

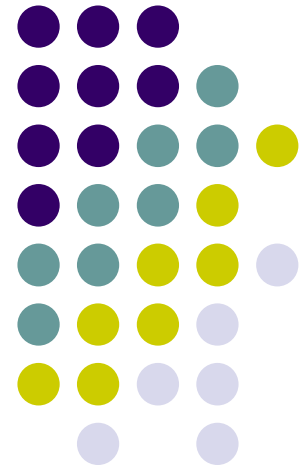
Konsekvenser av familiepolitikk 2

Nico Keilman

Befolkning og velferd

ECON 1730

Høst 2018





Denne forelesningen: Effekt av innføring av kontantstøtte på foreldrenes yrkesdeltakelse

Konsekvenser av

- barnetrygd
- foreldrepermisjon
- **kontantstøtte**
- barnehagedekning

for

1. fruktbarhet

2. foreldrenes yrkesdeltakelse
(særlig **kvinner**)

Pensum



1. Konsekvenser for fruktbarhet:

Gauthier “The impact of family policies on fertility in industrialized countries”

Lappegård “Family policies and fertility in Norway”

2. Konsekvenser for foreldrenes yrkesdeltakelse:

Naz "The impact of cash-benefit reform on parents' labour force participation"

Rønsen “Kontantstøtten og mødres arbeidstilbud: Større virkninger på lengre sikt”

Hedding “Lavere sysselsetting blant mødre etter økt kontantstøtte”

3. Også: Naz “Usage of parental leave by fathers in Norway”

Rønsen “Kontantstøtten og mødres arbeidstilbud: Større virkninger på lengre sikt”



Formål: Analysere konsekvensene av innføring av kontantstøtteordningen for **mødrenes** yrkesaktivitet i 1999 og 2002 (jfr Naz's artikkel senere for begge foreldrenes arbeidstid)

Kontantstøtteordning innført august 1998 (1-åringer) og januar 1999 (utvidet til 2-åringer)

Barn 1-2 år som **ikke** bruker barnehage med offentlig støtte. Foreldrene fikk utbetalt 3000 kr./måned (reduisert beløp når en bruker barnehage på deltidbasis).

Fra 1. august 2014:

kun 13-23 måneder: 6000 kr./måned (jfr Heddings artikkel senere)



Konklusjoner

På kort sikt (1999, sammenlignet med 1998)

- kortere arbeidstid (2,5 timer/uke)
- færre av de som er i arbeid velger heltid

På litt lengre sikt (2002 vs 1998)

- enda kortere arbeidstid (3,8 t/uke)
- færre er yrkesaktive
- færre av de yrkesaktive er i arbeid

Resultatene fra en enkel **beskrivende** analyse viser **svakere** effekter enn **modellbaserte** resultater



Tabellene 1-5 gir beskrivende statistikk for tre utvalgsundersøkelser:

1998 (før innføring), 1999 og 2002

Målgruppe: mødre med barn 1-2 år



Tabell 1. Yrkesdeltakelse og arbeidstid blant mødre med barn i kontantstøttealder (1-2 år)

	1998		1999		2002	
	N	Prosent	N	Prosent	N	Prosent
Alle som har svart	1 233	100	1 694	100	1 574	100
Yrkesaktiv ¹	952	77,2	1291	76,2	1207	76,7
I arbeid	760	61,6	1061	62,6	926	58,8
I permisjon	191	15,5	230	13,6	281	17,9
Lønnet	111	9	126	7,4	143	9,1
Ulønnet	80	6,5	104	6,1	138	8,8
Uoppgitt	1	0,1				
Ikke yrkesaktiv	281	22,8	403	23,8	367	23,3
Gjennomsnittlig arbeids- tid per uke ²	1 231	19,0 timer	1 690	18,3 timer	1 574	17,6 timer

¹ Har vanligvis inntektsgivende arbeid. ² Arbeidstiden til mødre som ikke er i arbeid er satt lik null.



Tabell 2. Arbeidstid blant dem som er i arbeid. Mødre med barn i kontantstøttealder

	1998		1999		2002	
	N	Prosent	N	Prosent	N	Prosent
Alle i arbeid med oppgitt arbeidstid	759	100,0	1 057	100,0	926	100,0
Heltid	375	49,4	468	44,3	428	46,2
Deltid	384	50,6	589	55,7	498	53,8
Gjennomsnittlig arbeids- tid per uke	759	30,9	1 057	29,2	926	29,9



Tabell 5. Yrkesdeltakelse blant mødre med barn i kontantstøttealder, etter fagfelt. Prosent

Fagfelt	1998			1999			2002		
	Yrkes-aktiv	I ar-beid	I permi-sjon	Yrkes-aktiv	I ar-beid	I permi-sjon	Yrkes-aktiv	I ar-beid	I permi-sjon
Undervisning	87,5	70,0	17,5	84,3	65,7	18,6	83,3	63,8	19,5
Helsevesen	95,8	74,1	21,7	90,0	71,9	18,1	87,6	64,8	22,8
Adm., økonomi, jus og samfunns- vitenskap	76,8	61,0	15,8	80,1	65,7	14,4	79,4	60,0	19,4
Annet	70,9	57,5	13,3	68,9	58,0	11,0	67,6	53,6	14,0

Foreløpig konklusjon



Færre i arbeid (62% før, 59% etter)

Kortere arbeidstid for de som er i arbeid (31 t/u før, 30 t/u etter)

Lavere yrkesaktivitet, særlig for høyt utdannede mødre

- mer spesielt de med **helse-** eller **undervisnings**bakgrunn

(**96-88%** før, **88-83%** etter)

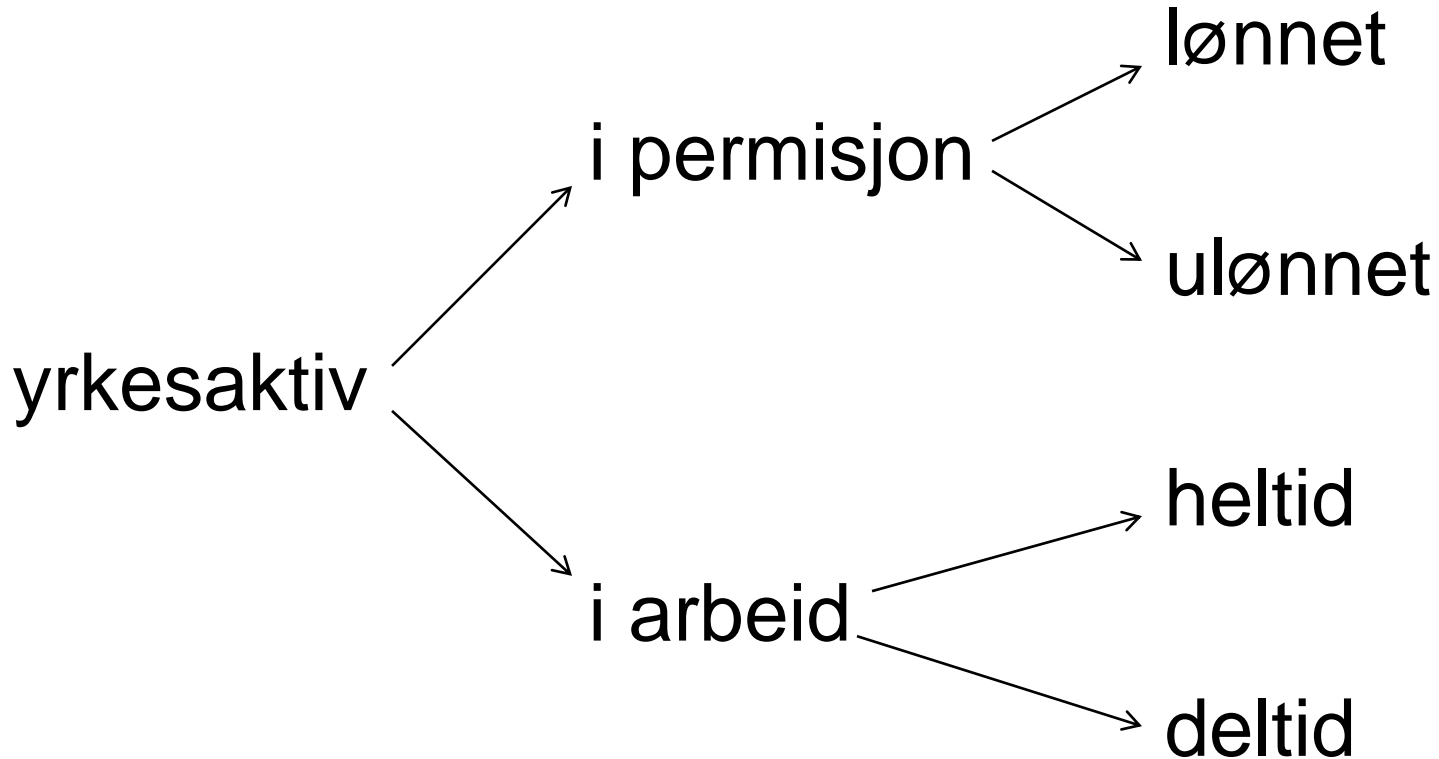
Hvorfor multivariat analyse?



Utvalget kan ha endret seg over tid med hensyn til yrkesdeltakelse, arbeidstid, yngste barns alder, utdanningsnivå, fagfelt etc.

Viktig å kunne kontrollere for flere variabler samtidig

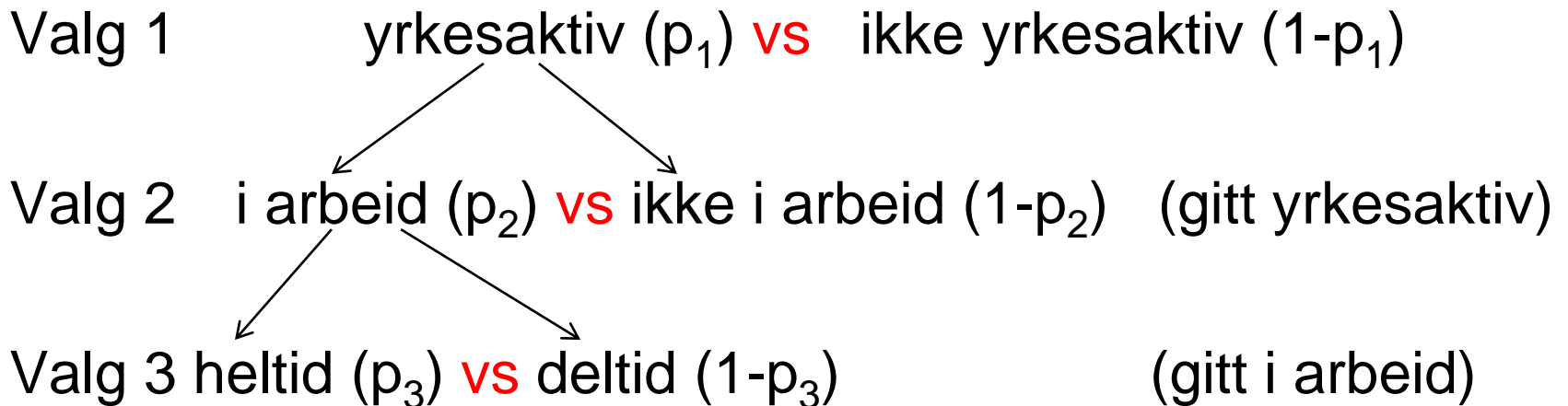
Valgmuligheter



Sekvensiell modell



Modellen analyserer valgene etter hverandre, gitt utfall av forrige valg





For hvert valg er den avhengige variabelen andelen som velger nettopp det alternativet: p_1, p_2, p_3

Andel i en gruppe kan tolkes som sannsynlighet for den enkelte

Ikke p direkte, men logaritmen av oddsen $p/(1-p)$
mao logit av p (jfr Dahl & Galaasen, Lappegård)

→ Sekvensiell logit modell

Estimerte en sekvensiell logitmodell for hvert av de tre årene (1998, 1999, 2002) og hvert av de tre valgene



9 modeller

Uavhengige variabler:

- mors alder
- mors utdanning
- antall barn
- barnas aldre
- samlivsstatus
- innvandrerstatus
- bosted
- mødrenes vurdering barnehageplass

Valg: yrkesaktiv versus ikke yrkesaktiv



$$1998: \text{logit}(p_1) = a + b_1 X_1 + b_2 X_2 + \dots$$

$$1999: \text{logit}(p_1) = a + b_1 X_1 + b_2 X_2 + \dots$$

$$2002: \text{logit}(p_1) = a + b_1 X_1 + b_2 X_2 + \dots$$

Kontrafaktisk predikering av p_1 : bruk uavhengige variabler fra 1998 og de estimerte koeffisientene fra 2002

$$a + b_1 X_1 + b_2 X_2 + \dots = \text{predikert logit}(p_1)$$

På denne måten predikerer vi for hver kvinne hva p_1 hadde blitt i 2002 med **uendret utvalg**



Resultat: (kontrafaktisk) predikert p_1 2002; sammenlign med p_1 observert i 1998 \rightarrow oddsforhold (oddskvote)

$$\frac{\frac{P(\text{yrkesaktiv i 2002})}{P(\text{ikke yrkesaktiv i 2002})}}{\frac{P(\text{yrkesaktiv i 1998})}{P(\text{ikke yrkesaktiv i 1998})}} = 0,77 \quad \text{KI} : [0,63 - 0,94]$$

$p_1/(1-p_1)$: predikert, modellbasert

$p_1/(1-p_1)$: observert, referanse

Oddsene for å være yrkesaktiv har gått ned med 23%, når vi har tatt høyde for eventuelle endringer i utvalget

KI = 95% konfidensintervall; referansenivå = 1

Tabell 6: Sammenlignet med 1998 er det ...



2002:

... **mindre** sannsynlig å være **yrkesaktiv**

oddsforhold 0,77 KI [0,63-0,99]

... **mye mindre** sannsynlig at de yrkesaktive er **i arbeid**

oddsforhold 0,57 KI [0,43-0,74]

... **ingen signifikant effekt** for valget mellom **heltid og deltid**

oddsforhold 0,97 KI [0,79-1,20]

1999:

... **mindre** sannsynlig at de som er i arbeid velger **heltid**

oddsforhold 0,79 KI [0,65-0,96]

NB KI = 95% konfidensintervall; referansenivå = 1



Arbeidstid som avhengig variabel

Ny modell ("Tobit modell") – tabell 7

De samme uavhengige variablene som før

Konklusjon: 2,5 timer/uke kortere i 1999
3,8 timer/uke kortere i 2002



Modellresultatene (tabell 6 & 7) viser større endringer enn **beskrivende analyse** (tabell 1), jfr.

- nedgang i arbeidstid på **3,8** timer (2002) i tabell 7 mot $19,0 - 17,6 = 2,4$ timer/uke i tabell 1
- sjansen for å være i arbeid for de yrkesaktive:
oddsforhold = **0,57** i tabell 6

$$\text{oddsforhold} = \frac{\frac{0,588}{1-0,588}}{\frac{0,616}{1-0,616}} = \mathbf{0,89} \quad \text{i tabell 1}$$

Diskusjon



- Fedrene?
- Tabeller ("beskrivende analyse") før og etter innføring basert på data fra to utvalg ikke tilstrekkelig. To problemer:
 - 1) utvalget kan ha endret seg over tid;
 - 2) samfunnet kan ha endret seg.Rønsen tar høyde for 1), ikke for 2). Hun burde ha kontrollert for den generelle trenden i mødrenes yrkesdeltakelse. Trenden var positiv. Kanskje er effekten av kontantstøtteordning undervurdert her.

Trenger kontrollgruppe → Naz gjorde et forsøk

- Effekt av kontantstøtte i nyere tid? → Hedding

Naz "The impact of cash-benefit reform on parents' labour force participation"



Formål: analysere konsekvenser av innføring av kontantstøtteordning på foreldrenes **arbeidstid**

Analyseenhet: foreldrepar

- S: Spesialisering = mannens arbeidstid – kvinnens arbeidstid
- M: Total market intensity = mannens + kvinnens arbeidstid (total arbeidstid)

Fire grupper



1998	1999
1. Foreldre med barn 1-2 år (NB 1-<3!)	3. Foreldre med barn 1-2 år "participants"
2. Foreldre med barn 3-5 år (NB 3-<6!) "non-participants"	4. Foreldre med barn 3-5 år "non-participants"

Gruppene 2 og 4 er kontrollgrupper

Data og metode



Levekårsundersøkelser (utvalg) fra 1998 og 1999 (begge april-mai)

Utvalget kan ha endret seg over tid → multivariat modell

Uavhengige variabler for utdanning, antall barn, mors alder, jobber i helsesektor (ja/nei)



Forutsetning: hvis reformen ikke hadde blitt introdusert, hadde spesialisering og "market intensity" endret seg i samme retning for "participants" som for "non-participants" (kontrollgruppen)

Med denne reformen kan endringene over tid være forskjellige for de to gruppene

Derfor "differanse av differanser" metode for å estimere reformens effekt; jfr. også Vestads artikkel om AFP-effekt på sysselsetting blant eldre arbeidstakere.

Avsnitt 4 ikke pensum



1998	1999
1. Foreldre med barn 1-2 år (NB 1-<3!)	3. Foreldre med barn 1-2 år "participants"
2. Foreldre med barn 3-5 år (NB 3-<6!) "non-participants"	4. Foreldre med barn 3-5 "non-participants"

Gruppene 2 og 4 er kontrollgrupper

$$\begin{aligned} \text{Reformens effekt} &= (S_3 - S_1) - (S_4 - S_2) \text{ for spesialisering} \\ &= (M_3 - M_1) - (M_4 - M_2) \text{ for total arbeidstid} \end{aligned}$$



Table 2. Effect of cash benefits on specialisation and market intensity

Variables	β_0	t ratio	β_3	t ratio
Specialization	16.18	21.97	3.28	2.75
Market intensity	65.63	87.89	-2.42	-2.00
Wife's working hours	24.73	41.65	-2.85	-2.97
Husband's working hours	40.90	92.02	0.43	0.60
Number of observations			4538	

β_0 \equiv constant; β_3 \equiv reform's effect.

S
M
W
H

- β_0 variabelens verdi FØR reformen
 - $\beta_0 + \beta_3$ variabelens verdi ETTER reformen
 - β_3 reformens effekt
- Sjekk at S = H - W og M = H + W

Konklusjoner:

- Ingen signifikant effekt på mannens arbeidstid (jfr. t-verdi)
- Kvinner jobber mindre – fra 24,73 t/u til 24,73 - 2,85 = 21,88 t/u
NB Rønsen (tabell 7) fant nesten samme effekt: 2,49 t/u kortere arbeidstid, til tross for helt annen metode (men samme datasett)!
- Sterkere nedgang enn beskrivende analyse viser
(24,44 - 23,73 = 0,61 t/u; tabell 1)
- 87% (=2.85/3.28) av økning i spesialisering henger sammen med kvinnenes reduserte arbeidstid, 13% (=0.43/3.28) med mannens arbeidstid



Table 2. Effect of cash benefits on specialisation and market intensity

Variables	β_0	t ratio	β_3	t ratio
Specialization	16.18	21.97	3.28	2.75
Market intensity	65.63	87.89	-2.42	-2.00
Wife's working hours	24.73	41.65	-2.85	-2.97
Husband's working hours	40.90	92.02	0.43	0.60
Number of observations			4538	

β_0 \equiv constant; β_3 \equiv reform's effect.

Konklusjoner:

- Sterkere spesialisering (H – W ble 3.28 t/u større)
- Kortere arbeidstid totalt (H + W ble 2.42 t/u mindre)

Effekt av utdanning?

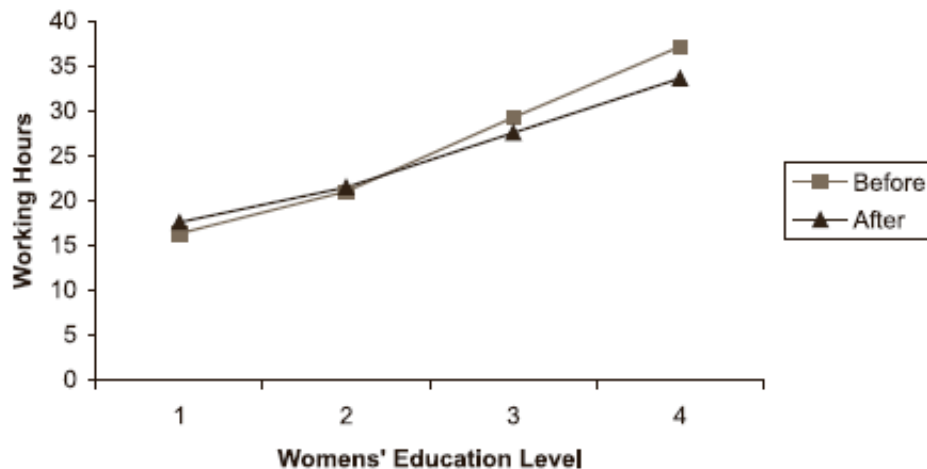


Fig 1. Education is a categorical variable from 1 to 4. 1 is below high school, 2 is college education, 3 is bachelors and 4 is masters degree. In the paper we define levels 1 and 2 as lower than university education and levels 3 and 4 as university education

Fig. 1: kvinnenes arbeidstid (W) fra beskrivende analyse, barn 1-2 år.
Høyt utdannede kvinner jobber flere timer pr. uke enn lavt utdannede kvinner.

Kortere arbeidstid etter reformen for 2, 3 & 4. Nedgangen er sterkere for høyt utdannede (3, 4) enn for middels utdannede (2) - jfr. Rønsen

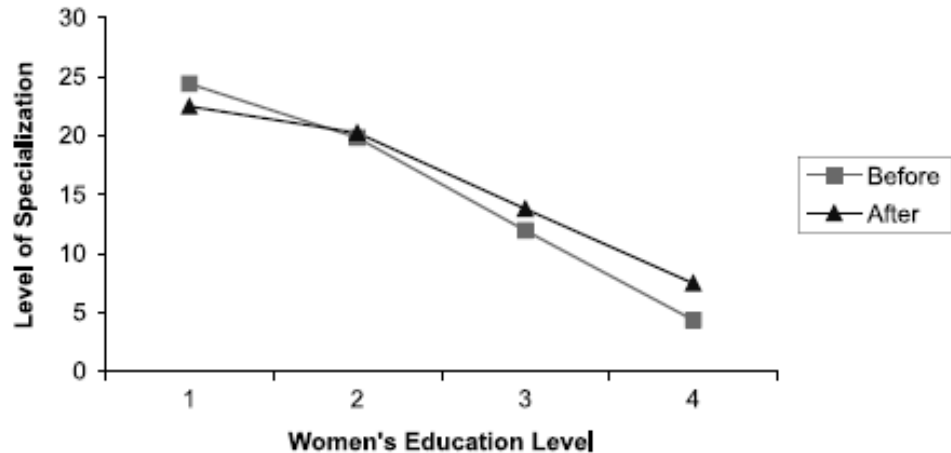


Fig 2. Education is a categorical variable from 1 to 4: 1 denotes below high school, 2 denotes college education, 3 denotes bachelors degree, and 4 denotes masters degree In this paper, we characterize 1 and 2 as below university-level education and levels 3 and 4 as university-level education

Fig. 2: spesialisering (S) fra beskrivende analyse, barn 1-2 år.
Kvinner med høy utdanning er mer likestilte (mindre spesialisering)

Spesialisering gikk sterkest opp for høyt utdannede

Tabell 3 gir resultater fra multivariat analyse



Table 3. Difference in the effect of cash benefits with respect to wife's education level

Variables	β_0	γ_0	β_3	γ_3	$\beta_3 + \gamma_3$	δ_3
			lavt utdannede		høyt utdannede	
<i>Specialization</i>						
No control variables	18.73 (20.30)	-6.57 (-4.44)	2.43 (1.64)	2.63 (1.09)	5.06 (2.68)	
With control variables	19.35 (13.34)	-6.81 (-4.09)	3.63 (1.65)	2.00 (0.74)	5.63 (1.75)	
If husband's education university						2.29 (0.87)
# of children > 2						-0.15 (-0.03)
Works in the health sector						-1.19 (-0.41)
Wife's age > 30						-2.65 (-1.04)
<i>Market intensity</i>						
No control variables	62.63 (66.94)	7.72 (5.14)	-1.90 (-1.26)	-1.59 (-0.65)	-3.49 (-1.82)	
With control variables	61.55 (41.85)	6.88 (4.08)	-4.60 (-2.05)	-2.82 (-1.04)	-7.42 (-2.27)	
Husband's education university						2.33 (0.87)
# of children > 2						5.62 (0.94)
Works in the health sector						2.53 (0.86)
Wife's age > 30						1.62 (0.63)
<i>Wife's working hours</i>						
No control variables	21.95 (29.87)	7.15 (6.06)	-2.17 (-1.83)	-2.11 (-1.10)	-4.28 (-2.84)	
With control variables	21.10 (18.28)	6.85 (5.17)	-4.12 (-2.34)	-2.41 (-1.13)	-6.53 (-2.54)	
Husband's education university						0.02 (0.01)
# of children > 2						2.89 (0.61)
Works in the health sector						1.87 (0.81)
Wife's age > 30						2.14 (1.05)
<i>Husband's working hours</i>						
No control variables	40.68 (71.57)	0.58 (0.63)	0.27 (0.29)	0.52 (1.35)	0.79 (0.68)	
With control variables	40.45 (45.16)	0.04 (0.04)	-0.48 (-0.35)	-0.41 (-0.25)	-0.89 (-0.45)	
Husband's education university						2.31 (1.42)
Children > 2						2.73 (0.75)
Works in the health sector						0.67 (0.38)
Wife's age > 30						-0.52 (-0.04)

t ratio in parenthesis: β_0 = constant for low education level; $\beta_0 + \gamma_0$ = constant for high education level; β_3 = reform's effect on low educated; γ_3 = difference in the effect of the $\beta_3 + \gamma_3$ = reform for low and high educated; reform's effect on high educated; δ_3 = coefficients for control variables.

Kolonne β_3 : reformens effekt for lavt utdannede

Kolonne $\beta_3 + \gamma_3$: reformens effekt for høyt utdannede

Kvinnenes arbeidstid går sterkere ned for høyt utdannede (-6.53 t/u) enn for lavt utdannede (-4.12 t/u)

Begge effektene er ca 2 t/u svakere når du ikke kontrollerer for mannens utdanning, antall barn, jobb i helsesektor (ja/nei), eldre enn 30 (ja/nei)

Table 3. Difference in the effect of cash benefits with respect to wife's education level

Variables	β_0	γ_0	β_3	γ_3	$\beta_3 + \gamma_3$	δ_3
<i>Specialization</i>						
No control variables	18.73 (20.30)	-6.57 (-4.44)	2.43 (1.64)	2.63 (1.09)	5.06 (2.68)	
With control variables	19.35 (13.34)	-6.81 (-4.09)	3.63 (1.65)	2.00 (0.74)	5.63 (1.75)	
If husband's education university						2.29 (0.87)
# of children > 2						-0.15 (-0.03)
Works in the health sector						-1.19 (-0.41)
Wife's age > 30						-2.65 (-1.04)
<i>Market intensity</i>						
No control variables	62.63 (66.94)	7.72 (5.14)	-1.90 (-1.26)	-1.59 (-0.65)	-3.49 (-1.82)	
With control variables	61.55 (41.85)	6.88 (4.08)	-4.60 (-2.05)	-2.82 (-1.04)	-7.42 (-2.27)	
Husband's education university						2.33 (0.87)
# of children > 2						5.62 (0.94)
Works in the health sector						2.53 (0.86)
Wife's age > 30						1.62 (0.63)
<i>Wife's working hours</i>						
No control variables	21.95 (29.87)	7.15 (6.06)	-2.17 (-1.83)	-2.11 (-1.10)	-4.28 (-2.84)	
With control variables	21.10 (18.28)	6.85 (5.17)	-4.12 (-2.34)	-2.41 (-1.13)	-6.53 (-2.54)	
Husband's education university						0.02 (0.01)
# of children > 2						2.89 (0.61)
Works in the health sector						1.87 (0.81)
Wife's age > 30						2.14 (1.05)
<i>Husband's working hours</i>						
No control variables	40.68 (71.57)	0.58 (0.63)	0.27 (0.29)	0.52 (1.35)	0.79 (0.68)	
With control variables	40.45 (45.16)	0.04 (0.04)	-0.48 (-0.35)	-0.41 (-0.25)	-0.89 (-0.45)	
Husband's education university						2.31 (1.42)
Children > 2						2.73 (0.75)
Works in the health sector						0.67 (0.38)
Wife's age > 30						-0.52 (-0.04)

t ratio in parenthesis; β_0 = constant for low education level; $\beta_0 + \gamma_0$ = constant for high education level; β_3 = reform's effect on low educated; γ_3 = difference in the effect of the $\beta_3 + \gamma_3$ = reform for low and high educated; reform's effect on high educated; δ_3 = coefficients for control variables.

Total arbeidstid ("Market intensity") går sterkere ned for høyt utdannede kvinner (-7.42 t/u) enn for lavt utdannede kvinner (-4.60 t/u)

Ingen signifikant effekt for spesialisering eller for mannens arbeidstid (jfr. t-verdier)

Konklusjoner



Innføring av kontantstøtteordningen medførte:

- Kortere arbeidstid for kvinner, særlig høyt utdannede
hvorfor denne utdanningseffekten?
- Ingen signifikant effekt på mennenes arbeidstid
- Derfor kortere arbeidstid totalt for foreldrene, og sterkere spesialisering

Diskusjon



Hvorfor denne effekten av mors utdanning?

Hva med fars utdanning?

Effekt av barnehagedekning?

Hedding “Lavere sysselsetting blant mødre etter økt kontantstøtte”



Bruker endring i kontantstøttesats i 2014 for å finne ut hvordan den har påvirket sysselsettingen blant småbarnsforeldre

august 2014 økte sats for full kontantstøtte til 6000 kr/m (barn 13-23 måneder) - var mellom 3303 og 5000 kr/m, avhengig av alder.

Hedding bruker dobbel-differanse-metode med en kontrollgruppe (jfr Naz)

Estimerer logistisk regresjonsmodell

Tall for foreldre med barn født f.o.m. 4. kvartal 2010 t.o.m. 3. kvartal 2014

Avhengig variabel: sannsynlighet for å være i arbeid 16 måneder etter fødselen

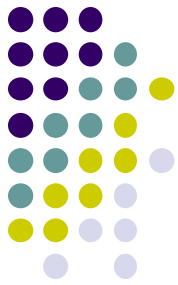
Uavhengige variabler bl. a. alder, inntekt, fødeland, sivilstatus (tabell 1)



Kontrollgruppe: tilfeldig utvalg av personer med samme aldersfordeling og fordeling etter fødeland som «behandlingsgruppen», men som ikke har barn selv i kontantstøttealder.

Resultater ikke i form av estimer for de ukjente koeffisientene i regresjonsmodellen, men som marginale effekter.

Den marginale effekten for en bestemt uavhengig dummyvariabel er ENDRING i predikert sannsynlighet for at referansepersonen er i arbeid når denne dummyvariabelen er lik 1, alt annet likt.



Tabell 2. Resultat fra logistisk regresjon. Forskjeller i sannsynligheten for å være i arbeid 16 måneder etter fødsel etter kjennetegn, sammenliknet med referanseperson. **Mødre med barn født 2010–2014, og kvinner uten barn i kontantstøttealder. Prosentpoeng**

Kjennetegn	Forskjell i jobsannsynlighet, mødre med barn i kontantstøttealder	Forskjell i jobsannsynlighet, sammenligningsgruppe
Påvirket av satsendring (rett etter endring)	2*	7*
Påvirket av satsendring (>halvt år etter endring)	1*	7*
I arbeid 17 måneder tidligere	17*	35*
Alder under 20 år	-41*	10*
Alder 20–24 år	-2*	4*
Alder 25–29 år	0	4*
Alder 35–39 år	-3*	1*
Alder over 40 år	-8*	1*
Født i Vest-Europa, Nord-Amerika, Australia eller New Zealand	-1*	4*
Født i østeuropeisk EU-land	-11*	5*
Født i Øst-Europa utenfor EU	-13*	-4*
Født i Afrika	-24*	-15*
Født i Asia	-17*	-8*
Født i Sør- og Mellom-Amerika	-8*	-6*
Barn født i andre tertial	3*	-1*
Barn født i tredje tertial	-4*	0
Enke	-7*	-11*
Ugift	0	-1*
Skilt/separert	-8*	-5*
1. inntekstkvintil (0 – 1G)	-42*	-24*
2. inntekstkvintil (1 – 3G)	-20*	-11*
4. inntekstkvintil (4 – 5G)	10*	13*
5. inntekstkvintil (5 – 67G)	12*	15*
N	245 550	244 463

Referanseperson for mødre med barn i kontantstøttealder: Mor født i Norge, alder mellom 30 og 34 år, gift, barn født i første tertial, middels inntekt og mulighet til å ta ut kontantstøtte etter gammel sats. Referansepersonen har 71 prosent sannsynlighet for å være i arbeid 16 måneder etter fødsel.^a

For sammenligningsgruppen er sysselsettingen målt 16 måneder etter et gitt observasjonstidspunkt (og tilsvarer i arbeid 16 måneder etter fødsel for mødre med barn i kontantstøttealder).

* Statistisk signifikant (95 % nivå).

^a Referansepersonen for sammenligningsgruppen har 48 prosent sannsynlighet for å være i jobb 16 måneder etter observasjonstidspunkt.



Tabell 3. Resultat fra logistisk regresjon. Forskjeller i sannsynligheten for å være i arbeid 16 måneder etter fødsel etter kjennetegn, sammenliknet med referanseperson. Fedre med barn født 2010–2014, og fedre uten barn i kontantstøttealder. Prosentpoeng

Kjennetegn	Forskjell i jobsannsynlighet, fedre med barn i kontantstøttealder	Forskjell i jobsannsynlighet sammenligningsgruppe
Påvirket av satsendring (rett etter endring)	2*	2*
Påvirket av satsendring (>halvt år etter endring)	0	1
I arbeid 17 måneder tidligere	32*	34*
Alder under 20 år	-56*	6
Alder 20–24 år	-2*	2*
Alder 25–29 år	2*	5*
Alder 35–39 år	-3*	-4*
Alder over 40 år	-9*	-7*
Far født i Vest-Europa, Nord-Amerika, Australia eller New Zealand	3*	7*
Født i østeuropeisk EU-land	0	9*
Født i Øst-Europa utenfor EU	-10*	-2*
Født i Afrika	-10*	-11*
Født i Asia	-12*	-6*
Født i Sør- og Mellom-Amerika	-5*	0
Barn født i andre tertial	0	0
Barn født i tredje tertial	-2*	-1*
Enkemann	-6	-5
Ugift	-2*	-8*
Skilt/separert	-8*	-10*
1. inntektskvintil (0 – 3G)	-25*	-27*
2. inntektskvintil (3 – 5G)	-13*	-20*
4. inntektskvintil (6 – 7G)	4*	8*
5. inntektskvintil (7 – 162G)	3*	9*
N	240 808	236 819

Referanseperson: Far født i Norge, alder mellom 30 og 34 år, gift, barn født i første tertial, middels inntekt og mulighet til å ta ut kontantstøtte etter gammel sats. Referansepersonen har 62 prosent sannsynlighet for å være i arbeid 16 måneder etter fødsel.¹⁰ For sammenligningsgruppen er sysselsettingen målt 16 måneder etter et gitt observasjonstidspunkt (og tilsvarer i arbeid 16 måneder etter fødsel for fedre med barn i kontantstøttealder).

* Statistisk signifikant (95 % nivå).

¹⁰ Referansepersonen for sammenligningsgruppen har 59 prosent sannsynlighet for å være i jobb 16 måneder før observasjonstidspunkt.



Finner at økt kontantstøttesats "medfører"

- 5-6 %p lavere sjanse for mødre å være i arbeid
- uendret sjanse for fedre

Foreldre med lav inntekt, eller født i Afrika, Asia eller i Øst-Europa (ikke-EU) har lav sjanse for å komme tilbake i arbeid, men dette henger ikke sammen med økt sats.

Bekrefter Rønsens funn for 1999-2002 om innføring.