

**Kjønnforskjeller over tid-**  
**Endring i bakgrunnsfaktorer og endring i**  
**betydningen av disse**

av

Jørgen Kjelstrup Solberg

**Masteroppgave**

Masteroppgaven er levert for å fullføre graden

**Master i samfunnsøkonomi**

Universitetet i Bergen, Institutt for økonomi

Mai 2015

UNIVERSITETET I BERGEN



## Forord

Jeg vil rette en stor takk til min veileder, Astrid Louise Grasdal, for fantastisk veiledning og uvurderlig hjelp når problemer har oppstått.

De data som er benyttet her er hentet fra «Levekårsundersøkelsene 1991-2012». Undersøkelsene er gjennomført av Statistisk sentralbyrå. Data er tilrettelagt og stilt til disposisjon i anonymisert form av Norsk samfunnsvitenskapelig datatjeneste AS (NSD). Verken Statistisk sentralbyrå eller NSD er ansvarlig for analyse av dataen eller de tolkninger som er gjort her.



---

Jørgen Kjelstrup Solberg, Bergen 31. mai 2015

## Sammendrag

---

### **Kjønnsforskjeller over tid-**

### **Endring bakgrunnsfaktorer og endring i betydningen av disse**

av

**Jørgen Kjelstrup Solberg, Master i samfunnsøkonomi**

Universitetet i Bergen, 2015

Veileder: Astrid Louise Grasdal

---

Over de siste 20 årene har det skjedd flere endringer i kjønns sammensetningen når det kommer til forhold som er viktig for lønn, spesielt innen utdanning. Denne oppgaven forsøker å analysere hvilke endringer som har skjedd i kjønns sammensetningen i forhold som er viktig for å forklare lønn, og hvilke grad dette faktisk har ført til endringer i kjønnsforskjeller i lønn.

Oppgaven tar utgangspunkt i data fra SSBs levekårsundersøkelsene for å analysere kjønnsforskjeller i lønn. Analysen tar et langtidsperspektiv og undersøker årene 1991, 2000 og 2012. Levekårsundersøkelsene er påkoblet informasjon om yrkesinntekt. Utover dette inneholder dataen annen relevant informasjon for å forklare lønn. Som metode brukes regresjonsanalyse ved hjelp av minste kvadrats metode og Blinder-Oaxaca dekomponering.

Oppgaven finner ingen reduksjon i lønns gapet for første halvdel av analyse perioden. Dette til tross for at kvinner øker sitt utdanningsnivå for samme periode. For andre del av analyseperioden ser vi en nedgang i kjønnsforskjeller i lønn. Det ser ut til å komme av at kvinner fortsetter å øke sitt utdanningsnivå i kombinasjon med økt avkastning av utdanning.

Statistikkprogrammet STATA 13 er benyttet til å gjennomføre analysen.

## Innholdsfortegnelse

Forord .....	ii
Sammendrag .....	iii
Innholdsfortegnelse .....	iv
Tabeller .....	vi
Figurer .....	vii
1 Innledning .....	1
2 Teori .....	6
2.1 Preferansediskriminering .....	6
2.2 Statistisk diskriminering .....	9
2.3 Monopsonistisk diskriminering .....	12
2.4 Nye teorier .....	13
3 Økonometrisk metode .....	16
3.1 Minste kvadrats metode .....	16
3.2 Blinder-Oaxaca dekomponering .....	17
3.3 Økonometriske utfordringer: .....	19
3.3.1 «The omitted base category» .....	19
3.3.2 Estimering av utvalgsvarians og standard feil i en dekomponering .....	21
3.3.3 «Selective bias adjustment» .....	21
3.3.4 Utelatt variabel .....	21
3.3.5 Heteroskedastisitet .....	22
3.3.6 Andre hensyn .....	22
3.4 Mincer lønnslikning .....	22
4 Presentasjon av datasettet .....	24
4.1 Presentasjon av datasettene .....	24
4.1.1 Levekårsundersøkelsene: .....	24
4.1.2 Datasettene: .....	24
4.1.3 Lønn: .....	25
4.2 Variabel definisjoner: .....	25
4.2.1 Den avhengige variablene: .....	26
4.2.2 De uavhengige variablene: .....	26
4.3 Deskriptiv statistikk .....	28
4.3.1 Gjennomgang av forklaringsvariablene .....	28
4.3.2 Lønn .....	34
4.3.3 Kvinneandel .....	35
4.3.4 Utdanning .....	37
4.4 Oppsummering av de viktigste funnene så langt .....	37
5 Resultater .....	39
5.1 Gjennomgang av modell og resultat fra minste kvadrats metode .....	39
5.1.1 Modell .....	39
5.1.2 Resultat: 1991 og 2000 .....	40
5.1.3 Resultat: 2000 og 2012 .....	45
5.1.4 Oppsummering .....	49
5.2 Problem med modellen .....	50
5.2.1 Heteroskedastisitet .....	50
5.2.2 Normalisering av kategoriske variabler .....	51
5.3 Blinder-Oaxaca dekomponering .....	51

5.3.1	Valg av referansekoeffisienter.....	51
5.3.2	Resultat: 1991 og 2000.....	52
5.3.3	Resultat: 2000 og 2012.....	55
5.3.4	Oppsummering av Blinder-Oaxaca dekomponering .....	56
5.3.5	Hvorfor timelønn? .....	58
5.4	Avsluttende kommentar.....	59
6	Oppsummering.....	61
	Referanser.....	64
	Appendiks Fullstendig liste over koeffisienter.....	68

## Tabeller

Tabell 4.1 Gjennomsnittsverdier for forklaringsvariabler for menn og kvinner i 1991, 2000 og 2012. Standardavvik i parentes .....	30
Tabell 4.2 Gjennomsnittsverdier for forklaringsvariabler for menn og kvinner i 1991, 2000 og 2012. Standardavvik i parentes .....	33
Tabell 4.3 Timelønn etter kjønn i 1991, 2000 og 2012. Gjennomsnitt, standardavvik i parentes .....	34
Tabell 4.4 Lønn etter yrke i 1991, 2000 og 2012. standardavvik i parentes .....	35
Tabell 4.5 Kvinneandelen etter utdanning og yrke .....	36
Tabell 5.1 Estimat fra minste kvadrats metode, robuste standardfeil i parentes. Menn og kvinner i 1991 og 2000.....	41
Tabell 5.2 Estimat fra minste kvadrats metode, robuste standardfeil i parentes. Menn og kvinner i 2000 og 2012.....	46
Tabell 5.3 Breusch-Pagan test.....	50
Tabell 5.4 Blinder-Oaxaca dekomponering, robuste standardfeil i parentes. menn og kvinner i 1991 og 2000.....	53
Tabell 5.5 Blinder-Oaxaca dekomponering, robuste standardfeil i parentes. menn og kvinner i 2000 og 2012.....	55
Tabell 5.6 Blinder-Oaxaca dekomponering med månedslønn, robuste standardfeil i parentes. menn og kvinner i 2000 og 2012.....	59

## Figurer

Figur 1.1 Kjønnforskjell i timelønn oppgitt som gjennomsnittslønn i prosent for året 2011...3	
Figur 2.1 Forventet produktivitet (q) basert på testresultat (y), a) Antatt brattere helning for kvinner og b) Antatt brattere helning for menn .....	11
Figur 2.2 Forvente produktivitet (q) basert på forventet testresultat (y), med ulik gjennomsnitts resultat .....	12
Figur 2.3 Kjønnforskjeller i lønn i en monopsoni modell.....	13

## 1 Innledning

FN vedtok allerede i 1966 den internasjonale konvensjon om økonomisk, sosial og kulturelle rettigheter, og i 1979 ble også en egen kvinnekonvensjonen vedtatt. FNs kvinnekonvensjon krever like rettigheter for kvinner på alle livets områder, politisk, sosialt, økonomisk og sivilt. Konvensjonen tar også for seg diskriminering i arbeidsmarkedet, nærmere bestemt i del to artikkel 11:

Konvensjonspartene skal treffe alle tjenlige tiltak for å avskaffe diskriminering av kvinner på arbeidsmarkedet, med sikte på å sikre de samme rettigheter på grunnlag av likestilling mellom kvinner og menn. Især skal de ta sikte på å sikre:

(c) retten til samme lønn og vederlag, til lik behandling når det gjelder arbeid av samme verdi og til lik behandling når arbeidets kvalitet blir vurdert.

FNs konvensjon ble gjort til norsk lov i 2005, ved en endring i likestillingsloven. Fra før av gjaldt likestillingsloven fra 1978. I likestillingsloven (1978, § 5.1) slås det fast at diskriminering på grunn av kjønn er forbudt i Norge.

Flere sammenligninger av menn og kvinners lønn og inntektsforhold antyder at vi har kjønnsforskjeller i lønn i Norge. Lunde og Sandnes (2010) finner at for hver krone menn tjener i offentlig sektor, tjener kvinner ca. 90 øre. I privat sektor er forskjellen større og her tjener kvinner ca. 85 øre for hver krone menn tjener<sup>1</sup>. Dette omtales som lønnsgapet mellom menn og kvinner.

Erling Barth og medforfattere ved Institutt for Samfunnsforskning (2013), har utført en undersøkelse for å se på utviklingen i lønnsgapet fra 2000 til ca. 2011. I denne perioden har diverse familiepolitiske tiltak som pappaperm og full barnehage-dekning blitt innført. Undersøkelsen finner en svak tilnærming i timelønnsforskjeller i perioden. Videre finner den at lønnsgapet henger sammen med et kjønnssegregert arbeidsmarked, men at det likevel fortsatt finnes et ikke ubetydelig lønnsgap i 2011, selv innen samme næring og yrket. Forskjellen vokser raskest for de yngste alderskohortene, og reduseres noe for de eldste. De finner også en negativ sammenheng mellom kvinners lønn og antall barn. Når det gjelder inntekt, finner

---

<sup>1</sup> Tall for 2008

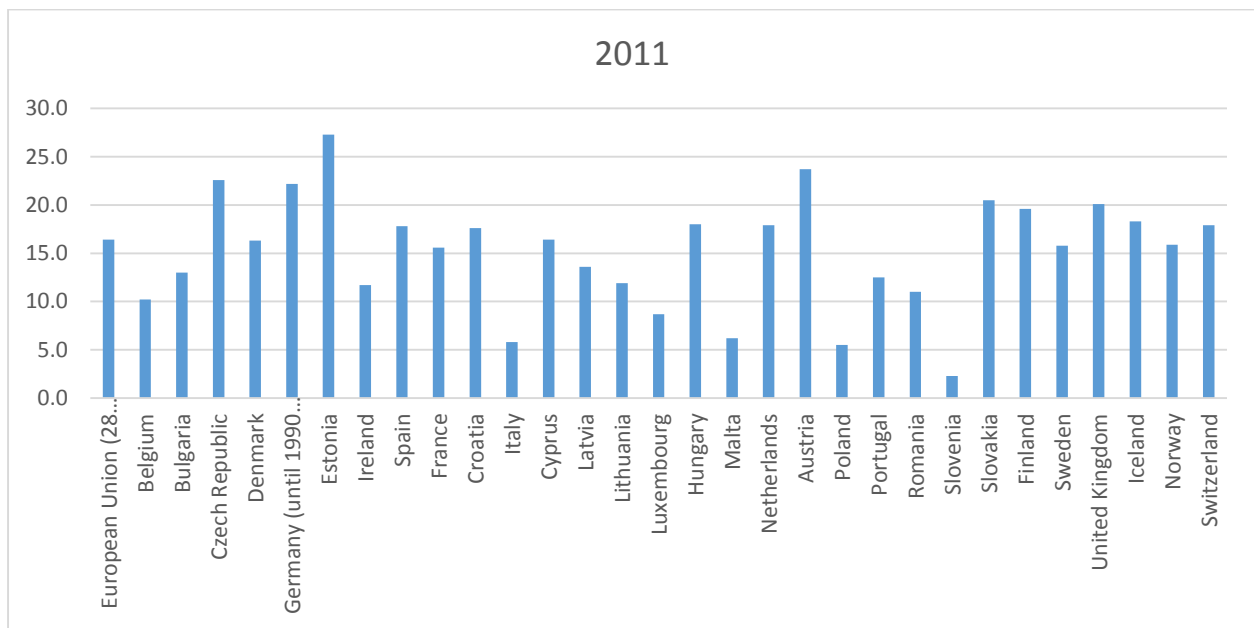


de at menn har mest kapitalinntekt som bidrar til å øke gapet, kvinner har mest offentlig overføring som er med på å redusere gapet noe.

I en tidligere undersøkelse finner Barth og Dale-Olsen (2004) at kvinner fordeler seg annerledes i arbeidsmarkedet enn hva menn gjør, og ca. 70 % i offentlig sektor er kvinner. I privat sektor er kvinneandelen lang lavere og utgjør ca. 35-37 %. Kvinnens inntog i arbeidsmarkedet har siden 70-tallet, i stor grad vokst i takt med det offentlige etterspørsel etter kvinnelig arbeidskraft.

Det største gjennomgangen av kjønnsforskjeller i arbeidsmarkedet i Norge de siste årene, er gjort av likelønnskommisjonen på oppdrag for Barne- og likestillingsdepartementet. Likelønnskommisjonen ble oppnevnt av regjeringen Stoltenberg i 2006. Etter endt arbeid var en av kommisjonens anbefalinger at det skulle bevilges 3 milliarder kroner til et likelønnsløft for kvinneyrkene i offentlig sektor. Kommisjonen anbefalte at arbeidsgiver i offentligsektor skulle tilby et ekstraordinært løft av enkelte yrker, med den betingelsen at andre yrkesgrupper ikke kommer krav om kompensasjon for det ekstraordinære løftet.

Eurostat publiserer årlig tall der de regner ut gjennomsnittlig timelønn for kvinner som andel av menns lønn (Figur 1.1). Som det kommer fram av figuren er ikke lønnsgapet i Norge spesielt lavt når vi sammenligner oss med andre Europeiske land, men det er ikke spesielt høyt heller. Barth (2010) peker på at dette ofte sett på som et paradoks ettersom vi gjør det bra på når det gjelder kvinners arbeidsmarkeds deltagelse. I følge Barth (2010) kan en forklaring være at kvinner som er i jobb i Norge sitter hjemme i andre land.

Figur 1.1 Kjønnsforskjell i timelønn oppgitt som gjennomsnittslønn i prosent for året 2011<sup>2</sup>

Kvinner jobber også lagt oftere deltid enn menn. Lunde og Sandnes (2010) finner at 43 % av kvinner jobber deltid, mot 13 % blant menn. For kvinner er det ofte en sterk korrelasjon med barn under 16 år og jobbe deltid. Menn jobber i lagt større grad kun deltid ved siden av studier eller ved slutten av yrkeslivet.

Kvinner og menn har tradisjonelt også fordelt seg ulikt når det gjelder utdanningsvalg og seinere yrker. I følge Barth m. fl. (2013) har menn i større grad enn kvinner jobbet i privat sektor hvor avkastningen av utdannelsen ofte er større enn i offentlig sektor. I Norge snakker vi derfor ofte om et kjønnsdelt arbeidsmarked, hvor kvinnedominerte yrker er betalt dårligere enn mannsdominerte yrker. I tillegg til at kvinner generelt sett jobber oftere i offentlig sektor med en mer komprimert lønn. Samtidig ser man at kvinner i stadig større grad er sterkere representert i yrker som krever lang utdanning, og tidligere har vært mannsdominert, som lege, jurist og økonom.

Lunde og Sandnes (2010) peker blant annet på at skillelinjene i det norske arbeidsmarkedet ikke bare går langs sektor og yrke. I Norge er det slik at toppstillinger med høyere lønn ofte er fylt av menn. Med tall hentet fra SSBs lønnsstatistikk finner de at i privat sektor er bare 23 % av ledere kvinner<sup>3</sup>. Blant administrerende direktører tjente kvinner 73 øre for hver krone menn tjente. For mindre bedrifter tjente kvinnelige ledere 75 øre per krone menn tjente. Når

<sup>2</sup> Tallene inkluderer både privat og offentlig sektor og regnes ut fra formelen:  $\frac{(\bar{K}-\bar{M})}{\bar{M}} * 100$  hvor K- og M-bar er gjennomsnittlig timelønn for henholdsvis kvinner og menn, tallene er hentet fra EUROSTAT

<sup>3</sup> Tall for 2008

kjønnsforskjellene i lønn øker med lønningene snakker vi ofte om et «glasstak». Det vil si at kvinner har problem med å nå de høye og bedre betalte stillingene. Arbeidsmarkedet er derfor kjønnsdelt både horisontalt og vertikalt.

Denne oppgaven tar sikte på å bruke data fra de norske levekårsundersøkelsen i å analysere kjønnsforskjeller i lønn. Det er to hovedgrunner til valg av datamateriale. Den første er ønsket om å lage et presis mål på timelønn. Statistisk sentralbyrås levekårsundersøkelser inneholder spørsmål om arbeidstid, hvor respondenten blir bedt om å oppgi gjennomsnittlig arbeidstid hver uke. Ved å bruke denne informasjonen sammen med informasjon om yrkesinntekt er håpet å lage et presisest mål på timelønn, som tar høyde for kjønnsforskjeller i faktisk arbeidstid. Den andre hovedgrunnen til valg av datamaterialet er ønsket om en langtidsperspektiv på undersøkelsen. Som blant annet Lunde og Sandnes (2010) peker på, har SSBs lønnsstatistikk bare sammenlignbare tall for alle ansatte tilbake til 1997.

I løpet av 20- års perioden fra 1991-2012, har stadig flere kvinner fullført høyere utdanning. Det har også vært en liten økning i kvinneandelen innen felt som tidligere har vært mannsdominert. Barth m. fl. (2013) peker på blant annet felt som økonomi, jus og medisin. I 1991 hadde menn i gjennomsnitt flere utdanningsår enn kvinner. Når vi kommer til 2012 har kvinner gått forbi, og har nå gjennomsnittlig flere utdanningsår enn menn.

Utover sammensetningen av utdanning og utdanningsnivå er det også skjedd andre store endringer i perioden som kan påvirke lønnsfordelingen. Barth m. fl. (2013) nevner blant annet flere familiepolitiske endringer, som maksprisreformen og full barnehagedekning. Dette åpner for at kvinner lettere skal kunne kombinere familie og karriere. Samtidig som de vil bety at kvinner som ellers ville utført hjemmeproduksjon kan entrer arbeidsmarkedet. I perioden er foreldrepermisjonen også blitt utvidet, i tillegg til at det er blitt innført fedrekvote, slik at også far kan ta ut foreldrepermisjon. Det er forventet at dette vil gjøre menn og kvinner likere i arbeidsmarkedet i forhold til å ha barn.

For å gjennomføre undersøkelsen har jeg tatt utgangspunkt i tverrsnittsdata for tre år. Årene er 1991, 2000 og 2012. Det er ca. 10 år mellom hvert av årene jeg analyserer. Analysen blir delt opp i to, slik at jeg først sammenligner utviklingen i perioden 1991-2000 og deretter 2000 til 2012. Data for 1991 inneholder ikke næringsgrupper. Ved å dele analyseperioden i to kan jeg fortsatt bruke næringsgrupper for 2000 og 2012. Analysen blir gjennomført ved bruk av STATA.

I selve analysen benytter jeg meg av to metoder. Vanlig minste kvadrats metode og en Blinder-Oaxaca dekomponering.

Minste kvadrats metode (MKM) blir gjennomført for hvert kjønn for hvert av de tre årene. Dette gir estimat for forklaringsvariablene for hvert kjønn og man kan dermed se i hvilken grad samme karaktstikk gir utslag i ulike koeffisienter over tid.

For å beregne betydningen av ulike observerbare kjennetegn bruker jeg en Blinder-Oaxaca dekomponeringsanalyse. Denne deler forskjellen i gjennomsnittlig timelønn inn i to deler. En del som kan forklares av forskjeller i gjennomsnittlig sammensetning av bakgrunnskjenntegn, og en del som kan forklares av forskjell i avkastning ved samme bakgrunnskjenntegn. Resultatene for de tre årene kan sammenlignes for å se hvilke endringer som har skjedd i sammensetningen av forklaringsvariabler, hvilke endringer som har skjedd i timelønn, og i hvilken grad disse endringene kan forklares ut fra endringer i sammensetningen av bakgrunnskjenntegn eller av endringer i betydningen av ulike kjennetegn for timelønn.

Når man ønsker å måle kjønnsforskjeller i lønn, kan det være vanskelig å si hva som skyldes forskjell i produktivitet og hva som skyldes ulovlig diskriminering. Brudd på likestillingsloven kan derfor være vanskelig å avdekke. I en dekomponeringsanalyse omtaler man noen ganger de uforklarte forskjellene som diskriminering. Som blant annet Jann (2008) peker på, kan disse forskjellene også skyldes forskjeller mellom gruppene som modellen ikke fanger opp. I oppgaven min omtaler jeg derfor disse bare som uforklarte forskjeller.

I analysen min finner jeg flere interessante endringer i analyseperioden. Utdanningsnivået øker for både menn og kvinner gjennom hele perioden. Utdanningsnivået øker mer for kvinner enn det gjør for menn. Spesielt for 2012 ser dette ut til å bidra til en reduksjon av lønnsgapet. For analyseperioden har reduksjonen i lønnsgapet kommet etter år 2000. Resultatene mine skiller seg ikke nevneverdig fra andre undersøkelser gjort i Norge, men forsøker i stedet å gi et mer generelt bildet av endringer som har oppstått i et langtidsperspektiv.

Strukturen til oppgaven blir som følger: i kapittel 2 presenterer jeg relevant teori som forklarer kjønnsforskjeller i lønn. Kapittel 3 tar for seg metodisk teori, med en beskrivelse av gjennomføringen av undersøkelsen. Kapittel 4 inneholder en beskrivelse av datasettet. I kapittel 5 presenterer jeg resultatene før jeg til slutt oppsummerer undersøkelsen og hvilke funn som er gjort.

## 2 Teori

I mikroøkonomisk teori, optimaliserer profitt maksimerende arbeidsgivere ved å la lønn være lik verdien av «marginal product of labor» eller VMPL. Når forskjeller i lønn oppstår som følge av forskjeller i produktivitet er det ingen avvik fra optimal tilpassing. Arbeidsgiver observerer flere produktivitetskjenntegn som utdanning, erfaring og andre forklaringsfaktorer som bestemmer lønn. Diskriminering oppstår når arbeidsgiver ikke lenger lønner ut fra produktivitet, men i stedet gir økonomisk kompensasjon for kjennetegn som ikke har sammenheng med produktivitet. Dette kan være rase, kjønn, utseende eller andre kjennetegn. Det finnes flere forklaringer på hvordan slike forskjeller kan oppstå. Boeri og Van Ours (2013) nevner blant annet; arbeidsgiver har markedsrett ovenfor en gruppe, preferanse for en gruppe arbeidere framfor en annen, mangel på informasjon om produktivitet, eller hindringer i arbeidsmarkedet.

I dette kapitlet skal jeg presentere økonomisk teori, knyttet til kjønnsforskjeller i lønn. Jeg går først gjennom de tre «klassiske», preferansediskriminering, statistiskdiskriminering og monopsonistisk diskriminering før jeg avslutter med nyere teorier.

### 2.1 Preferansediskriminering

Hardoy og Schøne (2008) definerer preferansediskriminering som diskriminering som oppstår når f.eks. en arbeidsgiver har preferanser for ett kjønn framfor et annet uten at dette er begrunnet ut fra rasjonell økonomisk markedsbetraktning. Diskrimineringen kan også oppstå dersom kollegaer eller kunder har bestemte preferanser. Som regel når vi snakker om lønnsgapet mellom kvinner og menn er det snakk om at arbeidsgiver har en preferanse for menn framfor kvinner, men det kan selvsagt også være motsatt.

Den første økonomiske modellen som tok for seg diskriminering ble gitt av Becker i 1957. Denne modellen ble videreutviklet av Arrow i 1973. I Arrows modell deler han arbeidstakere inn i to grupper som er perfekte substitutt til hver andre. Arbeidsgiver kan ha en preferanse for en av gruppene selv om begge gruppene er like produktive. For at arbeidsmarkedet skal fungere krever modellens likevekt full sysselsetting av begge gruppene, det vil si at for at markedet skal klarere vil lønnen måtte justeres, slik at den reflekterer arbeidsgiverens preferanse. Dersom en arbeidsgiver velger å diskriminere mot en gruppe må han da velge en avveining mellom profitt,  $\pi$ , og antall personer han ansetter i de to gruppene, i vårt tilfelle

mann (M) og kvinne (K). Det vil si at arbeidsgiver maksimerer ikke profitt men en nyttefunksjon  $U(\pi, M, K)$ . På kort sikt tar vi kapital for gitt og produksjon er gitt ved  $f(M + K)$ , siden de to gruppene er like produktive. Arbeidsgiverens profitt er dermed gitt ved funksjonen:

$$\pi = f(M + K) - w_M M - w_K K \quad (2.1)$$

Der  $w_M$  og  $w_K$  er henholdsvis lønn mann og lønn kvinne. Profittfunksjonen er gitt ved produksjon mann og kvinne, minus lønn mann og kvinne. Siden mann og kvinne er perfekte substitutt i produksjonen vil arbeidsgiver redusere profitten sin ved ansette mange menn dersom deres lønn ligger over kvinnens lønn. Dersom arbeidsgiver ønsker å diskriminere mot gruppen K ligger det dermed en ekstra «kostnad» knyttet til dette, i form av redusert profitt. Denne ekstrakostnaden er det som i modellen kalles «diskriminerings koeffisienten». Videre antar vi at marginalproduktivitet i utgangspunktet er lik lønn pluss diskrimineringskoeffisienten. Dersom diskrimineringskoeffisienten er positiv vil lønn ligge under marginalproduktivitet.

$$MP_K = w_K + d_K \quad (2.2)$$

$$MP_M = w_M + d_M \quad (2.3)$$

Vi ser at dersom diskrimineringskoeffisienten  $d_M$ , er negativ, altså at arbeidsgiver foretrekker å ansette menn, vil menns lønn ligger over marginalproduktivitet. Siden begge gruppene har lik marginalproduktivitet vil  $MP_K = MP_M = MP_L$ . Fra likning (2.2) og (2.3) får vi:

$$w_M - w_K = d_K - d_M > 0 \quad (2.4)$$

Vi ser at så lenge diskrimineringskoeffisienten knyttet til kvinner er positiv, ligger kvinners lønn under mennenes lønn i likevekt.

Dersom vi tenker oss at alle bedriftene har samme nyttefunksjon, vil de ansette samme antall kvinner og menn. Diskrimineringen vil da bare virke som en forstyrrelse i markedet. Dersom bedriften har et positivt bilde av menn og negativt bilde av kvinner og dette påvirker diskrimineringskoeffisientene, vil det skje en overføring fra kvinner til menn, siden vi antar lik produktivitet. Hvordan profitten slår ut for bedriftene kommer an på nyttefunksjonen:

$$\pi = f(L) - (MP_L)L + d_M M + d_K K \quad (2.5)$$

Hvor  $L = M + K$ , altså hele arbeidsstyrken. Og dersom det var ingen diskriminering ville profitten ha blitt  $\pi_o = f(L) - (MP_L)L$ , og endring i profitten blir:

$$\pi - \pi_o = d_M M + d_K K \quad (2.6)$$

Ligning (2.6) viser til bedriftens behov for å kompensere for en økning i størrelse med økt profitt. Dette er på grunn av bedriftens MRS (Marginal rate of substitution) for profitt er negativ. Dette gjelder dersom de vil beholde samme ratio av kvinner og menn.

En annen mulighet er at arbeidsgivers bare bryr seg om sammensetningen av mann og kvinne, hvor stor eller liten preferansen for hvert kjønn er vil da si hvordan sammensetningen av arbeidsstyrken bli:

$$d_M M + d_K K = 0 \quad (2.7)$$

Vi går nå bort fra antagelsen om at bedriftene har lik nyttefunksjon. Vi tenker nå at noen bedrifter kan være mer diskriminerende enn andre. For bedrifter som er veldig diskriminerende så vil MRS være mer negativ, slik at de i større grad er villig til å bytte bort profitt for å ansette enn større andel menn. Siden diskrimineringskoeffisienten til kvinner er positiv, vil kvinners lønn fortsatt ligge under menns. Jo høyere verdi denne koeffisienten har, dess høyere andel menn vil bedriften ansette. Siden vi fortsatt antar lik marginalproduktivitet for de to gruppene, vil bedrifter som er spesielt diskriminerende ha lavere marginalproduktivitet på arbeid enn mindre diskriminerende bedrifter. Diskrimineringen fungerer derfor som en «skatt» på bedriften. Dersom man antar avtagende marginalproduktivitet vil mindre diskriminerende bedrifter også være større enn bedrifter med høy grad av diskriminering.

På kort sikt er det litt usikkert hvor utslagsgivende slike forskjeller blir, fra ligning (2.6) ser vi at en del av overføringen går fra kvinner til menn, men likevel påvirker skaleringen til en bedrift. På lang sikt ved justerbar kapital, vil ikke-diskriminerende bedrifter få et konkurransefortrinn ovenfor diskriminerende bedrifter. Kapital vil da strømme fra diskriminerende bedrifter til ikke diskriminerende, siden disse er mer lønnsomme. Modellen spår derfor at i det lange løp er det kun de mest lønnsomme bedriftene som overlever, altså de ikke diskriminerende.

Preferansediskriminering trenger ikke bare gjelde arbeidsgiver, modellen kan også utvides til å gjelde kollegaer eller kunder. I disse tilfellene fører preferansediskriminering til segregering av arbeidsmarkedet.

## 2.2 Statistisk diskriminering

Statistisk diskriminering forkommer når det ikke er perfekt informasjon i arbeidsmarkedet.

Arbeidsgiver har dermed ikke tilstrekkelig med informasjon om individets produktivitet.

Fordi det ikke er perfekt informasjon kombinerer arbeidsgiver informasjon om individet med informasjon om gruppen individet tilhører.

For kvinner kan arbeidsgiver ha forventninger om økt fravær knyttet til barnefødsler. Dette kan gi utslag i at arbeidsgiver helst ikke ville ansette yngre kvinner, eller gi kvinner opplæring som trengs for å tiltre i nøkkelposisjoner.

Vi kan begynne med å sette opp grunnmodellen, denne ble først utviklet av Phelps i 1972. I denne modellen gjør arbeidsgiver et valg når det gjelder ansettelse, dette valget blir gjort på grunnlag av en indikator på ferdighet,  $y$ . En slik indikator kan f.eks. være resultatet av en ferdighetstest, som IQ test i forbindelse med ansettelse. Men som regel er det snakk om tidligere arbeidserfaring vurdert ut fra CV og arbeidssøknad. Arbeiderens virkelige ferdighetsnivå,  $q$ , betraktes som et mål på arbeiderens produktivitet. Testresultatet er da det virkelige ferdighetsnivået pluss et feilledd  $u$ .

$$y = q + u \quad (2.8)$$

Arbeidsgiveren er interessert i den faktiske uobserverbare variabelen  $q$ , men siden denne ikke er perfekt observerbar danner arbeidsgiver seg en forventet verdi for  $q$ , som vi kaller,  $\hat{q}$ . I denne tar han også med informasjon om gruppen individet tilhører. Arbeidsgivers forventede verdi til  $q$  ved et gitt testresultat  $y$  uttrykkes som:

$$\hat{q} = E(q|y) = (1 - \gamma)\alpha + \gamma y \quad (2.9)$$

hvor  $\alpha$ , er gruppens gjennomsnitt av  $q$ , og  $\gamma$  er gitt som

$$\gamma = \frac{Var(q)}{Var(q) + Var(u)} = \frac{Cov(q, y)}{Var(y)} = \left[ \frac{Cov(q, y)^2}{Var(q)Var(y)} = r^2 \right] \quad (2.10)$$



Som uttrykker hvor pålitelig testresultatet er for den faktiske verdien  $q$ . Hvor  $\gamma$  ligger mellom null og en, etter hvor pålitelig testresultatet er.  $r^2$ , er den kvadrerte koeffisienten til korrelasjonen mellom  $q$  og  $y$ .

Likning to uttrykker  $q$  i form av en gruppeeffekt  $[(1 - \gamma)\alpha]$  og en individ effekt  $(\gamma y)$ . Og  $q$  kan uttrykkes som:

$$q = (1 - \gamma)\alpha + \gamma y + \acute{u} \quad (2.11)$$

Hvor  $\acute{u}$  er feilleddet. Vi kan nå gå videre ved å dele populasjonen inn i to grupper, i vårt tilfelle mann og kvinne. De to gruppene kan ha ulike gjennomsnittsverdier,  $\alpha^M$  og  $\alpha^K$ , og ulike varians av  $q$  og  $u$ . Arbeidsgiver forventer at han betaler arbeideren et beløp  $\hat{q}$ , basert på informasjonen han har om gruppen og individet.

$$\hat{q}^M = (1 - \gamma^M)\alpha^M + \gamma^M y^M \quad (2.12a)$$

$$\hat{q}^K = (1 - \gamma^K)\alpha^K + \gamma^K y^K \quad (2.12b)$$

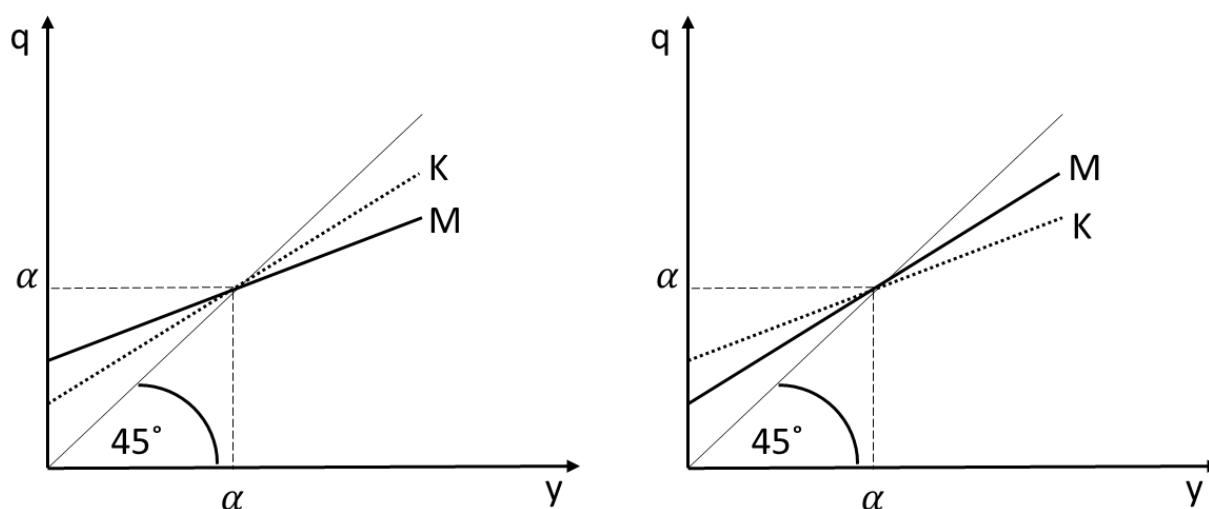
Helningen til kurven,  $\gamma$  vil variere for de to gruppene dersom det er forskjell i variansen til  $q$  og  $u$ . Dette ser vi fra likning 3.

Phelps gjør tre antagelser i sin modell. Den første er at  $u^M$  og  $u^K$  har samme varians. Den andre er at  $Var(q^M) < Var(q^K)$ . Den tredje er at gjennomsnittsverdien til  $q$  er lavere for kvinner enn menn.

Når man undersøker kjønnsforskjeller i lønn velger man ofte å justere for utdanning, ansiennitet osv. Vi begynner derfor med å se bort fra den siste antagelsen over og antar i stedet lik gjennomsnittsproduktivitet, slik at  $\alpha^M = \alpha^K = \alpha$ . Vi ser dermed fra ligning (2.10) som dikterer helningen for vår  $q$  på  $y$  regresjon, i ligning (2.9) eller (2.11), at gruppen kvinner har en brattere helning. Dette vil si at kvinners testresultat ligger nærmere den sanne produktiviteten som er representert ved 45 graders linjen i figur 2.1 a). Arbeidsgiver forventer dermed at en kvinnelig arbeider med høyt-testresultat vil være mer produktiv enn en mann med høyt-testresultat. For lave testresultat, vil det være motsatt.

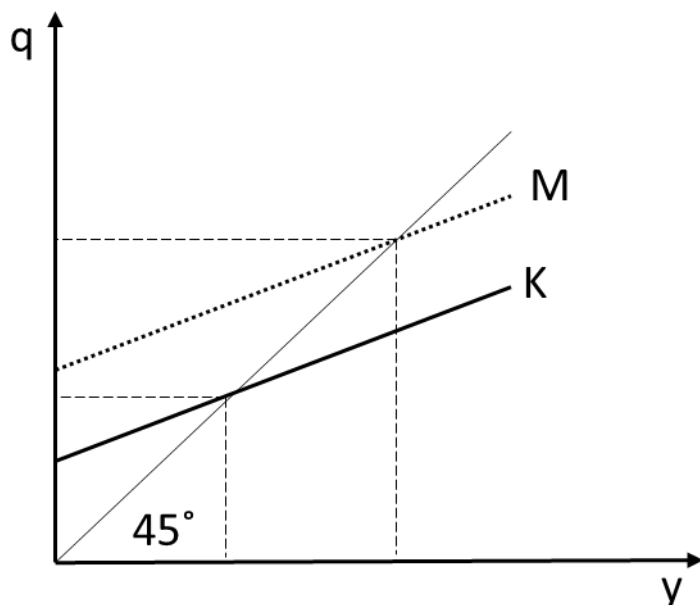
Aigner og Cain (1977) bruker Phelps modellen til å sammenligne gruppene svarte og hvite. De argumenterer for at empiriske undersøkelser finner motsatt resultat for helningen på kurven. I Norge vet vi fra blant annet Barth m. fl. (2013) at lønnsforskjellen øker med utdanningen (som kan brukes som testresultat), slik at vi kan regne med et lignende empirisk resultat for våre grupper. I så fall vil helningen for menn være brattere enn kvinner, slik at arbeidsgiver forventer høyere produktivitet for menn med høyt testresultat enn for kvinner med tilsvarende testresultat, som vist i figur 2.1 b).

Figur 2.1 Forventet produktivitet ( $q$ ) basert på testresultat ( $y$ ), a) Antatt brattere helning for kvinner og b) Antatt brattere helning for menn



Vi kan nå returnere til Phelps originale antagelse nemlig at  $\alpha^M > \alpha^K$ , men  $Var(q^M) = Var(q^K)$ . Variansen til  $u$  er fortsatt den samme for de to gruppene. Vi ser da at nøyaktigheten til testresultatet er det samme for de to gruppene. Den eneste forskjellen er gjennomsnittsproduktiviteten, slik at vi får to parallelle kurver, som vist i figur 2.2. Vi ser at for et gitt  $y$  vil arbeidsgiver anta lavere faktisk produktivitet for kvinner enn for menn, selv om testresultatet i utgangspunktet er like nøyaktig. Vi ser også at dersom det hadde vært perfekt informasjon ( $\gamma = 1$ ), altså fullstendig samsvar mellom testresultat  $y$  og produktivitet  $q$ , ville det ikke vært noe forskjell mellom de to gruppene. Dette gjelder også i tilfelle med samme gjennomsnittsproduktivitet. Arbeiderene ville i de tilfellene få betalt etter hvor de ligger på 45 graders linjen.

Figur 2.2 Forvente produktivitet ( $q$ ) basert på forventet testresultat ( $y$ ), med ulik gjennomsnitts resultat

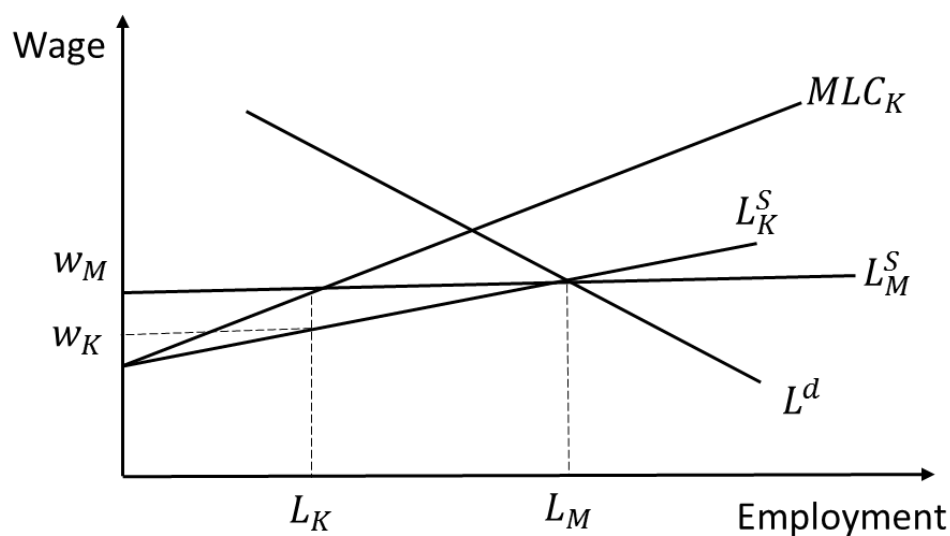


Phelpsmodellen er også kritisert, Aigner og Cain (1977) kommenterer blant annet det faktum at man får betalt likt for lik forventet produktivitet i modellen, altså ikke økonomisk diskriminering. I modellen får man betalt ulikt for likt testresultat på grunn av at arbeidsgiver ikke har perfekt resultat.

### 2.3 Monopsonistisk diskriminering

Den klassiske teorien om monopsonistisk diskriminering tar utgangspunkt i en kjøper av arbeidskraft, en monopsonist. Monopsonisten setter lønn under «marginal revenue product». Jo mer innelastisk en arbeidstilbudskurve er, jo lavere er lønn i forhold til produktivitet. Med å gi forskjellig lønn basert på forskjellig arbeidstilbudselastisitet, kan monopsonisten oppnå høyere profitt. Barth og Dale-Olsen (2009) peker på at monopsonistisk diskriminering lenge har vært sett på som en forklaringsmodell som passer dårlig med empiriske resultater. De siste årene har teorien om monopsonistisk diskriminering fått en revitalisering. Dette kommer av at man ikke lenger ser på samlet arbeidstilbudskurve, men heller ser på arbeidstilbudskurven som hver bedrift har. Denne forklaringsmodellen passer altså ikke så godt til å beskrive klassisk diskriminering, men forklarer bedre lønnsforskjeller som oppstår på tvers av yrker: Altså hvorfor det oppstår kjønnsforskjeller i lønn, som følger av et kjønnsdel arbeidsmarkedet.

Figur 2.3 Kjønnforskjeller i lønn i en monopsoni modell



Over ser vi Boeri og Van Ours (2013) sin framstilling av et kjønnsdelt arbeidsmarked. Kjøper av arbeidskraft på kvinnesiden har kjøpermakt, altså en monopsonist. Vi ser at kvinner har en mindre elastisk arbeidstilbudskurve enn menn, som i denne figuren er helt elastisk. For menn blir lønnen bestemt ved vanlig konkurranse, hvor tilbud er lik etterspørsel. Kvinners lønn blir bestemt av hvor «marginal labor cost» kurven møter tilbudskurven til menn. Vi ser dermed at kvinner ender opp med lønn under lønns-nivået til menn.

Noe av grunnen til at denne teorien lenge har vært avskrevet som forklaring på kjønnforskjeller er at empiriske resultater ser ut til ikke å støtte antagelsen om at kvinner har en mindre elastisk arbeidstilbudskurve enn menn. I følge Barth og Dale-Olsen (2009) er det funnet at kvinners arbeidstilbudskurve er like elastisk om ikke mer enn for menn. Ser man i stedet på hver bedrift, er det ikke lenger sikkert dette er tilfelle. For å undersøke hvordan dette slår ut i et kjønnsdelt arbeidsmarked kan man se på «turnover rate». Denne viser seg ofte og være svært lik for menn og kvinner. Likevel er det funnet at kvinner har langt lavere «gevinst» i lønn med å bytte jobb enn menn. Når man ser på bytte mellom mer spesifikke yrker, kan kvinner ha mindre elastisk arbeidstilbudskurve.

## 2.4 Nye teorier

I denne delen presenterer jeg nye teorier med utgangspunkt i en artikkel av Bertrand (2010). Teoriene tar utgangspunkt i at det kan finnes forskjeller i psykologiske egenskaper og preferanser som påvirker menn og kvinners tilpasning til arbeidsmarkedet. Slike forskjeller kan være med på å forklare hvorfor vi ender opp med et kjønnsdelt arbeidsmarkedet. Dersom

menn er mer villig til å ta risiko enn kvinner, kan vi tenke oss at menn også er villig til å ta arbeid som inkluderer en viss risiko. Det kan for eksempel være snakk om arbeid på en byggeplass, hvor det kan være risikotillegg i lønnen. Vi vet fra blant annet Barth og Dale-Olsen (2004) at kvinner jobber langt oftere i offentlig sektor enn hva menn gjør. Dette kan også knyttes opp mot villigheten til å ta risiko, ettersom offentlig sektor i langt mindre grad er utsatt for konjunktursvingninger enn hva som er tilfelle for privat sektor.

Bertrand (2010) skriver inn sin artikkel «*new perspectives on gender*» om flere av disse nye perspektivene og tar for seg en rekke undersøkelser utført i perioden etter slutten av 90-tallet. Disse undersøkelsene tar for seg kjønnsforskjeller i psykologiske egenskaper som holdninger til risiko, konkurranse og forhandling. Det er utført mange ulike typer undersøkelser og eksperiment som har som mål å avdekke slike forskjeller.

Flere undersøkelser finner at kvinner noe grad er mer risikoavers enn menn, hvor unge menn er mest villig til å ta høyere risiko. Bertrand (2010) viser til en undersøkelse utført av Bajtelsmit og VanDerhei (1997) som er gjort blant investorer. Denne viser at kvinnelige investorer i større grad investerer i aksjefond med lavere risiko, og bygger dermed opp under en slik antagelse. Også på andre områder enn finansielle valg er menn villig til å ta større risiko. En spørreundersøkelse Bertrand (2010) viser til gjort i Tyskland, finner kjønnsforskjeller i villighet til å ta risiko på områder som bilkjøring, sport og helse.

Bertrand (2010) viser til flere undersøkelser utført for å finne kvinners holdning til konkurranse. Flere av disse finner at kvinner i større grad «under-presterer» med vilje i konkurranse med andre. Menn er også i større grad villig til å gå inn i en «konkurranse» enn kvinner. Dersom konkurransen er kjønnsbestemt er forskjellen mindre. En annen undersøkelse Bertrand (2010) viser til, finner at når kvinner kan velge mellom fast sum eller variabel sum (etter prestasjon), velger kvinner i større grad fast sum enn hva menn gjør.

Videre viser Bertrand (2010) til flere eksperiment utført for å undersøke om det er kjønnsforskjeller med henhold til villighet til å starte forhandlinger. Også her finner man en kjønnsforskjeller. Menn bruker f.eks. et mer «krevende» språk i forhandlingene, mens kvinner bruker et mer «spørrende». Et eksperiment som Bertrand (2010) viser til er utført på følgende måte; deltagerne kan godta sin kompensasjon, eller starte forhandlinger. Starter de forhandlinger mottar de en «score» fra motparten. Resultatet er at kvinner som starter forhandlinger med menn som motpart, mottar en dårligere «score» enn om kvinner setter i gang med forhandlinger med kvinner som motpart. Dette kan tyde på at enkelte kvinner har

en nytte-kostnads evaluering, hvor de må velge mellom økonomisk kompensasjon eller negative sosiale konsekvenser på arbeidsplassen.

En forklaring på kjønnsforskjeller i arbeidsmarkedet som har blitt mer populær den siste tiden, er at sosiale normer er med på å opprettholde kjønnsforskjellene i arbeidsmarkedet. Det er blant annet blitt laget modeller som tar gruppeidentitet med i nyttefunksjonen. Kort beskrevet tar disse modellene hensyn ubehag ved å bryte for eksempel handlingsmønsteret til sin gruppe i samfunnet, selv om det skulle være økonomiske insentiv til å gjøre dette. Slik ubehag vil påvirke nytten negativt. Bertrand (2010) bruker som eksempel en kvinnelig marinesoldat: for henne vil det kunne være et ubehag ved å bryte kjønnsrollemønsteret. Mannlige marinesoldater kan også føle at de må «erte» den kvinnelige marinesoldaten siden hun også bryter med deres inntrykk av kjønnsrollemønsteret.

For å finne ut om slik kjønnsrollemønster eksisterer og i hvilken grad det påvirker kvinner valg i arbeidsmarkedet, viser Bertrand (2010) til en spørreundersøkelser utført i 25 OECD land. Resultatet er at man finner spor av et «tradisjonelt kjønnsrollemønster» hvor menn har større «rett» på arbeid enn kvinner, og arbeid i hjemmet er like givende som arbeid utenfor hjemmet. Slike holdninger er imidlertid avtagende, som viser at det er en endring i oppfatning av kjønnsrollemønsteret og hvordan kvinner ser på sin plass i arbeidslivet. Slike holdningsundersøkelser er også knyttet opp mot preferanse diskriminering, hvor de kan vises en sammenheng mellom «median» mannens holdninger og kvinners resultat i arbeidsmarkedet.

Kjønnsforskjeller i psykologiske egenskaper nevnt ovenfor kan være overførbare til arbeidsmarkedets-resultater og være med på å forklare kjønnsforskjellene i arbeidsmarkedet. Noen yrker kan f.eks. være lite attraktive for kvinner dersom de inneholder betydelig risiko. Bertrand (2010) omtaler også hvor slike forskjeller kan ha kommet fra, hvor kjønnsrollemønsteret blir pekt på som en mulig årsak, men uten noe helt klart svar. Andre alternativer er mer knyttet til «født sånn, blitt sånn» diskusjonen. Altså om det er snakk om medfødte forskjeller i egenskap, eller opplærte forskjeller.

De aller fleste undersøkelsene Bertrand (2010) viser til er utført som eksperiment og det er derfor ikke mye empiriske resultater for hvordan dette slår ut i arbeidsmarkedet. Det er heller ikke visst om resultatene i psykologiske egenskaper også er i forandring over tid på samme måte som vi har sett endringer i arbeidsmarkedet de siste tiårene.

### 3 Økonometrisk metode

I dette kapitlet gjør jeg rede for metoden en vanligvis benytter for å gjennomføre en Blinder-Oaxaca dekomponering.

#### 3.1 Minste kvadrats metode

Analysen tar utgangspunkt i en regresjonsligning, der lønn er uttrykt som en funksjon av relevante produktivitetsrelaterte bakgrunnskjenntegn. Som lønn er det vanlig å bruke naturlig log av timelønn, siden endring i koeffisientene da gir prosentvis endring i timelønn (Barnard, 2008)<sup>4</sup>.

$$Y_i = \beta_0 + \beta_i X_i' + u_i \quad (3.1)$$

hvor  $X_i$  er en vektor av produktivitetskjenntegn og  $Y_i$  er timelønn.

Vi kan beregne (3.1) ved minste kvadrats metode. Ved å ta utgangspunkt i lønnligningen over og estimere denne for menn og kvinner kan en se om koeffisientene til variablene er ulike.

Seks antagelser må være oppfylt for at MKM-estimatoren skal være forventningsrett og oppnå den lineære estimatoren som har minst varians. For det første må sammenhengen være lineær i parameteren. For det andre må utvalget være tilfeldig valgt ut fra populasjonen og samme populasjon. Den neste antagelsen er at det ikke er noen sammenheng mellom forklaringsvariablene og feilleddet. Videre skal det ikke være perfekt kollinearitet, altså forklaringsvariablene kan ikke være «samme effekt». Feilleddet skal være homoskedastisk, det vil si ha konstant varians. Til slutt skal det ikke være noe serie- korrelasjon som vil si at feilleddet ikke skal være korrelert med hverandre. Siden jeg benytter meg av tverrsnitt og ikke tidsserie, kan jeg se bort fra den siste antagelsen. Når disse antagelsene er oppfylt er det den beste estimatoren som er oppnådd (Wooldridge, 2009).

Hvor en koeffisientene estimeres slik:

$$\hat{\beta}_{OLS} = \frac{\sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})(y_i - \bar{y})}{\sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})^2} \quad (3.2)$$

---

<sup>4</sup> Ved en log transformasjon vil man få en variabel som i større grad er normalfordelt

I slutten av kapittelet kommer jeg tilbake til økonometriske utfordringer som har med blant annet justeringer som må gjøres for at Gauss-Markov-antagelsene skal holde og hvordan forventings skeivhet slår ut på estimeringer gjort i en Blinder-Oaxaca dekomponering.

### 3.2 Blinder-Oaxaca dekomponering

En Blinder-Oaxaca dekomponering er en mye brukt metode for å studere forskjeller i arbeidsmarkeds resultat mellom to grupper, i vårt tilfelle menn og kvinner. Metoden ble lansert omtrent samtidig av Blinder (1973) og Oaxaca (1973) og er derfor kjent som Blinder-Oaxaca dekomponering. Metoden benytter seg av en lønnsregresjon for hver gruppe, slik at man har koeffisientene for hver gruppe. Man kan så ta utgangspunkt i forskjell gjennomsnittlig «mengde» av en forklaringsvariabel, og forskjell i koeffisientene forbundet med en forklaringsvariabel. Dette kan brukes til å dele lønnsforskjellene inn i to grupper. En «forklart» gruppe, hvor forskjellen i lønn er forklart av forskjeller i individuelle kjennetegn forbundet med produktivitet, som for eksempel utdanning, ansiennitet, erfaring osv. Den andre gruppen er de «uforklarte» forskjellene, dette er forskjeller i lønn som ikke kan forklares av forskjeller i produktivitetskjennetegn. Man kan si at denne gruppen inneholder ulik lønn for samme kjennetegn. Denne uforklarte delen er ofte brukt som et mål på diskriminering.

Når jeg gjennomfører undersøkelsen min tar jeg utgangspunkt i en regresjonslikning for lønn<sup>5</sup>:

$$Y_i = \beta_0 + \sum_{i=1}^n \beta_i X_{ii} + u_i \quad (3.3)$$

Hvor  $Y_i$  er den naturlige logaritmen til lønn,  $X_{ii}, \dots, X_{ni}$  er produktivitets kjennetegn som forklarer lønn og  $u_i$  er feilleddet. Ligningen for henholdsvis mann og kvinne:

$$Y_i^M = \beta_0^M + \sum_{i=1}^n \beta_i^M X_{ii}^M + u_i^M \quad (3.4)$$

$$Y_i^K = \beta_0^K + \sum_{i=1}^n \beta_i^K X_{ii}^K + u_i^K \quad (3.5)$$

---

<sup>5</sup> Gjennomgangen av dekomponering under er basert på framstillingen av Blinder (1973)



Ut fra ligning (3.4) og (3.5) kan vi finne forskjellen i den forklarte delen av regresjonsligningen, og mengden forklart av skift i koeffisientene.

$$\Delta \bar{Y} = \bar{Y}^M - \bar{Y}^K \quad (3.6)$$

$$\Delta \bar{Y} = \beta_0^M + \sum_i \beta_i^M \bar{X}_i^M - (\beta_0^K + \sum_i \beta_i^K \bar{X}_i^K) \quad (3.7)$$

$$\Delta \bar{Y} = \sum_i \beta_i^M (\bar{X}_i^M - \bar{X}_i^K) + \sum_i \bar{X}_i^K (\beta_i^M - \beta_i^K) + (\beta_0^M - \beta_0^K) \quad (3.8)$$

Siste ledd skrives også noen ganger som  $\sum_i (\bar{X}_i^M - \bar{X}_i^K) (\beta_0^M - \beta_0^K)$

Den forklarte delen av forskjellene kommer både fra koeffisientene og fra gjennomsnittlig forskjell i produktivitetskjenne tegn, altså:

$$\begin{aligned} \sum_i \beta_i^M \bar{X}_i^M - \sum_i \beta_i^K \bar{X}_i^K & \quad (3.9) \\ &= \sum_i \beta_i^M (\bar{X}_i^M - \bar{X}_i^K) + \sum_i \bar{X}_i^K (\beta_i^M - \beta_i^K) \end{aligned}$$

Første ledd over viser summen av menns fortrinn i forklaringsvariabler. Andre ledd viser hvordan produktivitetskjenne tegn for kvinner hadde slått ut i lønn om de hadde vært menn og hvordan de faktisk slår ut i lønn.

Vi kan nå dele lønnsforskjellene inn i «ulike grupper». Hvor, R er lønnsforskjellen, E er lønnsforskjell som skyldes forskjell i forklaringsvariabler, C er lønnsforskjeller som skyldes forskjell i koeffisientene og U er den uforklarte delen av lønnsforskjellene. Denne typen dekomponering kalles en «tre delt» dekomponering siden dekomponeringen kan isolere 3 effekter, men kan også deles inn annerledes.<sup>6</sup>

$$R = E + C + U \quad (3.10)$$

$$R = \log w_m - \log w_K = \beta_0^M + \sum_i \beta_i^M \bar{X}_i^M - (\beta_0^K + \sum_i \beta_i^K \bar{X}_i^K) \quad (3.11)$$

$$E = \sum_i \beta_i^M (\bar{X}_i^M - \bar{X}_i^K) \quad (3.12)$$

$$C = \sum_i \bar{X}_i^K (\beta_i^M - \beta_i^K) \quad (3.13)$$

<sup>6</sup> Kan også settes opp som en «to delt» dekomponering

$$U = \beta_0^M - \beta_0^K \quad (3.14)$$

Fra en tredelt dekomponering<sup>7</sup> kan man finne hver forklaringsvariabel sin effekt på lønnsforskjellene, det er bare å estimere separat for hver variabel<sup>8</sup>:

$$\Delta \bar{Y} = \underbrace{(\bar{X}_M - \bar{X}_K) \widehat{\beta}_K}_{\text{Bakgrunnskjenne tegn}} + \underbrace{\bar{X}_K (\widehat{\beta}_M - \widehat{\beta}_K)}_{\text{Koeffisient}} \quad (3.15)$$

$$+ \underbrace{(\bar{X}_M - \bar{X}_K) (\widehat{\beta}_M - \widehat{\beta}_K)}_{\text{Konstant leddet}}$$

$$\underbrace{(\bar{X}_M - \bar{X}_K) \widehat{\beta}_K}_{\text{Bakgrunnskjenne tegn}} = \underbrace{(\bar{X}_{1M} - \bar{X}_{1K}) \widehat{\beta}_{1K}}_{\text{Variabel 1}} + \underbrace{(\bar{X}_{2M} - \bar{X}_{2K}) \widehat{\beta}_{2K}}_{\text{Variabel 2}} + \dots \quad (3.16)$$

$$\underbrace{\bar{X}_K (\widehat{\beta}_M - \widehat{\beta}_K)}_{\text{Koeffisient}} = \underbrace{\bar{X}_{1K} (\widehat{\beta}_{1M} - \widehat{\beta}_{1K})}_{\text{Variabel 1}} + \underbrace{\bar{X}_{2K} (\widehat{\beta}_{2M} - \widehat{\beta}_{2K})}_{\text{Variabel 2}} + \dots \quad (3.17)$$

$$\underbrace{(\bar{X}_M - \bar{X}_K) (\widehat{\beta}_M - \widehat{\beta}_K)}_{\text{Konstant leddet}} \quad (3.18)$$

$$= \underbrace{(\bar{X}_{1M} - \bar{X}_{1K}) (\widehat{\beta}_{1M} - \widehat{\beta}_{1K})}_{\text{Variabel 1}}$$

$$+ \underbrace{(\bar{X}_{2M} - \bar{X}_{2K}) (\widehat{\beta}_{2M} - \widehat{\beta}_{2K})}_{\text{Variabel 2}} + \dots$$

### 3.3 Økonometriske utfordringer:

#### 3.3.1 «The omitted base category»

Et kjent økonometrisk problem med dekomponering er at den er sensitiv ovenfor valg av det som kalles «The omitted base category». Siden vi opererer med dummyvariabler, må modellen lage en referansegruppe som vil påvirke både konstant leddet og estimat for dummyvariabelen i modellen. Referansegruppen blir utelatt for å unngå kolinearitet. Valg av referansegruppe vil dermed påvirke koeffisientene samt konstant leddet i hver ligning i modellen. For den forklarte delen av dekomponeringen vil dette ikke påvirke noe, siden summen av den kategoriske variabelen vil være den samme. For den uforklarte delen vil valg av basekategori gjøre det vanskelig å skille mellom effekten av konstantleddet og effekten av

<sup>7</sup> Fungerer på same måte med en to delt dekomponering.

<sup>8</sup> Under bruker jeg Hlavac (2014) sin notasjon

forskjeller i koeffisienten i referansegruppen. Dette fører til at en forandring i referansekategori kan forandre bidraget til hele den kategoriske variabelen.

For å løse dette problemet må dekomponeringen justeres slik at effekten av den utelatte referansekategorien blir «tilbakeført» på en slik måte at resultatet er uavhengig, uansett hva som blir valgt som referansegruppe for dummyvariablene.

Det er flere måter å løse dette på. Metoden jeg benytter er den som er innebygget i Oaxaca utvidelsen til STATA, denne er basert på metoden utviklet av Yun (2005b).

Vi tar utgangspunkt i en modell<sup>9</sup>:

$$Y = \beta_0 + \beta_1 D_1 + \dots + \beta_{k-1} D_{k-1} + \varepsilon \quad (3.19)$$

Hvor  $\beta_0$  er konstant leddet,  $D_j, j=1, \dots, k-1$ , er dummyvariabler med k kategorier, og k er referansekategori.

Definerer c som:

$$c = \frac{(\beta_1 + \dots + \beta_k)}{k} \quad (3.20)$$

Og:

$$\tilde{\beta}_0 = \beta_0 + c \quad \text{og} \quad \tilde{\beta}_j = \beta_j - c, \quad j = 1, \dots, k \quad (3.21)$$

Den transformerte modellen blir dermed:

$$Y = \tilde{\beta}_0 + \tilde{\beta}_1 D_1 + \dots + \tilde{\beta}_k D_k + \varepsilon, \quad \sum_{j=1}^k \tilde{\beta}_j = 0 \quad (3.22)$$

Vi ser ovenfor at den omgjorte modellen vil gi en gjennomsnitt estimering som ikke er avhengig av hvilken gruppe som er valgt som referansekategori. Man vil her få samme

---

<sup>9</sup> Modellen under er implementert i STATA ved en utvidelse laget av Jann (2008), også publisert i The STATA Journal (2008) Nr. 4

estimat på variablene uansett hva som er satt som referansekategori. Referansegruppen er som standardinnstilling den første gruppen enten alfabetisk eller numerisk.

### 3.3.2 Estimering av utvalgsvarians og standard feil i en dekomponering

Det finnes flere måter å beregne utvalgsvarians og standardfeil for en dekomponering.

Beregningene gjort i STATA benytter seg av deltametode som er en del av Oaxaca kommandoen laget av- og implementert i STATA av Jann (2008). Det finnes også andre metoder for å beregne utvalgsvarians og standardfeil, i statistikkprogrammet R, har Hlavac (2014) valgt å benytte seg av Bootstrapping-metoden for å beregne standardfeil.

Grunnen til at vi benytter oss av slike metoder er fordi variablene må regnes å være tilfeldige, altså stokastiske variabler.

### 3.3.3 «Selective bias adjustment»

I analyser av lønn og lønnsforskjeller består utvalget vanligvis av personer som er i arbeidsmarkedet. Personer som ikke er i jobb er ikke representert. I mitt tilfelle har jeg f.eks. utelatt personer uten inntekt. Dette kan i midlertid i noen tilfeller skape en «seleksjonseffekt» på utvalget, slik at de estimerte verdiene ikke nødvendigvis svarer overens med den sanne populasjonen. For å justere for dette bruker man derfor ofte Heckman metoden. Denne metoden er mye brukt når man jobber med lønnsregresjoner. Metoden kan brukes i STATA både direkte med Blinder-Oaxaca estimeringen, eller så kan utvalgseffekten beregnes på forhånd ved bruk av en probit modell, og inkludere denne i Blinder-Oaxaca dekomponeringen.

Metoden ble utviklet av Heckman (1979) og det har blitt gjort flere modifikasjoner på den i ettertid, blant annet av Heckman selv. Metoden justerer for forventings skeivhet som oppstår når utvalget ikke lenger er valgt tilfeldig. Ved å inkludere en funksjon for arbeidsmarkedets deltagelse i selve dekomponeringen kan en rette opp problemet. Ved ikke å gjøre dette, kan man som Jann (2008) viser til, risikere at lønns-gapet kan bli feil estimert. Denne metoden har også ulemper, Heckman metoden har vist seg å være svært sensitiv både når det gjelder spesifisering av seleksjonsmodell, og datasettet metoden er brukt på (StataCorp, 2013). På grunn av problem med å få Heckman-metoden til å passe med modell og datasett, har jeg valgt ikke å justere for seleksjonseffekt.

### 3.3.4 Utelatt variabel

Dersom modellen er feil spesifisert, for eksempel fordi relevante variabler er utelatt, vil dette direkte påvirke resultatet i en Blinder-Oaxaca dekomponering. Dette er fordi variasjon

forårsaket av den utelatte variabelen da vil inngå i feilleddet og ikke i selve modellen. Effekten blir dermed flyttet fra den forklarte delen til den uforklarte delen. Dersom den også er korrelert med forklaringsvariabler som er spesifisert i modellen, vil disse tilskrive større effekt enn hva som er reelt. En Blinder-Oaxaca dekomponering er ganske sensitiv når det gjelder valg av variabler. Dette gjør seg spesielt gjeldende med hensyn til utelatte variabler.

### 3.3.5 Heteroskedastisitet

Tversnittdata har ofte en tendens til å inneholde heteroskedastisitet pga. at tversnittdata inneholder informasjon om ulike størrelser. Dette gjør seg spesielt gjeldende med data på individnivå. Det klassiske eksempelet, blant annet brukt av Wooldridge (2009), er lønn mot utdanning, hvor vi forventer større variasjon i lønn for personer med høy utdanning enn personer med lavere utdanning.

Det er en rekke tester jeg kan utføre for å teste for heteroskedastisitet som White test eller Breusch-Pagen. Disse er implementert i STATA, sammen med metoder for å rette opp problemet.

### 3.3.6 Andre hensyn

Over har jeg nevnt flere mulige metodiske problem som kan være med på å forstyrre analysen. Siden jeg benytter meg av samme framgangsmåte for alle årene vil eventuelle forstyrrelser finne sted for alle årene. Jeg velger blant annet ikke å justere for seleksjonseffekt, men dette blir gjort for alle årene. Det vil fortsatt være mulig å sammenligne årene så lenge jeg bevarer kontinuiteten i analysen.

## 3.4 Mincer lønnslikning

I 1958 publiserte Jacob Mincer sin teori om sammenhengen mellom lønn, og utdanning og erfaring. Senere i 1974 publiserte han boken «*Schooling, Experience, and Earning*», hvor han presenterte sin Mincer lønnslikning. Jacob Mincer var den første til å sette opp en modell for sammenhengen mellom investering i human kapital og lønn. Gjennomgangen under er hentet fra Chriswick (2003) sin litteraturstudie av Mincer sitt bidrag til analyser av lønn.

Ligningen som vi i dag omtaler som «the human capital earnings function» spesifiseres av Mincer som følger:

$$\ln E_i = b_0 + b_1 S_i + b_2 T_i + b_3 T_i^2 + U_i \quad (3.23)$$

Hvor E er inntekt, S er antall års skolegang, T er arbeidsmarkedets erfaring (alder-antall års skolegang-seks) og U er feilleddet.

Mincer finner at i sin undersøkelse at ved kun å inkludere antall års skolegang får han kun en forklaringskraft på 7 %. Ved å inkludere erfaring og erfaring kvadrert, øker forklaringskraften til 29 %. Ved også å inkludere dummyvariabler for skolegang og log av arbeidsuker kan han øke forklaringskraften til 53 %. Mincers lønnslikning kan dermed gi en høy forklaringskraft til tross for sin enkle spesifisering. Dette er noe av grunnen til at den er såpass utbredt.

Når man undersøker forskjeller mellom grupper beregner man likningen for hver gruppe. Dette gjør man for å undersøke ulik avkastning, av lik investering i humankapital.

I min analyse har jeg ingen variabel for erfaring. Jeg har heller ikke nok informasjon til å lage en variabel for potensiell erfaring. Jeg inkluderer i stedet variabler for alder og alder kvadrert. For skolegang har jeg et sett med dummyvariabler som jeg bruker. Utover disse inkluderer jeg variabler for å fange opp forskjeller i region og yrkesvalg samt variabler for familie og helse. Optimalt sett burde jeg også hatt med en variabel for erfaring.

## 4 Presentasjon av datasettet

I første del av kapittelet vil jeg presentere datasettene, utvalgene og hvilke forklaringsvariabler jeg bruker i dekomponeringsanalysen. I siste del av kapittelet vil jeg undersøke endringer i forklaringsvariabler som har skjedd fra 1991 til 2012.

### 4.1 Presentasjon av datasettene

Jeg begynner denne delen med en presentasjon av datasettene.

#### 4.1.1 Levekårsundersøkelsene:

Data er hentet fra statistisk sentralbyrå (SSB) levekårsundersøkelser. SSB begynte med boforholdsundersøkelse i 1967. Disse ble gjennomført med 7-8 års mellomrom. I samme periode ble det startet opp andre jevnlig undersøkelser som omhandlet områder som helse, arbeidsforhold og andre områder som tok for seg levekår. Den første generelle levekårsundersøkelsen kom i 1973/74 på oppdrag fra regjeringen. I 1980 startet SSB opp sine egne levekårsundersøkelser utført med ca. 4 års mellomrom. I 1996 begynte SSB med sin første samordna levekårsundersøkelse, hvor en rekke forbedringer var gjort, som bedre samordning med registerdata. EUs oppstart av «Household panel survey» gjorde det også nødvendig for SSB å legge om undersøkelsen sin, slik at de kunne inngå i det europeiske samarbeidet på statistikk. Undersøkelsene ble nå utført hvert år, hvor det både ble utført en tverrsnittsundersøkelse og en panelundersøkelse. Undersøkelsene blir gjennomført som besøksintervju, hvor eksterne brukere kan kjøpe spørsmål utover de SSB selv inkluderer (Andersen, 2011). I 2011 ble levekårsundersøkelsen samordnet med den EU-forordnede undersøkelsen Survey on income and Living Conditions (EU-SILC).

#### 4.1.2 Datasettene:

De 3 datasettene for henholdsvis årene 1991, 2000 og 2012 er levert av Norsk samfunnsvitenskapelige datatjeneste (NSD). Datasettene inneholder informasjon om utdanning, inntekt, ekteskapsstatus og hvilket yrke individet har. Dataene inneholder både informasjon som er samlet inn gjennom intervju og registerdata. Informasjon om inntekt kommer fra registerdata.

For de tre årene jeg har data for har jeg laget 3 utvalg med yrkesaktive personer, her avgrenset til personer mellom 16 og 67 år, som tjener mer enn en G (Grunnbeløpet) i året. Utvalgenes størrelse varierer litt, hvor 1991 er det minste utvalget med 1738 personer, 2000 har 2230 personer og 2012 har 3620 personer. Utvalgene er hentet fra en yrkesaktiv

populasjon på 914 000 kvinner og 1 095 000 menn i 1991, 1 057 000 kvinner og 1 212 000 menn i 2000 og 1 224 000 kvinner og 1 367 000 menn i 2012<sup>10</sup>.

En fordel med å bruke levekårsundersøkelsen framfor registerdata er at jeg får oppgitt informasjon om arbeidstid, som kan brukes til å lage en variabel for timelønn. I tillegg får jeg informasjon om selvrapportert helse. Bruken av levekårsundersøkelsen har også noen ulemper, i modellen for lønn har jeg ikke variabler for ansiennitet og erfaring, som er viktige forklaringsvariabler i en Mincer lønnsmodell. Det er også noe variasjon mellom årene i datasettene mht. hvilken informasjon som er samlet inn, og hvordan spørsmålene er formulert. Jeg har derfor måttet justere modellen så godt som mulig slik at den passer for alle årene.

### 4.1.3 Lønn:

I alle tre årene er det stilt spørsmål til respondenten om arbeidstid. Ordlyden i spørsmålet er som følger: Hva var gjennomsnittlig arbeidstid pr. uke? Regn med overtid og ekstraarbeid hjemme. Informasjon om inntekt er hentet fra registerdata. Jeg kombinerer informasjonen fra de to variablene for å lage en variabel for timebetaling. En svakhet med denne tilnærmingen er at arbeidstid er oppgitt av respondenten selv på et tidspunkt, og faktisk ukentlig arbeidstid gjennom hele året kan avvike fra det oppgitte antall timer. Informasjonen har den fordel at den vil inkludere arbeid som er utført hjemme, typisk hjemmekontor, og evt. ubetalt overtid.

Arbeidsinntekten for 1991 og 2000 justeres for inflasjon slik at alle tallene er oppgitt i 2012 kroner. For å justere for inflasjon bruker jeg SSBs inflasjonskalkulator. Prisveksten fra 1991 til 2012 var på 51,7 % og prisveksten fra 2000 til 2012 var på 24,5 %<sup>11</sup>. Lønn i estimeringen vil være den naturlige logaritme av timelønn justert for inflasjon. Dette gjør tallene for de ulike årene sammenlignbare.

I utvalget er personer som tjener mindre enn en G (Grunnbeløpet) utelatt. Jeg har også utelatt noen få personer på grunn av særlig lav eller høy inntektsverdi (Personer som tjener mindre enn 80 kr timen, og personer som tjener mer enn 1300 kr timen. )

## 4.2 Variabel definisjoner:

Som beskrevet tidligere er valget av variabler spesielt viktig i en Blinder-Oaxaca dekomponering. Når det gjelder valg av den avhengige variabelen, må det selvsagt være

<sup>10</sup> Tallene er hentet fra SSB sin statistikk over arbeidskraft: <https://www.ssb.no/statistikkbanken/selectvarval/saveselections.asp>

<sup>11</sup> Tallene er hentet fra SSBs inflasjon kalkulator: <http://ssb.no/kpi/>



lønnsraten. Når det gjelder de uavhengige variablene, er det ikke så opplagt hvilke som skal inkluderes. Blinder (1973) hevdet at de viktigste variablene for å forklare lønn, var utdanning og yrke. Utover disse var det viktig å spesifisere modellen så nøyaktig som mulig. Mincer har også vist at erfaring eller potensiell erfaring er viktig, dette mangler jeg dessverre data på. Under presenterer jeg variablene jeg har valgt.

#### **4.2.1 Den avhengige variabelen:**

##### Timelønn

Som avhengig variabel bruker jeg den naturlige logaritmen av timelønn. For årene 1991 og 2000 justerer jeg for inflasjon slik at alle tallene for lønn er oppgitt i 2012 kroner. Som nevnt ovenfor er arbeidstid oppgitt av personene selv, slik at det kan være litt usikkerhet knyttet til timelønnsvariabelen.

#### **4.2.2 De uavhengige variablene:**

##### Utdanning

Utdanningsnivået er delt inn etter høyest fullført utdanning. Jeg har tatt utgangspunkt i SSBs standardgrupper for høyest fullført utdanning. Videre har jeg slått sammen noen grupper slik at jeg står igjen med totalt 5 kategorier: Ungdomsskole og påbegynt videregående, Fullført videregående, Inntil 3 års høyere utdanning, mer enn 3 års høyere utdanning og en gruppe for de som mangler informasjon eller har utdanning under ungdomsskole.

I Norge har vi siden Lov om grunnskole (1969, §2.1) ble innført, hatt obligatorisk 9 år utdanning, i 1997 utvidet til 10 år. Av ulike årsaker kan individer ha havnet utenfor dette systemet. Jeg har valgt ikke å kutte ut disse observasjonene, men har heller plassert disse individene i samme gruppe som dem med ikke oppgitt utdanning, slik at ingen utdanning, barneskolen og uoppgitt er en gruppe. Videre er ungdomsskole og påbegynt videregående en gruppe. Fullført videregående er en gruppe og påbegynt universitet og fullført bachelorgrad er en gruppe. Til slutt har vi mastergrad eller hovedfag og forskerutdanning som en gruppe. For gruppen med manglende informasjon er det svært få observasjoner, slik at det vil være usikkerhet knyttet til deskriptiv statistikk for denne gruppene.

### Dummyvariabler for region

Siden lønn kan variere i noen grad etter landsdel velger jeg å inkludere et sett av dummyvariabler for region.

### Alder

Jeg inkluderer en kontinuerlig variabel for alder i analysen. Siden lønn ikke nødvendigvis øker linjert med alder, inkluderer jeg også en variabel for alder kvadrert.

### Yrke

Jeg velger å bruke SSBs standardkoder for yrke 1-siffer (første siffer) og inkluderer et sett dummyvariabler som fanger opp yrkesgruppe. Dette gir en oversikt over yrkesgruppen til individet, men ikke spesifikt yrke.

### Næring

I datamaterialet mitt har jeg bare tilgjengelig næringskoder for år 2000 og år 2012, det vil derfor bare være mulig å sammenligne disse årene på dette området. Som med yrkeskoder bruker jeg SSBs standardkoder for næringsgrupper, denne inneholder originalt to siffer. For å unngå for små grupper og grupper med manglende observasjoner, har jeg samlet dem til i alt ti dummyvariabler. Elleve for år med manglende informasjon.

### Barnetrygd/antall barn

Jeg velger å inkludere variabel for barn, fordi flere studier som blant annet Hardoy og Schøne (2008) finner en negativ sammenheng mellom barn og timelønn for kvinner og en positiv sammenheng for menn. Av hensyn til variasjon i datasettene mht. til hvordan informasjon om barn rapporteres, bruker jeg barnetrygd som en proxy for barn. På den måten får jeg en indikator på antall barn for alle årene. Barnetrygd er oppgitt som sum for husholdningen per år. Barnetrygd-variablene er registerdata som er påkoblet datasettene.

For at barnetrygd skal fungere som en proxyvariabel for antall barn, deler jeg denne på summen av årlig barnetrygd per barn. Jeg runder deretter av til nærmeste hele tall. I 1991 har jeg tatt utgangspunkt i årlig barnetrygd på 9500 kr<sup>12</sup>. I 2000 og 2012 har jeg tatt utgangspunkt

---

<sup>12</sup> Tall hentet fra: Interne notater Statistisk Sentralbyrå

i årlig barnetrygd på 11500 kr<sup>13</sup>. Siden jeg bruker barnetrygd som proxy på antall barn, er det kun barn under 18 år denne variabelen fanger opp.

Merk at også div. tillegg kan forekomme, slik at for eksempel en aleneforsørger med småbarn kan være oppført med flere barn enn hva som er reelt.

### Ekteskapsstatus

Jeg inkluderer en dummyvariabel for om personen er gift eller ikke. Jeg har bare inkludert to kategorier i variabelen, gift eller ikke gift, slik at status som separert eller enke inngår som ikke gift. I tillegg er det en kategori for å fange opp personer med manglende informasjon om ekteskapsstatus.

### Helse

Siden helseproblemer kan påvirke arbeidsprestasjoner velger jeg å inkludere en variabel for helseproblemer. Variabelen er laget ut fra spørsmål hvor individene har oppgitt egen helsestatus. Spørsmålene varierer litt mellom de ulike årene i datasettene. I 1991 og 2012 inneholder generelt spørsmål om egen helsestatus som jeg har valgt å bruke.

Levekårsundersøkelsen for år 2000 hadde spesiell fokus på helse, slik at denne inneholder i stedet en rekke mer spesifikke spørsmål om egne helseplager. Spørsmålene er knyttet til smerte eller plager i ulike deler av kroppen, i tillegg til spørsmål om angst og andre mer spesifikke lidelser. For de som har svart positivt på at de er plaget, har jeg samlet denne informasjonen i en dummyvariabel. Jeg har derfor slått sammen informasjonen fra disse til en generell variabel for helsestatus, slik at variablene skal innholdet så lik informasjon som mulig.

## **4.3 Deskriptiv statistikk**

Siden hovedmålet i oppgaven min er å undersøke endringer i lønnsforskjeller mellom menn og kvinner over tid, er det viktig å undersøke om det faktisk har vært en endring i kjønnsforskjellene for de sentrale forklaringsvariablene.

### **4.3.1 Gjennomgang av forklaringsvariablene**

Under presenterer jeg deskriptiv statistikk for forklaringsvariablene i analysen. Øverst i tabellen ser vi informasjonen jeg har brukt til å lage variabelen for timelønn. Merk at årslønnen som er oppgitt ikke er justert for inflasjon, men log timelønn er justert. Vi ser en

---

<sup>13</sup> Tall hentet fra nav.no

betydelig forskjell i antall arbeidstimer oppgitt, hvor menn jobber mer enn kvinner for alle årene. Samtidig ser vi at antall timer øker jevnt for kvinner, hvor kvinner jobber gjennomsnittlig ca. 10 timer mer i 2012 enn i 1991. For menn ligger arbeidstiden forholdsvis stabil.

Andelen som har helseproblemer er forholdsvis lik for kvinner og menn, med unntak av 2000.

Barnetrygd er som nevnt brukt som en indikator på antall barn. Jeg har derfor ikke justert denne for inflasjon. Barnetrygd er oppgitt som sum for husholdningen. I analysene er denne delt på årlig barnetrygd, og brukt som en proxy på antall barn.

Variabelen for region holder seg ganske stabil for alle årene, hvor det er en svak økning i andelen av utvalget for både kvinner og menn som bor i Oslo.

Tabell 4.1 Gjennomsnittsverdier for forklaringsvariabler for menn og kvinner i 1991, 2000 og 2012.  
Standardavvik i parentes

	1991				2000				2012			
	Menn		Kvinner		Menn		Kvinner		Menn		Kvinner	
<b>LØNN, ÅR</b>	222667	(87588)	144738	(52086)	355310	(197495)	231551	(97456)	566964	(289916)	397635	(176867)
<b>ARBEIDSTID MND</b>	162.63	(32.90)	126.59	(37.41)	163.61	(39.36)	131.52	(37.77)	161.23	(38.38)	136.22	(37.60)
<b>LØNN, TIME</b>	5.11	(0.31)	4.96	(0.29)	5.34	(0.40)	5.19	(0.32)	5.60	(0.44)	5.46	(0.35)
<b>UTDANNELSE- KATEGORIER</b>												
<b>INGEN UTDANNELSE ELLER UOPPGITT</b>	0.01	(0.11)	0.01	(0.11)	0.00	(0.06)	0.01	(0.08)	0.01	(0.11)	0.01	(0.09)
<b>GRUNNSKOLE OG VG1</b>	0.41	(0.49)	0.49	(0.50)	0.30	(0.46)	0.40	(0.49)	0.21	(0.41)	0.22	(0.41)
<b>FULLFØRT VIDEREGÅENDE</b>	0.30	(0.46)	0.25	(0.43)	0.32	(0.47)	0.20	(0.40)	0.34	(0.47)	0.23	(0.42)
<b>HØYERE UTDANNING, LAV</b>	0.20	(0.40)	0.22	(0.42)	0.25	(0.44)	0.34	(0.47)	0.30	(0.46)	0.43	(0.50)
<b>HØYERE UTDANNING, HØY</b>	0.08	(0.27)	0.02	(0.14)	0.12	(0.33)	0.05	(0.22)	0.15	(0.35)	0.11	(0.31)
<b>GIFT</b>	0.69	(0.52)	0.69	(0.51)	0.56	(0.50)	0.59	(0.49)	0.54	(0.50)	0.51	(0.50)
<b>HELSEPROBLEMER</b>	0.31	(0.47)	0.31	(0.48)	0.30	(0.46)	0.52	(0.50)	0.14	(0.35)	0.14	(0.35)
<b>BARNETRYGD</b>	7187	(9774)	7409	(9839)	10099	(12987)	10106	(12289)	10398	(13242)	11125	(13238)
<b>ALDER</b>	41.13	(11.65)	40.70	(11.66)	41.02	(11.41)	40.97	(11.08)	44.06	(11.95)	43.98	(11.91)
<b>REGION</b>												
<b>OSLO, AKERSHUS</b>	0.23	(0.42)	0.22	(0.42)	0.22	(0.41)	0.24	(0.42)	0.25	(0.43)	0.28	(0.45)
<b>ØSLANDET ELLERS</b>	0.28	(0.45)	0.25	(0.44)	0.27	(0.44)	0.24	(0.43)	0.24	(0.43)	0.23	(0.42)
<b>AGDER, ROGALAND</b>	0.16	(0.36)	0.14	(0.34)	0.13	(0.34)	0.15	(0.35)	0.14	(0.35)	0.15	(0.36)
<b>VESTLANDET</b>	0.17	(0.38)	0.18	(0.39)	0.18	(0.38)	0.18	(0.38)	0.19	(0.39)	0.15	(0.36)
<b>TRØNDELAG</b>	0.08	(0.27)	0.10	(0.30)	0.11	(0.31)	0.09	(0.29)	0.09	(0.29)	0.09	(0.28)
<b>NORD-NORGE</b>	0.09	(0.29)	0.10	(0.30)	0.10	(0.30)	0.11	(0.31)	0.08	(0.28)	0.09	(0.29)
<b>N</b>	964		774		1183		1047		1973		1647	

Under ser vi deskriptiv statistikk for yrker og næring. Tabellen viser hvordan menn og kvinner fordeler seg mellom de ulike yrkes- og næringsgruppene. Denne fordelingen er viktig i forhold til dekomponeringen. Som nevnt i kapittel 3 tar dekomponeringen utgangspunkt i forskjell i gjennomsnittsverdier for å beregne den forklarte delen av dekomponeringen. Yrkesgrupper med veldig få observasjoner hvor vi kan se større svingninger, kan på den måten være med på å «trekke» andel forklart i ene retningen eller andre. Her vil det egentlig være knyttet en usikkerhet til hvordan menn og kvinner faktisk fordeler seg i denne yrkesgruppen.

Tabellen under viser for 1991 at ganske mange individer er plassert i kategorien for uoppgitt, samtidig som vi har individer som havner i kategorien med manglende data. Siden det er færre personer «igjen» til å fordele seg på de andre kategoriene, kan det være litt mer usikkerhet knyttet til 1991 enn de andre årene. Samtidig ser vi mange av de samme trekkene som i de to andre årene. Vi har flertall av menn for jordbruk, håndverker og prosess og maskin. En kan også legge merke til at det er et ganske betydelig skille i andelen på akademiske yrker, hvor det er ganske mange flere kvinner enn menn. I og med at det kan se ut som ikke alle individene har «fått fordelt seg», kan det være verdt å ta med seg at ved positiv referansekoeffisient ved akademiske yrker, ville dette være med å trekke andelen forklart ned. Det kan derfor tenkes at andelen som forklares av yrke for 1991 egentlig er høyere enn det som kommer fram i dekomponeringen.

Salgs-, service- og omsorgsykker for 1991 hadde bare en håndfull observasjoner for menn. For fortsatt å kunne bruke denne variabelen, valgte jeg å flytte disse over i kategorien for manglende data om yrke. Siden de uansett ville vært usikkerhet knyttet til denne kategorien med så få observasjoner, forventer jeg ikke at dette skal påvirke analysen min.

I år 2000 har vi nesten ingen i kategorien uoppgitt, og ingen i kategorien med manglende data. Videre er det flere mannlige ledere, og omtrent like stor andel av menn og kvinner som jobber i akademiske yrker. Yrker med kortere høyskole og universitetsutdannelse og salgs, service og omsorgsykker, har jobber med en større andel kvinner enn av menn. For jordbruk, håndverker, prosess og maskin er det motsatt.

2012 ligner ganske mye på 2000, med henhold til hvordan menn og kvinner fordeler seg etter yrkesgruppe. Den største forskjellen ser vi innen akademiske yrker hvor kvinner har gått forbi menn. Her jobber nesten 40 % av kvinner i akademiske yrker i 2012. Vi ser også en utjevning

i flere yrkesgrupper som; Yrker med kortere høyskole og universitetsutdanning, salgs, service og omsorgsykker og kontor og kundeserviceyrker. Hvor andelen kvinner som jobber i yrkesgruppen har gått ned, uten at det har vært noe særlig ending på andelen menn som jobber i yrkesgruppen. Samtidig som det er færre menn i tradisjonelle «mannsykker» som jordbruk, håndverker og prosess og maskin, og en økning i andelen menn som jobber i yrker med kortere høyskole- og universitetsutdanning.

Som nevnt ovenfor er næringskategoriene forholdsvis brede, hvor alle med samme første-siffer er samlet i samme gruppe. Det kan derfor ligge enkelte næringsgrupper innunder «merkelappen» som ikke nødvendigvis passer helt med «merkelappen». Hvor dette kommer av at jeg selv måtte navngi gruppen på en måte som beskriver best samlingen med næringsgrupper.

I tabellen ser vi (ikke helt uventet) at en stor del av kvinnene havner innen kategorien for helse, undervisning og offentlig forvaltning. Denne andelen øker også fra 2000 til 2012. For forskning og analyse ser vi at kvinneandelen går ned fra 2000 til 2012. Dette skyldes trolig at i denne kategorien også finnes noen typer konsulenttjenester og spesialister som tradisjonelt har vært mannsdominert.

Ellers ser vi en økning i andelen for bygg, transport og salg for begge kjønn, denne økningen er relativt størst for kvinner. Her er også en nedgang i service og tjenesteyting.

Tabell 4.2 Gjennomsnittsverdier for forklaringsvariabler for menn og kvinner i 1991, 2000 og 2012.  
Standardavvik i parentes

	1991		2000		2012	
	Menn	Kvinner	Menn	Kvinner	Menn	Kvinner
<b>YRKE- KATEGORIER</b>						
<b>MILITÆRE YRKER OG UOPPGITT</b>	0.23 (0.42)	0.35 (0.48)	0.02 (0.13)	0.00 (0.07)	0.06 (0.24)	0.02 (0.14)
<b>ADMINISTRATIVE LEDERE OG POLITIKERE</b>	0.13 (0.34)	0.07 (0.26)	0.13 (0.33)	0.07 (0.25)	0.11 (0.32)	0.06 (0.24)
<b>AKADEMISKE YRKER</b>	0.06 (0.24)	0.20 (0.40)	0.16 (0.37)	0.14 (0.34)	0.24 (0.42)	0.39 (0.49)
<b>YRKER MED KORTERE HØY</b>	0.06 (0.25)	0.09 (0.28)	0.22 (0.41)	0.30 (0.46)	0.19 (0.39)	0.15 (0.36)
<b>KONTOR- OG KUNDESERVICEYRKER</b>	0.01 (0.12)	0.01 (0.09)	0.04 (0.20)	0.14 (0.34)	0.05 (0.22)	0.10 (0.30)
<b>SALGS-, SERVICE- OG OMSORGSYRKER</b>			0.08 (0.27)	0.26 (0.44)	0.08 (0.27)	0.22 (0.42)
<b>YRKER INNEN JORDBRUK, SKOGBRUK OG FISKE</b>	0.08 (0.27)	0.04 (0.19)	0.05 (0.21)	0.01 (0.08)	0.02 (0.15)	0.01 (0.07)
<b>HÅNDVERKERE O.L.</b>	0.22 (0.41)	0.02 (0.15)	0.19 (0.39)	0.01 (0.11)	0.15 (0.36)	0.01 (0.10)
<b>PROSESS- OG MASKINOPERATØRER, TRANSPORT</b>	0.08 (0.27)	0.03 (0.16)	0.10 (0.30)	0.03 (0.16)	0.08 (0.27)	0.02 (0.12)
<b>YRKER UTEN KRAV TIL UTDANNING</b>	0.06 (0.24)	0.16 (0.36)	0.02 (0.15)	0.05 (0.23)	0.01 (0.12)	0.03 (0.17)
<b>MANGLENDE INFORMASJON OM YRKE</b>	0.06 (0.23)	0.04 (0.20)	0.00 (0.03)	0.00 (0.03)		
<b>NÆRING</b>						
<b>JORDBRUK OG NATURRESURSER</b>			0.06 (0.23)	0.01 (0.11)	0.09 (0.28)	0.03 (0.18)
<b>PRODUKSJON1</b>			0.05 (0.23)	0.03 (0.18)	0.03 (0.18)	0.02 (0.12)
<b>PRODUKSJON2</b>			0.09 (0.28)	0.03 (0.17)	0.06 (0.25)	0.01 (0.12)
<b>PRODUKSJON3</b>			0.05 (0.21)	0.02 (0.13)	0.05 (0.22)	0.02 (0.12)
<b>BYGG, TRANSPORT OG SALG</b>			0.12 (0.33)	0.02 (0.12)	0.26 (0.44)	0.11 (0.31)
<b>SERVICE OG TJENESTE</b>			0.14 (0.35)	0.16 (0.37)	0.06 (0.25)	0.05 (0.22)
<b>FINANS FORSIKING OG INFORMASJON</b>			0.13 (0.33)	0.09 (0.28)	0.10 (0.30)	0.07 (0.25)
<b>FORSKNING OG ANALYSE</b>			0.20 (0.40)	0.14 (0.35)	0.06 (0.25)	0.04 (0.21)
<b>HELSE UNDERVISNING OFFENTLIG</b>			0.13 (0.33)	0.46 (0.50)	0.22 (0.41)	0.58 (0.49)
<b>ANNET</b>			0.03 (0.16)	0.04 (0.19)	0.03 (0.17)	0.04 (0.19)
<b>MANGLENDE INFORMASJON OM NÆRING</b>			0.00 (0.05)	0.00 (0.05)	0.03 (0.16)	0.04 (0.19)
<b>N</b>	964	774	1183	1047	1973	1647



### 4.3.2 Lønn

Tabell 4.3 Timelønn etter kjønn i 1991, 2000 og 2012.  
Gjennomsnitt, standardavvik i parentes

	Menn		Kvinner	
<b>1991</b>	175	(62)	151	(68)
<b>2000</b>	228	(113)	189	(81)
<b>2012</b>	292	(139)	250	(100)

Fra tabellen over ser vi gjennomsnittlig timelønn oppgitt for henholdsvis menn og kvinner for årene 1991, 2000 og 2012. Vi ser at kvinners lønn i 1991 utgjorde ca. 86,2 % av menns lønn. I 2000 utgjorde den ca. 82,9 % og i 2012 utgjorde kvinners lønn ca. 85,6 %. Vi ser videre at det har vært en reallønnsøkning for hele perioden<sup>14</sup>.

Tabellen under viser gjennomsnittlig inntekt etter yrkesgruppe for de ulike årene.

Yrkesgruppene er de samme gruppene som yrkeskoder 1-siffer. Ved siden av lønn, er standardavvik oppgitt. Vi ser at variansen er varierende for ulike yrkesgrupper. Videre ser vi at for de fleste yrkesgrupper er lønn for menn høyere enn for kvinner, men ikke for alle. For yrkesgrupper med stor forskjell i lønn mellom mann og kvinne finner vi også ofte et stort standardavvik for høyeste lønn, vi ser dette f.eks. for kvinner i Kontor og Kundeservice for 1991. Dette kan indikere at enkeltindivider har inntekt en del over snittet for denne gruppen.

Til slutt kan vi merke oss at yrkesgruppene med krav til høyere utdanning, har høyest oppgitt lønn for alle årene. Unntaket er militær og uoppgitt, de har forholdsvis høy lønn for flere av årene. Dette gjelder både menn og kvinner.

<sup>14</sup> Merk at I modellen bruker jeg den naturlige logaritmen av timelønn, slik at gjennomsnittet i dekomponeringsanalysen, er gjennomsnittet av log timelønn. Det er heller ikke utelatt personer slik som i log timelønn

TABELL 4.4 LØNN ETTER YRKE I 1991, 2000 OG 2012. STANDARDVIK I PARENTES

	1991		2000		2012	
	Menn	Kvinner	Menn	Kvinner	Menn	Kvinner
<b>YRKE- KATEGORIER</b>						
<b>MILITÆRE YRKER OG UOPPGITT</b>	199 (71)	158 (39)	238 (60)	221 (79)	304 (151)	283 (161)
<b>ADMINISTRATIVE LEDERE OG POLITIKERE</b>	198 (69)	155 (36)	270 (143)	205 (78)	358 (155)	284 (94)
<b>AKADEMISKE YRKER</b>	174 (63)	145 (61)	280 (117)	210 (71)	329 (134)	261 (91)
<b>YRKER MED KORTERE HØY</b>	175 (58)	132 (38)	249 (127)	193 (58)	335 (151)	260 (93)
<b>KONTOR- OG KUNDESERVICEYRKER</b>	133 (34)	186 (144)	186 (48)	182 (66)	268 (133)	225 (58)
<b>SALGS-, SERVICE- OG OMSORGSYRKER</b>			195 (74)	181 (84)	234 (105)	235 (122)
<b>YRKER INNEN JORDBRUK, SKOGBRUK OG FISKE</b>	154 (37)	147 (32)	161 (82)	143 (73)	230 (152)	165 (47)
<b>HÅNDVERKERE O.L.</b>	162 (53)	141 (53)	198 (92)	154 (56)	234 (92)	163 (64)
<b>PROSESS- OG MASKINOPERATØRER, TRANSPORT</b>	160 (40)	142 (38)	188 (64)	161 (44)	252 (107)	209 (50)
<b>YRKER UTEN KRAV TIL UTDANNING</b>	164 (54)	147 (89)	198 (83)	171 (76)	212 (83)	210 (92)
<b>MANGLENDE INFORMASJON OM YRKE</b>	151 (66)	178 (199)	191 (0)	203 (0)		

### 4.3.3 Kvinneandel

I tabellen under ser vi kvinneandelen fordelt på de ulike yrkesgruppene, næringsgruppene og utdanning.

For gruppen ingen utdanning eller uoppgitt, er det forholdsvis få observasjoner, slik at det er naturlig at denne gruppen varierer litt.

De to høyeste utdanningsnivåene har en økning i kvinneandelen for alle årene. For fullført videregående ser vi en nedgang i hele perioden, kombinert med økning i høyere utdanning tyder det på at stadig flere kvinner går videre på skole etter videregående skolegang.

Høyere utdanning på master-/hovedfags- og forskernivå viser en sterk økning i kvinneandelen, samtidig som det fortsatt var betydelig flere menn enn kvinner i denne gruppen i 2012.

I 1991 kan vi se at det er ingen kvinner i utvalget som jobber innen salg, service og omsorgsykker, grupper hvor vi ofte forventer at kvinner skal være overrepresentert. Kvinner

er også sterkt overrepresentert i akademiske yrker og uoppgitte yrker. Som nevnt avviker 1991 litt mht. yrkesgrupper.

Fra 2000 til 2012 ser vi en økning i kvinneandel blant akademiske yrker samt en nedgang i salg, service og omsorgsykker. Videre ser vi en nedgang i yrker med kortere høyskole og universitetsutdanning. For alle årene ser vi et flertall av kvinner i yrker uten krav til utdanning. Samlet sett ser vi ikke noen klar bevegelse når det gjelder yrkesvalg for kvinner i analyseperioden.

For 2000 og 2012 har vi også næringsgrupper. Vi ser en svak nedgang i kvinneandelen som jobber innen helse, undervisning og offentlig forvaltning. Det jobber fortsatt et stort flertall av kvinner innen denne næringsgruppen. Ellers ser vi en svak nedgang i kvinneandelen som jobber innen produksjon og en økning innen jordbruk og naturressurser. Merk at også oljenæringen ligger innunder denne gruppen.

*TABELL 4.5 KVINNEANDELEN ETTER UTDANNING OG YRKE*

	1991	2000	2012
	Kvinneandel	Kvinneandel	Kvinneandel
<b>UTDANNINGSNIVÅ</b>			
<b>FULFØRT VIDEREGÅENDE</b>	40.37%	35.36%	36.76%
<b>GRUNNSKOLE OG VG1</b>	48.78%	54.27%	46.63%
<b>HØYERE UTDANNING LAV</b>	47.66%	54.26%	54.77%
<b>HØYERE UTDANNING HØY</b>	17.58%	27.92%	38.69%
<b>INGEN UTDANNING ELLER UOPPGITT</b>	45.45%	58.33%	33.33%
<b>YRKE</b>			
<b>MILITÆRE YRKER OG UOPPGITT</b>	54.90%	20.00%	21.19%
<b>ADMINISTRATIVE LEDERE OG POLITIKERE</b>	31.15%	32.58%	30.72%
<b>AKADEMISKE YRKER</b>	71.96%	42.86%	57.93%
<b>YRKER MED KORTERE HØY</b>	51.94%	54.79%	39.48%
<b>KONTOR- OG KUNDESERVICEYRKER</b>	33.33%	74.35%	62.74%
<b>SALGS-, SERVICE- OG OMSORGSYRKER</b>		74.04%	70.15%
<b>YRKER INNEN JORDBRUK, SKOGBRUK OG FISKE</b>	28.04%	11.48%	15.79%
<b>HÅNDVERKERE O.L.</b>	7.52%	5.60%	5.33%
<b>PROSESS- OG MASKINOPERATØRER, TRANSPORT</b>	21.00%	18.37%	13.44%
<b>YRKER UTEN KRAV TIL UTDANNING</b>	66.48%	65.88%	62.82%
<b>MANGLENDE INFORMASJON OM YRKE</b>	36.05%	50.00%	
<b>NÆRING</b>			
<b>JORDBRUK OG NATURRESU</b>		15.00%	24.34%
<b>PRODUKSJON1</b>		36.00%	27.47%
<b>RODUKSJON2</b>		22.90%	15.33%
<b>PRODUKSJON3</b>		25.00%	20.97%
<b>BYGG, TRANSPORT OG SALG</b>		9.82%	25.64%
<b>SERVICE OG TJENESTE</b>		49.26%	38.46%
<b>FINANS, FORSIKING OG</b>		37.66%	36.39%
<b>FORSKNING OG ANALYSE</b>		38.62%	36.50%
<b>HELSE, UNDERVISNING OG OFFENTLIG</b>		76.42%	68.76%
<b>ANNET</b>		53.52%	50.43%
<b>MANGLENDE INFORMASJON OM NÆRING</b>		50.00%	56.14%

#### 4.3.4 Utdanning

For hele perioden er det en endring i kjønns sammensetningen når det gjelder utdanning. Det generelle utdanningsnivået øker for hele perioden for både menn og kvinner. Økninger er imidlertid størst for kvinner. Dersom vi ser på hvor det gjennomsnittlige utdanningsnivået ligger, ligger det i 1991 på ca. fullført videregående for begge kjønn. I 2000 ligger det gjennomsnittlige nivået litt over fullført videregående. For 2012 ligger det gjennomsnittlige utdanningsnivået i utvalget mellom påbegynt universitet og fullført høyere utdanning på lavere nivå. I 2012 er også det gjennomsnittlige utdanningsnivået høyere for kvinner enn for menn.

For 1991 var det ingen i utvalget under ungdomsskolenivå. For 2000 og 2012 har vi observasjoner uten utdanning, dette vil typisk være innvandrere som har kommet til landet uten utdanning.

#### 4.4 Oppsummering av de viktigste funnene så langt

I denne delen har vi sett på forklaringsvariablene jeg bruker i min analyse. Vi finner at timebetalingen for menn er jevnt over høyere enn for kvinner for alle årene. Vi har sett at dette stemmer også for det fleste yrkesgrupper, men ikke alle. Når det gjelder yrkesvalg kan vi ikke peke på noen klar bevegelse i analyseperioden.

Til tross for at vi ikke finner noe klar bevegelse, finner vi at menn og kvinner fordeler seg annerledes i arbeidsmarkedet. Dette er i tråd med tidligere undersøkelser som er gjort i Norge blant annet av Barth m. fl. (2013) og Barth og Dale-Olsen (2004). Dette kommer spesielt godt fram i tabellen for kvinneandeler for yrkesgrupper og næringsgrupper.

I utdanningsvariabelen har vi en klar bevegelse. Kvinner i 1991 og 2000 har en lavere gjennomsnittlig verdi for utdannelse enn menn. I 2012 har de gått forbi menn, slik at det gjennomsnittlige utdanningsnivået for kvinner er høyere enn for menn. Vi ser dette også når det gjelder kvinneandel av høyest fullført utdannelse, hvor dataene viser en klar økning i kvinneandelen for de 2 høyeste utdanningsnivåene. Hvor det er flere kvinner enn menn som har høyere utdannelse på lavere nivå for 2000 og 2012. Det er fortsatt flere menn enn kvinner som har utdannelse på høyeste nivå for alle årene. Kvinner øker sin andel i denne gruppen

gjennom hele perioden. Her er også en nedgang i kvinner som har videregående eller påbegynt universitet/høyskole som sin høyeste fullførte utdanning.

## 5 Resultater

I dette kapittelet vil jeg presentere resultatene fra regresjonsanalysen og dekomponeringsanalysen. På grunn av noen forskjeller mellom datasettene og på grunn av Blinder-Oaxaca dekomponeringens sensitivitet for valg av forklaringsvariabler, velger jeg å dele analyseperioden i to. Den ene fra 1991 til 2000, og den andre fra 2000 til 2012. Det gjøres for å få analysert lønnsforskjellene for hele perioden og samtidig brukt en modell som passer bedre for alle årene, enn om jeg skulle brukt modellen for 1991 på alle tre årene.

Kapittelet er strukturert på følgende måte; først går jeg gjennom estimatene fra minste kvadrats metode. Deretter undersøker jeg modellen for eventuelle feil, før jeg går over til Blinder-Oaxaca dekomponeringen. Jeg avslutter kapittelet med noen refleksjoner over framgangsmåten som er brukt.

### 5.1 Gjennomgang av modell og resultat fra minste kvadrats metode

Jeg begynner denne delen med å gå gjennom hvilke modell som er benyttet og presenterer deretter resultatene fra minste kvadrats metode.

#### 5.1.1 Modell

Som allerede antydnet, setter datasettene noen begrensninger i forhold til spesifisering av modellen. Data inneholder dessverre ikke informasjon om ansiennitet eller erfaring. I tillegg varierer det hvilken informasjon som er tilgjengelig i datasettene, blant annet fordi noen av de mest relevante spørsmålene er stilt på forskjellig måte i ulike år. Jeg håndterer dette ved å bruke en modell for 1991 og 2000 som ikke inneholder næringsgrupper, og en modell for 2000 og 2012 som har med næringsgrupper. Bortsett fra dette, er forklaringsvariablene identiske.

Et annet hensyn som jeg måtte ta er at modellen også skal brukes til en Blinder-Oaxaca dekomponering. For å kunne «ta med meg» resultatene fra Minste kvadrats metode inn i dekomponeringsanalysen har jeg brukt samme modell ved de to metodene. Dette betyr at det muligens finnes variabler i datasettene som kunne vært med på å dra opp forklaringskraften til MKM-estimatene dersom jeg hadde brukt ulike modeller på de ulike årene.

Oppgaven min har ikke som mål å sette opp en mest mulig presis lønnslikning, men heller se på en generell utvikling. Jeg regner derfor modellen som god nok til dette formålet. Som nevnt i kapittel 3, vil eventuelle forstyrrelser finne sted for alle årene, slik at resultatene fortsatt vil være mulig å sammenligne.

Med disse begrensningene har jeg spesifisert modellen som følger:

Modell 1 inneholder et sett dummyvariabler for utdanning, helseproblemer, region og yrke. Samt variabler for alder, alder kvadrert og barn.

Modell 2 inneholder de samme variablene som modell 1, men her er også et sett dummyvariabler for næring inkludert.

Jeg bruker modell 1 for årene 1991 og 2000, og modell 2 for årene 2000 og 2012.

### **5.1.2 Resultat: 1991 og 2000**

Under er resultatet fra minste kvadrats metode for 1991 og 2000, for menn og kvinner hver for seg. Modellenes forklaringskraft er oppført som  $R^2$ , som er variasjon i forklaringsvariabel som kan forklares ved variasjon av de uavhengigevariablene. Denne er på 25 % for menn og 13 % for kvinner i 1991, og 26,5 % for menn 10,6 % for kvinner i 2000. F-stat viser testobservatoren, når denne er tilstrekkelig høy forteller den oss at alle koeffisientene er signifikant forskjellig fra 0, og P viser på hvilket signifikansnivå vi minst kan godta modellen. Alle regresjonene godtas på alle signifikansnivå.

Tabell 5.1 Estimat fra minste kvadrats metode, robuste standardfeil i parentes. Menn og kvinner i 1991 og 2000

	1991				2000			
	Kvinner		Menn		Kvinner		Menn	
	b	SE	b	SE	b	SE	b	SE
<b>INGEN UTDANNING ELLER UOPPGITT</b>	-0.108*	(0.0593)	0.0118	(0.109)	-0.107	(0.101)	-0.139	(0.140)
<b>GRUNNSKOLE OG VG1</b>	-0.0664**	(0.0270)	-0.0648***	(0.0214)	-0.0781**	(0.0305)	-0.0954***	(0.0251)
<b>HØYERE UTDANNING LAV</b>	0.00819	(0.0277)	0.115***	(0.0297)	-0.0128	(0.0324)	0.0597*	(0.0307)
<b>HØYERE UTDANNING HØY</b>	0.239***	(0.0737)	0.240***	(0.0417)	0.134***	(0.0506)	0.130***	(0.0437)
<b>GIFT</b>	-0.0172	(0.0226)	0.0344*	(0.0188)	-0.00928	(0.0198)	0.0321	(0.0244)
<b>HELSEPROBLEM</b>	-0.00942	(0.0209)	-0.00762	(0.0187)	-0.0392**	(0.0191)	-0.0498**	(0.0212)
<b>BARN</b>	0.0257**	(0.0115)	0.0067	(0.0097)	0.0029	(0.0112)	0.0148	(0.0099)
<b>ALDER</b>	0.0287***	(0.00750)	0.0338***	(0.00630)	0.0134*	(0.00780)	0.0391***	(0.00736)
<b>ALDER2</b>	-0.000266***	(8.45e-05)	-0.000333***	(7.40e-05)	-0.000104	(9.34e-05)	-0.000383***	(8.85e-05)
<b>MILITÆRE YRKER OG UOPPGITT</b>	-0.131	(0.176)	0.240***	(0.0531)	0.203	(0.145)	0.136**	(0.0609)
<b>ADMINISTRATIVE LEDERE</b>	-0.155	(0.179)	0.276***	(0.0555)	0.0845*	(0.0438)	0.154***	(0.0474)
<b>AKADEMISKE YRKER</b>	-0.192	(0.177)	0.220***	(0.0600)	0.0815**	(0.0361)	0.201***	(0.0476)
<b>YRKER MED KORTERE HØYSKOLE</b>	-0.235	(0.178)	0.264***	(0.0585)	0.0450	(0.0333)	0.144***	(0.0412)
<b>SALGS SERVICE OMSORGSYRKER</b>					-0.00703	(0.0336)	0.0506	(0.0489)
<b>YRKER INNEN JORDBRUK</b>	-0.156	(0.181)	0.184***	(0.0543)	-0.296**	(0.149)	-0.167***	(0.0612)
<b>HÅNDVERKERE</b>	-0.178	(0.189)	0.220***	(0.0507)	-0.163*	(0.0869)	0.0242	(0.0392)
<b>PROSESS MASKINOPERATØRER</b>	-0.169	(0.184)	0.241***	(0.0548)	-0.0819	(0.0538)	-0.00968	(0.0432)
<b>INGEN KRAV TIL UTDANNING</b>	-0.184	(0.179)	0.232***	(0.0613)	-0.0500	(0.0525)	0.0811	(0.0722)
<b>MANGLENDE DATA OM YRKE</b>	-0.153	(0.198)	0.171***	(0.0646)	0.233***	(0.0392)	-0.1089**	(0.0493)
<b>ØSTLANDET ELLERS</b>	-0.0356	(0.0292)	-0.0616**	(0.0271)	-0.00958	(0.0295)	-0.0287	(0.0317)
<b>AGDER ROGALAND</b>	0.00253	(0.0335)	-0.0234	(0.0313)	-0.0180	(0.0340)	0.0790**	(0.0384)
<b>VESTLANDET</b>	-0.0651**	(0.0296)	-0.0908***	(0.0298)	-0.0551*	(0.0322)	-0.0133	(0.0358)
<b>TRØNDELAG</b>	-0.0350	(0.0343)	-0.0858**	(0.0333)	-0.0604*	(0.0337)	-0.0654*	(0.0356)
<b>NORD NORGE</b>	-0.0282	(0.0389)	-0.0793**	(0.0355)	-0.0493	(0.0336)	-0.0958**	(0.0423)
<b>CONSTANT</b>	4.490***	(0.240)	4.115***	(0.131)	4.883***	(0.162)	4.347***	(0.142)
<b>N</b>	774		964		1,047		1,183	
<b>R-SQUARED</b>	0.130		0.250		0.106		0.265	
<b>F-STAT</b>	5.68		13.44		5.38		17.84	
<b>P</b>	0.00		0.00		0.00		0.00	
<b>*** P&lt;0.01, ** P&lt;0.05, * P&lt;0.1</b>								

Uteltete referanse kategorier: Kontor og kunde, Fullført VGS, Oslo-Akershus, ikke gift



Vi kan begynne med å se på utdanning for 1991. Som referansekategori for alle årene står fullført videregående. Merk at det kan være kjønnsforskjeller også i referansekategorien, slik at lik koeffisient ikke nødvendigvis er lik lønn. Koeffisientene indikerer bare forskjell fra hver av referansekategoriene for kvinner og menn. Ikke uventet stiger lønnen med utdannelsen. For gruppen med ingen utdanning eller uoppgitt har kvinner en signifikant lavere lønn enn kvinner som har fullført videregående. For menn er ikke denne forskjellen signifikant. For høyere utdanning på lavere nivå, har menn enn signifikant høyere lønn enn menn som har fullført videregående. For kvinner er det ikke en signifikant forskjell fra kvinner som har fullført videregående. Kvinner og menn som har høyere utdanning på høyere nivå har signifikant høyere lønn enn gruppen som har fullført videregående som sin høyeste fullført utdanning. Både fra kapittel 4 og fra tidligere undersøkelser som Barth m. fl. (2013) og Barth og Dale-Olsen (2004) vet vi at kvinner og menn fordeler seg forskjellig i arbeidsmarkedet. Dette kan være med på å forklare hvorfor kvinner med høyere utdanning på lavere nivå ikke oppnår en like stor positiv effekt på lønn som menn med samme utdanning. Denne er ikke signifikant forskjellig fra videregående for kvinner.

For 2000 gir ikke lenger høyere utdanning like stor gevinst i form av lønn. Dette gjelder begge kjønn. Kvinner med høyere utdanning på lavere nivå har fortsatt ikke signifikant høyere lønn enn kvinner med fullført videregående. Forskjellen mellom gruppen som har fullført videregående og gruppen med ungdomsskole og påbegynt videregående har økt. Dette gjelder begge kjønn. For gruppen uten utdanning eller uoppgitt er det ikke lenger signifikante forskjeller fra fullført videregående for hverken menn eller kvinner. Denne gruppen inneholder få observasjoner, slik at det kan være litt «usikkert» hvilken lønn denne gruppen har. For menn og kvinner som har tatt utdanning på høyere nivå, er ikke lenger den positive virkningen på lønn like stor i forhold til fullført videregående.

Variabelen for gift er bare signifikant for menn i 1991. Retningen til koeffisientene svarer likevel godt med funnene til Høgnæs m. fl. (2006) som peker på at ekteskap har ulik betydning for kvinner og menn. Ekteskap, gjerne i sammenheng med barn, betyr at menn øker sin arbeidsinnsats og kvinner reduser sin. Høgnæs m. fl. (2006) finner en liten reduksjon i størrelsen på denne effekten hvor noe av analyseperioden overlapper (1980-1997), hvor vi også kan se en liten reduksjon i forskjellene på koeffisientene. I Høgnæs m. fl. (2006) sin undersøkelse kommer mesteparten av denne reduksjonen før min analyseperiode starter, altså (1980-1990).

Som proxy på antall barn har jeg brukt barnetrygd. Denne variabelen er delt på årlige beløp for barnetrygd og rundet av til nærmeste hele tall. Resultatet på koeffisientene er kanskje litt overaskende. Antall barn gir en positiv effekt på lønnen til kvinner i 1991. Kvinner som mottar barnetrygd tjener signifikant mer enn kvinner som ikke gjør det. For menn er det ingen signifikant forskjell, mellom menn som har barn og menn som ikke har barn. For 2000 er det ikke signifikant forskjell for hverken menn eller kvinner. Tidligere undersøkelser som blant annet Hardoy og Schøne, (2008) peker på at barn forklarer mye av lønnsgapet i Norge. Den vanlige tolkningen her er at kvinner er borte fra arbeidslivet i sammenheng med svangerskap og barneoppdragelse. Høgnes m. fl. (2006) peker også på at ekteskap og barn fører til at kvinner og menn tilpasser seg når det gjelder stilling. Utover dette er det også en tilpasning i arbeidstid, hvor kvinner gjennomsnittlig reduserer sin kontraktfestede arbeidstid med 1-2 timer per barn. En mulig forklaring på hvorfor barn har så liten effekt på timelønnen i regresjonen min, kan være at denne effekten er fanget opp andre steder i modellen.

Alle koeffisientene for alder er statistisk signifikante der timelønn øker mer med alderen for menn enn for kvinner. Dette gjelder både 1991 og 2000. I 1991 gir en økning i alderen på ett år en lønnsgevinst på 2,9 % for kvinner og 3,38 % for menn. I 2000 er denne forskjellen noe større hvor den er på 1,3 % for kvinner og 3,9 % for menn.

Om en ser på alder-kvadrert, ser vi at effekten er motsatt hvor den er mer avtagende for menn enn for kvinner for både 1991 og 2000. Dette betyr at lønnsveksten avtar mer for menn enn for kvinner. Dette blir ofte sett i sammenheng med at kvinner er mer ut av arbeidsmarkedet tidligere i karrieren enn menn. Menn bygger derfor opp mer yrkeserfaring i første del av karrieren enn hva kvinner gjør. Barth m. fl. (2013) illustrer dette fenomenet ved å sette opp en lønnsprofil hvor han finner at forskjellen i lønn er størst ved rundt 30 års potensiell yrkeserfaring, og at lønnsgapet sakte reduseres noe etter dette. En annen mulig forklaring er at lønnsforskjeller «henger igjen» for eldre aldersgrupper.

Ved å ta utgangspunkt i partiell deriverte av alder og alder kvadrert finner vi at i 1991 når menn sitt lønnstoppunkt i en alder av ca. 51 år, kvinner når sitt toppunkt i en alder av ca. 54 år. For 2000 er den 64 år for kvinner og 51 år for menn. Merk at alder kvadrert er ikke signifikant for kvinner i 2000, det er dermed høyst usikkert at kvinner faktisk når sin lønnstopp i en alder av 64 år i 2000.

Variabelen for egenrapportert helse oppnår ikke statistisk signifikante resultater for 1991. Det er derfor ikke så lett å si noe om hvordan egenrapporterte helseproblemer påvirker timelønn. I

2000 er estimatene signifikante innenfor et 5 % nivå. Menn som rapporterer om helseproblem har en større reduksjon i timelønn enn kvinner. Det at jeg bare har signifikante resultater for 2000, gjør det litt vanskelig å si noe om utvikling når det gjelder lønnsreduksjonen ved helseproblemer.

Yrke-variablene oppnår ikke tilstrekkelig signifikansnivå for kvinner i noen av yrkeskategoriene i 1991. Det vil si at ingen av yrkesgruppene er signifikant forskjellig fra kontor og kunde. Dette gjør det vanskelig å si noe om kjønnsforskjeller i koeffisientene for 1991. For menn i 1991 er alle yrker signifikant forskjellig fra kontor og kunde. Dette er kanskje litt overaskende siden de alle også er positive. Som jeg har vært innpå tidligere, kan det se ut som det er noen svakheter med denne variabelen. Når vi ser på gjennomsnittsverdiene for variabelen kan det se ut som om en del av utvalget ikke er fordelt, og mange har i stedet havnet i kategorien for militære yrke og uoppgitt. Her kan det være greit å ta med at dekomponeringen bruker normalisering av kategoriske variabler, slik at dårlig referansegruppe ikke vil påvirke resultatene i dekomponeringen.

Yrkesgruppene for år 2000 er «mer tolkbar». Her er det koeffisienter som er signifikant forskjellig fra kontor og kunde for både kvinner og menn. Det kanskje mest interessante er forskjellen i koeffisient for administrativ leder og politiker. Her gir en lederstilling en lønnsgevinst på 8,4 % over kontor og kunde for kvinner og 15,4 % for menn. Det er også en tilsvarende kjønnsforskjell for yrkesgruppen yrker innen jordbruk, hvor kvinner tjener nesten 30 % mindre enn kontor og kunde, og menn «bare» tjener 16,7 % mindre. Den største forskjellen finner vi i akademiske yrker, hvor menn tjener 20 % mer enn kontor og kunde, og kvinner tjener 8 % mer.

Region ser ikke ut til å ha noen stor påvirkning for kvinner i 1991. Det er kun Vestlandet som har signifikante forskjeller fra Oslo. Menn er i langt større grad påvirket av region i 1991. Her er forskjellen størst på Vestlandet der menn tjener 9 % mindre enn menn i Oslo.

En mulig forklaring kan være at kvinner jobber langt oftere i offentlig sektor enn hva menn gjør. Vi vet dette fra blant annet tabell 4.2 i kapittel 4. Menn er derfor mer utsatt for konjunktursvingninger enn hva kvinner er. Det kan derfor tenkes at det er litt regionale forskjeller på hvor menn jobber, og at kvinner i større grad arbeider i offentlig sektor, uansett region.

I 2000 ser en at de regionale forskjellene for menn har endret seg en del fra 1991. For kvinner er det fortsatt en negativ lønnseffekt ved å bo på Vestlandet, i tillegg til at Trøndelag har blitt

signifikant-negativ. I Agder og Rogaland tjener nå menn mer enn menn i Oslo. I Nord-Norge er forskjellen til Oslo blitt litt større enn i 1991. For de andre regionene er det mindre regionale forskjeller enn det var 1991. Dette kan støtte en forklaring hvor menn er mer utsatt for regionale forskjeller på grunn av konjunktursvingninger.

### **5.1.3 Resultat: 2000 og 2012**

Som nevnt i innledningen til dette kapittelet deler jeg analyseperioden i to. I modellen som er brukt under har jeg også inkludert næringskategorier. Modellen er ellers identisk med den brukt over. Grunnen til at jeg har valgt å dele opp analyseperiodene slik, er at næringsgruppene også er relevant for å forklare kjønnsforskjeller i dekomponeringen.

Tabell 5.2 Estimat fra minste kvadrats metode, robuste standardfeil i parentes. Menn og kvinner i 2000 og 2012

	2000				2012			
	Kvinner		Menn		Kvinner		Menn	
	b	SE	b	SE	b	SE	b	SE
INGEN UTDANNING ELLER UOPPGITT	-0.103	(0.0941)	-0.0957	(0.163)	0.0670	(0.0733)	-0.151	(0.104)
GRUNNSKOLE VG1	-0.0752**	(0.0302)	-0.0893***	(0.0249)	-0.0205	(0.0261)	-0.130***	(0.0244)
HØYERE UTDANNING LAV	-0.0181	(0.0346)	0.0819***	(0.0307)	0.0926***	(0.0268)	0.0782***	(0.0235)
HØYERE UTDANNING HØY	0.139***	(0.0519)	0.161***	(0.0443)	0.163***	(0.0369)	0.185***	(0.0305)
GIFT	-0.0106	(0.0199)	0.0311	(0.0237)	0.000250	(0.0165)	0.0638***	(0.0182)
HELSEPROBLEM	-0.0387**	(0.0194)	-0.0432**	(0.0208)	-0.00206	(0.0262)	-0.0982***	(0.0234)
BARN	0.000517	(0.0112)	0.0149	(0.00961)	0.0146*	(0.00820)	0.00967	(0.00788)
ALDER	0.0113	(0.00792)	0.0365***	(0.00738)	0.0274***	(0.00604)	0.0402***	(0.00610)
ALDER2	-8.05e-05	(9.46e-05)	-0.000350***	(8.85e-05)	-0.000226***	(6.79e-05)	-0.000371***	(6.88e-05)
MILITÆRE YRKER OG UOPPGITT	0.218	(0.152)	0.142**	(0.0699)	0.101	(0.0796)	0.0345	(0.0534)
ADMINISTRATIVE LEDERE	0.0987**	(0.0441)	0.166***	(0.0486)	0.176***	(0.0376)	0.183***	(0.0444)
AKADEMISKE YRKER	0.0876**	(0.0362)	0.237***	(0.0484)	0.0930***	(0.0276)	0.112***	(0.0421)
YRKER MED KORTERE HØYSKOLE	0.0435	(0.0343)	0.158***	(0.0422)	0.101***	(0.0292)	0.139***	(0.0417)
SALGS SERVICE OMSORGSYRKER	0.00684	(0.0369)	0.131**	(0.0517)	0.0553*	(0.0305)	-0.0243	(0.0475)
YRKER INNEN JORDBRUK	-0.248	(0.162)	-0.137	(0.104)	-0.412***	(0.111)	-0.376***	(0.0962)
HÅNDVERKERE	-0.158*	(0.0815)	0.0539	(0.0437)	-0.270***	(0.0791)	-0.0336	(0.0424)
PROSESS MASKINOPERATØRER	-0.0681	(0.0581)	-0.0552	(0.0446)	-0.0344	(0.0634)	-0.0164	(0.0459)
INGEN KRAV TIL UTDANNING	-0.0430	(0.0534)	0.103	(0.0741)	-0.0842*	(0.0489)	-0.225***	(0.0831)
MANGLENDE INFORMASJON OM YRKE	0.1406	(0.1518)	-0.046	(0.0658)				
ØSTLANDET ELLERS	-0.0139	(0.0298)	-0.0282	(0.0308)	-0.0595***	(0.0222)	-0.0439*	(0.0248)
AGDER ROGALAND	-0.0209	(0.0342)	0.0605*	(0.0366)	-0.0377	(0.0260)	0.0358	(0.0288)
VESTLANDET	-0.0601*	(0.0330)	-0.0270	(0.0351)	-0.0453*	(0.0251)	-0.0288	(0.0271)
TRØNDELAG	-0.0661*	(0.0344)	-0.0621*	(0.0360)	-0.0376	(0.0283)	-0.0528*	(0.0309)
NORD NORGE	-0.0503	(0.0333)	-0.104**	(0.0424)	-0.0648**	(0.0321)	-0.0113	(0.0321)
JORDBRUK OG NATURRESURSER	-0.0570	(0.118)	0.129	(0.0924)	0.204***	(0.0589)	0.277***	(0.0421)
PRODUKSJON1	-0.0715	(0.0562)	0.423***	(0.0511)	0.0111	(0.0655)	0.0865*	(0.0495)
PRODUKSJON2	0.102*	(0.0557)	0.160***	(0.0476)	0.235***	(0.0802)	0.140***	(0.0342)
PRODUKSJON3	0.0173	(0.0885)	0.205***	(0.0467)	0.101***	(0.0327)	0.163***	(0.0414)
BYGG, TRANSPORT OG SALG	-0.0505	(0.0585)	0.103**	(0.0468)	-0.00535	(0.0287)	0.0328	(0.0264)
SERVICE OG TJENESTE	-0.0593*	(0.0311)	0.0749*	(0.0417)	0.0752*	(0.0454)	0.123***	(0.0424)
FINANS FORSIKING OG INFORMASJON	0.0615	(0.0405)	0.195***	(0.0471)	0.133***	(0.0333)	0.130***	(0.0325)
FORSKNING OG ANALYSE	-0.0458	(0.0314)	0.139***	(0.0351)	-0.0648	(0.0456)	0.126***	(0.0357)
ANNET	-0.0106	(0.0615)	0.0829	(0.0930)	-0.00372	(0.0422)	-0.164***	(0.0508)
MANGLENDE DATA OM NÆRING	0.136	(0.111)	0.0966**	(0.0444)	0.331***	(0.0678)	0.284***	(0.0785)
CONSTANT	4.935***	(0.168)	4.233***	(0.151)	4.586***	(0.130)	4.426***	(0.136)
N	1,047		1,183		1,647		1,973	
R-SQUARED	0.122		0.311		0.196		0.312	
F-STAT	4.92		16.42		11.37		27.13	
P	0.00		0.00		0.00		0.00	

\*\*\* P&lt;0.01, \*\* P&lt;0.05, \* P&lt;0.1

Utelatte referanse kategorier: Kontor og kunde, Fullført VGS, Oslo-Akershus, ikke gift, Helse, Undervisning og offentlig

I tabellen begynner vi igjen med utdanning. Koeffisientene for utdanning i 2000 har kun i liten grad forandret seg ved å inkludere næringsgrupper. I 2012 ser vi nå en klar forskjell fra de to tidligere årene, nemlig at høyere utdanning på lavere nivå for kvinner gir signifikant høyere lønn enn fullført videregående. Høyere utdanning på lavere nivå gir nå en større positiv virkning på lønn over fullført videregående, for kvinner enn for menn. Både menn og kvinner får en større positiv virkning på lønn av utdanning på høyere nivå, enn hva de gjorde i 2000. Det er fortsatt noe kjønnsforskjeller på dette nivået.

For menn har den negative virkningen på lønn ved ikke å fullføre videregående økt fra 2000 til 2012. For kvinner med samme utdanningsnivå, er det ikke signifikante forskjeller fra fullført videregående.

Dersom en nå skal sette disse resultatene i perspektiv så vet vi fra kapittel 4 at kvinner tar mer utdanning nå enn tidligere. Vi vet også fra Barth m. fl. (2013) at kvinner, spesielt de siste 10 årene, velger utdanning i noen grad annerledes enn tidligere, selv om det fortsatt er betydelige kjønnsforskjeller for en del studieretninger. De er og er sterkere representert i flere yrker som økonomer, jurister og leger. Det ser ut som denne effekten er fanget opp i tallene for 2012. Spesielt betydningsfullt er det at kvinner med høyere utdanning på lavere nivå nå har signifikant høyere lønn enn de med fullført videregående som høyeste utdanningsnivå. Dette kan tyde på at kvinner i større grad velger utdanning på dette nivået som er annerledes enn hva de gjorde for de tidligere årene eller anvender den annerledes. Det er også langt flere kvinner som havner i denne kategorien. Fra tabell 4.1 vet vi at ca. 43 % av kvinnene i utvalget havner i denne kategorien i 2012. Dette utdanningsnivået er kanskje spesielt interessant siden det fanger opp utdanning til en del «kvinnedominerte yrker» som sykepleiere og lærerhøyskoleutdannede undervisningspersonale. Den enkleste måten å undersøke om dette er tilfelle hadde vært å undersøke dette opp mot studieretning, men det har jeg dessverre ikke tall på i datasettene mine. I stedet kan vi merke oss at kvinneandelen for helse, undervisning og offentlig forvaltning har gått ned fra ca. 76 % i 2000, til ca. 69 % i 2012.

Variabelen gift er fortsatt ikke signifikant for 2000. For 2012 er den signifikant positiv for menn, ikke for kvinner.

Lønn øker ikke lenger signifikant med alder for kvinner i 2000. Koeffisientene til menn for 2000 er forholdsvis uendret. I 2012 har vi en signifikant økning i lønn med alderen for både

kvinner og menn. Alderseffekten er noe større for menn enn for kvinner i 2012. Alder-kvadrert er mer negativ for menn enn for kvinner. Dette tyder igjen på at veksten i lønn med alderen for menn er mer avtagende enn for kvinner. I 2000 når menn sin lønnstopp i en alder av 52 år og kvinner i en alder av 70 år. Merk at hverken koeffisientene til alder eller alder kvadrert er signifikant for kvinner i 2000. I 2012 når menn sin lønnstopp i en alder av 54 år og kvinner i en alder av 60 år. Det er altså en utvikling i analyseperioden med henhold til når lønnstoppen er nådd.

Menn med helseproblemer har i 2012 signifikant lavere lønn enn menn som ikke har oppgitt at de har helseproblemer. For kvinner er det ingen signifikant forskjell. Som jeg har vært innpå tidligere, er ordlyden i spørsmålet til helsevariabelen litt ulik, jeg vil derfor være litt forsiktig med å kommentere på størrelsesforskjell mellom årene. Vi kan i stedet merke oss at den negative effekten av helseplager ser ut til å være større for menn enn for kvinner. Uten nærmere detaljer kan det være vanskelig å gi en nøyaktig forklaring på hvorfor det er slik. En mulig tolkning kan være at menn i større grad enn kvinner jobber i yrker som krever fysisk arbeid, og at helseplager i så fall kan virke sterkere på lønn.

Kvinner med barn har i 2012 signifikant høyere lønn enn kvinner som ikke har det. Denne ser ut til å øke med ca. 1,5 % per barn. Ellers er det ikke signifikante resultater for barn.

Yrkesgruppene i denne analyseperioden er lettere å sammenligne enn i analyseperioden over. For administrative ledere og politikere ser man at kvinner gjør et stort «hopp» oppover fra 2000 til 2012. I 2000 tjener kvinner som jobber som leder eller politiker ca. 10 % mer enn kontor og kunde. I 2012 tjener disse kvinnene 17,6 % mer enn kontor og kunde. Dette er en ganske betydelig økning. Akademiske yrker viser en lignende utjevning, men nå i form av at menn i denne gruppen ikke tjener så mye mer enn kontor og kunde referansegruppen.

For yrkesgruppen ingen krav til utdanning i 2012 ser vi igjen lønnseffekten vi har sett for utdanningsgruppen ingen utdanning. Det ser ut som om mangel på utdanning gir en sterkere negativ virkning på lønn for menn enn for kvinner.

For de andre yrkesgruppene ser vi at det ikke er så store kjønnsforskjeller i koeffisientene, hvor kvinners koeffisient jevnt over er litt lavere enn for menn.

I analyseperioden ser det ut ikke ut til å være noen stor bevegelse i hvordan de regionale forskjellene fordeler seg kjønnsmessig. Unntaket er Nord-Norge, hvor det nå er kvinner som har en signifikant negativ koeffisient knyttet til bostedet.

2000 ser ut til å ha få observasjoner for kvinner som er signifikant forskjellig for Helse, Undervisning og offentlig forvaltning. Unntaket er Produksjon 2, og service og tjeneste. Lønnen til kvinner som jobber innen produksjon 2 ligger noe over referansegruppen og lønnen til service og tjeneste ligger litt under. For menn i 2000 er det flere næringsgrupper som ligger signifikant over referansegruppen. Spesielt ligger Produksjon 1 mye over referansegruppen, men også de to andre produksjonskategoriene ligger en del over referansegruppen. Det samme gjelder også finans og forsikring.

I 2012 har vi langt flere næringsgrupper hvor kvinner også ligger signifikant over referansegruppen. Her går det fram at både menn og kvinner innen jordbruk og naturressurser har lønn signifikant over helse, undervisning og offentlig forvaltning. Merk at også oljenæringen ligger inni denne gruppen. Produksjon 2 og 3, har også lønn som ligger over referansegruppen, hvor den for produksjon 2 ligger mer over referansegruppen for kvinner enn for menn.

Gruppen for finans og forsikring kan se ut til å ha hatt en utjevning for perioden, i 2012 ligger både kvinner og menns lønn ca. like mye over referansegruppen. De med manglende data for næringsgrupper ser ut til å tjene spesielt bra 2012.

#### **5.1.4 Oppsummering**

Torp og Schøne gjorde i 2005 en undersøkelse av hvordan avkastningen av økt utdanning har endret seg i Norge i perioden 1997-2003. De kommer fram til at det spesielt i årene etter 2000 har vært en tendens til økende avkastning av utdanning. Denne økningen har kommet både i privat og offentlig sektor, men har vært sterkere i offentlig sektor. I privat sektor har denne økningen i avkastning ført til en reduksjon i lønnsforskjellene mellom mann og kvinne for akademikere som var ansatt i privat sektor. Torp og Schøne (2005) peker videre på at økt desentralisering i forhandlingene og økt bruk av individuelle lønnsforhandlinger er grunnen til denne utviklingen.

Denne utviklingen er spesielt interessant i forhold til problemstillingen min. Fra kapittel 4 vet vi at kvinner har økt sin utdanning betydelig i analyseperioden. Vi vet også at kvinner i større grad jobber i offentlig sektor.

I tallene mine finner jeg ikke noe entydig svar på om avkastningen av utdanning har økt for hele perioden. Den ser ut til å være høyere i 1991 enn i 2000. Fra 2000 til 2012 ser den ut til å ha økt igjen, spesielt for de med høyeste utdanning. Dette burde derfor tale for en reduksjon i lønnsgapet, i hvert fall for de siste 12 årene.



Som jeg har vært innpå i avsnittet over, pekes det ofte på to ulike forklaringer når man skal undersøke lønnsgapet opp mot alder. Forskjellene blir enten større med alderen på grunn av at kvinner er mer borte fra arbeidslivet tidligere i karrieren, eller lønnsgapet «henger igjen» for eldre lønnstagere. Dersom jeg kun var interessert i å undersøke denne problemstillingen, burde jeg ha brukt paneldata slik at jeg fikk følge de samme individene over tid.

Selv om jeg har brukt tversnittdata passer den ene forklaringen langt bedre med resultatene mine. Det er svært liten forskjell i koeffisientene for alder i 1991 og 2012. Det vil si at det har nesten ikke vært noen endring i hvordan denne alderseffekten slår ut på lønn for hele 20-årsperioden. Forklaringen som peker på at kvinner er mer borte i en tidligere fase av arbeidslivet, ser dermed ut til å passe langt bedre med resultatene mine.

## 5.2 Problem med modellen

I denne delen går jeg gjennom hvilke tester jeg har kjørt på modellen for å identifisere problem som kan forstyrre analysen. Jeg presenterte mulige problem i kapittel 3.3.

### 5.2.1 Heteroskedastisitet

Som nevnt i kapittel 3.3.5 er heteroskedastisitet ofte et problem når man benytter seg av tversnittsdata. Spesielt med en lønnsregresjon er det naturlig å se for seg at variansen ikke er konstant. Vi kan f.eks. tenke oss lønn mot alder. Svært få unge har en høy timelønn, men etter hvert som de blir eldre vil en del av dem tjene betydelig mer, men dette vil ikke gjelde alle. På den måten vil vi få økende varians med alderen.

Når antagelsen om heteroskedastisitet ikke holder, er ikke lenger estimatet BLUE i form av at det ikke lenger er minste varians. For å teste for heteroskedastisitet gjennomfører jeg en Breusch-Pagan test.

*TABELL 5.3 BREUSCH-PAGAN TEST*

	1991	2000	2000	2012
<b>CHI2</b>	129.91	103.89	195.55	401.2
<b>P</b>	0.00	0.00	0.00	0.00

Testen over er gjort for alle variablene brukt i minste kvadrats metoden for begge kjønn og ved å kjøre testen for hvert kjønn, finner vi fortsatt betydelig grad av heteroskedastisitet. Som nevnt ovenfor er ikke dette helt overaskende. For å fikse på problemet benytter jeg meg av

robust kommando ved MKM-estimeringen. Blinder-Oaxaca dekomponeringen oppgir robuste standardfeil som standard, når ikke noe annet er spesifisert.

### 5.2.2 Normalisering av kategoriske variabler

Som nevnt i kapittel 3.3.1 vil valg av den utelatte referansekategorien påvirke resultatet i en Blinder Oaxaca dekomponering. I tabellene under er det delt inn etter forklarte og uforklarte forskjeller. Som nevnt i kan referansegruppen påvirke bidraget til den uforklarte delen. En løsning på dette problemet er å «normalisere» de kategoriske variablene, på samme måte som beskrevet i kapittel 3.3.1. Dette har også den fordelen at en ikke lenger trenger å utelate noen kategorier, slik at vi får estimat på alle kategoriene.

## 5.3 Blinder-Oaxaca dekomponering

I dekomponeringsanalysen har jeg samlet effekten av de kategoriske variablene slik at de er oppgitt som et samlet estimat. Når enkelte av kategoriene havner utenfor denne samlebetegnelsen, kommer det av at det er begrenset hvor mange jeg kan samle. Merk at koeffisientene for de kategoriske variablene ikke nødvendigvis ser lik ut som i MKM-estimatene, siden det er brukt normalisering. Jeg legger derfor ved tabell som viser koeffisientene som er brukt i dekomponeringen i appendiks A.

### 5.3.1 Valg av referansekoeffisienter

Når man utfører en Blinder-Oaxaca dekomponering er det ikke noe fasitsvar på hva som skal være referansekoeffisienter. Som Jann (2008) peker på, skal man ifølge økonomisk teori la den antatt ikke-diskriminerende koeffisienten stå som referansekoeffisient. Det vil si at dersom man har negativ diskriminering mot kvinner, men ingen positiv diskriminering mot menn, kan en la menns koeffisient stå som referansekoeffisient. Eksempelvis,

$$\hat{R} = (\overline{X_M} - \overline{X_K})\hat{\beta}_M + \overline{X_K}(\hat{\beta}_M - \hat{\beta}_K) \quad (5.1)$$

Og dersom man har ingen diskriminering mot kvinner, men positiv diskriminering av menn:

$$\hat{R} = (\overline{X_M} - \overline{X_K})\hat{\beta}_K + \overline{X_M}(\hat{\beta}_M - \hat{\beta}_K) \quad (5.2)$$

Jann (2008) viser til flere økonomer som Reimers (1983) og Cotton (1988) som peker på at det er vanskelig å anta at det er diskriminering som kun påvirker den ene gruppens

koeffisienter. Man bør derfor bruke en kombinasjon av de to. For eksempel kan man bruke gjennomsnittet av de to som referansekoeffisienter:

$$\widehat{\beta}^* = 0,5\widehat{\beta}_M + 0,5\widehat{\beta}_K \quad (5.3)$$

Denne løsningen kan også brukes til å vekte etter gruppenes størrelse ved å legge inn andel av antall observasjoner i ligningen.

Av hensyn til blant annet stabiliteten til estimeringene falt valget mitt på å bruke koeffisientene til en «pooled» modell. Jann (2008) viser til at blant annet Neumark (1988) argumenterer for dette er de ikke diskriminerende koeffisientene.

Valg av referansekoeffisient vil påvirke hvordan effekten fordeler seg i dekomponeringen. En kan for eksempel tenke seg at man har en koeffisient med motsatt fortegn for menn og kvinner. Siden gjennomsnittsverdiene er de samme, vil valg av koeffisient påvirke om andelen forklart går opp eller ned. Valg av referansekoeffisient vil derfor påvirke hvordan resultatet ser ut.

### 5.3.2 Resultat: 1991 og 2000

Under vises dekomponeringsresultatene for 1991 og 2000. Øverst i tabellen vises timelønn til henholdsvis menn og kvinner, under vises forskjell i lønn. Denne er forholdsvis stabil og utgjør 14,9 % i 1991 og 15,9 % i 2000. Under ser vi hvor mye av lønnsforskjellen som kan forklares av modellen, og hvor mye som ikke kan forklares. I 1991 forklares ca. 4,5 % av modellen og ca. 4,1 % i 2000.

*TABELL 5.4 BLINDER-OAXACA DEKOMPONERING, ROBUSTE STANDARDFEIL I PARENTES. MENN OG KVINNER I 1991 OG 2000<sup>15</sup>*

VARIABLER	1991				2000			
	Totalt				Totalt			
	b	robust SE			b	robust SE		
MANN	166.3***	(1.662)			209.5***	(2.422)		
KVINNE	143.3***	(1.496)			178.7***	(1.749)		
FORSKJELL	1.161***	(0.0168)			1.172***	(0.0178)		
FORKLART	1.046***	(0.00916)			1.042***	(0.0100)		
UFORKLART	1.110***	(0.0133)			1.125***	(0.0137)		
VARIABLES	Forklart		Uforklart		Forklart		Uforklart	
	b	robust SE	b	robust SE	b	robust SE	b	robust SE
UTDANNING	1.020***	(0.00466)	0.977	(0.0262)	1.021***	(0.00453)	1.006	(0.0340)
GIFT	1.000	(0.000542)	1.040*	(0.0225)	1.000	(0.000520)	1.024	(0.0182)
ALDER	1.014	(0.0189)	1.143	(0.453)	1.001	(0.0128)	2.880**	(1.253)
ALDER2	0.989	(0.0151)	0.911	(0.182)	0.997	(0.00973)	0.602**	(0.138)
BARN	1.000	(0.000866)	0.981*	(0.0116)	1.000	(0.000538)	1.012	(0.0138)
HELSEPROBLEM	1.000	(0.000367)	0.953	(0.0433)	1.016***	(0.00349)	0.990	(0.0114)
REGION	1.002	(0.00159)	1.004	(0.00516)	0.999	(0.00148)	0.999	(0.00490)
YRKE	1.022***	(0.00584)	1.012	(0.0205)	1.005	(0.00694)	1.017	(0.0210)
YRKE10	1.000	(0.000708)	0.998	(0.00444)	1.001	(0.00114)	1.003	(0.00278)
YRKE11					1.000	(2.75e-05)	1.000	(0.000252)
KONSTANT			1.107	(0.224)			0.618**	(0.130)
N	1,738		1,738		2,230		2,230	

\*\*\* P<0.01, \*\* P<0.05, \* P<0.1

Målt relativt kan vi forklare rett under 33 % av lønnsforskjellene i 1991 og ca. 25 % av lønnsforskjellene i 2000. Merk at dekomponeringen ikke er avhengig av signifikansnivå for å trekke andelen forklart eller uforklart i en retning. Det er summen av bidragene til alle

<sup>15</sup> Utdanning: Ungdomsskole og påbegynt videregående, Fullført videregående, Inntil 3 års høyere utdanning, mer enn 3 års høyere utdanning og mangler informasjon eller utdanning under ungdomsskole  
 Yrke 1991: Militære yrker og uoppgett, Administrative ledere og politikere, Akademiske yrker, Yrker med kortere høy, Kontor- og kundeserviceyrker, Yrker innen jordbruk, skogbruk og fiske, Håndverkere o.l., Prosess- og maskinoperatører, transport og Yrker uten krav til utdanning  
 Yrke10 1991: Manglende informasjon om yrke  
 Yrke 2000: Militære yrker og uoppgett, Administrative ledere og politikere, Akademiske yrker, Yrker med kortere høy, Kontor- og kundeserviceyrker, Salgs-, service- og omsorgsykker, Yrker innen jordbruk, skogbruk og fiske, Håndverkere o.l. og Prosess- og maskinoperatører, transport  
 Yrke10 2000: Yrker uten krav til utdanning  
 Yrke11 2000: Manglende informasjon om yrke

forklaringsvariablene i tabellen over som utgjør disse andelene. Noe som kan bety at enkelte bidrag ikke med sikkerhet er ulik null. Samlet andel forklart og uforklart er statistisk signifikant på 1 % nivå for alle årene.

Ikke uventet ser vi at forskjell i utdanning og yrke utgjør den største forskjellen på den forklarte delen i 1991, hvor de to til sammen utgjør nesten hele den forklarte andelen. Samtidig som vi husker fra kapittel 4, er det forskjeller i underliggende datamateriale som kan tyde på at yrke forklarer noe mer av lønnsforskjellene enn hva som kommer fram her.

Gift, barnetrygd og helseproblemer har nesten ingenting å si for den forklarte lønnsforskjellene.

Merk at alder under den forklarte delen egentlig ikke forteller oss mer enn at gjennomsnittsalderen i utvalget er høyere for menn enn for kvinner. Dersom gjennomsnittsalderen hadde vært høyere for kvinner i utvalget mitt enn den er for menn, ville effekten på den forklarte delen slått ut andre veien selv om alderseffekten slik vi kjenner den fra MKM-estimatene hadde vært den samme.

Forskjellen i koeffisientene ser vi i stedet under den uforklarte delen. I 2000 har vi signifikante forskjeller i koeffisientene knyttet til alder.

Under den uforklarte delen ser vi at vi har signifikante forskjeller i koeffisientene til barnetrygd og gift for 1991, hvor de trekker andelen uforklart i hver sin retning. Forskjellen i koeffisienter for å være gift er helt i tråd med undersøkelsen til blant annet Høgnes m. fl. (2006). At barnetrygd er med på å trekke ned den uforklarte delen er noe mer overaskende.

Helseproblemer utgjør en betydelig andel av den forklarte delen for 2000. Her er det greit å huske på at den negative effekten på lønn fortsatt er større for menn enn for kvinner. Forskjellen kommer i stedet av at langt flere kvinner enn menn har oppgitt at de har problem knyttet til helse. Dette kommer imidlertid i liten grad fram under den uforklarte delen.

## 5.3.3 Resultat: 2000 og 2012

*TABELL 5.5 BLINDER-OAXACA DEKOMPONERING, ROBUSTE STANDARDFEIL I PARENTES. MENN OG KVINNER I 2000 OG 2012<sup>16</sup>*

VARIABLER	2000				2012			
	Totalt				Totalt			
	b	robust SE			b	robust SE		
MANN	209.5***	(2.422)			269.2***	(2.653)		
KVINNE	178.7***	(1.749)			234.2***	(2.018)		
FORSKJELL	1.172***	(0.0178)			1.149***	(0.0150)		
FORKLART	1.064***	(0.0112)			1.042***	(0.00920)		
UFORKLART	1.102***	(0.0126)			1.103***	(0.0110)		
	Forklart		Uforklart		Forklart		Uforklart	
	b	robust SE	b	robust SE	b	robust SE	b	robust SE
UTDANNING	1.019***	(0.00470)	1.001	(0.0366)	0.998	(0.00357)	1.034	(0.0251)
GIFT	1.000	(0.000544)	1.024	(0.0178)	1.001	(0.000684)	1.033**	(0.0132)
ALDER	1.001	(0.0119)	2.779**	(1.217)	1.003	(0.0135)	1.722	(0.646)
ALDER2	0.997	(0.00885)	0.618**	(0.143)	0.998	(0.0101)	0.747	(0.149)
BARN	1.000	(0.000570)	1.014	(0.0136)	0.999	(0.000665)	0.997	(0.0104)
HELSEPROBLEM	1.014***	(0.00337)	0.993	(0.0113)	1.000	(0.000632)	0.987***	(0.00473)
REGION	1.000	(0.00143)	1.000	(0.00491)	0.998	(0.000956)	0.997	(0.00494)
YRKE	0.988	(0.00836)	1.028	(0.0264)	0.997	(0.00633)	0.985	(0.0196)
YRKE10	1.001	(0.00115)	1.003	(0.00285)	1.002**	(0.000884)	0.997*	(0.00173)
YRKE11	1.000	(3.45e-05)	1.000	(0.000203)				
NÆRING	1.043***	(0.00887)	0.955**	(0.0205)	1.049***	(0.00631)	0.996	(0.0146)
NÆRING10	1.000	(0.000541)	0.998	(0.00317)	1.001	(0.00119)	0.994***	(0.00202)
NÆRING11	1.000	(4.45e-05)	1.000	(0.000413)	0.997**	(0.00134)	0.998	(0.00295)
KONSTANT			0.632**	(0.135)			0.843	(0.150)
N	2,230		2,230		3,620		3,620	
*** P<0.01, ** P<0.05, * P<0.1								

<sup>16</sup> Utdanning: Ungdomsskole og påbegynt videregående, Fullført videregående, Inntil 3 års høyere utdanning, mer enn 3 års høyere utdanning og mangler informasjon eller utdanning under ungdomsskole

Yrke: Militære yrker og uoppgitt, Administrative ledere og politikere, Akademiske yrker, Yrker med kortere høy, Kontor- og kundeserviceyrker, Salgs-, service- og omsorgsykker, Yrker innen jordbruk, skogbruk og fiske, Håndverkere o.l. og Prosess- og maskinoperatører, transport

Yrke10: Yrker uten krav til utdanning

Yrke11: Manglende informasjon om yrke

Næring: Jordbruk og Naturressurser, Produksjon1, Produksjon2, Produksjon3, Bygg, transport og Salg, Service og tjeneste, Finans Forsikring og Informasjon, Forskning og Analyse og Helse, Undervisning offentlig

Næring10: Annet

Næring11: Manglende informasjon om næring

I dekomponeringsanalysen over er det lagt til næringsgrupper på samme måte som det er gjort i MKM-estimeringen for de samme to årene. Næringsgrupper er med på å trekke opp den forklarte andelen for 2000. Modellen forklarer nå 6,4 % av lønnsforskjellene. Målt relativt kan vi nå forklare ca. 37 % av lønnsforskjellene i 2000 og 28 % i 2012.

Det å inkludere næringsgrupper påvirker også hvor mye de andre variablene forklarer av lønnsforskjellene. Utdanning forklarer nå rett under 2 % av lønnsforskjellene.

Næringsgruppene er med på å forklare 4,3 % av lønnsforskjellene.

Fra 2000 til 2012 ser vi en ganske markant nedgang i lønnsforskjellene. Forskjellen er nå på 14,9 %, det laveste i hele analyseperioden. Forskjell i utdanning ser nå ikke ut til å forklare stort av denne lønnsforskjellen. Kvinner har nå gjennomsnittlig mer utdanning enn menn og vi ser at utdanning er svakt negativ, selv om den ikke er signifikant.

I 2012 har vi signifikante forskjeller i avkastningen av å være gift. Det å være gift gir en større positiv virkning på lønn for menn enn for kvinner.

For 2012 ser vi igjen at helseproblemer ser ut til å slå ut mer negativt for menn enn for kvinner, det er signifikante negative resultater for helseproblemer i den uforklarte delen.

### **5.3.4 Oppsummering av Blinder-Oaxaca dekomponering**

Fra 1991 til 2000 var det en liten økning i lønnsforskjellen mellom kvinner og menn. Den største forandringen ser ut til å komme fra 2000 til 2012 hvor vi ser en nedgang. Torp og Schøne (2005) viser at det har vært en økning i avkastningen knyttet til utdanning spesielt etter år 2000. Denne økningen vises også i MKM-estimeringene for perioden 2000 til 2012. Dette sammen med at utdanning ikke ser ut til å påvirke den forklarte andelen i dekomponering for 2012, ser ut til å bygge opp under denne forklaringen. Jeg ser derfor på dette som en viktig årsak til nedgangen i lønnsforskjellene. Det er heller ikke signifikante forskjeller i den uforklarte delen knyttet til utdanning for 2012. Dette kan antageligvis forklares ved å gå inn og se på underliggende data. En større andel av menn har fortsatt høyere utdanning på høyere nivå. Samtidig er ikke forskjellen i denne andelen lenger så stor. Det er fortsatt knyttet en høyere gevinst til dette utdanningsnivået for menn enn for kvinner. For høyere utdanning på lavere nivå er det i 2012 en langt større andel av kvinner enn menn som har utdanning på dette nivået. De har også en høyere gevinst knyttet til dette

utdanningsnivået enn menn. Slik sett er forskjellene i koeffisient knyttet til utdanning sett under ett ikke veldig forskjellig.

Forskjellen i alderseffekten ser ut til å være størst i år 2000, dette kommer også fram i dekomponeringene over som viser signifikante forskjeller knyttet til alder for dette året. Alders- effekten for hele perioden under ett ser ut til å være forholdsvis uforandret, dette kommer best fram ved å se på MKM-estimatene. Når vi ser på når lønnstoppen er nådd, ser vi en liten utvikling. Begge kjønn når lønnstoppen senere i 2012 enn i 1991. Forskjellen er litt større for kvinner enn for menn. Det kan være flere årsaker til en slik utvikling. Både menn og kvinner tar mer utdanning, det vil også si at det bruker lenger tid på å begynne å arbeide. Kvinner øker også lengden på utdanningen sin mer enn menn. I tillegg bør det nevnes at dersom kvinner i større grad er borte i en tidlig fase av arbeidslivet på grunn av barn og familie, vil dette også føre til at de bygger opp arbeidserfaring senere i karrieren enn hva menn gjør.

Regionale forskjeller sett under ett ser ut til å forklare lite av lønnsgapet, dette gjelder alle årene. Det er likevel litt variasjon mellom menn og kvinner og mellom de ulike årene. Dette kan vi se ved å se på MKM-estimatene. For hele perioden er det ikke mulig å se noen klare utviklingstrekk.

Ved å introdusere næringsgrupper kan vi øke andel av lønnsforskjellene modellen kan forklare. Næringsgrupper ser ut til bedre å fange opp forskjellene i hvordan menn og kvinner fordeler seg i arbeidsmarkedet, enn hva yrkesgruppene gjør. Næringsgrupper kan forklare signifikant andel av lønnsforskjellene vi ser. Dette er i tråd med andre norske undersøkelser utført av blant annet Barth og Dale-Olsen (2004) og Barth m. fl. (2013), som peker på et kjønnsdelt arbeidsmarked som en viktig forklaringsfaktor. Det er imidlertid ikke noen stor forskjell mellom 2000 og 2012 når det kommer til hvordan næring påvirker lønnsforskjellene mellom kvinner og menn. Dette er i tråd med Barth m. fl. (2013) sin undersøkelse for perioden 2002 til 2011.

For de familierelaterte forklaringsvariablene, barnetrygd og gift, er det vanskelig å trekke noen konklusjon for hele perioden. Gifte menn i 2012 har signifikant høyere lønn enn ikke gifte menn. Det er også signifikante forskjeller i avkastning knyttet til ekteskap for 1991 og 2012, men ikke 2000. Dette kommer fram under den uforklarte delen av dekomponeringen. Vi vet også at andelen gifte har gått ned for hele perioden. Det kan f.eks. være at gifte menn i



2012 er en mer selektert gruppe enn den var i 1991. Barth m. fl. (2013) finner f.eks. en økning i lønn for menn med barn i forhold til menn uten barn for perioden 2002-2011.

Til slutt bør det også nevnes at det er store forskjeller som modellen ikke forklarer. Dette brukes noen ganger som et mål på diskriminering. Man bør her være litt forsiktig med bruke denne betegnelsen, ettersom det kan være flere grunner til at vi har en såpass stor andel av lønnsforskjellene som ikke kan forklares av modellen. Det kan være at det er alternative modeller som hadde forklart lønnsforskjellene bedre. Det er for eksempel ingen variabel for erfaring eller ansiennitet i modellen. Vi ser også dette når vi introduserer næringsvariabler i dekomponeringsanalysen og øker andelen vi kan forklare.

### 5.3.5 Hvorfor timelønn?

I kapittel 4 nevnte jeg noen av ulempene ved å benytte meg av levekårsundersøkelsene framfor å bruke registerdata. Jeg nevnte blant annet at levekårsundersøkelsene ikke inneholder informasjon om erfaring og ansiennitet. På den andre siden har levekårsundersøkelsene informasjon om hvor mye hvert individ faktisk jobber. Vi så i kapittel 4 at kjønnsforskjellen i gjennomsnittlig arbeidstid er ganske stor, men at den er minst i 2012.

I tabellen under har jeg gjennomført dekomponeringen for 2012 på nytt. Grunnen til at jeg har gjort dette er for å illustrere hvor mye vanskeligere det er å isolere en forklaringsvariabel sin effekt på lønn, når den ikke er justert for arbeidstid på forhånd. Her har jeg brukt den naturlige logaritmen av månedslønn i stedet for timelønn. Variablene er de samme, med unntak av at jeg har lagt til arbeidstid per måned utover de inkludert variablene i dekomponeringen over.

Under ser vi at forskjellen i lønn nå er på 37,7 % mot 14,9 % i dekomponeringen over. Justerer vi for forskjell i arbeidstid ville lønnsforskjellen vært på 24,3 %, altså betydelig mer enn vi så i dekomponeringen over. Modellen kan forklare 21,4 % av forskjellen på 37,7 %, men en står igjen med en lønnsforskjell på 13,4 % som ikke kan forklares av modellen. Dette er omtrent like stor forskjell i lønn som vi har i utgangspunktet i dekomponeringen over.

Dette viser dermed hvor mye mer nøyaktig målet på lønn blir når en justerer for arbeidstid på forhånd og ikke minst hvor viktig det er å ha med et mål på faktisk arbeidstid.

TABELL 5.6 BLINDER-OAXACA DEKOMPONERING MED MÅNEDSLØNN, ROBUSTE STANDARDFEIL I PARENTES. MENN OG KVINNER I 2000 OG 2012<sup>17</sup>

VARIABLER	Totalt		Forklart		Uforklart	
	b	robust SE	b	robust SE	b	robust SE
<b>MANN</b>	42,869***	(460.1)				
<b>KVINNE</b>	31,134***	(323.6)				
<b>FORSKJELL</b>	1.377***	(0.0206)				
<b>FORKLART</b>	1.214***	(0.0154)				
<b>UFORKLART</b>	1.134***	(0.0109)				
<b>VARIABLES</b>						
<b>UTDANNING</b>			0.999	(0.00372)	1.045*	(0.0254)
<b>GIFT</b>			1.001	(0.000633)	1.045***	(0.0128)
<b>BARN</b>			0.999	(0.000619)	1.006	(0.0105)
<b>HELSE- PROBLEM</b>			1.000	(0.00101)	1.058	(0.0944)
<b>REGION</b>			0.998*	(0.00101)	0.996	(0.00458)
<b>YRKE</b>			1.013*	(0.00683)	0.977	(0.0197)
<b>YRKE10</b>			1.003**	(0.00104)	0.998	(0.00154)
<b>ALDER</b>			0.987	(0.0183)	1.440	(0.509)
<b>ALDER2</b>			1.009	(0.0155)	0.807	(0.154)
<b>ARBTID MND</b>			1.134***	(0.00956)	0.713***	(0.0467)
<b>NÆRING</b>			1.061***	(0.00668)	0.977*	(0.0133)
<b>NÆRING10</b>			1.001	(0.00131)	0.993***	(0.00210)
<b>KONSTANT</b>					1.250	(0.237)
<b>N</b>	3,506		3,506		3,506	

\*\*\* P<0.01, \*\* P<0.05, \* P<0.1

## 5.4 Avsluttende kommentar

I flere av de andre norske undersøkelsene jeg har referert til i oppgaven er det også brukt timelønn. Forskjellen mellom disse undersøkelsene og min analyse er hvordan arbeidstid er beregnet. Barth m. fl. (2013) benytter seg av avtalt arbeidstid for privat sektor og dellønnsprosent for offentlig sektor. Torp og Schøne (2005) benytter seg kun av menn og kvinner som jobber heltid. De gjør også et poeng ut av at de ikke har eksakt arbeidstid og at dette medfører visse begrensninger. Dersom menn arbeider mer enn kvinner, kan noe av lønnsforskjellen skyldes forskjell i arbeidstid. Slike forskjeller kommer ikke fram uten et eksakt mål på arbeidstid. Dette var mitt utgangspunkt for valg av datamateriale.

Når dette er nevnt, kan det virke som det har vært noe større variasjon i underliggende data enn hva som er ønskelig mellom de ulike årene. Noe variasjon er forventet, og er hele utgangspunktet for oppgaven. Denne variasjonen kommer spesielt godt til syne når en ser på

<sup>17</sup> Yrkes og næringsgruppene svarer til de samme som i dekomponeringen i Tabell 5.5

signifikansnivå for de ulike årene. For en del forklaringsvariabler er det ganske varierende om vi får signifikante resultater eller ikke. Dette har gjort det vanskelig å si noe om hvordan størrelsesorden for enkelte forklaringsvariabler har forandret seg gjennom analyseperioden.

Dette kommer godt fram i for eksempel i variabelen for barn. Fra tidligere undersøkelser som er gjort i Norge som Hardoy og Schøne (2008) og Barth m. fl. (2013) viser at barn og familie er viktig i en undersøkelse som omhandler kjønnsforskjeller i lønn. I undersøkelsen min ser variabelen for barn ut til kun i liten grad å fange opp denne effekten.

I dekomponeringsdelen så jeg ikke den effekten jeg hadde ventet fra yrkesgruppene. Fra blant annet Barth m. fl. (2013) vet vi at kvinner og menn fordeler seg annerledes i arbeidsmarkedet. Jeg hadde derfor forventet at ulik fordeling i yrkesgrupper skulle forklare mer av lønnsforskjellene i en dekomponering. Denne effekten ser ut til å komme langt bedre fram ved bruk av næringsgrupper. På grunn av mangel på næringsgrupper for 1991, kan det tenkes at effekten av ulik fordeling i arbeidsmarkedet ikke kommer klart fram for 1991.

## 6 Oppsummering

I denne masteroppgaven har jeg undersøkt endringer i sammensetningen av forklaringsvariabler for å se i hvilken grad dette har ført til endringer i kjønnsforskjeller i lønn. Jeg har utført undersøkelsen i et langtidsperspektiv hvor første året som er analysert er 1991. Samme undersøkelse er utført for år 2000 og 2012.

Som nevnt i siste del av forrige kapittel er det noen svakheter i tallmaterialet. Yrkesgruppen for 1991, ser ikke ut til å være fordelt helt riktig. Jeg mangler også variabler på erfaring, i tillegg til at variasjoner i mht. variabler har gjort at jeg har delt analyseperioden i to. Selv om analysen har visse svakheter, finner vi flere interessante endringer.

I denne perioden er det en ganske tydelig bevegelse i kvinners tilpassing i arbeidsmarkedet. På flere områder skjer det en klar utjevning mellom kvinner og menn. Kvinner øker sitt utdannelsesnivå betydelig mer enn menn, og går forbi menn når det gjelder gjennomsnittlig utdannelsesnivå. For de med aller høyest utdanning er det fortsatt et flertall av menn, også her er det en utjevning slik at forskjellene er betydelig redusert når vi kommer til 2012.

Kvinner øker også sin gjennomsnittlige arbeidstid for hele perioden, og jobber gjennomsnittlig ca. 10 timer mer i uken i 2012 enn 1991. Menn jobber fortsatt noe mer enn kvinner, selv i 2012.

Når vi ser på hvordan menn og kvinner fordeler seg i arbeidsmarkedet finner vi en klar kjønnsdeling, hvor det er vanskelig å peke på en klar bevegelse. Vi ser her kun små tendenser til utjevning for enkelte grupper. Her kommer det også litt an på hvordan man ser på statistikken. Helse, undervisning og offentlig forvaltning ser for eksempel en liten nedgang i kvinneandelen, men en økning i andel av kvinner. Dette vil si at flere kvinner begynner å jobber i denne gruppen, men at økningen er større for menn.

I gjennomføringen av analysen fant vi ingen nedgang i lønnsforskjellene i perioden 1991 til 2000, selv om kvinner øker både utdannelsesnivå og antall timer arbeidet hver uke i denne perioden. Faktisk er det en liten økning i lønnsgapet. Vi finner også en mer «komprimert» lønnsgevinst ved økt utdanning i 2000 enn i 1991. Dette kan forklare hvorfor det ikke gir reduksjonen i lønnsgapet som vi kanskje hadde forventet. I dekomponeringsanalysen finner vi at forskjellen i utdanning forklarer litt mindre (relativt sett) av lønnsgapet i 2000 enn i 1991. I 1991 forklarer yrkesgrupper en signifikant andel av lønnsgapet. For de andre årene ser det ut til at næringsgrupper bedre fanger opp effekten av et kjønnsdelt arbeidsmarkedet enn hva yrkesgrupper gjør, hvor næringsgrupper forklarer 25 % av lønnsgapet i 2000 og 32 %

i 2012. Effekten av et kjønnsdelt arbeidsmarked på lønnsgapet synes med andre ord ikke å ha blitt mindre i analyseperioden.

Dette svarer også godt med likelønnskommisjonens anbefaling om å bevilge ekstra midler til et lønnsløft for «kvinnedominerte» yrker i offentlig sektor. I følge mine resultat er dette fortsatt en viktig årsak til kjønnsforskjeller i lønn. En utjevning i lønn her ville dermed kunne redusert lønnsgapet.

I 2012 finner vi en reduksjon i lønnsgapet. Denne kan antageligvis tilskrives en kombinasjon av at kvinner forsetter å øke sitt utdanningsnivå, og økt avkastning av utdanning. Fra Torp og Schøne (2005) vet vi at denne økningen i avkastning spesielt har kommet arbeidere i offentlig sektor til gode, hvor vi vet at kvinneandelen er høy.

I 2012 er også det første året i analysen hvor kvinner med høyere utdanning på lavere nivå oppnår signifikant høyere lønn enn kvinner med fullført videregående som høyest fullført utdanning. Dette kan trolig sees i sammenheng med en økning av andel kvinner som havner i denne kategorien, og at vi vet fra Barth m. fl. (2013) at det har vært noe bevegelse i hvilke typer utdanning kvinner tar, selv om utdanningsvalg på en del områder fortsatt er kjønnsdelt.

På koeffisientene til alder finner vi at lønn øker mer med alder for menn enn for kvinner, men veksten er mer avtagende for menn enn kvinner. Menn når dermed sin lønnstopp tidligere enn hva kvinner gjør. I analyseperioden er det en utvikling i når disse lønnstoppene er nådd, og at den kommer senere for begge kjønn. Dette kan antageligvis sees i sammenheng med lengre utdanning, hvor man da entrer arbeidsmarkedet senere. Når det gjelder helhetsinntrykket av alderseffekten på lønn, passer forklaringen med at kvinner er mer borte i en tidligere fase av yrkeskarrieren i forbindelse med familie og barn bedre med resultatene. Menns lønn øker derfor raskere i først del av karrieren, og de når lønnstoppen tidligere enn kvinner.

Helseproblemer har en signifikant negativ virkning på lønn for kvinner og menn i 2000, og menn i 2012. Fra dekomponeringen i 2012 har vi en signifikant forskjell i avkastningen til helseproblemer, hvor det for menn er en større negativ virkning på lønn enn for kvinner. Alt i alt er det vanskelig å peke på noen utviklingstrekk i analyseperioden. Helseproblemer ser ut til å påvirke lønn negativt i sterkere grad for menn enn for kvinner.

I tillegg til et kjønnsdelt arbeidsmarkedet er familie og barn sett på som viktige forklaringsvariabler når en undersøker kjønnsforskjeller i lønn. Det kan virke som om analysen min ikke har klart å fange opp slike effekter i tilstrekkelig grad. I

dekomponeringsanalysen finner vi signifikante forskjeller i avkastningen av ekteskap for 1991 og 2012, hvor ekteskap har en større positiv effekt på lønn for menn enn for kvinner. Det er vanskelig å peke på noen utvikling i familie og barn sin effekt på lønn på grunnlag av resultatene mine.

Samlet sett tyder resultatene på at endringer i kjønns sammensetningen i bakgrunnskjennetegn har ført til en reduksjon i lønns gapet mellom menn og kvinner.

## Referanser

Internett kilder kommer til slutt.

Aigner, D. and Cain, G. (1977). Statistical Theories of Discrimination in Labor Markets. *Industrial and Labor Relations Review*, 30(2), p.175.

Andresen, A. (1998). Levekårsundersøkelsene i ny drakt. *Samfunnspeilet*, 2(6), pp.26-29

Arrow, K. (1973). The Theory of discrimination. *Discrimination in labor markets*.

Princeton: Princeton University Press

Bajtelsmit, Vickie L., VanDerhei, Jack L., 1997. Risk aversion and pension investment choices.

*Positioning Pensions for the Twenty-First Century*. Philadelphia: University of Pennsylvania Press, pp. 45–66.

Barnard, A., 2008. Modelling the gender pay gap in the UK: 1998 to 2006. *Econ Lab Market Rev*, 2(8), pp.18–24

Barth, E. og Dale-Olsen, H. (2004). Lønnsforskjellene mellom kvinner og menn i et 30 års perspektiv, *Søkelys på arbeidsmarkedet*. 1(2). pp.65-72

Barth, E. and Dale-Olsen, H. (2009). Monopsonistic discrimination, worker turnover, and the gender wage gap. *Labour Economics*, 16(5), pp.589-597.

Barth, 2010: Den Norske Likelønnskomisjon og Lønnsdannelse i Offentlig Sektor, *Samfunnsøkonomen*, nr.4, pp.38-43

Barth, E. Hardoy, I. Schøne, P. og Østbakken, M. (2013). Lønnsforskjeller mellom kvinner og men, Hva har skjedd på 2000-tallet?, *Institutt for samfunnsforskning, Rapport 2013:7*

Barne- og likestillingsdepartementet (2008). Kjønn og Lønn. *NOU 2008:6*

Becker, G. (1985). Human Capital, Effort, and the Sexual Division of Labor. *J LABOR ECON*, 3(S1), p.S33.

Bertrand, M. (2010): New Perspectives on Gender, *Handbook of Labor Economics* Volume 4b.

Blinder, A. (1973). Wage Discrimination: Reduced Form and Structural Estimates. *The Journal of Human Resources*, 8(4), p.436.

- Boeri, T. and Ours, J. (2013). *The economics of imperfect labor markets (2th ed.)*. Princeton: Princeton University Press.
- Chiswick, B. (2003). Jacob Mincer, Experience and the Distribution of Earnings. *Review of Economics of the Household*, 1(4), pp.343-361.
- Cotton, J. (1988). On the Decomposition of Wage Differentials. *The Review of Economics and Statistics*, 70(2), p.236.
- Hansen, L. (1991). Oversikt over endringer fra begynnelsen av 1960-tallet I lover og regelverk for utvalgte emner I tilknytning til barn. *Interne notater Statistisk Sentralbyrå*
- Hardoy, I. og Schøne, P. (2008). Hvor mye betyr barn for lønnsforskjeller mellom kvinner og menn?. *Tidsskrift for samfunnsforskning*. 1(4). Pp.3-34
- Heckman, J. (1979). Sample Selection Bias as a Specification Error. *Econometrica*, 47(1), p.153.
- Hlavac, M. (n.d.). *oaxaca: Blinder-Oaxaca Decomposition in R. SSRN Journal*.
- Høgnes, G, Penner, A og Pettersen, T. Betydningen av familie og barn for kvinner og menns lønn. *Søkelys på arbeidsmarkedet*, 1(2), pp.31-37
- Lunde, H. og Sandnes, T. (2010). Det «lønner» seg å være mann. *Samfunnspeilet*, 1(6), pp.30-34
- Mincer, J. (1958). Investment in Human Capital and Personal Income Distribution. *Journal of Political Economy*, 66(4), p.281.
- Mincer, J. (1974). *Schooling, experience, and earnings*. New York: National Bureau of Economic Research; distributed by Columbia University Press.
- Neumark, D. (1988). Employers' Discriminatory Behavior and the Estimation of Wage Discrimination. *The Journal of Human Resources*, 23(3), p.279.
- Jann, B. (2008). *The Blinder-Oaxaca decomposition for linear regression models*, The Stata Journal. Nr.4. pp.453-479
- Oaxaca, R. (1973). Male-Female Wage Differentials in Urban Labor Markets. *International Economic Review*, 14(3), p.693.



Phelps, E. (1972). The Theory of Racism and Sexism. *The American Economic Review*, vol 62, No 4, pp659-661

Reimers, C. (1983). Labor Market Discrimination Against Hispanic and Black Men. *The Review of Economics and Statistics*, 65(4), p.570.

StataCorp. 2013. *Stata 13 Base Reference Manual*. College Station, TX: Stata Press.

Torp, H og Schøne, P. (2005). Økt avkastning av utdanning etter 2000. *Søkelys på arbeidsmarkedet*, 1(2), pp.95-101

Wooldridge, J. (2002). *Econometric analysis of cross section and panel data*. Cambridge, Mass.: MIT Press.

Yun, M. (2005). A SIMPLE SOLUTION TO THE IDENTIFICATION PROBLEM IN DETAILED WAGE DECOMPOSITIONS. *Economic Inquiry*, 43(4), pp.766-772.

Internett:

Ec.europa.eu, (2015). *Home - Eurostat*. [online] Available at: <http://ec.europa.eu/eurostat> [Accessed 15 Oktober 2014].

Home.online.no, (2015). *HSB / Lov om Grunnskole av 1969*. [online] Available at: <http://home.online.no/~hunwww/Hsb004.htm> [Accessed 05 Februar 2015].

Lovdata.no, (2015). *Lov om likestilling mellom kjønnene (likestillingsloven) - Lovdata*. [online] Available at: <https://lovdata.no/dokument/NL/lov/2013-06-21-59?q=likestillingsloven> [Accessed 15 Oktober 2014].

NAV, (2015). *Satser - www.nav.no*. [online] Available at: <https://www.nav.no/no/NAV+og+samfunn/Kontakt+NAV/Utbetalinger/Snarveier/Satser.380089.cms?kap=380093> [Accessed 10 May 2015].

Regjeringen.no, (2015). *Ot.prp. nr. 93 (2008-2009)*. [online] Available at: <https://www.regjeringen.no/nb/dokumenter/otprp-nr-93-2008-2009-/id560098/?docId=OTP200820090093000DDDEPIS&ch=1&q=likestillingsloven%20fn%202005&redir=true&ref=search&term=likestillingsloven%20fn%202005> [Accessed 15 Oktober 2014].

ssb.no, (2015). *Statistikkbanken*. [online] Available at: <https://www.ssb.no/statistikkbanken/> [Accessed 14 Ferbruar 2015].

ssb.no, (2015). *Økte konsumpriser sist måned*. [online] Available at: <http://ssb.no/kpi/> [Accessed 12 Desember 2015].

Ssb.no, (2015). *Levekårsundersøkelsen - SSB*. [online] Available at: <https://www.ssb.no/innrapportering/personer-og-husholdning/lev> [Accessed 22 November 2015].

ssb.no, (2012). *Levekårsundersøkelsen EU-SILC 2011 - Tema: Friluftsliv, organisasjonsaktivitet, politisk deltakelse og sosialt nettverk : dokumentasjonsrapport*. [online] Available at: <http://www.ssb.no/sosiale-forhold-og-kriminalitet/artikler-og-publikasjoner/levekårsundersøkelsen-eu-silc-2011> [Accessed 02 November 2015].

## Appendiks Fullstendig liste over koeffisienter

Under er en tabell med utskrift av koeffisientene brukt i dekomponeringene. Tabellen inneholder koeffisienter for menn og kvinner brukt i dekomponeringen.

Referansekoeffisientene er fra en «pooled» modell, det er disse som står som referansekoeffisient i dekomponeringene i kapittel 5.3 av oppgaven. Alle regresjoner er gjort med robuste standardfeil. For de kategoriske variablene er det blitt benytta normalisering som beskrevet i kapittel 3.3.1.

Gjennomsnittsverdiene som er benytta i dekomponeringsanalysen er de samme som ble presentert i kapittel 4.3.1.

### KOEFFISIENTER BRUKT I DEKOMPONERING 1991

	Coef.	Std. Err.	z	P>z	[95% Conf. Interval]	
<b>KOEFFISIENT MANN</b>						
FULFØRT VIDEREGÅENDE	-0.06	(0.03)	-2.26	0.024	-0.11	-0.01
GRUNNSKOLE OG VG1	-0.12	(0.03)	-4.53	0	-0.18	-0.07
HØYERE UTDANNING, LAV	0.05	(0.03)	1.84	0.066	0.00	0.11
HØYERE UTDANNING, HØY	0.18	(0.04)	4.9	0	0.11	0.25
INGEN UTDANNING ELLER UOPPGITT	-0.05	(0.09)	-0.58	0.56	-0.22	0.12
GIFT	-0.01	(0.02)	-0.62	0.537	-0.05	0.03
IKKE GIFT	0.05	(0.02)	2.72	0.006	0.01	0.09
MANGLENDE INFORMASJON OM EKTESKAPSSTATUS	-0.04	(0.03)	-1.21	0.225	-0.10	0.02
ALDER	0.03	(0.01)	5.18	0	0.02	0.04
ALDER2	0.00	(0.00)	-4.41	0	0.00	0.00
BARN	0.00	(0.00)	0.06	0.95	0.00	0.00
HELSEPROBLEM	-0.01	(0.04)	-0.39	0.699	-0.09	0.06
INGEN HELSEPROBLEM	-0.02	(0.04)	-0.61	0.541	-0.10	0.05
MANGLENDE INFORMASJON OM HELSEPROBLEM	0.04	(0.08)	0.51	0.607	-0.11	0.19
OSLO, AKERSHUS	0.06	(0.02)	2.92	0.004	0.02	0.10
ØSLANDET ELLERS	-0.01	(0.02)	-0.45	0.653	-0.04	0.02
AGDER, ROGALAND	0.03	(0.02)	1.44	0.149	-0.01	0.07
VESTLANDET	-0.03	(0.02)	-1.88	0.06	-0.07	0.00
TRØNDELAG	-0.03	(0.02)	-1.23	0.217	-0.07	0.02
NORD-NORGE	-0.02	(0.02)	-0.71	0.479	-0.07	0.03
MILITÆRE YRKER OG UOPPGITT	0.04	(0.02)	1.55	0.12	-0.01	0.08
ADMINISTRATIVE LEDERE OG POLITIKERE	0.07	(0.03)	2.5	0.013	0.01	0.12
AKADEMISKE YRKER	0.02	(0.03)	0.46	0.645	-0.05	0.08
YRKER MED KORTERE HØY	0.06	(0.03)	1.85	0.065	0.00	0.12
KONTOR- OG KUNDESERVICEYRKER	-0.21	(0.04)	-4.84	0	-0.29	-0.12

## Appendiks Fullstendig liste over koeffisienter

YRKER INNEN JORDBRUK, SKOGBRUK OG FISKE	-0.02	(0.03)	-0.75	0.455	-0.07	0.03
HÅNDVERKERE O.L.	0.02	(0.02)	0.79	0.427	-0.02	0.05
PROSESS- OG MASKINOPERATØRER, TRANSPORT	0.04	(0.03)	1.47	0.143	-0.01	0.09
YRKER UTEN KRAV TIL UTDANNING	0.03	(0.03)	0.81	0.416	-0.04	0.10
MANGLENDE INFORMASJON OM YRKE	-0.03	(0.04)	-0.77	0.442	-0.11	0.05
_CONS	4.38	(0.13)	33.55	0	4.12	4.63
<b>KOEFFISIENT KVINNE</b>						
FULFØRT VIDEREGÅENDE	-0.02	(0.03)	-0.61	0.543	-0.06	0.03
GRUNNSKOLE OG VG1	-0.08	(0.02)	-3.71	0	-0.12	-0.04
HØYERE UTDANNING, LAV	-0.01	(0.02)	-0.25	0.8	-0.05	0.04
HØYERE UTDANNING, HØY	0.23	(0.06)	3.98	0	0.12	0.34
INGEN UTDANNING ELLER UOPPGITT	-0.13	(0.05)	-2.8	0.005	-0.22	-0.04
GIFT	0.01	(0.02)	0.23	0.819	-0.04	0.05
IKKE GIFT	-0.02	(0.02)	-1.06	0.289	-0.06	0.02
MANGLENDE INFORMASJON OM EKTESKAPSSTATUS	0.02	(0.03)	0.5	0.618	-0.05	0.08
ALDER	0.03	(0.01)	3.93	0	0.01	0.04
ALDER2	0.00	(0.00)	-3.25	0.001	0.00	0.00
BARN	0.00	(0.00)	2.33	0.02	0.00	0.01
HELSEPROBLEM	0.03	(0.03)	1.18	0.236	-0.02	0.09
INGEN HELSEPROBLEM	0.03	(0.03)	0.98	0.329	-0.03	0.08
MANGLENDE INFORMASJON OM HELSEPROBLEM	-0.06	(0.05)	-1.17	0.242	-0.16	0.04
OSLO, AKERSHUS	0.03	(0.02)	1.43	0.153	-0.01	0.06
ØSLANDET ELLERS	-0.01	(0.02)	-0.37	0.715	-0.05	0.03
AGDER, ROGALAND	0.03	(0.03)	1.25	0.213	-0.02	0.08
VESTLANDET	-0.04	(0.02)	-1.79	0.074	-0.08	0.00
TRØNDELAG	-0.01	(0.03)	-0.44	0.663	-0.06	0.04
NORD-NORGE	0.00	(0.03)	-0.07	0.94	-0.06	0.06
MILITÆRE YRKER OG UOPPGITT	0.03	(0.03)	0.97	0.331	-0.03	0.08
ADMINISTRATIVE LEDERE OG POLITIKERE	0.00	(0.03)	0.08	0.94	-0.07	0.07
AKADEMISKE YRKER	-0.03	(0.03)	-1.12	0.263	-0.09	0.03
YRKER MED KORTERE HØY	-0.08	(0.04)	-2.16	0.031	-0.15	-0.01
KONTOR- OG KUNDESERVICEYRKER	0.15	(0.16)	0.95	0.341	-0.16	0.46
YRKER INNEN JORDBRUK, SKOGBRUK OG FISKE	0.00	(0.04)	-0.01	0.988	-0.08	0.08
HÅNDVERKERE O.L.	-0.02	(0.06)	-0.33	0.743	-0.15	0.11
PROSESS- OG MASKINOPERATØRER, TRANSPORT	-0.02	(0.05)	-0.3	0.761	-0.12	0.09
YRKER UTEN KRAV TIL UTDANNING	-0.03	(0.03)	-0.8	0.422	-0.10	0.04
MANGLENDE INFORMASJON OM YRKE	0.00	(0.09)	-0.01	0.995	-0.17	0.17
_CONS	4.27	(0.15)	27.69	0	3.97	4.58
<b>KOEFFISIENT REFERRANSE</b>						

Appendiks Fullstendig liste over koeffisienter

FULFØRT VIDEREGÅENDE	-0.04	(0.02)	-2.32	0.02	-0.08	-0.01
GRUNNSKOLE OG VG1	-0.12	(0.02)	-6.82	0	-0.16	-0.09
HØYERE UTDANNING, LAV	0.03	(0.02)	1.41	0.158	-0.01	0.07
HØYERE UTDANNING, HØY	0.22	(0.03)	7.66	0	0.17	0.28
INGEN UTDANNING ELLER UOPPGITT	-0.09	(0.05)	-1.62	0.105	-0.19	0.02
GIFT	0.00	(0.02)	-0.11	0.913	-0.03	0.03
IKKE GIFT	0.01	(0.01)	1.01	0.312	-0.01	0.04
MANGLENDE INFORMASJON OM EKTESKAPSSTATUS	-0.01	(0.02)	-0.53	0.599	-0.06	0.03
ALDER	0.03	(0.00)	6.58	0	0.02	0.04
ALDER2	0.00	(0.00)	-5.44	0	0.00	0.00
BARN	0.00	(0.00)	2.01	0.045	0.00	0.00
HELSEPROBLEM	0.02	(0.03)	0.6	0.551	-0.04	0.07
INGEN HELSEPROBLEM	0.01	(0.03)	0.18	0.853	-0.05	0.06
MANGLENDE INFORMASJON OM HELSEPROBLEM	-0.02	(0.06)	-0.4	0.687	-0.13	0.09
OSLO, AKERSHUS	0.05	(0.01)	3.27	0.001	0.02	0.07
ØSLANDET ELLERS	-0.01	(0.01)	-0.61	0.542	-0.03	0.02
AGDER, ROGALAND	0.03	(0.02)	1.75	0.08	0.00	0.06
VESTLANDET	-0.03	(0.01)	-2.36	0.018	-0.06	-0.01
TRØNDELAG	-0.02	(0.02)	-1.33	0.182	-0.06	0.01
NORD-NORGE	-0.01	(0.02)	-0.49	0.623	-0.05	0.03
MILITÆRE YRKER OG UOPPGITT	0.01	(0.02)	0.55	0.58	-0.02	0.04
ADMINISTRATIVE LEDERE OG POLITIKERE	0.06	(0.02)	2.62	0.009	0.01	0.10
AKADEMISKE YRKER	-0.04	(0.02)	-2.17	0.03	-0.08	0.00
YRKER MED KORTERE HØY	-0.01	(0.02)	-0.54	0.587	-0.06	0.04
KONTOR- OG KUNDESERVICEYRKER	-0.07	(0.06)	-1.17	0.243	-0.20	0.05
YRKER INNEN JORDBRUK, SKOGBRUK OG FISKE	0.00	(0.02)	0.07	0.942	-0.04	0.04
HÅNDVERKERE O.L.	0.04	(0.02)	2.32	0.02	0.01	0.08
PROSESS- OG MASKINOPERATØRER, TRANSPORT	0.05	(0.02)	2.09	0.037	0.00	0.10
YRKER UTEN KRAV TIL UTDANNING	-0.02	(0.02)	-0.88	0.377	-0.07	0.02
MANGLENDE INFORMASJON OM YRKE	-0.01	(0.04)	-0.22	0.826	-0.09	0.07
_CONS	4.28	(0.10)	41.26	0	4.07	4.48

**KOEFFISIENTER BRUKT I DEKOMPONERING 2000**

	Coef.	Std. Err.	z	P>z	[95% Conf. Interval]	
<b>KOEFFISIENT MANN</b>						
FULFØRT VIDEREGÅENDE	-0.01	(0.04)	-0.32	0.75	-0.08	0.06
GRUNNSKOLE OG VG1	-0.10	(0.04)	-2.72	0.007	-0.17	-0.03
HØYERE UTDANNING, LAV	0.07	(0.04)	1.86	0.062	0.00	0.14
HØYERE UTDANNING, HØY	0.15	(0.04)	3.33	0.001	0.06	0.24
INGEN UTDANNING ELLER UOPPGITT GIFT	-0.11	(0.13)	-0.83	0.405	-0.36	0.15
ALDER	0.04	(0.01)	5.05	0	0.02	0.05
ALDER2	0.00	(0.00)	-4.06	0	0.00	0.00
BARN	0.00	(0.00)	1.47	0.142	0.00	0.00
HELSE_PROBLEM	-0.04	(0.02)	-2.1	0.035	-0.08	0.00
OSLO, AKERSHUS	0.03	(0.02)	1.14	0.255	-0.02	0.07
ØSLANDET ELLERS	0.00	(0.02)	-0.1	0.92	-0.04	0.03
AGDER, ROGALAND	0.09	(0.02)	3.73	0	0.04	0.13
VESTLANDET	0.00	(0.02)	0	0.997	-0.04	0.04
TRØNDELAG	-0.04	(0.02)	-1.53	0.127	-0.08	0.01
NORD-NORGE	-0.08	(0.03)	-2.65	0.008	-0.13	-0.02
MILITÆRE YRKER OG UOPPGITT	0.07	(0.05)	1.4	0.162	-0.03	0.18
ADMINISTRATIVE LEDERE OG POLITIKERE	0.10	(0.03)	2.9	0.004	0.03	0.16
AKADEMISKE YRKER	0.17	(0.03)	5.22	0	0.11	0.23
YRKER MED KORTERE HØY	0.09	(0.02)	3.61	0	0.04	0.14
KONTOR- OG KUNDESERVICEYRKER	-0.07	(0.04)	-1.89	0.059	-0.14	0.00
SALGS-, SERVICE- OG OMSORGSYRKER	0.06	(0.04)	1.72	0.086	-0.01	0.13
YRKER INNEN JORDBRUK, SKOGBRUK OG FISKE	-0.21	(0.09)	-2.33	0.02	-0.38	-0.03
HÅNDVERKERE O.L.	-0.01	(0.03)	-0.47	0.636	-0.07	0.05
PROSESS- OG MASKINOPERATØRER, TRANSPORT	-0.12	(0.03)	-3.84	0	-0.19	-0.06
YRKER UTEN KRAV TIL UTDANNING	0.03	(0.06)	0.58	0.561	-0.08	0.15
MANGLENDE INFORMASJON OM YRKE	-0.12	(0.05)	-2.33	0.02	-0.21	-0.02
JORDBRUK OG NATURRESURSER	-0.02	(0.08)	-0.22	0.825	-0.18	0.14
PRODUKSJON1	0.28	(0.04)	6.85	0	0.20	0.35
PRODUKSJON2	0.01	(0.03)	0.35	0.724	-0.05	0.08
PRODUKSJON3	0.06	(0.03)	1.65	0.098	-0.01	0.13
BYGG OG TRANSPORT	-0.05	(0.03)	-1.42	0.155	-0.11	0.02
SALG OG SERVICE	-0.07	(0.03)	-2.62	0.009	-0.13	-0.02
FINANS FORSIKING OG INFORMASJON	0.05	(0.03)	1.37	0.169	-0.02	0.11
FORSKNING OG ANALYSE	-0.01	(0.03)	-0.31	0.753	-0.06	0.04
HELSE UNDERVISNING OFFENTLIG	-0.15	(0.03)	-4.95	0	-0.21	-0.09
ANNET	-0.06	(0.08)	-0.78	0.438	-0.23	0.10
MANGLENDE INFORMASJON OM NÆRING	-0.03	(0.04)	-0.92	0.359	-0.11	0.04

_CONS	4.43	(0.14)	30.66	0	4.14	4.71
<b>KOEFFISIENT KVINNE</b>						
FULFØRT VIDEREGÅENDE	0.01	(0.03)	0.4	0.687	-0.05	0.07
GRUNNSKOLE OG VG1	-0.06	(0.03)	-2.5	0.012	-0.11	-0.01
HØYERE UTDANNING, LAV	-0.01	(0.03)	-0.25	0.804	-0.06	0.04
HØYERE UTDANNING, HØY	0.15	(0.04)	3.72	0	0.07	0.23
INGEN UTDANNING ELLER UOPPGITT	-0.09	(0.07)	-1.26	0.206	-0.23	0.05
GIFT	-0.01	(0.02)	-0.5	0.616	-0.05	0.03
ALDER	0.01	(0.01)	1.53	0.127	0.00	0.03
ALDER2	0.00	(0.00)	-0.95	0.343	0.00	0.00
BARN	0.00	(0.00)	-0.18	0.86	0.00	0.00
HELSE_PROBLEM	-0.04	(0.02)	-2.03	0.042	-0.08	0.00
OSLO, AKERSHUS	0.03	(0.02)	1.7	0.09	-0.01	0.08
ØSLANDET ELLERS	0.02	(0.02)	1.13	0.26	-0.02	0.06
AGDER, ROGALAND	0.01	(0.02)	0.62	0.533	-0.03	0.06
VESTLANDET	-0.03	(0.02)	-1.21	0.226	-0.07	0.02
TRØNDELAG	-0.03	(0.02)	-1.29	0.196	-0.08	0.02
NORD-NORGE	-0.01	(0.02)	-0.67	0.501	-0.06	0.03
MILITÆRE YRKER OG UOPPGITT	0.21	(0.14)	1.54	0.123	-0.06	0.48
ADMINISTRATIVE LEDERE OG POLITIKERE	0.09	(0.04)	2.26	0.024	0.01	0.17
AKADEMISKE YRKER	0.08	(0.03)	2.32	0.02	0.01	0.15
YRKER MED KORTERE HØY	0.04	(0.03)	1.11	0.268	-0.03	0.10
KONTOR- OG KUNDESERVICEYRKER	-0.01	(0.03)	-0.23	0.818	-0.07	0.06
SALGS-, SERVICE- OG OMSORGSYRKER	0.00	(0.03)	0	1	-0.07	0.07
YRKER INNEN JORDBRUK, SKOGBRUK OG FISKE	-0.25	(0.15)	-1.73	0.083	-0.54	0.03
HÅNDVERKERE O.L.	-0.17	(0.07)	-2.22	0.027	-0.31	-0.02
PROSESS- OG MASKINOPERATØRER, TRANSPORT	-0.07	(0.06)	-1.32	0.186	-0.19	0.04
YRKER UTEN KRAV TIL UTDANNING	-0.05	(0.05)	-1	0.316	-0.15	0.05
MANGLENDE INFORMASJON OM YRKE	0.13	(0.14)	0.96	0.338	-0.14	0.40
JORDBRUK OG NATURRESURSER	-0.05	(0.11)	-0.51	0.609	-0.26	0.15
PRODUKSJON1	-0.07	(0.05)	-1.36	0.173	-0.17	0.03
PRODUKSJON2	0.10	(0.05)	1.99	0.047	0.00	0.21
PRODUKSJON3	0.02	(0.08)	0.25	0.806	-0.13	0.17
BYGG OG TRANSPORT	-0.05	(0.05)	-0.92	0.356	-0.15	0.06
SALG OG SERVICE	-0.06	(0.03)	-1.76	0.079	-0.12	0.01
FINANS FORSIKING OG INFORMASJON	0.06	(0.04)	1.65	0.098	-0.01	0.14
FORSKNING OG ANALYSE	-0.04	(0.03)	-1.46	0.145	-0.10	0.02
HELSE UNDERVISNING OFFENTLIG	0.00	(0.03)	0.07	0.944	-0.05	0.06
ANNET	-0.01	(0.06)	-0.16	0.871	-0.12	0.10
MANGLENDE INFORMASJON OM NÆRING	0.09	(0.14)	0.69	0.488	-0.17	0.36
_CONS	4.89	(0.16)	31.08	0	4.58	5.19

<b>KOEFFISIENT REFFERANSE</b>						
FULFØRT VIDEREGÅENDE	0.00	(0.02)	0.16	0.872	-0.04	0.05
GRUNNSKOLE OG VG1	-0.10	(0.02)	-4.54	0	-0.14	-0.06
HØYERE UTDANNING, LAV	0.04	(0.02)	1.73	0.083	-0.01	0.08
HØYERE UTDANNING, HØY	0.17	(0.03)	5.82	0	0.11	0.23
INGEN UTDANNING ELLER UOPPGITT	-0.12	(0.07)	-1.67	0.095	-0.26	0.02
GIFT	0.01	(0.02)	0.84	0.4	-0.02	0.04
ALDER	0.02	(0.01)	4.58	0	0.01	0.04
ALDER2	0.00	(0.00)	-3.4	0.001	0.00	0.00
BARN	0.00	(0.00)	1.39	0.166	0.00	0.00
HELSE_PROBLEM	-0.06	(0.01)	-4.58	0	-0.09	-0.04
OSLO, AKERSHUS	0.02	(0.02)	1.38	0.166	-0.01	0.05
ØSLANDET ELLERS	0.01	(0.01)	0.99	0.321	-0.01	0.04
AGDER, ROGALAND	0.05	(0.02)	3.11	0.002	0.02	0.09
VESTLANDET	-0.02	(0.02)	-1.04	0.299	-0.05	0.01
TRØNDELAG	-0.03	(0.02)	-1.59	0.113	-0.06	0.01
NORD-NORGE	-0.05	(0.02)	-2.5	0.012	-0.08	-0.01
MILITÆRE YRKER OG UOPPGITT	0.12	(0.05)	2.44	0.015	0.02	0.21
ADMINISTRATIVE LEDERE OG POLITIKERE	0.10	(0.03)	3.61	0	0.05	0.16
AKADEMISKE YRKER	0.12	(0.03)	4.53	0	0.07	0.17
YRKER MED KORTERE HØY	0.05	(0.02)	2.27	0.023	0.01	0.10
KONTOR- OG KUNDESERVICEYRKER	-0.07	(0.03)	-2.61	0.009	-0.11	-0.02
SALGS-, SERVICE- OG OMSORGSYRKER	0.02	(0.03)	0.92	0.358	-0.03	0.07
YRKER INNEN JORDBRUK, SKOGBRUK OG FISKE	-0.21	(0.08)	-2.63	0.009	-0.36	-0.05
HÅNDVERKERE O.L.	-0.02	(0.03)	-0.69	0.492	-0.08	0.04
PROSESS- OG MASKINOPERATØRER, TRANSPORT	-0.12	(0.03)	-3.9	0	-0.18	-0.06
YRKER UTEN KRAV TIL UTDANNING	-0.03	(0.04)	-0.71	0.475	-0.10	0.05
MANGLENDE INFORMASJON OM YRKE	0.02	(0.13)	0.19	0.849	-0.23	0.28
JORDBRUK OG NATURRESURSER	-0.02	(0.07)	-0.24	0.811	-0.16	0.12
PRODUKSJON1	0.16	(0.04)	4.09	0	0.08	0.24
PRODUKSJON2	0.03	(0.03)	1.2	0.231	-0.02	0.09
PRODUKSJON3	0.07	(0.04)	1.88	0.06	0.00	0.14
BYGG OG TRANSPORT	-0.03	(0.03)	-0.96	0.338	-0.09	0.03
SALG OG SERVICE	-0.08	(0.02)	-3.62	0	-0.12	-0.04
FINANS FORSIKING OG INFORMASJON	0.05	(0.03)	1.98	0.048	0.00	0.11
FORSKNING OG ANALYSE	-0.02	(0.02)	-0.85	0.395	-0.06	0.02
HELSE UNDERVISNING OFFENTLIG	-0.11	(0.02)	-5.3	0	-0.15	-0.07
ANNET	-0.05	(0.05)	-1.02	0.307	-0.14	0.04
MANGLENDE INFORMASJON OM NÆRING	-0.01	(0.10)	-0.14	0.891	-0.21	0.18
_CONS	4.67	(0.11)	43.25	0	4.46	4.88



**KOEFFISIENTER BRUKT I DEKOMPONERING 2012**

	Coef.	Std. Err.	z	P>z	[95% Conf. Interval]	
<b>KOEFFISIENT MANN</b>						
FULFØRT VIDEREGÅENDE	0.00	(0.02)	0.15	0.88	-0.04	0.05
GRUNNSKOLE OG VG1	-0.13	(0.03)	-4.59	0	-0.18	-0.07
HØYERE UTDANNING, LAV	0.08	(0.03)	3.22	0.001	0.03	0.13
HØYERE UTDANNING, HØY	0.19	(0.03)	6.38	0	0.13	0.25
INGEN UTDANNING ELLER UOPPGITT	-0.15	(0.08)	-1.79	0.074	-0.31	0.01
GIFT	0.06	(0.02)	3.48	0.001	0.03	0.10
ALDER	0.04	(0.01)	6.57	0	0.03	0.05
ALDER2	0.00	(0.00)	-5.35	0	0.00	0.00
BARN	0.00	(0.00)	1.47	0.142	0.00	0.00
HELSE_PROBLEM	-0.10	(0.02)	-4.24	0	-0.14	-0.05
OSLO, AKERSHUS	0.02	(0.02)	1	0.316	-0.02	0.05
ØSLANDET ELLERS	-0.03	(0.02)	-1.66	0.096	-0.06	0.00
AGDER, ROGALAND	0.05	(0.02)	2.64	0.008	0.01	0.09
VESTLANDET	-0.01	(0.02)	-0.64	0.522	-0.05	0.02
TRØNDELAG	-0.04	(0.02)	-1.62	0.106	-0.08	0.01
NORD-NORGE	0.01	(0.02)	0.23	0.815	-0.04	0.05
MILITÆRE YRKER OG UOPPGITT	0.06	(0.04)	1.49	0.136	-0.02	0.13
ADMINISTRATIVE LEDERE OG POLITIKERE	0.20	(0.03)	7.66	0	0.15	0.26
AKADEMISKE YRKER	0.13	(0.02)	5.73	0	0.09	0.18
YRKER MED KORTERE HØY	0.16	(0.02)	7.11	0	0.12	0.20
KONTOR- OG KUNDESERVICEYRKER	0.02	(0.03)	0.6	0.552	-0.05	0.09
SALGS-, SERVICE- OG OMSORGSYRKER	0.00	(0.03)	-0.11	0.911	-0.07	0.06
YRKER INNEN JORDBRUK, SKOGBRUK OG FISKE	-0.36	(0.08)	-4.41	0	-0.51	-0.20
HÅNDVERKERE O.L.	-0.01	(0.02)	-0.52	0.606	-0.06	0.04
PROSESS- OG MASKINOPERATØRER, TRANSPORT	0.00	(0.03)	0.15	0.882	-0.05	0.06
YRKER UTEN KRAV TIL UTDANNING	-0.20	(0.07)	-3.01	0.003	-0.34	-0.07
JORDBRUK OG NATURRESURSER	0.17	(0.04)	4.6	0	0.10	0.24
PRODUKSJON1	-0.02	(0.04)	-0.54	0.588	-0.11	0.06
PRODUKSJON2	0.03	(0.03)	1.15	0.251	-0.02	0.09
PRODUKSJON3	0.05	(0.03)	1.55	0.12	-0.01	0.12
BYGG OG TRANSPORT	-0.08	(0.02)	-3.9	0	-0.11	-0.04
SALG OG SERVICE	0.01	(0.04)	0.39	0.698	-0.06	0.09
FINANS FORSIKING OG INFORMASJON	0.02	(0.03)	0.74	0.46	-0.03	0.08
FORSKNING OG ANALYSE	0.02	(0.03)	0.55	0.581	-0.04	0.08
HELSE UNDERVISNING OFFENTLIG	-0.11	(0.02)	-5.48	0	-0.15	-0.07
ANNET	-0.27	(0.05)	-6.06	0	-0.36	-0.18
MANGLENDE INFORMASJON OM NÆRING	0.17	(0.07)	2.48	0.013	0.04	0.31
_CONS	4.50	(0.13)	35.61	0	4.25	4.75

<b>KOEFFISIENT KVINNE</b>						
FULFØRT VIDEREGÅENDE	-0.06	(0.02)	-2.76	0.006	-0.10	-0.02
GRUNNSKOLE OG VG1	-0.08	(0.02)	-3.59	0	-0.13	-0.04
HØYERE UTDANNING, LAV	0.03	(0.02)	1.52	0.129	-0.01	0.07
HØYERE UTDANNING, HØY	0.10	(0.03)	3.6	0	0.05	0.16
INGEN UTDANNING ELLER UOPPGITT	0.01	(0.06)	0.12	0.903	-0.11	0.12
GIFT	0.00	(0.02)	0.01	0.995	-0.03	0.03
ALDER	0.03	(0.01)	4.56	0	0.02	0.04
ALDER2	0.00	(0.00)	-3.33	0.001	0.00	0.00
BARN	0.00	(0.00)	1.8	0.072	0.00	0.00
HELSE_PROBLEM	0.00	(0.03)	-0.09	0.932	-0.05	0.05
OSLO, AKERSHUS	0.04	(0.01)	2.75	0.006	0.01	0.07
ØSLANDET ELLERS	-0.02	(0.02)	-1.18	0.237	-0.05	0.01
AGDER, ROGALAND	0.00	(0.02)	0.17	0.862	-0.03	0.04
VESTLANDET	0.00	(0.02)	-0.25	0.803	-0.04	0.03
TRØNDELAG	0.00	(0.02)	0.14	0.889	-0.04	0.05
NORD-NORGE	-0.02	(0.02)	-0.96	0.336	-0.07	0.02
MILITÆRE YRKER OG UOPPGITT	0.13	(0.07)	1.83	0.067	-0.01	0.27
ADMINISTRATIVE LEDERE OG POLITIKERE	0.20	(0.03)	6.18	0	0.14	0.27
AKADEMISKE YRKER	0.12	(0.03)	4.8	0	0.07	0.17
YRKER MED KORTERE HØY	0.13	(0.03)	4.86	0	0.08	0.18
KONTOR- OG KUNDESERVICEYRKER	0.03	(0.03)	1.1	0.273	-0.02	0.08
SALGS-, SERVICE- OG OMSORGSYRKER	0.08	(0.03)	3	0.003	0.03	0.14
YRKER INNEN JORDBRUK, SKOGBRUK OG FISKE	-0.38	(0.10)	-3.92	0	-0.58	-0.19
HÅNDVERKERE O.L.	-0.24	(0.07)	-3.46	0.001	-0.38	-0.11
PROSESS- OG MASKINOPERATØRER, TRANSPORT	-0.01	(0.06)	-0.13	0.896	-0.12	0.10
YRKER UTEN KRAV TIL UTDANNING	-0.06	(0.04)	-1.3	0.193	-0.14	0.03
JORDBRUK OG NATURRESURSER	0.11	(0.05)	2.05	0.04	0.00	0.22
PRODUKSJON1	-0.08	(0.06)	-1.4	0.162	-0.19	0.03
PRODUKSJON2	0.14	(0.07)	2	0.046	0.00	0.28
PRODUKSJON3	0.01	(0.03)	0.28	0.777	-0.05	0.07
BYGG OG TRANSPORT	-0.10	(0.03)	-3.66	0	-0.15	-0.05
SALG OG SERVICE	-0.02	(0.04)	-0.41	0.68	-0.10	0.06
FINANS FORSIKING OG INFORMASJON	0.04	(0.03)	1.29	0.197	-0.02	0.10
FORSKNING OG ANALYSE	-0.16	(0.04)	-3.73	0	-0.24	-0.07
HELSE UNDERVISNING OFFENTLIG	-0.09	(0.02)	-4.9	0	-0.13	-0.06
ANNET	-0.10	(0.04)	-2.43	0.015	-0.17	-0.02
MANGLENDE INFORMASJON OM NÆRING	0.24	(0.06)	3.89	0	0.12	0.36
_CONS	4.67	(0.13)	37.19	0	4.43	4.92
<b>KOEFFISIENT REFERANSE</b>						
FULFØRT VIDEREGÅENDE	-0.02	(0.02)	-1.13	0.257	-0.06	0.01

Appendiks Fullstendig liste over koeffisienter

GRUNNSKOLE OG VG1	-0.11	(0.02)	-5.82	0	-0.15	-0.07
HØYERE UTDANNING, LAV	0.05	(0.02)	2.88	0.004	0.02	0.09
HØYERE UTDANNING, HØY	0.17	(0.02)	7.84	0	0.13	0.22
INGEN UTDANNING ELLER UOPPGITT	-0.09	(0.06)	-1.57	0.117	-0.21	0.02
GIFT	0.03	(0.01)	2.7	0.007	0.01	0.06
ALDER	0.03	(0.00)	7.6	0	0.03	0.04
ALDER2	0.00	(0.00)	-5.81	0	0.00	0.00
BARN	0.00	(0.00)	2.76	0.006	0.00	0.00
HELSEPROBLEM	-0.05	(0.02)	-3.08	0.002	-0.09	-0.02
OSLO, AKERSHUS	0.02	(0.01)	2.12	0.034	0.00	0.05
ØSLANDET ELLERS	-0.02	(0.01)	-2	0.046	-0.05	0.00
AGDER, ROGALAND	0.02	(0.01)	1.61	0.107	0.00	0.05
VESTLANDET	0.00	(0.01)	-0.21	0.836	-0.03	0.02
TRØNDELAG	-0.02	(0.02)	-1.16	0.248	-0.05	0.01
NORD-NORGE	0.00	(0.02)	-0.19	0.846	-0.04	0.03
MILITÆRE YRKER OG UOPPGITT	0.09	(0.03)	2.68	0.007	0.02	0.15
ADMINISTRATIVE LEDERE OG POLITIKERE	0.20	(0.02)	9.58	0	0.16	0.24
AKADEMISKE YRKER	0.09	(0.02)	5.44	0	0.06	0.12
YRKER MED KORTERE HØY	0.13	(0.02)	7.77	0	0.10	0.17
KONTOR- OG KUNDESERVICEYRKER	-0.03	(0.02)	-1.42	0.155	-0.07	0.01
SALGS-, SERVICE- OG OMSORGSYRKER	0.02	(0.02)	0.83	0.409	-0.02	0.06
YRKER INNEN JORDBRUK, SKOGBRUK OG FISKE	-0.36	(0.07)	-5.16	0	-0.49	-0.22
HÅNDVERKERE O.L.	-0.01	(0.02)	-0.54	0.588	-0.06	0.03
PROSESS- OG MASKINOPERATØRER, TRANSPORT	0.01	(0.03)	0.22	0.824	-0.05	0.06
YRKER UTEN KRAV TIL UTDANNING	-0.14	(0.04)	-3.6	0	-0.21	-0.06
JORDBRUK OG NATURRESURSER	0.16	(0.03)	5.06	0	0.10	0.22
PRODUKSJON1	-0.04	(0.04)	-1.21	0.226	-0.11	0.03
PRODUKSJON2	0.06	(0.03)	2.42	0.015	0.01	0.11
PRODUKSJON3	0.05	(0.03)	1.63	0.103	-0.01	0.10
BYGG OG TRANSPORT	-0.08	(0.02)	-5.1	0	-0.11	-0.05
SALG OG SERVICE	0.00	(0.03)	0.11	0.916	-0.05	0.06
FINANS FORSIKING OG INFORMASJON	0.03	(0.02)	1.47	0.141	-0.01	0.07
FORSKNING OG ANALYSE	-0.05	(0.03)	-1.76	0.078	-0.10	0.01
HELSE UNDERVISNING OFFENTLIG	-0.13	(0.01)	-	0	-0.16	-0.11
			10.04			
ANNET	-0.20	(0.03)	-6.61	0	-0.25	-0.14
MANGLENDE INFORMASJON OM NÆRING	0.20	(0.05)	4.13	0	0.10	0.29
_CONS	4.60	(0.09)	49.18	0	4.42	4.79