

# Konsekvenser av familiepolitikk 2

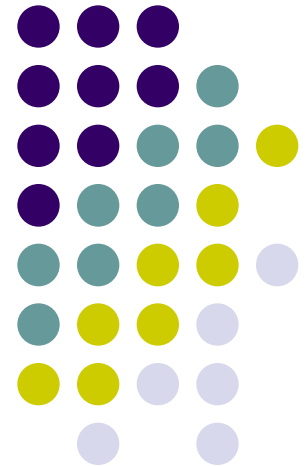
---

Nico Keilman

Befolkning og velferd

ECON 1730

Høst 2010



# Denne forelesningen: Effekt av innføring av kontantstøtteordningen på kvinners yrkesdeltakelse



Konsekvenser av

- barnetrygd
- foreldrepermisjon

- **kontantstøtte**
- barnehagedekning

for

1. fruktbarhet

**2. kvinners yrkesdeltakelse**

# Pensum



## 1. Konsekvenser for fruktbarhet:

Gauthier og Hatzius "Family benefits and fertility: An econometric analysis"

Lappegård "Family policies and fertility in Norway"

## 2. Konsekvenser for kvinners yrkesdeltakelse:

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

Rønsen "Kontantstøtten og mødres arbeidstilbud: Større virkninger på lengre sikt"

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

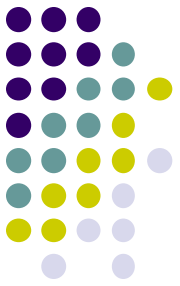


Formål: Analysere konsekvensene av innføring av kontantstøtteordningen for mødrenes yrkesaktivitet i 1999 og 2002

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 får utbetalt 3000 kr./måned (3303 kr./m. i 2010).

Redusert beløp når barnet bruker offentlig barnehage på deltidsbasis



# Konklusjoner

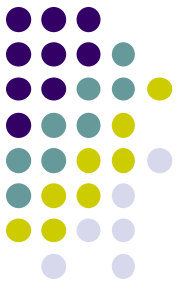
På kort sikt (1999)

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

På litt lengre sikt (2002)

- enda kortere arbeidstid ift 1998 (3,8 t/uke)
- færre er yrkesaktive
- færre av de yrkesaktive er i arbeid

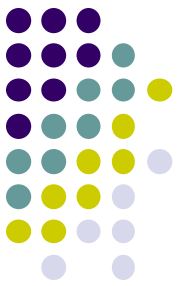
Resultatene fra en enkel beskrivende analyse viser svakere effekter enn modellbaserte resultater



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

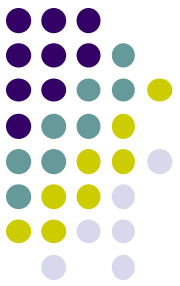
<sup>1</sup> Har vanligvis inntektsgivende arbeid. <sup>2</sup> Arbeidstiden til mødre som ikke er i arbeid er satt lik null.



**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 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 de høyt utdannede

- mer spesielt de med **helse-** eller undervisningsbakgrunn (**96-88%** før, **88-83%** etter)

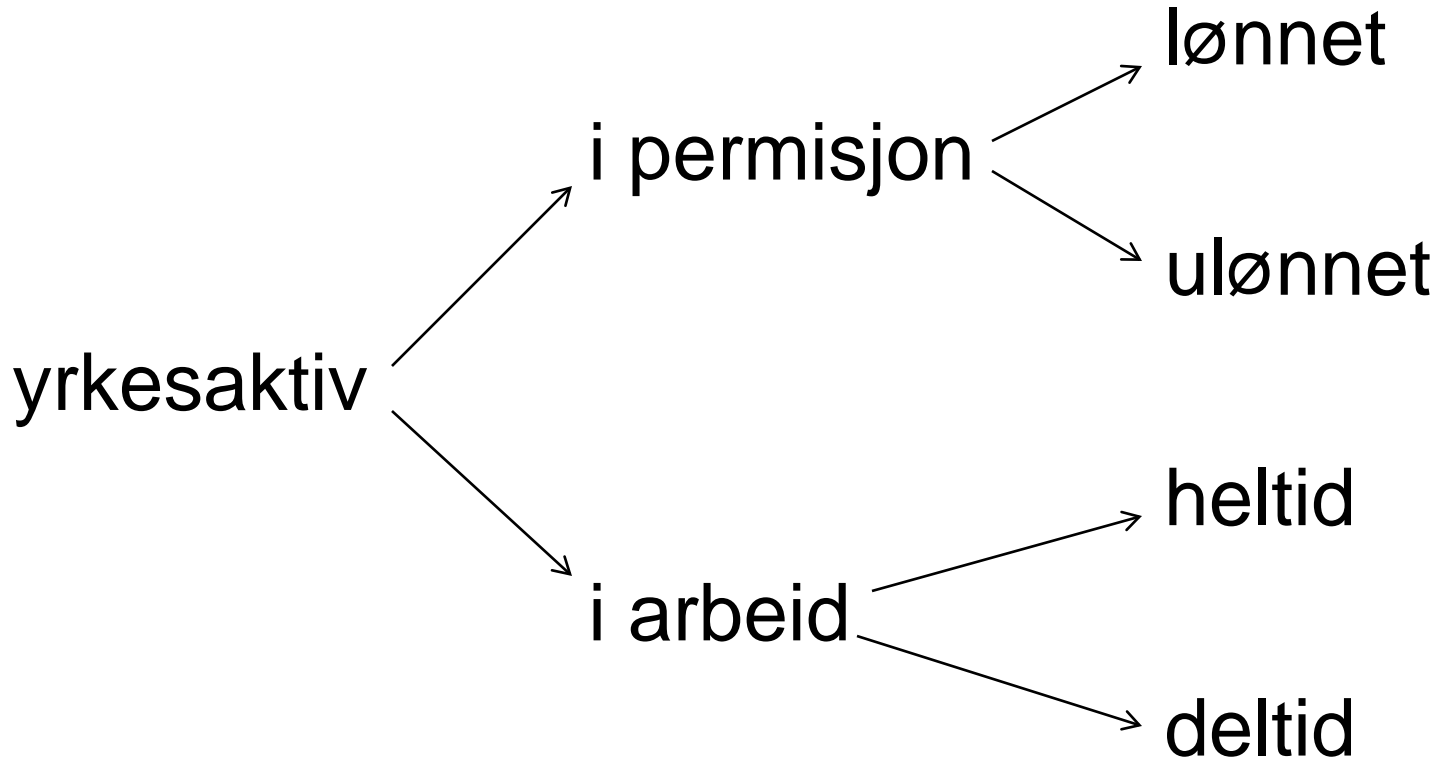
# Hvorfor multivariat analyse?



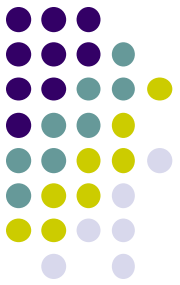
Utvalget kan ha endret seg over tid med hensyn til yrkesdeltakelse, arbeidstid, yngste barns alder, utdanningsnivå, fagfelt etc.

Viktig å kunne kontrollere for flere variabler samtidig

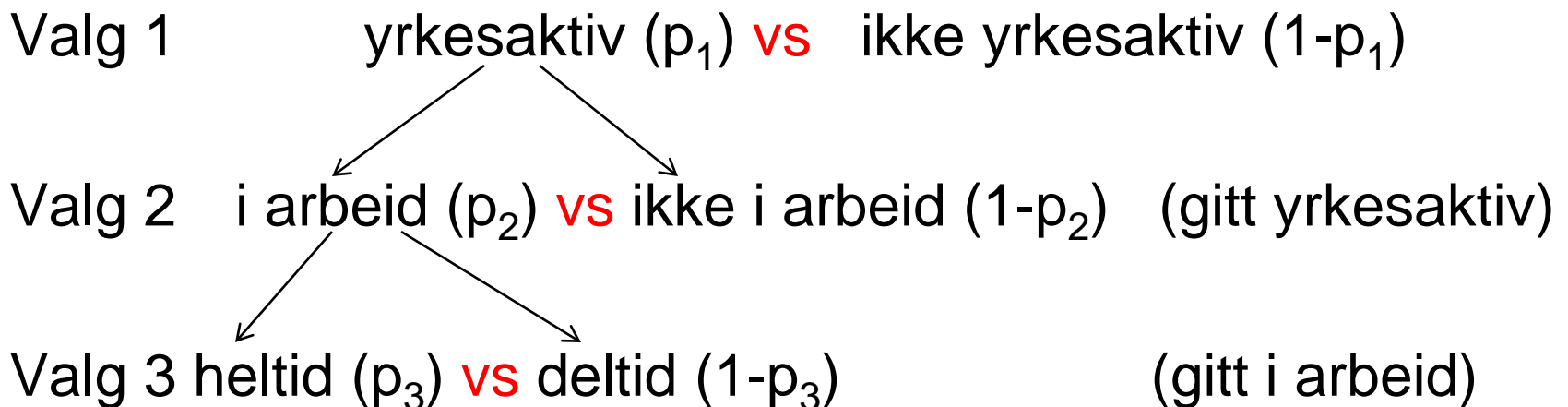
# Valgmuligheter



# Sekvensiell modell



Modellen analyserer valgene etter hverandre, gitt utfallet 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

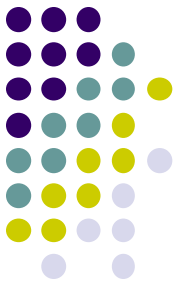


9 modeller

Uavhengige variabler:

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

# Valg: yrkesaktiv versus ikke yrkesaktiv



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

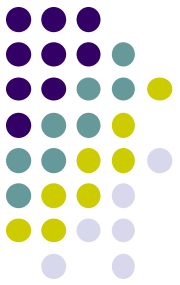
$$1999: \text{logit}(p_1) = a + b_1 X_1 + b_2 X_2 + \dots$$

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

Kontrafaktisk predikering av  $p_1$ : bruk uavhengige variabler fra 1998 og de estimerte koeffisientene fra 2002 (jfr også tilsvarende kontrafaktisk analyse i Bratberg et al.)

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





På denne måten predikerer vi for hver kvinne i 1998  
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)

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

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

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

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

KI = konfidensintervall – referansenivå = 1

## Tabell 6: Sammenlignet med 1998 er det ...



2002:

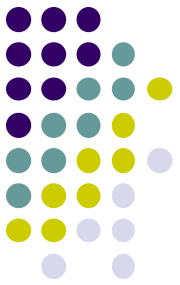
... mindre sannsynlig å være yrkesaktiv  
oddsforhold 0,77    KI [0,63-0,99]

... 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]



# Arbeidstid som avhengig variabel

Ny modell ("Tobit modell") – tabell 7

Konklusjon: 2,5 timer/uke kortere i 1999

3,8 timer/uke kortere i 2002

Modellresultatene viser større endringer enn beskrivende analyse

Jfr nedgang i arbeidstid på 3,8 timer (2002) mot  $19,0 - 17,6 = 2,4$  timer/uke i tabell 1



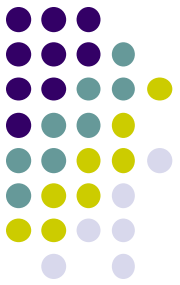
Modellresultatene viser større endringer enn beskrivende analyse, jfr.

- 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

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

# Diskusjon



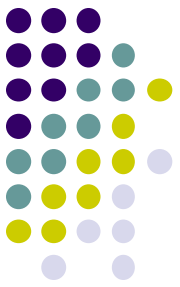
- Fedrene?
- Tabeller ("beskrivende analyse") før og etter innføring basert på data fra to utvalg ikke tilstrekkelig. To problemer:
  - 1) utvalget kan ha endret seg over tid;
  - 2) samfunnet kan ha endret seg.

Rønsen tar høyde for 1), ikke for 2). Hun burde ha kontrollert for generell trend i mødrenes yrkesdeltakelse. Trenden var positiv. Kanskje er effekten av kontantstøtteordning undervurdert her.

Trenger kontrollgruppe

Naz gjorde et forsøk

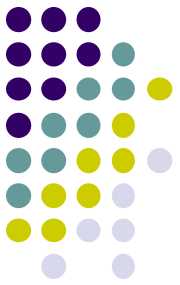
# Naz "The impact of cash-benefit reform on parents' labour force participation"



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

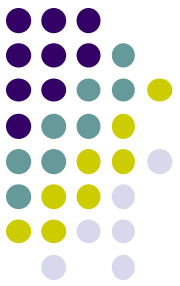


Levekårsundersøkelser (utvalg) fra 1998 og 1999 (begge april-mai)

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" og "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

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

Reformens effekt =  $(S_3 - S_1) - (S_4 - S_2)$  for spesialisering  
=  $(M_3 - M_1) - (M_4 - M_2)$  for total arbeidstid

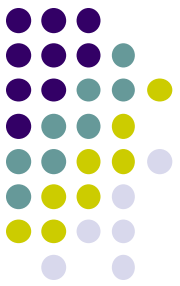


Table 2. Effect of cash benefits on specialisation and market intensity

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	

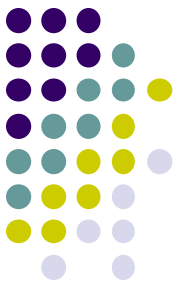
$\beta_0$   $\equiv$  constant;  $\beta_3$   $\equiv$  reform's effect.

S  
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 2,49 t/u kortere arbeidstid; samme datasett, annen metode!
- 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?

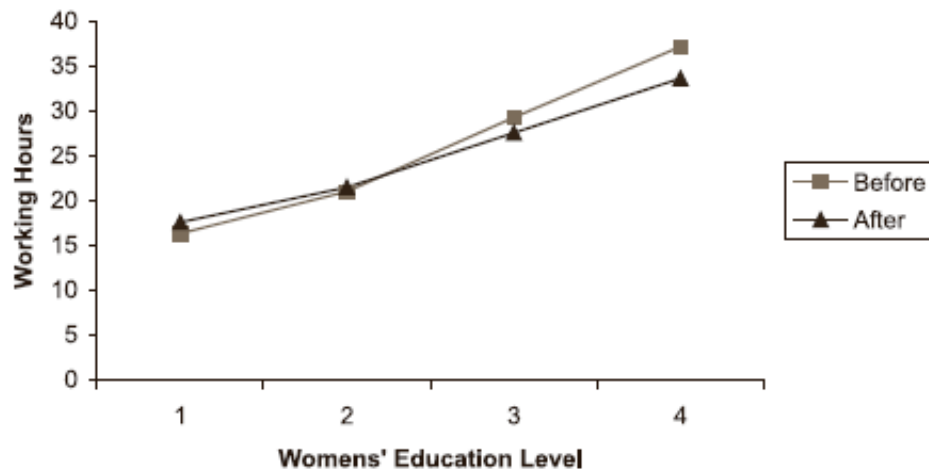


Fig 1. Education is a categorical variable from 1 to 4. 1 is below high school, 2 is college education, 3 is bachelors and 4 is masters degree. In the paper we define levels 1 and 2 as lower than university education and levels 3 and 4 as university education

Fig. 1: kvinnenes arbeidstid (W) fra beskrivende analyse, barn 1-2 år. Kvinner med høy utdanning jobber flere timer pr. uke.

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

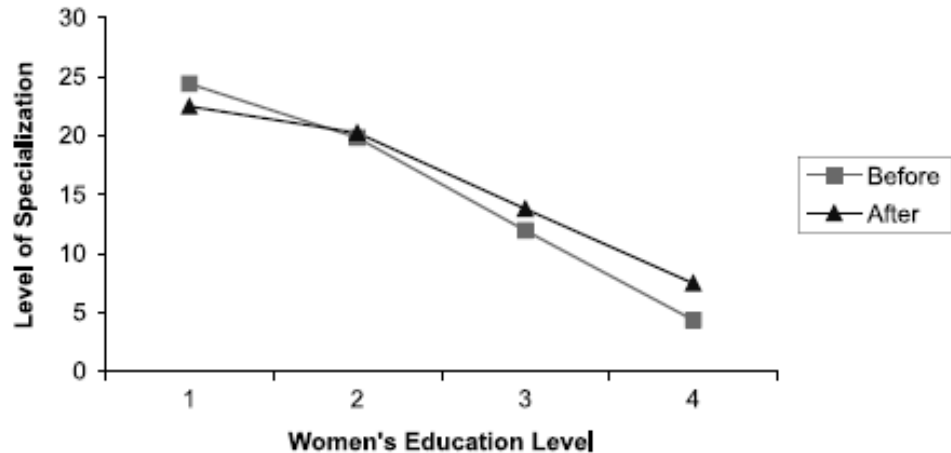


Fig 2. Education is a categorical variable from 1 to 4: 1 denotes below high school, 2 denotes college education, 3 denotes bachelors degree, and 4 denotes masters degree In this paper, we characterize 1 and 2 as below university-level education and levels 3 and 4 as university-level education

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



$\beta_3$  reformens effekt for lavt utdannede

$\beta_3 + \gamma_3$  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 sterkere når du kontrollerer for mannens utdanning, antall barn, jobber i helsesektor (ja/nei), eldre enn 30 (ja/nei)

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
- Ingen signifikant effekt på mennenes arbeidstid
- Derfor kortere total arbeidstid for foreldrene, og sterkere spesialisering