

# Konsekvenser av familiepolitikk 2

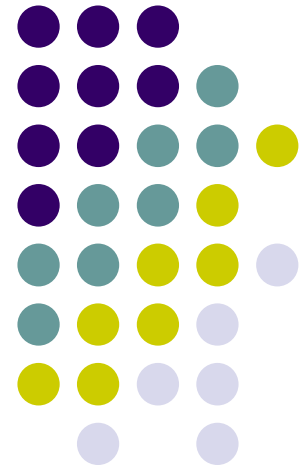
---

Nico Keilman

Befolkning og velferd

ECON 1730

Høst 2017





# 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 deltidsbasis).

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
<b>Alle som har svart .....</b>	<b>1 233</b>	<b>100</b>	<b>1 694</b>	<b>100</b>	<b>1 574</b>	<b>100</b>
Yrkesaktiv <sup>1</sup> .....	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 <sup>2</sup> .....	1 231	19,0 timer	1 690	18,3 timer	1 574	17,6 timer

<sup>1</sup> Har vanligvis inntektsgivende arbeid. <sup>2</sup> 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 arbeidstid 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 de høyt utdannede

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

(**96-88%** før, **88-83%** etter)

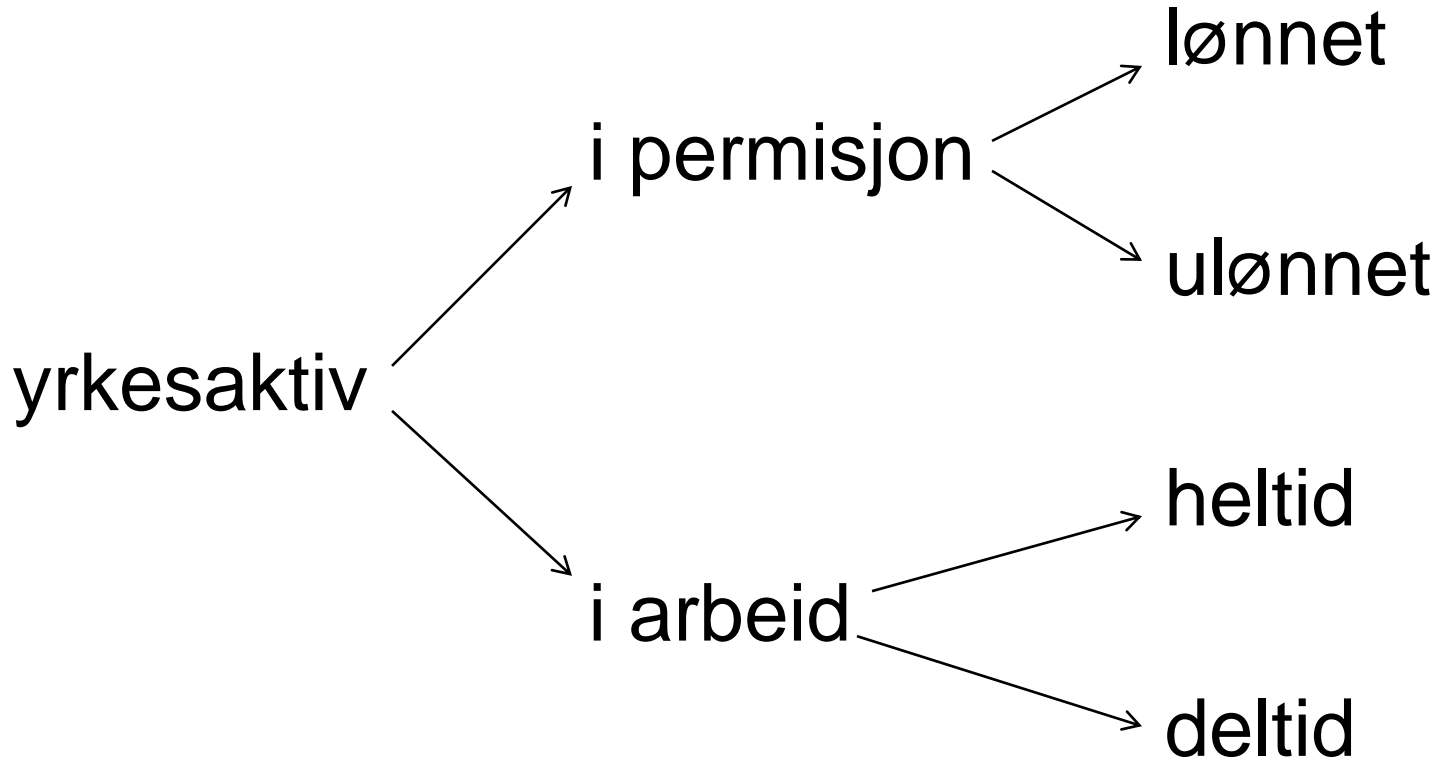
# Hvorfor multivariat analyse?



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

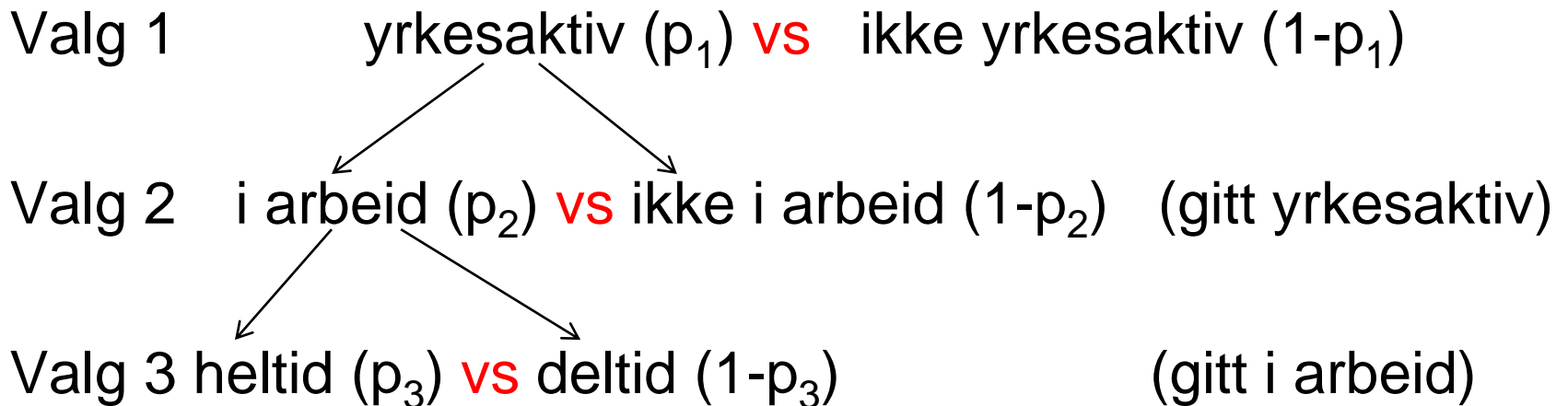
# Valgmuligheter



# Sekvensiell modell



Modellen analyserer valgene etter hverandre, gitt utfall av forrige valg





For hvert valg er den avhengige variabelen andelen som tar det valget:  $p_1, p_2, p_3$

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 Blekesaune & Solem, 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  $p_1$  ; 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



**Modell**resultatene (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	$\beta_0$	t ratio	$\beta_3$	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	

$\beta_0$   $\equiv$  constant;  $\beta_3$   $\equiv$  reform's effect.

S  
M  
W  
H

- $\beta_0$  variabelens verdi FØR reformen
  - $\beta_0 + \beta_3$  variabelens verdi ETTER reformen
  - $\beta_3$  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



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

Variables	$\beta_0$	t ratio	$\beta_3$	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	

$\beta_0 \equiv$  constant;  $\beta_3 \equiv$  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?

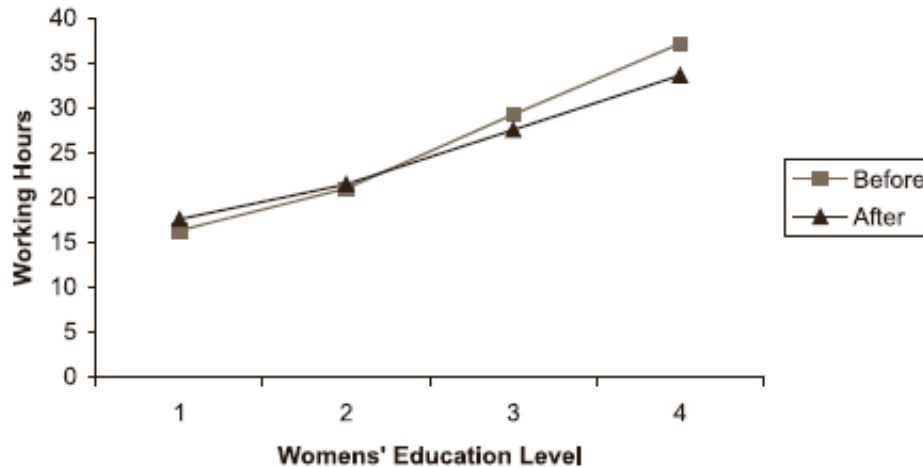
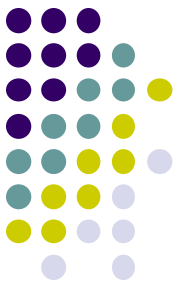


Fig 1. Education is a categorical variable from 1 to 4. 1 is below high school, 2 is college education, 3 is bachelors and 4 is masters degree. In the paper we define levels 1 and 2 as lower than university education and levels 3 and 4 as university education

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

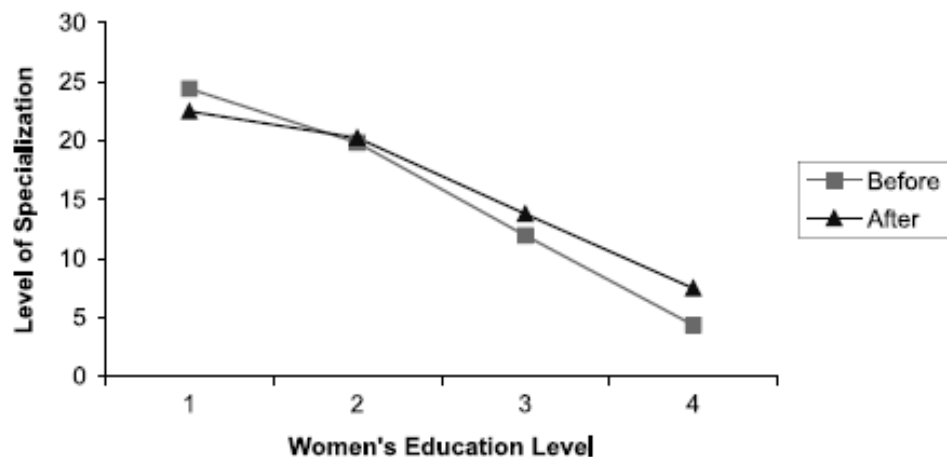


Fig 2. Education is a categorical variable from 1 to 4: 1 denotes below high school, 2 denotes college education, 3 denotes bachelors degree, and 4 denotes masters degree In this paper, we characterize 1 and 2 as below university-level education and levels 3 and 4 as university-level education

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	$\beta_0$	$\gamma_0$	$\beta_3$	$\gamma_3$	$\beta_3 + \gamma_3$	$\delta_3$
	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;  $\beta_0$  = constant for low education level;  $\beta_0 + \gamma_0$  = constant for high education level;  $\beta_3$  = reform's effect on low educated;  $\gamma_3$  = difference in the effect of the  $\beta_3 + \gamma_3$  = reform for low and high educated; reform's effect on high educated;  $\delta_3$  = coefficients for control variables.

*Kolonne  $\beta_3$* : 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	$\beta_0$	$\gamma_0$	$\beta_3$	$\gamma_3$	$\beta_3 + \gamma_3$	$\delta_3$
<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;  $\beta_0$  = constant for low education level;  $\beta_0 + \gamma_0$  = constant for high education level;  $\beta_3$  = reform's effect on low educated;  $\gamma_3$  = difference in the effect of the  $\beta_3 + \gamma_3$  = reform for low and high educated; reform's effect on high educated;  $\delta_3$  = 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

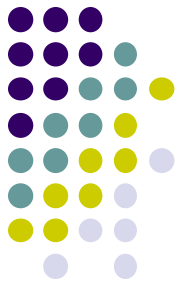
Uavhengige variabler bl. a. alder, inntekt, fødeland, sivilstatus (tabell 1)



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 estimater 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.<sup>a</sup>

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).

<sup>a</sup> 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.<sup>10</sup> 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).

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



Finner at etter økt kontantstøttesats medfører

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

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

Bekrefter Rønsens funn for 1999-2002 om innføring.