



MASTEROPPGAVE I SAMFUNNSØKONOMI

**Lokale multiplikatoreffekter av offentlig  
sysselsetting i Norge**

Luka Marčinko

Institutt for samfunnsøkonomi

NORGES TEKNISK-NATURVITENSKAPELIGE UNIVERSITET



## Forord

Denne masteroppgaven er et avsluttende arbeid på det to-årige masterstudie i samfunnsøkonomi. Jeg ønsker med dette å takke min veileder, professor Bjarne Strøm for glimrende veiledning, gode tilbakemeldinger og en innsats langt utover det som står i retningslinjene. Jeg vil også takke gutta på Pareto FK for et fantastisk sosialt samhold både på skolen og på fritiden, og ellers takk til andre venner, kjæreste og familie for at de alltid er der.

Eventuelle feil og mangler i oppgaven kan ikke klandres andre enn meg selv.

Trondheim, Mai 2016

Luka Marčinko



# Innhold

<b>1</b>	<b>Introduksjon</b>	<b>1</b>
1.1	Bakgrunn og motivasjon . . . . .	1
1.2	Problemstilling . . . . .	2
1.3	Disposisjon . . . . .	2
<b>2</b>	<b>Teoribakgrunn og tidligere forskning</b>	<b>3</b>
2.1	Teoretisk modell . . . . .	3
2.1.1	Effekten på skjermet sektor . . . . .	5
2.1.2	Effekten på konkurranseutsatt sektor . . . . .	6
2.1.3	Effekten på ledighet, lønn og privat sektor . . . . .	6
2.2	Tidligere empiri . . . . .	7
2.2.1	Faggio og Overman(2014): The Effect of Public Sector Employment on Local Labour Markets . . . . .	7
2.2.2	Senftleben-König(2014): Public Sector Employment and Local Mul- tipliers . . . . .	8
2.2.3	Jofre-Monseny et al.(2014): Local multipliers of public employment: Long-run evidence from the late development of the Spanish public sector . . . . .	8
2.2.4	Andre makrorelaterte artikler . . . . .	9
2.3	Oppsummering og empiriske prediksjoner . . . . .	10
<b>3</b>	<b>Empirisk tilrettelegging og empirisk strategi</b>	<b>11</b>
3.1	Innledning . . . . .	11
3.2	Grunnmodellen . . . . .	11
3.3	Økonometriske utfordringer . . . . .	14
3.3.1	Målefeil . . . . .	14
3.3.2	Utelatt variabel problem . . . . .	15
3.3.3	Simultanitet . . . . .	18
3.4	Førstedifferens-estimator . . . . .	20
3.5	Instrumentvariabel metoden . . . . .	21
3.6	Alternativ modellformuleringer . . . . .	22
3.6.1	Grunnmodellen uten vektning med total sysselsetting . . . . .	22
3.7	Oppsummering . . . . .	23

<b>4</b>	<b>Operasjonalisering av variabler og databeskrivelse</b>	<b>25</b>
4.1	Innledning og databeskrivelse . . . . .	25
4.2	Inndeling i sektorer . . . . .	26
4.3	Avhengig variabel . . . . .	27
4.4	Forklaringsvariabel . . . . .	27
4.5	Kontrollvariabler . . . . .	28
4.5.1	Totalt sysselsatte . . . . .	28
4.5.2	Befolkning . . . . .	29
4.5.3	Befolkningsvekst . . . . .	29
4.5.4	Utdanning . . . . .	29
4.5.5	Arbeidsledighet . . . . .	30
4.6	Instrumentvariabler . . . . .	30
4.6.1	Shift-share instrument . . . . .	30
4.6.2	Asylsøker instrument . . . . .	31
4.7	Deskriptiv statistikk . . . . .	32
4.8	Oppsummering . . . . .	33
<b>5</b>	<b>Empiriske resultater</b>	<b>35</b>
5.1	Innledning . . . . .	35
5.2	Grunnmodellen . . . . .	35
5.2.1	Multiplikatoreffekten på privat sysselsetting . . . . .	35
5.2.2	Multiplikatoreffekten på skjermet sektor . . . . .	37
5.2.3	Multiplikatoreffekten på konkurranseutsatt sektor . . . . .	39
5.2.4	Robusthetsanalyse av grunnmodellen . . . . .	41
5.2.5	Robusthetsanalyse med alternativ sektorinndeling . . . . .	43
5.2.6	Oppsummering av resultater for grunnmodellen . . . . .	44
5.3	Modell uten vektning for total sysselsetting, ala Jofre et al.(2014) . . . . .	45
5.4	Grunnmodellen med alternativt instrument . . . . .	48
5.5	Oppsummering . . . . .	49
<b>6</b>	<b>Konklusjon</b>	<b>51</b>
<b>A</b>	<b>Vedlegg A: Inndeling av sektorer</b>	<b>55</b>
<b>B</b>	<b>Vedlegg B: Liste over økonomiske regioner</b>	<b>61</b>

## Tabeller

1	Deskriptiv statistikk . . . . .	32
2	Multiplikatoreffekten på sysselsetting i privat sektor . . . . .	36
3	Multiplikatoreffekten på sysselsetting i skjermet sektor . . . . .	38
4	Multiplikatoreffekten på sysselsetting i konkurranseutsatt sektor . . . . .	40
5	Robusthetsanalyse av grunnmodellen . . . . .	42
6	Grunnmodellen med alternativ sektorinndeling . . . . .	43
7	Grunnmodellen uten vektning for total sysselsetting . . . . .	46
8	Grunnmodellen med alternativt instrument . . . . .	48





# 1 Introduksjon

## 1.1 Bakgrunn og motivasjon

Offentlig sektor utgjør en betydelig andel av Norges sysselsetting,<sup>1</sup> men offentlig sysselsetting er ikke jevnt fordelt rundt om i Norge. Det meste av offentlig administrasjon er lokalisert i store byer som Oslo, men likevel er det de små kommunene som har størst andel offentlig ansatte ifølge Aukrust og Gystad (2003). I denne oppgaven skal jeg se på hvordan nivået på offentlig sysselsetting vil påvirke nivået på privat sysselsetting. Oppgaven bygger på artikkelen til Faggio og Overman (2014), som har gjort lignende forskning i England.

Når en jobb skapes i et område vil den kunne generere nye jobber gjennom at inntekten i området øker, som igjen øker etterspørselen etter lokale goder. Moretti (2010) argumenterer for at denne effekten kan dempes av likevektseffekter som at lønn eller priser i området vil endres. Det er også mulig å tenke seg til at nye arbeidsplasser kan ha en fortrenningseffekt på de jobbene som allerede finnes i området.

Jeg vil i denne oppgaven også gjøre rede for teoriene bak effektene av offentlig sysselsetting på privat sysselsetting, men hovedfokuset mitt vil være rettet mot å undersøke de empiriske estimatene av multiplikatoreffektene<sup>2</sup> av offentlig sysselsetting i Norge. Dette vil jeg gjøre ved å analysere tall for økonomiske regioner i Norge,<sup>3</sup> regionene er delt opp i henhold til Hustoft et al. (u.d.). Resultatene i denne oppgaven er særlig interessante for lokale politikere som ønsker å stimulere sysselsettingsnivået i sine respektive regioner, samt for politikere på landsbasis som er med på å bestemme hvor offentlige arbeidsplasser skal allokeres. Jeg vil i denne oppgaven også skille mellom skjermet<sup>4</sup> og konkurranseutsatt<sup>5</sup> sektor, for som vi vil se i teoridelen i kapittel 2.1 «Teoretisk modell» kan vi forvente forskjellig effekt av endring i offentlig sysselsetting på disse to sektorene.

---

<sup>1</sup>Offentlig sektor utgjør 803 710 arbeidsplasser, noe som tilsvarer 30.33% av alle sysselsatte i Norge i 2014 ifølge Norges statistiske sentralbyrå, SSB.

<sup>2</sup>Multiplikatoreffekt beskriver de samlede konsekvensene av endringer i en eksogen variabel.

<sup>3</sup>Økonomisk region er en geografisk inndeling av Norge på et nivå mellom fylke og kommune. Inndelingen er foretatt av Statistisk sentralbyrå, og deler Norge inn i 90 økonomiske regioner. Inndelingen tilsvarer nivået REGIN 4 i SSBs regionale inndeling REGIN.

<sup>4</sup>Skjermet sektor dekker de næringene som kun konkurrerer på et lokalt nivå, typiske eksempler er service- og restaurantnæringen.

<sup>5</sup>Konkurranseutsatt sektor dekker de næringene som opplever en viss konkurranse fra utlandet, typisk eksempel på dette er industrinæringen.

## 1.2 Problemstilling

I min analyse undersøker jeg effekten en endring i offentlig sysselsetting vil ha på privat sysselsetting i årene 2000-2008 i Norge<sup>6</sup>. Jeg vil også utvide analysen til å se på effekten av offentlig sysselsetting på sysselsetting i skjermet og i konkurranseutsatt sektor.

Oppgavens konkrete problemstilling er: «Lokale multiplikatoreffekter av offentlig sysselsetting i Norge».

De empiriske strategiene som benyttes er «Minste kvadraters metode-estimering», «Instrument variabel-estimering» og «Førstedifferens-estimering», disse estimeringsmetodene er nærmere forklart i kapittel 3. «Empirisk tilrettelegging og empirisk strategi».

## 1.3 Disposisjon

Oppgaven min er bygd opp slik: Kapittel 2 tar for seg teoribakgrunn og tidligere forskning. Her forklares teorien bak multiplikatoreffektene av endring i offentlig sysselsetting, som jeg senere skal undersøke empirisk. Jeg tar også for meg tidligere forskning som har inspirert denne oppgaven, og deres funn. I kapittel 3 ser jeg på empirisk tilrettelegging og strategi. Her går jeg grundig gjennom modellene som jeg skal bruke, økonometriske utfordringer jeg forventer å møte på i oppgaven, samt hvordan jeg har tenkt å løse disse problemene. I kapittel 3 finnes også en grundig beskrivelse av «instrument variabel-metoden» og «first difference-estimatoren», og hvorfor akkurat de brukes. Kapittel 4 tar for seg databeskrivelse og operasjonalisering av variablene. Her skriver jeg også om hvor jeg har hentet datamaterialet som benyttes og eventuelle problemer med datasettet. Jeg presenterer og argumenterer for forklaringsvariabler jeg ønsker å inkludere i analysene mine. Deskriptiv statistikk vil også bli presentert i dette kapittelet. Mine empiriske analyser blir rapportert i kapittel 5, hvor jeg presenterer resultatene av grunnmodellen, alternative modeller og en rekke robusthetsanalyser. Jeg drøfter så resultatene som kan leses av tabellene. En kort konklusjon vil bli presentert i kapittel 6.

---

<sup>6</sup>Data er på økonomisk region nivå. Inndelingen av regionene ligger vedlagt i appendiks, «Vedlegg B».

## 2 Teoribakgrunn og tidligere forskning

Jeg vil i dette kapittelet presentere en teoretisk modell som viser hvilke konsekvenser endring i offentlig sysselsetting har på sysselsetting i privat, skjermet og konkurranseutsatt sektor. Dessuten vil jeg også presentere tidligere empiriske studier som har utført lignende forskning, og jeg vil spesielt fremheve tre artikler som er nært beslektet med min problemstilling. Til slutt vil jeg oppsummere prediksjonen som teorien og artiklene gir for multiplikatoreffekten av endring i offentlig sysselsetting.

### 2.1 Teoretisk modell

Oppgaven min tar utgangspunkt i artiklene til Moretti (2010) og Faggio og Overman (2014). Moretti (2010) ser på hvordan et eksogent sjokk i sysselsetting i den konkurranseutsatte sektoren påvirker sysselsetting både for skjermet og konkurranseutsatt sektor. Faggio og Overman (2014) har en problemstilling som er lik min, hvor de har hentet tall fra England<sup>7</sup>. Jeg modifiserer Moretti (2010) sin teorimodell til å inkludere offentlig sektor, noe også Faggio og Overman (2014) har gjort. Antar at alle regioner har en konkurransekyktig økonomi som produserer tre typer goder,  $x$ ,  $y$  og  $v$ . Felles for godene er at de alle trenger arbeidskraft for å kunne produseres. Gode  $x$  er et eksportgode som eksporteres til hele landet, sektoren som produserer dette godet kaller vi for konkurranseutsatt sektor. Alle de økonomiske regionene vil se på prisen til gode  $x$  som eksogent, da de alle er små aktører i det store markedet slik at de ikke er i stand til å kunne påvirke prisen i særlig grad. Gode  $z$  er derimot et gode som kun kan konsumeres innenfor den regionen den blir produsert i, dette produserer av den skjermede sektoren, prisen på dette godet vil derfor være endogent for hver region. Gode  $v$  er et offentlig gode, for enkelhets skyld antar vi at dette blir betalt av offentlige nasjonale skatter. Arbeidskraften er mobil innenfor de økonomiske regionene.<sup>8</sup> Faggio og Overman (2014) antar at lønnen i offentlig sektor er høyere enn i privat sektor, noe som stemmer dersom pensjonsrettigheter tas med ifølge *Dagensperspektiv*<sup>9</sup>. Særlig er lønnen høyere i offentlig sektor sammenlignet med privat sektor dersom arbeidstakeren har lavere utdanning og lite erfaring, ifølge Schøne (2004).

<sup>7</sup>Dataen deres er fordelt på engelske «local authorities», hvor 354 slike regioner utgjør England.

<sup>8</sup>Mobil arbeidskraft tilsier at arbeiderne kan forflytte seg fra arbeidsplass til arbeidsplass så lenge de er innenfor denne samme økonomiske regionen.

<sup>9</sup>Rapporten kan leses her: <http://www.dagensperspektiv.no/offentlig-lnn-er-hyere-enn-privat>

Antagelsen om mobil arbeidskraft gir oss at marginal produktivitet og lønn er lik i skjermet og konkurransedyktig sektor innenfor de respektive regionene, da arbeidere alltid vil forflytte seg til sektoren med høyest lønn.<sup>10</sup> For å gjøre ting enkelt antar vi null arbeidsledighet i privat sektor. Privat sektor får ansette arbeidere først, så vil offentlig sektor kunne ansette av de resterende arbeiderne. Hvem som blir ansatt i offentlig sektor anses som tilfeldig, med sannsynlighet  $u$  for å ende opp arbeidsledig, og da sannsynlighet  $(1-u)$  for å bli ansatt. Arbeidere vil da ha valget mellom å arbeide i privat sektor til en sikker lønn,  $w$ , eller å havne i et «lotteri» for å få jobb i offentlig sektor. Arbeiderne som blir arbeidsledige vil motta en ledighetstrygd som vi for enkelthetsskyld normaliserer til 0, mens de som blir ansatt i offentlig sektor vil motta lønn  $\bar{w}$ . Vi antar at arbeiderne er risikonøytrale<sup>11</sup> og indifferente mellom å jobbe i privat eller offentlig sektor, dette gir oss  $(1-u)\bar{w} = w$ , forventet lønn er den samme i begge sektorer. Det lokale tilbudet av arbeidskraft antas å være stigende, altså vil det ved økt lønn tilbys mer arbeidskraft. Tilbudet avhenger av tre andre hovedfaktorer i tillegg til lønn:

- 1) Lokale preferanser.
- 2) Graden av arbeidskraftsmobilitet.
- 3) Reaksjonsevnen til lokal boligtilbud.

Når arbeidstakerne er mobile vil de være mer sensitive til lønn siden de enklere vil flytte på seg dersom lønnen er høyere i en annen sektor, dette vil skape et flatere arbeidskraftstilbud. Dermed får vi at jo høyere arbeidskraftsmobiliteten er og jo sterkere reaksjonsevne det lokale boligtilbudet har, desto mer elastisk vil det lokale tilbudet på arbeidskraft være. Min interesse er å se på effekten av en permanent økning i produksjon av det offentlige godet,  $v$ . Den direkte effekten av en produksjonsøkning av det offentlige godet vil være å sysselsette flere arbeidere i offentlig sektor, altså å øke arbeidskraften i lokal offentlig sektor. Sysselsatte i de andre sektorene, arbeidsledighet og lokalt prisnivå vil endres kun for at vi skal oppnå en likevekt i det lokale arbeidsmarkedet, det er dette som er multiplikatoreffekten av en endring i offentlig sysselsetting.

<sup>10</sup>Antar her perfekt frikonkurranse som gir at marginalproduktivitet er lik lønn.

<sup>11</sup>En risikonøytral arbeider tar ikke hensyn til risikoen for å bli arbeidsledig, men bryr seg kun om forventet lønn.

### 2.1.1 Effekten på skjermet sektor

Under antagelsen om at det lokale arbeidskraftstilbudet hverken er perfekt elastisk eller perfekt innelastisk, vil et økt lokalt arbeidstilbud øke både lokal sysselsetting og lokal inntekt. Økt lokal inntekt vil igjen øke etterspørselen av goder som blir produsert av skjermet sektor (eks. restauranter, servicenæringen, taxi osv.). Det kan også tenkes at skjermet sektor bidrar med produksjon av varer som brukes som innsatsfaktorer i produksjonen av det offentlige godet, slik at økt offentlig produksjon direkte vil øke produksjonen i skjermet sektor. Skjermet sektor kan også til en viss grad tilby goder som er substitutter for det offentlige godet, som for eksempel private skoler og private helsetjenester. Under antagelsen om at de to inntektseffektene dominerer den ene substitusjonseffekten vil det bli behov for økt arbeidskraft i skjermet sektor, ved økt produksjon av det offentlige godet. Denne arbeidskraften vil kunne komme fra tre kilder:

- 1) Arbeidsledige.
- 2) Arbeidere som kommer fra konkurranseutsatt sektor.
- 3) Innflyttet arbeidskraft fra andre regioner.

Flere generelle likevektseffekter vil dempe økningen i sysselsettinga i den skjermede sektoren. Økning av arbeidskraftskostnader vil dempe etterspørselen etter arbeidskraft, og økte priser vil dempe tilbudet av arbeidskraft (Moretti, 2010). Med mindre arbeidskrafttilbudet er perfekt innelastisk vil disse effektene kun være små justeringseffekter for å oppnå likevekt i markedet, og vi vil få en økt sysselsetting i skjermet sektor av en økt sysselsetting i offentlig sektor.<sup>12</sup> Jo mer elastisk tilbudet på arbeidskraft er, desto større vil multiplikatoren være.

---

<sup>12</sup>Perfekt innelastisk arbeidskraftstilbud gir arbeidskraftstilbudet en vertikal linje i et diagram med antall sysselsatte på den horisontale akse og lønn på den vertikale, slik at antall sysselsatte ikke vil bli påvirket av endringer i lønn.

### 2.1.2 Effekten på konkurranseutsatt sektor

Konkurranseutsatt sektor vil i denne oppgaven være gitt som den delen av privat sektor som er utsatt for konkurranse fra andre økonomiske regioner i Norge. Dette er typisk industrinæringer, men sektoren vil også inneholde næringer som jordbruk og fiske.<sup>13</sup> Vi antar at lokal etterspørsel er en neglisjerbar komponent av total etterspørsel for konkurranseutsatt sektor. Under denne antagelsen vil verken økning i lokal inntekt eller økning av produksjon av det uferdige godet som brukes som innsatsfaktor i offentlig sektor ha en signifikant effekt på konkurranseutsatt sektor. Vi vil dermed i denne sektoren kun få effekten av likevektsjusteringen, som vil bidra til redusert lokal sysselsetting i konkurranseutsatt sektor. Jo mer elastisk arbeidstilbud, desto mindre vil likevektsjusteringseffektene være og dermed mindre negativ multiplikator på sysselsatte i konkurranseutsatt sektor.

### 2.1.3 Effekten på ledighet, lønn og privat sektor

I denne modellen endrer økt offentlig sektor den lokale strukturen i sysselsetting, arbeidere går fra konkurranseutsatt sektor til skjermet og offentlig sektor. Siden vi antar at lønn i offentlig sektor settes på nasjonalt nivå, må ledigheten falle når lønnen i privat sektor øker for at vi skal opprettholde lik forventet lønn i offentlig og privat sektor, slik som vist tidligere. Altså når  $w$  øker, mens  $\bar{w}$  holdes konstant, så må  $u$  falle for at  $(1 - u)\bar{w} = w$  skal holde. Ledighetsraten vil dermed falle, men det er ikke gitt at antall arbeidsledige for de enkelte regionen faller da vi kan ha økt immigrasjon fra andre regioner.

Privat sysselsetting består av både skjermet og konkurranseutsatt sektor, multiplikatoreffekten på privat sektor vil derfor være usikker.

---

<sup>13</sup>Nøyaktig inndeling av konkurransesektor finnes i appendiks, «Vedlegg A».

## 2.2 Tidligere empiri

Her vil jeg i hovedsak gå nærmere inn på tre tidligere studier som er nært knyttet opp mot min problemstilling. Dette er Faggio og Overman (2014) som tar for seg effekten av endring i offentlig sysselsetting i England, samt Jofre-Monseny et al. (2014) i Spania og Senftleben-König et al. (2014) i Tyskland. Jeg vil til slutt ta for meg noen makrorelaterte studier tilknyttet oppgaven min.

### 2.2.1 Faggio og Overman(2014): The Effect of Public Sector Employment on Local Labour Markets

Faggio og Overman (2014) bruker data på Engelske Local Authoritynivå<sup>14</sup> i årene 2003-2007 for å finne effekten av offentlig sysselsetting på privat sysselsetting. Denne artikkelen er på mange måter banebrytende for dette temaet og stadig flere økonomer har begynt å forske innenfor området som følge av denne artikkelen. Faggio og Overman (2014) bruker en instrumentvariabel strategi for å håndtere mulig simultanitet i bestemmelsen av privat og offentlig sysselsetting,<sup>15</sup> de bruker et «shift-share instrument» som jeg vil beskrive nærmere i kapittel 4. De finner ingen signifikant effekt av offentlig sysselsetting på privat sysselsetting. De skiller i stedet privat sysselsetting inn i to sektorer, konkurranseutsatt og skjermet sektor.<sup>16</sup> Her finner de at én ekstra jobb i offentlig sektor skaper 0.5 arbeidsplasser i skjermet sektor<sup>17</sup> men at én ekstra jobb i offentlig sektor fortrenger<sup>18</sup> 0.4 jobber i konkurranseutsatt sektor. Når de åpner opp for lengre sikt, 1999-2007, finner de ingen effekt på skjermet sektor, negativ effekt på konkurranseutsatt sektor og da en negativ effekt på samlet sysselsetting i privat sektor.

---

<sup>14</sup>England er delt inn i 354 regioner, men på grunn av datamangel har Faggio og Overman tilgang til 352 av disse.

<sup>15</sup>En nærmere diskusjon av mulig simultanitetsproblem og beskrivelse av instrumentvariabelmetoden kommer i kapittel 3.

<sup>16</sup>Faggio og Overman sin inndeling i de to sektorene kan du finne i appendiks, «Vedlegg A».

<sup>17</sup>Lest av i «table 5», side 16 i artikkelen til Faggio og Overman (2014).

<sup>18</sup>På engelsk kalles dette for en «Crowding out-effekt».

### **2.2.2 Senftleben-König(2014): Public Sector Employment and Local Multipliers**

Denne artikkelen tar for seg samme problemstilling som Faggio og Overman (2014), men med data fra tyske administrative distrikt<sup>19</sup> i årene 2003-2007. Artikkelen til Senftleben-König et al. (2014) er ellers svært nært relatert til Faggio og Overman (2014). De bruker samme teoretiske modell og bygger opp relasjonene sine på samme måte, og den empiriske strategien med bruk av instrumentvariabelmetoden er lik i begge artikler. Resultatene til Senftleben-König et al. (2014) er derimot forskjellig fra Faggio og Overman (2014). Senftleben-König et al. (2014) finner at en jobb i offentlig sektor fortrenger 0,7 jobber i privat sektor. Og at den ikke har en signifikant effekt på skjermet sektor, men fortrenger desto mer av konkurranseutsatt sektor. Dette er en tydelig indikasjon på at resultatene av en slik type forskning ikke nødvendigvis er overførbar fra land til land.

### **2.2.3 Jofre-Monseny et al.(2014): Local multipliers of public employment: Long-run evidence from the late development of the Spanish public sector**

Jofre-Monseny et al. (2014) undersøker samme problemstilling som Faggio og Overman (2014) og Senftleben-König et al. (2014), men bruker et lengre datasett fra spanske byer for årene 1980-2001. Deres forskning bør derfor tolkes som de langsiktige multiplikatoreffektene av endring i offentlig sysselsetting. Den største forskjellen i analysene til Jofre-Monseny et al. (2014) er at de ikke normaliserer variablene med total sysselsetting<sup>20</sup> slik som de tidligere artiklene. De bruker kun endringene i sysselsettingen som venstre- og høyresidevariabel. Jofre-Monseny et al. (2014) finner at offentlig sektor skaper jobber i skjermet sektor, men fortrenger jobber i konkurranseutsatt sektor. Konklusjon er derfor i samsvar med Faggio og Overman (2014) sine resultater på kort sikt.

---

<sup>19</sup>Disse distriktene kalle for «landkreis», hvor 412 landkreis utgjør Tyskland.

<sup>20</sup>Kommer nærmere innpå dette i kapittel 4 hvor vi ser på variabel beskrivelse.



### 2.2.4 Andre makrorelaterte artikler

Moretti (2010) undersøker langsiktige lokale multiplikatoreffekter på sysselsetting i skjermet sektor av en endring i sysselsatte i konkurranseutsatt sektor. I undersøkelsen bruker han en teoretisk modell som er lik den som jeg og Faggio og Overman (2014) har fremstilt, forskjellen er at den ikke er utvidet for offentlig sektor, slik at den kun ser på skjermet og konkurranseutsatt sektor. Moretti (2010) sitt datasett strekker seg fra 1980 til 2000 og tar for seg byer i USA. Metoden hans er relativt lik til Faggio og Overman (2014) og min, som blir presentert i kapittel 3, med endringer i sysselsetting i de to sektorene som avhengig- og forklaringsvariabel. Han bruker også et shift-share instrument som blir nærmere forklart i kapittel 4. Moretti finner at for hver nye jobb som skapes i konkurranseutsatt sektor vil det gjennom multiplikatoreffekten skapes 1.6 nye jobber i skjermet sektor. Han skiller også mellom arbeidere med høgskoleutdanning og uten høgskoleutdanning. Dersom den ene jobben som skapes i konkurranseutsatt sektor er en arbeider med høgskoleutdanning vil den skape 2.5 nye jobber i skjermet sektor, og kun 1 jobb dersom den ansatte ikke har høgskoleutdanning.

Behar og Mok (2013) forsker på multiplikatoreffekten av offentlige sysselsatte på privat sysselsatte ved å bruke datasett for land i Nord-Afrika, Midtøsten og Sentral-Asia. Disse landene kjennetegnes med lavt utdanningsnivå, mye arbeidsledighet og høy andel ansatte i offentlig sektor. Behar og Mok (2013) finner at økt offentlig sysselsetting har en negativ effekt på privat sysselsetting. Faktisk finner de en så stor fortrengingseffekt at økt sysselsetting ikke vil endre ledighetsraten i disse landene, da én ekstra offentlig arbeidsplass fortrenger 0.98 jobber i privat sektor.

## 2.3 Oppsummering og empiriske prediksjoner

Jeg har i dette kapitlet først sett på teorien bak effektene av økt sysselsetting på skjermet og konkurranseutsatt sektor, for så å se nærmere på artikler med lignende problemstillinger. Teorimodellen argumenterer for at økt sysselsetting i offentlig sektor vil skape jobber i skjermet sektor, men fortrenge jobber i konkurranseutsatt sektor, med mindre arbeidskrafttilbudet er perfekt inelastisk eller perfekt elastisk. Modellen argumenterer for at en ekstra arbeidsplass i offentlig sektor vil øke den totale inntekten i regionen og dermed øke etterspørselen for goder som tilbys av skjermet sektor, men at den ikke vil ha en direkte effekt på konkurranseutsatt sektor. Likevektjusteringer vil derimot kunne føre til en fortrengeeffekt på konkurranseutsatt sektor. Effekten på samlet sysselsetting i privat sektor vil være usikker da denne består av både skjermet og konkurranseutsatt sektor. Artiklene som presenteres i kapitlet gir oss delvis de samme resultatene, Faggio og Overman (2014) og Jofre-Monseny et al. (2014) finner ingen effekt på privat sektor, og en positiv og negativ effekt på henholdsvis skjermet og konkurranseutsatt sektor. Senftleben-König et al. (2014) finner derimot negativ effekt på privat sysselsetting, ingen effekt på skjermet sektor, og negativ effekt på konkurranseutsatt sektor, noe som i teoridelen kan forklares med en relativt, om ikke perfekt, elastisk arbeidstilbud i Tyskland. Noe av forklaringen bak de forskjellige funnene kan skyldes korttids og langtids multiplikatoreffekter av endring i offentlig sysselsetting. Senftleben-König et al. (2014) bruker et 4 års datasett, noe som er veldig kortsiktig dersom man sammenligner med Faggio og Overman (2014) og Jofre-Monseny et al. (2014) sitt på henholdsvis 8 og 20 år.

I kommende kapitler vil jeg tilrettelegge for mine analyser og presentere resultater og konklusjoner.

## 3 Empirisk tilrettelegging og empirisk strategi

### 3.1 Innledning

Jeg skal i dette kapittelet gå videre fra teori og tidligere artikler til å se på hvordan analysene kan og skal gjennomføres. Jeg vil her ta for meg grunnmodellen, som vil være lik den som er presentert i Faggio og Overman (2014). Videre vil jeg ta for meg forutsetningene for å ikke få skjeve estimater ved bruk av en «MKM estimator», og se på problemer som kan oppstå i oppgaven min og hvordan jeg skal håndtere disse problemene. Til slutt vil jeg utvide grunnmodellen med en alternativ løsning som bygger på artikkelen til Jofre-Monseny et al. (2014).

### 3.2 Grunnmodellen

Woolridge (2009) sier at to variabler har en kausal sammenheng dersom det er en årsaks-sammenheng mellom dem, eller med andre ord, at det ene fenomenet er årsaken til det andre. For å kunne fastslå at to variabler har en kausal sammenheng er begrepet «ceteris paribus» viktig, se Wooldridge (2002). «Ceteris paribus» er latinsk uttrykk for «alt annet likt», altså hvis alle andre faktorer holdes konstant, vil en endring i forklaringsvariabelen<sup>21</sup> påvirke utfallsvariabelen<sup>22</sup>, hvis ja, vil dette være et bevis på en kausal sammenheng. Å holde alt annet likt er naturligvis tilnærmet, om ikke umulig, i de aller fleste samfunnsvitenskapelige undersøkelser. I praksis benytter vi derfor økonometriske modeller for å holde alle ytterligere faktorer<sup>23</sup> konstante. Dermed kan vi ved hjelp av økonometriske modeller avdekke den kausale sammenhengen mellom to aktuelle variabler. Analytisk vil en forventningsverdi av utfallsvariabelen i en «ceteris paribus-analyse» se slik ut:  $E(y|x, X^1)$  hvor

y - utfallsvariabel. <sup>24</sup>

x - forklaringsvariabel. <sup>25</sup>

<sup>21</sup>I denne oppgaven vil «forklaringsvariabel», «høyresidevariabel» og «uavhengig variabel» bli brukt om hverandre.

<sup>22</sup>«Utfallsvariabel», «venstresidevariabel» og «avhengig variabel» brukes i denne oppgaven om hverandre.

<sup>23</sup>Andre variabler utenom forklaringsvariabelen som kan være med å påvirke utfallsvariabelen.

<sup>24</sup>Utfallsvariabelen er variabelen som påvirkes av forklaringsvariabelen og kontrollvariablene.

<sup>25</sup>Forklaringsvariabelen er en uavhengig variabel som påvirker utfallsvariabelen, det er denne effekten vi ønsker å finne.

$X^l$  - rekkevektor av kontrollvariabler.<sup>26</sup>

Interessen vår her er å undersøke om  $y$  endres ved flere observasjoner av  $x$ , mens  $X^l$  holdes konstant. Som sagt er dette i praksis tilnærmet umulig å gjennomføre slik at vi må ta i bruk økonometriske modeller.

I mine analyser vil jeg benytte meg av paneldata. Et paneldatasett består av flere observasjoner av samme enheter over tid. Enhetene jeg ser på er økonomiske regioner som varierer over tid. Observasjonene har to dimensjoner og betegnes med  $x_{it}$  og  $X_{it}^l$ , hvor  $x_{it}$  er den sentrale forklaringsvariabelen og  $X_{it}^l$  inneholder andre kontrollvariabler.  $i$  representerer regionsenheten og går fra 1 til  $n$ .  $t$  tilsvarende tidspunkt - året - for observasjonen, og går fra 1 til  $T$ .

For at vi skal se på forholdet mellom endringer i sysselsetting i offentlig sektor og privat sektor tar jeg utgangspunkt i Card (2009) sin enkle lineære relasjon.  $E_t$  er total sysselsetting i en region på tidspunkt  $t$ , altså er  $E_t$  summen av sysselsetting i privat sektor ( $R_t$ ) og offentlig sysselsetting ( $B_t$ ), dette tilsvarende  $E_t = R_t + B_t$ . Den proporsjonale endringen i total sysselsetting fra periode  $s$  til periode  $t$  kan skrives som:

$$\frac{E_t - E_s}{E_s} = \frac{R_t - R_s}{E_s} + \frac{B_t - B_s}{E_s} \quad (3.1)$$

Denne ligningen skiller mellom bidraget fra offentlig sektor og privat sektor til veksten i total sysselsetting. Ligning (3.1) sier oss derimot ingenting om den kausale effekten av offentlig sysselsetting på privat sysselsetting. For å kunne studere dette må vi ta i bruk en enkel relasjon fra Card (2009) som også blir brukt av Faggio og Overman (2014).

$$\left(\frac{R_t - R_s}{E_s}\right)_{it} = \alpha + \beta \left(\frac{B_t - B_s}{E_s}\right)_{it} + \gamma X_{it}^l + u_{it} \quad (3.2)$$

Hvor  $(R_t - R_s)/E_s$  er privat sysselsetting sitt bidrag til veksten i total sysselsetting fra ligning (3.1), og  $(B_t - B_s)/E_s$  er bidraget fra offentlig sektor.  $\alpha$  er konstantleddet<sup>27</sup>, vektor  $X^l$  er et sett med regionkarakteristika som påvirker privat sysselsetting og  $u$  er feilledet<sup>28</sup>.  $i$  representerer den økonomiske regionen som observeres og  $t$  representerer året til observasjonen i grunnmodellen. Her er det  $\beta$  som er interessevariabel.  $\beta = 0$  innebærer

<sup>26</sup>Vektor som inneholder en rekke med variabler som også påvirker utfallsvariabelen, men som vi ikke har like stor interesse av å vite effekten av.

<sup>27</sup>Når et ledd i et funksjonsuttrykk ikke inneholder noen variabel, kalles leddet et konstantledd.

<sup>28</sup>Feilled er all variasjon i en variabel som en modell ikke greier å fange opp.

at offentlig sysselsetting ikke har noen effekt på privat sysselsetting. For  $\beta > 0$  vil det si at hver ekstra ansatt arbeider i offentlig sektor øker privat sektor med  $\beta$  arbeidere. I dette tilfellet vil en økning i offentlig sektor ha en positiv multiplikatoreffekt på privat sektor, dette gir at dersom vi ansetter én ekstra person i offentlig sektor vil total sysselsetting øke med mer enn den ene personene pga multiplikatoreffekten.  $\beta < 0$  betyr da på samme måte at en økning i offentlig sektor reduserer sysselsatte i privat sektor, dette kalles for en fortrengingseffekt.

For å estimere  $\beta$  som her er interessevariabelen kan vi ta i bruk «minste kvadraters metode» (MKM)<sup>29</sup>. MKM er en estimeringsmetode som minimerer summen av kvadratavvikene. I tilfeller med to variabler vil MKM gi oss den rette linja som minimerer de vertikale avvikene av observasjonene i en figur med forklaringsvariabelen på den horisontale aksene, og utfallsvariabelen på den vertikale aksene.

Kontrollvariablene i  $X^l$  er inkludert for at  $\beta$  ikke skal fange opp effekter på privat sysselsetting som ikke kommer direkte fra offentlig sysselsetting. Dersom  $X^l$  ikke inneholder alle relevante variabler som påvirker utfallsvariabelen,  $\frac{R_t - R_s}{E_s}$  vil MKM-estimatene kunne bli skjeve. Jeg vil komme tilbake til hvorfor disse estimatene kan bli skjeve i kapittel 3.3.2 «Utelatt variabel problem».

For at MKM skal gi forventningsrette og konsistente estimat må disse fire forutsetningene være oppfylt (Woolridge, 2009).

1. Modellen er lineær i parameterne
2. Utvalget er tilfeldig valgt.
3. Ingen perfekt kollinearitet. Forklaringsvariablene kan ikke være konstante eller perfekt korrelerte med hverandre.
4. Eksogene forklaringsvariabler. Formelt:  $E(u|x, X^l) = 0$  hvor  $x$  er den sentrale forklaringsvariabelen, og  $X^l$  er en vektor av andre forklaringsvariabler. Forklaringsvariabler og funksjoner av forklaringsvariablene skal ikke være korrelerte med feilledet.

---

<sup>29</sup>Bedre kjent som "OLS", Ordinary least squared.

### 3.3 Økonometriske utfordringer

Jeg vil her ta for meg økonometriske utfordringer som kan føre til endogene forklaringsvariabler. At ingen av forklaringsvariablene er korrelerte med restleddet er en helt grunnleggende forutsetning for at MKM skal avdekke en kausal sammenheng mellom den avhengige og den sentrale forklaringsvariabelen (Woolridge, 2009).

Når forklaringsvariablene ikke er eksogene får vi et brudd på forutsetningen om at  $E(u|x, X) = 0$ . Endogene forklaringsvariabler kan skyldes at minst en av tre hovedproblemer er til stede i analysen, se Woolridge (2009). Jeg vil her vise alle tre hovedproblemene, jeg vil argumentere for hvilke av problemene som er aktuelle for min oppgave, og jeg vil så gå dypere inn på disse.

#### 3.3.1 Målefeil

Målefeil oppstår ved at en variabel har et avvik i en observert måling og den faktiske verdien variabelen har (Woolridge, 2009).

Målefeil i venstresidevariabelen er ikke spesielt alvorlig så lenge de ikke er systematisk relatert til noen av forklaringsvariablene i modellen. Målefeil i en eller flere av forklaringsvariablene vil derimot gi skjevhet mot null ved bruk av en MKM-estimator. Woolridge (2009) kaller dette for «klassisk målefeil -skjevhet».

I mitt tilfelle er det lite sannsynlig med systematiske målefeil. All min data er innhentet av SSB, og måler for det meste antall sysselsatte innenfor forskjellige arbeidsnæringer, befolkning og utdanning i norske kommuner.<sup>30</sup> Det er derfor lite grunn til å tro at min data inneholder målefeil som vil føre til «klassisk målefeil -skjevhet».

---

<sup>30</sup>Mer databeskrivelse i kapittel 4. «Operasjonalisering av variabler og databeskrivelse».

### 3.3.2 Utelatt variabel problem

Dette problemet oppstår når det er utelatt en relevant variabel fra modellen, som er korrelert med én eller flere av forklaringsvariablene, noe som fører til at restleddet blir korrelert med forklaringsvariablene (Woolridge, 2009). Dermed vil forutsetning 4<sup>31</sup> på side 13 være brutt og vi vil ende opp med skjeve MKM estimat. Problemet kan oppstå ved mangel på data eller uvitenhet om at en det finnes en relevant utelatt variabel.

Jeg skal vise hvordan skjevheten oppstår ved å ta utgangspunkt i en modell stilisert med bare to relevante forklaringsvariabler.

$$y_{it} = \beta_0 + \beta_1 x_{1it} + \beta_2 x_{2it} + u_{it} \quad (3.3)$$

Jeg antar at relasjon (3.3) tilfredsstiller alle de fire forutsetningene som må oppfylles for at vi skal få forventningsrette og konsistente estimater. I denne modellen er  $\beta_1$  interessevariabel, altså ønsker vi å finne effekten  $x_{1it}$  har på  $y_{it}$ . Jeg illustrerer nå utelatt variabel problemet ved at jeg utelater  $x_{2it}$  fra modellen min, dette kan som sagt komme av datamangel eller uvitenhet om at en slik variabel eksisterer. Modellen jeg da bruker er:

$$y_{it} = \beta_0 + \beta_1 x_{1it} + u_{it} \quad (3.4)$$

Ved å gjøre en enkel MKM regresjon på relasjon (3.4) vil jeg få estimatene,  $\bar{\beta}_0$  og  $\bar{\beta}_1$ .

Jeg bruker her symbolet  $\bar{\beta}_1$  i stedet for  $\hat{\beta}_1$  for å understreke at  $\bar{\beta}_1$  kommer fra en underspesifisert modell. Forventningsverdien til den estimerte  $\bar{\beta}_1$  vil være gitt ved:

$$E(\bar{\beta}_1) = \beta_1 + \beta_2 \hat{\delta} \quad (3.5)$$

Hvor  $\beta_1$  og  $\beta_2$  er de faktiske verdiene fra modell (3.3), som inkluderer alle relevante variabler.  $\hat{\delta}$  er regresjonskoeffisienten i en regresjon mellom  $x_{2it}$  og  $x_{1it}$ .

$$\hat{\delta} = \frac{\sum (x_{2it} - \bar{x}_{2it})(x_{1it} - \bar{x}_{1it})}{\sum (x_{1it} - \bar{x}_{1it})^2} \quad (3.6)$$

---

<sup>31</sup>Eksogene forklaringsvariabler. Formelt:  $E(u|x, X) = 0$  hvor  $x$  er den sentrale forklaringsvariablen, og  $X$  er en vektor av andre forklaringsvariabler. Forklaringsvariabler og funksjoner av forklaringsvariablene skal ikke være korrelerte med feilledet.

Hvor  $\bar{x}_1$  og  $\bar{x}_2$  er gjennomsnittsverdiene til henholdsvis  $x_{1it}$  og  $x_{2it}$ .

Forventet skjevhet vil da være lik:

$$E(\bar{\beta}_1) - \beta_1 = \beta_2 \hat{\delta} \quad (3.7)$$

Dette vil si at MKM-estimatet vil være forventningsrett kun dersom  $x_{2it}$  ikke har noen effekt på  $y_{it}$  ( $\beta_2 = 0$ ), eller dersom det ikke er noen korrelasjon mellom  $x_{1it}$  og  $x_{2it}$  ( $\hat{\delta} = 0$ ), (Woolridge, 2009).

Jeg må derfor i mine modeller inkludere alle variabler som kan forklare endringer i privat sysselsetting, og som samtidig kan være korrelerte med offentlig sysselsetting. For å delvis håndtere dette problemet vil jeg inkludere variabler fra innbyggertall, befolkningsvekst og utdanning.<sup>32</sup> Men i praksis vil det være tilnærmet umulig for meg å kunne inkludere alle variabler innenfor denne kategorien, jeg vil derfor måtte løse utelatt variabel problemet på andre måter.

Vi ser først nærmere på restleddet. Restleddet består av to komponenter når vi har paneldata (Woolridge, 2009),  $u_{it} = \alpha_i + \eta_{it}$ .

1. Idiosynkratisk restledd. Dette inkluderer uobserverte variabler som varierer over tid og mellom enheter (som i vårt tilfelle er økonomiske regioner i Norge), og som påvirker den avhengige variabelen (i vårt tilfelle privat sysselsetting). Betegnes som  $\eta_{it}$ .
2. Enhetsfast komponent. Denne består av uobserverte faktorer som varierer mellom enheter, men ikke over tid. I min oppgave vil jeg kalle denne komponenten for «faste økonomiske regioner effekten». Dette vil være faktorer som er spesifikke for økonomiske regioner, men som er faste over tid. Betegnes som  $\alpha_i$

Det er dermed en forutsetning at komponentene i restleddet ikke er korrelerte med noen av forklaringsvariablene i modellen. Dette gir oss følgende forutsetninger:

$$E(\eta_{it}|x_{it}, X_{it}^!) = 0 \quad (3.8)$$

$$E(\alpha_i|x_{it}, X_{it}^!) = 0 \quad (3.9)$$

hvor:

---

<sup>32</sup>Mer om hvilke kontrollvariabler som brukes i undersøkelsen finnes i kapittel 4.5 «Kontrollvariabler».



$\eta_{it}$  - idiosynkratisk restledd.

$\alpha_i$  - enhetsfast komponent.

$x_{it}$  - sentral forklaringsvariabel.

$X_{it}^1$  - En vektor av andre variabler som påvirker venstresidevariabelen.

Vi ser fra ligning (3.9) at vi kan ha et utelatt variabel problem selv om det idiosynkratiske restleddet ikke er korrelert med forklaringsvariablene. Dette problemet kommer av at ligning (3.9) er brutt og kalles for «heterogenitet-skjevhet». Denne skjevheten kommer av at den faste økonomiske regions komponenten er korrelert med forklaringsvariabelen (Woolridge, 2009). Eksempler på slike variabler kan være:

- Demografiske egenskaper ved befolkningen utover kontrollvariablene. For eksempel kan grad av urbanisering påvirke folks preferanser på om de ønsker å jobbe i offentlig eller privat sektor.

- Offentlige eller private institusjoner kan være fordelt i byer, slik at de får unaturlig høy andel sysselsetting i offentlig eller privat sektor. For eksempel har SSB kontor i Kongsberg, og store deler av offentlig administrasjon i Norge befinner seg i Oslo.

- Faktorer som kan påvirke kjønnsfordeling i økonomiske regioner. Tall viser blant annet at en større andel av kvinner jobber i offentlig sektor,<sup>33</sup> og at det er flere menn enn kvinner i de nordligste regionene i Norge<sup>34</sup>. Befolkningen i de mannsdominerte fylkene vil da kunne tenkes å ha sterkere preferanser mot å jobbe i privat sektor.

For å unngå «heterogenitet-skjevhet» kan man ta i bruk «enhetsfaste effekter»-estimering(FE)<sup>35</sup> eller «førstedifferanse»-estimering(FD). FD-estimering vil bli presentert senere i kapitlet.

For at en MKM estimator skal være «BLUE»<sup>36</sup> må ytterligere tre betingelser som gjelder restleddet oppfylles (Woolridge, 2009):

---

<sup>33</sup>Sju av ti arbeidstagere i offentlig sektor var kvinner i 2009, og kun 36.3% av arbeidere i privat sektor var kvinner ifølge dagsavisen. (<http://forskning.no/content/flere-kvinner-jobber-i-det-offentlige>)

<sup>34</sup>Ifølge SSB var det i Mars 2014 6450 færre kvinner enn menn i de tre nordligste fylkene i Norge, les <http://www.nordlys.no/nyheter/nord-norge-sliter-med-et-raskt-okende-kvinneunderskudd/s/1-79-7266100> for en nærmere beskrivelse av kvinnemangel i de forskjellige kommunene.

<sup>35</sup>Se side 481 i Woolridge (2009) for grundig gjennomgang av FE-estimering.

<sup>36</sup>BLUE står for Best Linear Unbiased Estimator.

1. Ingen autokorrelasjon<sup>37</sup> blant det idiosynkratiske restleddet og homoskedastisitet<sup>38</sup>.  
 $\text{corr}(\eta_{it}, \eta_{js} | x_{it}, X_{it}^l) = 0$  og  $\text{var}(\eta_{it} | x_{it}, X_{it}^l) = \sigma_\eta^2$
2. ingen autokorrelasjon blant den enhetsfaste komponenten, og homoskedastisitet.  
 $\text{corr}(\alpha_i, \alpha_j | x_{it}, X_{it}^l) = 0$  og  $\text{var}(\alpha_i | x_{it}, X_{it}^l) = \sigma_\alpha^2$
3. Restleddskomponentene er ikke korrelerte med hverandre.  $\text{corr}(\eta_{it}, \alpha_j) = 0$  for alle  $i, t$  og  $j$ .

Betingelsene er nærmere forklart på side 84 til side 88 i Woolridge (2009).

Disse betingelsene må som sagt holde for at MKM skal være «BLUE», men betingelsene må ikke være oppfylt for at MKM skal gi et forventingsrett og konsistent estimat.

### 3.3.3 Simultanitet

Problemet oppstår når minst én av forklaringsvariablene bestemmes simultant med venstresidevariabelen. Dette vil vanligvis føre til at den avhengige variabelen blir korrelert med restleddet, noe som fører til skjeve og inkonsistente MKM-estimat, se Woolridge (2009), side 500.

For å illustrere skjevheten vil jeg ta utgangspunkt i en forenklet versjon av grunnmodellen min. Vi ønsker som sagt å finne hvordan offentlig sysselsetting,  $x_{it}$  påvirker privat sysselsetting,  $y_{it}$ . Men problemet vårt er at privat sysselsetting også påvirker offentlig sysselsetting, derfor blir problemet ofte beskrevet som «revers-kausaltet» (Verbeek, 2008).

$$y_{it} = \alpha_1 x_{it} + \alpha_2 X_{1it}^l + u_{1it} \quad (3.10)$$

$$x_{it} = \beta_1 y_{it} + \beta_2 X_{2it}^l + u_{2it} \quad (3.11)$$

Vi fokuserer her kun på at offentlig og privat sysselsetting blir bestemt simultant, og antar derfor at andre forklaringsvariabler  $X_{1it}^l$  og  $X_{2it}^l$  er eksogene.  $\beta_1 \neq 0$  slik at privat

<sup>37</sup>Autokorrelasjon er et statistisk begrep for å beskrive samvariasjon i en observasjon av en variabel fra et punkt i tid til det neste.

<sup>38</sup>Homoskedastisitet innebærer at variansen til variablene skal være konstant.

sysselsetting påvirker offentlig sysselsetting. For å vise at  $x_{it}$  er korrelert med  $u_{1it}$  setter vi inn for  $x_{it}$  i (3.10) fra (3.11).

$$y_{it} = \alpha_1(\beta_1 y_{it} + \beta_2 X_{2it}^| + u_{2it}) + \alpha_2 X_{1it}^| + u_{1it} \quad (3.12)$$

$$(1 - \alpha_1 \beta_1) y_{it} = \alpha_1 \beta_2 X_{2it}^| + \alpha_2 X_{1it}^| + (u_{1it} + \alpha_1 u_{2it}) \quad (3.13)$$

ved å løse ut for  $y_{it}$  får vi:

$$y_{it} = \frac{\alpha_1 \beta_2 X_{2it}^|}{1 - \alpha_1 \beta_1} + \frac{\alpha_2 X_{1it}^|}{1 - \alpha_1 \beta_1} + \frac{u_{1it} + \alpha_1 u_{2it}}{1 - \alpha_1 \beta_1} \quad (3.14)$$

Dette kan også skrives som:

$$y_{it} = \pi_1 X_{2it}^| + \pi_2 X_{1it}^| + v_{it} \quad (3.15)$$

Der  $\pi_1 = \frac{\alpha_1 \beta_2}{1 - \alpha_1 \beta_1}$ ,  $\pi_2 = \frac{\alpha_2}{1 - \alpha_1 \beta_1}$  og  $v_{it} = \frac{u_{1it} + \alpha_1 u_{2it}}{1 - \alpha_1 \beta_1}$

En enkel MKM regresjon vil i prinsippet gi forventingsrette og konsistente estimatorer for  $\pi_1$  og  $\pi_2$ . Problemet er imidlertid å identifisere  $\alpha_1$ . MKM-estimering på ligning (3.10) vil gi skjeve estimater av både  $\alpha_1$  og  $\alpha_2$ .

Men dersom  $\alpha_1 = 0$  i utgangspunktet kan vi fortsatt ha et simultanitetsproblem hvis restleddene  $u_{1it}$  og  $u_{2it}$  er korrelert med hverandre, vi har da en uobservert variabel som påvirker både offentlig og privat sysselsetting simultant. Et eksempel på dette kan være uobserverte kulturelle preferanser, som at privat sektor har et rykte på seg for å ha dårlig arbeidsmoral i visse økonomiske regioner.<sup>39</sup> Dette vil kunne vri arbeidstakernes preferanser til å jobbe i offentlig sektor fremfor i privat sektor. Dersom slike uobserverte variabler ikke endres over tid, men kun er forskjellig mellom de ulike økonomiske regionene, vil denne effekten kunne tas opp ved «førstedifferens-estimatoren» som beskrives i neste delkapittel.

Nå introduseres det to metoder som jeg vil bruke til å løse overnevnte problemer.

<sup>39</sup>Tall som Opinion har hentet inn for Manpower Group viser at arbeidstagere jevnt over trives bedre i offentlig sektor, <http://www.dagsavisen.no/innenriks/offentlig-ansatte-elsker-jobben-1.358730>

### 3.4 Førstedifferens-estimator

Som nevnt ovenfor vil FD-estimatoren kunne fjerne uobserverbare effekter i økonomiske regioner i Norge som ikke endres over tid. For å illustrere dette tar jeg for meg en panelmodell med enhet  $i$  og tidsperiode  $t$ .

$$y_{it} = \beta_0 + \beta_1 x_{it} + \gamma X_{1it}^| + \alpha_i + \eta_{it} \quad (3.16)$$

Hvor:

$y_{it}$  er den avhengige variabelen.

$x_{it}$  er interessevariabelen.

$\beta_1$  effekten interessevariabelen har på den avhengige variabelen.

$X_{1it}^|$  vektor med kontrollvariabler.

$\alpha_i$  uobserverbar enhetseffekt som ikke varierer over tid.

$\eta_{it}$  idiosynkratisk restledd.

$\eta_{it}$  og  $\alpha_i$  utgjør tilsammen restleddet  $u_{it}$ . Dersom vi bruker enkel MKM-estimator på dette uttrykket vil vi få en endogen forklaringsvariabel, siden interessevariabelen vil være korrelert med restleddet,  $cov(u_{it}, x_{it}) \neq 0$ . FD løser dette problemet ved at man ser på endringer fra år til år. Eksempel:

$$y_{it} - y_{it-1} = \Delta y_{it} = \beta_1 \Delta x_{it} + \gamma \Delta X_{1it}^| + \alpha_i - \alpha_i + \Delta \epsilon_{it} \quad (3.17)$$

Vi ser her at den uobserverbare enhetsfaste effekten blir fjernet siden den ikke varierer over tid. Dette fører til at  $cov(\Delta x_{it}, \Delta \epsilon_{it}) = 0$ , noe av problemet med utelatt forklaringsvariabel er løst.

Det kan derimot oppstå problemer med FD-estimering, dersom det er lite variasjon i forklaringsvariabelen  $x_{it}$  vil vi få høye standardavvik, som da igjen vil gi uskarpe estimater Woolridge (2009). I modellen min vil venstresidevariabelen og høyresidevariabelen være en form for FD-estimator siden de tar for seg en endring fra tidspunkt  $s$  til tidspunkt  $t$ .

Problemet som gjenstår her er at  $\Delta \eta_{it}$  kan være korrelert med forklaringsvariabelen,  $\Delta x_{it}$  på grunn av simultanitet. Dette problemet kan løses ved bruk av instrumentvariabel metoden.

### 3.5 Instrumentvariabel metoden

«IV-metoden»<sup>40</sup> hjelper oss med å avdekke den kausale sammenhengen mellom to eller flere variabler, og gir oss konsistente estimatorer når vi har endogene forklaringsvariabler. Som jeg nå har vist vil MKM gi skjeve estimater når vi har endogene forklaringsvariabler, enten om det kommer av målefeil, utelatte variabler eller simultanitet. For å ta i bruk IV-metoden må vi finne et instrumentvariabel,  $Z$ , som tilfredsstiller to krav:

1. Relevanskriteriet. Instrumentvariabelen må være korrelert med forklaringsvariabelen.  $cov((\frac{B_t - B_s}{E_s})_{it}, Z_{it}) \neq 0$ . I mitt tilfelle må jeg da finne en variabel som påvirker endring i offentlig sysselsetting
2. Eksklusjonskriteriet. Instrumentvariabelen kan påvirker venstresidevariabelen kun gjennom effekten den har på høyresidevariabelen, noe som tilsvarer at instrumentvariabelen ikke er korrelert med restleddet,  $cov(u_{it}, Z_{it}) = 0$ .

Det er mulig å empirisk undersøke om relevanskriteriet holder ved hjelp av en F-test<sup>41</sup>. Tommelfingerregel er at F-verdien må være større enn 10 for at relevanskriteriet skal holde.<sup>42</sup> Eksklusjonskriteriet kan ikke testes for empirisk, og man må derfor ha gode argumenter på hvorfor instrumentet kun påvirker venstresidevariabelen gjennom høyresidevariabelen.

IV-metoden løser problemet ved å inkludere instrumentvariabelen og alle andre forklaringsvariabler for å gjøre en MKM regresjon på den endogene variabelen. Dette kaller vi for førstesteget. Fra grunnmodellen vil det se slik ut:

$$(\frac{B_t - B_s}{E_s})_{it} = \alpha Z_{it} + \gamma X_{it}^I + u_{it} \quad (3.18)$$

Ved å gjøre en enkel MKM regresjon på førstesteget får vi et estimat på den endogene interessevariabelen,  $(\widehat{\frac{B_t - B_s}{E_s}})_{it}$ .

Vi går så over til andresteget:

$$(\frac{R_t - R_s}{E_s})_{it} = \alpha + \beta (\widehat{\frac{B_t - B_s}{E_s}})_{it} + \gamma X_{it}^I + u_{it} \quad (3.19)$$

<sup>40</sup>«IV»-metoden er en forkortelse av Instrumentvariabel metoden.

<sup>41</sup>les mer om F-test i Grubbs (1973)

<sup>42</sup>Staiger og Stock (1994) argumenterer for at F-verdien må overstige 10 for at relevanskriteriet skal holde.

Vi bruker nok en gang MKM til å estimere andresteget. Estimatorene vi får vil kalles for 2SLS-estimer<sup>43</sup> og er konsistente dersom relevans og eksklusjonskriteriet holder.

Hvilke instrument jeg bruker kommer jeg tilbake til i kapittel 4.5 «instrumentvariabler».

## 3.6 Alternativ modellformuleringer

Jeg vil her presentere en alternativ modellformulering av modellen til Faggio og Overman (2014). Dette er viktig for å kvalitetssikre analysen min, finner jeg like resultater med en alternativ modellformulering kan dette være med på å styrke konklusjonen min. Jeg vil også gjøre en del robusthetstester rundt grunnmodellen min (dette kommer jeg tilbake til i kapittel 5).

### 3.6.1 Grunnmodellen uten vektning med total sysselsetting

Her vil jeg ta for meg en modell som i utgangspunktet er lik grunnmodellen som jeg allerede har presentert. Den eneste signifikante forskjellen er at variablene i modellen ikke er skalert med total sysselsetting,  $E_s$ , som i grunnmodellen. Dette er en tilnærming som er blitt brukt av Jofre-Monseny et al. (2014). Modellen vil da se slik ut:

$$(R_t - R_s)_{it} = \alpha + \beta(B_t - B_s)_{it} + \gamma X_{it}^| + u_{it} \quad (3.20)$$

$\beta$  vil her gi samme intuitive mening som i grunnmodellen, hvor  $\beta$  sier oss om hvor mange arbeidsplasser i privat sektor som skapes/fortrenges av å øke offentlig sektor med én sysselsatt.

---

<sup>43</sup>2SLS står for Two-stage least squares.

### 3.7 Oppsummering

Jeg har i dette kapitlet sett på de empiriske modellene som skal brukes i analysene som kommer senere i oppgaven. Jeg drøftet problemene som kan oppstå og hvordan jeg på en best mulig måte kan løse disse, men også konsekvensene av å bruke IV-metoden og FD-estimator. I neste kapittel vil jeg gi en bedre beskrivelse av datamaterialet som brukes i oppgaven, mens de empiriske resultatene presenteres i kapittel 5. «Empiriske resultater».





## 4 Operasjonalisering av variabler og databeskrivelse

### 4.1 Innledning og databeskrivelse

I dette kapittelet skal jeg presentere datamaterialet som skal brukes videre i analysene. Det meste av dataen som brukes i denne oppgaven kommer fra kommunedatabasen til Norsk Samfunnsvitenskapelig Datatjeneste «NSD»<sup>44</sup>. Den eneste variabelen som ikke kommer fra NSD er «asylsøker-variabelen» som jeg har blitt tilsendt personlig av SSB<sup>45</sup>.

All data er på kommunenivå, og næring er kodet etter «Standard for næringsgruppering»(SN94).<sup>46</sup> Jeg har data fra 2000 til 2012 tilgjengelig. Et problem er at i 2009 endret SSB sine standarder for næringsgruppering fra SN94 til SN07, dette innebærer at næringsgrupper nå blir delt inn i 87 enheter i stedet for 60. Dette er i utgangspunktet ikke nødvendigvis et stort problem, men nye næringsundergrupper har kommet og noen er blitt flyttet til å tilhøre andre næringer, noe som gjør det umulig å sammenligne tallene før 2009 med de etter. Derfor har jeg i denne oppgaven benyttet data fra 2000 til 2008 siden dette gir meg en lengre tidsperiode enn data fra 2009 til 2012. Definisjonen på sysselsatte i NSD sin database er: «Personer som utførte inntektsgivende arbeid av minst én times varighet i referanseåret, samt personer som har et slikt arbeid, men som var midlertidig fraværende pga. sykdom, ferie, lønnet permisjon e.l.» Ideelt sett ville vi her hatt antall årsverk, men dette er den eneste tilgjengelige oppføringen av sysselsetting i kommunedatabasen. Dataen er kodet om til å ta for seg økonomiske regioner i henhold til SSB Hustoft et al. (u.d.). Ølen er den eneste kommunen som har endret region i løpet av denne tidsperioden da den i 2006 slo seg sammen med Vindafjord. Ølen er derfor blitt kodet til å tilhøre økonomisk region Haugesund fra start av, selv om den fram til 2006 tilhørte Søndre Sunnhordland. Fullstendig liste over inndelingen i økonomiske regioner ligger vedlagt i appendiks, «vedlegg B».

---

<sup>44</sup>Data er tilgjengelig med spesiell tillatelse fra NSD. NSD er ikke ansvarlige for analysen av dataen eller for de tolkninger som er gjort i denne oppgaven.

<sup>45</sup>Spesielt tilsendt av Øivind Rustad, Rådgiver ved seksjon for befolkningsstatistikk, SSB. Øivind og SSB er ikke ansvarlige for analysen av dataen eller for de tolkninger som er gjort i oppgaven.

<sup>46</sup>Inndelingen SN94 kan leses her: [https://www.ssb.no/a/histstat/nos/nos\\_c182.pdf](https://www.ssb.no/a/histstat/nos/nos_c182.pdf)

## 4.2 Inndeling i sektorer

SN94 deler sysselsetting inn i 60 næringsgrupper,<sup>47</sup> men disse er ikke delt inn i offentlig, skjermet, eller konkurranseutsatt sektor, dette vil derfor være et definisjonsspørsmål. Jeg vil i analysene mine ta utgangspunktet i sektorinndelingene til Faggio og Overman (2014). Offentlig sektor består her av tre næringer, disse er: SIC75 (Offentlig administrasjon, forsvar, sosialforsikring), SIC80 (Undervisning) og SIC85 (Helse- og hjelpetjenester). Dette er naturligvis en grov og uskarp inndeling av offentlig sektor, da det vil finnes sysselsatte innenfor disse næringene som ikke er ansatt i offentlig sektor (eks: private skoler og sykehus). Alle andre næringer vil bli definert som privat sektor.

Skillet mellom hvilke næringer i det private som tilhører skjermet eller konkurranseutsatt sektor er enda mer uskarp. Hvilke næringer som tilhører hvilken sektor går jeg grundigere gjennom i appendiks, «Vedlegg A».

Jeg tar utgangspunkt i sektorinndelingen til Faggio og Overman (2014), men siden forskningen til Faggio og Overman tar for seg «Local authorities» i England vil det ikke nødvendigvis være slik at skjermet og konkurranseutsatt sektor vil være direkte overførbare for norske økonomiske regioner. Jeg vil derfor som en del av robusthetsanalysene mine inkludere en alternativ sektorinndeling. Denne sektorinndelingen bygger på forskningen til Eika et al. (2013), hvor de deler inn i to sektorer ut fra konkurransen norske bedrifter opplever fra utlandet.

Rødseth (2000) gjør rede for alle utfordringene knyttet til å dele opp økonomien i konkurranseutsatte og skjermede næringer. Fordi de aller fleste virksomheter er i en mellomstilling, de er verken helt konkurranseutsatte eller helt skjermede, har ikke Rødseth noen konkrete forslag til en kategorisering av næringene. Dette viser kompleksiteten med å dele opp næringer i ulike sektorer. Mer om hvordan sektorene er inndelt i denne oppgaven finnes i appendiks, «Vedlegg A».

---

<sup>47</sup>Næringsgruppene er delt inn i tosifret SIC-koder.

### 4.3 Avhengig variabel

Den avhengige variabelen er endring i privat sysselsetting. Hvordan denne venstresidevariabelen ser ut avhenger av hvilken modell jeg bruker.

I grunnmodellen er venstresidevariabelen min gitt som:

$$\frac{R_t - R_s}{E_s} x 100 \quad (4.1)$$

Hvor  $R_t$  er antall sysselsatte i privat sektor<sup>48</sup> i tidspunkt t.  $R_s$  er tilsvarende for tidspunkt s.  $E_s$  er total sysselsetting<sup>49</sup> i tidspunkt s. Jeg ganger her hele uttrykket med 100 for å få de prosentvise tallene, dette gjør jeg fordi de fleste andre kontrollvariablene av natur er i prosentvis form. Som diskutert i kapittel «3.2 Grunnmodellen» vil dette være bidraget til vekst i totalt sysselsetting som kommer fra privat sysselsetting.

I min modell uten vektning for total sysselsetting vil venstresidevariabelen kun bestå av endringen i antall sysselsatte i privat sektor fra tidspunkt s til tidspunkt t.

$$(R_t - R_s) \quad (4.2)$$

År t og s vil i utgangspunktet henholdsvis være 2000 og 2008, men i robusthetsanalysene i kapittel 5 vil jeg derimot også se på alternative perioder.

Den avhengige variabelen er i begge tilfeller endringen i privat sysselsetting, formulert på to forskjellige måter. Tallene er målt i utgangen av hvert år, og er innhentet av SSB.

### 4.4 Forklaringsvariabel

Den sentrale forklaringsvariabelen min er endring i offentlig sysselsetting. Også her vil variabelen min være forskjellig ut fra hvilken av modellene jeg foretar meg. I grunnmodellen er den:

$$\frac{B_t - B_s}{E_s} x 100 \quad (4.3)$$

hvor:  $B_t$  er antall ansatte i offentlig sektor i tidspunkt t,  $B_s$  antall ansatte i offentlig sektor i tidspunkt s, og  $E_s$  er totalt antall sysselsatte.

---

<sup>48</sup>Se appendiks, «Vedlegg A» for næringer som faller innenfor privat sektor

<sup>49</sup>Totalt sysselsatte utgjør summen av sysselsatte i privat og offentlig sektor.

Denne variabelen gir oss bidraget til offentlig sektor til veksten i total sysselsetting, slik vi har sett på tidligere. Her også vil uttrykket bli ganget med 100 for å få det i prosent.

I modellen uten vektning for total sysselsetting vil forklaringsvariabelen være gitt ved:

$$(B_t - B_s) \tag{4.4}$$

Som tidligere forklart, ser vi her kun på endringen i offentlig sysselsetting fra tidspunkt  $s$  til  $t$ .

I begge tilfeller vil interesseparameteren  $\beta$  vise én-til-én forhold mellom antall sysselsatte i offentlig og privat sektor. Altså vil  $\beta$  alltid vise hvor mange arbeidsplasser som skapes eller fortrenses i privat sektor når offentlig sektor øker med én sysselsatt.

## 4.5 Kontrollvariabler

Jeg har med en rekke kontrollvariabler i mine analyser som jeg kort vil redegjøre i dette kapitlet. Det er viktig å ha med kontrollvariabler i analysen, da disse fanger opp effekten av andre variabler enn offentlig sysselsetting som også kan ha en effekt på privat sysselsetting. Å utelukke viktige kontrollvariabler kan medføre «utelatt variabel problem» som diskutert i kapittel 3. Jo flere signifikante kontrollvariabler som er med i analysen desto større forklaringskraft ( $R^2$ )<sup>50</sup> vil modellen min ha. Følgende kontrollvariabler benyttes i hovedanalysen:

### 4.5.1 Totalt sysselsatte

Det er viktig å kontrollere for totalt sysselsatte initialt i hver av regionene. Det er lett å tenke seg at veksten i sysselsettingen i privat sektor varierer systematisk med nivået på total sysselsetting initialt. Variabelen i modellen min vil bli målt som ln av totalt sysselsatte i 2000, i henhold til Faggio og Overman (2014).

---

<sup>50</sup> $R^2$  er forklaringskraften til en modell, den sier oss hvor stor andel av observasjonene som ligger på den rette linja vi har estimert med MKM.

### 4.5.2 Befolkning

Denne kontrollvariabelen viser den totale befolkningen i de økonomiske regionene. Å kontrollere for initial regionstørrelse er viktig for å unngå misledende effekt av offentlig sysselsetting på sysselsetting i privat sektor (Faggio og Overman, 2014). Både Wright et al. (1997), Card (2007) og Hjorthol og Lian (2004) finner en sterk korrelasjon mellom bystørrelse og byvekst, så en utelukkelse av denne variabelen vil kunne føre til utelatt variabel problem som igjen kan føre til skjeve og ukonsistente estimater som diskutert i kapittel 3.

### 4.5.3 Befolkningsvekst

Denne kontrollvariabelen viser befolkningsveksten i de økonomiske regionene mellom årene 2000 og 2008. Variabelen finnes ikke direkte inne på NSD sine sider, jeg har derfor måttet lage den selv ved følgende formel:

$$Befolkningsvekst = \frac{befolkning_{2008} - befolkning_{2000}}{befolkning_{2000}} \times 100 \quad (4.5)$$

Jeg multipliserer også den med 100 for å få den over i prosent, slik at den har samme måle-enhet som de fleste andre variabler.

### 4.5.4 Utdanning

Utdanningsvariabelen viser andel personer som har gjennomført minst tre år med høyskole eller universitet i år 2000. På NSD sine sider finnes det kun data på antallet som har fullført minst tre år på høyskole, denne variabelen har jeg dermed laget ved å dele de som har fullført minst tre år på høyskole med folketallet mellom 16 og 66 år.

$$Utdanning = \frac{\text{Antall med minst tre ar utdanning}_{2000}}{\text{Befolkning}_{2000}} \quad (4.6)$$

Utdanning kan være en viktig forklaringsvariabel til vekst i privat sektor ifølge produktivitetskommissjonen<sup>51</sup>. En tilsvarende variabel er benyttet som kontrollvariabel i Faggio og Overman (2014), Senftleben-König et al. (2014) og Jofre-Monseny et al. (2014).

<sup>51</sup>[http://produktivitetskommissjonen.no/files/2015/01/rapport\\_menon.pdf](http://produktivitetskommissjonen.no/files/2015/01/rapport_menon.pdf)

### 4.5.5 Arbeidsledighet

Arbeidsledighet er viktig for å forklare endringene i sysselsetting i privat sektor. Lønnsdannelsen i privat sektor avhenger av arbeidsledigheten, hvor høy ledighet fører til lavere lønn i privat sektor ifølge Langørgen (1993) og privat sektor vil da ha incentiver til å ansette flere arbeidere. Initial arbeidsledighet er i modellen gitt ved:

$$\text{Arbeidsledighet} = \frac{\text{antall arbeidsledige}_{2000}}{\text{totalt antall innbyggere}_{2000}} \times 100 \quad (4.7)$$

Alle arbeidsledighetstallene er for innbyggere mellom 16 og 66 år. Det finnes data i NSD sin kommunedatabase som viser arbeidsledighet men denne er på kommunenivå, slik at den vil være misvisende dersom den summeres opp til regionnivå.

## 4.6 Instrumentvariabler

Her tar jeg for meg instrumentvariabelen («Shift-share instrumentet») som brukes i de to modellene, samt et alternativt instrument («asylsøker instrumentet») som jeg skal bruke i grunnmodellen. Som diskutert i tidligere kapittel, 3.5 «IV-metoden», så må en instrumentvariabel tilfredsstillende to krav for at den skal kunne være valid:

1. Relevanskriteriet, som sier at instrumentvariabelen må være korrelert med sysselsetting i offentlig sektor.
2. Eksklusjonskriteriet. Instrumentvariabelen skal kun påvirke privat sysselsetting gjennom effekten den har på offentlig sysselsetting.

### 4.6.1 Shift-share instrument

I grunnmodellen og modellen uten vektning for totalt sysselsatte bruker jeg et «shift-share instrument». <sup>52</sup> Instrumentet ble først utviklet av Bartik (1991), men er også brukt av Card (2009), Moretti (2010) og Faggio og Overman (2014). Instrumentet er:

$$\left( \frac{B_s}{E_s} x \frac{B_t^{Norge} - B_s^{Norge}}{B_s^{Norge}} \right) \times 100 \quad (4.8)$$

---

<sup>52</sup>Shift-share instrumentet er også kjent som Bartik instrumentet.

Hvor:  $B_s$  og  $E_t$  er henholdsvis sysselsatte i offentlig sektor og total sysselsetting i de økonomiske regionene i initial periode  $s$ , som her er år 2000.  $B_t^{Norge}$  og  $B_s^{Norge}$  er sysselsatte i offentlig sektor på landsbasis fratrukket regionen i observasjonen. Venstre side av instrumentvariabelen viser initial andel som er ansatt i offentlig sektor i den økonomiske regionen. Høyre side av instrumentvariabelen viser endringen i offentlig sektor for resten av landet. Vi antar med andre ord at i fravær av lokale sjokk i de økonomiske regionene ville hver region fått en lik andel av veksten i offentlig sektor proporsjonalt til sin initiale andel av offentlig sektor.

#### 4.6.2 Asylsøker instrument

Ideen bak å bruke asylsøkere som bor på tilrettelagte asylmottak som instrument er at disse skaper arbeidsplasser i det offentlige.<sup>53</sup> Ved opprettelse av et asylmottak vil det være behov for ansatte på selve asylmottaket, på skoler/voksenopplæring og i helsesektoren. Eksklusjonskriteriet bygger på at de som er bosatt i asylmottak får lite pengestøtte,<sup>54</sup> og at de derfor ikke vil påvirke sysselsetting i den private sektoren i særlig grad.

Beklageligvis finnes det ikke data for antall asylsøkere på kommunenivå for årene 2000 til 2008. Jeg vil derfor lage en proxy variabel<sup>55</sup> som jeg har fått tilsendt fra SSB<sup>56</sup>, dataen viser antall immigrasjoner fra Afrika og Asia (inkludert Tyrkia) til de forskjellige kommunene i Norge. Dette er litt problematisk da dataen ikke skiller mellom nasjonalitet og bakgrunn for innflytningen, for eksempel vil en norsk student som har vært på utveksling i Sør-Afrika her regnes som en immigrant.

---

<sup>53</sup>Standard for næringsgruppering 94 (SN94) skiller ikke mellom private og offentlige asylmottak. Private asylmottak havner derfor under næringsgruppen: helse og sosialtjenester, som tilhører offentlig sektor, se appendiks, vedlegg A.

<sup>54</sup>Ifølge UDI får voksne over 18 år opptil 750kr i måneden i pengestøtte utover fri kost, se UDIs pengesatser for asylsøkere i 2016 her: <https://www.udiregelverk.no/no/rettskilder/udi-rundskriv/rs-2008-035/rs-2008-035v1>

<sup>55</sup>En proxy variabel er en variabel som selv ikke er direkte relevant, men som brukes i stedet for en variabel som ikke er direkte målbar, eller mangler data.

<sup>56</sup>Dataen har jeg fått spesialtilsendt av Øivind Rustad, rådgiver ved seksjon for befolkningsstatistikk, SSB.

## 4.7 Deskriptiv statistikk

Den deskriptive statistikken tar først for seg tall rundt sysselsetting og vekst i sysselsetting i privat og offentlig sektor i årene 2000 til 2008. Videre ser jeg på kontrollvariablene som jeg bruker i analysen. «Privat bidrag til vekst» og «Offentlig bidrag til vekst» tilsvarer henholdsvis venstre- og høyresiden i grunnmodellen. Alle variabler ble målt i år 2000, vekstvariablene er fra år 2000 til 2008.

Tabell 1: Deskriptiv statistikk

Variabler	Gjennomsnitt	Standardavvik	Maks	Min
Totalt sysselsatte 2000	25 115	38 157	271 205	2 657
Antall sysselsatte i privat sektor 2000	17 082	26 431	189 252	1 638
Andel sysselsatte i privat sektor i %	66.96	4.86	75.38	47.22
Antall sysselsatte i offentlig sektor	8 033	11 802	81 953	993
Andel sysselsatte i offentlig sektor i %	33.04	4.86	75.38	47.22
Vekst i total sysselsetting 2000-08 i %	7.73	5.99	23.45	-7.37
Vekst i privat sysselsetting 2000-08 i %	6.11	6.88	23.84	-13.46
Privat bidrag til vekst 2000-08 i %	4.16	4.64	17.23	-7.94
Vekst i offentlig sysselsetting 2000-08 i %	11.28	7.00	24.33	-6.22
Offentlig bidrag til vekst 2000-08 i %	3.57	2.18	7.52	-2.28
<b>Kontrollvariabler</b>				
Populasjon i 2000	49 761	72 740	507 469	5 714
Populasjonsvekst 2000-08 i %	1.47	5.53	21.88	-8.15
Andel med fullført videregående 2000 i %	79.21	2.65	88.36	69.80
Andel med fullført 3 årig høyskole 2000 i %	18.67	4.66	41.46	11.00
Arbeidsledighet 2000 i %	2.85	1.11	5.96	1.02

Jeg minner om at observasjonene er økonomiske regioner i Norge. I første kolonne vises den gjennomsnittlige observasjonen, andre kolonne viser standardavviket og tredje og fjerde kolonne viser henholdsvis den største og den minste observasjonen.

For å få en bedre forståelse av «Tabell 1» illustrer jeg et eksempel for totalt sysselsatte i 2000: Økonomiske regioner i Norge har i gjennomsnitt 25 115 sysselsatte, standardavviket er 38 157. Oslo er den økonomiske regionen med flest sysselsatte, 271 205, mens Grong er den økonomiske regionen med færrest sysselsatte med kun 2 657.



Vi ser at den gjennomsnittlige veksten i offentlig sektor i perioden 00-08 i økonomiske regioner er på 11,28% og har et relativt høyt standardavvik på 7.00%. Dette gir meg et solid grunnlag til å gjøre gode analyser, siden det er effekten av endring i offentlig sektor jeg ønsker å finne.

## 4.8 Oppsummering

Alt datasett som benyttes er blitt innhentet fra NSD sin kommunedatabase eller blitt tilsendt av avdeling for personstatistikk i SSB. Jeg har et bredt sett med kontrollvariabler som mer eller mindre tilsvarende kontrollvariabelen som også blir brukt i forskningen til Faggio og Overman (2014) og Jofre-Monseny et al. (2014), dette gir meg et solid grunnlag til videre forskning og robuste analyser.



## 5 Empiriske resultater

### 5.1 Innledning

Her presenteres resultater fra ulike empiriske analyser jeg har utført basert på relasjonene som er diskutert i tidligere kapitler. Modellene som brukes er presentert i kapittel 3; «Empirisk tilrettelegging og empirisk strategi» og datasettet som benyttes er beskrevet i kapittel 4; «Operasjonalisering av variabler og databeskrivelse». Videre vil jeg først analysere grunnmodellen etterfulgt av flere robusthetssjekker og alternative modeller som forklart i tidligere kapitler.

### 5.2 Grunnmodellen

#### 5.2.1 Multiplikatoreffekten på privat sysselsetting

Jeg tar utgangspunkt i grunnmodellen fra kapittel 3.2.

$$\left(\frac{R_t - R_s}{E_s}\right)_{it} = \alpha + \beta\left(\frac{B_t - B_s}{E_s}\right)_{it} + \gamma X_{it}^I + u_{it} \quad (5.1)$$

Kolonne (1)-(3) i tabell 2 viser resultatene fra MKM-estimering av modellen med ulike sett av kontrollvariabler, kolonne (4)-(6) viser resultatene fra IV-estimering av modellene, kolonne (7)-(9) viser førstesteget ved bruk av instrumentvariabelmetoden. Her vil kolonne (7) tilsvare førstesteget for kolonne (4), (8) for (5) osv. Interesseparameteren  $\beta$  finner vi i øverste rad bak variabelen «Offentlig».

Instrumentvariabelen som brukes i denne analysen er shift-share instrumentet, førstesteget vil da være:

$$\left(\frac{B_t - B_s}{E_s}\right)_{it} = \alpha_2 + \beta_2 Z_{it} + \gamma_2 X_{it}^I + v_{it} \quad (5.2)$$

Resultatene til analysen rapporteres under:

Tabell 2: Multiplikatoreffekten på sysselsetting i privat sektor

Avhengig variabel:	$\frac{R_t - R_s}{E_s}$			$\frac{R_t - R_s}{E_s}$			$\frac{B_t - B_s}{E_s}$		
	MKM			IV			1.steg		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)
Offentlig	0.992 (4.94)**	-0.142 (0.64)	-0.373 (1.69)	1.774 (2.64)**	-1.243 (0.30)	0.933 (0.75)			
Totalt sysselsatte 2000		-1.127 (1.54)	-1.266 (1.83)		-0.772 (0.50)	-1.570 (1.86)		0.327 (0.91)	0.226 (0.67)
Befolkning 2000		0.016 (1.76)	0.013 (1.60)		0.016 (1.60)	0.015 (1.51)		-0.045 (-0.10)	-0.027 (-0.65)
Befolkningsvekst 2000-08		0.699 (6.87)**	0.823 (8.00)**		0.993 (0.90)	0.441 (1.17)		0.257 (5.84)**	0.567 (3.53)**
Ut danning 2000		-0.080 (0.77)	-0.037 (0.37)		-0.159 (0.50)	0.024 (0.19)		-0.059 (-1.08)	0.021 (0.03)
Arbeidsledighet 2000			1.080 (3.37)**			0.490 (0.74)			0.567 (3.53)**
Instrument 2000							-0.953 (-3.18)**	-0.146 (-2.42)**	-0.514 (-2.57)**
Konstant	0.617 (0.73)	15.157 (2.32)*	13.358 (2.16)*	-2.175 (0.89)	16.733 (1.80)	12.652 (1.78)	8.253 (5.53)**	1.920 (0.58)	2.031 (0.65)
Observasjoner	90	90	90	90	90	90			
$R^2$	0.22	0.54	0.60	0.08	0.41	0.43			
F				10.11	5.891	6.605			

Verdiene i parentes er t-verdier for en tosidig test om koeffisienten er lik null.

\*: signifikant på 5%-nivå

\*\* : signifikant på 1%-nivå

Ved å inkludere kontrollvariabler får jeg en negativ effekt av offentlig sysselsetting på privat sysselsetting ved MKM-estimering; -0.142 og -0.372 for henholdsvis kolonne (2) og (3). Fortrengingseffekten er derimot ikke signifikant for noen av disse kolonnene, men kolonne (3) har en t-verdi på 1.69, noe som ville kvalifisert for signifikans dersom jeg hadde sett på 10% signifikansnivå. MKM-estimatene vil derimot være lite troverdige pga den åpenbare faren for endogene forklaringsvariabler som jeg diskuterte i kapittel 3.

MKM-estimatene er veldig varierende ut fra hvilke kontrollvariabler som inkluderes i modellen. I kolonne (4) hvor jeg kun kontrollerer for instrumentet og ingen forklaringsvariabler ser vi en positiv signifikant effekt av offentlig sysselsetting, jeg finner her at én arbeidsplass i offentlig sektor skaper 1.774 jobber i privat sektor. Kolonne (5) som inkluderer alle forklaringsvariabler utenom arbeidsledigheten i år 2000 gir oss derimot en fortrengeeffekt av offentlig sysselsetting på privat sysselsetting (-1.243). Vi ser at i ligning (6) som er et MKM-estimat som inkluderer alle forklaringsvariabler gir en positiv (0.933) men ikke signifikant effekt av offentlig sysselsetting på privat sysselsetting. Kolonne (7)-(9) viser førstesteget, hvor den avhengige variabelen er endring i offentlig sysselsetting som forklart i kapittel 3.

Generelt er det veldig lite signifikans i denne tabellen, dette kan komme av at instrumentet er svakt. Som jeg nevnte tidligere i oppgaven er tommelfingerregelen at F-verdien  $> 10$  for at instrumentet skal oppfylle relevanskriteriet. Her er F-verdiene på 5.891 i kolonne (5) og 6.605 i kolonne (6), dette oppfylder ikke relevanskriteriet, og jeg har derfor et svakt instrument i grunnmodellen. Svake instrument fører til store standardavvik og skjevhet i estimatene (Bound et al., 1995). Dette kan være med på å forklare hvorfor det er lite signifikans i modellen med IV-estimering. Resultatet kan sammenlignes med Faggio og Overman (2014) som også endte opp med en positiv men ikke signifikant effekt av offentlig sysselsetting på privat sysselsetting på kort sikt.

### 5.2.2 Multiplikatoreffekten på skjermet sektor

Her bruker jeg grunnmodellen til å se på multiplikatoreffekten av endring i sysselsetting i offentlig sektor på endring i sysselsetting i skjermet sektor. Her er kun én ting endret fra grunnmodellen, den avhengige variabelen. Som tidligere diskutert kan privat sektor deles inn i to kategorier, skjermet og konkurranseutsatt sektor. Her er venstresidevariabelen endringen i skjermet sektor, vektet med total sysselsetting.

$$\left(\frac{R_t^{Skjermet} - R_s^{Skjermet}}{E_s}\right)_{it} = \alpha + \beta\left(\frac{B_t - B_s}{E_s}\right)_{it} + \gamma X_{it}^| + u_{it} \quad (5.3)$$

Førstesteget vil her være uforandret fra relasjon (5.2) siden jeg fortsatt har et shift-share instrument, og det kun er venstresidevariabelen som er endret.

Tabell 3: Multiplikatoreffekten på sysselsetting i skjermet sektor

Avhengig variabel:	$\frac{R_t - R_s}{E_s}$			$\frac{R_t - R_s}{E_s}$			$\frac{B_t - B_s}{E_s}$		
	MKM			IV			1.steg		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)
Offentlig	0.614 (5.56)**	-0.068 (0.61)	-0.155 (1.35)	1.310 (3.20)**	1.259 (0.42)	0.916 (1.18)			
Totalt sysselsatte 2000		-0.466 (1.26)	-0.519 (1.44)		-0.894 (0.79)	-0.768 (1.46)		0.327 (0.91)	0.226 (0.67)
Befolkning 2000		0.13 (2.94)**	0.12 (2.83)**		0.13 (1.87)	0.13 (2.21)*		-0.045 (-0.10)	-0.027 (-0.65)
Befolkningsvekst 2000-08		0.375 (7.28)**	0.421 (7.86)**		0.021 (0.03)	0.108 (0.46)		0.257 (5.84)**	0.567 (3.53)**
Utdanning 2000		-0.068 (1.30)	-0.052 (1.01)		0.027 (0.12)	-0.002 (0.03)		-0.059 (-1.08)	0.021 (0.03)
Arbeidsledighet 2000			0.406 (2.44)*			-0.077 (0.19)			0.567 (3.53)**
Instrument 2000							-0.953 (-3.18)**	-0.146 (-2.42)**	-0.514 (-2.57)**
Konstant	2.456 (5.33)**	9.430 (2.86)**	8.753 (2.72)**	-0.033 (0.02)	7.530 (1.12)	8.174 (1.84)	8.253 (5.53)**	1.920 (0.58)	2.031 (0.65)
Observasjoner	90	90	90	90	90	90			
$R^2$	0.26	0.63	0.66						
F				10.11	5.891	6.605			

Verdiene i parentes er t-verdier for en tosidig test om koeffisienten er lik null.

\*: signifikant på 5%-nivå

\*\* :signifikant på 1%-nivå

Resultatene for skjermet sektor er relativt like til de jeg fant for privat sektor. MKM-estimer med kontrollvariabler gir en fortreningsseffekt på -0.068 og -0.155, sammenlignet med -0.142 og -0.373 som jeg fant i tabell 2. Ved å bruke IV-estimering finner jeg derimot en positiv effekt på 1.259 ved å inkludere alle kontrollvariabler utenom befolkningsvekst, og 0.916 når jeg inkluderer befolkningsvekst. Den positive effekten er kun signifikant når jeg ikke inkluderer kontrollvariablene. Estimaten er imidlertid numerisk relativt robuste.

Numerisk stemmer disse resultatene godt overens med forventningene som ble diskutert i teoridelen i kapittel 2.1.2 «Effekten på konkurranseutsatt sektor». Jofre-Monseny et al. (2014) og Faggio og Overman (2014) finner også en positiv effekt av offentlig sysselsetting på sysselsetting i skjermet sektor når de ser på en 4 års periode.

F-verdiene og førstestegsanalysene er her like som i tabell 2 siden førstesteget vil være likt i begge analysene, da det kun er venstresiden av relasjonen som har endret seg. Det vil si at jeg fortsatt har et problem med svakt instrument som diskutert under resultatene i tabell 2.

### 5.2.3 Multiplikatoreffekten på konkurranseutsatt sektor

Likt som for skjermet sektor, analyserer jeg også konkurranseutsatt sektor.

$$\left(\frac{R_t^{konk} - R_s^{konk}}{E_s}\right)_{it} = \alpha + \beta\left(\frac{B_t - B_s}{E_s}\right)_{it} + \gamma X_{it}^1 + u_{it} \quad (5.4)$$

Nok en gang holdes høyre side av relasjonen lik som i andre tilfeller av grunnmodellen som vi har sett på. Førstesteget er fortsatt uforandret fra det vi så i relasjon (5.2).

Tabell 4: Multiplikatoreffekten på sysselsetting i konkurranseutsatt sektor

Avhengig variabel:	$\frac{R_t - R_s}{E_s}$			$\frac{R_t - R_s}{E_s}$			$\frac{B_t - B_s}{E_s}$		
	MKM			IV			1.steg		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)
Offentlig	0.071 (0.76)	-0.123 (0.93)	-0.177 (1.29)	-0.045 (0.15)	-2.315 (0.52)	-0.509 (0.75)			
Totalt sysselsatte 2000		-0.309 (0.71)	-0.342 (0.79)		0.398 (0.24)	-0.264 (0.58)		0.327 (0.91)	0.226 (0.67)
Befolkning 2000		-0.01 (0.01)	0.00 (0.11)		-0.01 (0.01)	0.00 (0.17)		-0.045 (-0.10)	-0.027 (-0.65)
Befolkningsvekst 2000-08		0.144 (2.39)*	0.174 (2.70)**		0.729 (0.61)	0.271 (1.32)		0.257 (5.84)**	0.567 (3.53)**
Utdanning 2000		0.012 (0.19)	0.022 (0.36)		-0.145 (0.42)	0.007 (0.10)		-0.059 (-1.08)	0.021 (0.03)
Arbeidsledighet 2000			0.257 (1.28)			0.407 (.13)			0.567 (3.53)**
Instrument 2000							-0.953 (-3.18)**	-0.146 (-2.42)**	-0.514 (-2.57)**
Konstant	-1.284 (3.25)**	1.930 (0.50)	1.503 (0.39)	-0.870 (0.81)	5.068 (0.51)	1.682 (0.44)	8.253 (5.53)**	1.920 (0.58)	2.031 (0.65)
Observasjoner	90	90	90	90	90	90			
$R^2$	0.01	0.07	0.09			0.03			
F				10.11	5.891	6.605			

Verdiene i parentes er t-verdier for en tosidig test om koeffisienten er lik null.

\*: signifikant på 5%-nivå

\*\* :signifikant på 1%-nivå

Sammenlignet med skjermet sektor finner jeg relativt like tall ved MKM-estimering når jeg inkluderer kontrollvariabler, jeg får negative men ikke signifikante effekter i kolonne (2) og (3). Ved IV-estimering får jeg derimot forskjellige resultater fra det vi så i skjermet sektor. Kolonne (5) og (6) gir her en negativ effekt på henholdsvis -2.315 og -0.509. Selv om t-verdiene er for små til å konkludere med at disse er signifikante, er det tydelige



indikeringer på at offentlig sektor har en fortrengeeffekt på konkurranseutsatt sektor, noe som er i samsvar med teorien som er diskutert i kapittel 2. Numerisk sett får jeg den multiplikatoreffekten som vi forventer ut fra teoridelen om at økt offentlig sysselsetting vil fortrenge arbeidsplasser i konkurranseutsatt sektor. Faggio og Overman (2014) finner en fortrengeeffekt på 0.4 når de ser på en 4 års periode. Jofre-Monseny et al. (2014) og Senftleben-König et al. (2014) finner også en fortrengeeffekt på konkurranseutsatt sektor.

Det er naturligvis fortsatt problem med svakt instrument da høyresiden av relasjon (5.4) er uendret i forhold til grunnmodellen.

#### 5.2.4 Robusthetsanalyse av grunnmodellen

Her ser jeg på en robusthetsanalyse av grunnmodellen. I tabell 5 er det tre ligninger for hver kolonne, én for hver venstresidevariabel; privat sektor, skjermet sektor og konkurranseutsatt sektor. I kolonne (1) bruker jeg en enkel MKM-estimat med alle kontrollvariabler som i tidligere tabeller. Kolonne (2) gir et IV-estimat hvor ledighet er utelukket fra kontrollvariablene. Under kolonne (3) har jeg ekskludert de fire største økonomiske regionene, dette er Oslo, Bergen, Trondheim og Stavanger. (4) er gjort for å se om resultatene endrer seg når jeg ser på en alternativ periode. Jeg benytter her fortsatt år 2000 på instrumentet for å konstruere et mer troverdig shift-share instrument som ligger noe lenger bak i tid enn selve analyseperioden. Dette vil være mer troverdig siden det kan ta tid for Bartik-instrumentet å påvirke høyresidevariabelen (McGuire og Bartik, 1992). Kolonne (5) er et vanlig IV-estimat med alle kontrollvariabler, denne tilsvarer kolonne (6) i tabellene 2, 3 og 4.

Tabell 5: Robusthetsanalyse av grunnmodellen

	MKM	IV	IV	IV	IV
Avhengig variabel	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
Privat sektor	-0.373 (1.69)	-1.243 (0.30)	0.878 (0.74)	0.657 (0.69)	0.933 (0.75)
Skjermet sektor	-0.155 (1.35)	1.259 (0.42)	0.810 (1.12)	0.795 (1.08)	0.916 (1.18)
Konkurrans utsatt sektor	-0.177 (1.29)	-2.315 (0.52)	-0.425 (0.65)	-0.457 (0.66)	-0.509 (0.75)
Kontrollvariabler	Alle	Ikke ledighet	Alle	Alle	Alle
År	2000-08	2000-08	2000-08	2002-2008	2000-08
Observasjoner	90	90	86	90	90
F		5.891	6.588	6.712	6.605

Verdiene i parentes er t-verdier for en tosidig test om koeffisienten er lik null.

\*: signifikant på 5%-nivå

\*\* : signifikant på 1%-nivå

Tabellen viser at når jeg estimerer med IV-metoden og bruker alle kontrollvariabler, (3), (4) og (5), så får jeg stabilt like tall for alle de tre sektorinndelingene. Jeg finner imidlertid fortsatt ingen signifikante effekter, noe som kan skyldes svakt instrument og relativt få observasjoner sammenlignet med artiklene som ble fremlagt i kapittel 2. Vi ser derimot at én jobb i offentlig sektor vil skape 0.916 jobber i skjermet sektor, men fortrenge 0.509 jobber i konkurranseutsatt sektor. Selv om disse tallene ikke er signifikante er det klare indikatorer på at multiplikatoreffekten av offentlig sektor i Norge samsvarer til teorien som er diskutert i kapittel 2. Resultatene er også relativt like til de som ble funnet av Faggio og Overman (2014), hvor de konkluderte med at offentlig sektor skapte 0.4 jobber i skjermet sektor, men utkonkurrerte 0.5 jobber i konkurranseutsatt sektor.

### 5.2.5 Robusthetsanalyse med alternativ sektorinndeling

I tabell 6 ser vi grunnmodellen, men med en annen definisjon av offentlig, privat, konkurranseutsatt og skjermet sektor. Noen flere næringer har blitt inkludert i offentlig sektor, og konkurranseutsatt og skjermet sektor er delt inn etter Eika et al. (2013) sin inndeling i sektorer for Norge. Se i appendiks, «vedlegg A» for fullstendig liste over hvilke næringer som tilhører hvilken sektor. Tabellen er ellers helt lik «tabell 5: Robusthetsanalyse av grunnmodellen».

Tabell 6: Grunnmodellen med alternativ sektorinndeling

	MKM	IV	IV	IV	IV
Avhengig variabel	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
Privat sektor	-0.289 (1.31)	0.405 (0.14)	1.167 (1.05)	1.087 (1.00)	1.332 (1.07)
Skjermet sektor	-0.101 (0.61)	1.479 (0.53)	1.074 (1.22)	0.981 (1.14)	1.196 (1.24)
Konkurranseutsatt sektor	-0.188 (1.25)	-1.074 (0.48)	0.093 (0.15)	0.097 (0.13)	0.136 (0.20)
Kontrollvariabler	Alle	Ikke ledighet	Alle	Alle	Alle
År	2000-08	2000-08	2000-08	2002-2008	2000-08
Observasjoner	90	90	86	90	90
F		5.08	5.01	5.77	5.87

Verdiene i parentes er t-verdier for en tosidig test om koeffisienten er lik null.

\*: signifikant på 5%-nivå

\*\*.:signifikant på 1%-nivå

De empiriske resultatene er ikke drastisk endret fra de med sektorinndelingen til Faggio og Overman (2014). Vi ser at instrumentet fortsatt er for svakt, da F-verdiene her er under 6, noe som kan gi skjevhet og høye standardavvik, slik at resultatene fortsatt ikke er signifikante. Jeg finner en positiv effekt på privat og skjermet sektor, henholdsvis 1.332

og 1.196 fra kolonne (5). Med den alternative sektorinndelingen til Eika et al. (2013) finner jeg ikke lenger en fortrengeeffekt av offentlig sysselsetting på konkurranseutsatt sektor, effekten er her svakt positiv, 0.136, men ikke signifikant.

### 5.2.6 Oppsummering av resultater for grunnmodellen

Jeg har nå fremstilt analysene mine av grunnmodellen i henhold til Faggio og Overman (2014), videre har jeg sett på en robusthetsanalyse hvor jeg blant annet fjernet de store byene og brukte alternative år i analysen. Resultatene har vært relativt like. Numerisk finner jeg at én jobb i offentlig sysselsetting skaper omkring 0.9 jobber i skjermet sektor, og 0.9 jobber i skjermet sektor. Jeg finner også en fortrengeeffekt på konkurranseutsatt sektor på 0.5 dersom jeg bruker sektorinndelingen til Faggio og Overman (2014), men i tabell 6 med sektorinndelingen til Eika et al. (2013) finner jeg en svakt positiv multiplikatoreffekt også på konkurranseutsatt sektor (0.1). Det er gjennomgående mangel på signifikans, dette kan som nevnt komme av at instrumentet er svakt med F-verdier rundt 6. Med mangel på signifikans kan jeg ikke med sikkerhet si noe om hvilken retning privat sysselsetting påvirkes av offentlig sysselsetting ved bruk av grunnmodellen. Jeg vil derfor gå videre til å bruke en alternativ modell.

### 5.3 Modell uten vekting for total sysselsetting, ala Jofre et al.(2014)

Her skal vi jeg på resultatene fra analysen på grunnmodellen uten vekting for total sysselsetting. Modellen er forklart i tidligere kapittel og ser slik ut:

$$(R_t - R_s)_{it} = \alpha + \beta(B_t - B_s)_{it} + \gamma X_{it}^| + u_{it} \quad (5.5)$$

Her vil jeg også se på effekten offentlig sysselsetting har på sysselsetting i skjermet og konkurranseutsatt sektor i en tabell som er tilsvarende robusthetsanalysen i tabell 5.

Modellen for skjermet sektor ser slik ut:

$$(R_t^{Skjermet} - R_s^{Skjermet})_{it} = \alpha + \beta(B_t - B_s)_{it} + \gamma X_{it}^| + u_{it} \quad (5.6)$$

Modellen for konkurranseutsatt sektor ser slik ut:

$$(R_t^{Konk} - R_s^{Konk})_{it} = \alpha + \beta(B_t - B_s)_{it} + \gamma X_{it}^| + u_{it} \quad (5.7)$$

Tabell 7: Grunnmodellen uten vekting for total sysselsetting

	MKM	IV	IV	IV	IV
Avhengig variabel	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
Privat sektor	0.433 (1.26)	0.857 (2.41)*	0.874 (3.56)**	0.801 (2.33)**	0.802 (2.25)**
Skjermet sektor	0.528 (3.47)**	0.745 (4.74)**	0.476 (3.96)**	0.698 (4.02)**	0.735 (4.64)**
Konkurransetsatt sektor	0.055 (0.38)	0.088 (0.59)	0.332 (1.25)	0.089 (0.63)	0.064 (0.43)
Kontrollvariabler	Alle	Ikke ledighet	Alle	Alle	Alle
År	2000-08	2000-08	2000-08	2002-2008	2000-08
Observasjoner	90	90	86	90	90
$R^2$					
F		40.52	38.51	46.28	42.33

Verdiene i parentes er t-verdier for en tosidig test om koeffisienten er lik null.

\*: signifikant på 5%-nivå

\*\* :signifikant på 1%-nivå

Her er resultatene relativt like ved de forskjellige robusthetsanalysene. Vi ser at offentlig sysselsetting har en signifikant positiv effekt på sysselsetting i privat sektor når jeg estimerer ved hjelp av IV-metoden. Resultatet står seg selv om jeg fjerner de fire største økonomiske regionene fra våre observasjoner, og når jeg ser på endringen fra år 2002 til 2008. Én jobb i offentlig sysselsetting skaper 0.802 jobber i privat sektor når vi ser på tall fra 2000 til 2008 og inkluderer alle observasjoner og kontrollvariabler. Dette er ulikt det som er funnet i Faggio og Overman (2014), Jofre-Monseny et al. (2014) og Senftleben-König et al. (2014).

Videre ser vi at offentlig sysselsetting også har en signifikant positiv effekt på sysselsetting i skjermet sektor, 0.735 når jeg inkluderer alle observasjoner og kontrollvariabler. Disse resultatene er i samsvar med teorien om en positiv effekt av endring i offentlig sysselsetting

på sysselsetting i skjermet sektor. Denne multiplikatoreffekten er relativ lik til den Faggio og Overman (2014) finner på kort sikt (0.5) og Jofre-Monseny et al. (2014) sine analyser på lang sikt (0.4).

Jeg finner ingen signifikant effekt av endring i offentlig sysselsetting på sysselsetting i konkurranseutsatt sektor. Kolonne (5) gir en multiplikatoreffekt på 0.064 som viser at sysselsetting i konkurranseutsatt sektor ikke blir påvirket av endringer i offentlig sektor i særlig grad.

I denne modellen har jeg ikke lenger et svakt instrument som ved grunnmodellen, i denne analysen er F-verdiene rundt 40, noe som tilfredsstillere relevanskriteriet.

## 5.4 Grunnmodellen med alternativt instrument

Her analyserer jeg grunnmodellen med et alternativt instrument. I stedet for å bruke shift-share instrumentet slik som Faggio og Overman (2014) som ga svake F-verdier, ønsker jeg nå å ta i bruk «asylinstrumentet» som er nærmere beskrevet i kapittel 4.6.2 «Asylsøkere». Alt annet er likt som i tabell 5, hvor jeg bruker Faggio og Overman (2014) sin sektorinndeling.

Tabell 8: Grunnmodellen med alternativt instrument

	MKM	IV	IV	IV	IV
Avhengig variabel	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
Privat sektor	-0.373 (1.69)	-1.587 (1.35)	0.758 (1.13)	0.644 (1.42)	0.921 (1.45)
Skjermet sektor	-0.155 (1.35)	1.145 (1.21)	0.745 (1.22)	0.689 (1.08)	0.882 (1.42)
Konkurrans utsatt sektor	-0.177 (1.29)	-2.789 (1.52)	-0.385 (1.27)	-0.521 (1.22)	-0.564 (1.61)
Kontrollvariabler	Alle	Ikke ledighet	Alle	Alle	Alle
År	2000-08	2000-08	2000-08	2002-2008	2000-08
Observasjoner	630	630	602	630	630
F		4.745	5.021	4.982	6.157

Verdiene i parentes er t-verdier for en tosidig test om koeffisienten er lik null.

\*: signifikant på 5%-nivå

\*\* :signifikant på 1%-nivå

Funnene her er veldig sammenlignbare med de jeg fant ved bruk av et shift-share instrument i tabell 5. Kolonnen som bruker IV-metoden og inkluderer alle kontrollvariabler viser en positiv (0.921) effekt av endring i offentlig sektor på sysselsetting i privat sektor, noe som er veldig nært funnene i tabell 5, som gir 0.933.

Videre finner jeg en positiv multiplikatoreffekt på skjermet sektor, 0.735 som også er lik



effekten vi finner i tabell 5 som er 0.916. Også her er det fortreningsseffekt på konkurranseutsatt sektor på 0.564 til sammenligning var denne 0.509 ved bruk av et shift-share instrument.

Til tross for de numeriske resultatene kan jeg heller ikke her konkludere med positive eller negative effekter av offentlig sysselsetting på privat, skjermet eller konkurranseutsatt sektor siden t-verdiene er for lave til å gi signifikans. Også her kan det skyldes at F-verdiene for instrumentet er svake. F-verdiene varierer mellom 4 og 6 for de ulike kolonnene i tabell 8.

Noe av grunnen til at dette instrumentet er svakt kan tenkes å være at effekten av antall asylsøkere vil bli tatt opp ved kontrollvariabelen «Befolkningsvekst», siden endring i antall asylsøkere vil påvirke befolkningsveksten direkte.

## 5.5 Oppsummering

Instrumentvariabelen i grunnmodellen er svak (F-verdiene ligger rundt 6), og dette fører til store standardavvik. Dette kan være grunnen til at jeg ikke finner noen signifikante effekter av offentlig sysselsetting. Selv ikke en del robusthetsanalyser og justering av sektorinndeling gir oss signifikans. Modellen gir derimot numerisk støtte til teoridelen som sier at økt offentlig sysselsetting vil øke antall sysselsatte i skjermet sektor men redusere antall sysselsatte i konkurranseutsatt sektor.

I modellen uten vektning for total sysselsetting finner jeg at én ekstra jobb i offentlig sektor skaper 0.802 jobber i privat sektor. Når jeg deler privat sektor inn i skjermet og konkurranseutsatt finner jeg at én ekstra jobb i offentlig sektor skaper 0.735 jobber i skjermet sektor, men har ingen signifikant effekt på konkurranseutsatt sektor. Disse resultatene er sammenlignbare med Faggio og Overman (2014) som finner en positiv effekt på 0.5 arbeidsplasser på skjermet sektor. Det er denne analysen jeg vil legge mest vekt på i konklusjonen min, siden dette er den eneste modellen med et robust instrument som tilfredstiller relevanskriteriet.

Grunnmodellen med endring i antall asylsøkere som instrumentvariabel gir veldig like resultater som ved bruk av et shift-share instrument. Selv om jeg også her har et svakt instrument og uskarpe estimater, peker resultatene i samme retning som teorien i kapittel 2 tilsier.



## 6 Konklusjon

Denne oppgaven undersøker om, og eventuelt hvordan, offentlig sysselsetting påvirker privat sysselsetting. Oppgaven ser også på hvordan offentlig sysselsetting påvirker den skjermede og den konkurranseutsatte delen av privat sysselsetting.

Grunnmodellen i oppgaven tar utgangspunkt i artikkelen til Faggio og Overman (2014), jeg har utvidet deres modell i henhold til Jofre-Monseny et al. (2014) og jeg har konstruert et eget instrument siden shift-share instrumentet ga lave F-verdier i grunnmodellen. Jeg har også robusthetstestet alle modellene ved å ekskludere store byer, fjerne spesifikke år fra analysen og testet ut en alternativ inndeling av de forskjellige sektorene.

I teorikapittelet tar jeg for meg teorien bak effektene av offentlig sysselsetting på de tre forskjellige sektorinndelingene, og hvilke effekter jeg forventer å finne i mine analyser, denne delen er tett bygd opp mot teorien til Moretti (2010) og Faggio og Overman (2014).

Den tidligere empiriske litteraturen er presentert i avsnitt 2.2 «Tidligere empiri» og består hovedsakelig av tre empiriske studier som tar utgangspunkt i samme problemstilling som meg. Selv om de tre artiklene har litt avvikende konklusjoner har de gitt meg grunn til å forvente ingen eller negativ effekt på privat sysselsetting, ingen til positiv effekt på sysselsetting i skjermet sektor og negativ effekt på sysselsetting i konkurranseutsatt sektor.<sup>57</sup>

Jeg finner avvik i resultatene i mine i forhold til hvilken modell jeg bruker, men jeg argumentere i kapittel 5.6 «Oppsummering» på hvorfor jeg velger å stole mest på analysene mine fra modellen som tilsvarende den (Jofre-Monseny et al., 2014) bruker. Denne finner at sysselsetting i offentlig sektor gir en signifikant positiv effekt på privat sysselsetting, 0.802<sup>58</sup>. Jeg finner også en signifikant positiv effekt av offentlig sysselsetting på skjermet sektor, 0.735<sup>59</sup>. Det vil si at én ekstra arbeidsplass i offentlig sektor skaper 0.802 og 0.735 arbeidsplasser i henholdsvis privat og skjermet sektor. Jeg finner ingen signifikant effekt av offentlig sysselsetting på konkurranseutsatt sektor.

Disse resultatene tilsier at offentlige arbeidsplasser gir en positiv multiplikatoreffekt på privat sysselsetting, og da særlig i skjermet sektor. Dette gir insentiver til å skape offentlige

---

<sup>57</sup>Se nærmere på hvilke forskninger som ga de ulike konklusjonene i kapittel 2.2 «Tidligere empiri».

<sup>58</sup>Se tabell 7

<sup>59</sup>Se tabell 7

arbeidsplasser på steder hvor det trengs økt sysselsetting for å stimulere arbeidsmarkedet.

Det finnes imidlertid svakheter ved analysen min. Som nevnt tidligere i kapittel 4 omfatter den registerbaserte sysselsettingsstatistikken antall ansatte og ikke antall årsverk utført, og at inndelingen av sektorer derfor vil kunne være uskarp. Her ville det naturlig nok skapt større variasjon og mer presise tall dersom sysselsetting var målt i antall årsverk. Inndelingen av sektorene gir ikke presise tall på hvor mange som jobber innenfor privat eller offentlig sektor, da tall fra NSD er inndelt i næringer, hvor både offentlig og privat sektor inngår i en og samme næring. Det finnes heller ingen presise definisjoner av skjermet og konkurranseutsatt sektor Eika et al. (2013), dette har jeg løst ved å se på to alternative definisjoner av sektorene. En siste svakhet ved analysen min er det korte tidsperspektivet 2000-2008, ideelt sett skulle vi ønsket å se effekten både på kort og lang sikt. Problemet her er at det ikke finnes data for årene før 2000 og at næringene etter 2008 er delt inn etter standard for næringsgruppering 2007 (SN07)<sup>60</sup>, noe som gjør det umulig å sammenligne tall før og etter denne perioden.

Forslag til videre forskning er å få rettet opp de overnevnte problemene, samt å finne presise tall for antall asylsøkere på økonomisk region- eller kommunenivå, dette vil gi et bedre instrument og derfor større troverdighet for analysen med det alternative instrumentet.

---

<sup>60</sup>Se SN07 for endringer i næringsgrupperingen fra SN94 til SN07 [https://www.ssb.no/a/publikasjoner/pdf/nos\\_d383/nos\\_d383.pdf](https://www.ssb.no/a/publikasjoner/pdf/nos_d383/nos_d383.pdf).

## Referanser

- Aukrust, I. og Gystad, S.O. (2003). Andelen offentlig sysselsatte høyest i nord-norge: sysselsatte i offentlig forvaltning i 4. kvartal 2001.
- Bartik, T.J. (1991). Boon or boondoggle? the debate over state and local economic development policies.
- Behar, M.A. og Mok, M.J. (2013). *Does public-sector employment fully crowd out private-sector employment?* (nr. 13-146). International Monetary Fund.
- Bound, J., Jaeger, D.A. og Baker, R.M. (1995). Problems with instrumental variables estimation when the correlation between the instruments and the endogenous explanatory variable is weak. *Journal of the American statistical association*, 90(430), 443–450.
- Card, D. (2007). *How immigration affects us cities* (Teknisk rapport). nCREAM Discussion Paper Series.
- Card, D. (2009). How immigration affects us cities. *making cities Work: prospects and policies for Urban America*, 158–200.
- Eika, T., Strøm, B. og Cappelen, Å. (2013). Konkurransetsatte næringer i norge. *Rapport*, 58, 2013.
- Faggio, G. og Overman, H. (2014). The effect of public sector employment on local labour markets. *Journal of urban economics*, 79, 91–107.
- Grubbs, F.E. (1973). Errors of measurement, precision, accuracy and the statistical comparison of measuring instruments. *Technometrics*, 15(1), 53–66.
- Hjorthol, R. og Lian, J.I. (2004). *Samfunnsmessige trender: betydning for mobilitet og transport i storbyområdet*. Transportøkonomisk institutt.
- Hustoft, A., Hartvedt, H., Nymoene, E., Stalnacke, M. og Utne, H. (u.d.). Standard for økonomiske regioner [classification of economic regions]. *Rapporter 99*, 6.
- Jofre-Monseny, J., Silva, J.I. og Vázquez-Grenno, J. (2014). Local multipliers of public employment: Long-run evidence from the late development of the spanish public sector. *Preliminary Draft*.

- Langørgen, A. (1993). *En økonometrisk analyse av lønnsdannelsen i norge*. Statistisk sentralbyrå.
- McGuire, T.J. og Bartik, T.J. (1992). *Who benefits from state and local economic development policies?* JSTOR.
- Moretti, E. (2010). Local multipliers. *The American Economic Review*, 100(2), 373–377.
- Rødseth, A. (2000). Konkurransetsatte og skjerma næringer. *vedlegg 8 i NOU, 2000*, 21.
- Schøne, P. (2004). *Lønnsforskjeller i offentlig og privat sektor*.
- Senftleben-König, C. et al. (2014). *Public sector employment and local multipliers* (Teknisk rapport).
- Staiger, D.O. og Stock, J.H. (1994). *Instrumental variables regression with weak instruments*. National Bureau of Economic Research Cambridge, Mass., USA.
- Verbeek, M. (2008). *A guide to modern econometrics*. John Wiley & Sons.
- Wooldridge, J.M. (2002). *Econometric analysis of cross section and panel data*.
- Wooldridge, J.M. (2009). *Introductory econometrics: A modern approach* 4. ed. *South-Western, Michigan State University*, 378.
- Wright, R.A., Ellis, M. og Reibel, M. (1997). The linkage between immigration and internal migration in large metropolitan areas in the united states. *Economic Geography*, 73(2), 234–254.

## A Vedlegg A: Inndeling av sektorer

Her presenteres de to sektorinndelingene som brukes i analysene mine.

«Standard sektorinndeling» ala Faggio og Overman (2014). Denne blir brukt i samtlige analysetabeller utenom «Tabell 6: Grunnmodell med alternativ sektorinndeling».

<b>Tosifret SIC-kode</b>	<b>Betegnelse for næringer</b>
<b>Offentlig sektor:</b>	
75	Offentlig administrasjon, forsvar, sosialforsikring
80	Undervisning
85	Helse- og sosialtjenester
<b>Skjermet Sektor:</b>	
50	Motorkjøretøytjenester
51	Agentur- og engroshandel
52	Detaljhandel og reparasjon av varer
55	Hotell- og restaurantvirksomhet
65	Finansiell tjenesteyting
66	Forsikring og pensjonsfond
67	Hjelpevirksomhet finansiell tjenesteyting
70	Eiendomsdrift
71	Utleievirksomhet, maskiner og utstyr
72	Databehandlingsvirksomhet
73	Forskning
74	Annen forretningsmessig tjenesteyting
90	Kloakk- og renovasjonsvirksomhet
91	Interesseorganisasjoner
92	Kulturelltjenesteyting og sport
93	Annen personlig tjenesteyting

<b>Tosifret SIC-kode</b>	<b>Betegnelse for næringer</b>
<b>Konkurransetsatt sektor:</b>	
15	Næringsmiddel- og drikkevareindustri
16	Tobakksindustri
17	Tekstilindustri
18	Bekledningsindustri
19	Lær- og lærvareindustri
20	Trelast- og trevareindustri
21	Treforedling
22	Forlag og grafisk industri
23	Oljeraffinering
24	Kjemisk industri
25	Gummivare- og plastindustri
26	Mineralproduktindustri
27	Metallindustri
28	Metallvareindustri
29	Maskinvareindustri
30	Data- og kontorutrustningsindustri
31	Elektronisk industri
32	Radio- og fjernsynsindustri
33	Instrumentverkstedindustri
34	Motorkjøretøyindustri
35	Annen transportmiddelindustri
36	Møbelindustri og annen industri
37	Gjenvinning



Resterende næringer som hverken tilhører Skjermet eller Konkurransetsatt sektor mens som også utgjør Privat sektor er:

<b>Tosifret SIC-kode</b>	<b>Betegnelse for næringer</b>
1	Jordbruk, jakt og viltstell
2	Skogbruk
5	Fiske og fangst
10	Bryting av kull, utvinning av torv
11	Utvinning av råolje og naturgass
12	Bryting av uranium- og thoriummalm
13	Bryting av metallholdig malm
14	Bergverksdrift ellers
40	Kraftforsyning
41	Vannforsyning
45	Bygge og anleggsvirksomhet
60	Landtransport og rørtransport
61	Sjøtransport
62	Lufttransport
63	Tjenester tilknyttet transport
64	Post og telekommunikasjoner
95 96 97	Lønnet husarbeid
99	Internasjonale organisasjoner

Her kommer Eika et al. (2013) sin inndeling av sektorer som blir brukt i «Tabell 6 Grunnmodellen med alternativ sektorinndeling».

<b>Tosifret SIC-kode</b>	<b>Betegnelse for næringer</b>
<b>Offentlig sektor:</b>	
40	Kraftforsyning
41	Vannforsyning
65	Finansiell tjenesteyting
74	Annen forretningsmessig tjenesteyting
75	Offentlig administrasjon, forsvar, sosialforsikring
80	Undervisning
85	Helse- og sosialtjenester
90	Kloakk- og renovasjonsvirksomhet
<b>Skjermet sektor:</b>	
1	Jordbruk,jakt og viltstell
10	Bryting av kull, utvinning av torv
13	Bryting av metallholdig malm
14	Bergverksdrift ellers
45	Bygge og anleggsvirksomhet
50	Motorkjøretøytjenester
51	Agentur-og engroshandel
52	Detaljhandel og reparasjon av varer
55	Hotell- og restaurantvirksomhet
60	Landtransport og rørtransport
63	Tjenester tilknyttet transport
64	Post og telekommunikasjoner
66	Forsikring og pensjonsfond
67	Hjelpevirksomhet finansiell tjenesteyting
70	Eiendomsdrift
71	Utleievirksomhet, maskiner og utstyr
72	Databehandlingsvirksomhet
73	Forskning og utviklingsarbeid
92	Kulturell tjenesteyting og sport
93	Annen personlig tjenesteyting
95 96 97	Lønnet husarbeid
99	Internasjonale organisasjoner

---

<b>Tosifret SIC-kode</b>	<b>Betegnelse for næringer</b>
<b>Konkurransetsatt sektor:</b>	
2	Skogbruk
5	Fiske og fangst
11	Utvinning av råolje og naturgass
12	Bryting av uranium- og thoriummalm
15	Næringsmiddel- og drikkevareindustri
16	Tobakksindustri
17	Tekstilindustri
18	Bekledningsindustri
19	Lær- og lærvareindustri
20	Trelast- og trevareindustri
21	Treforedling
22	Forlag og grafisk industri
23	Oljeraffinering
24	Kjemisk industri
25	Gummivare- og plastindustri
26	Mineralproduktindustri
27	Metallindustri
28	Metallvareindustri
29	Maskinvareindustri
30	Data- og kontorutrustningsindustri
31	Elektronisk industri
32	Radio- og fjernsynsindustri
33	Instrumentverkstedindustri
34	Motorkjøretøyindustri
35	Annen transportmiddelindustri
36	Møbelindustri og annen industri
37	Gjenvinning
61	Sjøtransport
62	Lufttransport



## B Vedlegg B: Liste over økonomiske regioner

Fylke	Økonomiske region/Kode	Kommune	Folkemengde
Østfold	<b>Halden</b> 0191	0101 Halden	26 733
		0188 Aremark	1451
		I alt	<b>28 184</b>
	<b>Moss</b> 0192	0104 Moss	26 633
		0135 Råde	6 217
		0136 Rygge	13 288
		0137 Våler	4 059
		I alt	<b>50 197</b>
	<b>Fredrikstad/Sarpsborg</b> 0913	0106 Fredrikstad	67 761
		0105 Sarpsborg	47 447
		0111 Hvaler	3 494
		0128 Rakkestad	7 076
		I alt	<b>125 778</b>
	<b>Askim/Mysen</b> 0194	0124 Askim	13 521
		0125 Eidsberg	9 703
		0119 Marker	3 300
		0121 Rømskog	674
		0122 Trøgstad	4 868
		0123 Spydeberg	4 486
0127 Skiptvet		3 140	
0138 Hobøl		4 366	
I alt		<b>44 058</b>	

Fylke	Økonomiske region/Kode	Kommune	Folkemengde	
Akershus	Follo 0291	0213 Ski	25 394	
		0211 Vestby	11 815	
		0214 Ås	13 568	
		0215 Frogn	12 972	
		0216 Nesodden	15 448	
		0217 Oppegård	22 953	
		I alt	<b>102 150</b>	
		Bærum/Asker 0292	0219 Bærum	101 494
	0220 Asker		49 284	
	I alt		<b>150 778</b>	
	Lillestrøm 0293	0231 Skedsmo	38 701	
		0221 Aurskog-Høland	12 561	
		0226 Sørums	12 133	
		0227 Fet	9 271	
		0228 Rælingen	14 493	
		0229 Enebakk	8 680	
		0230 Lørenskog	29 505	
		0233 Nittedal	18 629	
		0234 Gjerdrum	4 554	
		0236 Nes	16 288	
		I alt	<b>164 825</b>	
	Ullensaker/Eidsvoll 0294	0235 Ullensaker	20 160	
		0237 Eidsvoll	17 524	
		0238 Nannestad	8 967	
		0239 Hurdal	2 648	
		I alt	<b>49 299</b>	
	Oslo	Oslo	0391 Oslo	507 467
		0391	I alt	<b>507 467</b>

Fylke	Økonomiske region/Kode	Kommune	Folkemengde
Hedmark	Kongsvinger 0491	0402 Kongsvinger	17 349
		0418 Nord-Odal	5 089
		0419 Sør Odal	7 349
		0420 Eidskog	6 409
		0423 Grue	5 442
		0425 Åsnes	8 112
		I alt	<b>49 750</b>
	Hamar 0492	0403 Hamar	26 545
		0412 Ringsaker	31 622
		0415 Løten	7 188
		0417 Stange	17 928
		I alt	<b>83 283</b>
	Elverum 0493	0427 Elverum	18 046
		0426 Våler	4 063
		0428 Trysil	7 069
		0429 Åmot	4 379
		0430 Stor - Elvdal	3 012
		0434 Engerdal	1 580
		I alt	<b>38 149</b>
	Tynset 0494	0437 Tynset	5 473
		0432 Rendalen	2 257
		0436 Tolga	1 812
0438 Alvdal		2 417	
0439 Folldal		1 814	
0441 Os		2 148	
I alt	<b>15 921</b>		

Fylke	Økonomiske region/Kode	Kommune	Folkemengde
Oppland	Lillehammer 0591	0501 Lillehammer	24 724
		0521 Øyer	4 859
		0522 Gausdal	6 186
		I alt	<b>35 769</b>
	Gjøvik 0592	0502 Gjøvik	27 013
		0528 Østre Toten	14 103
		0529 Vestre Toten	13 065
		0536 Søndre Land	6 073
		0538 Norde Land	6 950
		I alt	<b>67 204</b>
	Midt-Gudbrandsdalen 0593	0516 Nord-Fron	5 963
		0519 Sør-Fron	3 322
		0520 Ringebu	4 752
		I alt	<b>14 027</b>
	Nord-Gudbrandsdalen 0594	0517 Sel	6 273
		0511 Dovre	2 851
		0512 Lesja	2 302
		0513 Skjåk	2 386
		0514 Lom	2 567
		0515 Vågå	3 818
		I alt	<b>20 198</b>
Hadeland 0595	0534 Gran	12 877	
	0532 Jevnaker	5 995	
	0533 Lunner	8 264	
	I alt	<b>27 136</b>	
Valdres 0596	0542 Nord-Aurdal	6 560	
	0540 Sør-Aurdal	3 389	
	0541 Etnedal	1 401	
	0543 Vestre Slidre	2 282	
	0544 Øystre Slidre	3 060	
	0545 Vang	1 675	



Fylke	Økonomiske region/Kode	Kommune	Folkemengde
Buskerud	Drammen 0691	0602 Drammen	54 816
		0621 Sigdal	3 556
		0623 Modum	12 366
		0624 Øvre Eiker	15 058
		0625 Nedre Eiker	20 502
		0626 Lier	21 308
		0627 Røyken	16 245
		0628 Hurum	8 363
		I alt	<b>152 214</b>
	Kongsberg 0692	0604 Kongsberg	22 293
		0631 Flesberg	2 491
		0632 Rollag	1 492
		0633 Nore og Ulvdal	2 764
		I alt	<b>29 040</b>
	Hønefoss 0693	0605 Ringerike	27 917
		0612 Hole	4 977
		0622 Krødsherad	2 254
		I alt	<b>35 148</b>
	Hallingdal 0694	0617 Hol	4 390
		0615 Flå	1 102
		0616 Nes	3 528
		0618 Hemsedal	1 958
		0619 Ål	4 789
		0620 Hol	4 642
		I alt	<b>20 409</b>

---

Fylke	Økonomiske region/Kode	Kommune	Folkemengde
Vestfold	Tønsberg/Horten 0791	0704 Tønsberg	34 716
		0701 Borre	23 764
		0718 Ramnes	3 717
		0719 Andebu	4 678
		0720 Stokke	9 557
		0722 Nøtterøy	19 601
		0723 Tjøme	4 505
		I alt	<b>104 757</b>
	Holmestrand 0792	0702 Holmestrand	9 384
		0714 Hof	2 891
		I alt	<b>12 275</b>
	Sandefjord/Larvik 0793	0706 Sandefjord	39 317
		0709 Larvik	40 386
		0728 Lardal	2 379
I alt		<b>82 082</b>	
Sande/Svelvik 0794	0713 Sande	7 377	
	0711 Svelvik	6 284	
	I alt	<b>13 661</b>	

Fylke	Økonomiske region/Kode	Kommune	Folkemengde
Telemark	Skien/Porsgrunn 0891	0806 Skien	49 592
		0805 Porsgrunn	32 892
		0811 Siljan	2 269
		0814 Bamble	14 142
		0819 Nome	6 648
		I alt	<b>105 543</b>
	Notodden/Bø 0892	0807 Notodden	<b>12 272</b>
		0821 Bø	<b>4 694</b>
		0822 Sauherad	4 411
		0827 Hjartdal	1 687
		I alt	<b>23 334</b>
	Kragerø 0893	0815 Kragerø	10 656
		0817 Drangedal	4 175
		I alt	<b>14 831</b>
	Rjukan 0894	0826 Tinn	6 560
		I alt	<b>6 560</b>
	Vest-Telemark 0895	0828 Selfjord	2 928
		0829 Kviteseid	2 667
		0830 Nissedal	1 477
		0831 Fyresdal	1 353
		0833 Tokke	2 506
0834 Vinje		3 869	
I alt		<b>14 770</b>	

Fylke	Økonomiske region/Kode	Kommune	Folkemengde
Aust-Adger	Risør 0991	0901 Risør	7 000
		0911 Gjerstad	2 509
		I alt	<b>9 509</b>
	Arendal 0992	0906 Arendal	39 446
		0904 Grimstad	17 821
		0912 Vegårshei	1 838
		0914 Tvedestrand	5 967
		0919 Froland	4 497
		0929 Åmli	1 862
		I alt	<b>71 431</b>
	Lillesand 0993	0926 Lillesand	8 816
		0928 Birkenes	4 290
		I alt	<b>13 106</b>
	Setesdal 0994	0937 Evje og Hornes	3 346
		0935 Iveland	1 128
		0938 Bygland	1 351
		0940 Valle	1 439
		0941 Bykle	836
		I alt	<b>8 132</b>

Fylke	Økonomiske region/Kode	Kommune	Folkemengde
Vest-Agder	<b>Kristiansand</b> 1091	1001 Kristiansand	72 395
		1014 Vennesla	12 141
		1017 Songdalen	5 455
		1018 Søgne	8 929
		I alt	<b>98 920</b>
	<b>Mandal</b> 1092	1002 Mandal	13 316
		1021 Marnardal	2 198
		1026 Åseral	878
		1027 Audnedal	1 530
		1029 Lindesnes	4 395
		I alt	<b>22 317</b>
	<b>Lyngdal/Farsund</b> 1093	1003 Farsund	9 630
		1032 Lyngdal	7 064
		1034 Hægebostad	1 621
		I alt	<b>18 315</b>
	<b>Flekkefjord</b> 1094	1004 Flekkefjord	8 851
		1037 Kvinesdal	5 554
		1046 Sirdal	1 734
		I alt	<b>16 139</b>

Fylke	Økonomiske region/Kode	Kommune	Folkemengde
Rogoland	Egersund 1191	1101 Eigersund	13 288
		1111 Sokndal	3 358
		1112 Lund	3 096
		1114 Bjerkreim	2 456
		I alt	<b>22 198</b>
	Stavanger/Sandnes 1192	1103 Stavanger	108 818
		1102 Sandnes	52 998
		1122 Gjesdal	8 911
		1124 Sola	18 915
		1127 Randaberg	8 773
		1129 Forsand	1 018
		1130 Strand	10 122
		1133 Hjelmeland	2 756
		1141 Finnøy	2 865
		1142 Rennesøy	3 111
		1144 Kvitsøy	523
		I alt	<b>218 810</b>
		Haugesund 1193	1106 Haugesund
	1134 Suldal		4 043
	1135 Sauda		5 081
	1145 Bokn		786
	1146 Tysvær		8 828
	1149 Karmøy		36 971
1151 Utsira	256		
1154 Vindafjord	4848		
I alt	<b>91 175</b>		
Jæren 1194	1121 Time	13 317	
	1119 Hå	13 921	
	1120 Klepp	13 789	
	I alt	<b>41 027</b>	

Fylke	Økonomiske region/Kode	Kommune	Folkemengde
Hordaland	Bergen 1291	1201 Bergen	229 496
		1238 Kvam	8 592
		1241 Fusa	3 864
		1242 Samnager	2 282
		1243 Os	13 896
		1244 Austevoll	4 406
		1245 Sund	5 160
		1246 Fjell	18 178
		1247 Askøy	19 727
		1251 Vaksdal	4 192
		1252 Modalen	354
		1253 Osterøy	7 006
		1256 Meland	5 353
		1259 Øygarden	3 623
		1260 Radøy	4 585
		1263 Lindås	12 492
		1264 Austrheim	2 527
		1265 Fedje	682
		1266 Masfjorden	1 774
			I alt
	Søndre Sunnhordland 1292	1214 Ølen	3 287
		1211 Etne	3 917
		1216 Sveio	4 623
		I alt	<b>11 827</b>

Fylke	Økonomiske region/Kode	Kommune	Folkemengde
Hordaland	Nordre Sunnhordoland 1293	1221 Stord	16 144
		1219 Bømlo	10 739
		1222 Fitjar	2 992
		1223 Tysnes	2 843
		1224 Kvinnherad	13 196
		I alt	<b>45 914</b>
	Odda 1294	1228 Odda	7 727
		1227 Jondal	1 151
		1231 Ullensvang	3 562
		1232 Eidfjord	1 037
		I alt	<b>13 477</b>
	Voss 1295	1235 Voss	13 726
		1233 Ulvik	1 222
		1234 Granvin	1 044
		I alt	<b>15 992</b>



Fylke	Økonomiske region/Kode	Kommune	Folkemengde
Sogn og Fjordane	Florø 1491	1401 Flora	11 226
		1438 Bremanger	4 170
		I alt	<b>15 396</b>
Sogn og Fjordane	Høyanger 1492	1416 Høyanger	4 667
		1411 Gulen	2 489
		1412 Solund	959
		1418 Balestrand	1 513
		I alt	<b>9 638</b>
Sogn og Fjordane	Sogndal/Årdal 1493	1420 Sogndal	6 666
		1424 Årdal	5 797
		1417 vik	2 965
		1419 Leikanger	2 183
		1421 Aurland	1 833
		1422 Lærdal	2 202
		1426 Luster	5 003
		I alt	<b>26 649</b>
Sogn og Fjordane	Førde 1494	1432 Førde	10 473
		1413 Hyllestad	1 554
		1428 Askvoll	3 349
		1429 Fjaler	2 964
		1430 Gaular	2 886
		1431 Jølster	2 957
		1433 Naustdal	2 736
		I alt	<b>26 919</b>
Sogn og Fjordane	Nordfjord 1495	1439 Vagsøy	6 479
		1443 Eid	5 780
		1445 Gloppen	5 769
		1449 Stryn	6 666
		1441 Selje	3 066
		1444 Hornidal	1 227
		I alt	<b>28 987</b>

Fylke	Økonomiske region/Kode	Kommune	Folkemengde	
Møre og Romsdal	Molde 1591	1502 Molde	23 710	
		1535 Vestnes	6 530	
		1539 Rauma	7 415	
		1543 Nesset	3 289	
		1545 Midsund	1 978	
		1547 Aukra	2 978	
		1548 Fræna	9 005	
		1551 Eide	3 193	
		1557 Gjemnes	2 683	
		I alt	<b>60 781</b>	
		Kristiansund 1592	1503 Kristiansund	16 925
			1554 Averøy	5 409
			1556 Frei	5 199
			1569 Aure	2 782
			1572 Tustna	1 041
			1573 Smøla	2 432
			I alt	<b>33 788</b>
		Ålesund 1593	1504 Ålesund	38 855
			1523 Ørskog	2 076
			1524 Norddal	1 960
			1525 Strand	4 677
			1526 Stordal	1 052
			1528 Stykkylven	7 280
			1529 Skodje	3 513
			1531 Sula	7 070
			1532 Giske	6 344
			1534 Haram	8 744
			1546 Sandøy	1 332
		I alt	<b>82 933</b>	

Fylke	Økonomiske region/Kode	Kommune	Folkemengde
Møre og Romsdal	Ulsteinvik 1594	1516 Ulstein	6 541
		1511 Vanylven	3 854
		1514 Sande	3 081
		1515 Herøy	8 390
		1517 Hareid	4 748
		I alt	<b>26 344</b>
	Ørsta/Volda 1595	1520 Ørsta	10 276
		1519 Volda	8 322
		I alt	<b>18 598</b>
	Sunndalsøra 1596	1563 Sunndal	7 368
		1560 Tingvoll	3 148
		I alt	<b>10 516</b>
	Surnadal 1597	1566 Surnadal	6 252
		1567 Rindal	2 183
		1571 Halså	1 808
I alt		<b>10 198</b>	

Fylke	Økonomiske region/Kode	Kommune	Folkemengde
Sør-Trøndelag	Trondheim 1691	1601 Trondheim	148 859
		1624 Rissa	6 503
		1648 Midte Gauldal	5 779
		1653 Melhus	13 169
		1657 Skaun	5 843
		1662 Klæbu	4 875
		1663 Malvik	11 132
		1664 Selbu	3 926
		1665 Tydal	949
		I alt	<b>201 035</b>
	Frøya/Hitra 1692	1620 Frøya	4 115
		1617 Hitra	4 038
		I alt	<b>8 153</b>
	Brekstad 1693	1621 Ørland	5 037
		1627 Bjugn	4 696
		1632 Roan	1 121
		1633 Osen	1 194
		I alt	<b>15 451</b>
	Oppdal 1694	1638 Oppdal	6 288
		1635 Rennebu	2 700
		I alt	<b>8 988</b>
	Orkanger 1695	1638 Orkdal	10 250
		1612 Hemne	4 324
		1613 Snillfjord	1 093
		1622 Agdenes	1 783
		1636 Meldal	3 991
		I alt	<b>21 441</b>
Røros 1696	1640 Røros	5 545	
	1644 Holtålen	2 239	
	I alt	<b>7 784</b>	

Fylke	Økonomiske region/Kode	Kommune	Folkemengde
Nord-Tøndelag	Steinkjer 1791	1702 Steinkjer	20 459
		1718 Leksvik	3 512
		1723 Mosvik	925
		1724 Verran	2 733
		1725 Namdalseid	1 831
		1729 Inderøy	5 802
		1736 Snåsa	2 397
		I alt	<b>37 659</b>
	Namsos 1792	1703 Namsos	12 325
		1743 Høylandet	1 335
		1744 Overhalla	3 659
		1748 Fosnes	794
		1749 Flatanger	1 238
		I alt	<b>19 351</b>
	Stjørdalshalsen 1793	1714 Stjørdal	18 238
		1711 Meråker	2 637
		I alt	<b>20 875</b>
	Levanger/Verdalsøra 1794	1719 Levanger	17 501
		1721 Verdal	13 644
		1717 Frosta	2 430
		I alt	<b>33 575</b>
	Grong 1795	1742 Grong	2 565
		1738 Lierne	1 565
		1739 Røyrvik	595
		1740 Namskogan	989
		I alt	<b>5 714</b>
	Rørвик 1796	1750 Vikna	3867
1751 Nærøy		5 353	
1755 Leka		714	
I alt		<b>9 934</b>	

Fylke	Økonomiske region/Kode	Kommune	Folkemengde
Nordland	Bodø 1891	1804 Bodø	41 367
		1836 Rødøy	1 570
		1837 Meløy	6 796
		1838 Gildeskål	2 351
		1839 Beiarn	1 311
		1840 Saltdal	4 887
		1841 Fauske	9 653
		1842 Skjerstad	1 098
		1845 Sørfold	2 367
		1848 Steigen	2 977
		1849 Hamarøy	2 008
		I alt	<b>76 364</b>
		Narvik	1892
1850 Tysfjord	2 302		
1851 Lødingen	2 471		
1852 Tjeldsund	1 527		
1853 Evenes	1 523		
1854 Ballangen	2 775		
I alt	<b>29 198</b>		
Brønnøysund	1893	1813 Brønnøy	7 433
		1811 Bindal	1 921
		1812 Sømna	2 116
		1815 Vega	1 414
		1816 Vevelstad	592
		I alt	<b>13 476</b>

Fylke	Økonomiske region/Kode	Kommune	Folkemengde
Nordland	Sandnessjøen 1894	1820 Alstahaug	7 440
		1818 Herøy	1 881
		1822 Leirfjord	2 242
		1827 Dønna	1 582
		1834 Lurøy	2 107
		1835 Træna	466
		I alt	<b>15 718</b>
	Mosjøen 1895	1824 Vefsn	13 553
		1825 Grane	1 652
		1826 Hattfjelldal	1 634
		I alt	<b>16 839</b>
	Mo i Rana 1896	1833 Rana	25 255
		1828 Nesna	1 882
		1832 Hemnes	4 869
		I alt	<b>31 826</b>
	Lofoten 1897	1865 Vågan	9 229
		1856 Røst	666
		1857 Værøy	775
		1859 Flakstad	1 575
		1860 Vestvågøy	10 750
		1874 Moskenes	1 352
		I alt	<b>24 347</b>
	Vesterålen 1898	1870 Sortland	9 230
		1866 Hadsel	8 321
		1857 Bø	3 288
		1868 Øksnes	4 758
		1871 Andøy	5 744
		I alt	<b>31 341</b>

Fylke	Økonomiske region/Kode	Kommune	Folkemengde
Troms	Harstad 1991	1901 Harstad	23 025
		1911 Kvæfjord	3 287
		1913 Skånland	3 109
		1915 Bjarkøy	602
		1917 Ibestad	1 763
		I alt	<b>31 786</b>
		Tromsø 1992	1902 Tromsø
	1933 Balsfjord		5 749
	1936 Karlsøy		2 496
	1938 Lyngen		3 225
	1939 Storfjord		1 872
	I alt		<b>72 487</b>
	Andselv 1993		1924 Målselv
		1919 Gratangen	1 345
		1920 Lavangen	1 052
		1922 Bardu	3 889
		1923 Salangen	2 346
		I alt	<b>15 686</b>
		Finnsnes 1994	1931 Lenvik
	1919 Sørreisa		3 294
	1926 Dyrøy		1 337
	1927 Tranøy		1 695
	1928 Torsken		1 166
	1929 Berg		1 111
	I alt		<b>19 642</b>
	Nord-Troms 1995	1942 Nordreisa	4 821
		1941 Skjervøy	2 934
1943 Kvænangen		1 435	
1940 Kåfjord		2 369	
I alt		<b>11 559</b>	



Fylke	Økonomiske region/Kode	Kommune	Folkemengde
Finnmark	Vadsø 2091	2003 Vadsø	6 130
		2002 Vardø	2 705
		2024 Berlevåg	1 236
		2025 Tana	3 074
		2027 Nesseby	965
		2028 Båtsfjord	2 470
		I alt	<b>16 580</b>
		Hammerfest 2092	2004 Hammerfest
	2017 Kvalsund		1 106
	2018 Måsøy		1 477
	2019 Nordkapp		3 517
	2020 Porsanger		4 451
	2021 Karasjok		2 901
	2022 Lebesby		1 463
	2023 Gamvik		1 288
	I alt	<b>25 416</b>	
	Alta 2093	2012 Alta	16 837
		2011 Kautokeino	3 068
		2014 Loppa	1 426
		2015 Hasvik	1 200
		I alt	<b>22 531</b>
	Kirkenes 2094	Sør-Varanger	9 532
		I alt	<b>9 532</b>