

Employment, Income and Divorce in West Germany – A Causal Approach

Daniel Brüggmann

Hertie School of Governance

FNA – Graduiertenkolloquium, Berlin den 5. und 6. Juli 2018

Motivation

- Gestiegene Scheidungsraten in Deutschland und weltweit
 - In aller Regel sind Frauen während der Ehe unterrepräsentiert am Arbeitsmarkt (Kinder, Ehegattensplitting, usw.)
 - D.h. Dequalifizierung und wenig Berufserfahrung
 - Im Falle der Scheidung verringert sich dann deutlich das zur Verfügung stehende Haushaltseinkommen und “economies of scale” gehen verloren
 - Abhängigkeit von staatlichen/privaten Transferzahlungen steigt
- Analysen zur Erwerbstätigkeit/Arbeitseinkommen sind unterrepräsentiert und wenn, dann deskriptiv

Ziel der Studie

- Kein expliziter sozialpolitischer Fokus
- Fokus: anhand neuer Datenquellen und Methoden die Bestimmung des „wahren und unverzerrten“ Effektes einer Scheidung
 - Bisherige Studien für Deutschland berücksichtigen keine Kontrollgruppe und sind deskriptiver Natur
 - Beschäftigung steigt um ca. 7-9 Prozentpunkte
 - 17% der vollzeitbeschäftigten Frauen verlassen den Arbeitsmarkt
 - Jahreseinkommen steigt um ca. € 3.000 bis € 4.000 (Frauen mit Einkommen>0)
- Doch was machen verheiratete Frauen im selben Zeitraum?

Fragestellung und Parameter

- Fragestellung
 - Deskriptive Forschung suggeriert einen Einfluss der Scheidung auf das Erwerbsverhalten/Arbeitseinkommen
 - Ist das so? (im Vergleich zu einer Kontrollgruppe)
 - Was lässt sich wirklich der Scheidung zuordnen?
 - Ist das ein homogener Effekt oder gibt es Unterschiede bei Frauen mit unterschiedlicher Arbeitsmarktbeteiligung vor Scheidung?
- Parameter
 - Veränderung geringfügiger Beschäftigung
 - Veränderung beitragspflichtiger Beschäftigung
 - Veränderung des Jahreseinkommen
 - Veränderung des Tageseinkommen

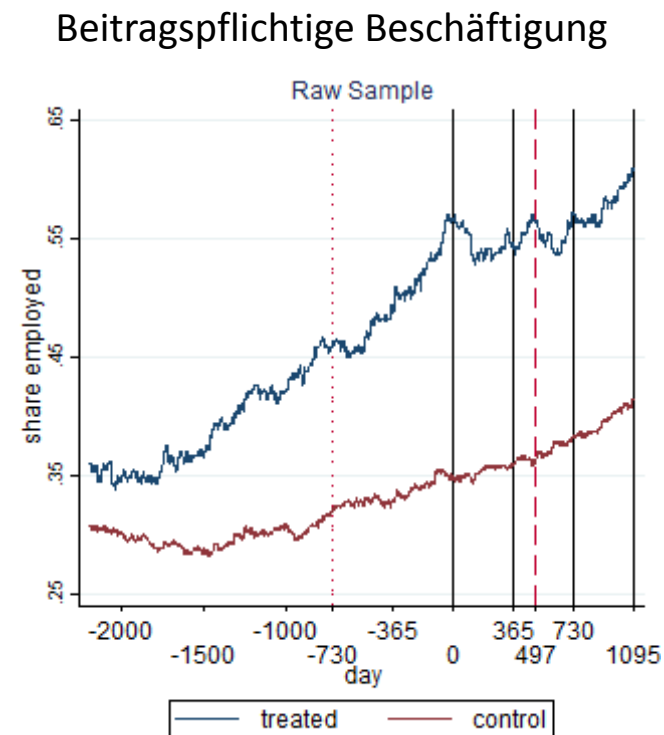
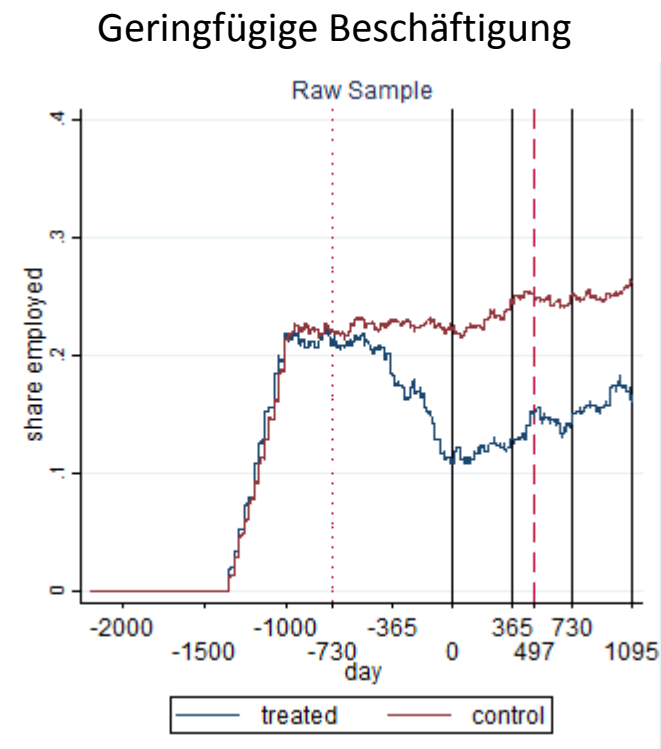
Methode

- “Average Treatment Effect on the Treated”
 - Scheidungseffekt für die Frauen mit Scheidungsantrag in 2002
 - Kernel-Matching in Kombination mit Differenz-in-Differenzen
- Problem:
 - Was ist deren “outcome” wenn sie sich nicht scheiden lassen würden?
 - Idealerweise zum selben Zeitpunkt, sodass Arbeitsmarktbedingungen und institutionelle Infrastrukturen identisch sind
 - Dieser hypothetische Wert ist natürlich unbekannt
 - Aber: Mit einer identischen Kontrollgruppe könnte man diesem Wert sehr nahe kommen
 - Allerdings haben wir nur eine begrenzte Anzahl von Variablen um dies zu erreichen und zu verifizieren

Daten

- Analytische Sample aus VSKT und Versorgungsausgleichsstatistik
 - Nur westdeutsche Frauen
 - Mindestens 5 Jahre verheiratet
 - Im Alter 25 bis 55
 - Nur erste Heirat/Scheidung
 - t_0 – Tag des Scheidungsantrags in 2002 (für Kontrollgruppe zufällige Zuweisung)
 - Beobachtungsperiode t_{-2189} to t_{1095}
- Treated: 410 (Frauen mit Scheidungsantrag in 2002)
- Control: 1,436 (verheiratete Frauen - noch bis mindestens 2009)
 - Subsample 1: (144 zu 654) – 0 Tage regulär beschäftigt in t_{-2189} to t_{-730}
 - Subsample 4: (134 zu 328) – $967 \leq$ Tage regulär beschäftigt in t_{-2189} to t_{-730}

Geringfügige und reguläre Beschäftigung im Zeitverlauf - Rohdaten



Source: VSKT (2014) und EHR (2015), FDZ – Deutsche Rentenversicherung Bund

Randomisierung

- Ziel: beide Gruppen soweit wie möglich anzugleichen damit das Argument der Randomisierung glaubhaft ist
- ND = normalisierte Differenz
 - % der Standardabweichung
 - Aber: es gibt keine genauen Kriterien

	raw sample		ND	matched sample		ND
	treated	control		treated	control	
<i>at t₀</i>						
age	38,20	36,65	0,22	38,20	38,05	0,02
age difference to spouse	3,19	3,06	0,03	3,19	3,16	0,01
marriage duration	14,49	12,67	0,26	14,49	14,48	0,00
<i>in t₋₇₂₉ to t₋₃₆₅</i>						
child birth	0,01	0,07	-0,99	0,01	0,01	-0,01
<i>at t₋₇₃₀</i>						
infant 0 <= 3	0,11	0,29	-0,52	0,11	0,12	-0,03
toddler 3 <= 6	0,28	0,40	-0,22	0,28	0,29	-0,02
children 6 <= 16	0,84	0,83	0,02	0,84	0,84	0,00
adolescent 16<	0,38	0,25	0,17	0,38	0,37	0,01
<i>in t₋₁₀₉₄ to t₋₇₃₀</i>						
days school (higher)	4,53	2,14	0,07	4,53	3,81	0,02
days training (occupational)	2,88	1,45	0,05	2,88	3,98	-0,04
days care	8,07	5,88	0,04	8,07	7,82	0,01
days maternity	176,93	242,38	-0,37	176,93	178,47	-0,01
days work disability	2,80	0,77	0,12	2,80	1,53	0,08
days unemployed	16,89	19,78	-0,05	16,89	16,48	0,01
days employed (marginal)	76,10	77,21	-0,01	76,10	75,81	0,00
days employed (ssc)	160,55	112,38	0,28	160,55	158,67	0,01
daily income (marginal)	2,33	2,31	0,00	2,33	2,33	0,00
daily income (ssc)	26,47	19,07	0,24	26,47	26,20	0,01
yearly income (marginal)	563	579	-0,02	563	560	0,00
yearly income (ssc)	8260	5744	0,23	8260	8289	0,00
<i>from first record to t₋₇₃₀</i>						
lifetime days school (higher)	354,55	411,30	-0,08	354,55	351,15	0,01
lifetime days training (occupational)	481,20	492,29	-0,02	481,20	479,47	0,00
lifetime days tenure	2874,74	2427,77	0,19	2874,74	2846,32	0,01
lifetime days tenure (yearly)	156,55	144,35	0,12	156,55	155,88	0,01
number	413	1437		410	1436	

Randomisierung

- Kolmogorov-Smirnov-Statistik

- Denn nicht nur Mittelwerte sind wichtig
- Ungleiche Verteilung der Variablen ist einer der wichtigsten Bestandteile des “selection bias” (Heckman, Ichimura, Todd 1997)

	number		normalized difference		Kolmogorov-Smirnov	
	treated	control	max ND	mean ND	max KS	mean KS
<i>main sample</i>						
raw sample	410	1436	0,988	0,125	0,186	0,061
random sample	410	1436	0,053	0,024	0,058	0,044
kernel matching	410	956	0,078	0,012	0,066	0,020
odd weighting	410	1104	0,229	0,037	0,051	0,026
<i>group 1 - women not ssc employed in t_{-2189} to t_{-730}</i>						
raw sample	142	642	0,510	0,135	0,163	0,044
random sample	142	642	0,114	0,080	0,123	0,081
kernel matching	142	430	0,083	0,036	0,094	0,023
odd weighting	142	428	0,203	0,065	0,088	0,024
<i>group 4 - women with strong ssc labor market attachment in t_{-2189} to t_{-730}</i>						
raw sample	112	293	0,691	0,111	0,151	0,041
random sample	112	293	0,167	0,090	0,151	0,099
kernel matching	112	177	0,079	0,031	0,113	0,033
odd weighting	112	160	0,154	0,045	0,099	0,029

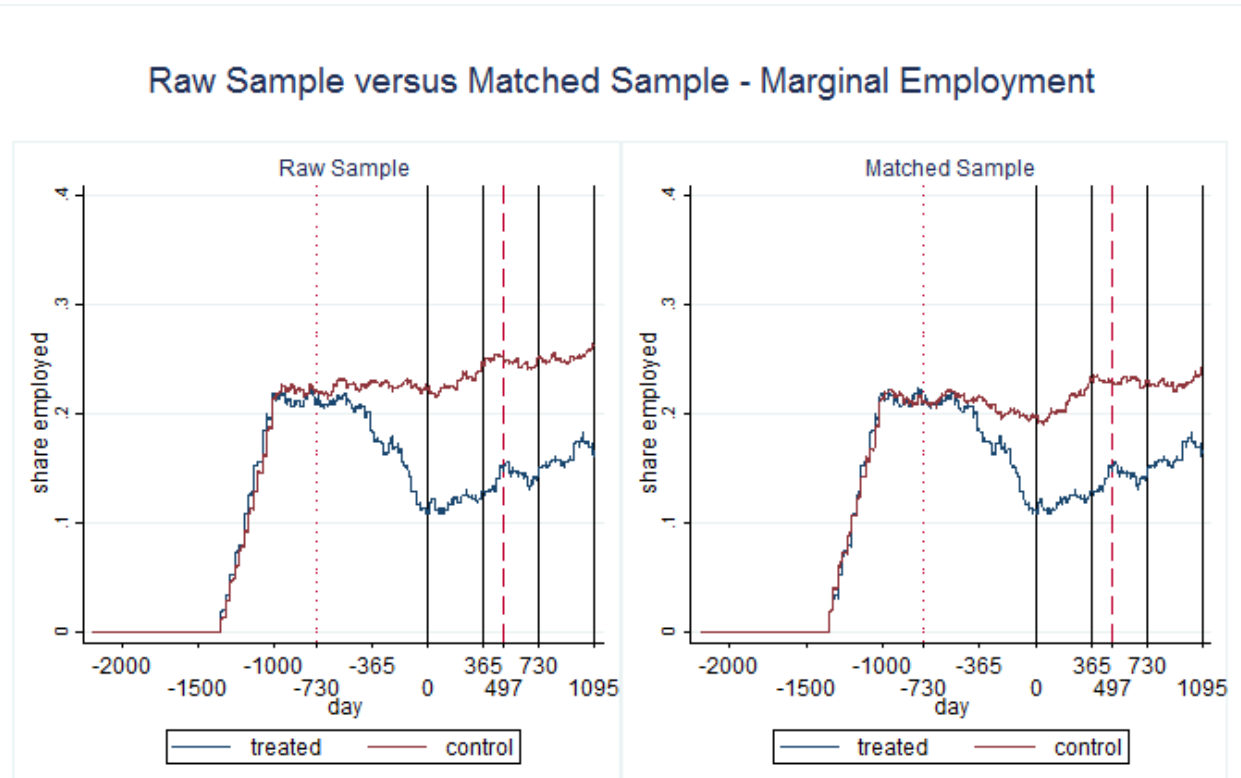
Note: Number of controls is the effective sample size (ESS) and it gives an estimate of the number of controls that are comparable to the treated (McCaffrey et al. 2013). A large drop in ESS might indicate that a small number of units receive very high weights (McCaffrey 2013). This could lead to unstable estimates dominated by few cases. ESS does not drop much if both groups are very similar. ESS values here are reasonable and do not show such shortcoming (compared to values in McCaffrey et al. 2013)

Geringfügige Beschäftigung – vor/nach Matching

Nach Matching:

Interpretation: Der “outcome” der Kontrollgruppe entspricht dem “outcome” der Geschiedenen wenn es nicht zur Scheidung gekommen wäre.

Voraussetzung: Das Argument der Randomisierung ist glaubhaft und unbeobachtete Variablen sind nicht präsent oder irrelevant.



Source: VSKT (2014) and EHR (2015), FDZ - Statutory German Pension System

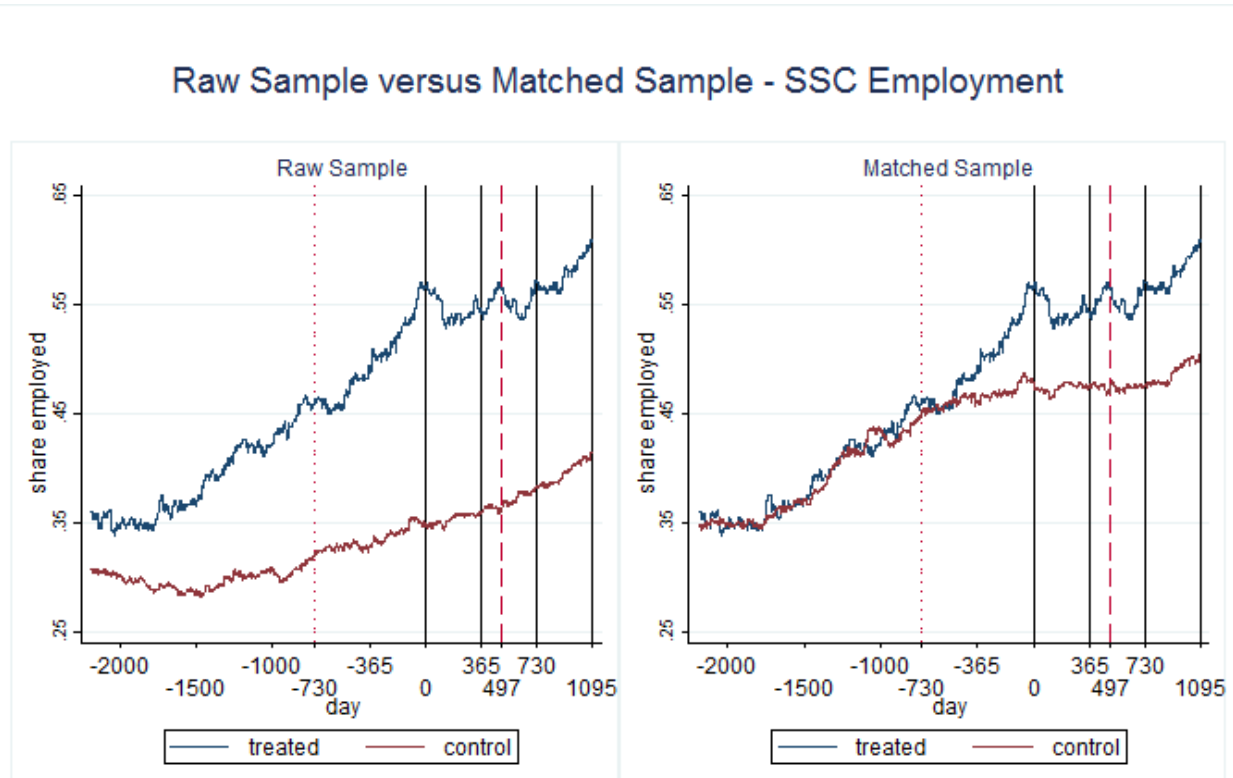
Beitragspflichtige Beschäftigung – vor/nach Matching

Nach Matching:

Interpretation: Der “outcome” der Kontrollgruppe entspricht dem “outcome” der Geschiedenen wenn es nicht zur Scheidung gekommen wäre.

Voraussetzung: Das Argument der Randomisierung ist glaubhaft und unbeobachtete Variablen sind nicht präsent oder irrelevant.

Kausalrichtung?



Source: VSKT (2014) and EHR (2015), FDZ - Statutory German Pension System

Beschäftigungseffekte

Interpretation:

Geringfügige Beschäftigung ist im Durchschnitt 9 Prozentpunkte niedriger in t_0 als es das wäre, wenn es nicht zur Scheidung gekommen wäre.

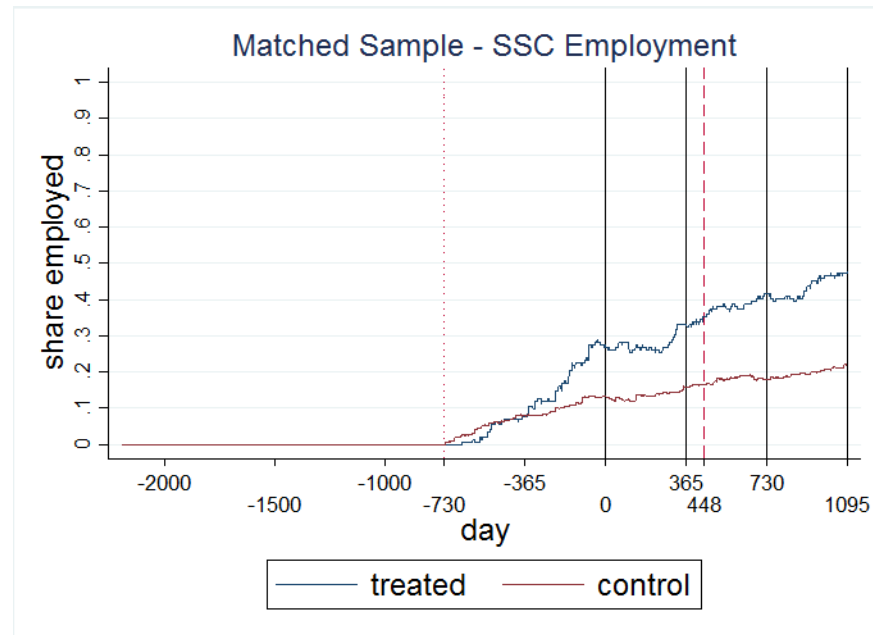
- **Im Gegensatz zur deskriptiven Forschung**, keine Effekte bei „gainful employment“
- **Main sample and Gruppe 1**
 - Signifikanter Übergang von geringfügiger in beitragspflichtige Beschäftigung
 - Der Prozess ist komplett getrieben vom Erwerbsverhalten der Geschiedenen schon vor dem eigentlichen Scheidungsantrag und nicht von den Verheirateten
- **Gruppe 4**
 - Scheidung hat keinen Einfluss auf das Erwerbsverhalten

	gainful employment	marginal employment	ssc employment
<i>main sample</i>			
at day t_0	-0,02	-0,09 ***	0,08 **
at day t_{365}	-0,04	-0,1 ***	0,06
at day t_{730}	-0,01	-0,09 **	0,08 *
at day t_{1095}	0,01	-0,07 *	0,09 **
<i>group 1 - women not ssc employed in t-2189 to t-730</i>			
at day t_0	-0,1	-0,21 ***	0,13 **
at day t_{365}	-0,08	-0,25 ***	0,17 ***
at day t_{730}	-0,02	-0,23 ***	0,24 ***
at day t_{1095}	0	-0,22 ***	0,25 ***
<i>group 4 - women with strong ssc labor market attachment in t-2189 to t-730</i>			
at day t_0	-0,03	-0,04	0
at day t_{365}	-0,06	-0,04	-0,03
at day t_{730}	-0,04	-0,04	-0,03
at day t_{1095}	-0,04	-0,01	-0,04

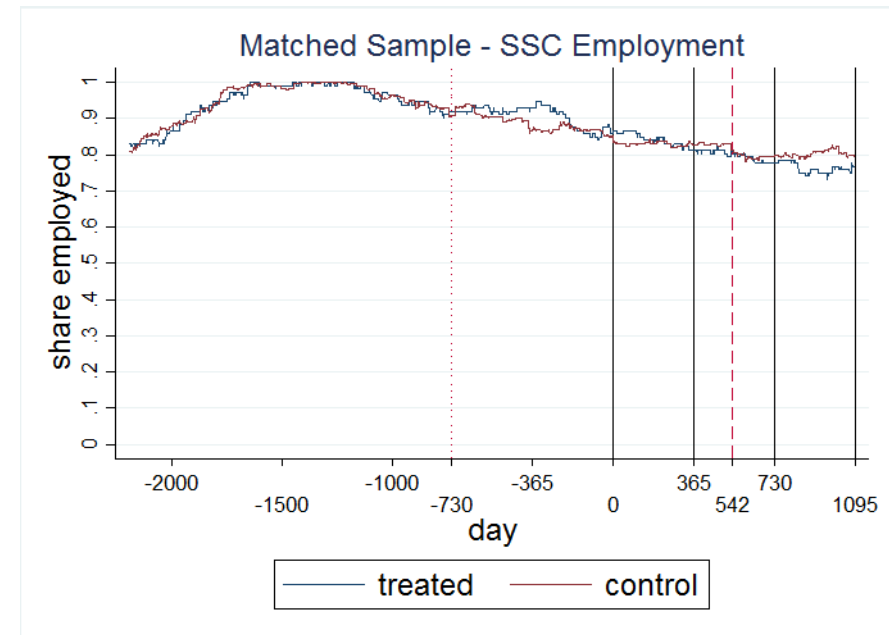
legend: * $p < 0.05$; ** $p < 0.01$; *** $p < 0.001$

Beitragspflichtige Beschäftigung - Subsamples

Gruppe 1 – keine beitragspflichtige Beschäftigung



Gruppe 4 – hohe Integration in beitragspflichtiger Beschäftigung



Zwischenfazit - Beschäftigung

- Die Ergebnisse der deskriptiven Forschung müssen hinterfragt werden
 - Es gibt signifikante Beschäftigungseffekte, allerdings nicht so wie beschrieben
 - Geringfügige Beschäftigung wird reduziert
 - Beitragspflichtige Beschäftigung wird erhöht
 - Kein homogener Scheidungseffekt
 - Bei Frauen die vor Scheidung im Arbeitsmarkt integriert sind bewirkt eine Scheidung nichts, denn Geschiedene und Verheiratete verlassen in gleichem Maße den Arbeitsmarkt

Einkommenseffekte

- Die Analyse der Einkommen bedarf einer gesonderten Betrachtung
 - Für Kausalaussagen sind die naiven Matchingresultate nicht zu gebrauchen, denn Durchschnittseinkommen ändern sich womöglich nur weil auf einmal mehr Geschiedene als Verheiratete beschäftigt sind
 - Problem: Frauen mit Einkommen=0 im Sample
 - Es ist außerdem zu bezweifeln, dass Nichtbeschäftigte und Beschäftigte ähnliche Charakteristika aufweisen, d.h. Randomisierung ist verfehlt
 - Oder anders: die Selektion in Beschäftigung ist ein zusätzlicher „bias“ (Heckman 1979)

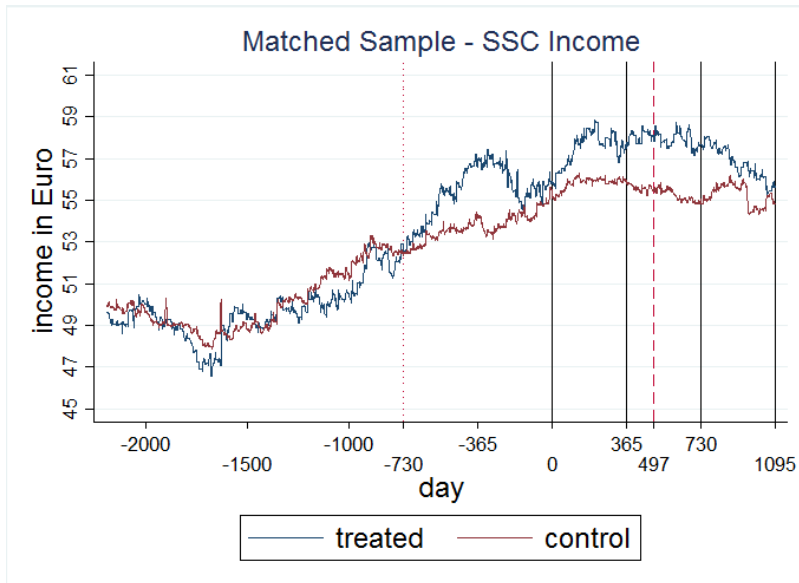
Einkommenseffekte – Jahreseinkommen aus regulärer Beschäftigung

- Frauen aus Gruppe 1 haben die geringsten Jahreseinkommen
 - Aber: Gruppe 4 ist älter (40 zu 38), Anteil mit Säuglingen (0.04 zu 0.15) und Kleinkindern (0.04 zu 0.40) ist deutlich geringer und Berufserfahrung ist deutlich ausgeprägter (5,000 zu 1,500)
- Für Kausalaussagen ist das Jahreseinkommen zudem ungeeignet

	unconditional on being employed					conditional on being employed at respective day				
	DiD	treated		control		DiD	treated		control	
		yearly income at t ₋₇₃₀	yearly income at day	yearly income at t ₋₇₃₀	yearly income at day		yearly income at t ₋₇₃₀	yearly income at day	yearly income at t ₋₇₃₀	yearly income at day
<i>main sample</i>										
at day t ₀	1427**		10731		9332	-538		17623		18365
at day t ₃₆₅	1826**		11466		9668	568		19652		19288
at day t ₇₃₀	2129***	8260	11723	8289	9622	234	17190	19328	17394	19298
at day t ₁₀₉₅	2182***		12001		9848	231		18718		18691
<i>group 1 - women not ssc employed in t₋₂₁₈₉ to t₋₇₃₀</i>										
at day t ₀	801		2280		1479	-2729		6993		9722
at day t ₃₆₅	1541**		3492		1951	-2009		9182		11191
at day t ₇₃₀	2615***	0	5081	0	2466	-1004	0	11274	0	12278
at day t ₁₀₉₅	2981***		5732		2750	-538		11400		11938
<i>group 4 - women with strong ssc labor market attachment in t₋₂₁₈₉ to t₋₇₃₀</i>										
at day t ₀	1706		21071		19564	674		22882		22023
at day t ₃₆₅	2036		21008		19172	2406		25072		22481
at day t ₇₃₀	2074	19682	20707	19881	18833	2488	21012	25611	20827	22938
at day t ₁₀₉₅	1684		20180		18696	2361		25194		22648

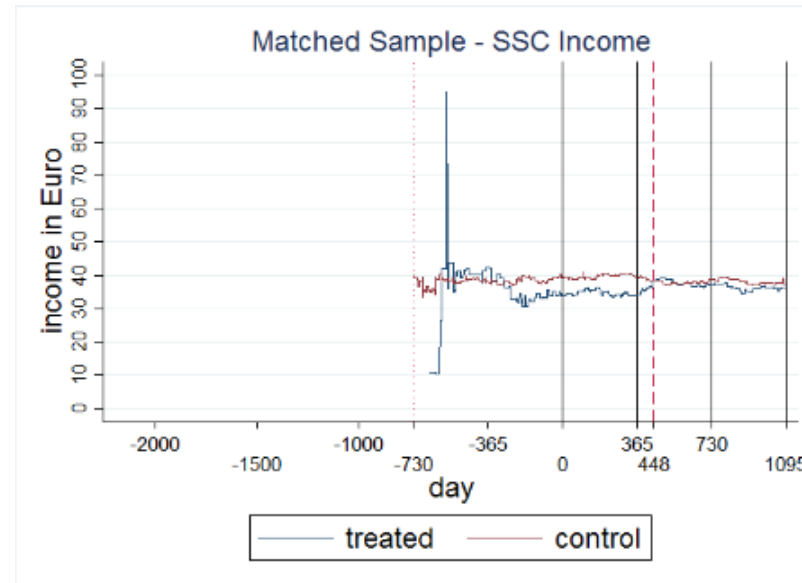
Tagesentgelt – nur beschäftigte Frauen

Main Sample



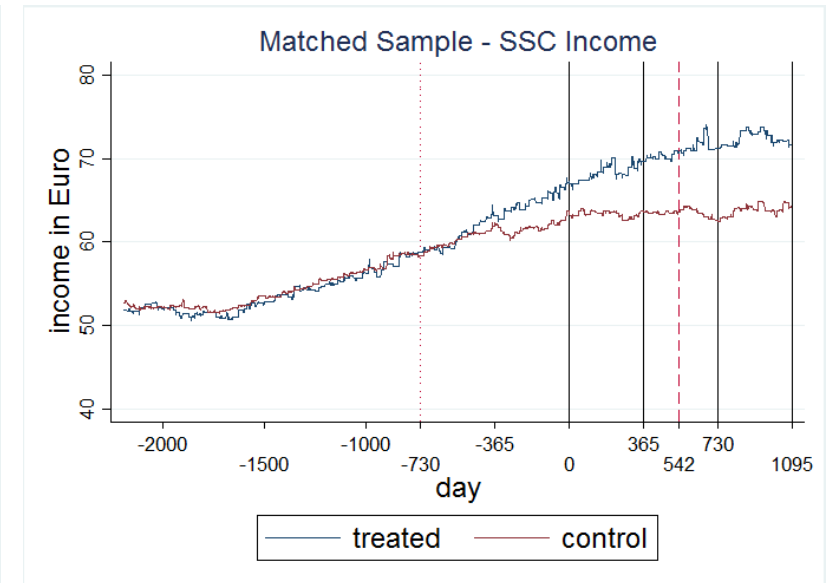
t_0 : Pseudo R^2 : 0.06

Gruppe 1



t_0 : Pseudo R^2 : 0.38

Gruppe 4



t_0 : Pseudo R^2 : 0.06

- Selbst die Kontrolle auf Beschäftigung ist nicht genug, den Pseudo R^2 Werte sind zu hoch!

Einkommenseffekte – Kausaler Effekt?

- Obere und untere Bänder nach “Principle Strata Framework” von Zhang, Rubin 2003
 - Trimming der Einkommensverteilung
 - Auswahl der “always observed”
 - Zwei zusätzliche Annahmen nötig
 - Aber: nur “stochastic dominance” erscheint plausibel
- Möglicher Effekt einer Scheidung auf das Tagesentgelt nur bei Gruppe 4

	P1 0	P1 1	stochastic dominance		monotonicity		stochastic dominance and monotonicity	
			lower	upper	lower	upper	lower	upper
<i>main sample</i>								
t ₀	0,479	0,566	-59,25	65,56	-9,22	6,87	0,61	6,87
t ₃₆₅	0,474	0,544	-76,23	86,15	-6,76	7,15	1,82	7,15
t ₇₃₀	0,477	0,571	-57,85	69,88	-7,71	9,8	2,8	9,8
t ₁₀₉₅	0,502	0,607	-43,2	53,03	-10,54	8,81	0,89	8,81
<i>group 1 - women not ssc employed in t₋₂₁₈₉ to t₋₇₃₀</i>								
t ₀	0,134	0,268	-48,48	38,7	-18,41	6,51	-5,29	6,51
t ₃₆₅	0,158	0,331	-78,55	37,16	-19	6,44	-5,77	6,44
t ₇₃₀	0,179	0,415	-78,45	37,78	-17,84	13,32	-1,87	13,32
t ₁₀₉₅	0,22	0,472	-102,76	48,4	-17,09	14,16	-1,12	14,16
<i>group 4 - women with strong ssc labor market attachment in t₋₂₁₈₉ to t₋₇₃₀</i>								
t ₀	0,847	0,857	-3,89	11,4	1,82	4,74	3,55	4,74
t ₃₆₅	0,827	0,813	-4,06	15	5,19	7,54	5,94	7,54
t ₇₃₀	0,794	0,777	-3,13	20,77	7,69	10,6	8,72	10,6
t ₁₀₉₅	0,795	0,768	-5,85	19,76	5,37	10,36	7,34	10,36

Zwischenfazit - Einkommen

- Auch die Einkommensanalysen der deskriptiven Forschung müssen hinterfragt werden
 - Die Kontrolle auf Beschäftigung reicht nicht, denn selbst beschäftigte Frauen aus der Scheidungs- und Kontrollgruppe sind unterschiedlich. D.h. das Argument der Randomisierung hält nicht
 - Ein kausaler Effekt einer Scheidung auf das Tagesentgelt kann ausgeschlossen werden für das Main Sample und Gruppe 1
 - Für Gruppe 4 suggerieren die Ergebnisse womöglich einen kausalen Einfluss
 - Unklar ob Stundenlohn oder Stundenanzahl
 - Stundenlohn kann aber womöglich ausgeschlossen werden, denn Scheidung ist keine Weiterbildungsmaßnahme die das Humankapital berührt

Einschränkungen

- Registrierte Frauen sind womöglich nicht repräsentativ, denn Versorgungsausgleich ist nicht verpflichtend
 - Gilt insbesondere für Gruppe 4
- Zudem verlieren wir bei Matching verhältnismässig viel Frauen aus Gruppe 4
 - Dies erhöht zwar die interne Validität, allerdings auf Kosten der externen Validität
 - Resultate für Gruppe 4 beziehen sich deshalb nur auf das Sample
- Ergebnisse beziehen sich auf 2002
 - Veränderungen nach 2002 sehr wahrscheinlich
- Resultate sind nur valide wenn unbeobachtete „confounder“ nicht existieren oder irrelevant sind
- Kausalrichtung?

Fazit

- Wir können die Ergebnisse der deskriptiven Forschung wiederlegen
 - Erwerbstätigkeit ist nicht der beste Parameter für Beschäftigungseffekt
 - Übergang von geringfügiger in beitragspflichtige Beschäftigung
 - Wir finden keine Einkommenseffekte, wenn überhaupt nur für Frauen aus Gruppe 4
 - Eher Stundenzahl als Stundenlohn
 - Scheidung hat nur einen reinen Beschäftigungseffekt
 - Heterogene Effekte: Gruppe 1 > Gruppe 4
 - Jahreseinkommen aus beitragspflichtiger Beschäftigung relativ gering, besonders für Frauen aus Gruppe 1

Sensitivity Analysis

- So far, results are derived under the assumption of no-hidden-bias
 - That is, we assume that covariate vector X is so rich that no unobserved confounders exist or that remaining confounders are irrelevant
 - Only then it is justified to substitute the unobserved outcome from the treated with the observed outcome from the controls
 - *The control outcomes are what the treated outcomes would have been had they not been treated*
- *This assumption is really strong and usually difficult to achieve*

Sensitivity analysis – deviations from the CIA

- Selection bias is the fundamental challenge
 - Treated group may be different from the control group, even after controlling for observed confounders – omitted variable bias
 - Most severe are those unobserved confounders which are not fixed effects and are not correlated with observed covariates

$$\bullet \frac{\frac{P_i}{1-P_i}}{\frac{P_j}{1-P_j}} = \frac{e^{(\beta x_i + \gamma u_i)}}{e^{(\beta x_j + \gamma u_j)}} = e^{(\beta(x_i - x_j) + \gamma(u_i - u_j))}$$

$$\bullet \frac{1}{e^\gamma} \leq \frac{\frac{P_i}{1-P_i}}{\frac{P_j}{1-P_j}} \leq e^\gamma$$

- We can test the bounds for various values with the test-statistic from Mantel-Haenszel (1959)

Sensitivity analysis – deviations from the CIA

- In sensitivity analysis we want to know the maximum deviation which is just fine enough to statistically rule out overestimation triggered by hidden bias
- The greater e^y , the less sensitive is our result to hidden bias or unobserved confounders
- The impact of unobserved confounders to shift the odd ratios so that they are allowed to differ by a factor up to 2.5 must be considered as large, since we controlled already for many covariates
 - Note, they must also simultaneously effect employment

Logit and kernel matching				
	marginal employment	e^y	ssc employment	e^y
<i>group 1 - women not ssc employed in t_{-2189} to t_{-730}</i>				
at day t_0	-0.21 ***	1.38*	0.13 **	1.85*
at day t_{365}	-0.25 ***	1.60*	0.17 ***	2.35*
at day t_{730}	-0.23 ***	1.68*	0.24 ***	2.63*
at day t_{1095}	-0.22 ***	1.60*	0.25 ***	2.50*

legend: * $p < 0.05$; ** $p < 0.01$; *** $p < 0.001$

- Danke für die Aufmerksamkeit!