2020, sammenlignet med tidligere år.

Dickens m.fl (2007) undersøker lønnsendingsfordelingen for 16 europeiske land ved hjelp av IWFP-metoden, der i blant Norge. Basert på lønnsstatistikk fra 1980- og 1990-tallet finner de at graden av DNWR i Norge er ca. 30 %, det vil si omtrent halvparten av mitt estimat (Dickens mfl., 2007). Dickens finner at Portugal har den høyeste graden av rigiditet blant landene de ser på, med en grad på 58 %. Mitt estimat på DNWR for Norge i perioden 2015-2016 er altså høyere enn i alle de 16 landene som Dickens m.fl (2007) analyserer.

Videre finner jeg at i gjennomsnitt over årene 2015-2020 er 21,2 % av lønnsendringene som er mottagelige for reell nedadgående rigiditet, faktisk berørt av det. Estimaten på reell rigiditet varierer svært mye i de ulike årene, så estimaten på 21,2 % bør derfor tolkes med forsiktighet. Graden av DRWR er estimert til sitt laveste i 2016 med 0,43 % og på til sitt høyeste i 2019 med 60,62 %. Til sammenligning finner Dickens m.fl (2007) at graden av DRWR i Norge er i underkant av 30 %. IWFP-metoden for reell rigiditet er svært sensitiv til differansen mellom medianlønnsendringen og inflasjonsforventningen. Denne differansen varierer en del mellom de ulike årene i mitt datasett. Det er mulig at

dette gjør at IWFMP-metoden for reell rigiditet ikke er optimal for mine data. Det er vanskelig å si om den store variasjonen i DRWR mellom årene skyldes varierende differanse mellom medianlønnsendring og inflasjonsforventning, eller om det skyldes at den faktiske graden av reell rigiditet svinger så mye fra år til år.

Graden av rigiditet varierer mellom sektorer. I privat sektor finner vi tre ganger så mange lønnsfrys som i offentlig sektor. Det er omtrent like mange kutt i offentlig som i privat sektor. Med IWFMP-metoden finner jeg at graden av DNWR er omtrent dobbelt så høy i privat som i offentlig sektor. Forskjellen skyldes den store andelen frys i privat sektor. En mulig årsak til at det offentlige har færre lønnsfrys er at kollektive avtaler og sentraliserte lønnsforhandlinger står sterkt i offentlig sektor. Kollektive avtaler med minstelønnssetninger setter en nedre grense for lønnsnivået, som igjen begrenser arbeidsgivers mulighet til å kutte i lønningene. Når lønnssetningene i kollektive avtaler reforhandles, gjerne én gang hvert år eller annethvert år, øker den nedre grensen for lønnsnivået. Det begrenser arbeidsgivers mulighet til å fryse lønningene. På den andre siden kan kollektive avtaler også føre til mer rigiditet i perioder med synkende etterspørsel. Det tar tid før minstelønnssetningene reforhandles, noe som fører til sen tilpasning av lønningene. Det er altså snakk om en slags rigiditet "i tid" (Sigurdsson og Sigurdardottir, 2016).

Jeg finner også stor variasjon mellom næringene. Blant 12 utvalgte hovednæringer som jeg ser på har omsetning og drift av fast eiendom den høyeste graden av DNWR. I denne næringen finner jeg at 76,1 % av lønnsendringene som er mottagelige for DNWR, faktisk blir berørt av det. I tillegg til omsetning og drift av fast eiendom er IT-sektoren og finansiering og forsikringssektoren også preget av en høy grad av DNWR. Undervisningssektoren har den laveste graden av DNWR med en grad på 35,4 %. Helse- og sosialsektoren og transport- og lagringssektoren er blant sektorene som har lavest grad av DNWR.

Estimering av lønnsrigiditet er et krevende felt fordi målefeil i data, små variasjoner i utvalgsriterier for datagrunnlaget og valg av lønnsmåler påvirker lønnsendringfordelingen som ligger til grunn for estimeringen.

Tidlige studier på nominell lønnsrigiditet har ofte brukt spørreundersøkelsesdata (se f.eks. Smith (2000)) i analyser, fordi administrative datakilder sjeldent var tilgjengelig tidligere. Spørreundersøkelsesdata er kjent for å inneholde mer målefeil, fordi respondentene kan oppgi feil lønn, for eksempel hvis de husker feil. Målefeil i data kan føre til at man feilestimerer andelen lønnskutt og andelen lønnsfrys. Det vil igjen føre til at rigiditetsestimatene blir feil, ettersom at de beregnes ut fra andelen lønnsfrys og andelen lønnskutt. I denne oppgaven har jeg brukt administrative data av høy kvalitet på norske lønninger, som trolig inneholder relativt få målefeil, særlig sammenlignet med spørreundersøkelsesdata. I tillegg har jeg benyttet meg av et glidende lønnsmåler for å redusere målefeil i observasjonene ytterligere. Jeg beregner lønn i måned t



som medianen av lønn i måned  $t$ ,  $t - 1$  og  $t + 1$ . Det innebærer at lønn som er rapportert feil i én måned typisk ikke kommer med i mitt lønns mål.

Tidligere studier på nominell lønnsrigiditet bruker ulike utvalgs kriterier for datagrunnlaget som ligger til grunn for analysen av rigiditet. Alle studiene jeg kjenner til ekskluderer lønnsendringer for ansatte som bytter bedrift mellom periodene man ser på endringer mellom. Man antar gjerne at en ny arbeidsgiver ikke er bundet opp av arbeidstakerens tidligere lønn, fordi en ny jobb kan innebære kompenserende lønnsforskjeller som bedre beliggenhet, mindre ansvar og lignende. Derfor regner man med at lønnsendringer forbundet med jobbytte ikke er påvirket av rigiditet. Videre varierer det om studiene også betinger på at den ansatte må inneha samme stilling i de to periodene man ser på endring mellom. Strengere utvalgs kriterier gjør at man eliminerer lønnsendringer som ikke er mottagelige for rigiditet, men gjør også at utvalget risikerer å bli mindre representativt for hele populasjonen av lønns mottakere. Det kan tenkes at ansatte som forblir i samme stilling og samme bedrift over lang tid skiller seg fra den øvrige populasjonen av lønns mottakere. For eksempel kan det være at en som har vært ansatt i en stilling lenge står sterkere i lønnsforhandlinger på grunn av verdifull erfaring eller lignende. Data kilden min inneholder detaljert informasjon om lønns mottakerne. Jeg har informasjon om hvorvidt de har byttet bedrift, om de innehar samme stilling og hvor mange arbeidstimer de har jobbet i periodene jeg ser på endringer mellom. Når jeg betinger på at lønns mottakerne som kommer med i utvalget skal være i samme bedrift i de to periodene jeg ser på endring mellom, finner jeg at 11,8 % av lønnsendringene er frys og at 9,0 % av endringene er kutt. Videre finner jeg at strengere utvalgs kriterier fører til at andelen frys og øker og at andelen kutt reduseres. Med det strengeste utvalgs kriteriet, det vil si der jeg betinger på at lønns mottakerne skal være i samme bedrift, inneha samme stilling og ha samme antall arbeidstimer, finner jeg at 12,4 % av endringene er frys og at 7,8 % av endringene er kutt. Det tyder på at mildere utvalgs kriterier fanger opp lønnsendringer som skyldes at lønns mottakerne bytter stilling eller endrer arbeidstid. Jeg finner med andre ord at hvilke utvalgs kriterier man setter for datagrunnlaget påvirker lønnsendringsfordelingen, og derfor også rigiditets estimatene. Dette er et viktig funn fordi det kan være med på å forklare hvorfor tidligere studier finner sprikende estimater på lønnsrigiditet.

Til slutt finner jeg at valg av lønns mål har stor effekt på lønnsendringsfordelingen. Jeg sammenligner fordelingen for endringer i avtalt lønn og endringer i utbetalt lønn. Utbetalt lønn inneholder også bonus og tillegg, i motsetning til avtalt lønn. Ettersom bonus og tillegg ofte utbetales uregelmessig og gjerne knyttes til arbeidsoppgaver og/eller arbeidsinnsats i en viss periode, vil det å bruke utbetalt lønn som lønns mål trolig innebære en høyere andel lønnskutt og en lavere andel lønnsfrys. Jeg finner at fordelingen for endringer i utbetalt lønn viser en mye mer fleksibel lønnsstruktur, sammenlignet med avtalt lønn. Estimatet på DNWR går fra omtrent 60 % med avtalt lønn til omtrent 30 % med utbetalt lønn. Tilsvarende reduseres graden av DRWR fra 21 % til omtrent 14 %, men det er fortsatt svært

stor variasjon i estimatet på DRWR mellom de ulike årene. Denne store endringen i lønnsendringsfordelingen viser at rigiditetsestimatene er sensitive til hvilket lønnsmål man bruker. Dette kan være en viktig årsak til sprikende estimater på DNWR i tidligere studier, fordi noen studier ser på lønn inklusive bonus, mens andre ser på avtalt lønn. Når man bruker utbetalt lønn som lønnsmål vil jeg trolig få med noen lønnsendringer som ikke er påvirket av rigiditet i datagrunnlaget. En lønnsmottaker som går ned i lønn fordi personen har jobbet mindre i helgene eller mindre overtid er en lønnsendring som typisk ikke er påvirket av rigiditet, fordi lønnsmottakeren ikke har fått kutt i lønnsnivå. På den andre siden kan endringer i bonusutbetalinger, endringer i overtidssatser eller andre tilleggssatser være påvirket av rigiditet. Hvis lønnsmottakere mottar lavere lønn per overtidstime nå enn før, er dette et reelt kutt i lønn for lønnsmottakere som jobber overtid. Disse endringene fanges ikke opp når man bruker avtalt lønn. Det er derfor ingen fasit på hvilket lønnsmål man bør bruke når man ser på nedadgående rigiditet.

## 6.2 Videre forskning

I denne oppgaven estimerer jeg graden av reell rigiditet med IWFP-metoden og finner svært sprikende estimater. Det ville vært interessant å prøve å estimere graden av reell rigiditet med andre metoder enn IWFP-metoden. Da kunne man sammenlignet estimatene fra en annen metode med mine, og dermed undersøkt troverdigheten i mine estimater, det vil si om resultatene blir de samme og konklusjonene holder når man bruker andre metoder. Videre kunne man innhentet data på inflasjonsforventninger for ulike sektorer separat og dermed få et større innblikk i graden av reell nedadgående rigiditet i Norge.

Det ville også vært interessant å undersøke graden av nominell rigiditet med andre metoder, for eksempel med metoden til Altonji og Devereux. Da må man predikere lønningene som ville vært i fravær av rigiditet ved hjelp av en regresjon. Hvis man skal estimere disse lønningene trenger man data på alle variabler som man tenker at påvirker lønn, men mange av variablene som Altonji og Devereux bruker, er allerede tilgjengelig i A-meldingsdata. Dersom man skal bruke denne metoden er det fordelaktig med mye beregningskraft, fordi det er beregningsmessig krevende å gjøre regresjon med så mange observasjoner og variabler.

Når data fra 2021 blir tilgjengelig kan man få ytterligere innsikt i hvordan koronakrisen har påvirket lønnsendringsfordelingen. Jeg fant at andelen lønnskutt ikke økte særlig mye i 2020, sammenlignet med tidligere år. Én mulig grunn til dette er at mange lønnsoppgjør ble utsatt. Det kan derfor tenkes at effekten av krisen på lønningene først vises i data fra 2021.

I denne oppgaven har jeg også vært innom hvordan kollektive avtaler kan føre til at lønningene ikke tilpasser seg etterspørselssjokk umiddelbart, men først etter

litt tid, fordi det er faste tidspunkt for når avtalene reforhandles. Kollektive avtaler kan derfor skape en temporær rigiditet, som ikke kun handler om *nedadgående* lønnsrigiditet, men kan gi rigiditet begge veier. Hovedfokuset for denne oppgaven har vært nedadgående lønnsrigiditet. Et interessant tema for videre forskning på lønnsrigiditet i Norge er å kartlegge den temporære rigiditeten i Norge. Én måte å gjøre det på er å undersøke fordelingen til tid mellom endringer, som Sigurdsson og Sigurdardottir gjør for Island (Sigurdsson og Sigurdardottir, 2016). I denne type undersøkelse er det særlig viktig med lite målefeil i data, fordi det er viktig med et nøyaktig estimat på hvor mange måneder det er mellom hver endring. Det vil også være lite hensiktsmessig med glidende medianlønnsmål, fordi man trenger den eksakte måneden endringen skjer i, som man ikke nødvendigvis får med det glidende lønnsmålet.

# Bibliografi

- Altonji, J. G. & Devereux, P. J. (1999). *The Extent and Consequences of Downward Nominal Wage Rigidity* (Working Paper Nr. 7236). National Bureau of Economic Research. <https://doi.org/10.3386/w7236>
- Barth, E. (2010). Den Norske Likelønnskommisjonen og Lønnsdannelsen i Offentlig sektor. *Samfunnsøkonomen*, 4, 38–43.
- Dickens, W. T., Goette, L., Groshen, E. L., Holden, S., Messina, J., Schweitzer, M. E., Turunen, J. & Ward, M. E. (2007). How Wages Change: Micro Evidence from the International Wage Flexibility Project. *Journal of Economic Perspectives*, 21(2), 195–214. <https://doi.org/10.1257/jep.21.2.195>
- Elsby, M. W. L., Shin, D. & Solon, G. (2016). Wage Adjustment in the Great Recession and Other Downturns: Evidence from the United States and Great Britain. *Journal of Labor Economics*, 34(S1), S249– S291. <https://doi.org/10.1086/682407>
- Elsby, M. W. L. & Solon, G. (2019). How Prevalent Is Downward Rigidity in Nominal Wages? International Evidence from Payroll Records and Pay Slips. *Journal of Economic Perspectives*, 33(3), 185–201. <https://doi.org/10.1257/jep.33.3.185>
- Fehr, E. & Goette, L. (2005). Robustness and real consequences of nominal wage rigidity [SNB]. *Journal of Monetary Economics*, 52(4), 779–804. <https://doi.org/https://doi.org/10.1016/j.jmoneco.2005.03.006>
- Goette, L., Sunde, U. & Bauer, T. (2007). Wage Rigidity: Measurement, Causes and Consequences. *The Economic Journal*, 117(524), F499– F507. <https://doi.org/10.1111/j.1468-0297.2007.02093.x>
- Grigsby, J., Hurst, E. & Yildirmaz, A. (2021). Aggregate Nominal Wage Adjustments: New Evidence from Administrative Payroll Data. *American Economic Review*, 111(2), 428–71. <https://doi.org/10.1257/aer.20190318>
- Jardim, E. S., Solon, G. & Vigdor, J. L. (2019). *How Prevalent Is Downward Rigidity in Nominal Wages? Evidence from Payroll Records in Washington State* (Working Paper Nr. 25470). National Bureau of Economic Research. <https://doi.org/10.3386/w25470>
- Messina, J., Duarte, C. F., Izquierdo, M., DU Caju, P. & Hansen, N. L. (2010). THE INCIDENCE OF NOMINAL AND REAL WAGE RIGIDITY: AN INDIVIDUAL-BASED SECTORAL APPROACH. *Journal of the European Economic Association*, 8(2-3), 487–496. <https://doi.org/https://doi.org/10.1111/j.1542-4774.2010.tb00519.x>
- Sigurdsson, J. & Sigurdardottir, R. (2016). Time-dependent or statedependent wage-setting? Evidence from periods of macroeconomic instability. *Journal of Monetary Economics*, 78(100), 50–66. <https://doi.org/10.1016/j.jmoneco.2016.01>

- Smith, J. C. (2000). Nominal Wage Rigidity in the United Kingdom. *The Economic Journal*, 110(462), 176–195. <https://doi.org/https://doi.org/10.1111/1468-0297.00528>
- Tekna. (2020). Lønnsoppgjøret er utsatt – vi venter på frontfagene [[Online; accessed 21-april-2021]].
- Tobin, J. (1972). Inflation and Unemployment. *American Economic Review*, 62(1), 1–18. <https://EconPapers.repec.org/RePEc:aea:aecrev:v:62:y:1972:i:1:p:1-18>
- Vainiomäki, J. (2020). The development of wage dispersion and wage rigidity in Finland. *Finnish Economic Papers*, 29(1), 1–32. <https://ideas.repec.org/a/fep/journal/v29y2020i1p1-32.html>
- Ødegård, A. M. (2012). Nordisk modell: Bakgrunn og kjennetegn [[Online; accessed 21-april-2021]].

# Tillegg A

## Appendiks

### A.1 Altonji & Devereux' metode for DNWR

#### A.1.1 Grunnmodellen

Modellen bygger på en antagelse om at det finnes en ideell lønn som lønnssetterne ville gitt til lønnsnettakerne i fravær av DNWR. På grunn av DNWR vil ikke firmaet gi den ideelle lønnen i periode  $t$ , hvis den er mindre enn den nominelle lønnen de mottok i forrige periode. Den ideelle lønnen ( $w_{it}^*$ ) avhenger av en rekke forklaringsvariabler  $x_{it}$ , en tilhørende vektor av parametere  $\beta$  og et normalfordelt residual  $\varepsilon_{it}$ :

$$w_{it}^* = x_{it}\beta + \varepsilon_{it}$$

Firmaet setter den nominelle lønnen  $w_{it}^0$  i periode  $t$ . Modellen er strukturert slik at:

1. Hvis den ideelle lønnen til arbeider  $i$  i periode  $t$  er større enn den nominelle lønnen til arbeider  $i$  i periode  $t - 1$  så vil arbeidstakeren få en lønnsøkning. Den nye lønnen vil være den ideelle lønnen.
2. Hvis differansen mellom den ideelle lønnen i periode  $t$  og den nominelle lønnen i periode  $t - 1$  er mellom  $0$  og  $-\alpha$  så vil arbeidstakeren få null endring
3. Hvis differansen mellom den ideelle lønnen i periode  $t$  og den nominelle lønnen i periode  $t - 1$  er større enn  $-\alpha$ , så vil arbeidstakeren oppleve lønnskutt, men lønnskuttet vil være  $\lambda$  mindre enn det ideelle kuttet

De setter opp følgende modell for lønnsendringer:

$$\begin{aligned} w_{it}^0 - w_{it-1}^0 &= x_{it}\beta - w_{it-1}^0 + \varepsilon_{it} & \text{hvis } 0 &\leq x_{it}\beta + \varepsilon_{it} - w_{it-1}^0 \\ &= 0 & \text{hvis } -\alpha < x_{it}\beta + \varepsilon_{it} - w_{it-1}^0 \leq 0 \\ w_{it}^0 - w_{it-1}^0 &= \lambda + x_{it}\beta - w_{it-1}^0 + \varepsilon_{it} & \text{hvis } x_{it}\beta + \varepsilon_{it} - w_{it-1}^0 \leq -\alpha \end{aligned}$$

Den ansatte vil få et kutt hvis den ideelle lønnen er mindre enn  $-\alpha$ . Jo større  $\alpha$  er, desto færre kutt forekommer det. Parameteren  $\lambda$  relaterer til hvor sensitivt

lønnskuttet er til den ideelle lønnen. Hvis  $\lambda$  er stor blir det faktiske lønnskuttet lite selv om den nominelle lønnen er tilstrekkelig større enn den ideelle. Tilsvarende, hvis  $\lambda$  er liten, vil lønnskuttet bli stort når den nominelle lønnen er tilstrekkelig større enn den ideelle. Hvis  $\lambda = \alpha = 0$  så vil lønningene være perfekt fleksible (alltid tilpasse seg den ideelle lønnen). Perfekt nedadgående rigiditet vil forekomme når  $\alpha \rightarrow \infty$  og med vilkårlig  $\lambda$ .

### A.1.2 Målefeil

Nominelle lønninger rapporteres med målefeil så vi kan ikke observere  $w_{it}^0$ . I stedet for observeres de nominelle lønningene  $w_{it}$  med støy:

$$w_{it} = w_{it}^0 + u_{it}$$

Hvis vi setter dette inn i modellen får vi nå:

$$\begin{aligned} w_{it} - w_{it-1} &= x_{it}\beta - w_{it-1} + \varepsilon_{it} + u_{it} & \text{hvis } 0 \leq x_{it}\beta - w_{it-1} + \varepsilon_{it} + u_{it} \\ w_{it} - w_{it-1} &= u_{it} - u_{it-1} & \text{hvis } -\alpha < x_{it}\beta - w_{it-1} + \varepsilon_{it} + u_{it} \leq 0 \\ w_{it} - w_{it-1} &= \lambda + x_{it}\beta - w_{it-1} + \varepsilon_{it} + u_{it} & \text{hvis } x_{it}\beta - w_{it-1} + \varepsilon_{it} + u_{it-1} \leq -\alpha \end{aligned}$$

Altonji og Devereux tester to ulike antagelser om fordelingen til  $u_{it}$ :

Først antar de at  $u_{it}$  er uavhengig og identisk normalfordelt, samt uavhengig av de andre variablene i modellen. Da følger det at  $u_{it} - u_{it-1}$  også er normalfordelt, fordi en lineær transformasjon av en normalfordelt variabel også er normalfordelt. De finner to ulemper med denne antagelsen. For det første blir sannsynligheten for å rapportere riktig nominell lønn for lav sammenlignet med dataene deres. For det andre impliserer et normalfordelt restledd at sannsynligheten for at person  $i$  rapporterer samme lønn flere år på rad også er for lav, sammenlignet med dataene deres.

For å kompensere for disse to ovennevnte ulempene antar de isteden at  $u_{it}$  er lik 0 med sannsynlighet  $p$  og lik en  $N(0, \sigma_{u_{it}^*})$  variabel kalt  $u_{it}^*$  med sannsynlighet  $1 - p$ . Denne spesifikasjonen innebærer at sannsynligheten for å rapportere feil lønn er uavhengig mellom tidsperioder. Feil rapportert lønn i periode  $t-1$  påvirker altså ikke sannsynligheten for feilrapportering i periode  $t$ .

### A.1.3 Estimeringsproblemer

Ettersom det finnes uobserverte karakteristikk som trolig korrelerer med utbetalt lønn i forrige periode  $w_{it-1}$ , så kan ikke  $w_{it-1}$  bli behandlet som en eksogen variabel i estimeringen. Altonji og Devereux tester to metoder for å omgå dette problemet:

Metode 1 går ut på å bytte ut  $w_{it-1}$  med den betingede forventningen av  $w_{it-1}^0$  på foregående verdier av  $x$ . Den betingede forventningen er:

$$E[w_{it-1}^0 | x_{it-k}] = \hat{w}_{it-1} + \mu_{it-1}, \quad k = 1, 2, 3$$

Så den nominelle lønnen i forrige periode blir:

$$w_{it-1} = w_{it-1}^0 + u_{it-1} = \hat{w}_{it-1} + \mu_{it-1} + u_{it-1}$$

Ved å sette inn for  $w_{it-1}$  i modellen får vi:

$$\begin{aligned} w_{it} - w_{it-1} &= x_{it}\beta - \hat{w}_{it-1} + e_{it} + m_{it} && \text{hvis } 0 \leq x_{it}\beta - \hat{w}_{it-1} + e_{it} \\ w_{it} - w_{it-1} &= m_{it} - u_{it-1} && \text{hvis } -\alpha < x_{it}\beta - \hat{w}_{it-1} + e_{it} \leq 0 \\ w_{it} - w_{it-1} &= \lambda + x_{it}\beta - \hat{w}_{it-1} + e_{it} + m_{it} && \text{hvis } x_{it}\beta - \hat{w}_{it-1} + e_{it} \leq -\alpha \end{aligned}$$

Der  $m_{it} = u_{it} - u_{it-1}$  og  $e_{it} = \varepsilon_{it} - \mu_{it}$  antas å være  $N(0, \sigma)$  variabler. Modellen estimeres ved sannsynlighetsmaksimering ("maximum likelihood" estimering).

Metode 2 går ut på å anta at den nominelle lønnen i forrige periode er tilnærmet lik den ideelle lønnen i forrige periode,  $w_{it-1} \approx w_{it-1}^*$ . Da kan de substituere  $w_{it-1}$  med den estimerte  $w_{it-1}^* = x_{it-1}\beta + \varepsilon_{it-1} + u_{it-1}$ . Problemet med denne metoden er at nedadgående rigiditet kan ha begrenset endringen fra  $w_{it-2}$  til  $w_{it-1}$ , slik at antagelsen om  $w_{it-1} \approx w_{it-1}^*$  ikke holder.

Derfor foretrekker de estimering med metode 1.

### Merknader

- Kontrollvariablene i  $x_{it}$  er: år med utdanning, ansiennitet i periode  $t$ , ansiennitet kvadrert i periode  $t$ , arbeidsmarkedserfaring i periode  $t$ , arbeidsmarkedserfaring kvadrert i periode  $t$ , log av prisnivået, en tidstrend, om man er gift, hvor man bor, kjønn, etnisitet, interaksjon mellom kjønn og ansiennitet, interaksjon mellom kjønn og erfaring, interaksjon mellom etnisitet og ansiennitet, interaksjon mellom etnisitet og erfaring.
- De uavhengige variablene i regresjonen  $\hat{w}_{it-1}$  er ansiennitet i periode  $t-1$ , ansiennitet kvadrert i periode  $t-1$ , om man var medlem av fagforening i periode  $t-1$ , om man var gift i periode  $t-1$ , erfaring i periode  $t-1$ , erfaring kvadrert i periode  $t-1$ , prisnivået i periode  $t-1$ , hvor man bodde i periode  $t-1$ , arbeidsledighetsraten i periode  $t$ , år i  $t-1$ , arbeidsledighetsrate i  $t-2$ , inflasjonsrate i  $t-1$ , inflasjon i  $t-2$ , samt interaksjon mellom arbeidsledighet og inflasjon, og arbeidsledighet og inflasjon med de andre variablene.



## A.2 Andelen frys og kutt i ulike sektorer

Virksomhet (kode)	Antall i alt	Frys (%)	Kutt(%)	DNWR (%)
Jordbruk, skogbruk og fiske (01-03)	558,823	20,8	8,8	7,,3
Bergverksdrift og utvinning (05-09)	2,112,421	12,1	8,1	60,0
Industri (10-33)	7,098,022	13,7	8,4	62,0
Elektrisitets-, gass-, damp- og varmtvannsforsyning (35)	581,303	7,7	4,1	65,3
Vannforsyning, avløp- og renovasjon (36-39)	520,605	10,62	6,3	62,8
Bygg og anlegg (41-43)	6,245,725	21,1	8,6	71,0
Varehandel;reparasjon av motorvogner (45-47)	8,780,473	18,2	6,1	74,9
Transport og lagring(49-53)	3,743,490	13,9	11,6	39,4
Overnatting og servering (55-56)	1,457,066	19,2	10,2	65,3
Informasjon og kommunikasjon(58-63 )	3,213,372	16,0	5,5	74,4
Finansiering og forsikring(64-66)	1,617,831	9,9	3,8	72,3
Omsetning og drift av fast eiendom (68)	555,030	26,4	8,3	76,1
Faglig, vitenskapelig og teknisk tjenesteyting (69-75)	4,188,321	18,0	6,2	74,4
Forretningsmessig tjenesteyting (77-82)	2,851,149	14,2	8,3	63,11
Offentlig administrasjon og forsvar (84)	5,621,698	4,8	5,0	49,0
Undervisning (85)	6,656,939	5,1	9,3	35,4
Helse- og sosial (86-88)	14,816,232	6,5	8,6	43,0
Kulturell, underholdning og fritidsaktiviteter(90-93)	855,244	17,2	7,5	69,6
Annen tjenesteyting (94-96)	1,166,357	14,4	8,7	62,3
Lønnet arbeid i private husholdninger (97)	3999	28,6	4,7	85,9
Internasjonale organisasjoner og organer (99)	8074	20,1	7,8	72,0

Tabell A.1: Frys, kutt og DNWR i alle sektorer

# Nedadgående lønnsrigiditet i Norge

Masteroppgaven undersøker graden av nominell og reell lønnsrigiditet i Norge i perioden 2015 til 2020. Forfatteren har sett på hvor utbredt det er at lønninger ikke økes og at lønninger kuttes, og konkluderer med at andelen lønnskutt er lav i internasjonal sammenheng. I 2020 var det imidlertid en høyere andel stillestående lønninger, men på tross av den økonomiske krisen ikke noen vesentlig økning i andelen lønnskutt.

Oppgaven er skrevet med stipend fra Fafos masterstipend til oppgaver om kollektive partsforhold.



Borggata 2B  
Postboks 2947 Tøyen  
N-0608 Oslo  
[www.fafos.no](http://www.fafos.no)

Fafos 2021  
ID-nr.: 964