

Petter Kræmer Wikestad

Arbeidsgiveravgiftens effekt på lønn og sysselsetting i norske kommuner

Masteroppgave i samfunnsøkonomi

Veileder: Hildegunn E. Stokke

Juni 2019

Norges teknisk-naturvitenskapelige universitet

Fakultet for økonomi

Institutt for samfunnsøkonomi



Kunnskap for en bedre verden

Forord

Denne oppgaven markerer slutten på mastergrad i samfunnsøkonomi ved Norges Teknisk-Naturvitenskapelige Universitet.

Tiden i Trondheim har gitt meg mange nye erfaringer, fine utfordringer og mye kunnskap. Jeg ønsker å takke min veileder, Hildegunn Stokke, for støtte, tålmodighet og gode tilbakemeldinger. Videre vil jeg takke Institutt for Samfunnsøkonomi for hjelp med all administrasjon rundt masteroppgaven. Til slutt vil jeg takke Ida Martine Kræmer for innspill og støtte.

Trondheim, 2. juni 2019

Petter Kræmer Wikestad

Sammendrag

Formålet med denne oppgaven er å se hvilke effekter arbeidsgiveravgift har på lønn og sysselsetting i kommuner. Differensiert arbeidsgiveravgift har siden innføringen i 1975 vært et viktig virkemiddel i distriktpolitikken for å opprettholde bosettingsmønsteret i Norge og utvikle næringslivet.

Ved å benytte en difference-in-difference-metode analyserer jeg effektene på lønn og sysselsetting i 31 kommuner som ble plassert i en sone med lavere arbeidsgiveravgift fra 2000. Hovedsakelig ser jeg på om redusert arbeidsgiveravgift gir en effekt på lønn og sysselsetting for kommuner totalt sett, og om hele kommunen i snitt opplever en forbedring. Jeg bruker et paneldatasett for perioden 1998 – 2003 med målinger hvor hvert enkelt år med blant annet lønn, befolkning og arbeidsledighet på kommunenivå. Utviklingen i disse 31 kommunene sammenlignes med 114 kommuner som ble værende i samme sone for arbeidsgiveravgift. Resultatene viser at det er en positiv effekt på både lønn og sysselsetting i denne perioden. Effekten er dog minimal, og resultatene gir ikke en klar indikasjon om redusert arbeidsgiveravgift fører til en signifikant økning i lønn sammenlignet med kommuner som ble værende i samme sone.

Abstract

The purpose of this paper is to see what effects payroll taxes have on wages and labour. Regionally differentiated payroll tax has since its introduction in 1975 been an important instrument in the regional policy in Norway with respects to maintaining the settlement pattern and develop the business sector.

I analyze the effects of reduced payroll taxes on wages and labour by using a difference-in-difference method in 31 municipalities which were placed in a zone with lower payroll taxes from 2000. Primarily, I studied the effects of reduced payroll taxes on wages and labour in the municipalities in total, and to see whether they experience an improvement in total. I have constructed a panel dataset for the period 1998 – 2003 with readings for every year of wages, population and unemployment on the municipal level among other things. The development in the 31 municipalities are compared to 114 municipalities which stayed in the same payroll tax zone. The results show a positiv effect of reduced payroll taxes on both wages and labour. However, the effects are minimal and the results do not give a clear indication whether reduced payroll tax leads to a significant effect on wages compared to the 114 municipalites that stayed in the same zone.

Innholdsfortegnelse

1. Innledning	1
2. Arbeidsgiveravgift.....	3
2.1 Hva er arbeidsgiveravgift.....	3
2.2 Differensiert arbeidsgiveravgift	4
2.3 Historisk sett	5
3. Arbeidsmarkedsteori	7
4. Tidligere studier	13
4.1 Økt arbeidsgiveravgift	13
4.2 Redusert arbeidsgiveravgift	16
5. Datamateriale	20
5.1 Deskriptiv statistikk	20
5.2 Paneldata	20
5.3 Data	21
6. Modellformulering.....	23
6.1 Regresjonsanalyse	23
6.2 Difference-in-difference	29
6.3 Formulering av modellene	31
7. Analyse	33
7.1 Deskriptiv statistikk	33
7.2 Effekter på lønn	34
7.2.1 Drøfting av lønnseffekter	40
7.3 Effekter på sysselsetting.....	42
7.3.1 Drøfting av sysselsettingseffekter.....	47
8. Oppsummering	51
Kilder	53
Vedlegg 1.....	55
Vedlegg 2.....	58

1. Innledning

Arbeidsgiveravgiften ble innført 17. juni 1966 og gjaldt fra 1967 med hensikt å dekke folketrygdens forpliktelser. Fra 1975 ble norske kommuner delt inn i forskjellige soner med ulik sats for arbeidsgiveravgift. Bakgrunnen for innføring av differensiert arbeidsgiveravgift var for «å opprettholde hovedtrekkene i bosettingsmønsteret og ha likeverdige levekår i hele landet.» (St.meld. nr. 34, 2000-2001) som er en hovedmålsetting i regionalpolitikken. Å opprettholde sysselsettinger i regioner med lav vekst har flere fordeler. Et etablert bosettingsmønster har sosiale og kulturelle kvaliteter og relasjoner som er bygget opp gjennom flere generasjoner. Fjernes dette, eller endres for raskt, så kan det påvirke folks trygghet og trivsel. Det er også et mål i regionalpolitikken å utvikle næringslivet i distriktene for å utnytte lokale ressurser.

Differensiert arbeidsgiveravgift har blitt beskrevet som det viktigste distriktpolitiske virkemiddelet innenfor den smale distriktpolitikken (Effektutvalget, 2002). Bidragsområdet til differensiert arbeidsgiveravgift er at det i utsatte kommuner legges til rette for lavere kostnader knyttet til arbeidskraft sammenlignet med kommuner som har sikker økonomisk vekst og stabil befolkning. Det vil si at redusert arbeidsgiveravgift bør stimulere til økt etterspørsel etter arbeidskraft. Problemstillingen er hvilken effekt en endring i arbeidsgiveravgift har på lønn og sysselsetting i norske kommuner.

I denne oppgaven vil jeg analysere effektene på lønn og sysselsetting i 31 kommuner som ble plassert i en sone med lavere arbeidsgiveravgift fra 2000. Jeg vil analysere lønnseffekter og sysselsettingseffekter på kommunenivå, samt se hvordan befolkningsutviklingen har vært i kommunene som fikk redusert arbeidsgiveravgift sammenlignet med lignende kommuner som ble værende i samme sone som før 2000. Det har vært flere tidligere studier på endring i arbeidsgiveravgift. Deriblant har det vært studier som har analysert effekten av redusert arbeidsgiveravgift på individnivå der det i tillegg kontrolleres for industri, hvor det ble vist en signifikant overveltning på lønn. I denne studien har jeg fokusert på den samlede effekten på kommunene for å se om det kan vises en signifikant effekt på lønn og/eller sysselsetting. Jeg vil altså se om effektene av redusert arbeidsgiveravgift fører til en økning av lønnsnivået eller sysselsettingsnivået totalt sett for kommunene.

Oppgaven er inndelt i seks deler. Først presenterer jeg fakta om arbeidsgiveravgift og kort om den historiske utviklingen. Videre viser jeg til den grunnleggende arbeidsmarkedsteorien som ligger til grunn for at reduserte kostnader til arbeidskraft skal føre til økt lønn og sysselsetting. Etter det presenterer jeg et utvalg av tidligere studier som har sett på virkningene av endring i arbeidsgiveravgift og drøfter disse opp mot hverandre. Deretter presenteres innhentet datamateriale og formulering av modellene jeg skal bruke for å kunne analysere virkningene av redusert arbeidsgiveravgift. Jeg vil fortløpende drøfte valget av metode og modell, samt testene som brukes. Til slutt analyseres resultatene av beregningene med tilhørende drøfting av effektene.

2. Arbeidsgiveravgift

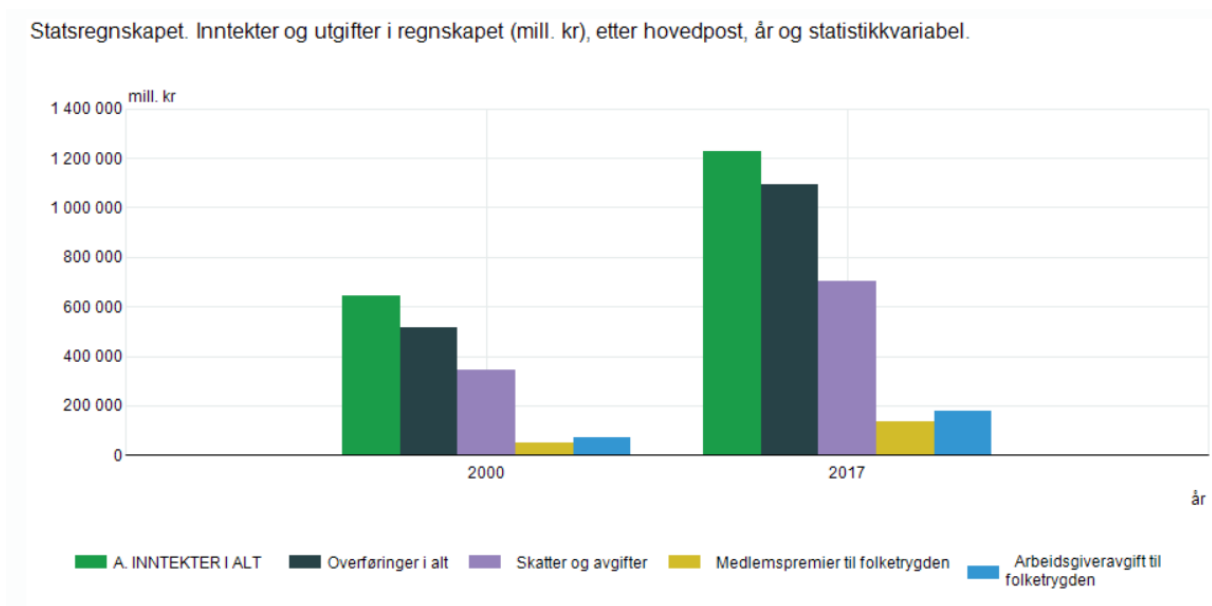
2.1 Hva er arbeidsgiveravgift

Arbeidsgiveravgift er en skatt som arbeidsgivere må betale for å kunne bruke arbeidskraft. Plikten til å betale avgiften er hjemlet i lov om folketrygden (Folketrygdloven) § 23-2.

I 2017 utgjorde samlet grunnlag for arbeidsgiveravgift 1 280 milliarder kroner. Ifølge SSB er grunnlag for arbeidsgiveravgift summen av alle arbeidsavgiftspliktige ytelser. Dette inkluderer lønn og andre godtgjørelser, tilskudd og premier til pensjonsordninger, refusjon av sykepenger og lønnsgrunnlag. (SSB, 2019) Av dette var 352 milliarder kroner fra offentlig sektor, en vekst på 3,9 prosent fra 2016. Statens inntekter i 2017 var på 1 225 milliarder kroner. Arbeidsgiveravgift til folketrygden utgjorde 175 milliarder kroner av disse inntektene, noe som tilsvarer 14,34 prosent av statens inntekter. I 2000 var statens inntekter 644 milliarder kroner, og arbeidsgiveravgift til folketrygden utgjorde 70 milliarder kroner. Det vil si 10,80 prosent av statens inntekter kom fra arbeidsgiveravgiften.

Tabellen under viser statens inntekter for år 2000 og 2017 og hva overføringer i alt utgjorde av dette i en figur fra Statistisk sentralbyrå. Videre ser vi skatter og avgifter, medlemspremier til folketrygden og arbeidsgiveravgift til folketrygden. Figuren viser at arbeidsgiveravgift utgjør en betydelig inntektskilde til staten og er med på å dekke en stor del av utgiftene til blant annet pensjoner og trygder i folketrygden som utgjorde 171 milliarder kroner i år 2000 og 450 milliarder kroner i 2017.

Figur 1: Statsregnskapet. Inntekter og utgifter i regnskapet



Kilde: Statistisk sentralbyrå, tabell 10486 fra Statistikkbanken

Etter innføringen i 1967 økte avgiften sterkt frem til 1973. En økt avgift la dette grunnlaget for differensiering fordi det var nå mulig å ha soner med lavere avgiftssatser der deler av kostnadene ble dekket av soner med høyere satser. Det ble vurdert til å kunne stimulere etterspørsel etter arbeidskraft i distriktene, noe som samsvarte med de distriktpolitiske målsettingene. Det var næringsnøytralt i den forstand at det er en generell rettighet knyttet til bruk av arbeidskraft innenfor virkeområdene og det er enkelt å administrere.

(Effektutvalget, 2002)

2.2 Differensiert arbeidsgiveravgift

I 1975 ble differensiert arbeidsgiveravgift innført og er et virkemiddel for å stimulere sysselsetting i utvalgte regioner. (Strøm, 2002) Landet ble da delt inn tre i soner med forskjellig skattesats, der høyeste sats var på 16,7 prosent og laveste sats var 14 prosent. Regioner med lav vekst og stor fraflytting ble plassert i soner med lavest skattesats, noe som ga lavere kostnader av å bruke arbeidskraft. Dette gjaldt alle kommunene i Nordland, Troms og Finnmark, flestparten av kommunene i Sogn og Fjordane og tretten kommuner i Nord-

Trøndelag. Det var totalt 213 kommuner i sone 1, 105 kommuner i sone 2 og 125 kommuner i sone 3. (Helde 1998)

2.3 Historisk sett

I 1981 ble det opprettet en ny sone, sone 4, for Finnmark og Nord-Troms. Dette er bedre kjent som tiltakssonen. Totalt var det 26 kommuner i sone 4, samtidig som det var gjort noen endringer blant de tre andre sonene. Eksempelvis var Flora og Første flyttet fra sone 3 til sone 2 i 1977, før resten av kommunene i Sogn og Fjordane også ble flyttet til sone 2. Samtidig ble en rekke kommuner i Møre og Romsdal og Hordaland flyttet fra sone 1 til sone 2.

I 1990 var det igjen en restrukturering av arbeidsgiveravgiftssonene. Helgelandeksperimentet varte i ett år og gikk ut på at tolv kommuner i Nordland ble skilt ut til en ny avgiftssone 4, mens den tidligere sone 4 ble til sone 5. Året etter, i 1991, fikk resten av kommunene i Troms (som ikke var i tiltakssonen) og Nordland samme vilkår. Dette skjedde samtidig som en del kystkommuner utenom Nord-Norge ble flyttet fra sone 3 til en ny avgiftssone 4, noe som igjen førte til at de tidligere sone 4 og 6 ble til sone 5 og 6 (Helde 1998). I perioden 1998 – 2003 var det fem forskjellige soner. Fra 2007 ble det utvidet med to soner, 1a og 4a. Skattesatsene i de forskjellige sonene er presentert i tabell 1.

Tabell 1: Soneinndeling

Soner	Ordinære næringer	Landbruk og fiske
1	14,1 %	14,1 %
1a*	14,1 %	10,6 %
2	10,6 %	10,6 %
3	6,4 %	6,4 %
4	5,1 %	5,1 %
4a	7,9 %	5,1 %
5	0	0

Kilde: Skatteetaten

I dag omfatter sone 1 sentrale strøk og regionsentra, mens sone 5 gjelder regioner med behov for sterke tiltak som i Nord-Troms og Finnmark. Sone 4a gjelder Bodø og Tromsø. Beregningen av avgiften tar utgangspunkt i brutto lønn hos den enkelte arbeidstaker, men satsen settes i dag etter bedriftens adresse. Tidligere ble satsen satt etter arbeidstakerens adresse. (Hervik og Rye, 2010) Det betales i tillegg en såkalt «kakseskatt» på 12,5 prosent for inntekt over 16 ganger folketrygdens grunnbeløp. (Strøm, 2002)

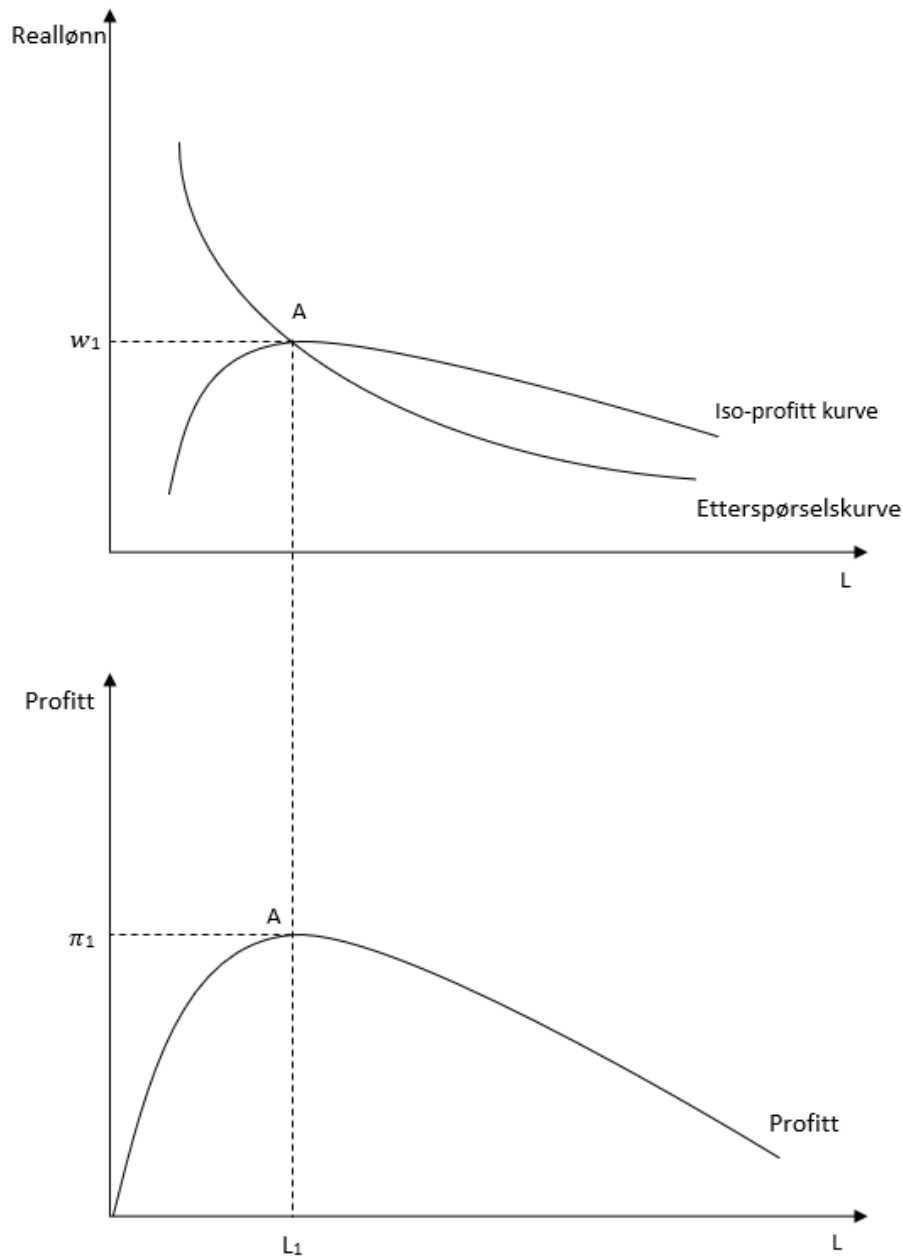
3. Arbeidsmarkedsteori

Denne analysen tar utgangspunkt i grunnleggende arbeidsmarkedsteori. Denne teorien vil bli presentert først, før de vises data som er innhentet og metode som skal brukes for å analysere virkningene av redusert arbeidsgiveravgift.

Det tas utgangspunkt i en enkel arbeidsmarkedsteori der lønn og sysselsetting settes av tilbud og etterspørsel etter arbeidskraft. Da er det mulig å se hvordan en endring i arbeidsgiveravgiften kan gi en endring i etterspørselen etter arbeidskraft som fører til et skift i lønn og/eller sysselsetting. I arbeidsmarkedet er arbeid tilbudt av arbeidstakere og etterspørres av bedrifter.

En bedrift vil ønske mer arbeidskraft dersom de tror det vil føre til en større økning i inntekter enn kostnad. Det antas at bedrifter ønsker å maksimere profitten, som er gitt ved produksjon minus lønnskostnader. Det vil si at bedrifter ønsker å ansette en arbeider så lenge det fører til økt nettoinntekt. For en gitt lønn vil bedrifter altså ansette det antallet arbeidere som gir maksimalt profitt. Dette kan vises grafisk hvor lønn, angitt som w , er satt til w_1 . Jo lavere lønn, jo flere vil bedrifter ansette. Noe som betyr at etterspørselskurven synker i figuren under der y-aksen viser reallønn og x-aksen viser sysselsetting, angitt som L . Siden lønnen er satt ved w_1 så vil bedrifter tjene mer på å ansette flere opp til punkt L_1 . Dette vises ved at profittlinjen stiger opp til dette punktet før det begynner å falle ved økt sysselsetting siden en ekstra arbeidstaker fører til at kostnadene øker mer enn inntektene. Iso-profittkurvene viser alle lønns/sysselsetting kombinasjonene som gir gitt profittnivå. Det vil si at hvilken som helst kombinasjon av lønn og sysselsetting på iso-profittkurven vil gi lik profitt til bedrifter.

Figur 2: Etterspørsels- og profittkurve

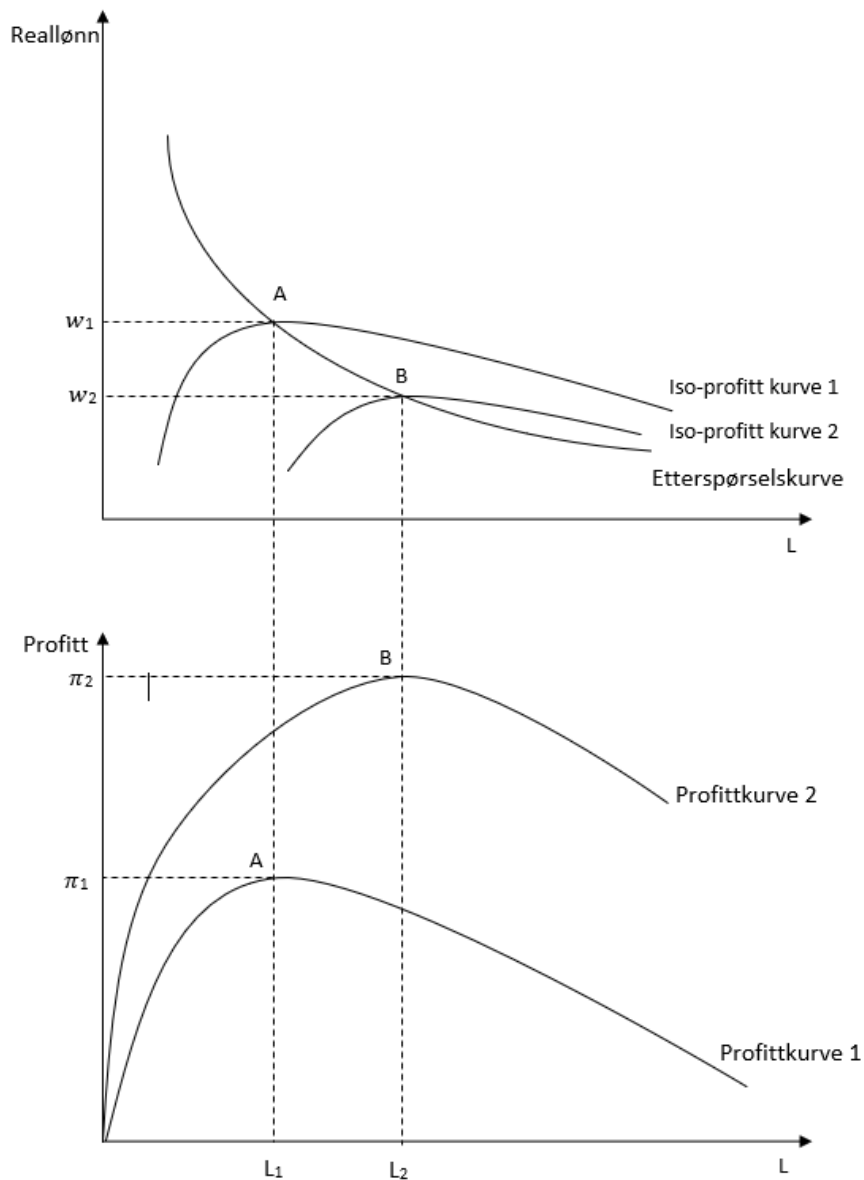


Kilde: Gärtner s. 155

Hvis lønnsnivået derimot er lavere, så vil bedrifters profittkurve være annerledes og det vil bli en ny likevekt. I forrige figur hadde vi likevekt på punkt A ved (w_1, L_1) og (π_1, L_1) . Dersom vi antar nå at lønnen blir satt på et lavere punkt, w_2 , så vil det bli en ny profittkurve og vi beveger oss ned på etterspørselskurven. Ny likevekt vil være i punkt B der det blir økt

sysselsetting og økt profitt i forhold til punkt A. Dette vises i figuren under der punkt B er ved (w_2, L_2) og (π_2, L_2) .

Figur 3: Etterspørsels- og profittkurve med endring av profitt



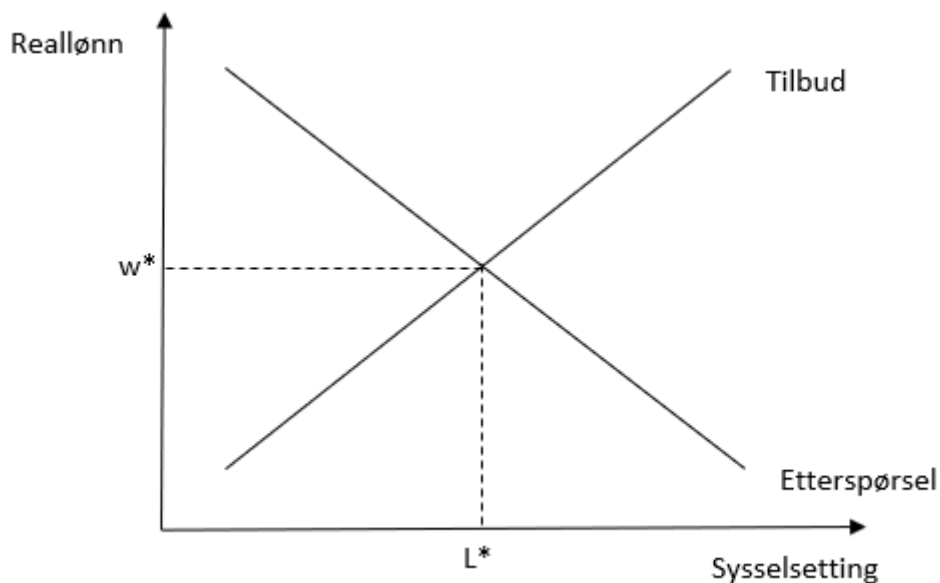
Kilde: Gärtner s. 155

Det vil si at lavere kostnader til arbeidskraft vil føre til økt etterspørsel etter arbeidskraft. Bedrifter sin profitt øker når vi beveger oss nedover på etterspørselskurven, og en profittmaksimerende bedrift vil derfor alltid ønske å være nede til høyre på kurven.

Tilbudet i arbeidsmarkedet settes av arbeidsstyrken. Dette er den delen av befolkningen som kan og vil tilby arbeidskraft. Deler av befolkningen er enten for unge eller for gamle til å tilby arbeidskraft. Det er altså en øvre grense for hvor mange som kan tilby arbeidskraft, men for en gitt lønn er det mulig at en del arbeidere ikke vil tilby arbeidskraft. Det antas altså at tilbudet av arbeidskraft vil øke dersom lønnen øker. Grafisk vil det vises med en stigende tilbudskurve.

Dersom lønnsnivået er satt for høyt i markedet så vil arbeidere tilby mer arbeidskraft enn bedrifter vil ansette. Dette fører til at overflødig tilbud driver lønnen nedover. Motsatt vil for lavt lønnsnivå føre til at bedrifter ønsker mer arbeidskraft enn arbeidere er villig til å tilby, og dette vil føre til at lønnen drives oppover. Under perfekte tilstander så vil markedet være i likevekt. Figuren under viser når arbeidsmarkedet er i likevekt, som er i punkt (w^*, L^*)

Figur 4: Tilbud og etterspørsel

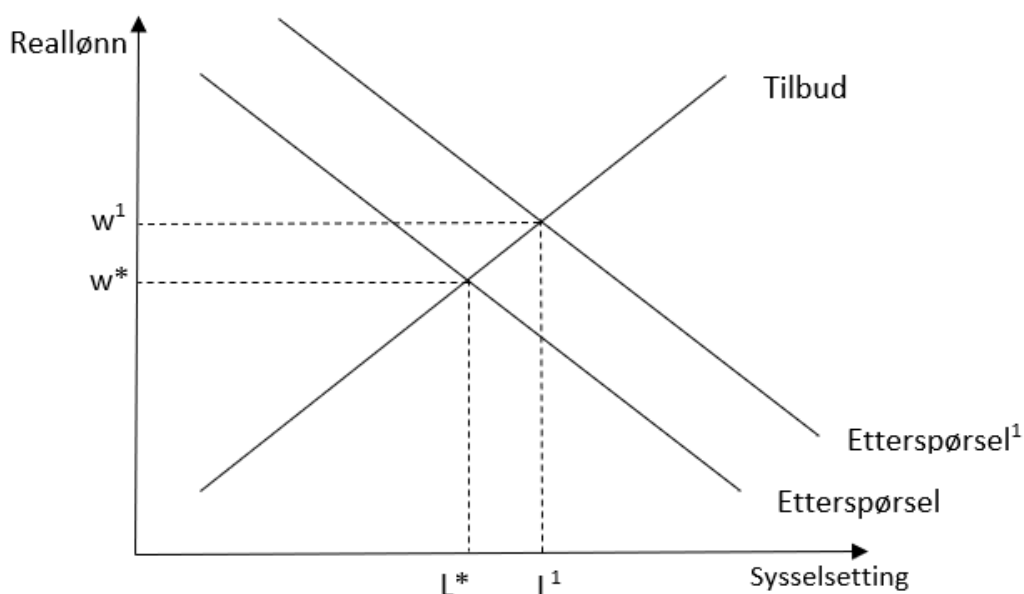


For å oppnå denne likevekten antas det et homogent arbeidsmarked, altså at alle arbeidere er kvalifisert til samtlige arbeidsplasser. Det antas at det er full mobilitet, som vil si at det ikke er noen geografiske hindringer for at en arbeidsledig skal fylle en ledig arbeidsplass. Videre antas det at alle deltakere har perfekt informasjon. Bedrifter vet hvor de skal finne arbeidsledige arbeidere og arbeidere vet om alle ledige stillinger.

Det er i tillegg andre faktorer som fører til at arbeidsmarkedet ikke er i likevekt. Dette er minstelønn og monopolistiske fagforeninger. Dette kan føre til at en del av arbeiderne er ufrivillig arbeidsledige, for eksempel dersom minstelønnen er over lønnen i likevekt, w^* . Fagforeninger har større forhandlingsmakt enn individuelle arbeidere da de representerer en større del av arbeidsstyrken. De antar at de på et punkt vil møte etterspørselskurven og ut ifra dette setter lønnen som er best for fagforeningen. Jeg skal ikke gå nærmere på disse faktorene for lønnsdannelsen, men videre bruke den enkle arbeidsmarkedsmodellen der det er likevekt i punkt (w^*, L^*) .

Arbeidsmarkedsmodellen viser hva som isolert sett skjer ved en endring i lønnskostnadene. En reduksjon i arbeidsgiveravgift fører til at arbeidskraft blir billigere for bedrifter. Ved å anta at bedriftene er profittmaksimerende vil denne reduksjonen føre til at etterspørselen etter arbeidskraft øker. Dette vil føre til et positivt skifte i etterspørselskurven. Tilbudskurven blir ikke påvirket av endringen. Lavere arbeidsgiveravgift påvirker her kun bedriftens kostnader til arbeidskraft og fører til en bevegelse langs tilbudskurven. Ny likevekt blir (w^1, L^1) der både lønn og sysselsetting er høyere enn utgangspunktet. Det er ikke satt nøyaktig hvor mye større lønn og sysselsetting blir. Denne situasjonen kan illustreres grafisk:

Figur 5: Endring i tilbud og etterspørsel



Den klassiske arbeidsmarkedsteorien er grunnlaget for analysen senere i oppgaven. Teoretisk sett skal redusert arbeidsgiveravgift, som tilsvarer redusere kostnader til arbeidskraft, føre til en økning i etterspørselen etter arbeidskraft. Denne økningen fører til økt sysselsetting og lønn. I analysen skal det sees nærmere på om dette er tilfellet. Det skal settes opp en modell for å se på effektene på lønnen, og en modell for å se på effektene på sysselsetting.

4. Tidligere studier

I dette kapittelet ser jeg nærmere på et lite utvalg av tidligere studier på endring av arbeidsgiveravgift. Først skal jeg se på studier om effektene av økt arbeidsgiveravgift og deretter på studier om redusert arbeidsgiveravgift.

4.1 Økt arbeidsgiveravgift

Ved økt arbeidsgiveravgift vil arbeidskraft isolert sett bli dyrere, og bedriftene vil da måtte tilpasse seg den nye situasjonen. For bedriftens del handler det om hvor mye av kostnadsøkningene som kan hentes inn i produktpris og/eller utbetalt lønn. I Effektutvalgets rapport (2002) vises det at en bedrift tilpasser seg etter hvor høy markedsrett den har. Ved høy markedsrett i både arbeids- og produktmarkedet kan kostnadsoverveltningen være i produkt- eller arbeidsmarkedet. Dersom en bedrift har lav markedsrett vil det ikke være noen overveltning i produktmarkedet, mens det er usikkert hvor stor grad av overveltning det er i arbeidsmarkedet.

Tabell 2: Overveltning i arbeids- og produktmarkedet

		Arbeidsmarkedet	
		Høy markedsrett (lokale lønnsforhandlinger)	Lav markedsrett (sentrale lønnsforhandlinger)
Produktmarkedet	Høy markedsrett	Overveltning i produkt- eller arbeidsmarkedet	Overveltning i produktmarkedet, usikkert i arbeidsmarkedet
	Lav markedsrett	Overveltning i arbeidsmarkedet	Ingen overveltning i produktmarkedet, usikkert i arbeidsmarkedet

(Kilde: Effektutvalget 2002, s.51)

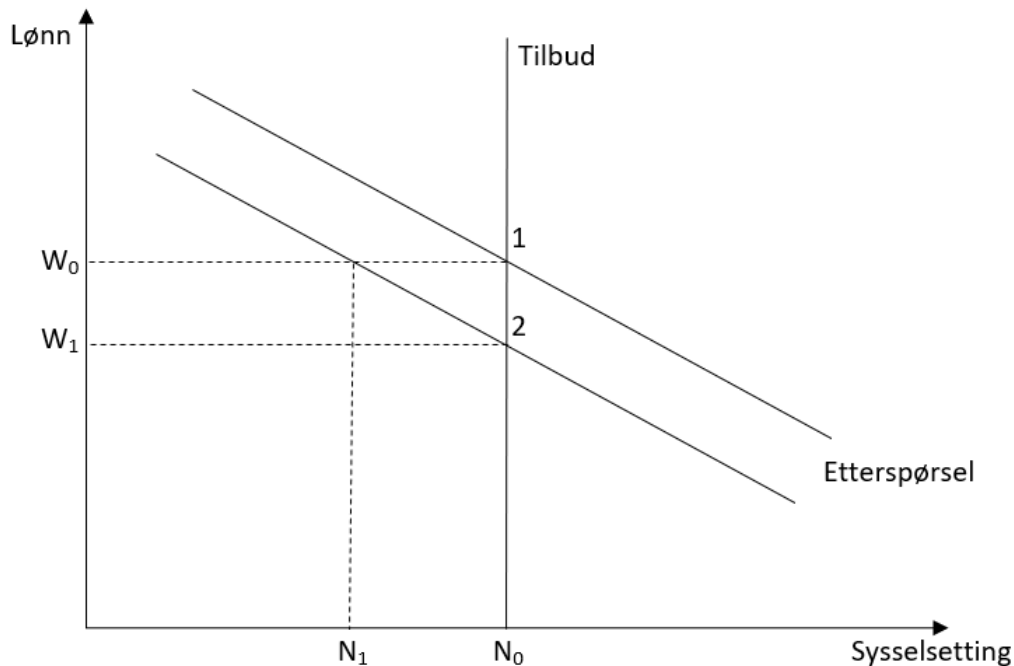
Figuren illustrerer hvordan en bedrift takler en økning av arbeidsgiveravgiften ut i fra sin egen markedsrett. Lavere markedsrett vil gi en generelt høyere effekt på sysselsetting da de ikke kan velte kostnadsøkningen over på produktpris og/eller utbetalt lønn. Når en bedrift har lav markedsrett er produktprisen gitt og produksjonen er tilpasset denne prisen. Dette

er gjerne bedrifter som produserer standardiserte produkter og som konkurrerer på verdensmarkedet. De bedriftene med høy markedsrett opererer gjerne i et nisjeområde og kan for eksempel være lokale tjenesteprodusenter.

Cappelen og Stambøl (2002) viser til hvordan kostnadene kan teoretisk veltes fullstendig over på lønnen eller helt over på sysselsettingen. Det argumenteres for at kostnadsoverveltningen kan være 100 prosent i arbeidsmarkedet, altså at økt avgift gir en tilsvarende nedgang i utbetalt lønn, med blant annet bedriftsvise forhandlinger. Dette vil føre til en uendret sysselsetting, men nedgang i lønn fører til lavere disponibel inntekt som igjen fører til redusert etterspørsel etter produkter som kan føre til endringer i prisene. Dette vil igjen vil kunne påvirke sysselsettingen.

Økt arbeidsgiveravgift kan gi utslag i et frikonkurransemarked der arbeidstilbudet er uelastisk med hensyn til endring i reallønnen og fallende etterspørsel etter arbeidskraft. Nedenfor illustreres dette tilfellet der markedet starter i punkt 1, med sysselsetting lik N_0 og lønn lik W_0 . Ved full kostnadsoverveltning på lønn vil økt arbeidsgiveravgift føre til at etterspørselen etter arbeidskraft synker og etterspørselskurven skiftes nedover. Dette fører til en endring til punkt 2 og lønn synker fra W_0 til W_1 mens sysselsettingen holdes stabilt på N_0 . Her antas det lav mobilitet på befolkningen. Dersom mobiliteten er høyere vil det føre til et mer elastisk arbeidstilbud, som igjen vil føre til at ikke alle kostnadene overveltes på lønn. Hvis det antas at tilbudet av arbeidskraft er 0 dersom lønnen er lavere enn W_0 vil en økning i arbeidsgiveravgiften føre til at sysselsettingen reduseres fra N_0 til N_1 . I dette tilfellet kan lønnen være et resultat av sentrale forhandlinger uten lokale eller bedriftsvise forskjeller.

Figur 6: Tilbud og etterspørsel med uelastisk tilbud



Kilde: Cappelen og Stambøl (2002)

Arbeidsmarkedet i Norge ligger mellom disse to ytterpunktene. Lønnen settes etter både sentrale og lokale forhandlinger mellom arbeidstaker og arbeidsgiver. Det vil si at lønnen blir påvirket av faktorer som bedriftens lønnsomhet og alternativ lønn for arbeidstaker. På lang sikt vil lønnen i stor grad avhenge av forhold som bestemmer bedriftens lønnssevne.

I analysen ser Cappelen og Stambøl (2002) på hva effektene kan bli nasjonalt og regionalt av å fjerne differensiert arbeidsgiveravgift, altså at avgiften går tilbake slik den var før 1975 der det ikke var noe skille på skattesatsen. De vil finne om økt arbeidsgiveravgift fører til at utbetalt lønn blir redusert, men at økningen i lønnskostnader totalt fortsatt er mindre enn avgiftsøkningen. En vanlig forutsetning er at det er full overveltning i lønn på nasjonalt nivå. Det forutsettes videre at konkurranseutsatt sektor er lønnsledende. Ved en økning i arbeidsgiveravgift tar det rundt 10 år før det er fullt overveltet på utbetalt lønn. Det første som skjer når det blir dyrere med arbeidskraft er at prisene på konsumvarer og andre produkter påvirkes. Dette fører til lavere konkurransevne som gir lavere eksport og høyere import uten at det gir store utslag på BNP. Økt avgift øker permanent overskuddet på de offentlige budsjettene og således øker overskuddet på driftbalansen.

Ved å studere effekten på næringsfordelingen i makro av en ett prosentpoengs endring i arbeidsgiveravgiften får de et sett av næringseffekten på antall sysselsatte lønnstakere per prosentpoengs endring i satsen. Disse effektene brukes på hver kommune innen hver avgiftssone hvor sysselsettingsstrukturen i kommunen er hentet fra registerstatistikk over antall sysselsatte. Det er forutsatt full overvelting av arbeidsgiveravgiften i utbetalt lønn på lang sikt. Finnmark, Troms og Nordland merker avgiftsøkningen mest, mens Sogn og Fjordane, Nord-Trøndelag og Oppland følger etter. En svakhet med beregningen er at «importlekkasjen» av sjokkene mellom fylkene ikke er innarbeidet. Effektene i sone 1 vil kunne undervurderes fordi de allerede betaler full sats og vil ikke få en umiddelbar politikimpuls.

Det er små regionale effekter av økt arbeidsgiveravgift. Effektene blir noe større av å la sjokkene bli mer asymmetriske og realistiske basert på kommunedata men da vil også effektene overdrives for fylker i sone med lav sats før endringen. Samtidig blir resultatene undervurdert for sone 1. Analysen forutsetter full kostnadsovervelting av økt avgift på lønnen på lang sikt. På kort og mellomlang sikt vil det være et betydelig kostnadssjokk og dette vil gå utover sysselsettingen, spesielt i sone 5. Der er det mer sannsynlig at bedrifter legges ned fremfor å kunne velte kostnadene over på lønn.

Effektutvalgets rapport (2002) viser til at økt arbeidsgiveravgift kan gi forskjellig utslag på forskjellige næringer. Dersom de økte kostnadene kan veltes over på lønn vil sysselsettingseffekten være mindre. Ved full overvelting på lønn vil det være en kontraktiv effekt i sone 2 til 5 ved at redusert lønnsinntekt fører til redusert privat konsum. Dette kan føre til lavere sysselsetting i de aktuelle sonene. Denne overveltingseffekten er lav på kort sikt, i tråd med Cappelen og Stambøl (2002).

4.2 Redusert arbeidsgiveravgift

Benmarker et al. (2009) ser på problemstillingen om redusert arbeidsgiveravgift fører til høyere sysselsetting. I 2002 fikk flere regioner i Sverige redusert arbeidsgiveravgift. Til analysen brukte de difference-in-difference og bedriftsdata 1 år før reformen og 3 år etter reformen. Fremgangsmåten til difference-in-difference vil bli presentert i kapittel 5 i denne oppgaven. Lavere arbeidsgiveravgift vil gi et positivt skift i bedriftens etterspørsel etter

arbeidskraft, siden arbeidskraft nå er relativt sett billigere. For gitt lønn vil dette gi økt sysselsetting og flere timeverk. En avgiftsnedgang vil altså føre til en stigende etterspørselskurve, og lønnen øker. I hvor stor grad denne effekten er avhenger av hvor elastisk etterspørselskurven er. Lønnen fastsettes ved forhandlinger. Ved lokale forhandlinger settes lønnen først, og bedriften fastsetter sysselsettingen. For gitt lønn fra forrige forhandlingsrunde vil redusert arbeidsgiveravgift gi økt sysselsetting og økt profitt. I neste forhandlingsrunde vil lønnen øke, blant annet på grunn av økt lønnsomhet i bedriften. Denne tilpasningen avhenger av hvor hyppig det er forhandlinger, relativ forhandlingsmakt mellom arbeidstaker og arbeidsgiver og om det er en forventet endring av avgiften. I ekstremtilfeller med kun sentrale forhandlinger vil ikke lønnen påvirkes av lokale forhold.

Redusert arbeidsgiveravgift gir økt profitt og dette vil påvirke antall bedrifter. Det er bedrifter som ellers ville blitt nedlagt som fortsetter samtidig som det etableres nye bedrifter. Dette kan påvirke sysselsettingen. Utfordringene med analysen er om kontrollgruppen er tilfredsstillende og det er tatt med relevante kontrollvariabler. Det kan også være en mulig simultanitet da arbeidsgiveravgiften blir redusert i regioner med svak økonomisk utvikling.

I analysen til Benmarker et al. (2009) ble det konkludert med at i bedrifter som eksisterte allerede før endringen, altså før 2001, var det ingen signifikant effekt på sysselsetting. Det var derimot en signifikant positiv lønnseffekt. I gjennomsnitt gikk $\frac{1}{4}$ av avgiftsreduskjonen fra arbeidsgiver til arbeidstaker. Lavere arbeidsgiveravgift kan også gi en svak positiv effekt på sysselsetting gjennom at det opprettes flere nye bedrifter enn tidligere. I disse bedriftene er den gjennomsnittlige lønnen lavere, slik at lønnsøkningen i eksisterende bedrifter blir utjevnet av den lavere lønnen i de nye bedriftene.

Stokke (2017) ser på effektene av redusert arbeidsgiveravgift på lønn og sysselsetting med bruk av difference-in-difference. Det er tatt utgangspunkt i endringen fra 1. januar 2000 der 53 kommuner endret arbeidsgiveravgiftssone, hvorav 32 kommuner gikk fra sone 2 til 3. Dette er samme endring som er analysert i denne oppgaven. For å kunne estimere lønnseffektene er det brukt et datasett på individnivå for å kunne se på både samlet og separat effekt for lav- og høytutdannede arbeidere. Dette gjør det mulig å analysere heterogene lønnseffekter mellom lavtutdannede og høytutdannede arbeidstakere. Datasettet består av 37 000 bedrift-år observasjoner hvor 13 000 er i treatmentgruppen og

24 000 er i kontrollgruppen. Det er i hovedsak fokusert på heltidsansatte arbeidere i alderen 25 år til 61 år. Statsansatte og arbeidstakere innenfor utdanning og helse er ekskludert siden lønn i offentlig sektor er satt etter en nasjonal regulering. Arbeidstakere i ressursbaserte sektorer som landbruk, fiske og skogbruk er også ekskludert på grunn av spesielle lønnsdannelser.

Studien til Stokke tar for seg arbeidere som er i dataen i minst to sammenhengende år og bruker endringer i log daglig lønn som avhengig variabel. På denne måten blir det tatt hensyn til uobservert variasjon på individnivå i lønn. En viktig fordel av datasettet med matched arbeidsgiver - arbeidstaker er muligheten til å kontrollere for bedriftsspesifikke sjokk med å kontrollere for bedrifts faste effekter i regresjonen.

I analysen går det frem at den lavere arbeidsgiveravgiften fører til 1 prosent lønnsøkning i treatmentgruppen. Dette tilsvarer tilnærmet 30 prosent skatteskipt, noe som er konsistent med resultatene i Benmarker et al. (2009). Estimeringene viser en sterkt positiv og signifikant lønnseffekt på industrisektoren. Med en akkumulert effekt på 3,9 prosent i 2002 tyder det på et fullt skifte fra lavere arbeidskostnader til økt lønn. Det er derimot ingen signifikant effekt på lønnsendringer i serviceindustrien. Effektene på lønn avhenger av utdanning. For lavutdannede arbeidere fører en 1 prosent reduksjon i arbeidskostnader til en 0,65 prosent lønnsøkning. Det er ingen signifikant lønnseffekt for arbeidere med høyere utdanning.

Andre del av studien estimerer sysselsettingseffekter av lavere arbeidsgiveravgift ved bruk av data på bedriftsnivå. Det er fokus på sysselsettingsekspanasjoner og bruker endringen i log bedriftsstørrelse som avhengig variabel, hvor bedriftsstørrelsen er målt i antall ansatte. I analysen er det brukt 37 000 observasjoner av årlig vekst av både fulltids- og deltidsarbeidstakere. Observasjonene er vektet av bedriftsstørrelse.

Analysen finner ingen signifikant effekt på sysselsettingen på de første to årene. Derimot er det en signifikant effekt etter 2 og 3 år etter reduksjonen i arbeidsgiveravgift. Denne forsinkelsen kan skyldes at ansettelsesprosesser kan ta tid og begrensninger i kapasiteten på grunn av at det generelt var lav arbeidsledighet i de to første årene etter reduksjonen. 3 år etter endringen av arbeidsgiveravgift er det 3 prosentpoeng høyere sysselsetting i treatmentgruppen enn kontrollgruppen. Gitt antakelsen at utviklingen i

sysselsettingen hadde vært lik i begge gruppene dersom det ikke hadde vært en endring, betyr det at en reduksjon i arbeidsgiveravgiften, tilsvarende en reduksjon på 3,8 prosent i arbeidskostnader, gir en 3 prosent økning i sysselsetting.

Videre vises det at økningen i sysselsetting på bedriftsnivå styres av økning av arbeidstakere med lav utdanning. Reduksjon i arbeidsgiveravgiften fører til en økning på 3,5 prosent av lavt utdannede arbeidstakere. Det er ingen signifikant effekt på sysselsettingsnivået av høytutdannede arbeidstakere. Analysen fokuserer i hovedsak på om redusert arbeidsgiveravgift fører til en økning i antall arbeidstakere i et firma. Endringen i arbeidsgiveravgift kan også føre til endring av antall arbeidstimer for de som allerede er sysselsatte eller en endring av kontraktstype, som er enten heltidsansatt eller deltidsansatt. Studien finner ikke en signifikant effekt på oppgradering av kontraktstype fra deltidsansatt til heltidsansatt mellom treatmentgruppen og kontrollgruppen.

5. Datamateriale

Jeg kommer til å gå gjennom hvilken type data som er brukt til analysen i dette kapittelet. Datasettet er det helt grunnleggende til analysen, og det er derfor viktig å innhente både tilstrekkelig med data og med god nok kvalitet sånn at beregningene ikke viser gale eller misvisende resultater. I denne analysen vil jeg først bruke deskriptiv statistikk for å få en forståelse av datamaterialet. Videre vil jeg benytte regresjonsanalyse og en difference-in-difference modell. Jeg kommer til å bruke paneldata siden vi skal se på data over flere år. For å kunne analysere dataene har jeg brukt dataverktøyet Stata. I dette delkapittelet vil jeg kort forklare hva deskriptiv statistikk og paneldata er, samt datamaterialet som er brukt.

5.1 Deskriptiv statistikk

De viktigste egenskapene ved datamaterialet beskrives ved å bruke deskriptiv statistikk. Gjennom deskriptiv analyse beskrives utvalget gjennom å se på gjennomsnitt, median, varians og minimum/maksimumsverdier. (Wooldridge, s. 703) Dette hjelper med å forstå datamaterialet og gir et inntrykk av hvilke tall som er inkludert i datasettet. Det vil være et nyttig verktøy som hjelper inn mot analysen med å gi et oversiktsbilde.

5.2 Paneldata

Analysen i denne oppgaven tar utgangspunkt i paneldata. Det er i hovedsak fire forskjellige datatyper: tverrsnittsdata, tidsseriedata, sammenkoblet tverrsnittsdata og paneldata.

Tverrsnittsdata er et utvalg av observasjoner av individer, bedrifter, kommuner og lignende på et bestemt tidspunkt. Ved tidsseriedata samles det inn observasjoner for samme enhet for flere tidsperioder. Ved sammenkoblet tverrsnittsdata menes det når det er tverrsnittsdata for ulikt antall enheter på ulike tidspunktet. Til slutt er det paneldata der det brukes både tverrsnittsdata og tidsseriedata. Det vil si at det er tidsserier for hver tverrsnittsenhet i datasettet. Dette kan være informasjon om lønn, utdanning, sivilstatus og lignende for samme individ, bedrift, kommune og lignende over flere år, som for eksempel 1995, 2000 og 2005. (Wooldridge s. 10-11)

Hovedforskjellen mellom sammenkoblet tverrsnittsdata og paneldata er at ved paneldata samles det inn observasjoner på de samme enhetene over en gitt tidsperiode. Fordelene ved dette er at vi da kan kontrollere for uobserverte karakteristikk ved enhetene. Det gir også muligheten til å se effekten av en ekstern hendelse over tid, slik som en endring i arbeidsgiveravgift.

5.3 Data

I datamaterialet er det samlet inn informasjon om 145 kommuner over en tidsperiode på 6 år, fra 1998 til 2003. Som forklart under paneldata er det nødvendig å samle inn observasjoner om de samme kommunene over samme tidsperiode.

Det sentrale i oppgaven er effektene på inntekt og sysselsetting. Jeg har derfor brukt tall for gjennomsnittlig bruttoinntekt basert på bosetning på kommunenivå fra NSD. Det er derimot vanskeligere å finne tall for sysselsetting. Registrering av sysselsettingsstatistikken ble endret fra år 2001. Fra dette året inkluderte statistikken både lønnstakere og selvstendige, mot kun lønnstakere før endringen. (SSB: Sysselsetting, 2019) Dette kan være en kilde for skjeve estimater, da tallene før og etter år 2000 ikke er direkte sammenlignbare. For å kunne måle sysselsettingen har jeg derfor brukt tall for befolkningen i hver kommune i alder fra og med 16 år til og med 74 år fratrukket statistikk for arbeidsledige i kommunene i samme aldersgruppe. Jeg antar at personer under 15 år i all hovedsak ikke er i arbeid, og derfor ikke vil ha en effekt på resultatene. Det samme gjelder personer over 74 år da den vanligste aldersgrensen er 70 år. Arbeidsledige er registrert som et gjennomsnitt for året. Begge variablene er innhentet fra SSB. Det legges til grunn at dette gir et mål på sysselsettingen i kommunene, og vil da gi tall som er beregnet på likt grunnlag både før og etter år 2000.

Videre er det innhentet informasjon om variabler som kan ha en innvirkning på inntekt og sysselsetting. En faktor som kan påvirke disse variablene er alderssammensetningen i de valgte kommunene. Derfor er det inkludert tall for hvor mange som er i årsgruppene 16 – 18 år, 19 – 34 år, 35 – 66 år og 67 – 74 år.

Det er også innhentet tall for kjønnsinndelingen i kommunene. Dette finnes ved å inkludere antall kvinner i aldersgruppen 16 – 74 år. Ifølge Kristoffersen (2017) utgjorde kvinners lønn 83,5 prosent av menns lønn i år 2000. En høy andel av kvinner i arbeidsstyrken i en

kommune kan derfor ha en innvirkning på lønnen, også dersom andel kvinner øker mer enn snittet i datasettet i løpet av femårsperioden vi skal se på.

Videre har jeg tatt med innvandrerstatus, som inkluderer første- og andregenerasjons innvandrere. Dette er inkludert fordi arbeidsledigheten er betraktelig høyere hos innvandrere enn den øvrige befolkningen ifølge Mathisen (2001).

En annen faktor som kan ha en påvirkning er utdanning. Det er derfor tatt med tall for hvor mange som har tatt utdanning etter videregående skole. Det er delt opp i 3 års utdanning og 5 års utdanning. Siden år 2000 har en større andel av arbeidsstyrken skaffet seg høyere utdanning. Dette skyldes blant annet at det har vært en sterk vekst i næringer som har hatt en stor andel av høyt utdannede. Det har i tillegg vært en endring i produksjonen som har gjort at flere næringer i større grad produserer varer og tjenester som krever høy utdanning, ifølge Næsheim (2018).

Det er i tillegg inkludert tall for antall statsansatte i hver kommune. Selv om lønnen til statsansatte ikke differensierte stort fra medianen i befolkningen, så kan det tenkes at det tar lengre tid for omstilling og endring i lønn hos statsansatte enn i andre næringer.

Det er også inkludert tall for inndelingen av arbeidsstyrken etter aldersgrupper. Aldersgruppene er 16-18 år, 19-34 år, 35-66 år og 67-74 år. Dette er inkludert fordi det kan være at kommuner med en relativt større andel av arbeidsstyrken i alderen 35-66 år vil ha høyere inntekt basert på ansiennitet.

Til slutt er det inkludert tidsfaste og geografisk faste effekter. Dette er effekter som er faste fra år til år eller er faste til et geografisk sted. I modellen vil disse bli kalt for års faste effekter og kommune faste effekter.

6. Modellformulering

I dette kapittelet kommer selve modellene som skal brukes til analysen presenteres. Først vil det teoretiske grunnlaget presenteres. Dette viser hvorfor modellene er utformet sånn som de er, samt hvilke tester som skal utføres for å sikre forventningsrette estimater. Først presenteres teori om regresjonsanalyse, før jeg går gjennom fremgangsmåten og til slutt hvordan modellene formuleres.

6.1 Regresjonsanalyse

Variasjonen i en variabel ut fra en eller flere andre variabler forklares gjennom en regresjonsanalyse. Den er bygget opp ved at det er en eller flere forklaringsvariabler som skal forklare den avhengige variabelen, samt en stokastisk del kalt for restledd som representerer alle andre faktorer enn forklaringsvariabelen som påvirker den avhengige variabelen. Ut ifra dette formulerer man en matematisk funksjon. Dersom man har kun én forklaringsvariabel så har man en enkel regresjon. Dette er en lineær modell og det kan ofte være en urealistisk forutsetning. Ved å inkludere flere forklaringsvariabler åpner man muligheten for en fleksibel funksjonsform. (Wooldridge, 2012).

$$(6.1) y_i = \beta_0 + \beta_1 x_i + \beta_2 x_2 + \dots + \beta_k x_k + u$$

Hvor

y = avhengig variabel

β_0 = konstantledd

β_1 = koeffisient tilhørende x_i

x_i = forklaringsvariabel, $i = 1, 2, \dots, k$.

u = restledd

En enkel og ofte brukt måte for estimering av enkel og multipl regressjon er minste kvadraters metode, som videre vil bli kalt for OLS etter det engelske navnet ordinary least squares. Metoden fungerer slik navnet tilsier ved at man minimerer summen av de kvadrerte residualene for å finne estimater. Et problem med multipl regressjon er at det er flere kilder for å få skjeve estimater sånn som utelatte variabler, simultanitet og to-veis kausalitet

og målefeil. Derfor må man ta en rekke forutsetninger for å få forventningsrette estimater hvis man ikke korrigerer for feilkildene.

Forventningsrette estimater bygger på fire forutsetninger. Den første forutsetningen er at restleddet er uavhengig av forklaringsvariablene. Den neste antagelsen er at variansen til restleddet er konstant, som vist i ligning (ii).

- (i) $E(u_i | x_{1i}, \dots, x_{ki}) = 0$ hvor $i = 1, n$.
- (ii) $var(u_i | x_{1i}, \dots, x_{ki}) = \sigma^2$
- (iii) $Cov(u_i, u_j) = 0$ der $i \neq j$
- (iv) Ikke perfekt multikollinearitet

For å teste om et estimat er signifikant kan det utføres en t-test. Denne testen sjekker om nullhypotesen kan forkastes, eller om den ikke kan forkastes. Det vil si at hvis det for eksempel er mulig å teste om x_2 har en effekt på den forventede verdien av y_i i ligning (1). Formulerer en nullhypotese som er $H_0: \beta_2 = 0$. β_2 måler den delvise effekten x_2 har på den forventede verdien av y_i . Nullhypotesen her sier at x_2 ikke har noen effekt på y_i etter at alle andre forklaringsvariabler i ligningen er gjort rede for. Dersom H_0 forkastes vil det si at x_2 har en effekt på y_i . Rent formelt kan t-testen vises som $t = \frac{\text{Estimert verdi} - \text{predikert verdi}}{\text{Standardavvik}} = \frac{\hat{\beta}_i - \beta_i}{Se(\hat{\beta}_i)}$

Videre er det mulig å se hvor stor andel av variasjonen i den avhengige som er forklart av regresjonslinjen. Dette vises i variabelen R^2 . Denne variabelen kan vises ved å først definere total sum of squares (SST), som er den totale kvadratssummen: $SST = \sum_{i=1}^n (y_i - \bar{y})^2$. Deretter defineres en explained sum of squares (SSE), som er den forklarte kvadratssummen: $SSE = \sum_{i=1}^n (\hat{y}_i - \bar{y})^2$. Til slutt defineres residual sum of squares (SSR), som er summen av de kvadrerte residualene: $SSR = \sum_{i=1}^n \hat{u}_i^2$. Her er $SST = SSE + SSR$. Ut ifra dette kan R^2 defineres som $R^2 = \frac{SSE}{SST} = \frac{\sum_{i=1}^n (\hat{y}_i - \bar{y})^2}{\sum_{i=1}^n (y_i - \bar{y})^2}$.

Det er i tillegg mulig å teste flere hypoteser samtidig. Dette gjøres ved en F-test. Intuisjonen bak F-testen er at det er mulig å forenkle den generelle modellen med en modell med restriksjoner. Dersom restriksjonene er gyldig er det en liten reduksjon i forklaringskraften. F-testen estimeres ved å først estimere den generelle modellen med vanlig OLS. Ut fra dette beregnes SSR uten restriksjoner, kalt for SSR_{UR} . Deretter estimeres modellen pålagt restriksjoner, og beregner SSR med restriksjoner, kalt for SSR_R . Dette gjør det mulig å

beregne F-verdien: $F = \frac{(SSR_R - SSR_{UR})/q}{SSR_{UR}/(n-k-1)}$ der q er antall restriksjoner pålagt den generelle modellen og k er antall forklaringsvariabler i den generelle modellen. F-verdien kan også estimeres ved å bruke R^2 dersom den generelle modellen og modellen pålagt restriksjoner har den samme avhengige variabelen: $F = \frac{(R_{UR}^2 - R_R^2)/q}{(1 - R_{UR}^2)/(n-k-i)}$. Dersom den observerte F-verdien er høyere enn den kritiske verdien i F-fordelingen så forkastes hypotesen om at q-restriksjonene gjelder.

Det kan oppstå forventningsskjev estimater dersom de fire forutsetningene presentert tidligere ikke er oppfylt. Den første forutsetningen er at restleddet er uavhengig forklaringsvariablene (Wooldridge, 2012 s. 87). Dette kan som sagt vises som $E(u_i | x_1, x_2 \dots x_k) = 0$. Dersom modellen er feilspesifisert kan estimatene være forventningsskjev. Dette kan vises ved et eksempel med multippel regresjon. Tar utgangspunkt i formelen

$$(6.2) y_i = \beta_0 + \beta_1 x_{1i} + \beta_2 x_{2i} + u_i$$

Her er en sentral forutsetning at restleddet u_i er uavhengig forklaringsvariablene x_{1i} og x_{2i} . Dette vises i ligning (v)

$$(v) E(u_i | x_{1i}, x_{2i}) = 0$$

Istedenfor å estimere ligning (6.2), estimeres en feilspesifisert modell vist ved ligning (6.3). I ligning (6.3) mangler forklaringsvariabelen $\beta_2 x_{2i}$. Dette fører til at restleddet er vist ved $v_i = \beta_2 x_{2i} + u_i$.

$$(6.3) y_i = \beta_0 + \beta_1 x_{1i} + v_i$$

OLS-estimatene på β_1 i ligning (6.3) vises i ligning (6.4):

$$(6.4) \tilde{\beta}_1 = \frac{\sum(y_i - \bar{y})(x_i - \bar{x})}{\sum(x_i - \bar{x})^2}$$

$$(6.5) \bar{y} = \beta_0 + \beta_1 \bar{x}_1 + \beta_2 \bar{x}_2 + \bar{u}$$

Beregner $y_i - \bar{y}$, som er vist i ligning (6.6):

$$(6.6) y_i - \bar{y} = \beta_1(x_{1i} - \bar{x}_1) + \beta_2(x_{2i} - \bar{x}_2) + (u_i - \bar{u})$$

Dette gjør det mulig å utlede ligning (5.4) ved å sette inn verdiene for $y_i - \bar{y}$ fra ligning (6.6):

$$(6.7) \tilde{\beta}_1 = \frac{\sum(\beta_1(x_{1i}-\bar{x}_1)+\beta_2(x_{2i}-\bar{x}_2)+(u_i-\bar{u}))(x_{1i}-\bar{x})}{\sum(x_i-\bar{x})^2}$$

Utleder ligning (6.7) videre:

$$(6.8) \tilde{\beta}_1 = \frac{\sum(\beta_1(x_{1i}-\bar{x}_1)^2+\beta_2(x_{2i}-\bar{x}_2)(x_{1i}-\bar{x}_1)+(u_i-\bar{u})(x_{1i}-\bar{x}))}{\sum(x_i-\bar{x})^2}$$

$$(6.9) \tilde{\beta}_1 = \beta_1 + \beta_2 \frac{\sum(x_{2i}-\bar{x}_2)(x_{1i}-\bar{x}_1)}{\sum(x_i-\bar{x})^2} + \frac{\sum(u_i-\bar{u})(x_{1i}-\bar{x}_1)}{\sum(x_i-\bar{x})^2}$$

Der $\frac{\sum(x_{2i}-\bar{x}_2)(x_{1i}-\bar{x}_1)}{\sum(x_i-\bar{x})^2} = \hat{\delta}$ som er koeffisienten fra regresjonen x_2 mot x_1 og

$$\sum(u_i - \bar{u})(x_{1i} - \bar{x}_1) = \sum u_i(x_{1i} - \bar{x}_1)$$

Deretter er det nødvendig å finne forventningen til $\tilde{\beta}_1$. Dette vises i ligning (6.10):

$$(6.10) E(\tilde{\beta}_1 | x_{1i}, x_{2i}) = \beta_1 + \beta_2 \hat{\delta} + \frac{\sum u_i(x_{1i}-\bar{x}_1)}{\sum(x_i-\bar{x})^2}$$

$$(6.11) E(\tilde{\beta}_1 | x_{1i}, x_{2i}) = \beta_1 + \beta_2 \hat{\delta} + \frac{1}{\sum(x_i-\bar{x})^2} \sum(x_{1i} - \bar{x}_1) * E(u_i | x_{1i}, x_{2i})$$

Med antagelsen $E(u_i | x_{1i}, x_{2i}) = 0$ fører det til at

$$(6.12) E(\tilde{\beta}_1 | x_{1i}, x_{2i}) - \beta_1 = \beta_2 \hat{\delta}$$

Nå er det mulig å se at så lenge $\beta_2 \neq 0$ og/eller $\hat{\delta} \neq 0$ vil estimatene være forventningsskjeve. Dersom $\hat{\delta}$ og/eller $\beta_2 = 0$ vil $\tilde{\beta}_1$ være forventningsrett. Det er altså en mulig at estimatene kan være forventningsrette selv med en utelatt variabel. Denne utledningen viser likevel at utelattelse av en eller flere variabler kan skape problemer.

Det er også mulig å inkludere for mange variabler i modellen. Modellen er da altså overspesifisert. For å vise dette tas det utgangspunkt i ligning (6.13), som er den «sanne» modellen:

$$(6.13) y_i = \beta_0 + \beta_1 x_{1i} + u_i$$

Det forutsettes også her at restleddet er uavhengig forklaringsvariablene:

$$(ii) E(u_i | x_{1i}) = 0$$

Istedenfor å estimere den sanne modellen, så estimeres ligning (5.14), som inkluderer en ekstra variabel.

$$(6.14) y_i = \beta_0 + \beta_1 x_{1i} + \beta_2 x_{2i} + u_i$$

For at (13) skal være sann må $\beta_2 = 0$ i ligning (6.14). Det betyr at OLS-estimatoren for β_2 er $E(\hat{\beta}_1 | x_{1i}, x_{2i}) = 0$. Under disse forutsetningene er OLS-estimatoren i $\hat{\beta}_1$ forventningsrette.

Videre er forutsetningene av varians og covarians henholdsvis

$$(vi) \text{var}(u_i | x_{1i}) = \sigma^2$$

$$(vii) \text{Cov}(u_i, u_j) = 0 \text{ der } i \neq j$$

$$(6.15) \text{Var}(\hat{\beta}_1 | x_{1i}) = \frac{\sigma^2}{\sum(x_i - \bar{x})^2}$$

OLS-estimatoren for β_1 i den overspesifiserte modellen (6.14) er $\hat{\beta}_1^*$. Variansen for $\hat{\beta}_1^*$ vises i ligning (6.16):

$$(6.16) \text{Var}\hat{\beta}_1^* = \frac{\sigma^2}{\sum(x_i - \bar{x})^2 (1 - R_1^2)}$$

Dette betyr at variansen til $\hat{\beta}_1^*$ øker relativt til $\hat{\beta}_1$. Dette kan vises som $\text{Var}(\hat{\beta}_1^*) > \text{Var}(\hat{\beta}_1)$ så lenge $R_1^2 \neq 0$. Det vil si at $\hat{\beta}_1^*$ er forventningsrett men er en mindre presis estimator for β_1 .

En måte å teste for feilspesifikasjon er ved å bruke Ramsey's testmetode kalt for RESET, som vist i Woolridge (2012, s. 306). RESET er en forkortelse for regression specification error test. RESET bruker antagelsen om at restleddet er uavhengig forklaringsvariablene ved at den antagelsen også gjelder ved å inkludere kvadratledd av forklaringsvariablene. Denne metoden kan vises ved å ta utgangspunkt i modellen:

$$(6.17) y = \beta_0 + \beta_1 x_1 + \beta_2 x_2 + u$$

For å teste om ligning (5.17) er feilspesifisert så konstrueres en hjelperegresjon med kvadratledd av forklaringsvariablene:

$$(6.18) y = \beta_0 + \beta_1 x_1 + \beta_2 x_2 + \delta_1 \hat{y}^2 + \delta_2 \hat{y}^3 + u$$

Hvis ligning (6.17) er gyldig skal ikke \hat{y}^2 og \hat{y}^3 forklare y . Dette testes ved bruk av en F-test.

Nullhypotesen er $H_0: \delta_1 = \delta_2 = 0$. Nullhypotesen blir forkastet dersom $F^{obs} > F^{crit}$.

Dersom nullhypotesen forkastes tyder det på at det er en form for feilspesifikasjon i modellen. Problemet med RESET er at metoden ikke vil oppdage utelatte problemer dersom

variablene har lineære forventninger i den inkluderte avhengige variabelen. RESET er da kun en test på funksjonsformen (Wooldridge, 2012 s. 307).

Heteroskedastisitet kan også føre til forventningsskjev estimater. Dette er når variansen til restleddet ikke er konstant. Det vil si at forutsetningen (ii) $var(u_i|x_{1i}, \dots, x_{ki}) = \sigma^2$ erstattes med (ii*) $var(u_i|x_{1i}, \dots, x_{ki}) = \sigma_i^2$. Heteroskedastisitet fører til at t-observatoren ikke lenger er korrekt. Det fører til at t-test ikke lenger er gyldig. Heller ikke F-test er gyldig. Heteroskedastisitet kan testes med en Breusch-Pagan test. Dette kan vises ved å ta utgangspunkt i modellen

$$(6.19) y_i = \beta_0 + \beta_1 x_{1i} + \beta_2 x_{2i} + u_i$$

Der nullhypotesen er: $H_0: var(u_i|x_{1i}, x_{2i}) = \sigma^2$ og $E(u_i|x_{1i}, x_{2i}) = 0$.

Her er $var(u_i|x_{1i}, x_{2i}) = E(u_i^2) = \sigma^2$.

På bakgrunn av dette antas en lineær modell i ligning (6.20):

$$(6.20) u_i^2 = \delta_0 + \delta_1 x_{1i} + \delta_2 x_{2i} + v_i \text{ der } E(v_i|x_1, x_2) = 0.$$

u_i er ukjent. Dette kan løses med å erstattes denne med OLS-residualen \hat{u}_i som er et estimat på u_i for observasjon i. Dette vises i ligning (6.21):

$$(6.21) \hat{u}_i^2 = \delta_0 + \delta_1 x_{1i} + \delta_2 x_{2i} + støy$$

Her testes $\delta_1 = \delta_2 = 0$ med en F-test eller LM-test. Sistnevnte er en test som beregnes ved $LM = n * R_{\hat{u}^2}^2$. Nullhypotesen, som sier at det er homoskedastisitet, forkastes dersom den beregnede p-verdien er under det valgte signifikansnivået (Wooldridge 2012, s. 277).

Dersom Breusch-Pagan testen viser at det er heteroskedastisitet er en løsning å bruke robuste standardavvik. Dette er en metode for å unngå skjeve standardavvik på OLS-estimer som følge av heteroskedastisitet. Robuste standardavvik kan beregnes ved hjelp av STATA. Både RESET og Breusch-Pagan testen kan brukes til å se om modellene som skal brukes til analysen er forventningsrette.

6.2 Difference-in-difference

I analysedelen bruker jeg difference-in-difference som fremgangsmåte for å se på effektene av økt arbeidsgiveravgift. Den viktigste fordelen for å bruke denne fremgangsmåten er at det er mulig å se hva som skjer med regionene med økt arbeidsgiveravgift over tid, samtidig som det kan kontrolleres for andre faktorer som påvirker de valgte regionene. Her vil jeg forklare kort hva difference-in-difference er og hvordan det brukes til å finne effekten av en ekstern hendelse/treatment.

Det tas utgangspunkt i et paneldatasett, som er forklart under delkapittel Data. Ved økt arbeidsgiveravgift er det en ekstern hendelse som påvirker kostnadene for arbeidskraft. Spørsmålet er da hvordan man kan estimere kausaleffekten av dette. For å kunne gjøre dette trenger man en gruppe som blir påvirket av den eksterne hendelsen og en gruppe som ikke blir påvirket av dette. Når man har disse to gruppene må de observeres over minst to forskjellige perioder. Da har man en kontrollgruppe (C) som ikke blir påvirket av hendelsen, og en treatmentgruppe (T) som blir påvirket.

Videre må man estimere verdiene mellom treatmentgruppen og kontrollgruppen før og etter hendelsen for å finne mulige forskjeller mellom gruppene før hendelsen skjer. Det er nødvendig å estimere verdiene til både treatmentgruppen og kontrollgruppen fordi verdiene i treatmentgruppen kan bli påvirket av andre faktorer enn hendelsen. Det forutsettes at de to gruppene ville utviklet seg likt dersom det ikke var en hendelse. Fremgangsmåten med å først finne forskjellen før og etter hendelsen for så å sammenligne disse med hverandre er fordi det kan være forskjeller i gjennomsnittsverdiene i de forskjellige gruppene allerede før hendelsen. Dette vil kunne gi skjeve estimater, og det er derfor viktig å kontrollere for dette.

Det er ikke garantert at den kausale effekten blir identifisert ved bruk av difference-in-difference. Angrist og Krueger (1999) trekker frem at et sentralt punkt i å identifisere den kausale effekten er at interaksjonsleddet er null dersom det ikke er en hendelse. Det kan være vanskelig å velge en kontrollgruppe som utvikler seg likt som treatmentgruppen dersom det ikke er en hendelse. Dersom kontrollgruppen ikke samsvarer med treatmentgruppen vil man potensielt ikke greie å fange opp effekten av den eksterne hendelsen. Uobservert heterogenitet er et annet problem. Man kan inkludere ekstra

observerbare forklaringsvariabler som individuelle karakteristikk, men det er fortsatt et problem man ikke kan utelukke.

Kausaleffekten finnes ved å først definere dummyvariabel $DT = 1$ for individer i treatmentgruppen, $DT = 0$ for kontrollgruppen. Deretter defineres tidsdummy $DA=1$ for tidsperioden etter hendelsen, $DA = 0$ for tidsperioden før hendelsen.

Ut ifra dette formuleres modellen:

$$(6.22) y = \beta_0 + \delta_0 DA + \beta_1 DT + \delta_1 DA * DT + u$$

Her er den interessante variabelen δ_1 siden det er den estimerte kausaleffekten av hendelsen.

For å se dette, først settes begge dummyene til 1 for å finne gjennomsnittsverdien for y for treatmentgruppen etter hendelsen.

$$(6.23) \bar{y}_{T,A} = \beta_0 + \delta_0 + \beta_1 + \delta_1$$

Videre finnes gjennomsnittsverdien for kontrollgruppen ($DT = 0$) etter hendelsen:

$$(6.24) \bar{y}_{C,A} = \beta_0 + \delta_0$$

Når man har gjennomsnittsverdien for begge gruppene etter hendelsen beregnes forskjellen på disse:

$$(6.25) \bar{y}_{T,A} - \bar{y}_{C,A} = \beta_1 + \delta_1$$

Det samme skal gjøres før hendelsen slik at forskjellen etter hendelsen kan sammenlignes med forskjellen før hendelsen.

Først for treatmentgruppen ($DT=1$):

$$(6.26) \bar{y}_{T,B} = \beta_0 + \beta_1$$

Så for kontrollgruppen ($DT=0$):

$$(6.27) \bar{y}_{C,B} = \beta_0$$

Med ligning (6.26) og (6.27) er forskjellen før hendelsen:

$$(6.28) \bar{y}_{T,B} - \bar{y}_{C,B} = \beta_1$$

Nå er det mulig å sammenligne ligning (6.28) og (6.25) for å finne hvordan forskjellen i gjennomsnittsverdien av variabelen mellom treatment og kontrollgruppen endrer seg fra perioden før til perioden etter hendelsen, gitt i ligning (6.29).

$$(6.29) (\bar{y}_{T,A} - \bar{y}_{C,A}) - (\bar{y}_{T,B} - \bar{y}_{C,B}) = \delta_1$$

Denne fremgangsmåten er utgangspunktet for analysen senere.

6.3 Formulering av modellene

Ved å bruke teorien om regresjonsanalyse og difference-in-difference er det mulig å formulere en modell som kan brukes til analysen. For å kunne se på effektene på lønn og sysselsetting formuleres først en modell med lønn som avhengig variabel, deretter en modell med sysselsetting som avhengig variabel.

Først ser jeg på effektene av redusert arbeidsgiveravgift på lønn. Dette for å se hvordan lønnsutviklingen har vært i kommunene før og etter endringen av arbeidsgiveravgift i år 2000, både i treatmentgruppen og kontrollgruppen. For å kunne se denne effekten er det nødvendig å skille mellom de forskjellige gruppene og årene, på samme måte som ble forklart under difference-in-difference. Det er også inkludert kontrollvariabler. Disse variablene kan påvirke lønnsutviklingen i de forskjellige kommunene. Det er variabler for kjønn, utdanningsnivå, innvandrersstatus og statsansatte, som forklart under kapittel 4.3 Data. I tillegg er det inkludert års faste effekter og kommune faste effekter.

Modellen for effektene på lønn ser slik ut:

$$\begin{aligned} \ln w = & a_0 + a_1 * treatment + a_2 * post2000 + a_3 * treatment * post2000 + a_4 * kjønn \\ & + a_5 * utdanning + a_6 * innvandrersstatus + a_7 * statsansatte + a_8 \\ & * andel16 - 18\text{år} + a_9 * andel19 - 34\text{år} + a_{10} * andel35 - 66\text{år} + a_{11} \\ & * andel67 - 74\text{år} + \gamma + \theta + u \end{aligned}$$

Der w står for lønn. Dummyvariabel $a_1 = 1$ for treatmentgruppen og $= 0$ for kontrollgruppen. Dummyvariabel $a_2 = 1$ for etter hendelsen i år 2000 og $= 0$ for før hendelsen kalt for post2000 og dummyvariabel $a_3 = 1$ for treatmentgruppen etter hendelsen i år 2000.

Kontrollvariablene er kjønn, utdanningsnivå, innvandrersstatus og statsansatte. Variabelen γ viser års faste effekter og variabelen θ viser kommunefaste effekter. Restleddet er vist ved u og konstantleddet er a_0 .

Modellen for effektene på sysselsetting bruker sysselsetting som en sum av befolkning i alderen 16 – 74 år fratrukket arbeidsledige som avhengig variabel. Denne modellen er satt opp med like dummyvariabler som modellen for lønnseffektene.

$$\begin{aligned} \ln L = & \beta_0 + \beta_1 * treatment + \beta_2 * post2000 + \beta_3 * treatment * post2000 + \beta_4 * kjønn \\ & + \beta_5 * utdanning + \beta_6 * innvandrersstatus + \beta_7 * statsansatte + \beta_8 \\ & * andel16 - 18\text{år} + \beta_9 * andel19 - 34\text{år} + \beta_{10} * andel35 - 66\text{år} + \beta_{11} \\ & * andel67 - 74\text{år} + \mu + \omega + v \end{aligned}$$

Hvor $L = (\text{befolkning i alderen fra 16 til 74 år} - \text{arbeidsledige}) = \text{sysselsetting}$.

Kontrollvariablene er kjønn, utdanning, innvandrersstatus og statsansatte. Variabelen μ viser års faste effekter og variabelen ω viser kommunefaste effekter. Restleddet er vist som v i modellen og konstantleddet er β_0 .

7. Analyse

Jeg skal først beskrive datasettet ved deskriptiv statistikk. Videre brukes modellene i difference-in-difference for å se på effektene på lønn og sysselsetting.

7.1 Deskriptiv statistikk

Det er observasjoner fra totalt 145 kommuner over 6 år i perioden fra og med 1998 til og med 2003. Observasjonene er gjort på kommunenivå, som vil si at vi ser på snittet i de forskjellige kommunene. Det er 31 kommuner som fikk lavere arbeidsgiveravgift i år 2000 mens de resterende 114 kommunene er kontrollgruppen. Befolkningen tjener i snitt mindre i treatmentgruppen enn kontrollgruppen og kommunene har i snitt færre innbyggere. Alderssammensetning er i hovedsak lignende, der de fleste innbyggerne er i alderen 35-66 år og færrest er 16-18 år. Dette er ikke overraskende da aldersspennet i den første gruppen er 31 år mot 2 år i den siste gruppen. Over halvparten av befolkningen i datasettet er menn, der det er størst andel menn i treatmentgruppen. I snitt har 4 % av befolkningen innvandrerstatus, med høyest andel i kontrollgruppen. I snitt i kommunene har 16 prosent av befolkningen høyere utdanning. Det er i snitt flere i kontrollgruppen som har høyere utdanning enn i treatmentgruppen. I tabell 1 er tallene presentert delt opp i treatmentgruppe og kontrollgruppe, samt totalt for hele befolkningen i datasettet.

Tabell 3: Deskriptiv statistikk

	Total	Treatmentgruppe	Kontrollgruppe
Antall observasjoner	870	186	684
Antall kommuner	145	31	114
Lønn	203 051 kr	191 150 kr	206 287 kr
Gj. befolkning	2 503	2 048	2 627
Min	143	623	143
Max	9 139	4 702	9 139
Gj. sysselsatte	2 461	2 019	2 582
Alderssammensetning			
16-18 år	0,057	0,053	0,058
19-34 år	0,286	0,272	0,290
35-66 år	0,554	0,564	0,552
67-74 år	0,103	0,111	0,100
Andel kvinner	0,490	0,485	0,491
Andel med innvanderstatus	0,040	0,036	0,041
Andel med høy utdanning	0,160	0,152	0,162

Ved å bruke deskriptiv statistikk får man en oversikt over datasettet som ligger til grunn for analysen. Det er gir et bilde på hvilken som skal sammenlignes, og om det er store forskjeller på de to gruppene. Først i analysen skal det sees på effektene på lønn, før effektene på sysselsetting analyseres.

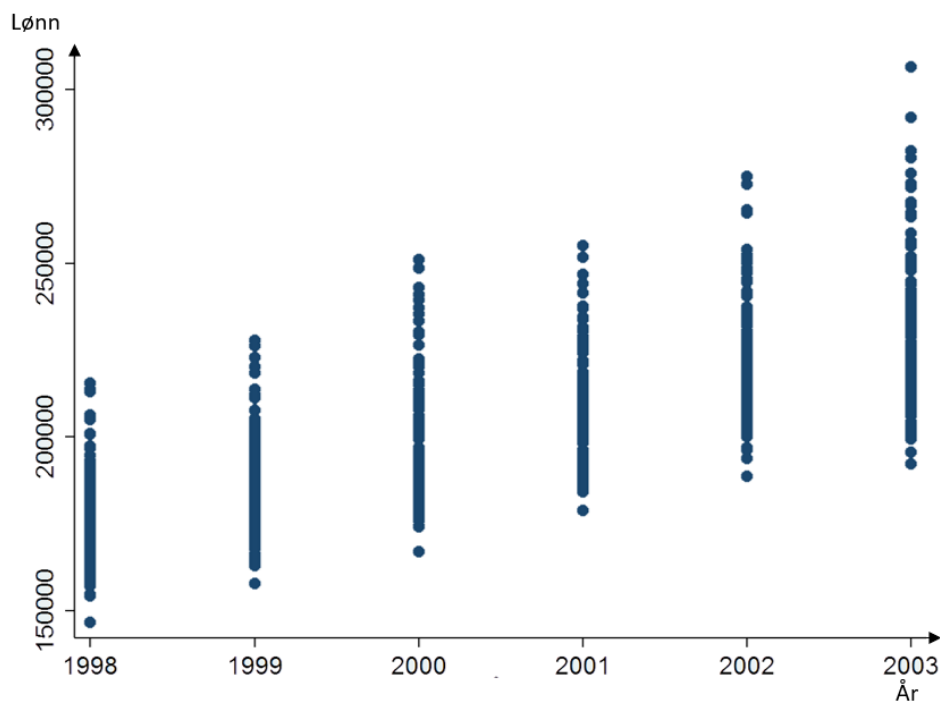
7.2 Effekter på lønn

For å se effektene av redusert arbeidsgiveravgift brukes modellene presentert i kapittel 6.3.

$$(7.1) \ln w = a_0 + a_1 * treatment + a_2 * post2000 + a_3 * treatment * post2000 + a_4 * kjønn + a_5 * utdanning + a_6 * innvanderstatus + a_7 * statsansatte + a_8 * andel16 - 18\text{år} + a_9 * andel19 - 34\text{år} + a_{10} * andel35 - 66\text{år} + a_{11} * andel67 - 74\text{år} + \gamma + \theta + u$$

Det første som sjekkes er om det kan være utelatte variabler fra modellen. Dette testes med bruk av RESET, som ble presentert i kapittel 5. Testen gjennomføres i Stata. Nullhypotesen er som følger, H_0 : Modellen har ingen utelatte variabler. Stata gir $F(3,708) = 4,19$ med en tilhørende p-verdi på 0,0059. Det vil si at nullhypotesen forkastes og det kan være et problem med feilspesifikasjon i modellen. Dersom RESET beregnes på nytt der kommunefaste effekter utelates gir Stata gir $F(3,851) = 1,90$ og en tilhørende p-verdi på 0,128. Det vil si at nullhypotesen ikke forkastes på 10 prosent nivå. Det kan i tillegg utføres en Breusch-Pagan test som er forklart i kapittel 6 for å se om modellen kan ha heteroskedastisitet. Nullhypotesen er, som tidligere forklart, $H_0 =$ konstant varians. Ved bruk av Stata konkluderes det med at nullhypotesen kan forkastes med over 99 prosent sikkerhet. Det vil si at det kan være heteroskedastisitet. Dette gjør at t-test og F-test er ugyldige. Ved hjelp av et scatter-diagram kan det vises grafisk at det kan være heteroskedastisitet. Ved forventning av konstant varians vil det ikke være noen observasjoner som utpeker seg. Figur 7 vises spredningen av observasjonene fordelt på hvert år. Av denne kan det se ut til at noen få observasjoner varierer i betraktelig større grad fra snittet enn andre.

Figur 7: Scatterdiagram av gjennomsnittlig lønn på kommunenivå årlig i perioden 1998-2003



Et tiltak for å forhindre skjeve estimater på grunn av heteroskedastisitet er å bruke robuste standardavvik. Dette vil derfor bli brukt i beregningene videre.

Med bruk av difference-in-difference er det mulig å finne koeffisienten for treatment * post2000, som sier noe om lønnsnivået i treatmentgruppen etter år 2000. Først utledes (7.1) som i kapittel 5.2 Difference-in-difference. Dummyvariablene treatment og post2000 settes lik 1 for å finne koeffisientene for treatmentgruppen etter år 2000. Ligningene (7.2), (7.3), (7.5) og (7.6) inkluderer kontrollvariablene, års faste effekter, kommunefaste effekter og restledd, men for å gjøre det mer oversiktlig vises de ikke i utledningen.

$$(7.2) \ln \bar{w}_{T,Etter} = a_0 + a_1 * treatment + a_2 * post2000 + a_3 * treatment * post2000$$

Videre settes kun post2000 lik 1 for å få koeffisientene for kontrollgruppen etter år 2000. Treatment = 0.

$$(7.3) \ln \bar{w}_{C,Etter} = a_0 + a_2 * post2000$$

Dette gir muligheten til å sammenligne lønnsnivået mellom de forskjellige gruppene etter år 2000.

$$(7.4) \ln \bar{w}_{T,Etter} - \ln \bar{w}_{C,Etter} = a_1 * treatment + a_3 * treatment * post2000$$

Forskjellen mellom lønn mellom treatmentgruppen og kontrollgruppen etter år 2000 sammenlignes med forskjellen mellom gruppene før år 2000. Derfor utledes ligningene for både treatmentgruppen og kontrollgruppen før 2000.

I ligning (7.5) utledes ligningen for lønnsnivået i treatmentgruppen før år 2000. Som i ligning (7.2) vil vi sette treatment = 1, som gjør at $a_1 * treatment$ inkluderes, men her vil $a_2 * post2000$ og $a_3 * treatment * post2000$ ekskluderes siden $post2000 = 0$.

$$(7.5) \ln \bar{w}_{T,Før} = a_0 + a_1 * treatment$$

I ligning (7.6) settes treatment = 0 og post2000 = 0 slik at den står igjen med konstantleddet a_0 og kontrollvariablene.

$$(7.6) \ln \bar{w}_{C,Før} = a_0$$

$$(7.7) \ln \bar{w}_{T,Før} - \ln \bar{w}_{C,Før} = a_1 * treatment$$

Til slutt står koeffisienten for lønnsnivået i begge gruppene både før og etter 2000 igjen, og gir også muligheten til å se på effektene på lønn etter å ha isolert forklaringsvariabelen a_3 .

$$(7.8) (\ln \bar{w}_{T,Etter} - \ln \bar{w}_{C,Etter}) - (\ln \bar{w}_{T,Før} - \ln \bar{w}_{C,Før}) = a_3 * treatment * post2000$$

Beregningene fra Stata viser at modellen forklarer 97 prosent av variasjonen i den avhengige variabelen $\ln w$ kan bli forklart av forklaringsvariablene i datasettet. Først testes nullhypotesen $H_0: a_1 = 0, a_2 = 0, a_3 = 0$ ved å bruke en F-test. Den alternative hypotesen er $H_1: a_1 \neq 0, a_2 \neq 0, a_3 \neq 0$. I dette tilfellet kan nullhypotesen forkastes med over 99 prosent sikkerhet. Det vil si at modellen forklarer en del av variasjonen i datasettet.

Forklaringsvariabelen som sier noe om effekten på lønnsnivået er $a_3 * treatment * post2000$. Ved å beregne modellen som forklart over gir det en koeffisient på 0,001 med et robust standardavvik på 0,003. Det vil si at det er en positiv lønnsvekst på 0,1 prosentpoeng i treatmentgruppen etter år 2000. For å se om dette resultatet er signifikant utføres det en t-test der nullhypotesen er $H_0: a_3 = 0$ mot den alternative hypotesen $H_1: a_3 \neq 0$. Beregningene fra Stata gir en t-verdi på 0,39. Verdien er ikke statistisk signifikant på 1, 5 og 10 prosent nivå siden p-verdien er 0,770. Det vil si at nullhypotesen ikke kan forkastes. Variablene *treatment* og *post2000* er statistisk signifikante på 1 prosent nivå og nullhypotesen for disse variablene kan forkastes.

Det betyr at beregningene ikke kan si sikkert om det er en forskjell mellom lønn i treatmentgruppen og kontrollgruppen etter år 2000. Koeffisienten indikerer at det kan være en positiv lønnsvekst, men siden nullhypotesen ikke forkastes kan det ikke sies med en god nok grad av sikkerhet at dette stemmer. Ved å utvide modellen til å se på treatmentgruppen fra og med år 2000 til år 2003 er det en positiv lønnsvekst på 0,9 prosent i 2000 og 1 prosent i 2001 som er statistisk signifikant på henholdsvis 5 prosent og 1m prosent nivå.

I ligning (a) brukes ligningen som er utledet over, der årene post 2000 sammenlignes med årene før. Altså at årene i perioden 2000 til 2003 sammenlignes med 1998 – 1999. Det er inkludert samtlige kontrollvariabler som kjønn, utdanning, innvandrersstatus og statsansatte, samt års faste effekter og kommune faste effekter.

I ligning (b) utledes effektene på treatmentgruppen i årene etter at arbeidsgiveravgiften reduseres i 2000.

Til slutt er det ligning (c) der det i tillegg inkluderes dummyvariabler for treatmentgruppen i samtlige år i datasettet.

De tilhørende robuste standardavvikene er oppgitt i parentes under hver tilhørende koeffisient. Signifikansnivå på 10, 5 og 1 prosents nivå er vist ved henholdsvis *, **, ***.

Tabell 4: Effekter av redusert arbeidsgiveravgift på lønnsnivået

	(a) ln w	(b) ln w	(c) ln w
Treatment	-0,031** (0,016)	-0,033** (0,0186)	-0,031** (0,016)
Post 2000	0,254*** (0,008)		
Treatment * post2000	0,001 (0,003)		
Treatment * 1999			-0,002 (0,005)
Treatment * 2000		0,009** (0,004)	0,008 (0,005)
Treatment * 2001		0,010*** (0,004)	0,009** (0,004)
Treatment * 2002		0,007 (0,004)	0,006 (0,005)
Treatment * 2003		-0,005 (0,005)	-0,006 (0,006)
R ²	0,97	0,97	0,97

Ifølge RESET var det en mulighet for at modellen er feilspesifisert. Derfor kan det være nyttig å beregne modellen på nytt uten kommune faste effekter, siden det da ikke var mulig å forkaste nullhypotesen om at modellen ikke er feilspesifisert. Estimaten fra beregningen uten kommune faste effekter gir samme trend som den første beregningen med samtlige forklaringsvariabler. Det er en positiv verdi på treatmentgruppen etter 2000, men denne

verdien er ikke signifikant. Forskjellig ved den nye beregningen er at det ikke er noen signifikante verdier når det sees på treatmentgruppen i hvert år eller kun for årene etter 2000. Resultatene vises i tabell 5.

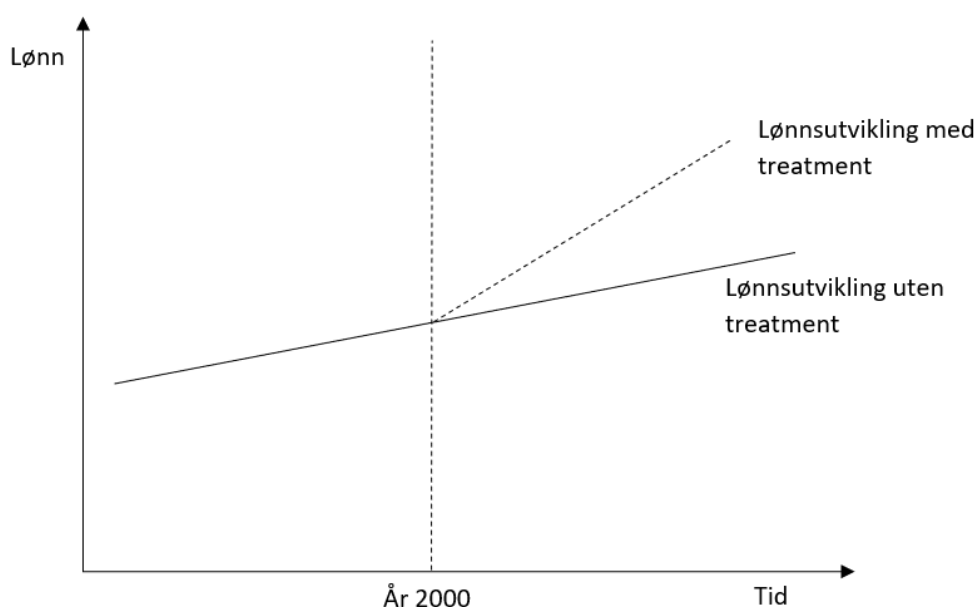
Tabell 5: Effekter av redusert arbeidsgiveravgift på lønnsnivået, uten kommune faste effekter

	(a) ln w	(b) ln w	(c) ln w
Treatment	-0,047*** (0,006)	-0,050*** (0,007)	-0,052*** (0,010)
Post 2000	0,293*** (0,010)		
Treatment * post2000	0,002 (0,008)		
Treatment * 1999			0,005 (0,013)
Treatment * 2000		0,010 (0,012)	0,012 (0,014)
Treatment * 2001		0,011 (0,011)	0,013 (0,013)
Treatment * 2002		0,009 (0,012)	0,011 (0,014)
Treatment * 2003		-0,005 (0,012)	-0,003 (0,014)
R ²	0,78	0,78	0,78

7.2.1 Drøfting av lønnseffekter

Ifølge den klassiske arbeidsmarkedsteorien beskrevet i kapittel 2 vil lønnen øke som følge av redusert arbeidskostnader. Det vil si at det forventes at lønnsutviklingen i treatmentgruppen øker mer relativt til kontrollgruppen etter det har vært en treatment. Dette kan vises grafisk. Etter år 2000 forventes det at treatmentgruppen vil ha en større økning i lønn enn dersom det ikke hadde vært treatment.

Figur 8: Forventet lønnsutvikling med og uten treatment

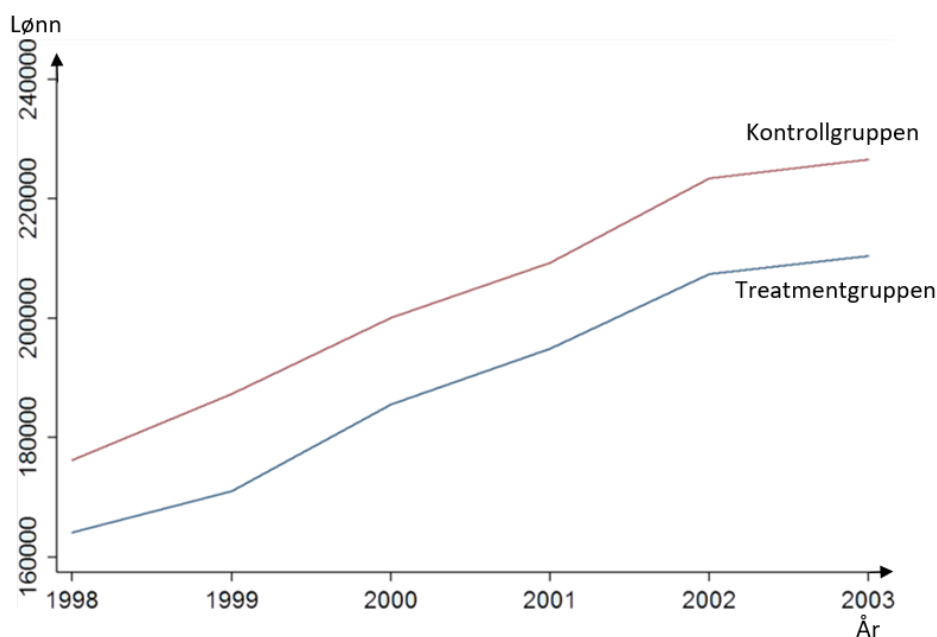


Beregningen kan modellen altså ikke sikkert si at lønnsutviklingen har beveget seg slik som kurven «lønnsutvikling med treatment» fremfor å holde seg til utviklingen uten treatment. Dette kan ha flere årsaker. Forventningen om lavere arbeidskostnader kan ha gitt utslag i at lønnen, eller forventningen om lønn etter treatment, er satt for høyt. Dette vil gi et overflødig tilbud som driver tilbudet ned. Dette kan ha skjedd dersom kommunene i en lengre periode har forberedt seg på treatment og allerede justert lønnsnivået. Arbeidstakere blir på den måten tilbud, eller forventer å bli tilbudt, for høy lønn og med overflødig tilbud vil arbeidstakere godta en lavere lønn slik at lønnsnivået til slutt ender opp på samme nivå som i kontrollgruppen.

En annen faktor kan være at det er treg lønnstilpasning. I datasettet er det inkludert 3 år etter treatment. Det antas at det er lite sannsynlig at lønnstilpasningen tar over 3 år fra

treatment til det vises en effekt. Det er heller ikke mulig å forkaste nullhypotesen i de utvidede modellene som ser på treatmenteffektene per år. Dersom lønnen hadde tilpasset seg 2 eller 3 år etter så burde modellen kunne ha fanget opp den effekten. Ved å se på lønnsutviklingen i de forskjellige gruppene grafisk så kan det vurderes til at det har vært en lignende utvikling. Den gjennomsnittlige lønnen er lavere i treatmentgruppen enn i kontrollgruppen gjennom hele perioden.

Figur 9: Lønnsutvikling i perioden 1998-2000 oppgitt i tall



Videre kan resultatet skyldes mangler i datasettet. Det er kun innhentet gjennomsnittlig lønn på kommunenivå. Modellen gir derfor en indikasjon på effekten på hele kommunen samlet sett, men redusert arbeidsgiveravgift kan ha gitt lønnseffekter på utvalgte aldersgrupper, arbeidstakere med forskjellig utdanningsnivå eller innvandringsbakgrunn, kvinner eller i hele industrier. Effekter hos en gruppe kan utjevnes ved effekter hos en annen gruppe. Modellen vil ikke kunne fange opp effekter hos utvalgte grupper dersom ikke endringen hos en eller flere grupper er såpass stor at det gir utslag på kommunenivå. Dette er noe som vises i Stokke (2017) hvor det vises at det er en sterk og positiv effekt lønnseffekt på industrisektoren mens det er ingen signifikant effekt på serviceindustrien. En slik effekt vil ikke kunne fanges opp her. Stokke (2017) viste også at det var en signifikant effekt på

lønnsøkning hos arbeidstakere uten høyere utdanning. Det var ikke en signifikant effekt på lønn hos arbeidstakere med høyere utdanning.

Benmarker et al. (2009) viste en positiv lønnseffekt av redusert arbeidsgiveravgift. I snitt gikk $\frac{1}{4}$ av reduksjonen i arbeidsgiveravgift fra arbeidsgiver til arbeidstaker. Dette er i tråd med den klassiske arbeidsmarkedsteorien. Det som også kan skje er at dersom det opprettes flere nye bedrifter enn tidligere kan det føre til at lønnsøkningen i eksisterende bedrifter blir utjevnet av den lavere gjennomsnittslønnen i de nye bedriftene. Dette er som sagt en effekt som modellen i denne oppgaven ikke kan fange opp. Det er derfor en mulighet til at det er en lønnseffekt hos utvalgte grupper som oppveies av andre. Andre studier har vist at det kan være en betydelig andel av kostnadsnedgangen som overføres til lønnsøkning for arbeidstakerne. Johansen og Klette (1997) konkluderte med at denne overføringseffekten kan være så stor som 60-100 prosent. De fant et sterkt positivt forhold mellom arbeidsgiveravgiften og lønnen til arbeidstakere. I studien til Johansen og Klette (1997) pekte de på at dette forholdet kan skyldes heterogent arbeid kombinert med høyere utdanning på sentrale områder, lokale lønnsforhandlinger kombinert med høy profitt og alternativ lønn i sentrale områder og at arbeidsgiveravgiften er lav i områder med lavt lønnsnivå. Disse forholdene stemmer overens med den klassiske arbeidsmarkedsteorien. Ved en stor overføringseffekt til lønn fører det til en mindre effekt på sysselsetting. Det er en lignende situasjon dersom arbeidsgiveravgiften øker. Da vil effektene på sysselsetting være marginale dersom kostnadsøkningen kan veltes over på lønn (Effektutvalgets rapport, 2002).

7.3 Effekter på sysselsetting

For å kunne se effektene av redusert arbeidsgiveravgift på sysselsetting brukes modellen som er presentert i kapittel 5.3:

$$(7.9) \ln L = \beta_0 + \beta_1 * treatment + \beta_2 * post2000 + \beta_3 * treatment * post2000 + \beta_4 * kjønn + \beta_5 * utdanning + \beta_6 * innvandrersstatus + \beta_7 * statsansatte + \beta_8 * andel16 - 18\text{år} + \beta_9 * andel19 - 34\text{år} + \beta_{10} * andel35 - 66\text{år} + \beta_{11} * andel67 - 74\text{år} + \mu + \omega + v$$

Først testes nullhypotesen H_0 : Modellen har ingen utelatte variabler for å se om modellen kan være feilspesifisert. Resultatene fra Stata er $F(3, 708) = 23,15$ og nullhypotesen forkastes

med over 99 prosent sikkerhet. Det kan altså være et problem med feilspesifikasjon. Videre testes modellen for heteroskedastisitet med en Breusch-Pagan test. Nullhypotesen er H_0 : Konstant varians. Nullhypotesen forkastes med over 99 prosent sikkerhet, som vil si at det kan være heteroskedastisitet. Det vil derfor bli benyttet robuste standardavvik i beregningene.

Denne modellen skal utledes på samme måte som modellen som ble brukt til å se effektene på lønn. I utledningen inngår igjen både kontrollvariablene, års faste effekter, kommunefaste effekter og restledd, men disse vises ikke for å gi en bedre oversikt over de interessante variablene.

$$(7.10) \ln L = \beta_0 + \beta_1 * treatment + \beta_2 * post2000 + \beta_3 * treatment * post2000$$

Først finnes sysselsetting etter treatment i både treatmentgruppen og kontrollgruppen i ligning (6.11) og (6.12).

$$(7.11) \ln \bar{L}_{T,Etter} = \beta_0 + \beta_1 * treatment + \beta_2 * post2000 + \beta_3 * treatment * post2000$$

$$(7.12) \ln \bar{L}_{C,Etter} = \beta_0 + \beta_2 * post2000$$

Dette gjør det mulig å se forskjellen på de forskjellige gruppene etter år 2000, som vist i ligning (7.13).

$$(7.13) \ln \bar{L}_{T,Etter} - \ln \bar{L}_{C,Etter} = \beta_1 * treatment + \beta_3 * treatment * post2000$$

Videre trengs det å finne mål på sysselsetting i begge gruppene før treatment, som vises i ligning (7.14) og (7.15).

$$(7.14) \ln \bar{\bar{L}}_{T,Før} = \beta_0 + \beta_1 * treatment$$

$$(7.15) \ln \bar{\bar{L}}_{C,Før} = \beta_0$$

Da vises forskjellen mellom treatmentgruppen og kontrollgruppen som variabelen $\beta_1 * treatment$ i ligning (7.16).

$$(7.16) \ln \bar{\bar{L}}_{T,Før} - \ln \bar{\bar{L}}_{C,Før} = \beta_1 * treatment$$

Dette gjør det mulig å isolere koeffisienten for effekten på treatmentgruppen ved ligning (7.13) minus ligning (7.16), vist i ligning (7.17).

$$(7.17) (\ln \bar{L}_{T,Etter} - \ln \bar{L}_{C,Etter}) - (\ln \bar{L}_{T,Før} - \ln \bar{L}_{C,Før}) = \beta_3 * treatment * post2000$$

Også her er det interesse for å finne koeffisienten for treatmentgruppen etter år 2000, som er variabelen $\beta_3 * treatment * post2000$ i modellen.

Effekten av redusert arbeidsgiveravgift beregnes ved bruk av Stata.

Forklaringsvariablene i modellen beskriver rundt 82 prosent av variasjonen i sysselsettingen. Formulerer nullhypotesen der $H_0: \beta_1 = 0, \beta_2 = 0, \beta_3 = 0$ og den alternative hypotesen er $H_1: \beta_1 \neq 0, \beta_2 \neq 0, \beta_3 \neq 0$ for å se om dette er statistisk signifikant. Her er det mulig å forkaste nullhypotesen med over 99 prosent sikkerhet. Det vil si at modellen gir en forklaring på variasjonen til sysselsettingen.

Koeffisienten for treatment er på -0,005 og er statistisk signifikant på 5 prosent nivå, men ikke på 1 prosent nivå. Koeffisienten på post2000 er på -0,011 og er statistisk signifikant på 1 prosent nivå. Den siste og mest interessante variabelen er treatment * post2000. Den har en positiv koeffisient på 0,002. Formulerer en t-test der nullhypotesen er $H_0: \beta_3 = 0$ og den alternative hypotesen er $H_1: \beta_3 \neq 0$. Her er det en t-verdi på 2,94 og en p-verdi til t-testen på 0,003. Koeffisienten er statistisk signifikant på 1 prosent nivå. Det betyr at nullhypotesen kan forkastes med 99 prosent sikkerhet. Dette vil si at redusert arbeidsgiveravgift kan gi økt sysselsetting i kommunene.

Modellen kan utvides for å se på treatmenteffekten for hvert år. I ligning (b) vist i tabell utvides modellen med treatmenteffektene for årene 2000, 2001, 2002 og 2003. Koeffisientene per år gir en indikasjon på positiv effekt hvert år, hvor koeffisienten for treatment i 2001, 2002 og 2003 er statistisk signifikant på 1 prosent nivå. I tabell 5 vises koeffisientene med det robuste standardavviket i parentes under hver tilhørende koeffisient. Signifikansnivå på 10, 5 og 1 prosents nivå er vist ved henholdsvis *, **, ***.

Tabell 5: Effekter av redusert arbeidsgiveravgift på sysselsetting

	(a) ln L	(b) ln L	(c) ln L
Treatment	-0,005** (0,002)	-0,006** (0,002)	-0,006** (0,002)
Post 2000	-0,011*** (0,001)		
Treatment * post2000	0,002*** (0,0005)		
Treatment * 1999			0,001 (0,001)
Treatment * 2000		0,001 (0,001)	0,001 (0,001)
Treatment * 2001		0,002*** (0,001)	0,002*** (0,001)
Treatment * 2002		0,002*** (0,001)	0,002*** (0,001)
Treatment * 2003		0,003*** (0,001)	0,004*** (0,001)
R ²	0,82	0,82	0,82

Det vil si at kommuner i treatmentgruppen opplever en økning i befolkningen på 0,2 prosent sammenlignet med kommunene i kontrollgruppen. At det er en økning er i tråd med den klassiske arbeidsmarkedsteorien som ble presentert i kapittel 3. Selve graden av økningen er ikke betydelig, med bare 0,2 prosent.

Tallene for sysselsetting i tabell 3 er funnet ved å bruke tall for hele befolkningen i alderen 16 til 74 år og justere for antall arbeidsledige i de forskjellige kommunene. Dette gjøres som sagt fordi innsamlingen av data på sysselsatte og arbeidstakere ble endret fra år 2000. Før denne perioden ble sysselsettingen kun målt med lønnstakere, mens det fra etter

år 2000 ble målt med både lønnstakere og selvstendig næringsdrivende. Datamaterialet for sysselsetting før og etter 2000 kan derfor føre til en feilkilde som gir skjeve estimater.

Det kan likevel være interessant å se om statistikken på sysselsetting med endret innsamlingsmetode i 2000 gir andre koeffisienter enn ved å ta befolkningen i arbeidsdyktig alder justert for arbeidsledige. Å bruke sysselsettingstallene som er mål i lønnstakere før år 2000 og lønnstakere og selvstendig næringsdrivende etter år 2000 som avhengig variabel gir en koeffisient for $treatment * post2000$ på 0,047. Koeffisienten er signifikant på 1 prosent nivå og forklaringsvariablene forklarer 99 prosent av variasjonen i den avhengige variabelen med over 99 prosent sikkerhet. Dette vises som ligning (g) i tabell 4. Målene med sysselsettingstallene fra NSD gir en sterkere effekt på sysselsetting i treatmentgruppen etter år 2000 i forhold til koeffisienten i ligning (d). I utgangspunktet bør disse koeffisientene være tilsvarende like siden den avhengige variabelen skal være hentet fra samme grunnlag. Forskjellen på de to avhengige variablene er hvordan sysselsetting er målt. I ligning (g) vil det være en markant økning i år 2000 på antall sysselsatte i hver kommune, men det betyr ikke at det ble ansatt flere det året siden flere ble inkludert i målingen. Denne økningen kan vises i at koeffisienten $post2000$ er 0,204 i resultatene fra ligning (g) mot -0,011 i resultatene fra ligning (d).

En annen faktor det kan være interessant å se på er befolkningsutviklingen mellom de to gruppene. Dette kan finnes ved å sette befolkning, benevnt som N , som avhengig variabel i modellen:

$$(h) \ln N = \beta_0 + \beta_1 * treatment + \beta_2 * post2000 + \beta_3 * treatment * post2000 + \beta_4 * kjønn + \beta_5 * utdanning + \beta_6 * innvandrersstatus + \beta_7 * statsansatte + \beta_8 * andel16 - 18\text{år} + \beta_9 * andel19 - 34\text{år} + \beta_{10} * andel35 - 66\text{år} + \beta_{11} * andel67 - 74\text{år} + \mu + \omega + v$$

Denne ligningen løses på samme måte med difference-in-difference som vist med ln L. Interaksjonsleddet her viser en koeffisient på -0,011 som er signifikant på 1 prosent nivå. Det vil si at det er en svakere befolkningsutvikling i treatmentgruppen enn i kontrollgruppen. Koeffisientene for modellene med sysselsettingsdata fra NSD som har endret målemetode og befolkning vises i tabell 6. Robuste standardavvik er oppgitt under tilhørende koeffisient. Signifikansnivå på 10, 5 og 1 prosents nivå er vist ved henholdsvis *, **, ***.

Tabell 6: effekter på sysselsetting og befolkning

	(g) ln L'	(h) ln N
Treatment	-0,831*** (0,036)	-0,770**** (0,014)
Post 2000	0,204*** (0,014)	-0,007 (0,004)
Treatment * post2000	0,047*** (0,007)	-0,011*** (0,020)
R ²	0,99	0,99

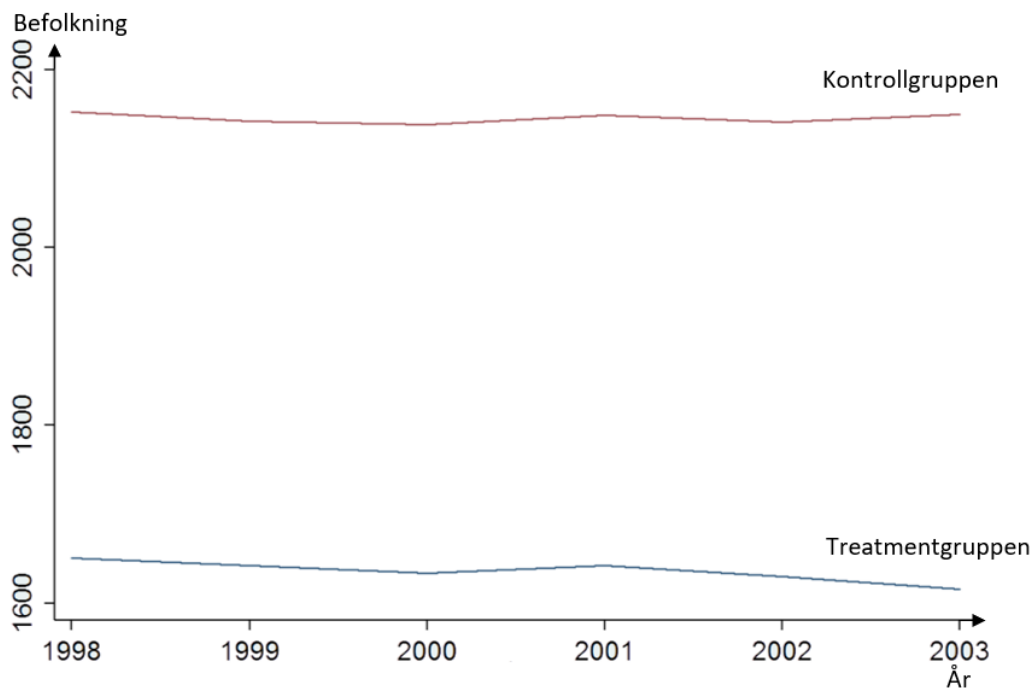
7.3.1 Drøfting av sysselsettingseffekter

Resultatene fra ligning (g) viser samme resultat som tidligere, at det er en positiv sysselsettingseffekt i treatmentgruppen. Effekten i ligning (g) er betydelig større enn i ligning (d). Problemet med målet på sysselsettingen i ligning (g) er at selv om difference-in-difference ser på forskjellen mellom treatmentgruppen og kontrollgruppen før treatment, og forskjellen mellom gruppene etter treatment, er det ikke sikkert at den delen av arbeidstakere som ble holdt utenfor før 2000 har utviklet seg likt. Det vil si at dersom en gruppe hadde en stor andel av selvstendig næringsdrivende før år 2000, og denne andelen sank betraktelig til etter år 2000 vil ikke dette fanges opp av modellen. Det vil da bli en form for målefeil som kan skape forventningsskjevne estimater. I dette tilfellet er forskjellen på resultatene fra ligning (d) og (g) betydelige. I ligning (g) viser at det er en 4,5 prosent større forskjell i sysselsettingen hos treatmentgruppen enn tilsvarende i ligning (d).

Resultatet i ligning (h) er interessant. I utgangspunktet kan det antas at lavere arbeidskostnader fører til større etterspørsel etter arbeidskraft og mulighet for høyere lønn sammenlignet med tidligere skal føre til større tilvekst av innbyggere. Resultatet i ligning (h) tyder på noe annet, at kommune med lavere kostnader sliter med dårligere befolkningsvekst. Dette kan være et resultat av at kommunene ikke er tilfeldig utvalgt. Kommunene som ble satt til en sone med lavere arbeidsgiveravgift ble valgt på bakgrunn av en rekke faktorer, som økonomisk utvikling og befolkningsvekst. Arbeidsgiveravgift er sagt å være et virkemiddel for å stimulere sysselsettingsvekst i distriktene, og det vil derfor være naturlig at kommuner med dårlige utsikter med tanke på befolkning og økonomi blir satt i

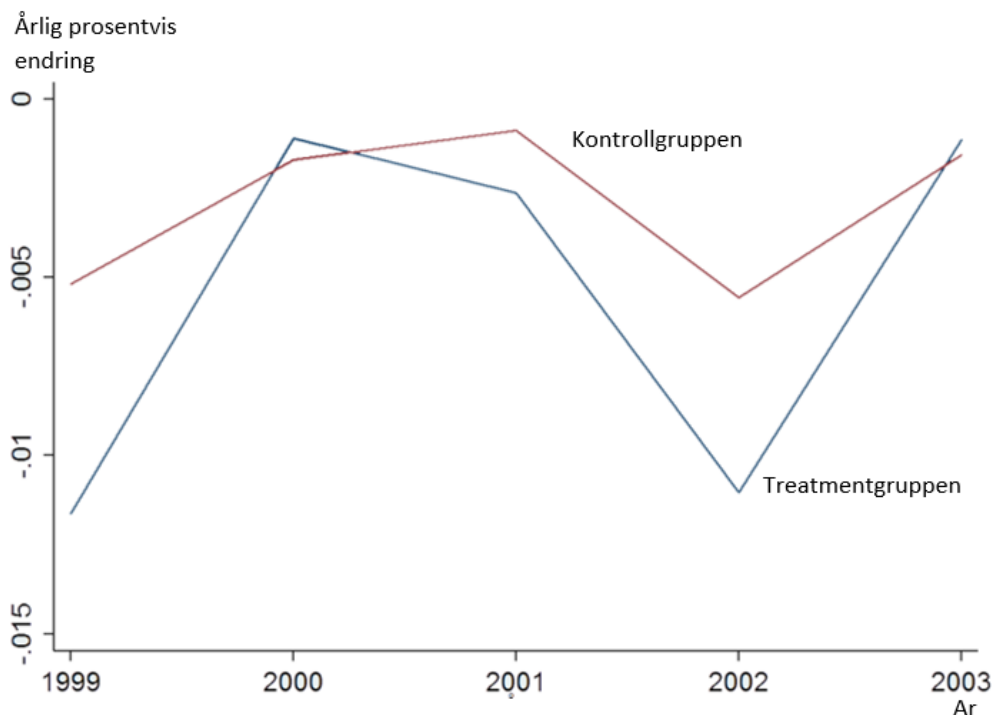
soner med lavere avgift. Befolkningsutviklingen i gruppene vises grafisk i figur 9. Det viser at begge gruppene har vært relativt stabile, men at i årene 2001 og 2002 har treatmentgruppen hatt en svak nedadgående trend i gjennomsnittlig befolkning. Dette kan tyde på fraflytting.

Figur 10: Gjennomsnittlig befolkning på kommunenivå



Endringen i befolkningen fra år til år vises tydeligere i figur 9. Der vises befolkningsendringen med den årlige prosentvise endringen sammenlignet med året før. Hvert år er det en negativ utvikling, som vises ved at kurvene for begge gruppene er under 0 prosent i hele perioden.

Figur 11: Årlig prosentvis befolkningsendring i kommunene



Modellen kan ikke fange opp om redusert arbeidsgiveravgift er med på å hindre fraflytting. Det er en negativ effekt på befolkningen i treatmentgruppen etter 2000. Isolert sett vil det bety at redusert arbeidsgiveravgift ikke forhindrer fraflytting, men her er det et problem med bruk av difference-in-difference. Et problem med difference-in-difference er nemlig å finne en treatmentgruppe og kontrollgruppe som samsvarer med hverandre og der treatmentgruppen er helt tilfeldig valgt. Dette er ikke tilfelle her. Som tidligere sagt er treatmentgruppen valgt ut fra en rekke faktorer som økonomi og befolkningsutvikling. Det kan derfor være mulig å anta at treatmentgruppen hadde hatt en større fraflytting enn kontrollgruppen dersom det ikke hadde vært en hendelse, som redusert arbeidsgiveravgift. Det vil si at det er en mulighet for at forskjellen i befolkningsutviklingen i treatmentgruppen og kontrollgruppen er mindre enn den hadde vært uten treatment, men modellen kan ikke fange opp denne effekten.

Det er også en mulighet for at bedrifter har lengre levetid som følge av redusert arbeidsgiveravgift. Det vil si at bedrifter ikke øker tilbudet etter arbeidskraft som følge av lavere kostnader knyttet til arbeidskraft, men at de har muligheten til å sysselsette samme antall arbeidstakere over en lengre periode, slik som det blir argumentert for i Bennmærker et al. (2009). Dette er en mulig effekt som heller ikke kan fanges opp av modellen og

dataene som er samlet i denne oppgaven. Samfunnsøkonomisk Analyse (2018) analyserte samme endringen av arbeidsgiveravgift i 2000 og fant at det ble etablert relativt flere bedrifter i treatmentgruppen i perioden 2000-2002. Det vil si at det er en positiv effekt mellom antall nyetablerte bedrifter og redusert arbeidsgiveravgift. Det kunne likevel ikke konkluderes med at økningen i nyetableringer skyldtes den reduserte arbeidsgiveravgiften. De fant heller ikke en lignende effekt på bedrifter som opphørte enten ved konkurs eller sammenslåing. Det var altså ingen endring på trendene for om en bedrift opphørte før eller etter 2000.

8. Oppsummering

Denne oppgaven studerer effekten av redusert arbeidsgiveravgift på lønn og sysselsetting i kommuner. Dette har blitt gjort ved å analysere endring på lønn og sysselsetting på 31 kommuner som ble plassert i en sone med lavere arbeidsgiveravgift i 2000. Hensikten med differensiert arbeidsgiveravgift er å være et virkemiddel for å stimulere sysselsetting i utvalgte kommuner og er med på å hjelpe målet om å opprettholde hovedtrekk i bosettingsmønsteret i Norge.

Utgangspunktet for oppgaven er den helt grunnleggende arbeidsmarkedsteorien som sier at lønn og sysselsetting settes av tilbud og etterspørsel etter arbeidskraft. Lavere arbeidsgiveravgift fører til at kostnadene for arbeidskraft blir redusert. Teoretisk sett vil bedrifter ønske å ansette flere så lenge det fører til økt nettopprofitt. Tilbudet settes av arbeidstakere og det antas et homogent arbeidsmarked, full mobilitet og perfekt informasjon. Lavere kostnader til arbeidskraft vil føre til at bedrifter ønsker å ansette flere arbeidstakere. Det vil si at etterspørselen øker, mens tilbudet er stabilt. Når dette skjer vil lønn og sysselsetting øke.

Det har vært flere studier tidligere som har sett på effektene av endring av arbeidsgiveravgift. Cappelen og Stambøl (2002) fant at dersom arbeidsgiveravgiften økes så kan de økte kostnadene veltes helt over på lønn uten at det påvirker sysselsetting, eller at kostnaden veltes helt over på sysselsetting uten effekt på lønn. Graden av overveltningen bestemmes av bedrifters markedsmakt.

Benmarker et al. (2009) viste at redusert arbeidsgiveravgift har en signifikant effekt på lønn, men at det ikke er en like klar effekt på sysselsetting i bedrifter som eksisterte før reduksjonen i arbeidsgiveravgift. Det kan derimot være en sysselsettingseffekt ved at det etableres flere nye bedrifter. Dette er en effekt som også Samfunnsøkonomisk Analyse (2018) kommer frem til. Effektene av redusert arbeidsgiveravgift på lønn kan også variere mellom forskjellige grupper. I Stokke (2017) blir det vist til at forskjellige industrier kan få forskjellig effekt, og at lønnseffekten er større for individer som ikke har høyere utdanning mot individer med høy utdanning.

I analysen har jeg brukt paneldata for perioden 1998-2003, det vil si at det er gjort observasjoner på samme kommuner over flere år. Det er innhentet tall for lønn, befolkning

og arbeidsledighet på kommunenivå. Det er også kontrollert for andel av kjønn, alderssammensetting, andel med innvandringsstatus og andel med høy utdanning. Fremgangsmåten jeg har brukt er difference-in-difference for å kunne se på effektene hos kommunene som ble plassert i en sone med lavere arbeidsgiveravgift mot kommuner som var i samme sone før 2000 men som ikke fikk endret arbeidsgiveravgift.

Jeg kom frem til at det er en positiv effekt på både lønn og sysselsetting. Kun effektene på sysselsetting er signifikant, men det er en liten positiv effekt på begge. Det er også vist at det er en dårligere utvikling i befolkningsveksten hos kommunene med lavere arbeidsgiveravgift. Modellen ser på gjennomsnittlig lønn og sysselsetting i kommunene. Det vil si at modellen fanger opp hovedtrekkene av utviklingen i kommunene, men den greier ikke å fange opp forskjeller innad i kommunen. Det kan ha vært et utvalg av grupper, som høyt utdannede eller enkelte industrier, som har opplevd en signifikant økning i lønn som ikke blir vist. Effekten av gruppene som opplever et oppsving av lavere arbeidsgiveravgift kan dermed bli utjevnet av grupper som ikke opplever samme effekt. Det er også mulig at bedrifter får en lengre levetid som følge av lavere kostnader til arbeidskraft. Dette kan være med å holde lønn og sysselsetting på samme nivå som tidligere, men dette vil ikke nødvendigvis gi en positiv effekt på noen av variablene. Det er også vist en negativ utvikling i befolkningsveksten. Det er ikke mulig å se om denne utviklingen hadde vært verre uten reduksjonen i arbeidsgiveravgift.

Fordelen med difference-in-difference er at det gir muligheten til å se effektene på kommunene som fikk redusert arbeidsgiveravgift opp mot andre kommuner. Grunntanken med denne fremgangsmåten er at treatmentgruppen og kontrollgruppen ville hatt en helt lik utvikling dersom det ikke hadde vært noen form for hendelse. Ideelt sett skulle derfor treatmentgruppen vært helt tilfeldig utvalgt, noe som ikke er tilfelle her. Kommunene som er i treatmentgruppen er valgt på grunnlag av for eksempel prognoser på befolkningsutvikling.

Kilder

Angrist, J. og Krueger, A. (1999): «Empirical strategies in labor economics,» Handbook of Labor Economics, in: O. Ashenfelter & D. Card (ed.), Handbook of Labor Economics, volum 3A

Benmarker, H., Mellander, E., og Öckert, B. (2009). Do regional payroll tax reductions boost employment? Labour Economics, 16(5)

Beregnet arbeidsgiveravgift (2018) Tilgjengelig fra

<https://www.ssb.no/a/metadatas/conceptvariable/vardok/3049/nb> (Hentet: 01.02.2019)

Cappelen, Å. og Stambøl, L.S. (2003): «Virkninger av å fjerne regionale forskjeller i

arbeidsgiveravgiften og noen mulige mottiltak.» Statistisk sentralbyrå, Notater 2003/31.

Tilgjengelig fra https://www.ssb.no/a/publikasjoner/pdf/notat_200331/notat_200331.pdf

(Hentet: 20.02.2019)

Effektutvalgets rapport (2002): «Regionale og distriktspolitiske effekter av differensiert

arbeidsgiveravgift.» Tilgjengelig fra

<https://www.regjeringen.no/globalassets/upload/kilde/krd/red/2004/0047/ddd/pdfv/168012-effektutvalgetunderveisrapport.pdf> (Hentet: 20.02.2019)

Gärtner, M. (2009) Macroeconomics. 3. utg. London: Financial Times - Prentice Hall.

Helde, I. (1998). Arbeidsgiveravgiften 1967-1998. Notater 1998/10. Tilgjengelig fra

https://www.ssb.no/a/histstat/not/not_9810.pdf (Hentet: 20.02.2019)

Hervik, A. og Rye, M. (2010): «Drøfting av differensiert arbeidsgiveravgift som virkemiddel for utvikling av kompetansebaserte arbeidsplasser». Tilgjengelig fra

https://www.regjeringen.no/globalassets/upload/krd/nou/kompetansesarbeidsplasser/differensiert_arbeidsgiveravgift.pdf (Hentet: 20.02.2019)

Johansen, F. og T.J. Klette (1997): «Wage and Employment Effects of Payroll Taxes and Investment Subsidies», Discussion Papers 194, Statistics Norway

Kristoffersen, S. (2017) Lønnsforskjellene mellom kvinner og menn vedvarer. Tilgjengelig fra

<https://www.ssb.no/arbeid-og-lonn/artikler-og-publikasjoner/lonnsforskjellene-mellom-kvinner-og-menn-vedvarer--331542> (Hentet: 20.05.2019)

Mathisen, B. (2001) Flyktning og arbeidsmarkedet: 4. kvartal 2000. Notater 2001/68. Tilgjengelig fra https://www.ssb.no/a/publikasjoner/pdf/notat_200168/notat_200168.pdf (Hentet: 20.05.19)

Meld. St. 34 (2000–2001) (2001) Om distrikts- og regionalpolitikken. Oslo: Kommunal- og moderniseringsdepartementet.

Næsheim, H. N. (2018) Endringer i yrkesstrukturen 2000-2017. Rapport 2018/39. Tilgjengelig fra https://www.ssb.no/forside/_attachment/370457?_ts=1675fa3af30 (Hentet: 20.05.19)

Samfunnsøkonomisk Analyse AS (2018): Evaluation of the regionally differentiated social security contributions in Norway. Rapport 26-2018

Skatteetaten (2019) Sats for: Arbeidsgiveravgift. Tilgjengelig fra <https://www.skatteetaten.no/satser/arbeidsgiveravgift/> (Hentet: 01.02.2019)

SSB (2019) Grunnlag for arbeidsgiveravgift. Tilgjengelig fra <https://www.ssb.no/arbeid-og-lonn/statistikker/agrl/aar> (Hentet: 01.02.2019)

SSB (2002) Lønn, 1997-2001. Tilgjengelig fra <https://www.ssb.no/arbeid-og-lonn/statistikker/lonnansatt/arkiv/2002-06-28> (Hentet: 20.05.2019)

SSB (2019) Statistikkbanken: tabell 10486, 2000 og 2017. Tilgjengelig fra <https://www.ssb.no/statbank/table/10486/> (Hentet 01.02.2019)

SSB (2019) Sysselsetting, registerbasert: Bakgrunn – Formål og historie. Tilgjengelig fra <https://www.ssb.no/regsys> (Hentet: 20.05.2019)

Stokke, Hildegunn. «Regional payroll tax cuts and individual wages: Heterogeneous effects across education groups.» Working paper, 2017

Strøm, F. (2002). Arbeidsgiveravgiften - Soneinndelingens utvikling. Endringer i perioden 1998-2002. Oslo: Statistisk sentralbyrå. Tilgjengelig fra https://www.ssb.no/a/publikasjoner/pdf/notat_200265/notat_200265.pdf (Hentet: 20.02.2019)

Wooldridge, J. M., (2012): «Introductory Econometrics: A modern approach» 5. utg. South-Western, Cengage Learning

Vedlegg 1

Kommuner som ble plassert i sone 3 fra år 2000

Treatmentgruppen

0430 Stor-Elvdal	0542 Nord-Aurdal
0432 Rendalen	0543 Vestre Slidre
0434 Engerdal	0544 Øystre Slidre
0436 Tolga	0545 Vang
0437 Tynset	1566 Surnadal
0438 Alvdal	1567 Rindal (-2018)
0439 Folldal	1569 Aure (-2005)
0441 Os (Hedmark)	1571 Halså
0511 Dovre	1572 Tustna (-2005)
0512 Lesja	1613 Snillfjord (-2017)
0513 Skjåk	1640 Røros (-2017)
0514 Lom	1644 Holtålen (-2017)
0515 Vågå	1665 Tydal (-2017)
0517 Sel	1736 Snåase - Snåsa (-2017)
0540 Sør-Aurdal	
0541 Etnedal	

Kommuner som ble værende i sone 2 i perioden 1998 - 2003

Kontrollgruppen

0418 Nord-Odal	1238 Kvam
0420 Eidskog	1252 Modalen
0423 Grue	1265 Fedje
0425 Åsnes	1266 Masfjorden
0426 Våler (Hedmark)	1401 Flora
0428 Trysil	1411 Gulen
0429 Åmot	1412 Solund
0516 Nord-Fron	1413 Hyllestad
0519 Sør-Fron	1416 Høyanger
0520 Ringebu	1417 Vik
0522 Gausdal	1419 Leikanger
0536 Søndre Land	1419 Leikanger
0538 Nordre Land	1421 Aurland
0615 Flå	1422 Lærdal
0616 Nes (Buskerud)	1424 Årdal
0617 Gol	1426 Luster
0618 Hemsedal	1428 Askvoll
0619 Ål	1429 Fjaler
0620 Hol	1430 Gaular
0632 Rollag	1431 Jølster
0633 Nore og Uvdal	1432 Førde
0817 Drangedal	1433 Naustdal
0819 Nome	1438 Bremanger
0826 Tinn	1439 Vågsøy
0827 Hjartdal	1441 Selje
0828 Seljord	1443 Eid
0829 Kviteseid	1444 Hornindal
0830 Nissedal	1445 Gloppen
0831 Fyresdal	1449 Stryn

0833 Tokke	1449 Stryn
0834 Vinje	1515 Herøy (Møre og Romsdal)
0911 Gjerstad	1524 Norddal
0912 Vegårshei	1525 Stranda
0929 Åmli	1526 Stordal
0935 Iveland	1534 Haram
0937 Evje og Hornnes	1539 Rauma
0938 Bygland	1543 Nesset
0940 Valle	1545 Midsund
0941 Bykle	1546 Sandøy
1026 Åseral	1547 Aukra
1027 Audnedal	1551 Eide
1034 Hægebostad	1557 Gjemnes
1046 Sirdal	1560 Tingvoll
1133 Hjelmeland	1563 Sunndal
1134 Suldal	1621 Ørland (-2017)
1135 Sauda	1622 Agdenes (-2017)
1141 Finnøy	1624 Rissa (-2017)
1151 Utsira	1627 Bjugn (-2017)
1154 Vindafjord (1965-2005)	1634 Oppdal (-2017)
1211 Etne	1635 Rennebu (-2017)
1219 Bømlo	1636 Meldal (-2017)
1223 Tysnes	1648 Midtre Gauldal (-2017)
1224 Kvinnherad	1664 Selbu (-2017)
1227 Jondal	1711 Meråker (-2017)
1228 Odda	1717 Frosta (-2017)
1231 Ullensvang	1718 Leksvik (-2017)
1232 Eidfjord	1723 Mosvik (-2011)
1233 Ulvik	1724 Verran (-2017)
1234 Granvin	

Vedlegg 2

Datasettet er bygd opp av data fra kommunedatabasen til Norsk senter for forskningsdata (NSD) og fra Statistikkbanken til Statistisk Sentralbyrå (SSB)

Det er hentet inn tall for hver kommune vist i vedlegg 1 i perioden 1998 - 2003 fra følgende tabeller:

NSD:

Arbeidstakere i Staten

Befolkning: innvandrere og norskfødte med innvandrerforeldre

Bruttoinntekt: Alle personer over 17 år

Sysselsatte: Bosted: 2000 – 2003

Arbeidstakerstatistikk bostedskommune: 1998 – 1999

Utdanningsnivå: Universitet- og høghskolenivå kort

Utdanningsnivå: Universitet- og høghskolenivå lang

SSB:

Tabell 01603: Arbeidsledige

Tabell 07459: Befolkning

Tabell 07459: Befolkning: kvinner