



Universitetet
i Stavanger

Master i økonomi og administrasjon

Økonomisk analyse

Synnøve Sirhaug og Helena Olsen

Veileder: Ingeborg Foldøy Solli

Masteroppgave

**Har innføringen av fedrekvoten ført til at fedre gjør mer
husarbeid?**

Handelshøyskolen ved UiS

2019



Universitetet
i Stavanger

**UNIVERSITY OF STAVANGER BUSINESS SCHOOL
MASTER'S THESIS**

STUDY PROGRAMME:

Master of Science in Business Administration

THIS THESIS HAS BEEN WRITTEN WITHIN THE
FOLLOWING FIELD OF SPECIALISATION:

Economics

IS THE THESIS CONFIDENTIAL?

(NB! Use the red form for confidential theses)

TITLE:

Har innføringen av fedrekvoten ført til at fedre gjør mer husarbeid?

ENGLISH TITLE:

Did the Introduction of the Paternity Quota Increase Father's Contribution of Housework in the Household?

AUTHOR(S)

Candidate number:

4006

.....

4059

.....

Name:

Helena Olsen

.....

Synnøve Sirhaug

.....

SUPERVISOR:

Ingeborg Foldøy Solli

Forord

Denne masteroppgaven er en avslutning på vårt masterstudium i økonomi og administrasjon ved Handelshøgskolen ved Universitetet i Stavanger. Ettersom vi begge spesialiserer oss i økonomisk analyse og har en felles interesse for *Labor Economics*, ønsket vi å skrive om noe innenfor dette feltet.

Likestilling blant menn og kvinner er enda den dag i dag et mye debattert tema. Vår oppfatning er dog at mye av hovedfokuset er på likestillingen i arbeidsmarkedet, noe som igjen er nettopp hvorfor finner vi det svært interessant å heller rette oss mot likestillingen i hjemmet - da i form av husarbeid. Hensikten med oppgaven er derfor å undersøke en eventuell kausal årsakssammenheng mellom innføringen av fedrekvoten og (endringen i) antall timer husarbeid utført av fedre.

Prosessen mot det endelige resultatet har vært lærerik og utfordrende, men på samme tid også spennende. Vi føler vi sitter igjen med en dypere forståelse av hvordan man kan ta i bruk økonometriske metoder til å studere reelle problemstillinger.

Sist, men ikke minst vil vi takke vår veileder Ingeborg Foldøy Solli for god hjelp og raske tilbakemeldinger gjennom hele løpet.

"(En del av) De data som er benyttet her er hentet fra "Tidsbruksundersøkelsene, 1990, 2000 og 2010, intervjufil". Data er innsamlet 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 analysen av dataene eller de tolkninger som er gjort her."

Synnøve Sirhaug

Helena Olsen

Stavanger 09.06.2019

Sammendrag

Da likestilling fremdeles er et aktuelt og svært engasjerende tema, samt at forslag til endringer i den nåværende permisjonsfordelingen nylig har vært på dagsordenen, fant vi det interessant å ta en nærmere kikk på nettopp dette. Mer konkret ønsker vi i vår oppgave å se på hvilken effekt innføringen av fedrekvoten *alene* har hatt på antall timer husarbeid utført av fedre.

Oppgavens datagrunnlag er hentet fra Tidsbruksundersøkelsen, en studie utført av Norsk senter for forskningsdata (NSD). Dette er en undersøkelse NSD utfører hvert tiende år for å kartlegge hva den norske befolkning bruker tiden sin på når det gjelder aktiviteter knyttet til hjem, arbeid og fritid (Kitterød, 2012). Studien har per i dag blitt gjennomført fire ganger; i 1980, 1990, 2000 og 2010. I denne oppgaven har vi i hovedsak vektlagt data fra årene 1990 og 2000, men vi vil også mer kortfattet diskutere resultatene fra et utvalg bestående av data fra årene 1990, 2000 og 2010. For å besvare vår problemstilling er analysen basert på en “*Difference-in-differences*”-metode og OLS-regresjon. Etter å ha tilpasset datasettet med utgangspunkt i hva som var relevant for vår spesifikke problemstilling bestod vårt endelige hovedutvalg av 1682 fedre.

Kort oppsummert fant vi at innføringen av fedrekvoten alene økte antall timer husarbeid blant fedre (berørt av kvoten) med cirka 3,29 timer i uken. I den grad husarbeid kan hevdes å være en god indikator på likestilling i husholdningen, kan man basert på våre resultater derfor si at innføringen av fedrekvoten hadde sin intenderte effekt - i det minste hva angår likestillingen i hjemmet. Det må likevel understrekes at våre konklusjoner bør tolkes med forsiktighet da oppgaven helt klart har sine åpenbare svakheter. På den annen side har vi forsøkt å angripe oppgaven så godt det lot seg gjøre med de dataene vi hadde til disposisjon.

Innholdsfortegnelse

1.0 INNLEDNING	1
1.1 Bakgrunn for valg av tema	1
1.2 Problemstilling	2
1.3 Avgrensninger	2
1.4 Oppgavens struktur	3
2.0 TEORI	3
2.1. Husholdningen som bestående av én person	4
2.2 Husholdningen som bestående av to personer	10
2.2.1 Husholdningens nyttefunksjon	11
2.2.2 Husholdningens produksjonsfunksjon	11
2.2.3 Flere hjemmeproduksjonsaktiviteter	12
2.2.4 Antagelser om humankapitalen	13
2.2.5 Budsjettbetingelsene	14
2.3 Husarbeid som et gode Z_i og andre variablers påvirkning	15
2.3.1 Timer husarbeid	15
2.3.2 Fedrekvoten	16
2.3.3 Utdanning	16
2.3.4 Inntekt	17
2.3.5 Alder	17
2.3.6 Landsdel	18
2.3.7 Arbeidstidsordning	18
2.3.8 Kjønn	19
3.0 INSTITUSJONELLE FORHOLD	20
4.0 TIDLIGERE FORSKNING	23
5.0 METODE	25
5.1 Valg av metode og forskningsdesign	25
5.2 Regresjonsanalyse	28
5.3 Oppgavens regresjoner	30
5.3.1 Robusthetsanalyse	30
5.3.2 Regresjon for årene 1990, 2000 og 2010	31
5.3.3 Regresjon basert på kjønn	32
5.4 Minste kvadraters metode	32
5.5 Endogenitet og instrumentelle variabler	34

6.0 DATASETT	36
6.1 Avhengig variabel	37
6.2 Uavhengige variabler	38
6.2.1 Årstall	38
6.2.2 Yngste barn	38
6.2.3 Alder	38
6.2.4 Egen brutto årsinntekt	39
6.2.5 Utdanningsnivå	39
6.2.6 Arbeidstidsordning	39
6.2.7 Landsdel.....	39
6.3 Ekstremverdier i datasettet.....	40
6.4 Krav til analyseutvalg	41
6.5 Deskriptiv statistikk	42
6.6 I hvilken grad holder forutsetningene for OLS?	47
7.0 RESULTATER.....	47
7.1 Resultater fra regresjonene.....	48
7.1.1 Hovedanalyse og endogenitetsproblemet	48
7.1.2 Robusthetsanalyse	52
7.1.3 Regresjon for årene 1990, 2000 og 2010.....	53
7.1.4 Regresjon basert på kjønn.....	55
8.0 KONKLUSJON.....	57
8.1 Forslag til videre forskning	59
LITTERATURLISTE	60
Vedlegg	65
<i>Vedlegg 1. Tester for heteroskedastisitet</i>	<i>65</i>
<i>Vedlegg 2. Korrelasjonsmatrise (1990/2000)</i>	<i>66</i>
<i>Vedlegg 3. Outputs for regresjoner for 1990/2000</i>	<i>67</i>
.....	70
<i>Vedlegg 4. Outputs for regresjoner for 1990/2000/2010</i>	<i>70</i>
<i>Vedlegg 5. Testing for endogenitet i modellen</i>	<i>73</i>
<i>Vedlegg 6. Robusthetsanalyse: ekskludering av ekstremverdier i øvre 5% intervall (1990/2000) 74</i>	<i>74</i>
<i>Vedlegg 7. Robusthetsanalyse: resultater og outputs fra regresjoner uten inntekt som X-variabel</i>	<i>75</i>
.....	75
Noter	80
<i>Fotnote 1.</i>	<i>80</i>
<i>Fotnote 2.</i>	<i>80</i>

<i>Fotnote 3</i>	81
------------------------	----

Figurer

Figur 1 Grafisk fremstilling av DiD-metoden	27
Figur 2 Illustrasjon av det tenkte endogenitetsproblemet.....	35
Figur 3 Illustrasjon av utdanning som en mulig instrumentell variabel i endogenitetsproblemet.....	36

Tabeller

Tabell 1 Endringer i fedrekvoten fra 1993-2018 ved 100 % dekningsgrad.....	21
Tabell 2 Oversikt over berørt/ikke-berørt grupper.....	26
Tabell 3 Oversikt over DiD-metoden.....	26
Tabell 4 Deskriptiv statistikk av utvalget (fedre) for hvert spesifikke år.....	42
Tabell 5 Deskriptiv statistikk av eksperiment- og behandlingsgruppe.....	43
Tabell 6 Oversikt over betakoeffisienter for interaksjonsledd	48
Tabell 7 Oversikt over betakoeffisienter for interaksjonsledd (modell 6 – fullstendig modell)	54
Tabell 8 Oversikt over betakoeffisienter for interaksjonsledd uten inntekt som kontrollvariabel	75

Ligninger

Ligning 1 Vår enkleste regresjonsligning	29
Ligning 2 Vår fullstendige regresjonsligning (1990/2000).....	29
Ligning 3 Vår fullstendige regresjonsligning (1990/2000/2010)	29

1.0 Innledning

I denne delen av oppgaven vil vi gjøre rede for bakgrunnen for valg av tema, samt presentere vår problemstilling. Foruten dette vil vi også kommentere nødvendige avgrensninger som har blitt gjort, og avslutningsvis gi en oversikt over strukturen på oppgaven.

1.1 Bakgrunn for valg av tema

Foreldrenes tidsbruk mellom yrkesarbeid og hjemmeproduksjon har endret seg betydelig de siste tiårene (Kitterød, 2012). Ser man på fedrenes bidrag til husarbeid som prosent av mødrenes i 1980 kontra 2012, har tallene endret seg fra henholdsvis 21 prosent til 55 prosent. I samsvar med dette har også mødrenes og kvinners yrkesaktivitet steget betraktelig. Dette er i tråd med hva norsk politikk har forsøkt å oppnå og fortsatt kjemper for å oppnå, nemlig økt likestilling både i yrkeslivet og på hjemmebane (Kitterød, 2012). Ser vi på tall fra 1991 var 74% av mødrene (med yngste barn i alderen 0-15 år) sysselsatt (Barne- og likestillingsdepartementet, 2007) kontra 81% i 2016 (hvor yngste barn var mellom 0-17 år) (Statistisk sentralbyrå, 2017).

Et av tiltakene for å oppnå økt likestilling var innføringen av fedrekvoten i 1993 (NOU, 1995:27, s. 19). Norske politikere ønsket først og fremst med denne å oppnå en jevnere fordeling av hvor mye tid som ble brukt til arbeid kontra husarbeid blant mødre og fedre. Det ble da innvilget fire uker til far som en øremerket fedrekvote, og som ville falle bort dersom far ikke tok den i bruk (Hamre, 2017). Siden den gang har det skjedd en rekke endringer i de institusjonelle forholdene hva angår permisjonsfordelingen. En full oversikt over fedrekvotens endringer gjennom årene gis i tabell 1.

Det har vært mye forskning rundt temaet fedrekvote, som eksempelvis hvordan økt fedrekvote har påvirket likestillingen i arbeidslivet, hvem det er som tar ut pappaperm, fedrekvotens konsekvenser for fedres fremtidige inntekt, for å nevne noen (Kvale, 2018; Rege & Solli, 2013; Ågotnes, 2018). Hensikten med vår oppgave er derimot å undersøke om selve innføringen av fedrekvoten har ført til at fedre i større grad bidrar i hjemmet, da i form av husarbeid. Etter hva vi kunne finne av allerede publiserte artikler har det ikke blitt gjort

mange kvantitative studier på en eventuell kausal årsakssammenheng mellom fedrekvoten og husarbeid. Vi tenkte at det derfor kunne være interessant å undersøke om innføringen av fedrekvoten i 1993 *egentlig* har fungert slik den var ment, nemlig å øke likestillingen på hjemmebane, eller om den har hatt utilsiktede konsekvenser.

1.2 Problemstilling

Vår problemstilling lyder som følger: “*Har innføringen av fedrekvoten ført til at fedre gjør mer husarbeid?*”

1.3 Avgrensninger

Med begrenset tid og ressurser følger det visse avgrensninger. Dette hører på den annen side med til en slik type oppgave, da vi ønsker å spisse oss inn på temaet og undersøke en mer konkret problemstilling.

Etter en nøye gjennomgang av hva som befant seg av tilgjengelige data, ble det bestemt at oppgavens analysedel skulle basere seg på data fra tidsbruksundersøkelsen. Dette passet også godt med avgjørelsen om å studere effekten av innføringen av fedrekvoten i Norge (versus for eksempel utlandet). Ettersom tidsbruksundersøkelsen måler antall timer brukt til både arbeid, hjem og fritid (Kitterød, 2012), måtte det tas en avgjørelse på akkurat hvilken type variabel vi ønsket å studere nærmere. Valget falt etter hvert på arbeid i hjemmet, også kalt husholdsarbeid. Mer spesifikt falt vi til slutt på kategorien *husarbeid*, ettersom *husholdsarbeid* fort kan bli for vidt og uspesifisert. Videre er det nødvendig med en avklaring angående hva vi legger i selve husarbeid rent begrepsmessig. Man skiller ofte mellom feminint, maskulint og nøytralt husarbeid (Kjeldstad & Lappegård, 2009). Feminint husarbeid omfatter vasking og stryking av tøy, rengjøring og rydding av bolig. Nøytralt husarbeid innebærer matlaging, oppvask og innkjøp av dagligvarer, mens maskulint husarbeid er av typen vedlikeholdsarbeid (ibid). En slik kategorisering er også i tråd med hvordan NSD har definert husarbeid, samt også hvordan ulike typer tidsbruksundersøkelser fra andre land definerer denne typen arbeid (Rydenstam & Vaage, 2008). Vår variabel *antall timer husarbeid (i uken)* faller inn under kategorien feminint husarbeid, noe som igjen er

hvorfor vi mener denne kan fungere som en god indikator på hvordan fedrekvoten har virket inn på selve likestillingen i hjemmet. I tidsbruksundersøkelsen utført av NSD er også tredjepersons-kriteriet avgjørende for hva som kan betraktes som arbeid. Aktiviteter som i prinsippet kan utføres av andre, og som fører til en tjeneste eller produkt defineres etter dette som arbeid (Kitterød, 2012). Dette vil med andre ord innebære at (deler av) husarbeidet ikke nødvendigvis må gjøres av husholdningens medlemmer selv, men at det også kan utføres av en tredjepart.

1.4 Oppgavens struktur

Første del av oppgaven tar for seg blant annet motivasjonen bak oppgaven og nødvendige avgrensninger. Kapittel 2 er et rent teorigapittel som diskuterer økonomisk teori av relevans for oppgaven. Viktige begreper å nevne fra denne delen er blant annet komparative fordeler og spesialisering. I kapittel 3 tar vi for oss ulike institusjonelle forhold som også kan ha en betydning for våre resultater. I kapittel 4 presenterer vi tidligere forskning som er gjort rundt temaene fedrekvote og likestilling. Videre omhandler kapittel 5 ulike aspekter rundt metodevalget, der vi blant annet presenterer hvilken tilnærming vi har til oppgaven, samt ulike antagelser som ligger bak vår statistiske metode. Kapittel 6 er en presentasjon av vårt utvalg, og de ulike variablene som inngår i vår regresjonsmodell. I kapittel 7 presenteres de største resultatene fra vår analyse. Hovedfokuset vil være på vår viktigste regresjon bestående av data fra årene 1990 og 2000, men vi vil foruten denne også noe mer kortfattet kommentere resultatene fra våre tilleggsregresjoner. Til slutt oppsummerer vi våre funn i kapittel 8.

2.0 Teori

Kapittel 2 tar for seg teori fra i hovedsak Becker (1965; 1974; 1977; 1981) og Pollak (2013). Her introduserer vi blant annet begreper som tidsallokering, humankapital og spesialisering, hvor vi anser alle nevnte faktorer som viktige brikker å ha på plass for å kunne besvare resten av oppgaven.

Som et utgangspunkt er det vanlig å først betrakte husholdningen som bestående av kun én person. Hensikten er at man da kan legge til grunn for det mest essensielle bak optimeringsproblemet, da dette i bunn og grunn er felles for husholdningen *uavhengig* av antall medlemmer. I siste del av teorikapittelet vil tidsallokeringen igjen omhandle en husholdning, men da som bestående av to medlemmer. Problemet vil i dette tilfellet være avhengig av blant annet komparative fordeler mellom medlemmene, som igjen er avhengig av deres relative produktiviteter i arbeidsmarkedet og i hjemmeproduksjonen (Becker, 1981; Pollak, 2013).

2.1. Husholdningen som bestående av én person

Husholdningen vil maksimere følgende nyttefunksjon (Becker, 1965);

$$U = U(y_1, y_2, \dots, y_n) \quad (1)$$

under budsjettbetingelsen;

$$\sum p_i y_i = I = W + V \quad (2)$$

hvor y_i er goder kjøpt i markedet, p_i er godenes markedspriser, I er inntekt, W er lønn og V er annen inntekt, som for eksempel sosiale stønader eller finansiell arv som er uavhengig av antall timer på arbeidsmarkedet (ibid). Husholdningen antas videre å kombinere *både* tid og goder til å produsere mer generelle goder ("*commodities*") som direkte inngår i dens nyttefunksjon (1). Disse godene refereres videre i teksten til som Z_i og kan uttrykkes som:

$$Z_i = f_i(x_i, T_i) \quad (3)$$

hvor x_i er en vektor av ulike markedsgoder, og T_i er en vektor av tidsbruken som blir brukt til å produsere det i -ende godet, Z_i . Disse godene omsettes ikke direkte på markedet, men blir både produsert og konsumert av husholdningen ved å bruke markedsgoder (x_i) og sin egen tidsbruk (T_i). Tidsallokeringsproblemet vil innledningsvis bli presentert på generell basis for gode Z_i , men det er likevel hensiktsmessig å kommentere allerede nå *at husarbeid kan betraktes som et spesifikt gode Z_i* , hvor husholdningen er både produsenter og konsumenter

av godet. Timer som blir brukt til å produsere og konsumere gode Z_i i løpet av formiddagen eller ukedagene kan ofte skilles fra de som blir brukt om natten eller i helgene, og av denne grunn betraktes derfor T_i som en vektor. Det antas videre at den deriverte av Z_i med hensyn til x_i og T_i er positive, noe som med andre ord vil bety at én ekstra enhet av x_i eller T_i vil bidra positivt til produksjonen av godet Z_i , alt annet holdt konstant.

Fra dette perspektivet betraktes husholdningen som nevnt som *både* produsenter (av Z_i) og nytte-maksimerere, hvor man følgelig kombinerer både produksjon og konsum i samme nyttemaksimeringsproblem. Husholdningen kombinerer med andre ord tid og markedsgoder via produksjonsfunksjonen f_i til å produsere de mer generelle godene Z_i , og den velger den beste kombinasjonen av godene Z_i ved å maksimere følgende nyttefunksjon;

$$U = U(Z_1, \dots, Z_m) = U(f_1, \dots, f_m) = U(x_1, \dots, x_i; T_1, \dots, T_i) \quad (4)$$

gitt budsjettbetingelsen;

$$g(Z_1, \dots, Z_i) = Z \quad (5)$$

hvor g_i er en kostnadsfunksjon av Z_i og Z er den gitte mengden ressurser husholdningen har til disposisjon. For å finne verdiene av g og Z antar man ofte at nyttefunksjonen gitt ved (4) er maksimert i henhold til to enkeltvise betingelser for kostnader; én for kostnadene for markedsgodene og én for tidskostnadene, men også til produksjonsfunksjonen gitt ved (3) (ibid). Man ser fra (4) at markedsgodene x_i derfor kan ha to roller; for det første kan de inngå i husholdningens nyttefunksjon *direkte*, men samtidig også indirekte som "*inputs*" i å produsere gode Z_i .

Budsjettbetingelsen for markedsgodene kan uttrykkes som:

$$\sum_1^m p_i x_i = I = V + T_w * w \quad (6)$$

hvor p_i er en vektor for de ulike markedsprisene for x_i , T_w er en vektor som uttrykker antall timer brukt i arbeidsmarkedet, og w er en vektor for tilhørende inntekt per enhet T_w . Det er vanlig å anta at det er på marginen nytteobjektet (her: husholdningen) betrakter alle

optimeringsproblemer, og det antas av den grunn videre i teoridelen at w er den marginale inntekten (Becker, 1965). Tidsbetingelsen er gitt ved:

$$\sum_1^i T_i = T_c = T - T_w \quad (7)$$

hvor T_c er en vektor som gir total tid brukt på forbruk (konsum), T_w er tiden brukt i arbeidsmarkedet, og T er en vektor for den totale tiden som husholdningen har tilgjengelig.

Produksjonsfunksjonen (3) kan også på samme måte betraktes som å bestå av to separate betingelser som kobler de ulike faktorene som inngår i betingelsene, gitt i (6) og (7), opp mot produksjonsfunksjonen;

$$\left. \begin{aligned} T_i &= t_i Z_i \\ x_i &= b_i Z_i \end{aligned} \right\} \quad (8)$$

hvor t_i er en vektor for tiden brukt per enhet av Z_i , og b_i er en tilsvarende vektor for markedsgodene x_i som inngår i Z_i .

I utgangspunktet er dette et standard maksimeringsproblem hvor man ønsker å maksimere nyttefunksjonen (4) gitt de ulike betingelsene, (6), (7) og (8). Dette spesifikke problemet kan dog forenkles da (6) og (7) er gjensidig avhengige av hverandre. Budsjettbetingelsen for markedsgodene (6) er avhengig av tidsbetingelsen (7) ved at tid kan omformes til goder ved å bruke mindre tid på konsum og i stedet allokere mer av tiden til jobb, og det motsatte forholdet har man for tidsbetingelsen. Inntekten er med andre ord *ikke* eksogen og gitt i maksimeringsproblemet, men avhengig av valget av tidsallokeringen. Derfor kan man forenkle disse to betingelsene til én enkel budsjettbetingelse ved å utnytte at man har følgende forhold;

$$\sum T_i = T - T_w \quad (7) \Leftrightarrow T_w = T - \sum T_i$$

Man setter så dette nye uttrykket for T_w fra tidsbetingelsen (7) inn i budsjettbetingelsen for godene (6), og får følgende nye budsjettbetingelse som tar hensyn til begge betingelsene i én og samme ligning;

$$\begin{aligned} \sum p_i X_i &= V + (T - \sum T_i) * w \\ \Rightarrow \sum p_i X_i + \sum T_i * w &= V + T * w \end{aligned} \quad (9)$$

I tillegg må man også ta hensyn til betingelsene for produksjonsfunksjonen gitt i ligning (8), og dermed har man at man ved å benytte (8) kan skrive den nye budsjettbetingelsen (9) som;

$$\sum ((p_i b_i + t_i w) Z_i) = V + T * w = S \quad (10)$$

Fra (10) har man at den totale prisen for én enhet av Z_i er summen av prisen av godene som inngår i Z_i , og tiden brukt per enhet konsum av Z_i , gitt ved leddet $(p_i * b_i + t_i * w)$. Med andre ord er den totale prisen av konsum summen av både direkte og indirekte priser. De indirekte kostnadene betraktes derfor på lik linje som de direkte *uavhengig* av type tidsforbruk brukt utenfor arbeidsmarkedet.

Ressursbetingelsen på høyre side av ligning (10), gitt som S , kan tolkes som inntekten dersom *all* tid ble allokert til arbeidsmarkedet. For å maksimere nyttefunksjonen vil husholdningen bruke alt av denne (høyest oppnåelige) inntekten på godene Z_i - enten direkte gjennom kostnader knyttet til godene, eller indirekte gjennom den tapte inntekten, $(t_i * w) * Z_i$, som ellers kunne ha blitt opptjent ved å allokere tiden til arbeidsmarkedet framfor konsum.

For tolkningens del antas det videre i modellen at lønnen (w) også er konstant, samt at man har konstant skalautbytte i produksjonen av Z_i . Hvilke faktorer som påvirker lønnen (w), samt også betydningen av sistnevnte antagelse i tidsallokeringsproblemet, vil bli kommentert senere i kapittelet. Husholdningens skalautbytte i produksjonen av Z_i vil nemlig være viktig for hvilken grad av spesialisering man får innad i husholdningen når den senere i kapittelet utvides til å bestå av to medlemmer. Ved maksimering av nyttefunksjonen (4) med hensyn til budsjettbetingelsen (10) har vi følgende betingelser i likevekt;

$$MU_{X_i} / MU_{X_j} = 1 \quad \text{og} \quad MU_{T_i} / MU_{X_i} = w / p_i$$

Dette vil innebære at den marginale nytten for alle typer tidsbruk i likevekt er den samme fordi de har den samme typen kostnad (gitt som lønnen, w), samt at den marginale substitusjonsraten mellom tid og hvert gode x_i er lik den reelle lønnen (w/p_i). For at husholdningen skal minimere kostnadene (som den implisitt gjør ved å maksimere nyttefunksjonen som er presentert) vil den med andre ord sette forholdet mellom den marginale produksjonen for goder og tid lik forholdet mellom deres marginale kostnader. En økning i kostnaden av tiden (w) relativt til kostnaden for godene (x_i) vil føre til en reduksjon i mengde tid og en økning i goder brukt per enhet av gode Z_i , alt annet holdt konstant. Derfor vil en økning i inntekten ikke bare føre til en substitusjon fra de goder Z_i som fører til mye tapt arbeidsinntekt ("*earnings-intensive commodities*"), men også en substitusjon fra tid og mot goder (x_i) i produksjonen av hvert gode Z_i (Becker, 1974).

Man har også følgende likevektsbetingelse;

$$U_i = dU/dZ_i = \lambda \cdot (p_i \cdot b_i + t_i \cdot w), \quad i = 1, \dots, m$$

hvor λ kan tolkes som den marginale nytten av inntekt. Denne betingelsen sier at den marginale nytten av hvert gode Z_i er proporsjonal til prisen (kostnaden) for godet i likevekt (Becker, 1965).

Husholdningen kan også gi avkall på inntekt som ellers kunne ha blitt opptjent på arbeidsmarkedet for å oppnå ytterligere nytte, hvor den tapte inntekten da kan betraktes som den indirekte kostnaden ved å oppnå mer nytte. Dersom full inntekt er gitt ved S , og totale tapte inntekter som følger av ønsket om å oppnå mer nytte er gitt ved L , har man følgende forhold mellom L , S og I (Becker, 1965);

$$L(Z_1, \dots, Z_i) = S - I(Z_1, \dots, Z_i) \tag{11}$$

hvor både L og I er funksjoner av Z_i , da hvor mye som blir opptjent på arbeidsmarkedet og følgelig hvor mye inntekter som går tapt er avhengig av hvilken kombinasjon av Z_i -er som blir valgt. Ligning (11) kan omskrives til;

$$\sum p_i b_i Z_i + L(Z_1, \dots, Z_i) = S \tag{12}$$

som på sin side igjen viser at full inntekt (S) enten brukes direkte på markedsgoder (x_i), eller indirekte gjennom den tapte inntekten. Likevektsbetingelsen man får ved å maksimere nyttefunksjonen med hensyn til den nye budsjettbetingelsen (12) er gitt ved:

$$U_i = T(p_i b_i + L_i), \quad i = 1, \dots, i$$

hvor man igjen kan dele den marginale kostnaden (prisen) for Z_i inn i en direkte komponent ($p_i b_i$), samt en indirekte komponent (L_i). Bak inndelingen i direkte og indirekte kostnader ligger allokeringen av tid og goder mellom arbeidsorienterte og konsumorienterte aktiviteter, som igjen gjør at man kan se inndelingen av kostnader fra et annet perspektiv. Inndelingen av kostnader kan nemlig også deles inn basert på om kostnadene er et resultat av allokeringen til markedsgoder *eller* til tid. Den deriverte av L (11) med hensyn til Z_i er;

$$L_i = \partial L / \partial T_i * \partial T_i / \partial Z_i + \partial L / \partial x_i * \partial x_i / \partial Z_i,$$

hvor $\partial L_i / \partial T_i$ og $\partial L_i / \partial x_i$ henholdsvis kan tolkes som den marginale tapte inntekten av å bruke tid og markedsgoder på Z_i (ibid).

Bak komponentene som inngår i ligning (10) har man at størrelsen på den tapte inntekten er avhengig av mengden tid brukt per enhet av goder x_i (gitt ved b_i), samt kostnaden per enhet av tid (gitt ved w) (ibid). Størrelsen på den tapte inntekten ville blitt bestemt av tidsintensiteten (b_i) alene *kun* dersom tidskostnaden (w) var den samme for alle goder Z_i . Denne kan likevel tenkes å variere betraktelig med hvilken type gode Z_i er, men vil også trolig være avhengig av hvilken periode man betrakter. En økning i inntekten (w) vil øke prisen på de godene som fører til relativt høye tapte inntekter, føre til en substitusjon fra dem og øke antall timer på arbeidsmarkedet da tiden nå er mer kostbar. Det er dessuten verdt å legge til at det her er snakk om en *kompensert* økning i inntekten, som med andre ord vil innebære at man holder nytten på *samme* nivå som før økningen i inntekten (Becker, 1965).

Etter å ha gjennomgått det mest grunnleggende som ligger bak tidsallokeringsproblemet, vil husholdningen nå utvides til å bestå av flere medlemmer. Det fundamentale bak problemet er fremdeles det samme, det vil si at husholdningen fortsatt ønsker å maksimere sin respektive nyttefunksjon gitt de ulike budsjettbetingelsene. På den annen side vil husholdningen nå ta

hensyn til de ulike medlemmenes *komparative fordeler*, noe som igjen kan føre til en annen type tidsallokering innad i husholdningen enn den i det første tilfellet hvor husholdningen kun bestod av ett medlem. I tillegg vil husholdningens *produksjonsfunksjon* og derav skalautbytte være avgjørende for graden av spesialisering blant medlemmene. Da oppgaven omhandler fedrekvoten, består hovedutvalget i analysedelen av fedre boende med en annen part (samboere, gifte fedre, partnere o.l.). Av den grunn er det derfor mest naturlig at vi i resten av kapittelet kommer til å betrakte husholdningen som bestående av *to* medlemmer. Den samme tankegangen kan likevel tenkes å kunne overføres til tilfeller hvor husholdningen består av flere medlemmer enn dette.

2.2 Husholdningen som bestående av to personer

I første del av teorien hvor husholdningen kun bestod av ett medlem var tidsallokeringen avhengig av medlemmets preferanser (reflektert i nyttefunksjonen) samt de ulike budsjettbetingelsene ("*constraints*") som var avhengig av lønnen (w), prisen på markedsgodene og hans eller hennes produksjonsfunksjon (/teknologi). Tidsallokeringen i en husholdning som består av to medlemmer omfatter på sin side også andre betraktninger. I likhet med det første tilfellet er den fremdeles avhengig av preferanser og budsjettbetingelser, men problemet må nå også ta hensyn til lønnen til *begge* medlemmene, husholdningens spesifikke produksjonsfunksjon *sammen* og de to medlemmenes individuelle produksjonsfunksjoner (Pollak, 2013). I tillegg er også tidsallokeringen innad i husholdningen avhengig av styringsstrukturen i husholdningen ("*governance structure*") (ibid). Sistnevnte faktor bestemmer hvordan medlemmenes egne preferanser og husholdningens budsjettbetingelser utspiller seg i allokeringen av godene (både X_i og Z_i -er) og tiden, T_i (ibid). I vårt spesifikke tilfelle vil derfor antall timer husarbeid som det enkelte medlemmet i en husholdning tilbyr være avhengig av disse nevnte faktorene. Da oppgaven baserer seg på kvantitative metoder vil styringsstrukturen være vanskelig å konkretisere, og vil av den grunn ikke bli utdypet i like stor grad som nyttefunksjonen, produksjonsfunksjonen og budsjettbetingelsen videre i kapittelet. Å trekke konklusjoner om tidsallokeringen *kun* på grunnlag av budsjettbetingelser eller husholdningens produksjonsfunksjon alene er i utgangspunktet ikke ideelt, da tidsallokeringen i virkeligheten er et resultat av et samspill av mange faktorer. På den annen side vil husholdningens budsjett og produksjonsfunksjon trolig være svært avgjørende for tidsallokeringen blant husholdningens medlemmer, og mer

spesifikt for graden av spesialisering innad i husholdningen (Becker, 1975; Pollak, 2013). Fullstendig spesialisering i husholdningen vil tilsi at det ene medlemmet jobber kun i arbeidsmarkedet, mens det andre jobber kun hjemme, eller at begge medlemmene jobber kun i samme sektor (Pollak, 2013). Videre i oppgaven vil begrepet spesialisering dog omfatte ulike grader av spesialisering, og ikke nødvendigvis fullstendig spesialisering. Teorien om *komparative fordeler* sier at medlemmenes ressurser burde bli allokert til ulike aktiviteter basert på deres *relative* produktivitet (Becker, 1974). I oppgavens kontekst kan den komparative fordelten til et medlem bli definert som forholdet mellom hans eller hennes marginale produktivitet ute i markedet og hans eller hennes marginale produktivitet hjemme, sammenlignet med det andre medlemmet i husholdningen (ibid). I 2.2.1 vil relevant teori om faktorene som inngår i husholdningens nyttefunksjon, produksjonsfunksjon samt budsjettbetingelse bli presentert. De ulike antagelsene som ligger bak disse, vil være avgjørende for graden av spesialisering blant husholdningens medlemmer.

2.2.1 Husholdningens nyttefunksjon

Husholdningens nyttefunksjon reflekterer fremdeles medlemmenes preferanser. For enkelthets skyld er det vanlig å anta at medlemmene ikke har det som kalles "*process preferences*", noe som vil innebære at de er indifferente med tanke på hvor de bruker tiden sin (her: i arbeidsmarkedet *eller* hjemme) (Pollak, 2013). Dersom man på den annen side har "*process preferences*" kan man for eksempel tenke seg at det ene medlemmet foretrekker å gjøre husarbeid framfor å vedlikeholde uteplassen, og følgelig vil gjøre mer husarbeid enn det andre medlemmet, alt annet likt. I fraværet av slike preferanser vil arbeid på arbeidsmarkedet og arbeid hjemme være perfekte substitutter i begge medlemmenes nyttefunksjoner (ibid). Hvert medlem bryr seg om hans eller hennes totale arbeidstid (T_i), men vil være indifferent mellom alle kombinasjoner av arbeid på arbeidsmarkedet og husarbeid som fører til den samme totale nytten (evt. misnøyen) (ibid).

2.2.2 Husholdningens produksjonsfunksjon

I hvilken grad man får spesialisering i de to enkelte markedene (her: hjemme og arbeidsmarkedet) blant medlemmene, vil være avhengig av antagelser angående egenskapene

til, og formen på, produksjonsfunksjonen. Dersom de to medlemmene er *perfekte* substitutter i produksjonen av husarbeid vil en «effektivitetsfaktor» gjøre tiden per enhet av husarbeid til medlem 1 om til tid per enhet for medlem 2, slik at de kan sammenlignes på samme måleenhet (Pollak, 2013). Den marginale tekniske substitusjonsraten (*MRTS*) av medlem 1 sin tid for medlem 2 sin tid er konstant i dette tilfellet, slik at man derfor har konstant skalautbytte i produksjonen. Uten ytterligere antagelser om husholdningens teknologi vil spesialisering føre til effektivitet i tilfellet med perfekt substitusjon (Becker, 1974). Man kan imidlertid legge til rette for at *bilateral produksjon* i husholdningen gir en større «*output*» enn summen av det de to medlemmene kunne ha produsert hver for seg. Denne egenskapen ved produksjonsfunksjonen kalles additivitet (Pollak, 2013). Uten antagelsen om additivitet i produksjonsfunksjonen er det *ikke* nødvendigvis spesialisering som fører til effektivitet i husholdningen (ibid).

Økende og avtagende skalautbytte har derimot andre implikasjoner for spesialiseringen innad i husholdningen. I dette avsnittet antas det videre at medlemmenes humankapital er gitt (ibid). På den annen side vil perfekt substitusjon og økende skalautbytte føre til sterk spesialisering i husholdningen dersom det er mulig å justere medlemmenes mengde av humankapital etter hva som er det mest optimale (ibid). Avtagende skalautbytte er en plausibel antagelse dersom medlemmenes produktivitet avtar etter hvert som de blir slitne eller kjeder seg ved en aktivitet, som for eksempel ved å gjøre husarbeid i lys av oppgavens kontekst. Den negative effekten av kjedsomhet og/eller tretthet på produktiviteten er dessuten en godt etablert empirisk fakta (ibid). I et slikt tilfelle, med additivitet og avtagende skalautbytte, er det ikke nødvendigvis spesialisering som fører til effektivitet. Når Z_i er produsert av «tidsinput-en» alene, gjør den negative produktivitetseffekten at en økning i antall timer arbeid bidrar til mindre enn en proporsjonal økning i «*output*». I de tilfeller hvor produksjonen krever *både* tid («*labor inputs*») og goder (x_i) («*non-labor inputs*»), vil konsekvensene av typen skalautbytte i produksjonen være avhengig av hvordan godene x_i inngår i produksjonsfunksjonen (ibid).

2.2.3 Flere hjemmeproduksjonsaktiviteter

Effektivitet som et resultat av at kun det *ene* medlemmet står for produksjonen i hjemmet («*unilateral production*») kan skyldes blant annet to årsaker; dersom de to medlemmene er

like produktive hjemme i *samtlig*e hjemmeproduksjonsaktiviteter men har ulik lønn (w) på arbeidsmarkedet, vil effektivitet oppnås ved at den med lavest lønn utfører alle aktivitetene knyttet til hjemmeproduksjonen (ibid). Denne konklusjonen er fremdeles gyldig *selv* når medlemmenes produktivitet ikke er helt identisk, så lenge lønnsforskjellen dem imellom er betydelig stor. I tillegg er det også mulig at effektivitet er resultatet av full spesialisering i husholdningen dersom “*economies of scope*” kan hevdes å være gjeldende for aktiviteter knyttet til hjemmeproduksjonen (ibid). Denne typen fordeler oppstår på grunn av egenskaper ved teknologien bak å produsere to eller flere goder (Z_i), mer spesifikt på grunn av komplementariteter blant aktivitetene. Dette kan blant annet være en teknologibasert forklaring på hvorfor effektivitet i mange tilfeller vil innebære at det samme medlemmet tar seg av *et sett* av den samme typen oppgaver i hjemmeproduksjonen (ibid). I et slikt tilfelle er det fordeler å hente ut ved at det samme medlemmet tar seg av *samtlig*e av disse aktivitetene.

2.2.4 Antagelser om humankapitalen

Som et utgangspunkt er det ofte vanlig å anta at medlemmene er identiske rent produktivitetmessig, bortsett fra de forskjeller i produktiviteten som skyldes ulik akkumulering av humankapital dem imellom (Becker, 1974). For de teknologiene som *ikke* nødvendigvis tilsier at man får spesialisering i husholdningen, vil styrken på effektene av humankapitalen være avgjørende for om spesialisering er effektivt eller ikke (Pollak, 2013). Slike effekter av humankapitalen viser seg blant annet i produktiviteten til de enkelte medlemmene, og derfor også implisitt i lønnen (ibid). Husholdningens evne til å optimalt tilpasse én type humankapital kan gi insentiver til sektorspesialisering, det vil si spesialisering *enten* hjemme eller på arbeidsmarkedet. I vår spesifikke kontekst antas det videre at medlemmene kan tilegne seg to ulike typer humankapital; én markedsspesifikk kapital og én hjemmeproduksjons-spesifikk kapital. For eksempel kan man tenke seg at hvert medlems hjemmeproduksjons-spesifikke humankapital er gitt, men at husholdningen på den annen side kan justere hvert medlems markedsspesifikke humankapital. I dette tilfellet kan den markedsspesifikke kapitalen gjennom sin effekt på lønnen (w) være en tilstrekkelig pådriver for at man får spesialisering innad i husholdningen. Som man ser må man derfor først spesifisere forholdet mellom humankapital, lønn og produktivitet i husholdningen for å med sikkerhet kunne si noe om hvordan humankapital påvirker insentivene for spesialisering (ibid). Hvorvidt man antar at markedsspesifikk humankapital *kun* påvirker

lønnen på arbeidsmarkedet, og at hjemmeproduksjonsspesifikk kapital *kun* påvirker produktiviteten hjemme eller ikke, vil være av betydning for graden av spesialisering i husholdningen (ibid). Viktigheten av sektorspesifikk humankapital i hjemmeproduksjonen er dog et empirisk spørsmål som er åpen for debatt, men samtidig også utenfor oppgavens omfang. Lønnen i yrker som involverer hjemmeproduksjonsspesifikk kapital (som for eksempel rengjøring og barnepass) kan likevel tenkes å kunne rettferdiggjøre deler av antagelsen om at de to ulike typene humankapital kan virke inn på begge sektorene. Videre i oppgaven antas det derfor at *begge* typer humankapital kan påvirke *både* lønnen og produktiviteten i husholdningen. Videre er det hensiktsmessig å se på hvordan humankapitalen inngår i husholdningens produksjonsfunksjon. Man kan anta at tiden som hvert medlem allokterer til hver sektor blir multiplisert med en funksjon av det respektive medlemmets humankapital, og at tilegning av mer humankapital på denne måten vil virke tidsforbedrende (“*time-augmenting*”) i produksjonen av gode Z_i (ibid). Alt annet likt, vil medlemmet derfor måtte bruke mindre *tid* til produksjonen av den samme mengden Z_i når humankapitalen øker.

Antagelser om humankapitalen er derfor *ikke* nødvendig for spesialisering blant medlemmene når deres «tidsinput» er perfekte substitutter, eller med additivitet og konstant skalautbytte, men den kan derimot øke insentivene for spesialisering. I de tilfellene hvor husholdningens teknologi ikke nødvendigvis tilsier at effektivitet innebærer spesialisering, vil man heller ikke ved å introdusere humankapital i problemet *alene* føre til at resultatet blir spesialisering i husholdningen. Hvorvidt humankapitalen faktisk fører til spesialisering eller ikke er som nevnt tidligere avhengig av styrken på humankapitalens effekt på lønn og produktivitet i husholdningen.

2.2.5 Budsjettbetingelsene

Budsjettbetingelsene i form av total inntekt og total tid til disposisjon er de samme for husholdningen bestående av to medlemmer som for husholdningen som bestod av kun ett medlem. Det som er av stor betydning er blant annet prisen på gode x_i som inngår i produksjonen av gode Z_i , og man kommer derfor inn på spørsmålet om hvor enkelt det er å substituere dette godet mot egen tid (T_i), gitt ved den marginale tekniske substitusjonsraten

(*MRTS*). I tillegg vil det totale budsjettet blant annet være avhengig av lønnen til de enkelte medlemmene, som igjen er et resultat av deres produktivitet i arbeidsmarkedet.

2.3 Husarbeid som et gode Z_i og andre variablers påvirkning

Dette avsnittet vil omhandle *timer husarbeid* som er oppgavens *utfallsvariabel*, og hvordan vår viktige *uavhengige variabel* (her: *fedrekvoten*), kan tenkes å ha en effekt på denne. I tillegg vil også kontrollvariablene presenteres, som også kan tenkes å kunne påvirke trendene i antall timer husarbeid.

2.3.1 Timer husarbeid

Som nevnt innledningsvis kan timer husarbeid betraktes som et spesifikt gode Z_i , hvor husholdningen betraktes som både produsenter og konsumenter av godet. Som en parallell opp mot den presenterte teorien har man derfor en avveining mellom å være hjemme (og følgelig blant annet gjøre husarbeid) eller å være ute i arbeidsmarkedet. Dersom man antar at de to medlemmene i husholdningen er perfekte substitutter i produksjonen av husarbeid, vil man derfor forvente at det medlemmet som er mest produktiv hjemme er den som spesialisere seg i hjemmeproduksjonen, mens den som er mest produktiv ute på arbeidsmarkedet vil spesialisere seg der. Hvis man derimot antar at husholdningen har en annen teknologi vil man kunne forvente andre resultater, da mer spesifikt graden av spesialisering blant de to medlemmene i husholdningen. Som man ser vil derfor hva som er den mest effektive tidsallokeringen være svært avhengig av de underliggende egenskapene ved husholdningens spesifikke produksjonsfunksjon. Hvorvidt man antar at produksjonen av husarbeid er mest tidsintensiv, eller mer krevende i form av "input-en" av goder (x_i) vil også ha implikasjoner for resultatene. Da produktiviteten til det enkelte medlem ute i arbeidsmarkedet er reflektert i lønnen (w), vil også denne være en spesielt viktig faktor i tidsallokeringsproblemet, og mer spesifikt for spesialiseringen i hjemmeproduksjonen (her: husarbeid).

2.3.2 Fedrekvoten

Innføringen av fedrekvoten vil ha en effekt på timer husarbeid gjennom dens direkte innvirkning på alternativkostnaden ved å være hjemme for de fedrene som blir berørt av reformen, samt at den også kan tenkes å ha en positiv effekt på produktiviteten hjemme. Ved at fedre nå blir kompensert for den tapte inntekten de ville hatt dersom de *uansett* hadde valgt å bli hjemme, blir det derfor relativt "*billigere*" for dem etter innføringen av reformen som følge av *redusert tapte inntekt samt økt produktivitet hjemme*. Alt annet likt vil man derfor kunne forvente at innføringen av fedrekvoten vil øke antall timer husarbeid hovedsakelig gjennom den direkte effekten på inntekten, og derfor føre til en annen type spesialisering (Becker, 1991). På den annen side vil man måtte gi avkall på markedsspesifikk humankapital (som igjen har en effekt på lønnen gjennom produktiviteten på arbeidsmarkedet) dersom man velger å ta ut kvoten. Dette kan tenkes å ha en motstridende (negativ) effekt på antall timer husarbeid blant fedrene som velger å ta ut kvoten. Hvorvidt innføringen av fedrekvoten da faktisk øker antall timer husarbeid blant de berørte fedrene eller ikke, vil derfor være avhengig av hvilken effekt som er sterkest, samt også hvor stor økningen i hjemmeproduksjonsspesifikk kapital er relativt til den markedsspesifikke kapitalen (det vil si endring i marginale produktiviteter). Inntekten blir i dette tilfellet en endogen faktor, da antall timer husarbeid påvirker inntekten ved at den reduserer inntekten direkte (og indirekte via tapte markedsspesifikk humankapital), samtidig som lønnen igjen vil påvirke antall timer husarbeid tilbudt av fedre berørt av kvoten.

2.3.3 Utdanning

Hvor mye det enkelte individ investerer i sin egen humankapital (her i form av utdanning) vil være avhengig av hvilken avkastning man får igjen, som hovedsakelig er bestemt av lønnen (w) i arbeidsmarkedet (Borjas, 2013). En høyere utdanning kan tenkes å føre til en reduksjon i antall timer husarbeid ved at alternativkostnaden ved å være hjemme vil være høyere som følge av at *lønnen øker med produktiviteten* i arbeidsmarkedet. Utdanning har med andre ord en indirekte effekt på timer husarbeid gjennom inntekten, og disse variablene kan derfor tenkes å ha en sterk sammenheng.

2.3.4 Inntekt

Som nevnt i tidligere avsnitt vil lønnen (her: inntekten) (w) være et resultat av mengden humankapital som er akkumulert av det enkelte medlemmet. Dette er fordi humankapitalen antas å påvirke produktiviteten og implisitt derfor inntekten, gitt at man antar et perfekt arbeidsmarked (Borjas, 2013). I forbindelse med denne variabelen er det naturlig å kommentere hvor elastisk timer husarbeid er i forhold til endringer i inntekten. Det som er av særlig interesse i forhold til sammenhengen mellom tilbudskurven av timer husarbeid og inntekt er blant annet hvor lett det er å “*outsource*” husarbeid. Dersom inntekten øker, vil man, gitt at det er rimelig å anta at husarbeid er et normalt gode, kunne forvente at timer husarbeid går ned, alt annet likt. Dette er fordi alternativkostnaden ved å være hjemme i stedet for arbeidsmarkedet nå øker (inntektseffekt), samt at det relativt sett blir billigere å kjøpe input-en i produksjonen av husarbeid på arbeidsmarkedet i form av x_i -er (substitusjonseffekt). På den annen side vil dette være svært avhengig av den marginale tekniske substitusjonsraten mellom tid (T_i) og goder (x_i) i produksjonen av husarbeid (Z_i) - det vil si hvor lett det er å bytte sin egen “tidsinput” ut mot goder fra markedet når inntekten øker. I tillegg kan det også tenkes at antall timer husarbeid på samme måte kan ha en gjensidig effekt på lønnen i form av at man ved å være hjemme gir avkall på markedsspesifikk humankapital som ellers kunne ha blitt tilegnet i arbeidsmarkedet. Dette vil følgelig ha konsekvenser for inntekten (ibid). I et slikt tilfelle bestemmes timer husarbeid og inntekten av hverandre. I maksimeringsproblemet er inntekten med andre ord ikke eksogen, men avhengig av valget av tidsallokeringen (til blant annet timer husarbeid) (Becker, 1965).

2.3.5 Alder

Akkumulering av humankapital er en livslang prosess (Borjas, 2013). I tråd med dette vil man derfor kunne forvente at en eldre person potensielt kan ha opparbeidet seg en større andel humankapital (både i form av utdanning og/eller livs -og arbeidserfaring) enn en yngre person. Ettersom økt mengde humankapital antas å føre til økt produktivitet, kan man videre tolke det slik at en eldre person trolig er mer produktiv enn en yngre – i hvert fall til man har nådd en viss alder (avtakende produktivitet) (ibid). Som nevnt tidligere vil dette, gitt at man har et perfekt arbeidsmarked, reflekteres i en høyere lønn, som igjen vil ha følger for det relative forholdet mellom produktiviteten i arbeidsmarkedet og produktiviteten i

hjemmeproduksjonen. Samtidig kan det også tenkes at en eldre person kan ha tilegnet seg mer hjemmeproduksjonsspesifikk humankapital enn en yngre.

2.3.6 Landsdel

I nyttefunksjonen (4) som ble introdusert i avsnitt 2.1 kan man også introdusere en tredje variabel, gjerne benevnt R (Becker, 1974). Hensikten med denne er å ta hensyn til det sosiale aspektet blant husholdningens tidsallokering mellom de to medlemmene, som frem til nå i stor grad har blitt neglisjert for enkelhets skyld. For eksempel kan denne variabelen representere forholdet i forhandlingsmakten blant husholdningens medlemmer eller fange opp sosiale normer (ibid). Denne variabelen kan blant annet også tenkes å være avhengig av forhold ved den geografiske lokaliseringen. Dersom det er slik at hvilken type kapital (markedsspesifikk eller hjemmeproduksjonsspesifikk) man investerer i er avhengig av lokasjonen vil dette påvirke den relative produktiviteten til medlemmene, og spesialiseringen vil i et slikt tilfelle være avhengig av geografi, alt annet likt.

2.3.7 Arbeidstidsordning

Arbeidstidsordning kan først og fremst tenkes å påvirke timer husarbeid gjennom sin effekt på medlemmenes produktivitet (Becker, 1977). Dersom man antar at produktiviteten er en funksjon av innsats ("*effort*") i tillegg, kan hvilken arbeidstidsordning man har påvirke produktiviteten ved at en type arbeidstidsordning er mer energikrevende enn en annen. Dersom man i et slikt tilfelle må legge mer innsats i arbeidsmarkedet, må noe av denne energien gå på bekostning av energi som ellers kunne ha blitt allokert til hjemmeproduksjonen (og timer husarbeid) (ibid). "Tidsinput-en" i produksjonen av husarbeid er også gitt som en vektor i del 2.1. Dette er for å fange opp at timene medlemmene har til disposisjon i løpet av en dag kan tenkes å ha ulik effekt på Z_i . Derfor vil når på døgnet man faktisk har tid til å gjøre husarbeid tenkes å kunne ha en innvirkning på antall timer husarbeid.

2.3.8 Kjønn

“*Economies of scope*”-fordeler kan tenkes å være en viktig faktor i tidsallokeringen mellom de to medlemmene i en husholdning bestående av begge kjønn. Dersom det er slik at kvinner tradisjonelt sett har tatt seg av aktiviteter i hjemmeproduksjonen som er komplementære til husarbeid, kan de tenkes å være mer produktive relativt til mennene i produksjonen av husarbeid på grunn av komplementariteten mellom disse oppgavene og husarbeid (Pollak, 2013). Et eksempel på dette kan være at mange av aktivitetene knyttet til barneomsorg og husarbeid kan gjøres samtidig (Fafchamps & Quisumbing, 2008). Foruten disse aktivitetene som er knyttet til hjemmeproduksjonen, kan det også tenkes at dersom det er tilfellet at kvinner typisk har dominert typiske jobber i helse og- omsorgsektoren, så kan tilegningen av markedsspesifikk humankapital også anvendes i hjemmeproduksjonen og produktiviteten i denne sektoren (ibid). Dersom aktiviteter knyttet til husarbeid er relativt energikrevende, eller hvis medlemmene har preferanser for andre typer aktiviteter, kan det også tenkes at det å gjøre husarbeid kan ha en negativ effekt på produktiviteten hjemme, men også i arbeidsmarkedet. Dette vil igjen påvirke forholdet mellom de relative produktivitetene i de to sektorene, men sistnevnte vil spesielt kunne redusere inntekten i arbeidsmarkedet (og dermed redusere alternativkostnaden av å være hjemme for kvinner) (Becker, 1977; 1981). På denne måten kan for eksempel tradisjonelle kjønnsroller gi utslag på hva som er den mest effektive tidsallokeringen i de to sektorene mellom de to medlemmene i husholdningen. Dersom man går bort i fra antagelsen om et perfekt arbeidsmarked, men introduserer diskriminering basert på kjønn, kan også dette påvirke tidsallokeringen blant medlemmene (Borjas, 2013). Hvis kvinners lønn er lavere som følge av diskrimineringen, vil dette ha en effekt på avveiningen mellom antall timer husarbeid og timer i arbeidsmarkedet tilbudt *gjennom lønnen*.

Kort oppsummert vil tidsallokeringsproblemet innad i husholdningen være avhengig av både direkte og indirekte kostnader som følge av allokeringen mellom timer dedikert til hjemmeproduksjon og timer dedikert til arbeidsmarkedet. Innføringen av fedrekvoten kan tenkes å ha to motstridende effekter. Den første vil virke positivt på antall timer husarbeid, ved at alternativkostnaden ved å nå være hjemme vil være lavere, gitt at medlemmet (her: far) hadde tatt ut permisjon *uavhengig* av innføringen - da han nå blir kompensert for inntekt som ellers ville ha gått tapt. På den annen side kan det også tenkes at fedrekvoten kan ha en negativ effekt på antall timer husarbeid ved at far vil måtte gi avkall på markedsspesifikk

humankapital som ellers kunne ha blitt tilegnet, dersom han var i arbeidsmarkedet fremfor hjemme i permisjon. Dette vil ha en negativ effekt på inntekten, gitt et perfekt arbeidsmarked. Med andre ord er hva man kan forvente av innføringen av fedrekvoten på antall timer husarbeid derfor tvetydig, og avhengig av hvilken effekt som er sterkest.

3.0 Institusjonelle forhold

Denne delen vil kort presentere kravene for å kvalifisere seg til fedrekvoten, samt enkelte institusjonelle forhold i Norge som kan virke inn på hvor mange timer husarbeid fedre utfører. Blant de institusjonelle forholdene vil vi fokusere på fedrekvotens «innfasingsperiode», familiepolitiske tiltak og tradisjonelle kjønnsroller. Dette er faktorer vi *ikke* direkte får tatt hensyn til i vår tilnærming til oppgaven, men som likevel bør diskuteres da de på lik linje som andre faktorer kan påvirke fedrenes hjemmeproduksjon (her: husarbeid).

Arbeidsmiljøloven fra 1977 (§§ 12-2, 12-4 og 12-5) sier at foreldrene har rett til permisjon i til sammen 12 måneder. Foreldre har i tillegg rett til permisjon dersom de får utbetalt foreldrepenger fra folketrygden. For å få disse utbetalt er det tre krav som må være oppfylt; 1) du skal ha hatt inntekt i 6 av de siste 10 månedene, 2) årsinntekten din skal være halvparten av grunnbeløpet for gjeldende år, 3) du skal bo i Norge (Folketrygdloven, 1997, §§ 14-6, 14-7; NAV, u.å.). Foruten dette, har det siden fedrekvoten først ble innført i 1993 skjedd en rekke endringer i lengden på permisjonen (se tabell 1 for full oversikt).

Hovedsakelig har den har økt gradvis fram til 2015, da den for første gang ble redusert fra 14 uker til 10 uker (Brandth & Kvande, 2013). I juli 2018 fikk vi på ny en økning, da fra 10 til 15 uker permisjon forbeholdt mor og far ved 100 % dekningsgrad. I desember 2018 kom det et vedtak fra Stortinget om også å øke kvoten ved 80% dekningsgrad, da til 19 uker for mødre og fedre (Endringslov til folketrygdloven, 2018, § 14-9).

	Antall uker	Antall dager
1993	4	20
2005	5	25
2006	6	30
2009	10	50
2011	12	60
2014	14	70
2015	10	50
2018	15	75

Tabell 1. Endringer i fedrekvoten fra 1993-2018 ved 100 % dekningsgrad.

Det kan tenkes at den såkalte «innfasingsperioden» (årene rett etter 1993 da fedrekvoten trådte i kraft) har spilt en rolle for fedres fordeling av tidsbruk. Som vist i tabell 1 holdt fedrekvoten seg stabil på fire uker i perioden 1993-2005. Mens flertallet av fedrene som mottok foreldrepenger i «innfasingsperioden» tok ut *mindre* enn 4 ukers kvote, økte andelen gradvis til at det mot slutten av 2005 var et flertall som tok ut *mer* enn 4 uker. Annen statistikk viser også at 70 % av menn som mottok foreldrepenger i perioden 1996-2005 tok ut akkurat det de hadde krav på i permisjon (Hamre, 2017; NAV, 2013). I tråd med oppgavens hypotese vil man derfor kunne forvente en relativt liten oppgang i antall timer husarbeid blant fedrene i «innfasingsperioden», og en tydeligere økning mot slutten av 2005. Samtidig må det påpekes at NAV understreker at dette kan være ufullstendige målinger, slik at hva som er de helt korrekte uttakene av fedrekvoten derfor kan avvike fra hva som til nå har blitt opplyst (Hamre, 2017; NAV, 2019).

Innføringen av fedrekvoten var ikke det eneste tiltaket som ble iverksatt for barnefamilier i oppgavens relevante tidsperiode. Da det ikke er usannsynlig at også disse kan ha hatt sin effekt på fedrenes tidsbruk til husarbeid, vil noen av de mest sentrale reformene trekkes inn. Først ut er den betalte fødselspermisjonen (som man antar mødrene benyttet seg mest av) som økte fra 18 til 35 uker i perioden 1978 til 1993 (Hamre, 2017). Et annet tiltak var innføringen av kontantstøtten i 1998. Denne hadde til hensikt å øke foreldrenes mulighet til å kunne ta større del av omsorgen for barna. Man kunne for eksempel få full kontantstøtte dersom man ikke tok i bruk barnehageplass, gitt at denne var offentlig driftet (Kontantstøtteloven, 1998). Om lag 80% av de med små barn benyttet seg av denne ordningen, som igjen reduserte kvinners deltakelse på arbeidsmarkedet med 5-6 % (Rege & Solli, 2010). Den hadde derimot ingen direkte påvirkning på fedres arbeidsdeltakelse (ibid), så ordningens effekt på timer husarbeid kan derfor tenkes å være liten. Hvor mye fedrene direkte har blitt påvirket av nevnte og andre lignende tiltak er også av svært liten grad (ibid).

I kapittel 2 diskuterte vi hvordan ulike variabler kunne påvirke trendene for hvor mange timer fedre gjør husarbeid, som blant annet sosiologiske faktorer. Med dette tenker vi hovedsakelig på de tradisjonelle holdningene til at mor var den som skulle være hjemme, passe barn og stelle hus, mens far var den som skulle ut i arbeid og tjene penger til livets opphold. Etter hvert oppstod det derimot endringer i kjønnsrollene, hvor det i dag kan sies å være mer allment akseptert at også far skal bidra til hus og hjem mens mor har tatt (større) del i arbeidslivet. Om endringene skyldes familiepolitikken som nevnt over og dens økte fokus på likestilling, eller om de bunner i andre årsaker er en svært interessant problemstilling. Kjelstad og Lappegård (2010) har utført en studie der de ser på holdninger til kjønnsroller og likestillingspraksis i hjemmet. Her finner de blant annet at kvinner med utdanning innen typiske mannsdominerte retninger (f.eks. ingeniør), og menn som utdanner seg innenfor kvinnedominerte fagområder (f.eks. sykepleier) har et mer likestilt syn når det gjelder kjønnsroller og fordeling av husarbeid. Ut ifra denne studien kan det derfor tenkes at fedre gjør mer husarbeid der mor og far er utdannet som henholdsvis mekaniker og helsefagarbeider, enn i tilfeller der mor er lærer og far jobber som snekker, alt annet likt. Det blir derfor interessant å se på om fedrenes økte bidrag til husarbeid skyldes endringer i blant annet kjønnsroller og familiestrukturen, eller om (deler av) det kan forklares av fedrekvoten.

4.0 Tidligere forskning

Ettersom oppgaven baserer seg på norske data og norsk politikk, vil tidligere forskning gjort på temaet i hovedsak bli diskutert på bakgrunn av studier som også er basert på norske data. Avslutningsvis har det likevel blitt valgt å nevne noen internasjonale studier simpelthen for å ha et sammenligningsgrunnlag for de norske resultatene. Da det har blitt utført flerfoldige studier om fedrekvoten og likestilling, har tidligere publikasjoner stort sett hatt et annet fokus eller tatt for seg andre vinklinger av begrepet likestilling enn hva som blir gjort i denne oppgaven. Det har også vært stor variasjon av hvilke type undersøkelser og eksperiment som har blitt utført (herunder kvasi-eksperimentelle, kvalitative, statistiske osv). Forskning tilsvarende vår har ikke enstemmige resultater, men kommer med ulike funn (Finseraas & Kotsadam, 2013; Ekberg, Eriksson & Friebel, 2013; Halrynjo & Kitterød, 2017; Pettersen, 2004). Det blir derfor interessant å se i hvilken retning våre resultater vil peke.

Artikkelen “Fedre deltar mer i husarbeid og arbeid” er en del av serien *Samfunnsspeilet* der resultatene fra Tidsbruksundersøkelsen diskuteres (Kitterød, 2012). I utgaven fra 2012 kommer det frem at det har skjedd store endringer i de siste tiårene, da med hovedfokus på foreldrenes tidsbruk. Undersøkelsene viser en motsatt trend blant mødre og fedre, der fedre bruker mer tid til husholdsarbeid og mødre mindre. Dette frigjør igjen mer tid for mor og mindre tid for far til yrkesarbeid. Størst endring finner de blant foreldre med småbarn i alderen 0 til 6 år. Mens fedre i 1980 brukte 42 minutter i snitt per dag til husarbeid, har dette tallet økt til én time og seks minutter per dag i 2010, noe som tilsvarer en oppgang på hele 65%. Ser man på fedre til barn i alderen 7 til 19 år er denne økningen mindre. Kitterød (2012) nevner at denne forskjellen i økningen mellom de to aldersgruppene kan henge sammen med at norske insentiver hva gjelder familiepolitikk har hatt et hovedfokus på nettopp småbarnsforeldre. Selv om vi i vår masteroppgave benytter oss av samme datagrunnlag, er likevel vårt hovedfokus et annet enn i artikkelen til Kitterød, da hun hovedsakelig ser på om økningen i timer husarbeid kun gjelder for bestemte grupper av fedre.

Finseraas og Kotsadam kom i 2013 med en tverrsnittsundersøkelse kalt “*Young in Norway*”. Her ønsket de blant annet å se om innføringen av fedrekvoten kunne ha påvirket mengden husarbeid som ble utført av tenåringsene i familien. Resultatene deres viste kausale effekter av reformen på hvor mye husarbeid tenåringsdøtrene gjorde. Mer spesifikt kom de fram til at

sjansen for å gjøre husarbeid gikk ned for tenåringsjenter som var født rett *etter* fedrekvoten kontra de som var født før. Forskerne mente dette kunne bunne i en oppdragelse som var mindre kjønnsbasert, samt et redusert behov for å gjøre husarbeid blant denne gruppen, *etter* innføringen av fedrekvoten (Finseraas & Kotsadam, 2013; Kitterød & Halrynjo, 2017).

Det kan også være spennende å nevne noen internasjonale funn basert på lignende undersøkelser til hva som studeres i denne oppgaven. Først ut er den svenske studien *Parental leave – A policy evaluation of Swedish «Daddy-Month» reform* utført av Ekberg, Eriksson og Friebe (2013). De kom fram til at innføringen av den svenske fedrekvoten i 1995 ikke hadde langsiktige virkninger på fedres omsorg av barn, som var deres avhengige variabel for mål på husarbeid. Går vi videre til USA finner vi forskning som viser at når på døgnet foreldrene jobber også kan spille inn på fordelingen av husarbeidet. Presser (1994; 1998) finner at foreldrepar der mor jobber dagtid og far jobber utenom dagtid fordeler arbeidsoppgaver i hjemmet mer likt seg imellom enn tilfeller der begge foreldrene jobber dagtid. En tilsvarende norsk studie finner derimot ingen slik sammenheng mellom arbeidstidsordning og fordelingen av husarbeid (Pettersen, 2004).

Halrynjo og Kitterød (2017) har i sin litteraturstudie sett på studier fra de nordiske landene Norge, Sverige, Finland, Danmark og Island om foreldrepermisjon og dens effekt på arbeid- og familietilpasning. Her fant de at fedre som tok ut lengre permisjon gjorde mer husarbeid og bidro i større grad til familielivet enn de fedrene som tok ut kortere permisjon. Dette gjaldt for alle de nordiske landene. Videre så de på studier som sammenlignet fedre før og etter innføringen av fedrekvoten både i Norge (år 1993) og Sverige (år 1995 og 2002), med den hensikt å se på kausale årsakssammenhenger. Her fant de svake sammenhenger mellom fedrekvoten og endret spesialiseringsmønster i familie- og yrkesliv. Kort fedrekvote er noe de nevner kan være en forklaring på hvorfor man ikke finner særlige forskjeller før og etter. Et forslag i litteraturstudien til hva som bør studeres nærmere dersom man ønsker å se en endring i spesialisering til mor og far er *hvordan* permisjonen brukes. Denne tematikken diskuteres videre av Halrynjo og Kitterød i *Tidsskrift for samfunnsforskning* (2017). I tillegg til at man bør studere *hvordan* permisjonen brukes, nevner de også at man bør gå dypere inn i forståelsen av *hvor mye* despesialisering som må til for at de endringene som oppstår i familie- og yrkeslivet faktisk vedvarer. Dette vil ikke bli utdypet noe mer i denne sammenheng, men kan være et interessant tema å undersøke nærmere som en forlengelse av vår problemstilling.

5.0 Metode

Denne delen vil i hovedsak dreie seg om oppgavens forskningsdesign, som for øvrig er basert på “*Difference in Differences*”-metoden og OLS. Videre vil man kunne lese om hvordan vi har valgt å angripe problemstillingen i form av en presentasjon av oppgavens ulike regresjoner.

5.1 Valg av metode og forskningsdesign

I denne oppgaven ble det naturlige metodevalget en deduktiv tilnærming der vi gikk fra teori til empiri (Busch, 2016). Vi tok først utgangspunkt i økonomisk teori og tidligere forskning rundt temaet fedrekvote og likestilling, og utviklet deretter vår problemstilling basert på hva vi fant. Videre valgte vi å besvare oppgavens hypotese, som for øvrig presenteres i del 5.2, ved bruk av kvantitativ analyse. Fordelen ved en slik tilnærming til oppgaven er at vi kan analysere store datamengder i avanserte statistiske programmer (Dahlum, 2018). I oppgaven ble dette gjort ved hjelp av programmene SPSS, Stata og Excel.

Hoveddesignet bak oppgaven er basert på det som kalles *kvasi-naturlige eksperimenter*. Vårt eksperiment er av typen ikke-kontrollerbart der vi sammenligner to forskjellige grupper; en *eksperimentgruppe* (fedre berørt av fedrekvoten) og en *kontrollgruppe* (fedre uberørt av fedrekvoten) (Birkelund & Ugreninov, 2013). Tabell 2 gir en oversikt over hvilke fedre som ble berørt av fedrekvoten (merket med X), og fedre som ikke ble berørt (merket med 0). I denne sammenheng er det også viktig å understreke vårt sammenligningsgrunnlag. Vi ønsker med andre ord ikke å sammenligne fedre som *faktisk* valgte å ta ut permisjonen kontra de som valgte å ikke gjøre det, men derimot å sammenligne de som ble berørt av kvoten kontra de som ikke ble berørt. Mer spesifikt sammenligner vi fedre med barn født før fedrekvoten opp mot fedre med barn født etter fedrekvoten. På denne måten vil vi redusere sannsynligheten for skjeve estimater ved at vi benytter oss av “*Intention to Treat*”-prinsippet (Yelland et al., 2015).

	1990	2000	2010
Yngste 0-6 år	0	X	x
Yngste 7-17 år	0	0	x
Yngste 18 år >	0	0	0

Tabell 2. Oversikt over «berørt» og «ikke-berørt»-grupper, hvor x = “berørt”.

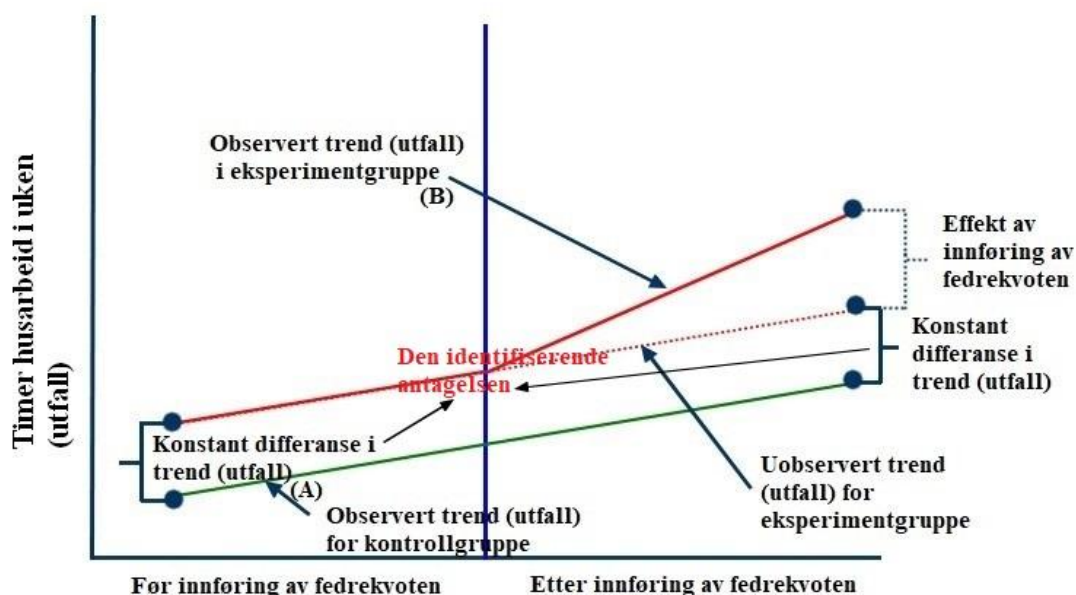
For å angripe vår problemstilling og avdekke det mulige kausalitetsforholdet benytter vi oss av en metode kalt “*difference-in-differences*” (heretter forkortet til DiD-metoden). Her ser vi på forskjellen i antall timer husarbeid i kontrollgruppen før og etter den eksogene hendelsen (her: innføringen av fedrekvoten), symbolisert med $y^{K_2} - y^{K_1}$, og tilsvarende for eksperimentgruppen ($y^{T_2} - y^{T_1}$), før vi til slutt ser på differansen mellom $(y^{T_2} - y^{K_1}) - (y^{K_2} - y^{K_1})$ slik som vist i tabell 3.

	Før	Etter	Differanse
Eksperimentgruppe	y^{T_1}	y^{T_2}	$y^{T_2} - y^{T_1}$
Kontrollgruppe	y^{K_1}	y^{K_2}	$y^{K_2} - y^{K_1}$
Difference in difference: (DiD) «Treatment-effekten»	$(y^{T_2} - y^{T_1}) - (y^{K_2} - y^{K_1})$		

Tabell 3. Oversikt over DiD-metoden.

Ved bruk av DiD-metoden må dessuten den *identifiserende antagelsen* om parallelle trender blant de to gruppene være på plass (Birkelund & Ugreninov, 2013). Mer konkret antar vi at forskjellene mellom kontroll- og eksperimentgruppen fra 1990 til 2000 (og 2010) ville vært konstante, *gitt* at fedrekvoten ikke hadde blitt innført. Dette blir forsøkt vist i figur 1 rett nedenfor, der linje A viser trenden for fedre som er med i kontrollgruppen, mens linje B representerer trenden for fedrene i eksperimentgruppen. Den loddrette linjen som skjærer gjennom de ulike trendene, symboliserer innføringen av fedrekvoten i 1993. Effekten av reformen kan vi se ved at helningen til eksperimentgruppen (linje B) endrer seg og ikke

lenger følger samme trend som *før* fedrekvoten ble iverksatt. Det er nettopp denne endringen vi ønsker å fange opp ved bruk av DiD-metoden.



Figur 1. Grafisk fremstilling av DiD-metoden. Figuren viser at innføringen av fedrekvoten alene førte til brudd i (den observerte) trenden for eksperimentgruppen.

Det underliggende spørsmålet er om forskjellen i mengden husarbeid skyldes den øremerkede fedrekvoten eller om den kan forklares ut ifra brudd i trender og modernisering. Etersom hovedanalysen i oppgaven vår er basert på et tidsrom på bare ti år, kan det være grunn til å hevde at antagelsen om jevne trender holder. Dette fordi endringer i kjønnsroller og annen teknologi (se del 2.3 og kapittel 3) trolig har vært av for liten betydning til at det har påvirket antall timer husarbeid blant de to gruppene *forskjellig* i dette tidsrommet. Et lengre tidsintervall kan derimot tenkes å øke sannsynligheten for at det er andre faktorer som driver bruddet i trendene i antall timer husarbeid mellom de to gruppene. En grundigere diskusjon om den identifiserende antagelsen, og hvordan den kan tenkes å påvirke våre estimater presenteres for øvrig i resultatdelen i kapittel 7.

5.2 Regresjonsanalyse

Oppgavens fundament er bygget på bakgrunn av lineær regresjon. Dette er en statistisk metode som er velegnet i studier hvor man ønsker å se på sammenhenger mellom én eller flere variabler. I vår oppgave fokuserer vi på multivariat regresjon som tillater flere forklaringsvariabler i modellen. Samtidig er det viktig å påpeke at vi *kun* er interessert i estimatet for én av de uavhengige variablene, nemlig interaksjonsleddet *Yngste0-6år*2000*, som inngår i samtlige av ligningene gitt nedenfor. Effekten vi ønsker at dette leddet skal fange opp er den samme differansen $(y^{T_2} - y^{T_1}) - (y^{K_2} - y^{K_1})$ som presentert i delkapittelet over. Årsaken til at vi likevel har valgt å inkludere flere uavhengige variabler skyldes ønsket om å kontrollere for andre (observerbare) faktorer som driver trendene *forskjellig* for eksperiment- og kontrollgruppen, da bruddet i trendene mellom de to gruppene *ikke* nødvendigvis behøver å skyldes selve innføringen av fedrekvoten. Så lenge vi får kontrollert for faktorer som driver trendene forskjellig for de to gruppene, vil estimatet vårt for interaksjonsleddet være mer presist og til å stole på. Dette lar seg gjøre ettersom DiD-metoden kontrollerer bort den *generelle trenden* i antall timer husarbeid mellom de to gruppene som vist i figur 1, *gitt* at den identifiserende antagelsen om parallelle trender holder (Stock & Watson, 2015). Faktorer som påvirker *alle* fedre *likt* vil med andre ord være uproblematisk i vårt tilfelle, da disse vil nulles ut ved DiD-tilnærmingen (ibid). Ved denne tilnærmingen til oppgaven vil vi derfor slippe å eksplisitt måtte ta hensyn til både observerte og uobserverte faktorer som kan tenkes å ha *samme* effekt på de to gruppene. Dette vil vi for øvrig komme tilbake til i del 5.3.1 som omhandler robusthetsanalysen.

Ved bruk av lineær regresjon får vi studert hvordan gjennomsnittsverdien til antall timer husarbeid endrer seg med de inkluderte forklaringsvariablene (Stock & Watson, 2003). Ettersom regresjonsanalysen baserer seg på DiD-metoden, ønsker vi som nevnt at interaksjonsvariabelen (*Yngste0-6år*2000*) i modellen skal fange opp den kausale effekten av fedrekvoten på antall timer husarbeid. Den enkleste regresjonsmodellen (modell 1) vist ved ligning 1 tar kun for seg aldersgruppene for det yngste barnet (ledd en og to), årene (ledd fire), samt interaksjonsleddene mellom år og barn (ledd fem og seks).

$$Y = \beta_0 + \beta_1 * \text{Yngste}_{0-6\text{år}} + \beta_2 * \text{Yngste}_{7-17\text{år}} + \beta_3 * \text{År}_{2000} + \alpha_1 * \text{Yngste}_{0-6\text{år}} * \text{År}_{2000} + \alpha_2 * \text{Yngste}_{7-17\text{år}} * \text{År}_{2000}$$

Ligning 1. Vår enkleste regresjonsligning for utvalg bestående av data fra 1990 og 2000.

Går vi videre til ligning 2 ser vi oppgavens fullstendige regresjonsligning som er basert på vår hovedanalyse (modell 2). Denne tar for seg variablene for yngste barn i aldersgruppene 0 til 6 år og 7 til 17 år (ledd to og tre), år 2000 (ledd fire), interaksjonsleddene (ledd fem og seks) samt en vektor som består av kontrollvariabler (ledd syv).

$$Y = \beta_0 + \beta_1 * \text{Yngste}_{0-6\text{år}} + \beta_2 * \text{Yngste}_{7-17\text{år}} + \beta_3 * \text{År}_{2000} + \alpha_1 * \text{Yngste}_{0-6\text{år}} * \text{År}_{2000} + \alpha_2 * \text{Yngste}_{7-17\text{år}} * \text{År}_{2000} + \beta_i \sum \text{Kontrollvariabler}$$

Ligning 2. Vår fullstendige regresjonsligning for utvalg bestående av data fra 1990 og 2000.

Ligning 3 er i utgangspunktet den samme som for modell 2, bare med utvidet datagrunnlag (nye variabler gjelder for ledd fem, syv og åtte).

$$Y = \beta_0 + \beta_1 * \text{Yngste}_{0-6\text{år}} + \beta_2 * \text{Yngste}_{7-17\text{år}} + \beta_3 * \text{År}_{2000} + \beta_4 * \text{År}_{2010} + \alpha_1 * \text{Yngste}_{0-6\text{år}} * \text{År}_{2000} + \alpha_2 * \text{Yngste}_{7-17\text{år}} * \text{År}_{2000} + \alpha_3 * \text{Yngste}_{0-6\text{år}} * \text{År}_{2010} + \alpha_4 * \text{Yngste}_{7-17\text{år}} * \text{År}_{2010} + \beta_i \sum \text{Kontrollvariabler}$$

Ligning 3. Vår fullstendige regresjonsligning for utvalg bestående av data fra 1990, 2000 og 2010.

Ved å sette opp regresjonsligningen(e) på denne måten oppnår vi å skille de fedrene som ble berørt av fedrekvoten (eksperimentgruppe) fra dem som ikke ble berørt (kontrollgruppe), i henhold til tabell 2. Samtidig vil vi i denne sammenheng også understreke at vi har valgt å bruke alderen på det *yngste* barnet til fedrene for å unngå at de som har barn i mer enn én aldersgruppe inngikk i analysen flere ganger. Referansekategoriene presenteres senere i kapittel 6, men de som er mest relevante å nevne i lys av oppgavens tilnærming er året 1990 og barn i aldersgruppen over 18 år.

Kort oppsummert er det dermed estimatet for interaksjonsleddet som er av interesse for oppgaven. Vi ønsker med andre ord å teste om effekten av innføringen av fedrekvoten er

statistisk signifikant. Vår alternative hypotese (H_1) blir derfor at innføringen av fedrekvoten har en statistisk signifikant effekt på antall timer husarbeid blant fedre, kontra vår nullhypotese (H_0) som hevder at den *ikke* har en reell effekt. Dersom estimatet for interaksjonsleddet er signifikant på et 5% signifikansnivå kan vi forkaste vår nullhypotese, og følgelig akseptere vår alternative hypotese som sier at vi med 95% sikkerhet kan hevde at det er en kausal sammenheng mellom innføringen av fedrekvoten og (endringen i) antall timer husarbeid.

Det vil si at vi har følgende hypoteser for vår hovedregresjon:

$H_0: \alpha_1 = 0$ mot $H_1: \alpha_1 \neq 0$

5.3 Oppgavens regresjoner

Vi vil nå kortfattet ta for oss hvordan vi har valgt å løse oppgaven ved å presentere de ulike regresjonene som danner grunnlaget for diskusjonen senere i resultatdelen. Vi vil også mer utdypende kommentere hva som har vært hovedhensikten med de ulike regresjonene i lys av ulike aspekter ved vår problemstilling og vårt datasett. Vi vil nok en gang understreke at vår *hovedanalyse vil være for årene 1990 og 2000*, og dermed er det denne regresjonen vi refererer til som vår regresjonsmodell videre i oppgaven med mindre noe annet spesifiseres.

5.3.1 Robusthetsanalyse

Vår empiriske strategi er å fange opp effekten av innføringen av fedrekvoten på timer husarbeid ved hjelp av DiD-metoden, og dermed kunne identifisere en årsakssammenheng. I vår modell er det denne effekten vi ønsker at interaksjonsleddet (*Yngste0-6år*År2000*) skal fange opp. I utgangspunktet er det derfor den enkleste av modellene (modell 1) som er basert på denne. Av nevnte grunner i del 5.2 har vi likevel valgt å inkludere kontrollvariabler. Dette gjorde vi ved å kjøre en trinnvis regresjon; altså ved å legge til én og én variabel til vår originale regresjonslikning. Hensikten med en slik fremgangsmåte var for å se om interaksjonsleddet forble robust ved inkluderingen av flere variabler. I ligning 1 og 2 er dette estimatet gitt som parameteren α_1 . Det ideelle er at estimatet skal forholde seg så stabilt som mulig i disse regresjonene. Skulle det derimot vise seg at det varierer betydelig med inkluderingen av flere kontrollvariabler vil det være sannsynlig at også andre (uobserverte)

variabler vil kunne påvirke hvor mange timer husarbeid fedrene gjør (Stock & Watson, 2015). Dette vil bryte med vår identifiserende antagelse da vi ikke kontrollerer for disse uobserverte variablene, som igjen vil kunne føre til skjeve estimater for effekten av fedrekvoten (“*omitted variable bias*”) (Wooldridge, 2014). Interaksjonsleddet vil derfor fange opp den *sanne* (kausale) effekten av innføringen av fedrekvoten på antall timer husarbeid *kun* dersom ingen utelatte variabler også påvirker utfallet. Med andre ord er det nettopp derfor vi ønsker å sjekke om koeffisienten for interaksjonsleddet endres når vi kontrollerer for observerbare kjennetegn ved respondentene i de trinnvise regresjonene. Valget av hvilke kontrollvariabler som ble inkludert i vår regresjonsmodell er i stor grad tuftet på teorien som ble presentert i kapittel 2 og intuisjon, mer spesifikt hvilke andre variabler som kan tenkes å drive trendene i timer husarbeid *forskjellig* blant våre to grupper. Da vi *ikke* er på jakt etter å estimere en best mulig modell som forklarer variasjonen i timer husarbeid, men som nevnt heller i å fange opp den sanne effekten av innføringen av fedrekvoten, vil estimatene til de andre kontrollvariablene videre være av liten interesse grunnet vår tilnærming til oppgaven. Resultatene fra de trinnvise regresjonene kan finnes i tabell 6.

5.3.2 Regresjon for årene 1990, 2000 og 2010

Som nevnt tidligere vil vår hovedanalyse være basert på data fra årene 1990 og 2000, men vi vil også kjøre en tilleggsregresjon bestående av data fra årene 1990, 2000 og 2010. Førstnevnte regresjon har fordelen av at vår identifiserende antagelse om parallelle trender blant kontroll- og eksperimentgruppen trolig er mer holdbar, men på den annen side ulempen ved at den kun består av to år med data. Regresjonen bestående av data fra alle tre årene har igjen et lengre tidsperspektiv, men dette kan på sin side ha både positive og negative effekter. Fordelen vil være at vi får betraktet en lengre tidsperiode, men selve tidsintervallet i seg selv er også en åpenbar svakhet ved at vår identifiserende antagelse kan tenkes å være mer kritisk. Hensikten med regresjonen er derfor å se om vi får noen vesentlige forskjeller i beta-estimatene for interaksjonsleddet mellom denne og vår hovedanalyse. Regresjonen vil derfor fungere som en ytterligere robusthetsanalyse med den hensikt å sjekke hvor sensitivt estimatet for interaksjonsleddet er, her særlig med hensyn til holdbarheten bak vår identifiserende antagelse. Foruten dette ønsker vi også å kunne si noe om hvilken effekt fedrekvoten har hatt på lengre sikt, samt om fedrekvoten har hatt en ulik effekt på fedre med

barn i forskjellige aldersgrupper. Disse er gitt som parametrene a_3 og a_4 i ligning 3. Resultatene for analysen bestående av data fra 1990, 2000 og 2010 presenteres i tabell 6.

5.3.3 Regresjon basert på kjønn

Da oppgaven tar for seg fedrekvoten og dens effekt på antall timer husarbeid blant fedre er det en selvfølge at hovedfokuset ligger på menn. Til tross for dette, kan det likevel være interessant å se om kvinner gjør mer eller mindre husarbeid etter fedrekvoten, og om husarbeid derfor er mer likestilt eller ikke. Da teoridelen tar for seg graden av spesialisering blant husholdningens medlemmer, som igjen antas å være svært avhengig av husholdningens spesifikke produksjonsfunksjon, kan en sammenligning av estimatet for kvinner opp mot menn potensielt gi en viss pekepinn på produksjonsskalaen. I stedet for å ta med ytterligere interaksjoner som inkluderer dummy-er for kjønn (som kun vil føre til enda flere variabler og mer kompleksitet), har vi derfor valgt å kjøre en separat regresjon for et utvalg bestående av kun kvinner. Denne vil dog utgjøre en vesentlig mindre del av vår diskusjon senere i oppgaven, og er i hovedsak tatt med for å underbygge den økonomiske teorien som ble presentert i kapittel 2, samt som en forlengelse av institusjonelle forhold. Resultatene for den separate regresjonen for kvinner er gitt i tabell 6.

5.4 Minste kvadraters metode

Minste kvadraters metode (ofte forkortet til OLS) er ett av flere analyseverktøy som brukes ved regresjon og estimering av verdier. Da det finnes flere analyseverktøy som kan produsere effisiente og forventningsrette estimatorer (som er viktige egenskaper vi ideelt sett vil at estimatorene i modellen vår skal ha), har OLS den fordel at den estimerer konsistente estimatorer. Med dette menes estimatorer med minst mulig varians (Brooks, 2008). Ved bruk av OLS ønsker vi å oppfylle kravene til *Gauss-Markows teorem*, som nå i tur og orden vil bli presentert. Skulle de alle være oppfylt oppnår vi BLUE: *Best, linear, unbiased estimators* (Wooldridge, 2014).

MLR. 1 - Lineær i parameterne

Første forutsetning omfatter kravet om lineære parametere. Vår estimerte modell vil mest sannsynlig ikke være identisk lik den sanne populasjonsmodellen, men parameterne i modellen må uansett være lineære av formen; $y = B_0 + B_1X_1 + B_2X_2 \dots + B_kX_k + u$ (Wooldridge, 2014).

MLR. 2 - Tilfeldig utvalg

Neste forutsetning krever at utvalget vårt er tilfeldig valgt (Wooldridge, 2014).

MLR. 3 - Ingen perfekt kollinearitet

Våre variabler kan ikke være i *perfekt* lineær sammenheng (Wooldridge, 2014). Dette ville ført til feil-estimerte standardfeil for våre betakoeffisienter, som igjen kunne ha påvirket den statistiske interferensen, og dermed potensielt ført til feil konklusjoner (Brooks, 2008).

MLR. 4 - Feilleddet har en forventning rundt null

Dette er trolig den viktigste forutsetningen for å få forventningsrette og effisiente estimater, og går ut på at feilleddet (u) i vår regresjonsligning skal ha en gjennomsnittsverdi lik null, gitt de ulike uavhengige variablene (Wooldridge, 2014). Hvis denne derimot ikke var rundt null, kunne dette ført til skjevheter i stigningstallet for våre estimater (Brooks, 20018). Ved å inkludere et konstantledd i vår regresjonsmodell vil forutsetningen ikke brytes (ibid).

MLR. 5 - Homoskedastisitet

For at våre estimater også skal være konsistente (det vil si ha lavest mulig varians), må forutsetningen om homoskedastisitet være på plass. Dette vil innebære at feilleddet (u) skal ha samme konstante varians, gitt verdier for de ulike forklaringsvariablene. Gitt at denne og de andre antagelsene holder, vil våre estimatorer være BLUE. Dersom feilleddet derimot varierer med forklaringsvariablene vil vi ha heteroskedastisitet i modellen, hvor resultatet er feil-estimerte standardfeil som igjen fører til problemer for blant annet hypotesetestingen (Wooldridge, 2014). Som en løsning på problemet kan vi benytte oss av robuste standardfeil (*Huber-White* standardfeil), som enkelt kan beregnes ved hjelp av STATA (Auld, 2012).

MLR. 6 – Normalitet

Målet med oppgaven er at vi skal kunne bruke vårt datautvalg til å videre kunne si noe om populasjonen som helhet. For å kunne bruke hypotesetesting i oppgaven må kravet om

normalitet være på plass. Mer spesifikt betyr dette at vårt feilledd må være normalfordelt, samt uavhengig av modellens forklaringsvariabler (Wooldridge, 2014). Ved å gjøre om vår avhengige variabel til logaritmisk form vil vi øke sjansen for normalitet (Wooldridge, 2012). I tillegg kan også et stort nok utvalg erstatte kravet om normalitet, da OLS-estimatorene vil kunne sies å være *tilnærmet* normalfordelt i et slikt tilfelle (Stock & Watson, 2003).

Hvorvidt de forskjellige forutsetningene er oppfylt eller ikke diskuteres i kapittel 6.6.

5.5 Endogenitet og instrumentelle variabler

Enhver forklaringsvariabel som korrelerer med feilleddet, det vil si at $\text{Cov}(X, u) \neq 0$, kan sies å være endogen (Stock & Watson, 2015). I vår kontekst kan dette skyldes at utelatte variabler er korrelert med den endogene variabelen og timer husarbeid, at timer husarbeid er målt feil, eller at den endogene variabelen og timer husarbeid er interavhengige variabler og følgelig bestemmes av hverandre ("*simultaneous causality*") (Wooldridge, 2014). I vår oppgave mistenker vi at inntekt som kontrollvariabel potensielt kan føre til et endogenitetsproblem i regresjonsmodellen, da inntekt og antall timer husarbeid kan tenkes å bestemmes av hverandre samtidig i modellen. Dette forholdet er illustrert i figur 2. Mer spesifikt vil vi ved å inkludere inntekt som en kontrollvariabel ikke klare å fange opp den kausale effekten av inntekt på timer husarbeid på grunn av endogeniteten mellom disse to variablene. Følgene av dette er at estimatet for vår interaksjonsvariabel (som fanger opp effekten av fedrekvoten) derfor ikke vil være til å stole på, da vi ikke får kontrollert bort endringer i trendene blant de to gruppene som skyldes inntekten (som følger av endogeniteten i modellen). Dersom det skulle vise seg at dette er tilfellet kan vi utnytte det som kalles en instrumentell variabel. På denne måten får vi et konsistent estimat av den kausale effekten av inntekt på timer husarbeid (Stock & Watson, 2015). Her ønsker vi ideelt sett å finne en variabel som kun påvirker timer husarbeid gjennom inntekten, og *ikke* direkte. Det er ofte vanskelig å finne gode instrumentelle variabler, men for vår spesifikke regresjonsmodell kan det tenkes at utdanning kan fungere som en slik instrumentell variabel. Dette er i hovedsak bunnet i at det virker rimelig å anta at utdanningen trolig var fullført *før* far var i permisjon. I henhold til teorien som ble presentert i kapittel 2, samt basert på intuisjon og fornuft, kan det tenkes at utdanning har en indirekte effekt på antall timer husarbeid ved at den virker gjennom inntekten, hvor

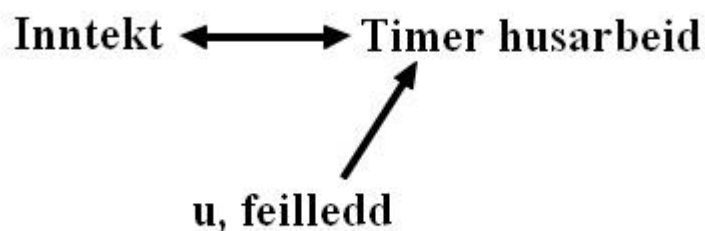
inntekten så igjen antas å påvirke antall timer husarbeid (Borjas, 2013). Dette er illustrert i figur 3.

For å oppfylle kravene for instrumentelle variabler må utdanning ha følgende egenskaper:

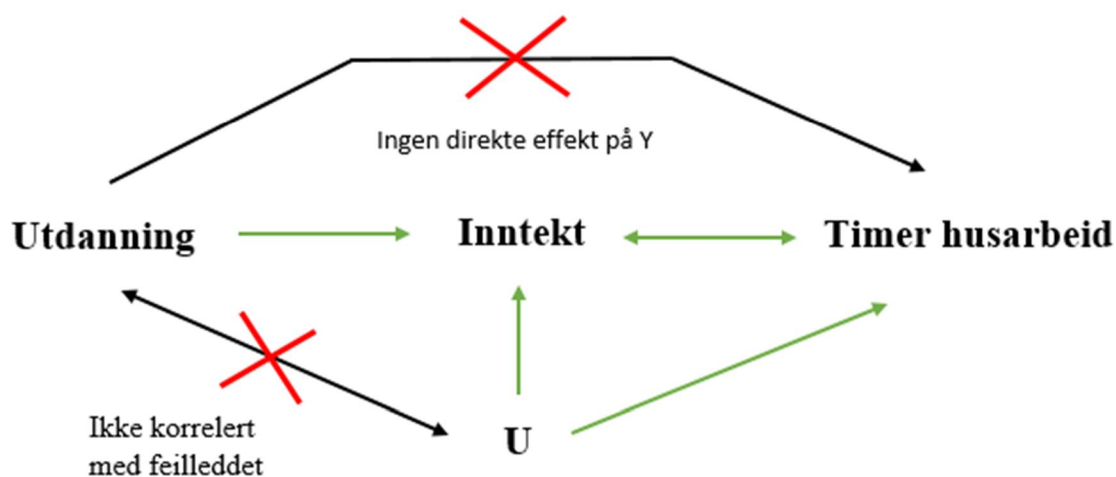
I) $\text{Cov}(\text{Utdanning}, u) = 0$, som vil si at den ikke kan korrelere med feilleddet (u). Mer spesifikt kan derfor ikke utdanning korrelere med noen annen uobservert faktor som påvirker den uavhengige variabelen (Stock & Watson, 2015).

II) $\text{Cov}(\text{Utdanning}, \text{Inntekt}) \neq 0$, som vil si at utdanning må være (partielt) korrelert med den endogene forklaringsvariabelen (her: inntekten) (ibid).

Da feilleddet (u) *ikke* kan observeres, og man følgelig ikke empirisk kan bekrefte denne betingelsen (I), vil hvorvidt denne kan tenkes å holde eller ikke måtte være basert på intuisjon (ibid). *Så lenge* det virker rimelig å anta at utdanningen var fullført *før* fedrene tok permisjon, vil disse betingelsene derimot være på plass. Diskusjonen angående endogenitetsproblemet i vår oppgave tas i del 7.1.1.



Figur 2. Illustrasjon av det tenkte endogenitetsproblemet.



Figur 3. Illustrasjon av utdanning som en mulig instrumentell variabel for endogenitetsproblemet med inntekten.

6.0 Datasett

Analysedelen av oppgaven er basert på norske individdata hentet fra NSD, mer spesifikt Tidsbruksundersøkelsen for årene 1990-1991, 2000-2001 og 2010-2011. Undersøkelsene har blitt gjennomført på bakgrunn av to forskjellige innsamlingsmetoder; intervju og dagbokdata, der vår analyse baserer seg på førstnevnte. Her har intervjuobjektene deltatt på et kort intervju, samt ført opp i et føringshefte over to døgn hva de bruker tiden sin på (aktivitet), lokasjon og eventuelt hvem de var med under aktiviteten (Kitterød, 2012). For å få et klarere gjennomsnittlig bilde av tidsbruken til kandidatene har undersøkelsen blitt spredt utover hele året (NSD, 2010). Formålet med Tidsbruksundersøkelsen er å kartlegge hvordan folk velger å fordele tiden sin i forhold til hjem, arbeid og fritid. Intervjuobjektene har blitt spurt om å svare på spørsmål knyttet til områder som bakgrunnsinformasjon, arbeid, arbeidsreiser, egenarbeid, utdanning, fritid, personlige behov og økonomi (Kitterød, 2012).

Denne typen undersøkelser er av typen tverrsnittsundersøkelser, som er en

undersøkelsesmetode gjort på ett tidspunkt eller innenfor et svært begrenset tidsrom (Johannessen, Christoffersen, & Tufte, 2011). Ulempen ved å ta i bruk denne typen tidsundersøkelse er at vi ikke får fulgt utviklingen til intervjuobjektene over tid, noe som igjen kan gjøre det vanskelig å trekke noen endelig konklusjon basert på våre resultater. Dette byr dessuten også på problemer rundt validiteten til oppgaven - med andre ord for diskusjonen om en eventuell kausal årsakssammenheng mellom fedrekvoten og antall timer husarbeid (ibid). Grunnet begrenset tidsrom og ressurser for oppgaven, samt ønsket om å få tak i pålitelige og relevante data, valgte vi til tross for dens nevnte ulemper å ta i bruk tverrsnittsundersøkelse som tidsmetode. For å kunne trekke konklusjoner basert på tverrsnitt som tidsmetode, må antagelsen om at respondentene er *tilfeldig* valgt fra den samme populasjonen være på plass for samtlige år vi har data fra. Dersom dette kan hevdes å være en realistisk antagelse kan respondentene fra en tidligere periode “overføres” til en senere periode, og dermed kobles opp mot individene i kontroll- og eksperimentgruppene i denne senere perioden (Stock & Watson, 2015). På denne måten vil vi i praksis kunne analysere datasettet *som om* vi hadde hatt verdier for de *samme* individene både før og etter innføringen av fedrekvoten. I henhold til vår metodiske tilnærming til oppgaven, som ellers ble presentert i kapittel 5, er det nettopp dette vi ønsker. Samtidig må det legges til at netto responstrate og svarprosent for de tre undersøkelsene er henholdsvis 3097 og 64 %, 3211 og 50 % og til slutt 3975 og 48 %. Dette kan blant annet være av betydning for hvor representativt utvalget er.

Vi har valgt å ta i bruk følgende variabler fra undersøkelsene: *Antall timer husarbeid, alder på yngste barn, egen brutto årsinntekt, utdanningsnivå, fars alder ved yngste barn, arbeidstidsordning og landsdel* for årene 1990, 2000 og 2010.

6.1 Avhengig variabel

Oppgavens avhengige variabel er *antall timer husarbeid (i uken)*, og er den vi ønsker å studere endringene til. I undersøkelsen omfatter variabelen *husarbeid* aktiviteter som matlaging, oppvask, rydding, rengjøring, vask og stell av tøy og lignende (Kitterød, 2012). Andre typer husholdsarbeid som vedlikehold- og omsorgsarbeid inngår dermed ikke i vår oppgave. I tråd med vår hypotese og reformens hensikt, forventer vi at innføringen av fedrekvoten *alene* skal ha økt antall timer husarbeid blant fedre.

6.2 Uavhengige variabler

I denne oppgaven har vi fokusert på seks forskjellige kategorier som er omgjort til enten kontinuerlige variabler eller dummy-variabler, avhengig av hvordan de inngår i regresjonsmodellen. De viktigste uavhengige variablene er *år 2000* og *yngeste barn 0-6 år*, som har blitt omgjort til en interaksjonsvariabel for å fange opp effekten av fedrekvoten på antall timer husarbeid. Resterende kontrollvariabler vil nå bli kort presentert.

6.2.1 Årstall

I denne oppgaven har vi i hovedsak valgt å fokusere på årene 1990 og 2000 med ønske om å fange opp trendene rett før og rett etter innføringen av fedrekvoten. Hensikten med denne variabelen er å fange opp faste effekter for de ulike årene som kan påvirke trendene *forskjellig* for de to gruppene, spesifikke for de ulike årene vi har data fra. Eksempelvis kan dette være endringer i teknologi og sosiale normer. Vi har også valgt å inkludere data fra 2010 i en utvidet regresjon, hvor hensikten primært er å undersøke hvordan estimatene endres når vi utvider tidshorisonten. Referansekategorien er året 1990.

6.2.2 Yngste barn

Vi valgte å dele inn alderen på fedrenes yngste barn i tre aldersgrupper; 0 til 6 år, 7 til 17 år og 18 år og over, der denne variabelen fanger opp de som ble berørt av fedrekvoten i interaksjon med variabelen for årstall. 18 år og over er vår referansekategori for denne variabelen.

6.2.3 Alder

Alderen til intervjuobjektene er målt på det tidspunktet det yngste barnet ble født. Variabelen ble i hovedsak inkludert for å kontrollere om fedrekvoten kan ha en større påvirkning for “yngre” kontra “eldre” familier, da gjerne gjennom ulike synspunkt på kjønnsrollefordelingen hjemme og i forankrede sosiale normer.

6.2.4 Egen brutto årsinntekt

Denne variabelen viser respondentenes *egen brutto årsinntekt*. For tidsbruksundersøkelsen i 1990 og 2000 ble det henholdsvis spurt etter årsinntekten fra 1989 og 1999. Videre er det verdt å understreke tidsperspektivet til inntekten. Ideelt sett ville vi hatt inntekten fra *tidligere år* enn året før for å få tatt høyde for det mulige *endogenitetsproblemet* mellom inntekt og vår utfallsvariabel i regresjonsmodellen. Dette diskuteres for øvrig mer utdypende i del 7.1 av oppgaven.

6.2.5 Utdanningsnivå

Variabelen utdanningsnivå består av *ungdomsskolen*, *gymnasnivå* og *universitetsnivå*. Her har ungdomsskolen blitt tatt i bruk som referansekategori.

6.2.6 Arbeidstidsordning

Med arbeidstidsordning menes når på døgnet kandidaten utførte sitt hovedyrke. Her var det noe varierende fra år til år hvordan arbeidstidsordningen ble delt inn. Etter hva som følte mest hensiktsmessig endte til slutt inndelingen på følgende kategorier: *dagarbeid*, *kveld/nattarbeid* og *annen arbeidstidsordning*, der dagarbeid har blitt brukt som referansekategori.

6.2.7 Landsdel

Det ble valgt å beholde landsinndelingen mest mulig lik den i tidsbruksundersøkelsen. Inndelingen består av *Oslo/Akershus*, *Østlandet ellers*, *Vestlandet*, *Sør-Vestlandet (inkl. Agder)*, *Trøndelag* og *Nord-Norge*. Referansekategorien til gjeldende variabel er *Oslo/Akershus*.

6.3 Ekstremverdier i datasettet

Vi har valgt å beholde ekstremverdier i datasettet, hvor blant annet verdiene for vår avhengige variabel er i intervallet 0 til 70. En slik avgjørelse kan by på problemer, da valget om å enten ekskludere eller inkludere denne typen verdier kan ha en stor effekt på estimatene i vår regresjon av de ulike variablene på *antall timer husarbeid*. Jo mindre utvalget er, desto lettere vil ekstremverdiene påvirke estimatene (Wooldridge, 2014). Det skyldes flere grunner til hvorfor vi likevel valgte å beholde de. Én av hovedårsakene skyldes at vi hadde redusert utvalgsstørrelsen betraktelig dersom vi hadde valgt å ikke inkludere respondentene som oppga disse ekstremverdiene. Følgene av å korrigere for ekstremverdiene og følgelig redusere utvalget kunne ført til at forutsetningen om normalfordeling kunne blitt kritisk, samt at vi også kunne fått skjevare estimater. Vi ønsket heller ikke å manipulere verdiene for utvalget mer enn nødvendig, “kun” basert på at det er mest ønskelig å ha en regresjonslinje som fanger opp så mye av variasjonen i timer husarbeid i datasettet som mulig. I visse tilfeller er det også standard praksis å fjerne en viss prosentandel av ekstremverdiene i hvert ytterpunkt (Brooks, 2008), da for eksempel 10% av de laveste og høyeste tallene i det opprinnelige datasettet. Dette virket derimot ikke riktig for vårt datasett, da vi mente det var viktig for analysen å beholde fedrene som oppga 0 timer husarbeid i uken. Logikken bak dette var at det virker mer sannsynlig at en far gjør 0 timer husarbeid i uken fremfor 70, da småbarnsfedre for eksempel i 2010 i snitt brukte én time og seks minutter på husarbeid i uken (Kitterød, 2012). Samtidig vil det også bli feil å kun kaste ut ekstremverdiene i én ende, noe som gjorde at vi derfor valgte å beholde ekstremverdiene i begge ender av skalaen i datasettet. Det kan også legges til at frekvensen av ekstremverdiene i *øvre del* av intervallet er ganske lav, hvor for eksempel kun 4,7 % (51 av totalt 1090) av respondentene fra 1990 oppga verdier som er f.o.m. 2 standardavvik over gjennomsnittlig antall timer husarbeid for året 1990. For respondentene fra år 2000 er dette tallet lik 2,5 % (15 av totalt 592). Respondenter som oppga 0 i timer husarbeid er for år 1990 lik 31,7 % (346 stk), mens disse respondentene utgjorde 6,6% (39 stk) i år 2000.

Med dette sagt - da vi bevisst valgte å ikke ekskludere ekstremverdiene i øvre intervall, valgte vi på den annen side å kjøre en tilleggsregresjon for å sjekke hvor mye inkluderingen av disse ekstremverdiene i datasettet hadde å si for estimatet for vår interaksjonsvariabel. Her valgte vi å erstatte verdiene for antall timer husarbeid for de 5% av respondentene i øvre del av

intervallet med verdien ved 95% (her: 14 timer). Da verdien ikke endret seg noe særlig var dette ytterligere et argument for å beholde ekstremverdiene i datasettet₁.

6.4 Krav til analyseutvalg

Et viktig moment når det gjelder kriteriene for å inngå i selve analyseutvalget, *er hvem som har rett på foreldrepermisjon og ikke*. Dessverre bestod ikke datautvalget av nødvendig informasjon for å kunne kontrollere for disse faktorene, som blant annet ble spesifisert i kapittel 3 om institusjonelle forhold. Det er da viktig å være klar over at oppgavens resultater vil kunne være mindre valide enn dersom vi kun hadde inkludert fedre med krav på permisjon. Det vi derimot gjorde var å kun inkludere fedre som var 25 år og oppover på tidspunktet det yngste barnet ble født. Tanken bak dette var å ta høyde for hvilke fedre som hadde rett på foreldrepenge så godt det lot seg gjøre ut fra de tilgjengelige dataene. Dette kan begrunnes med at yngre mennesker stort sett har en lavere tilknytning til arbeidsmarkedet, og derfor også lavere inntekt enn dem som har passert midten av tjuårene og oppover. Med andre ord vil dette si at vi ved å kaste ut de yngste fedrene fra datasettet på et vis indirekte får kontrollert for inntektskravene for fedrekvoten, som for øvrig detaljert ble presentert i kapittel 3.

Avslutningsvis kan det nevnes at vårt hovedutvalg kun består av fedre som bor sammen med en annen part, da i form av ekteskap, samboerskap og lignende. Dette ble gjort på bakgrunn av formålet med oppgaven, nemlig om, og i så tilfelle, hvordan fedrekvoten har endret på likestillingen av husarbeidet blant mor og far, eller den som far bor med.

6.5 Deskriptiv statistikk

Variabel	År 1990		År 2000		År 2010	
	Gj.snitt (Std.avvik)	Min Maks	Gj.snitt (Std.avvik)	Min Maks	Gj.snitt (Std.avvik)	Min Maks
Antall timer husarbeid i uken	5,3 (7,5)	0 70	7,1 (7,1)	0 50	7,4 (5,2)	0 21
Yngste0-6år*1990	39,1%		-		-	
Yngste7-17år*1990	37,1%		-		-	
Yngste18årover*1990	23,8%		-		-	
Yngste0-6år*2000	-		44,9%		-	
Yngste7-17*år2000	-		43,1%		-	
Yngste18årover*2000	-		12,0%		-	
Yngste0-6år*år2010	-		-		69,2%	
Yngste7-17år*2010	-		-		25,2%	
Yngste18årover*2010	-		-		5,6%	
Yngste barn 0-6 år	39,1%		44,9%		69,2%	
Yngste barn 7-17 år	37,1%		43,1%		25,2%	
Yngste barn 18 år og over	23,8%		12,0%		5,6%	

Fars alder ved yngste barn	33,0 (5,5)	25 60	33,0 (5,4)	25 55	33,6 (5,4)	25 50
Ungdomsskolenivå	12,5%		11,1%		11,2%	
Gymnasnivå	57,8%		55,9%		48,6%	
Universitetsnivå	28,1%		32,2%		38,3%	
Dagarbeid	70,1%		71,0%		72,9%	
Kveld/nattarbeid	1,8%		0,8%		0,0%	
Annen arbeidstidsordning	22,8%		16,4%		20,6%	
Egen brutto årsinntekt	224 331,5 (131 437,6)	0 1 700 000	347 311,3 (260 028,7)	0 3 808 062	600 328,5 (592 355,5)	164 5 348 171
N	1 090		592		107	

Tabell 4. Deskriptiv statistikk av utvalget (her: fedre) for hvert spesifikke år.

Variabel	Berørt		Ikke-berørt	
	Gj.snitt (Std.avvik)	Min Maks	Gj.snitt (Std.avvik)	Min Maks
Antall timer husarbeid i uken	7,7 (8,9)	0 50	5,6 (7,0)	0 70
Yngste0-6år*1990	0,0%		30,1%	
Yngste7-17år*1990	0,0%		28,5%	

Yngste 18-årgener*1990	0,0%		0,0%	
Yngste 0-6 år*2000	100,0%		0,0%	
Yngste 7-17 år*2000	0,0%		18,0%	
Yngste 18-årgener*2000	0,0%		12,0%	
Yngste barn 0-6 år	100,0%		30,1%	
Yngste barn 7-17 år	0,0%		46,5%	
Yngste barn 18 år og over	0%		23,4%	
År 1990	0,0%		77,0%	
År 2000	100,0%		23,0%	
Fars alder ved yngste barn	32,7 (4,7)	25 50	33,0 (5,6)	25 60
Ungdomsskolenivå	5,3%		13,5%	
Gymnasnivå	58,7%		56,9%	
Universitetsnivå	35,7%		28,4%	
Dagarbeid	74,1%		69,7%	
Kveld/nattarbeid	1,1%		0,3%	
Annen arbeidstidsordning	19,9%		20,6%	

Egen brutto årsinntekt	356 699,4 (297 586,7)	3 965 3 808 062	251 300,1 (165 608,9)	0 2 078 869
N	266		1 416	

Tabell 5. Deskriptiv statistikk av vår eksperiment- og behandlingsgruppe for datasett bestående av årene 1990 og 2000.

I tabell 4 presenteres den deskriptive statistikken for de ulike variablene som inngår i vår regresjonsmodell. Tabellen beskriver dataene for de enkelte årene hver for seg. Grunnen til at dette er hensiktsmessig er at hvordan andelen av respondenter fordeler seg mellom de ulike variablene for hvert spesifikke år kan ha en betydning for resultatene våre. Av tabellen finner vi ikke noen vesentlige *forskjellige andeler i de ulike årene*, men derimot at fordelingen av andelene i de ulike variablene holder seg tilnærmet konstant for samtlige år. Eksempelvis har vi for alle tre årene at cirka 70% av respondentene jobbet dagtid, cirka 57% av respondentene hadde gymnasnivå som sin høyeste utdanning og at gjennomsnittlig alder var cirka 33 år. Hadde vi derimot hatt forskjellige andeler i de ulike årene kunne dette hatt implikasjoner for våre resultater, da det i et slikt tilfelle ville ha vært større sannsynlighet for at bruddet i trendene mellom gruppene skyldtes andre faktorer, og *ikke* innføringen av fedrekvoten.

Av tabellen ser vi at fedre med barn utførte rett mellom fem til syv timer husarbeid i uken i de tre årene spørreundersøkelsen ble utført. Dette tilsvarer mellom om lag 43 minutter til én time i snitt per dag. De relativt høye standardavvikene skyldes at vi har valgt å beholde ekstremverdier i datasettet, da for eksempel intervallet for 1990 strekker seg fra 0 til 70 timer husarbeid i uken. Vi ser på den annen side at maksimumsverdiene har hatt en synkende trend gjennom tiårene, men at verdien lik 0 i nedre del av intervallet er felles for alle årene. Etter en nøyere gjennomgang fant vi ingen gjennomgående karakteristika ved de respondentene som hadde oppgitt de høyeste og laveste verdiene i noen av årene, da de varierte i både utdanning, inntekt, alder, landsdel og type arbeidstidsordning.

Videre kan man se at egen brutto årsinntekt i snitt befinner seg på 224 332, 347 311 og 600 329 kroner henholdsvis for årene 1990, 2000 og 2010, hvor den økende trenden i inntekten i store deler skyldes inflasjonen. Eksempelvis, har vi for året 1990 et høyt standardavvik på 131 438, som ikke er uforventet med et intervall fra 0 til 3 808 062 kr. For denne variabelen

har vi derfor det samme mulige problemet som for husarbeid, nemlig at ekstremverdiene kan tenkes å kunne føre til skjevhet i våre estimater.

For variabelen arbeidstidsordning ser vi at flertallet jobber dagtid for samtlige av årene, en andel på rundt cirka 70%. Den lave andelen som svarte at de jobbet på kveldstid eller natt, skyldes mye at *annen arbeidstidsordning* er en samlebetegnelse for ulike ordninger som ikke direkte falt inn under kategoriene for hverken dag eller kveldsarbeid. Av tabell 4 kan vi se at flertallet av respondentene har oppgitt *gymnasnivå* som sin høyeste utdanning, men at denne variabelen har en noe negativ trend i løpet av tidsperioden. Samtidig kan vi se en motsatt (stigende) effekt på universitetsnivå som høyeste utdanning, der 28% svarte ja på denne variabelen i 1990 mens tallet hadde steget til 38% i 2010. Alderen til intervjuobjektene er fra tidspunktet det *ynge*ste barnet ble født. Eksempelvis har vi for 2010 at den yngste i utvalget var 25 år, mens den eldste var 55. Gjennomsnittlig alder er 33 år. Sist, men ikke minst kan det nevnes at utvalget består av en andel på 1090, 592 og 107 respondenter henholdsvis fra årene 1990, 2000 og 2010.

Vårt hovedutvalg bestående av data fra 1990 og 2000 består derfor totalt av 1682 respondenter. Responsraten for denne typen undersøkelser som vi har benyttet oss av kan ha noe å si for hvor representativt utvalget er for populasjonen. Det kan blant annet tenkes at de som ofte svarer på denne typen undersøkelser gjerne har preferanser og karakteristika som ikke nødvendigvis er gjennomgående for resten av befolkningen. Det faktum alene at vi benytter oss av denne typen undersøkelse kan med andre ord også derfor ha konsekvenser for den eksterne validiteten bak våre resultater. Fra tabell 4 ser vi at vi har en ganske stor forskjell i utvalgsstørrelse (N) mellom de tre årene. Dette skyldes trolig våre kriterier for å inngå i utvalget, og *hvem* som svarte på undersøkelsene for de tre respektive årene. I det opprinnelige datasettet ville dette med representativitet trolig ha vært mindre kritisk da det er SSB som har foretatt undersøkelsene. På grunn av den reduserte utvalgsstørrelsen, og den skjeve andelen av antall respondenter mellom de tre årene kan det derimot derfor tenkes at dette *kan* ha noe å si for våre resultater.

Avslutningsvis, vil vi kort oppsummere resultatene fra tabell 5. Hensikten med tabellen er å se om det er noen karakteristika ved vår eksperiment- og kontrollgruppe som skiller seg ut mellom gruppene. Som man ser av tabellen er det ingen betydelige forskjeller *mellom* de to gruppene, hvor det her er kontrollvariablene som er av interesse. Diskusjonen angående dette

tas for øvrig i del 7.1.

6.6 I hvilken grad holder forutsetningene for OLS?

Ved testing av homoskedastisitet valgte vi å benytte oss av Breusch-Pagan testen, som for øvrig er lagt ved som vedlegg 1. Testingen av dette resulterte i signifikante p-verdier og følgelig forkastelse av nullhypotesen om konstant varians, som derfor vil si at vi har heteroskedastisitet i vårt datasett. Dette gjaldt for samtlige av våre modeller. Ettersom vi benytter oss av hypotesetesting i oppgaven valgte vi å ta i bruk robuste standardfeil i regresjonene for å ta hensyn til bruddet på forutsetningen om homoskedastisitet. I resultatdelen er det med andre ord derfor robuste standardfeil som er oppgitt i tabell 6. Videre må kravet om normalitet være på plass for å kunne utføre hypotesetesting. Da vår avhengige variabel blant annet tar verdien 0 for enkelte respondenter kunne vi derimot ikke omgjøre denne til logaritmisk form med den hensikt å få den mer normalfordelt. Vårt hovedutvalg tilsvarer på den annen side lik $n = 1682$, som kan sies å være et relativt stort utvalg. Det kan derfor argumenteres for at forutsetningen om normalfordeling er tilnærmet oppfylt, og at estimerte F- og t-verdier følgelig vil være gyldige til bruk av hypotesetesting senere i resultatdelen (Stock & Watson, 2015). Hva angår MLR.3 har det ved hjelp av en korrelasjonsmatrise ikke blitt oppdaget perfekt kollinearitet blant noen av forklaringsvariablene. Korrelasjonsmatrisen er kun lagt ved som vedlegg da denne er av mindre interesse for oppgaven, se vedlegg 2. Avslutningsvis kan det nevnes at resterende forutsetninger anses å ha blitt møtt. Det er samtidig verdt å nevne at validiteten bak våre resultater vil være mer kritisk dersom det skulle vise seg at forutsetningene ikke er møtt, og særlig hvis det er store brudd på de som er av størst betydning for den statistiske interferensen. I et slikt tilfelle må det vises forsiktighet med hensyn til våre konklusjoner og generaliseringen fra utvalget til populasjonen.

7.0 Resultater

I dette kapittelet vil vi presentere resultatene fra vår analyse. I tillegg til en presentasjon av våre funn, vil vi også diskutere de ulike antagelsene bak vår tilnærming til oppgaven samt ulike problemstillinger og svakheter knyttet til vårt datasett.

7.1 Resultater fra regresjonene

Menn

Kvinner

	År 1990/2000	År 1990/2000/2010		År 1990/2000	År 1990/2000/2010
Modell 1	2,726 (1,011)*	2,726 (1,011)*	Modell 1	-	-
Modell 2	3,014 (1,040)**	3,016 (1,039)**	Modell 2	-	-
Modell 3	3,228 (1,049)**	3,228 (1,047)**	Modell 3	-	-
Modell 4	3,213 (1,057)**	3,220 (1,055)**	Modell 4	-	-
Modell 5	3,280 (1,053)**	3,243 (1,058)**	Modell 5	-	-
Modell 6	3,287 (1,057)**	3,284 (1,054)**	Modell 12	7,224 (1,561)**	7,142 (1,548)**

Tabell 6. Oversikt over betakoeffisienter for **interaksjonsleddet** (*Yngste0-6år*År2000*).

*Statistisk signifikant på 10% nivå.

** Statistisk signifikant på 5% nivå.

Hvor modell

1 = År + Yngste barn + Yngstebarn*År («Enkel» modell)

2 = Enkel modell + Arbeidstidsordning

3 = Enkel modell + Arbeidstidsordning + Inntekt

4 = Enkel modell + Arbeidstidsordning + Inntekt + Alder

5 = Enkel modell + Arbeidstidsordning + Inntekt + Alder + Landsdel

6 = Enkel modell + Arbeidstidsordning + Inntekt + Alder + Landsdel + Utdanningsnivå

7.1.1 Hovedanalyse og endogenitetsproblemet

For å kunne si noe om i hvilken grad man kan stole på estimatene fra vår hovedanalyse, må vi først diskutere hvorvidt de ulike antagelsene bak DiD-tilnærmingen kan hevdes å holde i vår oppgave. Dette vil blant annet være helt essensielt i diskusjonen om hvor godt estimatet for interaksjonsvariabelen er.

Først og fremst må vår identifiserende antagelse om parallelle trender mellom vår kontroll- og eksperimentgruppe, gitt at fedrekvoten ikke hadde blitt innført, holde. I vår hovedanalyse betrakter vi en periode på ti år, slik at antagelsen trolig vil være holdbar. Med et så kort tidsperspektiv virker det nemlig fornuftig å kunne anta at man *ikke* har noen brudd i antall timer husarbeid blant den ene gruppen, men ikke den andre - som ikke er forårsaket av fedrekvoten. Da vår studie er bygget på tverrsnittsdata må vi samtidig anta at det er *tilfeldig* om respondentene faller inn i eksperiment- eller kontrollgruppen, gitt de ulike kontrollvariablene (Stock & Watson, 2015). Mer spesifikt vil randomiseringen av fedrekvoten i vårt tilfelle dreie seg om at det er *tilfeldig* om faren fikk barn før eller etter fedrekvoten. Fedrekvoten, som i vår oppgave er selve «*treatment-en*», vil i et slikt tilfelle være eksogen gitt i modellen på grunn av at far selv *ikke* bestemte at fedrekvoten skulle innføres. Med andre ord vil antagelsen om randomisering av vår «*treatment*» kunne sies å være oppfylt. Dersom det på den annen side *ikke* hadde vært tilfeldig hvilken gruppe fedrene tilhørte, men at dette delvis ville vært bestemt av karakteristika ved eller preferansene til respondentene ville vi ha fått skjeve estimater for effekten av fedrekvoten. I et slikt tilfelle ville antall timer husarbeid (utfallsvariabelen) ha reflektert *både* effekten av selve fedrekvoten, samt effekten av den ikke-tilfeldige delen av problemet. På grunn av vår tilnærming til oppgaven unngår vi dette problemet ved at vi ikke sammenligner fedre i permisjon mot fedre som bevisst tar et valg om å ikke ta ut permisjon. Vi sammenligner derimot fedre som fikk barn *før* innføringen av fedrekvoten (1993) med dem som fikk barn senere – det vil si én gruppe som var *berørt* av fedrekvoten, kontra én som ikke ble berørt av den, som nevnt i metodekapittelet. Med andre ord er ikke det vi ønsker å se på i vår tilnærming til oppgaven hvem som *velger* å ta ut permisjon eller ikke, men at de som inngår i våre kontroll- og eksperimentgrupper faller inn under én av gruppene basert på om de ble berørt av kvoten eller ikke («*Intention-to-treat*»-prinsippet) (Yelland et al., 2015). Følgelig kan vi si at også antagelsen om *randomiseringen av “treatmenten”* (fedrekvoten), som ligger bak vår tilnærming til oppgaven (DiD), er uproblematisk og gjeldende i eksperimentet.

Foruten de nevnte antagelsene er det også ulike problemstillinger knyttet til vårt datasett som må belyses før vi kan gå løs på resultatene fra regresjonene. På bakgrunn av økonomisk teori og intuisjon mistenkte vi at inntekten som kontrollvariabel potensielt kunne føre til et endogenitetsproblem i vår regresjonsmodell. Problemet i vår kontekst er at inntekt og husarbeid kan tenkes å være to sider av samme sak. Inntekt (dvs. tid brukt på jobb) og husarbeid (dvs. tid brukt hjemme) vil trolig være nært knyttet til hverandre, basert på både

økonomisk teori og intuisjon. Det virker realistisk å anta at antall timer husarbeid og inntekt bestemmes simultant av hverandre. Kort oppsummert kan det tenkes at disse bestemmes av hverandre ved at noen for eksempel velger å bruke mye tid hjemme (da til blant annet til husarbeid) som igjen vil slå ut i inntekten. Inntekten vil på sin side igjen også trolig bestemme antall timer husarbeid, i henhold til teorien som ble presentert i kapittel 2. For å unngå skjeve OLS-estimater for vårt interaksjonsledd ønsket vi derfor å gjøre en kjapp sjekk for det mulige endogenitetsproblemet. Dette gjorde vi ved å bytte ut timer husarbeid som Y-variabel med inntekten, og deretter kjøre en ny regresjon med inntekt som avhengig variabel, *uten* timer husarbeid som en forklaringsvariabel i modellen. Dersom estimatet for vårt interaksjonsledd viste seg å være statistisk signifikant i denne regresjonen, ville dette ha vært en indikasjon på at inntekten og timer husarbeid er interaktive variabler og at inntekten derfor hadde vært endogen bestemt i modellen. I et slikt tilfelle kunne vi ha håndtert endogenitetsproblemet ved å ha benyttet oss av instrumentelle variabler, som for eksempel utdanning som nevnt i metodekapittelet. For at utdanning skal kunne fungere som en god instrumentell variabel måtte vi ha antatt at fedrene fullførte sin utdanning *før* de gikk ut i permisjon. Et (muligens noe dårligere) alternativ ville ha vært å ekskludere inntekt helt som kontrollvariabel i modellen. Resultatet fra regresjonen på inntekt ble derimot at p-verdien for husarbeid viste seg å ikke være statistisk signifikant på inntekten på et 5% signifikansnivå (p-verdi = 0,648). “*Output*” for denne regresjonen er lagt ved som vedlegg 5. Som følge av dette valgte vi derfor å beholde vår fullstendige regresjonsmodell *med* inntekten inkludert som kontrollvariabel². Avslutningsvis i denne sammenheng, er det verdt å legge til at intervjuobjektene ble bedt om å føre opp inntekten for året *før* undersøkelsen. Dette er en styrke med hensyn til den mulige endogeniteten med inntektsvariabelen, da dette vil gjøre den mindre endogen. Hadde vi derimot hatt informasjon om inntekten for eksempel fem år før fedrene var i permisjon, ville dette virket positivt inn på graden av endogenitet for inntektsvariabelen i vår modell.

Videre vil det på den annen side være inntekten *året før* barnet ble født som er den relevante inntekten med tanke på hvem som kvalifiserte seg til fedrekvoten og ikke. Dette vil kunne ha noe å si for våre resultater, da vi i vår tilnærming til oppgaven sammenligner dem som ble berørt av kvoten kontra dem som ikke ble berørt. Vi får derimot ikke kontrollert helt nøyaktig for dette i vårt tilfelle da vi ikke har data for denne inntekten, annet enn at vi som nevnt tidligere har basert utvalget vårt på de som er 25 år og oppover da fedre i denne alderen kan tenkes å være mer etablerte rent karrieremessig. Med andre ord må vi ta en antagelse om at

inntekten vi har for fedrene i vårt utvalg er representativ for den de hadde året før deres yngste barn ble født. Dette er helt klart en åpenbar svakhet ved analysen, da dette trolig kan forkludre våre resultater og gi et skjevt bilde av den faktiske effekten på timer husarbeid, ved at vi ikke fullt ut får tatt høyde for hvem som faktisk ble berørt av kvoten og ikke.

En annen faktor som kan ha noe å si for den reelle effekten av fedrekvoten på timer husarbeid er hvor mange barn de ulike respondentene hadde fra før. Det kan for eksempel tenkes at dersom man har flere barn fra før (gjærne både barn som ble født før innføringen samt barn som ble født etter), kan innføringen av fedrekvoten ha hatt en annen virkning på fordelingen i hjemmet enn de som kun har ett barn. Det kunne derfor ha vært interessant å ha foretatt en “*subsampling*”-analyse *kun* for de fedre med enebarn. Dette har likevel ikke blitt gjort da vi her har en avveining mellom utvalgsstørrelse og utvalgsfaktorer, hvor en slik analyse ville ha resultert i et lite utvalg som igjen hadde gjort det vanskelig å kunne trekke noen endelige konklusjoner om kausalitet. Da vi ikke har valgt å kontrollere for antall barn i vår analyse, vil dette kunne være en svakhet ved oppgaven dersom fedrekvoten har ulik effekt på småbarnsfedre kontra fedre til eldre barn. Dersom dette er tilfellet vil ikke vårt estimat være “*biased*”, men effekten av fedrekvoten vil kunne være annerledes for en som er far for tredje gang kontra en som er far for første gang. En faktor som derimot *både* kan ha noe å si for våre resultater *og* samtidig kunne føre til skjeve estimater, er om det skulle være *sprikende* trender mellom fedre med yngre barn kontra de med eldre barn før og etter fedrekvoten. Dersom det kan tenkes at småbarnsfedre *etter* innføringen av fedrekvoten er blitt mer tilstedeværende hjemme enn fedre til eldre barn vil dette være et brudd på vår identifiserende antagelse om parallelle trender mellom gruppene. I forbindelse med dette er det også verdt å nevne at vi har valgt å inkludere fedre med barn over 18 år i vår kontrollgruppe, med den hensikt å ikke redusere utvalget enda mer da disse utgjorde om lag 20% av kontrollgruppen i vårt hovedutvalg. Dette kan ha implikasjoner for våre resultater *dersom* det kan tenkes at endringen i antall timer husarbeid skyldes brudd i den underliggende trenden blant småbarnsfedre kontra fedre til eldre barn.

Oppsummert kan vi følgelig hevde at antagelsen om randomisering av fedrekvoten er holdbar i vårt eksperiment, samt også at vår identifiserende antagelse om parallelle trender mellom gruppene (i fraværet av innføringen) ikke er kritisk i vår hovedanalyse. Foruten dette, er det også viktig å kommentere funnene fra tabell 5 som presenterer den deskriptive statistikken for vår kontroll- og eksperimentgruppe, og hvilken betydning dette kunne hatt for validiteten

bak våre estimater. Generelt sett er generaliseringen av resultatene fra oppgavens analyse til populasjonen avhengig av i hvilken grad utvalget kan sies å være representativt (Stock & Watson, 2015). På den annen side vil dette være mindre relevant i vår oppgave - såfremt vi *ikke* har en systematisk skjevhet på tvers av eksperiment- og kontrollgruppen. Hadde vi ikke kontrollert for kontrollvariablene, og det kunne tenkes at disse korrelerte med andre (uobserverte) faktorer, ville store forskjeller i andelen av disse variablene mellom de to gruppene kunne ha ført til skjeve estimater for vår effekt av fedrekvoten på antall timer husarbeid. Dette er fordi det da ville vært større sannsynlighet for at bruddet i trendene mellom de to gruppene skyldtes andre faktorer, og ikke fedrekvoten alene. Når vi da fra tabell 5 for våre to grupper enkeltvis *ikke* fant noen vesentlige forskjeller i andelene blant våre kontrollvariabler, vil vårt estimat for den kausale effekten av fedrekvoten (interaksjonsleddet) være mer valid enn dersom dette ikke var tilfellet.

Videre kan vi derfor presentere resultatene fra vår regresjonsanalyse bestående av data fra årene 1990 og 2000, gitt i tabell 6. På grunnlag av funnene fra vår robusthetsanalyse som presenteres i neste avsnitt, er det modell 6 vi har valgt å benytte som vår hovedmodell, og derfor denne vi hovedsakelig baserer våre endelige konklusjoner på. Av denne ser vi at interaksjonsleddet som fanger opp effekten av selve fedrekvoten på antall timer husarbeid har en verdi lik 3,29. Dette estimatet for betakoeffisienten er statistisk signifikant på 5% signifikansnivå, noe som igjen vil si at man med 95% sikkerhet kan forkaste vår nullhypotese og konkludere med at innføringen av reformen faktisk hadde en reell effekt på menns bidrag til husarbeid. *Mer spesifikt førte innføringen av fedrekvoten alene til at fedre berørt av kvoten bidro med 3,29 timer mer husarbeid i uken.*

7.1.2 Robusthetsanalyse

Det viktige i vår oppgave er om vår interaksjonsvariabel (*Yngste0-6år*År2000*) korrelerer med feilleddet (*u*). Knyttet opp til metodekapitlet, ønsker vi med andre ord å kontrollere for faktorer utenom fedrekvoten som fører til forskjellige trender – det vil si noe uobserverbart i modellen. Skulle estimatet endre seg når vi legger på andre kontrollvariabler er dette derimot uproblematisk, da det i et slikt tilfelle vil være noen av disse variablene som driver effekten og vi da har kontrollert for dem. Skulle det derimot være slik at enkelte av våre kontrollvariabler korrelerer både med vår interaksjonsvariabel (som fanger opp fedrekvoten)

og feilledet (u), vil det være stor sannsynlighet for at det også er noen uobserverbare variabler som driver bruddet i trendene («*omitted variable bias*»). Da vi ikke kontrollerer for disse (uobserverte) variablene vil dette bryte med vår identifiserende antagelse som ligger bak vår tilnærming til oppgaven. For eksempel, dersom det er slik at det nå er mer vanlig blant yngre fedre å ta en høyere utdanning enn eldre fedre enn tidligere, kan det tenkes at endringen i timer husarbeid blant yngre menn er et resultat av brudd i den underliggende trenden blant yngre fedre som skyldes selve utviklingen i utdanning, og dermed ikke innføringen av fedrekvoten. Et annet eksempel som kan føre til brudd i trendene mellom de to gruppene kan være at selve kjønnsrollefordelingen blant yngre menn i dag er en annen enn tidligere, og at bruddet i trendene mellom de to gruppene derfor er forårsaket av nettopp dette. Med andre ord er det viktig å fange opp slike faktorer som påvirker trendene i vår kontroll- og eksperimentgruppe for å unngå skjeve estimater på grunn av «*omitted variable bias*».

Estimatene for vårt interaksjonsledd i den trinnvise regresjonen er gitt i tabell 6. Dersom alle kontrollvariabler var helt balansert, ville ikke estimatet for vår interaksjonsvariabel ha endret seg overhode. Som vi ser av tabellen har vi at estimatene for interaksjonsleddet er innenfor intervallet 2,7 til 3,29. Den laveste verdien i intervallet er for vår enkleste modell, og endres til 3,1 i modell 2. Fra og med denne modellen av holder estimatet for interaksjonsleddet seg nokså konstant på rundt 3,2. Dersom vi da ser bort ifra estimatet fra modell 1 (vår enkleste modell) er estimatene for interaksjonsleddet mellom 3,01 og 3,29, som kan hevdes å være et ganske smalt intervall. Det virker derfor rimelig å kunne hevde at vår regresjonsmodell (modell 6) i stor grad fanger opp det vi ønsker at den skal fange opp; nemlig den sanne kausale effekten av fedrekvoten på antall timer husarbeid. Med andre ord indikerer resultatene fra den trinnvise regresjonen at vi har fått kontrollert for andre faktorer som kan påvirke trendene forskjellig blant våre to grupper, slik at vi i stor grad får isolert effekten av fedrekvoten *alene* på antall timer husarbeid.

7.1.3 Regresjon for årene 1990, 2000 og 2010

Som nevnt i del 5.3.2 er denne regresjonen basert på samme robusthetsanalyse som i avsnittet over, men med utvidet datagrunnlag og en tidshorisont på ytterligere 10 år. Regresjonen kan derfor si noe mer om hvor sensitivt vårt estimat er med hensyn til holdbarheten bak vår

identifiserende antagelse om parallelle trender, ved at vi her utvider tidsperioden. Samtidig ønsket vi med denne regresjonen å kunne si noe om hvilken effekt fedrekvoten har hatt på lengre sikt, og om fedrekvoten har hatt en ulik effekt på fedre med barn i forskjellige aldersgrupper.

Av tabell 6 ser vi at betakoeffisienten for interaksjonsleddet *Yngste0-6år*År2000* er 3,29 for datasettet bestående av årene 1990 og 2000, mens den er 3,28 for årene 1990, 2000 og 2010. Koeffisienten er dessuten statistisk signifikant på 5% nivå i begge regresjonene. Det er med andre ord nærmest ingen forskjell mellom estimatene fra de to regresjonene. Dette virker overbevisende og i favør av validiteten bak vår analyse med hensyn til holdbarheten av vår identifiserende antagelse om parallelle trender blant de to gruppene *uten* innføringen av fedrekvoten. Dette gjelder dessuten for samtlige av regresjonene som ble gjort trinnvis for de to ulike datasettene, som man kan se av tabell 6.

Interaksjon	Betakoeffisient (std.error)	Berørt = x, Ikke-berørt = 0
Yngste0-6år*År2000	3,843 (1,054) **	x
Yngste7-17år*År2000	1,128 (0,959)	0
Yngste0-6år*År2010	1,859 (1,549)	x
Yngste7-17år*År2010	1,463 (1,713)	x

Tabell 7. Oversikt over betakoeffisienter for interaksjonsledd fra *modell 6* for regresjon bestående av data fra 1990, 2000 og 2010.

** Statistisk signifikant på 5% nivå.

Tabell 7 gir en oversikt over betakoeffisientene for interaksjonsleddene i regresjonen for datasettet 1990, 2000 og 2010. Her ser vi at fedrekvoten hadde en positiv effekt på timer husarbeid, men at den derimot kan ha hatt en avtagende effekt. Betakoeffisientene for interaksjonsleddene *Yngste7-17år*2010* og *Yngste0-6år*2010* (dvs. begge grupper berørt av fedrekvoten) er henholdsvis 1,86 og 1,46. Betakoeffisienten for fedre til barn i aldersgruppen 0-6 år i 2000 (dvs. berørt av fedrekvoten) er på sin side 3,84. Vi har ikke et tilsvarende estimat for fedre til barn i aldersgruppen 7-17 år i 2000 å sammenligne 2010-estimatet mot, da førstnevnte gruppe av fedre *ikke* ble berørt av fedrekvoten. I tillegg ser vi også av

estimatene fra årene 1990, 2000 og 2010 at fedre med yngre barn gjorde litt mer husarbeid enn de med eldre barn, som igjen samsvarer med tidligere forskning utført av blant annet Kitterød (2012). For vår hovedanalyse bestående av årene 1990 og 2000 har vi ingen sammenlignbare koeffisienter, da fedre for barn i aldersgruppen 7 til 7 år ikke ble berørt av fedrekvoten i dette datasettet. Det må likevel legges til at ingen av interaksjonsleddene bestående av år 2010 er statistisk signifikante, samt heller ikke *Yngste7-17år*År2000*. Det at ingen av interaksjonene for år 2010 er statistisk signifikante skyldes trolig det lave antallet respondenter fra 2010 ($n = 107$). Foruten dette er analysen bygget på data fra en 20 års lang periode, noe som også gjør at disse resultatene må tolkes med forsiktighet da vår identifiserende antagelse er ekstra kritisk i denne regresjonen. Et eksempel på at estimatene for interaksjonsleddene for år 2010 ikke virker særlig pålitelige er at man egentlig burde forvente det motsatte, det vil si at effekten av fedrekvoten på antall timer husarbeid burde ha vært økende gjennom årene med hensyn til blant annet “innfasingsperioden” som ble nevnt i kapittel 3. Selve “innfasingsperioden” vil samtidig trolig påvirke resultatene for vår hovedanalyse, slik at den tiårige perioden derfor ikke nødvendigvis er helt representativ for den reelle effekten på lengre sikt. Dette vil kunne ha implikasjoner for den eksterne validiteten bak våre resultater. Det kan for eksempel tenkes at selve innføringen av fedrekvoten kan ha medført store endringer blant befolkningen og samfunnet som helhet, da gjerne i form av endring av tidligere internaliserte og forankrede sosiale normer. I den grad det kan tenkes at dette er en faktisk konsekvens av innføringen av fedrekvoten, er det heller ikke uproblematisk at estimatet fanger opp deler av denne mer langsiktige effekten. Våre resultater kan derfor tenkes å måle den kausale effekten av fedrekvoten på timer husarbeid på kort basis, *gitt* omstendighetene i det aktuelle tidsrommet, men vil ikke nødvendigvis kunne si noe særlig om virkningen på lengre sikt når “samfunnet” har omstilt seg til slike endringer og er i likevekt igjen. Slike langsiktige effekter blir ofte benevnt som “*General equilibrium effects*” (Stock & Watson, 2015).

7.1.4 Regresjon basert på kjønn

Selve intensjonen med innføringen av fedrekvoten var å øke likestillingen mellom menn og kvinner både i hjemmet og på arbeidsmarkedet. Da vi ønsker å se på effekten av fedrekvoten på fedres bidrag til husarbeid, virket det derfor naturlig å også se på hvordan antall timer husarbeid har endret seg for kvinner etter innføringen av fedrekvoten. Dersom antall timer

husarbeid blant fedre har økt etter innføringen, men antall timer husarbeid samtidig også har økt for mødre, vil man ikke kunne si at fedrekvotens intenderte mål om økt likestilling i hjemmet er oppnådd. Estimaten for interaksjonsleddet for en tilsvarende regresjon for kvinner basert på data for 1990 og 2000 er gitt i tabell 6. Her kan vi se at betakoeffisienten for interaksjonsleddet er 7,22 og statistisk signifikant på 5% signifikansnivå. Med andre ord har antall timer husarbeid for mødre (med partnere berørt av fedrekvoten) økt med 7,22 timer i uken *etter* innføringen av fedrekvoten, noe som igjen peker i retning mot at innføringen av fedrekvoten ikke nødvendigvis økte likestillingen - i det minste i den grad det kan hevdes at husarbeid er en god indikator på likestilling i hjemmet. Samtidig har vi også i denne konteksten den samme diskusjonen rundt holdbarheten til vår identifiserende antagelse om parallelle trender. Timer husarbeid blant mødre har sunket betraktelig opp gjennom årene (Kitterød, 2012), noe som igjen *kan* indikere at estimaten i denne regresjonen ikke nødvendigvis er av noen særlig verdi.

Som en parallell opp mot teorien som ble presentert i kapittel 2 er estimaten for interaksjonsvariabelen også interessant i forhold til hva som virker rimelig å anta om egenskapene ved produksjonsfunksjonen til husholdningen (dvs. skalautbyttet), og om kvinner og menn er substitutter eller komplementære i produksjonen av husarbeid. Om man ser bort ifra den trolig lave validiteten til estimaten, og dermed går ut ifra at antall timer husarbeid blant mødre faktisk økte som følge av innføringen av fedrekvoten, vil det ikke være rimelig å anta at kvinner og menn er perfekte substitutter i husarbeidet, men på den annen side komplementære. Rydenstam & Vaage (2008) oppsummerer i sin forskning blant annet at "*Mannen reparerer, kona lager mat*", noe som igjen kan underbygge verdien på estimaten fra vår analyse. Dette er også i tråd med deler av teorien som ble presentert i kapittel 2, og da mer spesifikt "*Economies of Scope*"-begrepet som ble introdusert der. I tillegg kan det også tenkes at man ved å kjøre en separat regresjon for kvinner potensielt kan si noe om estimatene for vår hovedanalyse er "*downward*" eller "*upward biased*". Årsaken er at i det samme tidsrommet som det vi ser på, også ble iverksatt andre politiske tiltak som kan ha påvirket kvinners tilbudskurve til arbeidsmarkedet som vi ikke eksplisitt tar hensyn til i vår regresjonsmodell. Et slikt tiltak er for eksempel kontantstøtten som vi nevnte i kapittel 3. Dersom disse tiltakene gjorde at kvinner da deltok mer (mindre) i arbeidslivet (og derfor sannsynligvis gjorde mindre (mer) husarbeid), virker det fornuftig å anta at menn kanskje var mer (mindre) hjemme etter iverksettingen av slike tiltak enn tidligere. I et slikt tilfelle vil effekten av innføringen av fedrekvoten være "*upward biased*" ("*downward biased*"), og

analysen vil gi et feil bilde av den reelle effekten, da det at far var mer hjemme (og dermed kunne gjøre mer husarbeid) delvis også skyldtes endringer i mors tilbudskurve til arbeidsmarkedet.

8.0 Konklusjon

Formålet med vår oppgave var å identifisere en kausal årsakssammenheng mellom innføringen av fedrekvoten og dens effekt på antall timer husarbeid blant fedre. På denne måten ønsket vi å kunne si noe om reformen *faktisk* kunne hevdes å ha oppnådd det som var dens intenderte mål; nemlig å øke likestillingen blant foreldre både i hjemmet og på arbeidsmarkedet. Som datagrunnlag tok vi i bruk Tidsbruksundersøkelsene utført av NSD for årene 1990, 2000 og 2010. Disse rådataene har videre blitt tilpasset til vår spesifikke problemstilling, og analysert ved bruk av programmene SPSS, Stata og Excel.

Ved hjelp av sofistikerte statistiske metoder som lineær regresjon og “*difference-in-differences*” (DiD-metoden) kom vi fram til at *innføringen av fedrekvoten alene økte antall timer husarbeid i uken utført av fedre berørt av kvoten med 3,29 timer*. Ettersom estimatet var statistisk signifikant på 5% nivå kunne vi følgelig med stor sikkerhet konkludere med å ha fanget opp en kausal årsakssammenheng mellom disse to variablene. Dette er også i tråd med hva vi kunne forvente basert på tidligere forskning og statistikk. Som en parallell opp mot teorien fra kapittel 2, viser dette at den reduserte alternativkostnaden ved å være hjemme i permisjon er en mulig årsak til den positive effekten av fedrekvoten på antall timer husarbeid.

Vi ønsket at vårt estimat for effekten av fedrekvoten på antall timer husarbeid (interaksjonsleddet) skulle holde seg stabilt ved inkluderingen av ytterligere kontrollvariabler, da dette vil være et tegn på at vår modell *faktisk* fanget opp den kausale effekten av fedrekvoten på timer husarbeid. Vi undersøkte derfor dette i en robusthetsanalyse gjennom trinnvise regresjoner, noe som igjen resulterte i at estimatene for interaksjonsleddet holdt seg relativt stabilt innenfor intervallet 3,01 til 3,29. På grunnlag av dette valgte vi å benytte oss av modell 6₃ bestående av flere kontrollvariabler som vår hovedmodell. I tillegg til vår hovedanalyse bestående av data fra 1990 og 2000 presenterte vi resultatene fra en tilleggsregresjon, hvor vi i sistnevnte inkluderte fedre fra år 2010 og følgelig utvidet

tidsrommet med ti år. Dette ble blant annet gjort med den intensjon å kunne si noe om hvor kritisk vår identifiserende antagelse om parallelle trender mellom våre kontroll- og eksperimentgrupper er, gitt hvilket tidsintervall vi har i betraktning. Med andre ord fungerte også denne regresjonen som en ytterligere robusthetsanalyse. I tillegg ønsket vi også å kunne si noe om fedrekvotens effekt på timer husarbeid på lengre sikt. I sammenligningen av estimatene for timer husarbeid fra de to regresjonene (1990/2000 versus 1990/2000/2010) fant vi nærmest ingen forskjeller dem imellom, noe som virker i favør av holdbarheten for vår underliggende antagelse om jevne trender blant kontroll- og eksperimentgruppene. På den annen side utgjorde fedre fra 2010 bare 6% av det totale utvalget, noe som resulterte i at estimatene for interaksjonsleddene for år 2010 *ikke* ble statistisk signifikante. Av denne grunn kunne vi derfor *ikke* trekke noen konklusjoner om innføringens effekt på timer husarbeid på *lengre sikt*. Holdbarheten rundt vår identifiserende antagelse vil trolig også være mer kritisk i regresjonen med det 20 år lange tidsperspektivet, slik at resultatene fra denne derfor burde tolkes mer varsomt.

Da økt likestilling blant fedre og mødre var hovedmålet med fedrekvoten, ønsket vi videre å se på innføringen av fedrekvoten fra et annet perspektiv ved å trekke inn mødre i vår analyse. Vi valgte derfor å inkludere en egen regresjon for mødre, med den hensikt å ytterligere kunne si noe om utfallet av fedrekvoten. Her viste det seg at timer husarbeid i uken utført av mødre økte med 7,22 timer *etter* innføringen av fedrekvoten. Dette kan igjen tyde på at fedrekvoten ikke har ført til en sterk nok despesialisering i hjemmet slik som den i utgangspunktet var tiltenkt å gjøre. Samtidig må vi understreke at estimatene fra denne regresjonen trolig er av liten verdi, da vi ikke har kontrollert for andre faktorer som kan tenkes å være av betydning for utfallet, og ettersom resultatene ikke samsvarer med hva man ville forvente basert på både forskning og statistikk.

De største svakhetene ved vår oppgave og hvordan disse kan påvirke våre resultater ble gjennomgått i resultatdelen. Da enkelte momenter ved vår oppgave trolig kunne vært forbedret, har oppgaven og dens formål likevel blitt prøvd diskutert og analysert så godt det lot seg gjøre med de dataene vi hadde for hånd. En faktor som dog kan være verdt å trekke frem som en mulig svakhet er at vi ikke har tatt hensyn til hvilke dager intervjuobjektene førte dagbok (føringsdato). Dette kan tenkes å kunne være av betydning for våre resultater. I utgangspunktet burde dette ha jevnet seg ut med antall respondenter, men grunnet den svært reduserte utvalgsstørrelsen i forhold til i det opprinnelige datasettet, kan dette tenkes å ha en

innvirkning på våre estimater dersom reduksjonen i seg selv har ført til et skjevt utvalg. Til tross for nevnte og muligens andre svakheter, kan oppgaven likevel tenkes å gi en viss pekepinn på at fedrekvoten faktisk har fungert slik den var ment, da våre resultater tilsier at antall timer husarbeid i uken blant fedre økte som følge av innføringen.

8.1 Forslag til videre forskning

I vår regresjonsmodell har vi ikke tatt hensyn til partnerens inntekt da vi ikke hadde data for dette. Dersom denne typen data hadde vært tilgjengelig kunne det derimot ha vært interessant å inkludere dette i vår oppgave som en videreføring av vår problemstilling. Den økonomiske teorien i vår oppgave er basert på Becker & Pollak, hvor deres teorier gjerne kategoriseres som unitære modeller ("*unitary models*") der husholdningen betraktes som én enhet. Det motsatte av denne kategorien er det som benevnes som kollektive modeller ("*collective models*") hvor husholdningen i dette tilfellet anses som å bestå av flere individer med ulik forhandlingsmakt, og allokeringen dem imellom blant annet antas å være avhengig av inntekten (Chiappori & Lewbel, 2015). Samtidig vil vi ved å introdusere inntekten til partneren også på et vis ta mer hensyn til ulike aspekter ved de respektive medlemmenes tilbudskurver til arbeidsmarkedet (og implisitt antall timer husarbeid).

Litteraturliste

Auld, C. (2012, 31. oktober). The Intuition of Robust Standard Errors. Hentet fra <http://chrisauld.com/2012/10/31/the-intuition-of-robust-standard-errors/>

Barne- og likestillingsdepartementet. (2007). *Yrkesdeltakelse og arbeidstid blant mødre og fedre* (Likestillingsvedlegg til St.prp.nr.1 (2006-2007) for BLD). Hentet fra https://www.regjeringen.no/globalassets/upload/kilde/bld/prm/2006/0065/ddd/pdfv/292953-barne-og_likestillingsdep_-likestillingsvedlegget.pdf

Becker, G. S. (1965). A Theory of the Allocation of Time. *The Economic Journal*, 75(299), 493-517.

Becker, G. S. (1974). A Theory of Social Interactions. *Journal of Political Economy*, 82(6), 1063-93. <http://dx.doi.org/10.1086/260265>

Becker, G. S. (1977). A Theory of the Production and Allocation of Effort. *Economic Journal*, 75(299), 493-517. Hentet fra <https://www.nber.org/papers/w0184.pdf>

Becker, G. S. (1981). *A Treatise on the Family*. Cambridge: Harvard University Press. Hentet fra <https://brunofvieira.files.wordpress.com/2012/12/gary-becker-a-treatise-on-the-family.pdf>

Birkelund, G. E., & Ugreninov, E. (2013). Naturlig eksperiment. *Sosiologi i dag*, 43(3), 65-89.

Blume, L. & Durlauf, S. N. (2008). *The new Palgrave dictionary of economics* (2nd ed.). UK, London: Palgrave Macmillan.

Borjas, G. J. (2013). *Labor economics* (6th ed.). New York: McGraw-Hill Irwin.

Brandth, B. & Kvande, E. (2013). *Fedrekvoten og den farsvennlige velferdsstaten*. Oslo: Universitetsforlaget.

Busch, T. (2016). *Akademisk skriving for bachelor- og masterstudenter*. Bergen: Fagbokforlaget.

Chiappori, P. A & Lewbel, A. (2015). Gary Becker's a Theory of the Allocation of Time. *The Economic Journal*, 125(March). 410–442.

Ekberg, J., Eriksson, R. & Friebel, G. (2013). Parental leave - A policy evaluation of the Swedish “Daddy-Month” reform, *IZA Discussion Paper*, 97, 131-143.

<https://doi.org/10.1016/j.jpubeco.2012.09.001>

Endringslov til folketrygdloven. (2018). Lov om endringer i folketrygdloven (tredeling av foreldrepengeperioden ved 80 prosent uttak) (Lov-2018-12-07-90). Hentet fra

<https://lovdata.no/dokument/LTI/lov/2018-12-07-90>

Fafchamps, M. & Quisumbing, A. R. (2008). Household Formation and Marriage Markets in Rural Areas. *Handbook of Development Economics* 4:3187-324. DOI: 10.1016/S1573-4471(07)04051-X.

Finseraas, H. & Kotsadam, A. (2013). Causal Effects of Parental Leave on Adolescent's Household Work. *Social Forces*, 92(1), 329- 351. DOI: [10.1093/sf/sot044](https://doi.org/10.1093/sf/sot044)

Folketrygdloven. (1997). Lov om folketrygd (LOV-1997-02-28-19). Hentet fra

<https://lovdata.no/dokument/NL/lov/1997-02-28-19>

Halrynjo, S. & Kitterød, R. H. (2017). Mindre spesialisering med fedrekvote? *Tidsskrift for samfunnsforskning*, 58(3), 311-333. DOI: [10.18261/issn.1504-291X-2017-03-03](https://doi.org/10.18261/issn.1504-291X-2017-03-03)

Hamre, K. (2017). Fedrekvoten - mer populær enn noen gang. *Samfunnsspeilet/Statistisk sentralbyrå*, 1/2017. Hentet fra

<https://www.ssb.no/befolkning/artikler-og-publikasjoner/fedrekvoten-mer-populaer-enn-noen-gang--298200>

Kitterød, R. H. (2012). Fedre deltar mer i husarbeid. *Samfunnsspeilet/Statistisk sentralbyrå*, 26(4), 56-63. Hentet fra <https://www.ssb.no/kultur-og-fritid/artikler-og-publikasjoner/fedre->

[deltar-mer-i-husarbeid-og-omsorg](#)

Kjeldstad, R. & Lappegård, T. (2009). Mest fornøyd med (delvis) likestilling: likestilling på hjemmebane. *Samfunnsspeilet/Statistisk sentralbyrå*, 23(1), 52-57. Hentet fra <https://www.ssb.no/a/samfunnsspeilet/utg/200901/ssp.pdf>

Kontantstøtteleven. (1998). Lov om kontantstøtte til småbarnsforeldre (LOV-1998-06-26-41). Hentet fra <https://lovdata.no/dokument/NL/lov/1998-06-26-41>

Kvale, H. (2018, 16. november). Økt fedrekvote ga ikke mer likestilling i arbeidslivet. Hentet fra <https://www.samfunnsforskning.no/core/aktuelt/nyheter/okt-fedrekvote-ga-ikke-mer-likestilling-i-arbeidsl.html>

NAV. (u.å.). Om foreldrepenger. Hentet fra <https://familie.nav.no/om-foreldrepenger>

NAV. (2013, 5. september). Arkiv – Foreldrepenger ved fødsel året 1996-2005. Hentet fra <https://www.nav.no/no/NAV+og+samfunn/Statistikk/Familie+-+statistikk/Relatert+informasjon/arkiv-foreldrepenger-ved-f%C3%B8dsel-%C3%A5ret-1996-2005>

NAV. (2019, 27. februar). Foreldrepenger, engangsstønad og svangerskapspenget. Hentet fra <https://www.nav.no/no/NAV+og+samfunn/Statistikk/Familie+-+statistikk/Foreldrepenger%2C+engangsstønad+og+svangerskapspenget>

NOU 2015: 27. (2015). *Pappa kom hjem*. Oslo: Barne- og likestillingsdepartementet.

Pettersen, S. V. (2004). Mer likedelt med ulik arbeidstidsordning? *Samfunnsspeilet/Statistisk sentralbyrå*, 18(6), 31-38. Hentet fra <https://www.ssb.no/befolkning/artikler-og-publikasjoner/mer-likedelt-med-ulik-arbeidstidsordning>

Pollak, R. A. (2013). Allocating Household Time: When Does Efficiency Imply Specialization? *Working Paper 19178*. Cambridge: NATIONAL BUREAU OF ECONOMIC

RESEARCH. Hentet fra <http://www.nber.org/papers/w19178>

Presser, H. (1988). Shift Work among American Women and Child Care. *Journal of Marriage and the Family*, 48(3), 551-563. <http://dx.doi.org/10.2307/352041>

Presser, H. (1994). Employment Schedules Among Dual-Earner Spouses and the Division of Household Labor by Gender. *American Sociological Review*, 59(3), 348-364. <http://dx.doi.org/10.2307/2095938>

Rege, M. & Solli, I. F. (2010). The impact of paternity leave on long-term father involvement. *UiS Working Papers in Economics and Finance*, 2010/4, University of Stavanger. Hentet fra https://ideas.repec.org/p/hhs/stavef/2010_004.html

Rydenstam, K. & Vaage, O. F. (2008). Nordiske menn gjør mest hjemme. *Samfunnsspeilet/Statistisk sentralbyrå*, 22(1), 21-27. Hentet fra <https://www.ssb.no/kultur-og-fridid/artikler-og-publikasjoner/nordiske-menn-gjor-mest-hjemme>

Statistisk sentralbyrå. (2017). Arbeidskraftundersøkelsen. Hentet fra <https://www.ssb.no/arbeid-og-lonn/artikler-og-publikasjoner/hvordan-deler-smabarnsforeldre-pa-arbeidet-hjemme-og-ute--325443>

Stock, J. & Watson, M. (2015). *Introduction to Econometrics* (Update, Global Edition). Harlow: Pearson Education Limited.

Wooldridge, J.M (2012). *Introductory Economics*. A Modern Approach (5th ed.). South Western: Cengage Learning.

Wooldridge, J. M. (2014). *Introduction to Econometrics* (Europe, Middle East and Africa). Andover: Cengage Learning.

Yelland, L., Sullivan, T., Voysey, M., Lee, K., Cook, J. & Forbes, A. (2015). Applying the intention-to-treat principle in practice: Guidance on handling randomisation errors. *Clinical Trials*, 12(4), 418-423. DOI: [10.1177/1740774515588097](https://doi.org/10.1177/1740774515588097).

Ågotnes, K. B. (2018, 18. januar). Hvem benytter seg av fedrekvoten?

<https://www.samfunnsforskning.no/aktuelt/nyheter/2017/hvem-benytter-seg-av-fedrekvoten.html>

Vedlegg

Vedlegg 1. Tester for heteroskedastisitet

Modell 6 (1990/2000)

```
. hettest
```

```
Breusch-Pagan / Cook-Weisberg test for heteroskedasticity  
Ho: Constant variance  
Variables: fitted values of Timer_husarbeid_i_uken_  
  
chi2(1)      =   270.65  
Prob > chi2  =   0.0000
```

Modell 6 (1990/2000/2010)

```
. hettest
```

```
Breusch-Pagan / Cook-Weisberg test for heteroskedasticity  
Ho: Constant variance  
Variables: fitted values of Timer_husarbeid_i_uken_  
  
chi2(1)      =   229.25  
Prob > chi2  =   0.0000
```


Vedlegg 2. Korrelasjonsmatrise (1990/2000)

	1	Alder	Inntekt	Mann	Barn 0-6 år	Barn 7-17 år	Barn >= 18 år	År 2000	Ungdomsskole	Gymnas	Universitet	Dagarbeid	Kveld/natt	Oslo/Akershus
1	1,00													
Timer husarbeid	-0,05	1,00	1,00											
Alder	-0,27	0,14	0,38											
Inntekt	-0,54	0,21	0,38	1,00										
Mann	-0,01	-0,05	-0,02	-0,05	1,00									
Barn 0-6 år	0,03	0,02	0,03	0,00	-0,71	1,00								
Barn 7-17 år	-0,03	0,04	-0,01	0,07	-0,40	-0,36	1,00							
Barn >= 18 år	0,03	0,06	0,25	-0,08	0,11	-0,01	-0,13	1,00						
År 2000	0,03	0,04	-0,10	0,01	-0,16	0,05	0,14	-0,04	1,00					
Ungdomsskole	0,03	-0,10	-0,15	0,01	0,03	-0,01	-0,02	-0,02	-0,41	1,00				
Gymnas	0,03	0,08	0,24	-0,02	0,08	-0,03	-0,08	0,05	-0,24	-0,76	1,00			
Universitet	-0,06	-0,02	0,18	0,13	-0,04	0,01	0,03	0,02	-0,09	-0,07	1,00			
Dagarbeid	-0,17	-0,02	-0,05	-0,07	0,03	-0,02	-0,01	0,01	-0,02	0,04	-0,03	1,00		
Kveld/natt	0,07	-0,02	0,09	-0,02	0,04	-0,02	-0,01	0,01	-0,02	0,04	-0,03	-0,15	1,00	
Oslo/Akershus	-0,03	0,03	0,09	-0,02	0,04	-0,02	-0,02	0,01	-0,04	-0,10	0,14	0,02	0,01	1,00

Vedlegg 3. Outputs for regresjoner for 1990/2000

Hvor modell

- 1 = År + Yngste barn + Yngstebarn*År («Enkel» modell)
- 2 = Enkel modell + Arbeidstidsordning
- 3 = Enkel modell + Arbeidstidsordning + Inntekt
- 4 = Enkel modell + Arbeidstidsordning + Inntekt + Alder
- 5 = Enkel modell + Arbeidstidsordning + Inntekt + Alder + Landsdel
- 6 = Enkel modell + Arbeidstidsordning + Inntekt + Alder + Landsdel + Utdanningsnivå
- 12 = Enkel modell + Arbeidstidsordning + Inntekt + Alder + Landsdel + Utdanningsnivå (for *KVINNER*)

Modell 1.

```
. reg Timer_husarbeid_i_uken_ År_2000 Yngste_0_6år Yngste_7_17år År_2000_Yngste_0_6år År_2000_Yngste_7_17år if IOs_kjønn ==1, robust
```

```
Linear regression              Number of obs   =       1,682
                              F(5, 1676)      =         7.36
                              Prob > F           =        0.0000
                              R-squared          =        0.0193
                              Root MSE       =        7.3432
```

Timer_husarbeid_i_u-_	Robust				
	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]
År_2000	.2448267	.7990065	0.31	0.759	-1.322329 1.811982
Yngste_0_6år	-.5620982	.5939888	-0.95	0.344	-1.727136 .6029399
Yngste_7_17år	.6007045	.6595146	0.91	0.363	-.6928546 1.894264
År_2000_Yngste_0_6år	2.726135	1.010512	2.70	0.007	.7441361 4.708134
År_2000_Yngste_7_17år	.6993784	.9551984	0.73	0.464	-1.174129 2.572886
_cons	5.290385	.5174796	10.22	0.000	4.27541 6.305359

```
. save "F:\1990 og 2000\Ny regresjon\Regresjonsoutput\1.dta"
file F:\1990 og 2000\Ny regresjon\Regresjonsoutput\1.dta saved
```

Modell 2.

```
. reg Timer_husarbeid_i_uken År_2000 Yngste_0_6år Yngste_7_17år År_2000_Yngste_0_6år År_2000_Yngste_7_17år Kveid_nattarbeid Annet_arbeidstidsordning Uoppgitt_arbeidstidsordning
> if IOs_kjønn ==1, robust
```

```
Linear regression      Number of obs   =    1,682
                      F(8, 1673)         =     5.06
                      Prob > F           =    0.0000
                      R-squared          =    0.0342
                      Root MSE        =    7.2936
```

Timer_husarbeid_i_uken_	Coef.	Robust Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]
År_2000	-.0006134	.8145283	-0.00	0.999	-1.598215 1.596989
Yngste_0_6år	-.4890122	.5875606	-0.83	0.405	-1.641444 .6634192
Yngste_7_17år	.6190062	.6546917	0.95	0.345	-.6650949 1.903107
År_2000_Yngste_0_6år	3.01388	1.040147	2.90	0.004	.9737529 5.054008
År_2000_Yngste_7_17år	.6311122	.9523952	0.66	0.508	-1.236899 2.499124
Kveid_nattarbeid	-.4804767	.8270481	-0.58	0.561	-2.102635 1.141681
Annet_arbeidstidsordning	.249718	.4638981	0.54	0.590	-.6601639 1.15396
Uoppgitt_arbeidstidsordning	3.282366	1.037045	3.17	0.002	1.248324 5.316407
_cons	4.97024	.4913953	10.11	0.000	4.006426 5.934055

```
. save "F:\1990 og 2000\Ny regresjon\Regresjonsoutput\2.dta"
file F:\1990 og 2000\Ny regresjon\Regresjonsoutput\2.dta saved
```

Modell 3.

```
. reg Timer_husarbeid_i_uken År_2000 Yngste_0_6år Yngste_7_17år År_2000_Yngste_0_6år År_2000_Yngste_7_17år Kveid_nattarbeid Annet_arbeidstidsordning Uoppgitt_arbeidstidsordning
> Bruttoinntekt if IOs_kjønn ==1, robust
```

```
Linear regression      Number of obs   =    1,660
                      F(9, 1650)         =     5.13
                      Prob > F           =    0.0000
                      R-squared          =    0.0409
                      Root MSE        =    7.0348
```

Timer_husarbeid_i_uken_	Coef.	Robust Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]
År_2000	.0856842	.826794	0.10	0.917	-1.535992 1.70736
Yngste_0_6år	-.6863818	.5944663	-1.15	0.248	-1.85237 .479606
Yngste_7_17år	.2217403	.635005	0.35	0.727	-1.02376 1.467241
År_2000_Yngste_0_6år	3.228231	1.048659	3.08	0.002	1.171388 5.285074
År_2000_Yngste_7_17år	1.026673	.944199	1.09	0.277	-.8252812 2.878628
Kveid_nattarbeid	-.6694954	.8957237	-0.75	0.455	-2.42637 1.087379
Annet_arbeidstidsordning	.3909884	.4598775	0.85	0.395	-.5110165 1.292993
Uoppgitt_arbeidstidsordning	3.24473	1.07013	3.03	0.002	1.145775 5.343685
Bruttoinntekt	-1.83e-06	8.79e-07	-2.08	0.038	-3.55e-06 -1.03e-07
_cons	5.49483	.5546048	9.91	0.000	4.407027 6.582634

```
. save "F:\1990 og 2000\Ny regresjon\Regresjonsoutput\3.dta"
file F:\1990 og 2000\Ny regresjon\Regresjonsoutput\3.dta saved
```

Modell 4.

```
. reg Timer_husarbeid_i_uken År_2000 Yngste_0_6år Yngste_7_17år År_2000_Yngste_0_6år År_2000_Yngste_7_17år Kveid_nattarbeid Annet_arbeidstidsordning Uoppgitt_arbeidstidsordning
> Bruttoinntekt IOs_alder_yngste_barn_utvalg if IOs_kjønn ==1, robust
```

```
Linear regression      Number of obs   =    1,660
                      F(10, 1649)        =     4.84
                      Prob > F           =    0.0000
                      R-squared          =    0.0410
                      Root MSE        =    7.0368
```

Timer_husarbeid_i_uken_	Coef.	Robust Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]
År_2000	.0951337	.8301924	0.11	0.909	-1.533209 1.723476
Yngste_0_6år	-.6777824	.5974774	-1.13	0.257	-1.849677 .4941119
Yngste_7_17år	.2301397	.6373804	0.36	0.718	-1.020021 1.4803
År_2000_Yngste_0_6år	3.21757	1.056473	3.05	0.002	1.145401 5.28974
År_2000_Yngste_7_17år	1.003242	.9479118	1.06	0.290	-.8559956 2.86248
Kveid_nattarbeid	-.6548807	.9038941	-0.72	0.469	-2.427782 1.11802
Annet_arbeidstidsordning	.3944774	.4597123	0.86	0.391	-.507204 1.296159
Uoppgitt_arbeidstidsordning	3.210024	1.122143	2.86	0.004	1.009048 5.410999
Bruttoinntekt	-1.85e-06	8.91e-07	-2.07	0.038	-3.59e-06 -1.00e-07
IOs_alder_yngste_barn_utvalg	.0098395	.0352224	0.28	0.780	-.0592459 .0789249
_cons	5.172854	1.264763	4.09	0.000	2.692142 7.653565

Modell 5.

```
. reg Timer_husarbeid_i_uken_ År_2000 Yngste_0_6år Yngste_7_17år År_2000_Yngste_0_6år År_2000_Yngste_7_17år Kveld_nattarbeid Annet_arbeidstidsordning Uoppgitt_arbeidstidsordning
> Bruttoinntekt Østlandet_ellers Vestlandet Sør_Vestlandet_Agder Trøndelag Nord_Norge Uoppgitt_landsdel IOs_alder_yngste_barn_utvalg if IOs_kjønn ==1, robust
note: Uoppgitt_landsdel omitted because of collinearity
```

```
Linear regression      Number of obs   =    1,660
                      F(15, 1644)         =     3.77
                      Prob > F           =    0.0000
                      R-squared          =    0.0455
                      Root MSE       =    7.0308
```

Timer_husarbeid_i_uken_	Coef.	Robust Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]
År_2000	-.0053924	.8323806	-0.01	0.995	-1.63803 1.627246
Yngste_0_6år	-.7852361	.5976685	-1.31	0.189	-1.957508 .3870357
Yngste_7_17år	-.1625143	.6378898	0.25	0.799	-1.088648 1.413676
År_2000_Yngste_0_6år	3.279539	1.05306	3.11	0.002	1.21406 5.345019
År_2000_Yngste_7_17år	1.05878	.9474235	1.12	0.264	-.7995044 2.917064
Kveld_nattarbeid	-.5512496	.8341417	-0.66	0.509	-2.187342 1.084843
Annet_arbeidstidsordning	.3635512	.4619424	0.79	0.431	-.5425064 1.269609
Uoppgitt_arbeidstidsordning	3.119991	1.111179	2.81	0.005	.940516 5.299466
Bruttoinntekt	-1.73e-06	8.89e-07	-1.94	0.052	-3.47e-06 1.75e-08
Østlandet_ellers	.0010692	.5026759	0.00	0.998	-.9848833 .9870217
Vestlandet	.6374222	.5223097	1.22	0.222	-.3870402 1.661885
Sør_Vestlandet_Agder	1.179792	.6092372	1.94	0.053	-.0151704 2.374755
Trøndelag	.2557595	.5813226	0.44	0.660	-.8844513 1.395997
Nord_Norge	1.22566	.6266054	1.96	0.051	-.0033691 2.454689
Uoppgitt_landsdel	0	(omitted)			
IOs_alder_yngste_barn_utvalg	-.0089584	.0349016	0.26	0.797	-.0594978 .0774146
_cons	4.805526	1.272016	3.78	0.000	2.310583 7.300468

Modell 6.

```
. reg Timer_husarbeid_i_uken_ År_2000 Yngste_0_6år Yngste_7_17år År_2000_Yngste_0_6år År_2000_Yngste_7_17år Kveld_nattarbeid Annet_arbeidstidsordning Uoppgitt_arbeidstidsordning
> Bruttoinntekt Østlandet_ellers Vestlandet Sør_Vestlandet_Agder Trøndelag Nord_Norge Uoppgitt_landsdel Gymnasnivå Universitetsnivå Lavere_enn_ungdomskolenivå Uoppgitt_utdanning
> snivå IOs_alder_yngste_barn_utvalg if IOs_kjønn ==1, robust
note: Uoppgitt_landsdel omitted because of collinearity
```

```
Linear regression      Number of obs   =    1,660
                      F(19, 1640)         =     3.28
                      Prob > F           =    0.0000
                      R-squared          =    0.0480
                      Root MSE       =    7.0303
```

Timer_husarbeid_i_uken_	Coef.	Robust Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]
År_2000	-.0145982	.8393079	-0.02	0.986	-1.660826 1.63163
Yngste_0_6år	-.7438824	.5974331	-1.25	0.213	-1.915695 .4279298
Yngste_7_17år	-.2076868	.639999	0.32	0.746	-1.047615 1.462988
År_2000_Yngste_0_6år	3.287448	1.056661	3.11	0.002	1.214901 5.359966
År_2000_Yngste_7_17år	1.113171	.9591415	1.16	0.246	-.7680999 2.994442
Kveld_nattarbeid	-.5255083	.8198955	-0.64	0.522	-2.133661 1.082644
Annet_arbeidstidsordning	.3214697	.4620524	0.70	0.487	-.5848052 1.227745
Uoppgitt_arbeidstidsordning	3.203508	1.123259	2.85	0.004	1.000336 5.406681
Bruttoinntekt	-1.53e-06	9.15e-07	-1.67	0.096	-3.32e-06 2.69e-07
Østlandet_ellers	-.0605384	.5031546	-0.12	0.904	-1.047432 .9263548
Vestlandet	.5419763	.5228618	1.04	0.300	-.4835709 1.567524
Sør_Vestlandet_Agder	1.108707	.6029679	1.84	0.066	-.0739617 2.291375
Trøndelag	.2083764	.5810409	0.36	0.720	-.931284 1.348037
Nord_Norge	1.069675	.6370756	1.68	0.093	-.1798924 2.319243
Uoppgitt_landsdel	0	(omitted)			
Gymnasnivå	-.0459262	.6134681	-0.07	0.940	-1.249192 1.157335
Universitetsnivå	-.4295992	.6131077	-0.70	0.484	-1.632156 .7729574
Lavere_enn_ungdomskolenivå	-.7626849	2.373168	-3.21	0.001	-12.28161 -2.87209
Uoppgitt_utdanningnivå	-.1457429	1.234318	-0.12	0.906	-2.566748 2.275262
IOs_alder_yngste_barn_utvalg	.0143755	.0347631	0.41	0.679	-.0538093 .0825602
_cons	4.768561	1.408394	3.39	0.001	2.006121 7.531002

Modell 12.

```
. reg Timer_husarbeid_i_uken_ År_2000 Yngste_0_6år Yngste_7_17år År_2000_Yngste_0_6år År_2000_Yngste_7_17år Kveid_nattarbeid Annet_arbeidstidsordning Uoppgitt_arbeidstidsordning
> Bruttoinntekt Østlandet_ellers Vestlandet Sør_Vestlandet_Agder Trøndelag Nord_Norge Uoppgitt_landsdel Gymnasnivå Universitetsnivå Lavere_enn_ungdomsskolenivå Uoppgitt_utdanning
> snivå Ios_alder_yngste_barn_utvalg if Ios_kjønn ==2, robust
note: Uoppgitt_landsdel omitted because of collinearity
```

```
Linear regression      Number of obs   =    1,813
                      F(19, 1793)         =     7.69
                      Prob > F           =    0.0000
                      R-squared          =    0.0808
                      Root MSE       =   11.339
```

Timer_husarbeid_i_uken_	Robust				
	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]
År_2000	-5.313397	1.380829	-3.85	0.000	-8.021601 -2.605194
Yngste_0_6år	-4.382461	1.222591	-3.58	0.000	-6.780315 -1.984607
Yngste_7_17år	-.9944265	1.200827	-0.83	0.408	-3.349595 1.360742
År_2000_Yngste_0_6år	7.222658	1.560835	4.63	0.000	4.161412 10.28391
År_2000_Yngste_7_17år	3.037126	1.596318	1.90	0.057	-.0937138 6.167965
Kveid_nattarbeid	5.350285	2.5718	2.08	0.038	3.062447 10.39432
Annet_arbeidstidsordning	1.4169	.7031071	2.02	0.044	.0379041 2.795895
Uoppgitt_arbeidstidsordning	3.362287	.8065581	4.17	0.000	1.780394 4.944179
Bruttoinntekt	-.0000103	4.29e-06	-2.40	0.016	-.0000187 -1.90e-06
Østlandet_ellers	1.368741	.8775404	1.56	0.119	-.3523679 3.089851
Vestlandet	1.502246	.8403873	1.79	0.074	-.1459954 3.150488
Sør_Vestlandet_Agder	1.028696	.9525531	1.08	0.280	-.839535 2.896927
Trøndelag	-.4123352	.9541522	-0.43	0.666	-2.283703 1.459032
Nord_Norge	-.0913606	1.015371	-0.09	0.928	-2.082795 1.900074
Uoppgitt_landsdel	0	(omitted)			
Gymnasnivå	-1.008806	.892233	-1.13	0.258	-2.758732 .7411196
Universitetsnivå	-2.218114	.9851556	-2.25	0.024	-4.150288 -.2859403
Lavere_enn_ungdomsskolenivå	19.31187	22.53576	0.86	0.392	-24.88723 63.51098
Uoppgitt_utdanningsnivå	1.231137	2.499974	0.49	0.622	-3.672033 6.134306
Ios_alder_yngste_barn_utvalg	.2960626	.0729938	4.06	0.000	.1529007 .4392244
_cons	12.9039	2.645742	4.88	0.000	7.714842 18.09297

Vedlegg 4. Outputs for regresjoner for 1990/2000/2010

Hvor modell

- 1 = År + Yngste barn + Yngstebarn*År («Enkel» modell)
- 2 = Enkel modell + Arbeidstidsordning
- 3 = Enkel modell + Arbeidstidsordning + Inntekt
- 4 = Enkel modell + Arbeidstidsordning + Inntekt + Alder
- 5 = Enkel modell + Arbeidstidsordning + Inntekt + Alder + Landsdel
- 6 = Enkel modell + Arbeidstidsordning + Inntekt + Alder + Landsdel + Utdanningsnivå
- 12 = Enkel modell + Arbeidstidsordning + Inntekt + Alder + Landsdel + Utdanningsnivå (for *KVINNER*)

Modell 1.

```
. reg Timer_husarbeid_i_uken_ År_2000 År_2010 År_2000_Yngste_0_6år År_2000_Yngste_7_17år År_2010_Yngste_0_6år År_2010_Yngste_7_17år Yngste_0_6år Yngste_7_17år if Ios_kjønn ==1, r
> obust
```

```
Linear regression      Number of obs   =    1,789
                      F(8, 1780)         =     5.81
                      Prob > F           =    0.0000
                      R-squared          =    0.0213
                      Root MSE       =    7.2361
```

Timer_husarbeid_i_u_	Robust				
	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]
År_2000	.2448267	.7995939	0.31	0.759	-1.323415 1.813068
År_2010	.5429487	1.361934	0.40	0.690	-2.12821 3.214107
År_2000_Yngste_0_6år	2.726135	1.011255	2.70	0.007	.7427627 4.709507
År_2000_Yngste_7_17år	.6993784	.9559007	0.73	0.464	-1.175427 2.574184
År_2010_Yngste_0_6år	2.09363	1.522726	1.37	0.169	-.8928892 5.080149
År_2010_Yngste_7_17år	1.491888	1.731527	0.86	0.389	-1.904151 4.887927
Yngste_0_6år	-.5620982	.5944256	-0.95	0.344	-1.727944 .6037472
Yngste_7_17år	.6007045	.6599995	0.91	0.363	-.693751 1.89516
_cons	5.290385	.5178601	10.22	0.000	4.274707 6.306062

Modell 2.

```
. reg Timer_husarbeid_i_uken_ År_2000 År_2010 År_2000_Yngste_0_6år År_2000_Yngste_7_17år År_2010_Yngste_0_6år År_2010_Yngste_7_17år Yngste_0_6år Yngste_7_17år Kveld_nattarbeid Ar
> net_arbeidstidsordning Uoppgiftt_arbeidstidsordning if IOs_kjønn ==1, robust
```

Linear regression

	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]
År_2000	-.0066314	.8143767	-0.01	0.994	-1.603868 1.590606
År_2010	.8181828	1.358244	0.60	0.547	-1.845741 3.482106
År_2000_Yngste_0_6år	3.016406	1.039304	2.90	0.004	.9780191 5.054792
År_2000_Yngste_7_17år	.6339028	.9533736	0.66	0.506	-1.235949 2.503754
År_2010_Yngste_0_6år	1.829268	1.519964	1.20	0.229	-1.151838 4.810373
År_2010_Yngste_7_17år	1.111691	1.703713	0.65	0.514	-2.2298 4.453182
Yngste_0_6år	-.4852514	.5879243	-0.83	0.409	-1.638347 .6678445
Yngste_7_17år	.6220386	.6551816	0.95	0.343	-.6629689 1.907046
Kveld_nattarbeid	-.4947061	.8276139	-0.60	0.550	-2.117905 1.128493
Annet_arbeidstidsordning	.1794503	.4414066	0.41	0.684	-.6862804 1.045181
Uoppgiftt_arbeidstidsordning	3.259674	.9973809	3.27	0.001	1.303511 5.215837
_cons	4.985242	.4923578	10.13	0.000	4.019581 5.950903

Modell 3.

```
. reg Timer_husarbeid_i_uken_ År_2000 År_2010 År_2000_Yngste_0_6år År_2000_Yngste_7_17år År_2010_Yngste_0_6år År_2010_Yngste_7_17år Yngste_0_6år Yngste_7_17år Kveld_nattarbeid
> net_arbeidstidsordning Uoppgiftt_arbeidstidsordning Bruttoinntekt if IOs_kjønn ==1, robust
```

Linear regression

	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]
År_2000	.0748403	.8249643	0.09	0.928	-1.543177 1.692857
År_2010	1.347724	1.402739	0.96	0.337	-1.403492 4.098941
År_2000_Yngste_0_6år	3.228244	1.046942	3.08	0.002	1.174858 5.281629
År_2000_Yngste_7_17år	1.03012	.9448045	1.09	0.276	-.822942 2.883181
År_2010_Yngste_0_6år	2.028373	1.546138	1.31	0.190	-1.004094 5.060841
År_2010_Yngste_7_17år	1.508826	1.721422	0.88	0.381	-1.86743 4.885082
Yngste_0_6år	-.6801543	.5941863	-1.14	0.252	-1.845542 .4852336
Yngste_7_17år	-.2267566	.6356357	0.36	0.721	-1.019927 1.47344
Kveld_nattarbeid	-.6884601	.8914515	-0.77	0.440	-2.43688 1.059959
Annet_arbeidstidsordning	-.2878803	.4373946	0.66	0.511	-.969894 1.14575
Uoppgiftt_arbeidstidsordning	3.19337	1.024413	3.12	0.002	1.184172 5.202569
Bruttoinntekt	-1.79e-06	5.71e-07	-3.13	0.002	-2.91e-06 -6.70e-07
_cons	5.509427	.5262155	10.47	0.000	4.477352 6.541503

Modell 4.

```
. reg Timer_husarbeid_i_uken_ År_2000 År_2010 År_2000_Yngste_0_6år År_2000_Yngste_7_17år År_2010_Yngste_0_6år År_2010_Yngste_7_17år Yngste_0_6år Yngste_7_17år Kveld_nattarbeid Ar
> net_arbeidstidsordning Uoppgiftt_arbeidstidsordning Bruttoinntekt IOs_alder_yngste_barn_utvalg if IOs_kjønn ==1, robust
```

Linear regression

	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]
År_2000	.0818984	.8278907	0.10	0.921	-1.541859 1.705656
År_2010	1.369285	1.414982	0.97	0.333	-1.405944 4.144515
År_2000_Yngste_0_6år	3.21985	1.054552	3.05	0.002	1.151538 5.288161
År_2000_Yngste_7_17år	1.011974	.9483663	1.07	0.286	-.8480741 2.872022
År_2010_Yngste_0_6år	1.999965	1.559778	1.28	0.200	-1.059255 5.059186
År_2010_Yngste_7_17år	1.485233	1.728549	0.86	0.390	-1.905003 4.875468
Yngste_0_6år	-.6735098	.5970826	-1.13	0.259	-1.844579 .4975592
Yngste_7_17år	-.2332114	.6378636	0.37	0.715	-1.017842 1.484265
Kveld_nattarbeid	-.6767214	.8985545	-0.75	0.451	-2.439073 1.08563
Annet_arbeidstidsordning	.2914178	.4372706	0.67	0.505	-.5662089 1.149045
Uoppgiftt_arbeidstidsordning	3.166723	1.073084	2.95	0.003	1.062063 5.271383
Bruttoinntekt	-1.80e-06	5.80e-07	-3.11	0.002	-2.94e-06 -6.66e-07
IOs_alder_yngste_barn_utvalg	.0075965	.0336627	0.23	0.821	-.0584268 .0736197
_cons	5.259957	1.219659	4.31	0.000	2.867819 7.652096

Modell 5.

```
. reg Timer_husarbeid_i_uken_ År_2000 År_2010 År_2000_Yngste_0_6år År_2000_Yngste_7_17år År_2010_Yngste_0_6år År_2010_Yngste_7_17år Yngste_0_6år Yngste_7_17år Kveld_nattarbeid_A
> net_arbeidstidsordning Uoppgitt_arbeidstidsordning Bruttoinntekt IOs_alder_yngste_barn_utvalg Gymnasnivå Universitetsnivå Lavere_enn_ungdomsskolenivå Uoppgitt_utdanningsnivå i
> IOs_kjønn ==1, robust
```

```
Linear regression      Number of obs   =    1,767
                     F(17, 1749)       =     4.26
                     Prob > F          =    0.0000
                     R-squared         =    0.0469
                     Root MSE       =    6.9342
```

Timer_husarbeid_i_uken_	Coef.	Robust Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]
År_2000	.0618016	.8337716	0.07	0.941	-1.573492 1.697096
År_2010	1.370496	1.482402	0.92	0.355	-1.53697 4.277961
År_2000_Yngste_0_6år	3.24331	1.058137	3.07	0.002	1.167962 5.318657
År_2000_Yngste_7_17år	1.076148	.958541	1.12	0.262	-.8038589 2.956155
År_2010_Yngste_0_6år	1.962423	1.62376	1.21	0.227	-1.222293 5.147138
År_2010_Yngste_7_17år	1.444254	1.781184	0.81	0.418	-2.04922 4.937727
Yngste_0_6år	-.638596	.5964787	-1.07	0.284	-1.808482 .5312903
Yngste_7_17år	.2753817	.6398877	0.43	0.667	-.9796437 1.530407
Kveld_nattarbeid	-.6644718	.8849563	-0.75	0.453	-2.400155 1.071212
Annet_arbeidstidsordning	.2455986	.4368532	0.56	0.574	-.6112109 1.102408
Uoppgitt_arbeidstidsordning	3.232291	1.083359	2.98	0.003	1.107475 5.357106
Bruttoinntekt	-1.63e-06	5.89e-07	-2.76	0.006	-2.78e-06 -4.71e-07
IOs_alder_yngste_barn_utvalg	.0132667	.0334487	0.40	0.692	-.0523369 .0788703
Gymnasnivå	-.0561831	.5891954	-0.10	0.924	-1.211785 1.099418
Universitetsnivå	-.4590973	.5810848	-0.79	0.430	-1.598791 .6805966
Lavere_enn_ungdomsskolenivå	-7.755715	2.176745	-3.56	0.000	-12.02501 -3.486419
Uoppgitt_utdanningsnivå	-.2275115	1.165474	-0.20	0.845	-2.513381 2.058358
_cons	5.176915	1.339345	3.87	0.000	2.55003 7.8038

Modell 6.

```
. reg Timer_husarbeid_i_uken_ År_2000 År_2010 År_2000_Yngste_0_6år År_2000_Yngste_7_17år År_2010_Yngste_0_6år År_2010_Yngste_7_17år Yngste_0_6år Yngste_7_17år Kveld_nattarbeid_Ar
> net_arbeidstidsordning Uoppgitt_arbeidstidsordning Bruttoinntekt IOs_alder_yngste_barn_utvalg Gymnasnivå Universitetsnivå Lavere_enn_ungdomsskolenivå Uoppgitt_utdanningsnivå Ø
> tlandet_ellers Vestlandet Sør_Vestlandet Agder Trøndelag Nord_Norge Uoppgitt_landsdel if IOs_kjønn ==1, robust
note: Uoppgitt_landsdel omitted because of collinearity
```

```
Linear regression      Number of obs   =    1,767
                     F(22, 1744)      =     3.62
                     Prob > F          =    0.0000
                     R-squared         =    0.0509
                     Root MSE       =    6.9293
```

Timer_husarbeid_i_uken_	Coef.	Robust Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]
År_2000	-.014839	.8365608	-0.02	0.986	-1.655607 1.625929
År_2010	1.6332	1.40071	1.17	0.244	-1.114048 4.380447
År_2000_Yngste_0_6år	3.28433	1.054374	3.11	0.002	1.216359 5.352301
År_2000_Yngste_7_17år	1.128076	.9590441	1.18	0.240	-.7529216 3.009073
År_2010_Yngste_0_6år	1.859368	1.548631	1.20	0.230	-1.178 4.896737
År_2010_Yngste_7_17år	1.462963	1.713094	0.85	0.393	-1.896972 4.822898
Yngste_0_6år	-.747685	.596686	-1.25	0.210	-1.91798 .4226102
Yngste_7_17år	-.1975604	.6402064	-0.31	0.758	-1.058092 1.453213
Kveld_nattarbeid	-.5526784	.8151752	-0.68	0.498	-2.151502 1.046145
Annet_arbeidstidsordning	.2299522	.4384056	0.52	0.600	-.6299038 1.089808
Uoppgitt_arbeidstidsordning	3.164564	1.075622	2.94	0.003	1.054921 5.274208
Bruttoinntekt	-1.63e-06	5.87e-07	-2.78	0.006	-2.78e-06 -4.78e-07
IOs_alder_yngste_barn_utvalg	.0116623	.033186	0.35	0.725	-.0534262 .0767508
Gymnasnivå	-.0554632	.589427	-0.09	0.925	-1.211521 1.100595
Universitetsnivå	-.3311865	.585171	-0.57	0.571	-1.478897 .8165242
Lavere_enn_ungdomsskolenivå	-7.575242	2.3551	-3.22	0.001	-12.19436 -2.956125
Uoppgitt_utdanningsnivå	-.0352972	1.151383	-0.03	0.976	-2.293534 2.22294
Østlandet_ellers	-.1369249	.4657496	-0.29	0.769	-1.050411 .7765616
Vestlandet	.5019804	.5067618	0.99	0.322	-.4919442 1.495905
Sør_Vestlandet_Agder	1.045517	.5665653	1.85	0.065	-.0657021 2.156735
Trøndelag	.1623425	.5697583	0.28	0.776	-.9551388 1.279824
Nord_Norge	1.042793	.6247793	1.67	0.095	-.1826022 2.268189
Uoppgitt_landsdel	0	(omitted)			
_cons	4.932963	1.348589	3.66	0.000	2.287941 7.577984

Modell 12.

```
. reg Timer_husarbeid_i_uken_ År_2000 År_2010 År_2000_Yngste_0_6år År_2000_Yngste_7_17år År_2010_Yngste_0_6år År_2010_Yngste_7_17år Yngste_0_6år Yngste_7_17år Kveid_nattarbeid År
> net_arbeidstidsordning Uoppgitt_arbeidstidsordning Bruttoinntekt IOs_alder_yngste_barn_utvalg Gymnasnivå Universitetsnivå Lavere_enn_ungdomsskolenivå Uoppgitt_utdanningsnivå &#
> tlandet_ellers Vestlandet Sør_Vestlandet Agder Trøndelag Nord_Norge Uoppgitt_landsdel if IOs_kjønn ==2, robust
note: Uoppgitt_landsdel omitted because of collinearity
```

```
Linear regression                Number of obs   =    1,946
                                F(22, 1523)     =     9.67
                                Prob > F             =    0.0000
                                R-squared            =    0.0912
                                Root MSE        =    11.077
```

Timer_husarbeid_i_uken_	Coef.	Robust Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]
År_2000	-5.254171	1.361092	-3.86	0.000	-7.923542 -2.5848
År_2010	-5.520138	2.998197	-1.84	0.066	-11.4002 -3599215
År_2000_Yngste_0_6år	7.142107	1.548205	4.61	0.000	4.105769 10.17845
År_2000_Yngste_7_17år	2.953721	1.58845	1.86	0.063	-1.615451 6.068987
År_2010_Yngste_0_6år	4.776831	2.979632	1.60	0.109	-1.066818 10.62048
År_2010_Yngste_7_17år	1.056218	3.050835	0.35	0.729	-4.927075 7.03951
Yngste_0_6år	-4.302534	1.219167	-3.53	0.000	-6.693563 -1.911506
Yngste_7_17år	-9.485279	1.199936	-0.79	0.429	-3.301841 1.404785
Kveid_nattarbeid	5.127337	2.43308	2.11	0.035	.3555845 9.899089
Annet_arbeidstidsordning	1.379259	.6655276	2.07	0.038	.0740271 2.68449
Uoppgitt_arbeidstidsordning	3.295167	.7685357	4.29	0.000	1.787916 4.802418
Bruttoinntekt	-9.88e-06	3.76e-06	-2.63	0.009	-.0000173 -2.50e-06
IOs_alder_yngste_barn_utvalg	.298484	.0701446	4.26	0.000	.1609166 .4360514
Gymnasnivå	-1.350999	.843871	-1.60	0.110	-3.005998 .3023993
Universitetsnivå	-2.58838	.9205534	-2.81	0.005	-4.393768 -.7829922
Lavere_enn_ungdomsskolenivå	12.59133	17.83028	0.71	0.480	-22.37739 47.56004
Uoppgitt_utdanningsnivå	.9021059	2.273165	0.40	0.692	-3.556022 5.360234
Østlandet_ellers	1.253693	.7880979	1.59	0.112	-.2919235 2.799309
Vestlandet	1.41381	.7904111	1.79	0.074	-.1363433 2.963963
Sør_Vestlandet_Agder	1.05989	.8876102	1.19	0.233	-.6808899 2.800669
Trøndelag	-.4783166	.9255151	-0.52	0.605	-2.293435 1.336802
Nord_Norge	-.1312263	.9787145	-0.13	0.893	-2.05068 1.788227
Uoppgitt_landsdel	0	(omitted)			
_cons	13.12216	2.545068	5.16	0.000	8.130779 18.11355

```
save "P:\1990_2000 og 2010\Nv_regression\Regressioncontnt\14_dfa"
```

Vedlegg 5. Testing for endogenitet i modellen

Regresjon for årene 1990/2000.

```
. reg Bruttoinntekt Yngste_0_6år Yngste_7_17år År_2000 År_2000_Yngste_0_6år År_2000_Yngste_7_17år Gymnasnivå Universitetsnivå Lavere_enn_ungdomsskolenivå Uoppgitt_utdanningsnivå
> Kveid_nattarbeid Annet_arbeidstidsordning Uoppgitt_arbeidstidsordning Østlandet_ellers Vestlandet Sør_Vestlandet Agder Trøndelag Nord_Norge Uoppgitt_landsdel IOs_alder_yngste_
> arn_utvalg if IOs_kjønn ==1, robust
note: Uoppgitt_landsdel omitted because of collinearity
```

```
Linear regression                Number of obs   =    1,660
                                F(18, 1641)     =    17.14
                                Prob > F             =    0.0000
                                R-squared            =    0.2029
                                Root MSE        =    1.8e+05
```

Bruttoinntekt	Coef.	Robust Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]
Yngste_0_6år	-27348.42	12106.31	-2.26	0.024	-51093.86 -3602.983
Yngste_7_17år	-12261.46	13462.87	-0.91	0.363	-38667.67 14144.76
År_2000	117504.4	28948.9	4.06	0.000	60723.75 174285.1
År_2000_Yngste_0_6år	15304.15	33467.35	0.46	0.648	-50339.06 80947.36
År_2000_Yngste_7_17år	6851.166	32183.9	0.21	0.831	-56274.69 69977.02
Gymnasnivå	20399.07	13603.16	1.50	0.134	-6282.313 47080.45
Universitetsnivå	120136.7	16625.52	7.23	0.000	87527.25 152746.2
Lavere_enn_ungdomsskolenivå	-42790.73	19739.29	-2.17	0.030	-81507.59 -4073.869
Uoppgitt_utdanningsnivå	-1664.424	23483.29	-0.07	0.944	-47724.79 44395.94
Kveid_nattarbeid	-93940.68	38224	-2.46	0.014	-168913.6 -18967.72
Annet_arbeidstidsordning	14089.43	9439.211	1.49	0.136	-4424.742 32603.6
Uoppgitt_arbeidstidsordning	-108510.7	11227.99	-9.66	0.000	-130533.4 -86488.01
Østlandet_ellers	-46657.12	15337.22	-3.04	0.002	-76739.7 -16574.54
Vestlandet	-41451.6	18331.89	-2.26	0.024	-77407.96 -5495.246
Sør_Vestlandet_Agder	-14714.68	17548.16	-0.84	0.402	-49133.84 19704.47
Trøndelag	-37500.45	23609.66	-1.59	0.112	-83808.68 8807.789
Nord_Norge	-64414.2	16896.27	-3.81	0.000	-97554.73 -31273.67
Uoppgitt_landsdel	0	(omitted)			
IOs_alder_yngste_barn_utvalg	1280.455	849.9352	1.51	0.132	-386.6174 2947.527
_cons	189171.1	39592.42	4.78	0.000	111514.2 266828.1

Regresjon for årene 1990/2000/2010.

```
. reg Bruttoinntekt År_2000 År_2010 Yngste_0_6år Yngste_7_17år År_2000_Yngste_0_6år År_2000_Yngste_7_17år År_2010_Yngste_0_6år År_2010_Yngste_7_17år Gymnasnivå Universitetsnivå 1
> avere_enn_ungdomsskolenivå Uoppgitt_utdanningsnivå Kveld_nattarbeid Annet_arbeidstidsordning Uoppgitt_arbeidstidsordning Østlandet_ellers Vestlandet Sør_Vestlandet_Agder Trøndelag
> lag Nord_Norge Uoppgitt_landsdel IOs_alder_yngste_barn_utvalg if IOs_kjønn ==1, robust
note: Uoppgitt_landsdel omitted because of collinearity
```

```
Linear regression      Number of obs   =    1,767
                      F(21, 1745)         =    18.02
                      Prob > F           =    0.0000
                      R-squared          =    0.2294
                      Root MSE       =    2.2e+05
```

Bruttoinntekt	Robust				
	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]
År_2000	116787.6	28894.24	4.04	0.000	60116.63 173458.6
År_2010	349310.9	60509.89	5.77	0.000	230631.4 467990.4
Yngste_0_6år	-27354.67	12252.43	-2.23	0.026	-51385.67 -3323.673
Yngste_7_17år	-12278.07	13614.43	-0.90	0.367	-38980.39 14424.24
År_2000_Yngste_0_6år	14709.95	33459.48	0.44	0.660	-50914.94 80334.84
År_2000_Yngste_7_17år	6893.572	32113.82	0.21	0.830	-56092.05 69879.2
År_2010_Yngste_0_6år	17550.28	98542.22	0.18	0.859	-175723 210823.5
År_2010_Yngste_7_17år	5099.132	104334.1	0.05	0.961	-199533.9 209732.1
Gymnasnivå	23176.27	13439.15	1.72	0.085	-3182.261 49534.8
Universitetsnivå	132946.4	19036.95	6.98	0.000	95608.76 170284
Lavere_enn_ungdomsskolenivå	-30928.42	20519.6	-1.51	0.132	-71174 9317.165
Uoppgitt_utdanningsnivå	-3593.229	23539.2	-0.15	0.879	-49761.23 42574.77
Kveld_nattarbeid	-97338.84	40022.3	-2.43	0.015	-175835.5 -18842.14
Annet_arbeidstidsordning	2954.809	10096.34	0.29	0.770	-16847.39 22757.01
Uoppgitt_arbeidstidsordning	-120841.5	12200.19	-9.90	0.000	-144770.1 -96913
Østlandet_ellers	-40262.98	21510.75	-1.87	0.061	-82452.54 1926.574
Vestlandet	-36560.76	19796.29	-1.85	0.065	-75387.71 2266.192
Sør_Vestlandet_Agder	-11232.71	18665.92	-0.60	0.547	-47842.63 25377.21
Trøndelag	-33232.23	24728.06	-1.34	0.179	-81731.98 15267.52
Nord_Norge	-57537.8	19532.45	-2.95	0.003	-95847.26 -19228.33
Uoppgitt_landsdel	0 (omitted)				
IOs_alder_yngste_barn_utvalg	1672.985	915.1771	1.83	0.068	-121.9737 3467.945
_cons	170290.7	41301.61	4.12	0.000	89284.83 251296.6

Vedlegg 6. Robusthetsanalyse: ekskludering av ekstremverdier i øvre 5% intervall (1990/2000)

		Coefficients ^a						
Model		Unstandardized Coefficients		Standardized Coefficients	t	Sig.	95.0% Confidence Interval for B	
		B	Std. Error	Beta			Lower Bound	Upper Bound
1	(Constant)	3,582	1,081		3,315	,001	1,462	5,702
	Egen brutto inntekt i 1989	-1,287E-6	,000	-,044	-1,646	,100	,000	,000
	Yngste_0_6år	-,084	,450	-,007	-,187	,852	-,967	,798
	Yngste_7_17år	,460	,455	,039	1,012	,312	-,432	1,352
	År_2000	1,105	,762	,091	1,449	,148	-,391	2,600
	År_2000_Yngste_0_6år	2,568	,874	,162	2,937	,003	,853	4,282
	År_2000_Yngste_7_17år	,889	,883	,055	1,006	,314	-,843	2,621
	Gymnasnivå	-,088	,452	-,007	-,194	,846	-,974	,799
	Universitetsnivå	-,275	,504	-,022	-,546	,585	-1,263	,713
	Lavere_enn_ungdomsskolenivå	-6,992	3,297	-,051	-2,121	,034	-13,458	-,526
	Uoppgitt_utdanningsnivå	,625	1,266	,012	,494	,622	-1,858	3,109
	Kveld_nattarbeid	-,272	2,130	-,003	-,128	,898	-4,449	3,905
	Annet_arbeidstidsordning	,026	,348	,002	,074	,941	-,657	,709
	Uoppgitt_arbeidstidsordning	2,394	,529	,115	4,529	,000	1,357	3,431
	Østlandet_ellers	-,024	,436	-,002	-,055	,956	-,878	,831
	Vestlandet	,412	,447	,030	,921	,357	-,465	1,289
	Sør_Vestlandet_Agder	1,228	,478	,079	2,568	,010	,290	2,166
	Trøndelag	,344	,550	,018	,626	,531	-,734	1,423
	Nord_Norge	1,235	,595	,059	2,074	,038	,067	2,403
	IOs_alder_når_yngste_barn_ble_født_Hvis_blank_ingen_barn	,017	,026	,016	,664	,507	-,033	,068

a. Dependent Variable: Timer husarbeid i uken(gitt at var2 er gitt for 1 dag)

Vedlegg 7. Robusthetsanalyse. Resultater og outputs fra regresjoner uten inntekt som X-variabel

Menn

Kvinner

	År 1990/2000	År 1990/2000/2010		År 1990/2000	År 1990/2000/2010
Modell 7	2,726 (1,011)*	2,726 (1,011)*	Modell 7	-	-
Modell 8	3,014 (1,040)**	3,016 (1,039)**	Modell 8	-	-
Modell 9	3,020 (1,049)**	3,025 (1,048)**	Modell 9	-	-
Modell 10	3,045 (1,052)**	3,047 (1,051)**	Modell 10	-	-
Modell 11	3,109 (1,048)**	3,104 (1,046)**	Modell 13	6,648 (1,555)**	6,569 (1,542)**

Tabell 8. Oversikt over betakoeffisienter for interaksjonsleddet (*Yngste0-6år*År2000*) uten inntekt som kontrollvariabel.

*Statistisk signifikant på 10% nivå.

**Statistisk signifikant på 5% nivå.

Hvor modell

7 = År + Yngste barn + Yngstebarn*År («Enkel» modell)

8 = Enkel modell + Arbeidstidsordning

9 = Enkel modell + Arbeidstidsordning + Alder

10 = Enkel modell + Arbeidstidsordning + Alder + Utdanningsnivå

11 = Enkel modell + Arbeidstidsordning + Alder + Utdanningsnivå + Landsdel

13 = Enkel modell + Arbeidstidsordning + Alder + Utdanningsnivå + Landsdel (for *KVINNER*)

Outputs for regresjoner for 1990/2000

Modell 7.

```
. reg Timer_husarbeid_i_uken_ År_2000 År_2000_Yngste_0_6år År_2000_Yngste_7_17år Yngste_0_6år Yngste_7_17år if IOs_kjønn ==1, robust
```

```
Linear regression               Number of obs   =    1,682
                               F(5, 1676)      =     7.36
                               Prob > F              =    0.0000
                               R-squared              =    0.0193
                               Root MSE          =    7.3432
```

Timer_husarbeid_i_u-_	Coef.	Robust Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]
År_2000	.2448267	.7990065	0.31	0.759	-1.322329 1.811982
År_2000_Yngste_0_6år	2.726135	1.010512	2.70	0.007	.7441361 4.708134
År_2000_Yngste_7_17år	.6993784	.9551984	0.73	0.464	-1.174129 2.572886
Yngste_0_6år	-.5620982	.5939888	-0.95	0.344	-1.727136 .6029399
Yngste_7_17år	.6007045	.6595146	0.91	0.363	-.6928546 1.894264
_cons	5.290385	.5174796	10.22	0.000	4.27541 6.305359

```
. save "F:\1990 og 2000\Ny regresjon\Regresjonsoutput\19.dta"
file F:\1990 og 2000\Ny regresjon\Regresjonsoutput\19.dta saved
```

Modell 8.

```
. reg Timer_husarbeid_i_uken_ År_2000 År_2000_Yngste_0_6år År_2000_Yngste_7_17år Yngste_0_6år Yngste_7_17år Kveid_nattarbeid Annet_arbeidstidsordning Uoppgift_arbeidstidsordning
> if Ios_kjønn ==1, robust
```

```
Linear regression                Number of obs   =    1,682
                                F(8, 1673)      =     5.06
                                Prob > F           =    0.0000
                                R-squared          =    0.0342
                                Root MSE       =    7.2936
```

Timer_husarbeid_i_uken_	Coef.	Robust Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	
År_2000	-.0006134	.8145283	-0.00	0.999	-1.598215	1.596989
År_2000_Yngste_0_6år	3.01388	1.040187	2.90	0.004	.9737529	5.054008
År_2000_Yngste_7_17år	.6311122	.9523952	0.66	0.508	-1.236899	2.499124
Yngste_0_6år	-.4890122	.5875606	-0.83	0.405	-1.641444	.6634192
Yngste_7_17år	.6190062	.6546917	0.95	0.345	-.6650949	1.903107
Kveid_nattarbeid	-.4804767	.8270481	-0.58	0.561	-2.102635	1.141681
Annet_arbeidstidsordning	.249718	.4638981	0.54	0.590	-.6601639	1.1596
Uoppgift_arbeidstidsordning	3.282366	1.037045	3.17	0.002	1.248324	5.316407
_cons	4.97024	.4913953	10.11	0.000	4.006426	5.934055

Modell 9.

```
. reg Timer_husarbeid_i_uken_ År_2000 År_2000_Yngste_0_6år År_2000_Yngste_7_17år Yngste_0_6år Yngste_7_17år Kveid_nattarbeid Annet_arbeidstidsordning Uoppgift_arbeidstidsordning
> Ios_alder_yngste_barn_utvalg if Ios_kjønn ==1, robust
```

```
Linear regression                Number of obs   =    1,682
                                F(9, 1672)      =     4.63
                                Prob > F           =    0.0000
                                R-squared          =    0.0342
                                Root MSE       =    7.2957
```

Timer_husarbeid_i_uken_	Coef.	Robust Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	
År_2000	-.0043184	.817271	-0.01	0.996	-1.607301	1.598664
År_2000_Yngste_0_6år	3.019502	1.048686	2.88	0.004	.9626259	5.076378
År_2000_Yngste_7_17år	.6433832	.9539412	0.67	0.500	-1.227662	2.514428
Yngste_0_6år	-.4935215	.5907431	-0.84	0.404	-1.652195	.6651524
Yngste_7_17år	.6144272	.6554579	0.94	0.349	-.6711773	1.9000324
Kveid_nattarbeid	-.4889511	.8289855	-0.59	0.555	-2.11491	1.137008
Annet_arbeidstidsordning	.2478318	.4642554	0.53	0.594	-.6627511	1.158415
Uoppgift_arbeidstidsordning	3.298664	1.080945	3.05	0.002	1.178516	5.418811
Ios_alder_yngste_barn_utvalg	-.0049895	.0354947	-0.14	0.888	-.0746082	.0646292
_cons	5.135885	1.287545	3.99	0.000	2.610514	7.661256

Modell 10.

```
. reg Timer_husarbeid_i_uken_ År_2000 År_2000_Yngste_0_6år År_2000_Yngste_7_17år Yngste_0_6år Yngste_7_17år Kveid_nattarbeid Annet_arbeidstidsordning Uoppgift_arbeidstidsordning
> Gymnasnivå Universitetsnivå Lavere_enn_ungdomsskolenivå Uoppgift_utdanningsnivå Ios_alder_yngste_barn_utvalg if Ios_kjønn ==1, robust
```

```
Linear regression                Number of obs   =    1,682
                                F(13, 1668)     =     3.71
                                Prob > F           =    0.0000
                                R-squared          =    0.0371
                                Root MSE       =    7.2935
```

Timer_husarbeid_i_uken_	Coef.	Robust Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	
År_2000	.0066107	.823393	0.01	0.994	-1.608382	1.621603
År_2000_Yngste_0_6år	3.045002	1.052096	2.89	0.004	.9814346	5.108569
År_2000_Yngste_7_17år	.6860131	.9640311	0.71	0.477	-1.204825	2.576851
Yngste_0_6år	-.4675372	.5898172	-0.79	0.428	-1.624397	.6893227
Yngste_7_17år	.6687574	.6558573	1.02	0.308	-.6176328	1.955148
Kveid_nattarbeid	-.5175807	.8235849	-0.63	0.530	-2.13295	1.097788
Annet_arbeidstidsordning	.1858855	.4621184	0.40	0.688	-.7205076	1.092279
Uoppgift_arbeidstidsordning	3.319327	1.095592	3.03	0.002	1.170446	5.468208
Gymnasnivå	-.0756133	.6080496	-0.12	0.901	-1.117007	1.268234
Universitetsnivå	-.5060573	.6080472	-0.83	0.405	-1.698673	.6865587
Lavere_enn_ungdomsskolenivå	-.7434404	2.184166	-3.40	0.001	-11.7184	-3.150409
Uoppgift_utdanningsnivå	-.3194358	1.242303	-0.26	0.797	-2.756073	2.117202
Ios_alder_yngste_barn_utvalg	.0027905	.0355042	0.08	0.937	-.066847	.0724279
_cons	4.967969	1.404015	3.54	0.000	2.214153	7.721786

Modell 11.

```
. reg Timer_husarbeid_i_uken_ År_2000 Yngste_0_6år År_2000_Yngste_7_17år Yngste_0_6år Yngste_7_17år Kveld_nattarbeid Annet_arbeidstidsordning Uoppgitt_arbeidstidsordning
> Gymnasnivå Universitetsnivå Lavere_enn_ungdomsskolenivå Uoppgitt_utdanningsnivå Ios_alder_yngste_barn_utvalg Østlandet_ellers Vestlandet Sør_Vestlandet_Agder Trøndelag Nord_Nor
> ge Uoppgitt_landsdel if Ios_kjønn ==1, robust
note: Uoppgitt_landsdel omitted because of collinearity
```

```
Linear regression      Number of obs   =    1,682
                     F(18, 1663)                =     2.89
                     Prob > F                    =    0.0000
                     R-squared                   =    0.0399
                     Root MSE                  =    7.294
```

Timer_husarbeid_i_uken_	Coef.	Robust Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]
År_2000	-.0548075	.8258735	-0.07	0.947	-1.674669 1.565054
År_2000_Yngste_0_6år	3.108934	1.047996	2.97	0.003	1.053405 5.164464
År_2000_Yngste_7_17år	.7409229	.967906	0.77	0.444	-1.15752 2.639366
Yngste_0_6år	-.5547148	.5882585	-0.94	0.346	-1.70852 .5990905
Yngste_7_17år	.609437	.6599739	0.92	0.356	-.6850303 1.903904
Kveld_nattarbeid	-.4492071	.7884904	-0.57	0.569	-1.995746 1.097331
Annet_arbeidstidsordning	.1771445	.4628964	0.38	0.702	-.7307765 1.085065
Uoppgitt_arbeidstidsordning	3.239059	1.087031	2.98	0.003	1.106965 5.371154
Gymnasnivå	.1016966	.6106256	0.17	0.868	-1.095979 1.299373
Universitetsnivå	-.3492012	.6175698	-0.57	0.572	-1.560497 .862095
Lavere_enn_ungdomsskolenivå	-7.247507	2.283144	-3.17	0.002	-11.72565 -2.769367
Uoppgitt_utdanningsnivå	-.1179938	1.233877	-0.10	0.924	-2.538111 2.302123
Ios_alder_yngste_barn_utvalg	.0022305	.0352654	0.06	0.950	-.0669388 .0713997
Østlandet_ellers	.2674839	.5342458	0.50	0.617	-.7803814 1.315349
Vestlandet	.5693829	.5210837	1.09	0.275	-.4526662 1.591432
Sør_Vestlandet_Agder	1.152466	.5980078	1.93	0.054	-.0204615 2.325393
Trøndelag	.3999702	.5897364	0.68	0.498	-.7567338 1.556674
Nord_Norge	1.071482	.6328978	1.69	0.091	-.1698788 2.312842
Uoppgitt_landsdel	0	(omitted)			
_cons	4.477745	1.409035	3.18	0.002	1.714076 7.241414

Modell 13.

```
. reg Timer_husarbeid_i_uken_ År_2000 Yngste_0_6år Yngste_7_17år År_2000_Yngste_0_6år År_2000_Yngste_7_17år Kveld_nattarbeid Annet_arbeidstidsordning Uoppgitt_arbeidstidsordning
> Østlandet_ellers Vestlandet Sør_Vestlandet_Agder Trøndelag Nord_Norge Uoppgitt_landsdel Gymnasnivå Universitetsnivå Lavere_enn_ungdomsskolenivå Uoppgitt_utdanningsnivå Ios_alde
> r_yngste_barn_utvalg if Ios_kjønn ==2, robust
note: Uoppgitt_landsdel omitted because of collinearity
```

```
Linear regression      Number of obs   =    1,883
                     F(18, 1864)                =     7.99
                     Prob > F                    =    0.0000
                     R-squared                   =    0.0734
                     Root MSE                  =   11.425
```

Timer_husarbeid_i_uken_	Coef.	Robust Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]
År_2000	-5.968565	1.33882	-4.46	0.000	-8.594309 -3.34282
Yngste_0_6år	-3.685139	1.200942	-3.07	0.002	-6.040473 -1.329806
Yngste_7_17år	-.866185	1.17577	-0.74	0.461	-3.172149 1.439779
År_2000_Yngste_0_6år	6.64776	1.55225	4.27	0.000	3.597595 9.697926
År_2000_Yngste_7_17år	2.715453	1.583218	1.72	0.086	-.3896132 5.820519
Kveld_nattarbeid	5.635585	2.253856	2.50	0.012	1.215238 10.05593
Annet_arbeidstidsordning	1.474559	.6977849	2.11	0.035	.1060368 2.843081
Uoppgitt_arbeidstidsordning	4.055419	.7243492	5.60	0.000	2.634798 5.47604
Østlandet_ellers	1.613915	.8685677	1.86	0.063	-.0895525 3.317383
Vestlandet	2.041339	.8195333	2.49	0.013	.4340395 3.648638
Sør_Vestlandet_Agder	1.706384	.9366231	1.82	0.069	-.1305559 3.543325
Trøndelag	.3275626	.9564735	0.34	0.732	-1.548309 2.203434
Nord_Norge	-.0487529	.9922924	-0.05	0.961	-1.994874 1.897368
Uoppgitt_landsdel	0	(omitted)			
Gymnasnivå	-.7075052	.8777143	-0.81	0.420	-2.428911 1.013901
Universitetsnivå	-2.619141	.9423286	-2.78	0.006	-4.467271 -.7710112
Lavere_enn_ungdomsskolenivå	19.90775	22.50339	0.88	0.376	-24.22674 64.04224
Uoppgitt_utdanningsnivå	1.437537	2.550131	0.56	0.573	-3.563876 6.43895
Ios_alder_yngste_barn_utvalg	.3143071	.0719158	4.37	0.000	.1732632 .455351
_cons	10.51481	2.612467	4.02	0.000	5.391138 15.63847

Outputs for regresjoner for 1990/2000/2010

Modell 7.

```
. reg Timer_husarbeid_i_uken_ År_2000 År_2010 Yngste_0_6år Yngste_7_17år År_2000_Yngste_0_6år År_2000_Yngste_7_17år År_2010_Yngste_0_6år År_2010_Yngste_7_17år if IOs_kjønn ==1, r
> obust
```

```
Linear regression      Number of obs   =    1,789
                     F(8, 1780)           =     5.81
                     Prob > F             =    0.0000
                     R-squared            =    0.0213
                     Root MSE          =    7.2361
```

Timer_husarbeid_i_u-	Coef.	Robust Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]
År_2000	.2448267	.7995939	0.31	0.759	-1.323415 1.813068
År_2010	.5429487	1.361934	0.40	0.690	-2.12821 3.214107
Yngste_0_6år	-.5620982	.5944256	-0.95	0.344	-1.727944 .6037472
Yngste_7_17år	.6007045	.6599995	0.91	0.363	-.693751 1.89516
År_2000_Yngste_0_6år	2.726135	1.011255	2.70	0.007	.7427627 4.709507
År_2000_Yngste_7_17år	.6993784	.9559007	0.73	0.464	-1.175427 2.574184
År_2010_Yngste_0_6år	2.09363	1.522726	1.37	0.169	-.8928892 5.080149
År_2010_Yngste_7_17år	1.491888	1.731527	0.86	0.389	-1.904151 4.887927
_cons	5.290385	.5178601	10.22	0.000	4.274707 6.306062

Modell 8.

```
. reg Timer_husarbeid_i_uken_ År_2000 År_2010 Yngste_0_6år Yngste_7_17år År_2000_Yngste_0_6år År_2000_Yngste_7_17år År_2010_Yngste_0_6år År_2010_Yngste_7_17år Kveld_nattarbeid An
> net_arbeidstidsordning Uoppgiftt_arbeidstidsordning if IOs_kjønn ==1, robust
```

```
Linear regression      Number of obs   =    1,789
                     F(11, 1777)        =     4.71
                     Prob > F           =    0.0000
                     R-squared          =    0.0363
                     Root MSE         =    7.1864
```

Timer_husarbeid_i_uken_	Coef.	Robust Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]
År_2000	-.0066314	.8143767	-0.01	0.994	-1.603868 1.590606
År_2010	.8181828	1.358244	0.60	0.547	-1.845741 3.482106
Yngste_0_6år	-.4852514	.5879243	-0.83	0.409	-1.638347 .6678445
Yngste_7_17år	.6220386	.6551816	0.95	0.343	-.6629689 1.907046
År_2000_Yngste_0_6år	3.016406	1.039304	2.90	0.004	.9780191 5.054792
År_2000_Yngste_7_17år	.6339028	.9533736	0.66	0.506	-1.235949 2.503754
År_2010_Yngste_0_6år	1.829268	1.519964	1.20	0.229	-1.151838 4.810373
År_2010_Yngste_7_17år	1.111691	1.703713	0.65	0.514	-2.2298 4.453182
Kveld_nattarbeid	-.4947061	.8276139	-0.60	0.550	-2.117905 1.128493
Annet_arbeidstidsordning	.1794503	.4414066	0.41	0.684	-.6862804 1.045181
Joppgiftt_arbeidstidsordning	3.259674	.9973809	3.27	0.001	1.303511 5.215837
_cons	4.985242	.4923578	10.13	0.000	4.019581 5.950903

Modell 9.

```
. reg Timer_husarbeid_i_uken_ År_2000 År_2010 Yngste_0_6år Yngste_7_17år År_2000_Yngste_0_6år År_2000_Yngste_7_17år År_2010_Yngste_0_6år År_2010_Yngste_7_17år Kveld_nattarbeid
> nnet_arbeidstidsordning Uoppgiftt_arbeidstidsordning IOs_alder_yngste_barn_utvalg if IOs_kjønn ==1, robust
```

```
Linear regression      Number of obs   =    1,789
                     F(12, 1776)        =     4.41
                     Prob > F           =    0.0000
                     R-squared          =    0.0363
                     Root MSE         =    7.1883
```

Timer_husarbeid_i_uken_	Coef.	Robust Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]
År_2000	-.0123463	.8171251	-0.02	0.988	-1.614974 1.590282
År_2010	.8008188	1.35398	0.59	0.554	-1.854742 3.45638
Yngste_0_6år	-.4919992	.5908852	-0.83	0.405	-1.650903 .6669042
Yngste_7_17år	.615168	.655869	0.94	0.348	-.6711882 1.901524
År_2000_Yngste_0_6år	3.024971	1.04751	2.89	0.004	.9704876 5.079454
År_2000_Yngste_7_17år	.6524706	.9548555	0.68	0.494	-1.220288 2.525229
År_2010_Yngste_0_6år	1.857769	1.521022	1.22	0.222	-1.125411 4.84095
År_2010_Yngste_7_17år	1.135704	1.69908	0.67	0.504	-2.196703 4.46811
Kveld_nattarbeid	-.5076646	.8281506	-0.61	0.540	-2.131917 1.116588
Annet_arbeidstidsordning	.1756312	.441956	0.40	0.691	-.6911774 1.04244
Uoppgiftt_arbeidstidsordning	3.284394	1.039122	3.16	0.002	1.246363 5.322424
IOs_alder_yngste_barn_utvalg	-.0075372	.0339904	-0.22	0.825	-.0742025 .0591282
_cons	5.235638	1.243257	4.21	0.000	2.797238 7.674038

Modell 10.

```
reg Timer_husarbeid_i_uken_År_2000 År_2010 Yngste_0_6år Yngste_7_17år År_2000_Yngste_0_6år År_2000_Yngste_7_17år År_2010_Yngste_0_6år År_2010_Yngste_7_17år Kveld_nattarbeid År
.net_arbeidstidsordning Uoppgitt_arbeidstidsordning IOs_alder_yngste_barn_utvalg Gymnasnivå Universitetsnivå Lavere_enn_ungdomsskolenivå Uoppgitt_utdanningsnivå if IOs_kjønn ==1
, robust
```

```
linear regression          Number of obs   =    1,789
                          F(16, 1772)       =     3.71
                          Prob > F         =    0.0000
                          R-squared       =    0.0389
                          Root MSE    =    7.1868
```

Timer_husarbeid_i_uken_	Coef.	Robust Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	
År_2000	-.0026127	.8226501	-0.00	0.997	-1.616079	1.610854
År_2010	.8537922	1.438111	0.59	0.553	-1.96678	3.674364
Yngste_0_6år	-.4672048	.5899098	-0.79	0.428	-1.624197	.6897875
Yngste_7_17år	.6614174	.6562896	1.01	0.314	-.6257657	1.948601
År_2000_Yngste_0_6år	3.046782	1.05048	2.90	0.004	-.964712	5.107093
År_2000_Yngste_7_17år	.7003773	.9641569	0.73	0.468	-1.190627	2.591382
År_2010_Yngste_0_6år	1.850237	1.599595	1.16	0.248	-1.287054	4.987528
År_2010_Yngste_7_17år	1.110733	1.762263	0.63	0.529	-2.345599	4.567065
Kveld_nattarbeid	-.5316718	.822523	-0.65	0.518	-2.144889	1.081546
Annet_arbeidstidsordning	-.1191517	.4395172	0.27	0.786	-.742875	.9811784
Uoppgitt_arbeidstidsordning	3.311963	1.052667	3.15	0.002	1.247362	5.376563
IOs_alder_yngste_barn_utvalg	-.0004635	.0340165	-0.01	0.989	-.0671801	0.662531
Gymnasnivå	-.0612175	.585859	0.10	0.917	-1.08783	1.210265
Universitetsnivå	-.4425703	.5845989	-0.76	0.449	-1.589146	.7040058
Lavere_enn_ungdomsskolenivå	-7.398721	2.157471	-3.43	0.001	-11.63018	-3.167265
Uoppgitt_utdanningsnivå	-.1791313	1.158959	-0.15	0.877	-2.452203	2.09394
_cons	5.080685	1.351855	3.76	0.000	2.429287	7.732083

Modell 11.

```
. reg Timer_husarbeid_i_uken_År_2000 År_2010 Yngste_0_6år Yngste_7_17år År_2000_Yngste_0_6år År_2000_Yngste_7_17år År_2010_Yngste_0_6år År_2010_Yngste_7_17år Kveld_nattarbeid År
> .net_arbeidstidsordning Uoppgitt_arbeidstidsordning IOs_alder_yngste_barn_utvalg Gymnasnivå Universitetsnivå Lavere_enn_ungdomsskolenivå Uoppgitt_utdanningsnivå Østlandet_ellers
> Vestlandet Sør_Vestlandet_Agder Trøndelag Nord_Norge Uoppgitt_landsdel if IOs_kjønn ==1, robust
note: Uoppgitt_landsdel omitted because of collinearity
```

```
linear regression          Number of obs   =    1,789
                          F(21, 1767)      =     2.99
                          Prob > F         =    0.0000
                          R-squared       =    0.0416
                          Root MSE    =    7.1868
```

Timer_husarbeid_i_uken_	Coef.	Robust Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	
År_2000	-.0656585	.8249786	-0.08	0.937	-1.683695	1.552378
År_2010	1.037021	1.379978	0.75	0.452	-1.66954	3.743582
Yngste_0_6år	-.5550626	.5884181	-0.94	0.346	-1.709131	.5990061
Yngste_7_17år	.5999467	.6601202	0.91	0.364	-.6947519	1.894645
År_2000_Yngste_0_6år	3.103755	1.045895	2.97	0.003	1.052434	5.155076
År_2000_Yngste_7_17år	.7545421	.967927	0.78	0.436	-1.14386	2.652944
År_2010_Yngste_0_6år	1.809566	1.544723	1.17	0.242	-1.22011	4.839242
År_2010_Yngste_7_17år	1.132895	1.707054	0.66	0.507	-2.215164	4.480953
Kveld_nattarbeid	-.4540968	.7811221	-0.58	0.561	-1.986117	1.077524
Annet_arbeidstidsordning	-.1080231	.4402463	0.25	0.806	-.7554352	.9714813
Uoppgitt_arbeidstidsordning	3.236979	1.04544	3.10	0.002	1.186551	5.287408
IOs_alder_yngste_barn_utvalg	-.0009661	.0337412	-0.03	0.977	-.0671143	0.652107
Gymnasnivå	-.0763447	.5873551	0.13	0.897	-1.075639	1.228329
Universitetsnivå	-.2996582	.5935332	-0.50	0.614	-1.463759	.864429
Lavere_enn_ungdomsskolenivå	-7.228022	2.271743	-3.18	0.001	-11.68361	-2.772436
Uoppgitt_utdanningsnivå	0.066563	1.152323	0.01	0.995	-2.253403	2.266715
Østlandet_ellers	.1622998	.4957798	0.33	0.743	-.8100769	1.134676
Vestlandet	.5164779	.505697	1.02	0.307	-.4753493	1.508305
Sør_Vestlandet_Agder	1.079581	.5635095	1.92	0.056	-.0256343	2.184797
Trøndelag	.3390288	.5807256	0.58	0.559	-.7999527	1.47801
Nord_Norge	1.026073	.6237522	1.65	0.100	-.1972967	2.249443
Uoppgitt_landsdel	0	(omitted)				
_cons	4.662807	1.353383	3.45	0.001	2.008408	7.317207

Modell 13.

```
. reg Timer_husarbeid_i_uker_ Ar_2000 Ar_2010 Yngste_0_6år Yngste_7_17år Ar_2000_Yngste_0_6år Ar_2000_Yngste_7_17år Ar_2010_Yngste_0_6år Ar_2010_Yngste_7_17år Kveid_nattarbeid .
> net_arbeidstidsordning Uoppgitt_arbeidstidsordning IOs_alder_yngste_barn_utvalg Gymnasnivå Universitetsnivå Lavere_enn_ungdomsskolenivå Uoppgitt_utdanningsnivå Østlandet_elle
> Vestlandet Sør_Vestlandet_Agder Trøndelag Nord_Norge Uoppgitt_landsdel if IOs_kjønn ==2, robust
note: Uoppgitt_landsdel omitted because of collinearity
```

```
Linear regression      Number of obs   =    2,016
                      F(21, 1994)           =    10.12
                      Prob > F             =    0.0000
                      R-squared            =    0.0838
                      Root MSE         =    11.171
```

Timer_husarbeid_i_uker_	Robust				
	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]
År_2000	-5.869608	1.326642	-4.42	0.000	-8.471359 -3.267858
År_2010	-7.628446	2.801453	-2.72	0.007	-13.12253 -2.134364
Yngste_0_6år	-3.602619	1.198169	-3.01	0.003	-5.952414 -1.252824
Yngste_7_17år	-.8161958	1.175087	-0.69	0.487	-3.120724 1.488332
År_2000_Yngste_0_6år	6.568658	1.542415	4.26	0.000	3.543745 9.593572
År_2000_Yngste_7_17år	2.643502	1.575631	1.68	0.094	-.4465542 5.733559
År_2010_Yngste_0_6år	4.288554	2.94569	1.46	0.146	-1.488399 10.06551
År_2010_Yngste_7_17år	.9797944	3.0057	0.33	0.744	-4.914847 6.874436
Kveid_nattarbeid	5.492551	2.146714	2.56	0.011	1.282514 9.702588
Annet_arbeidstidsordning	1.459217	.6613845	2.21	0.027	.1621397 2.756294
Uoppgitt_arbeidstidsordning	3.972457	.7022855	5.66	0.000	2.595167 5.349748
IOs_alder_yngste_barn_utvalg	.3101464	.0687893	4.51	0.000	.17524 .4450529
Gymnasnivå	-1.087403	.833417	-1.30	0.192	-2.721863 .5470562
Universitetsnivå	-3.026045	.8819374	-3.43	0.001	-4.75566 -1.296429
Lavere_enn_ungdomsskolenivå	13.37565	17.76062	0.75	0.451	-21.45568 48.20697
Uoppgitt_utdanningsnivå	1.182396	2.331851	0.51	0.612	-3.390724 5.755516
Østlandet_ellers	1.476761	.7829686	1.89	0.059	-.0587618 3.012283
Vestlandet	1.888344	.7779053	2.43	0.015	.3627516 3.413936
Sør_Vestlandet_Agder	1.667516	.8770438	1.90	0.057	-.0525024 3.387534
Trøndelag	.2246494	.9304646	0.24	0.809	-1.600135 2.049434
Nord_Norge	-.1199039	.9571833	-0.13	0.900	-1.997088 1.75728
Uoppgitt_landsdel	0	(omitted)			
_cons	11.04031	2.527444	4.37	0.000	6.083602 15.99702

Noter

Fotnote 1.

Robusthetsanalysen er basert på at vi har byttet ut antall timer husarbeid for de øverste 5% respondentene med høyest verdier (n=84), med verdien for respondenten ved 95% (som oppga 14 timer husarbeid i uken). Betakoeffisienten for vår interaksjonsvariabel avviker ikke mye fra estimatet fra vår hovedmodell, og er dessuten innenfor 95% konfidensintervallet for estimatet fra vår hovedmodell. Estimatet er for øvrig også statistisk signifikant på 5% nivå. Output for regresjonen er lagt ved som vedlegg 6.

Fotnote 2.

Som en ytterligere robusthetssjekk ønsket vi å sjekke hvor ulike estimatene for vårt interaksjonsledd var for modellene som inkluderer inntekt som x-variabel kontra de modellene hvor inntekt utelates. Resultatene for sistnevnte er lagt ved som vedlegg 7 (tabell 8). Sammenligner vi resultatene fra tabell 6 og tabell 8 ser vi ingen betydelige forskjeller

mellom verdiene, som igjen kan være en god indikasjon på at OLS-estimatene for modellene med inntekt som forklaringsvariabel virker fornuftige og valide. Interaksjonsleddet har en betakoeffisient på rundt 3 timer i uken og er statistisk signifikant på 5% nivå, i begge tilfeller.

Fotnote 3.

Hvor modell 6: Timer husarbeid = År + Yngstebarn + Yngstebarn*År + Arbeidstidsordning + Inntekt + Alder + Landsdel + Utdanningsnivå