

Der Einfluss von Scheidung auf das Erwerbsverhalten

FNA
Graduiertenkolleg
13/14 Juli 2017

Daniel Brüggmann
Hertie School of Governance

Motivation

- Alterssicherung der Frau über Ehemann
- Gestiegene Scheidungsraten
 - Haushaltseinkommen der Frau sinkt um 26% (Steuer und Transfer inklusive: -17%)
Hauser et al. (2016)
- Soziale Sicherung von geschiedenen Frauen im Alter
 - Lohndynamik, Dequalifizierung, Rentenpunkte
 - Dreijährige Abstinenz vom Arbeitsmarkt – Löhne sind deutlich niedriger beim Wiedereintritt
 - Löhne holen in den ersten zwei Jahre wieder auf, aber nicht auf das Niveau der durchgängig Beschäftigten (Corcoran et al. 1983)

Bisherige Forschung

- Damme, Kalmijn und Uunk (2009)
 - 1994 – 2001 (t_{-1} bis t_{+1})
 - Erwerbsbeteiligung: 7,3 Prozentpunkte
- Hauser et al. (2016)
 - 1990 – 2006 (t_{-3} bis t_{+1})
 - Erwerbsbeteiligung: 8 Prozentpunkte
 - Einkommen: € 13,107 auf € 17,775 (**Differenz=€ 4,668**)
- Bröckel und Andreß (2015)
 - 1984 – 1999 und 2000 – 2012 (t_{-2} bis t_{+1})
 - Einkommen: 1984-1999: € 15,062 auf € 18,557
 - Einkommen: 2000-2012: € 12,031 auf € 14,681 (**Differenz=€ 2,650**)

Forschungsfrage

- Welchen Einfluss hat die Scheidung auf...
 - Jahreseinkommen aus beitragspflichtiger Beschäftigung
 - Tage beitragspflichtiger Beschäftigung im Jahr
 - Einkommen pro beschäftigten Tag
 - Erwerbsbeteiligung
- personalisierte Jahre

Daten

Daten

- Versorgungsausgleichsstatistik (EHRC 2015)
 - Fälle insgesamt: 6.397.190
 - Erste Trennung: 1959
 - Erste Scheidung: 1977
- Versicherungskontenstichprobe (VSKT 2014)
 - Fälle insgesamt: 656.360
- Kombination von EHRC 2015 & VSKT 2014
 - Über das eindeutige Merkmal PSY (Pseudonym)
 - Fälle insgesamt: 44.539

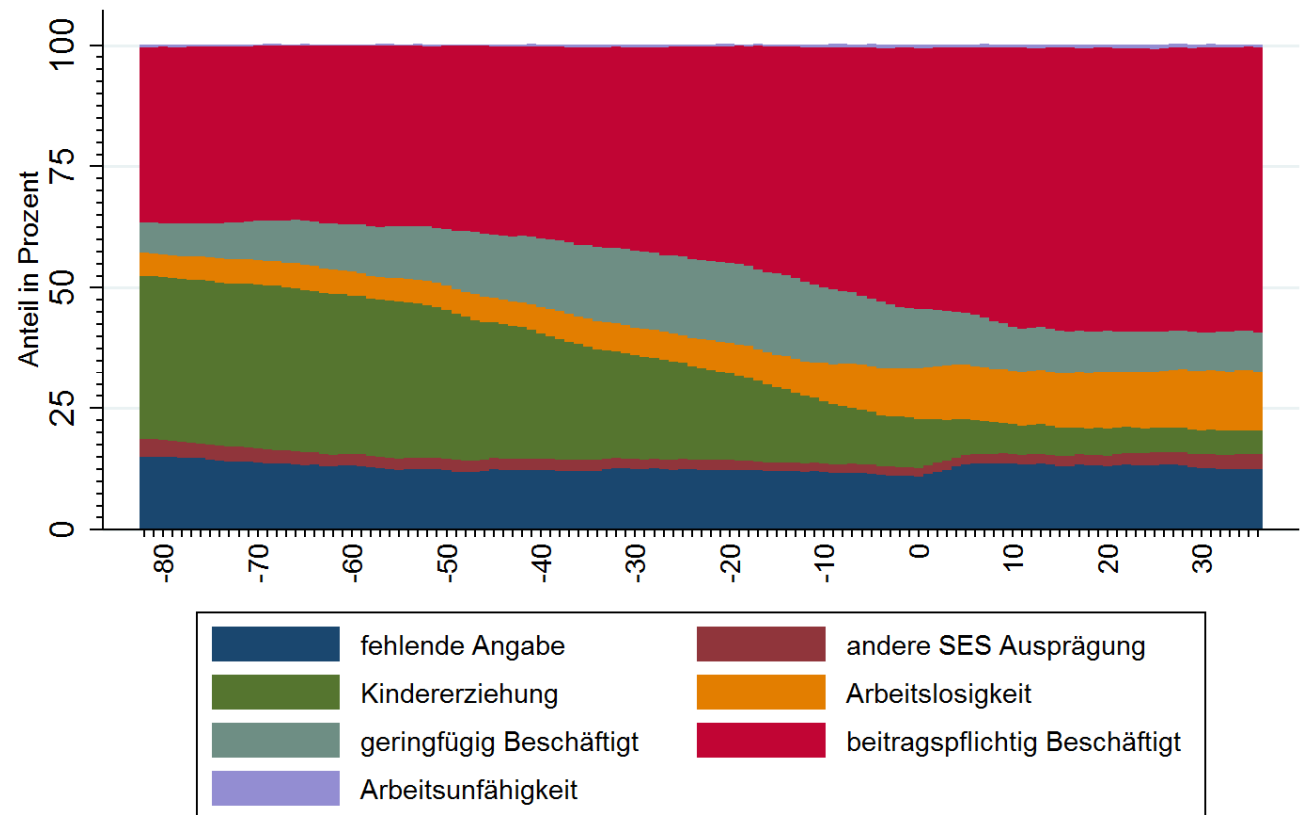
Daten

- Analytische Stichprobe
 - Nur deutsche Frauen
 - Mindestens 5 Jahre verheiratet
 - Im Alter $25 <$ und < 55
 - Nur erste Scheidung
 - Zeitraum 2002 bis 2007 (jährliche Analysen)
 - Analyse des Trennungzeitpunkts, nicht der Scheidung
 - Abweichung entspricht größtenteils dem Trennungsjahr, allerdings gibt es teils starke Abweichungen

Daten

- Kumulierter Verlauf ausgewählter Zustände um den Zeitpunkt einer Trennung

Monate um Eheende (Frauen West), 2000 - 2009



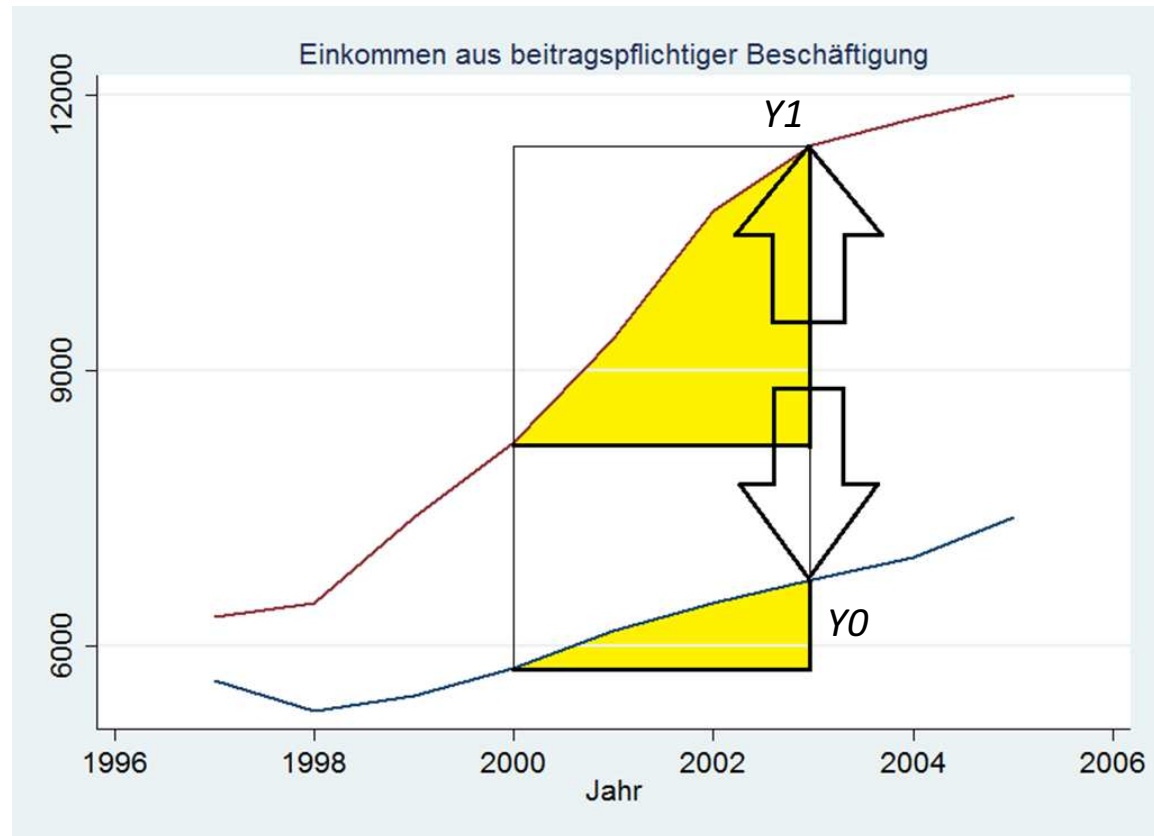
Methode

Methode

- Zwei potentielle “outcomes” für jede Person:
 - “Outcome” mit Trennung= $Y1$
 - “Outcome” ohne Trennung= $Y0$
 - Beobachten können wir entweder $Y1$ oder $Y0$
 - Wenn Annahmen erfüllt sind, können wir $Y0$ von der Kontrollgruppe verwenden
- Average treatment effect on the treated (ATT)
 - Beantwortet die Frage: Wie wäre der “outcome“ von Frauen mit Trennung gewesen, hätten sie sich nicht getrennt.
 - $ATT = E(Y1 - Y0 | D=1)$

Methode – missing data problem

$$ATT = E(Y1 - Y0 | D=1)$$



Propensity score

- Individuelle Wahrscheinlichkeit das Treatment zu bekommen, konditional der Pre-Treatment Charakteristika $p(X)=\Pr (D=1 | X)$
 - $p(X)$ kann die Verteilung von X zwischen beiden Gruppen ausgleichen
- Treatment assignment ist strongly ignorable wenn:
 - (1) **No hidden bias:** $(Y1,Y0) \perp D | X$
 - (2) **Overlap:** $0 < p(X) < 1$

Kontrollgruppe

Kontrollgruppe

- Heiratsbiographie in VSKT nicht vorhanden
- Lösung: Kontrollgruppe sind noch nicht geschiedene Frauen aus der Versorgungsausgleichsstatistik 2015

	Ende der Ehe	Anzahl
treated	2002	413
	2003	443
	2004	400
	2005	414
	2006	422
	2007	417
	control	2008
2009		447
2010		424
2011		403
2012		410
2013		392
2014		320
2015		67

Kontrollgruppe

Frauen die noch mindestens 6 weitere Jahre mit ihrem Mann zusammenleben

Indikator	Anzahl	Trennung	Scheidung
0	1428	Jan 2011	Mrz 2012
1	413	Jun 2002	Okt 2003

	Ende der Ehe	Anzahl	Anzahl
treated	2002	413	413
	2003	443	0
	2004	400	0
	2005	414	0
	2006	422	0
	2007	417	0
	control	2008	438
2009		447	266
2010		424	218
2011		403	207
2012		410	175
2013		392	157
2014		320	117
2015		67	28

Antizipation

Antizipation

- Studien zeigen, dass Frauen eine Scheidung antizipieren und ihr Erwerbsverhalten anpassen (Johnson, Skinner 1986)
 - Nichtbeschäftigung: entgangenes Einkommen, fehlende Berufserfahrung (Einfluss auf Lohnwachstum), Abwertung des Humankapitals (besonders für besser ausgebildete Frauen (Mincer, Polachek 1974))
 - Um Humankapital und Berufserfahrung zu erhöhen
 - Um Einkommensperspektiven und Beschäftigungsperspektiven zu erhöhen
 - 2/3 aller Scheidungen in Deutschland werden von Frauen initiiert (BFSJ 2003)
 - Auslöser: Unzufriedenheit mit traditionelle Geschlechterrolle (Rosenfeld 2017)

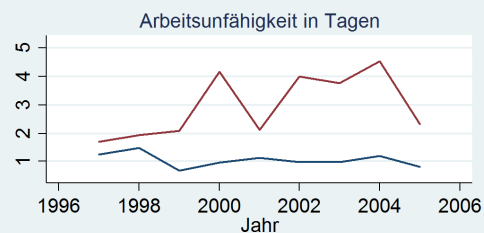
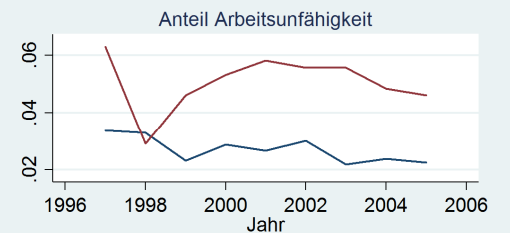
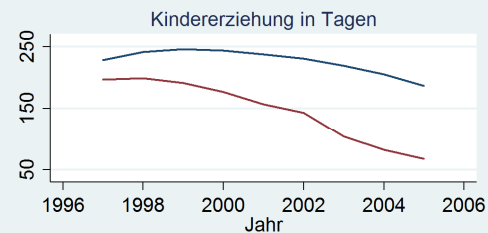
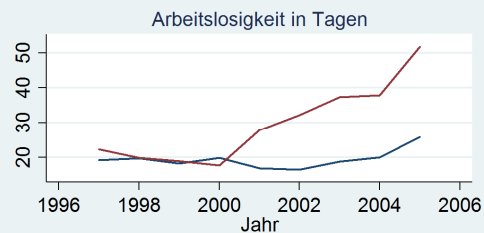
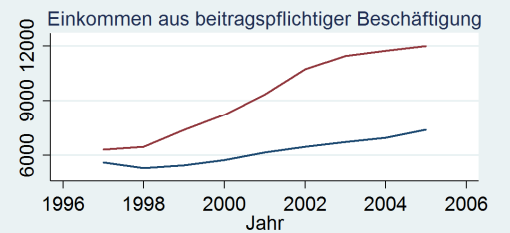
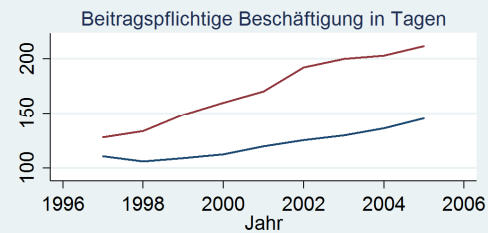
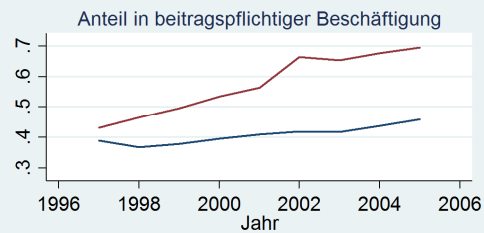
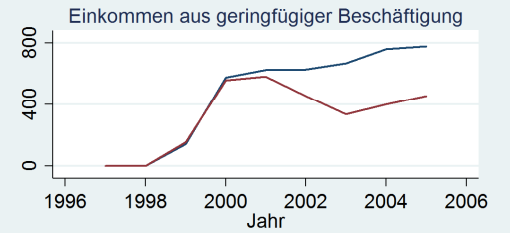
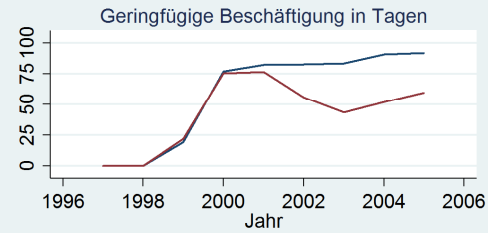
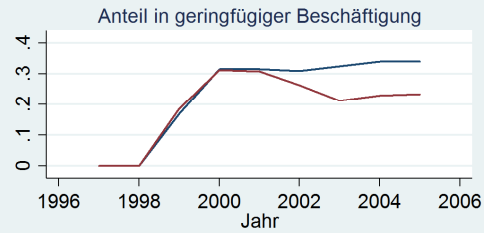
Antizipation

- Warum ist Antizipation wichtig?
 - In Arbeitsmarktevaluationen besteht die Gefahr den Treatmenteffekt zu überschätzen (Ashenfelter's dip 1978)
 - Hier: Es besteht die Gefahr den Treatmenteffekt zu unterschätzen

Balance

Imbalance

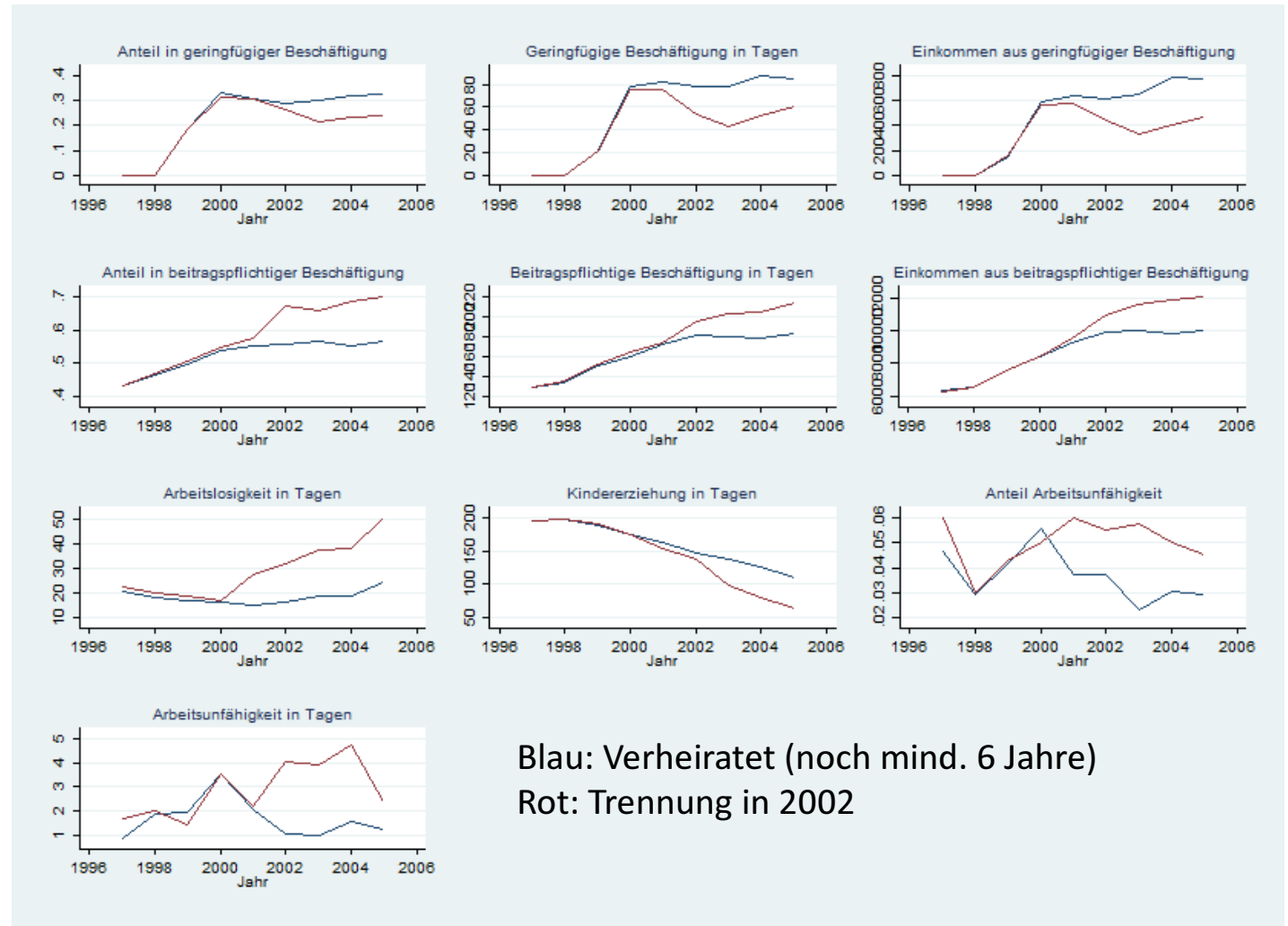
- Gruppen im Rohzustand noch sehr unterschiedlich
- deutliche systematische Unterschiede
- Mittelwerte mit Nullen!!!



Blau: Verheiratet (noch mind. 6 Jahre)
Rot: Trennung in 2002

Balance

- Restselektion anhand unbeobachtbarer Charakteristika ist immer noch möglich!



Resultate

Resultate

Outcome	Sample	Schätzverfahren	ATT
Jahreseinkommen	Matched	PSM (0,04)	€ 1581,63*
Entgelt pro beschäftigten Tag	Matched	PSM (0,04)	€ 5,23*
Tage beschäftigt	Matched	PSM (0,04)	22,77*
Erwerbsbeteiligung	Matched	PSM (0,04)	0,094***

*** 1% / * 5%

Signifikanz anhand der survey-Funktion [svy] in Stata

Kausaler Effekt?

Sensitivitätsanalysen

Sensitivitätsanalysen

- Einfluss vom hidden bias auf die Treatmentwahrscheinlichkeit
 - Experiment: alle gleiche Wahrscheinlichkeit (0,5) Odd=1
 - Hier: schwer zu beweisen!
 - Unbeobachtete Einflüsse können es wahrscheinlicher machen, dass sich einige trennen und andere nicht - wahrer Propensity Score nicht bekannt
 - Simulieren Abweichung aufgrund unbeobachteter Einflüsse

Sensitivitätsanalysen

- Jahreseinkommen: € 1.581 RB Gamma: 1 p-value: 0,025
- Entgelt: € 5,23 RB Gamma: 1,1 p-value: 0,033
- Beschäftigte Tage: 22,77 RB Gamma: 1,05 p-value: 0,043

- Erwerbsbeteiligung: 0,09 MH Gamma: 1,75 p-value: 0,037

Fazit und Ausblick

Fazit

- Keine Auswirkung auf das jährliche Einkommen
- Keine Auswirkung auf das durchschnittliche Entgelt pro beschäftigten Tag
- Effekte erklären sich durch den Eintritt der Nichtbeschäftigten!

- Keine Auswirkung auf die Anzahl der beschäftigten Tage?
- **Trennung hat eine Auswirkung auf die Erwerbsbeteiligung!**
 - **Ergebnisse robust gegen Selektion anhand unbeobachteter Variablen**

Ausblick

- Fokus auf Frauen mit durchgehender Beschäftigung
- Fokus auf geringfügig Beschäftigte
- Verwendung von neueren statistischen Propensity Score Ansätzen nach Stuart (2014)
 - Bildung von 4 „propensity scores“ (um Veränderungen in der Gruppenzusammensetzung zu kontrollieren)

Vielen Dank für Ihre Aufmerksamkeit

Quellen

- Bröckel, M.; Andreß, H. J. (2015): *The Economic Consequences of Divorce in Germany: What Has Changed since the Turn of the Millennium?*; Comparative Population Studies, 40(3): 277-312.
- Corcoran, M.; Duncan, G.; Ponza, M. (1983): *A longitudinal analysis of white women's wages*; Journal of Human Resources, 18(4): 497-520.
- Damme, M. van; Kalmijn, M.; Uunk, W. (2009): *The Employment of Separated Women in Europe: Individual and Institutional Determinants*; European Sociological Review, 25(2): 183-197.
- Hauser, R.; Burkhauser, R. V.; Couch, K. A.; Bayaz-Ozturk, G. (2016): *Wife or Frau, Women Still Do Worse: A Comparison of Men and Women in the United States and Germany after Union Dissolutions in the 1990s and 2000s*; working paper 2016.
- Horowitz, J. L.; Manski, C. F. (1995): *Identification and Robustness with Contaminated and Corrupted Data*, Econometrica, 63, 281-302.
- Johnson, W. R.; Skinner, J. (1986): *Labor Supply and Marital Separation*; The American Economic Review, 76(3): 455-469.
- Lee, D. S. (2009): *Training, wages, and sample selection: Estimating sharp bounds on treatment effects*; Review of Economic Studies, 76(3), 1071-1102.
- Mincer, J; Polachek, S. (1974): *Family Investment in Human Capital: Earnings of Women*; Journal of Political Economy, March/April 1974, 82: 76-108.
- Rosenfeld, M. J. (2017): *Who wants the Breakup? Gender and Breakup in Heterosexual Couples*; Forthcoming in: *Social Networks and the Life Course*; Edited by Duane Alwin, Diane Felmlee, and Derek Kreager; Springer Press.
- Stuart, E. A.; Huskamp, H. A.; Duckworth, K.; Simmons, J.; Song, Z.; Chernew, M.; Barry, C. L. (2014): *Using propensity scores in difference-in-differences models to estimate the effects of a policy change*; Health Services and Outcomes Research Methodology, 14(4): 166-182.

Appendix

	control		treated		homosced.	heterosced.	
Covariate	mean	s.d.	mean	s.d.	p-value	p-value	nor-diff
Alter	36,63	6,33	38,22	6,97	0,00	0,00	0,24
Differenz Alter	3,07	4,44	3,20	4,77	0,61	0,62	0,03
Ehedauer	12,68	6,35	14,49	7,13	0,00	0,00	0,27
Kinder_total	1,89	1,04	1,62	1,08	0,00	0,00	-0,26
Kinder_16	1,56	1,07	1,11	1,06	0,00	0,00	-0,41
age_youngest_child	63,10	52,60	66,50	61,72	0,27	0,31	0,06
Kinder_6	0,55	0,75	0,22	0,51	0,00	0,00	-0,52
dys_unemploymt_2000	19,89	70,42	17,70	63,74	0,57	0,55	-0,03
dys_maternity_2000	243,48	168,13	176,53	179,07	0,00	0,00	-0,39
dys_marginal_2000	77,16	132,43	75,55	131,64	0,83	0,83	-0,01
dys_employed_2000	112,59	158,80	159,71	169,91	0,00	0,00	0,29
dys_disabld_2000	0,96	12,46	4,17	24,83	0,00	0,01	0,16
paid_income_2000	5751,48	9645,09	8212,74	10734,33	0,00	0,00	0,24
marginal_income_2000	576,97	1078,45	558,56	1051,93	0,76	0,76	-0,02
Bonus	0,27	0,26	0,27	0,25	0,85	0,85	-0,01
Malus	0,03	0,09	0,03	0,08	0,57	0,54	-0,03
dayly_paidincome_2000	19,15	28,48	26,51	31,01	0,00	0,00	0,25
dayly_margincome_2000	2,31	3,79	2,31	3,80	1,00	1,00	0,00
rate_marginal_2000	0,32	0,46	0,31	0,46	0,91	0,91	-0,01
rate_employed_2000	0,40	0,49	0,54	0,50	0,00	0,00	0,28
rate_disabld_2000	0,03	0,17	0,05	0,22	0,02	0,04	0,12

	c o n t r o l		t r e a t e d		homosced.	heterosced.		
Covariate	mean	s.d.	mean	s.d.	p-value	p-value	nor-diff	bias-reduc
Alter	38,29	7,17	38,39	6,98	0,80	0,80	0,02	93,53
Differenz Alter	3,09	4,94	3,13	4,73	0,88	0,88	0,01	67,11
Ehedauer	14,34	7,19	14,64	7,16	0,47	0,47	0,04	83,36
Kinder_total	1,61	1,12	1,60	1,09	0,96	0,96	0,00	98,98
Kinder_16	1,09	1,07	1,09	1,06	0,89	0,89	-0,01	98,02
age_youngest_child	66,14	62,17	67,08	62,24	0,80	0,80	0,02	72,55
Kinder_6	0,20	0,45	0,20	0,47	0,75	0,75	-0,01	97,41
dys_unemplmt_2000	16,60	63,41	16,73	61,89	0,97	0,97	0,00	94,35
dys_maternity_2000	175,39	178,78	174,96	178,91	0,97	0,97	0,00	99,37
dys_marginal_2000	78,59	132,82	75,63	131,70	0,70	0,70	-0,02	-83,82
dys_employed_2000	160,49	170,20	164,19	170,45	0,71	0,71	0,02	92,13
dys_disabld_2000	3,57	27,29	3,54	22,58	0,99	0,98	0,00	99,11
paid_income_2000	8377,23	10732,60	8405,87	10696,86	0,96	0,96	0,00	98,84
marginal_income_2000	584,28	1072,58	565,50	1062,55	0,76	0,76	-0,02	-1,99
Bonus	0,26	0,27	0,27	0,26	0,61	0,60	0,03	-191,83
Malus	0,03	0,09	0,03	0,08	0,61	0,59	-0,03	10,17
dayly_paidincome_2000	27,09	30,81	27,09	30,95	1,00	1,00	0,00	99,95
dayly_margincome_2000	2,50	4,13	2,33	3,84	0,47	0,45	-0,05	-25468,91
rate_marginal_2000	0,33	0,47	0,31	0,46	0,43	0,43	-0,05	-669,36
rate_employed_2000	0,54	0,50	0,55	0,50	0,84	0,84	0,01	95,71
rate_disabld_2000	0,06	0,23	0,05	0,22	0,66	0,65	-0,03	76,18

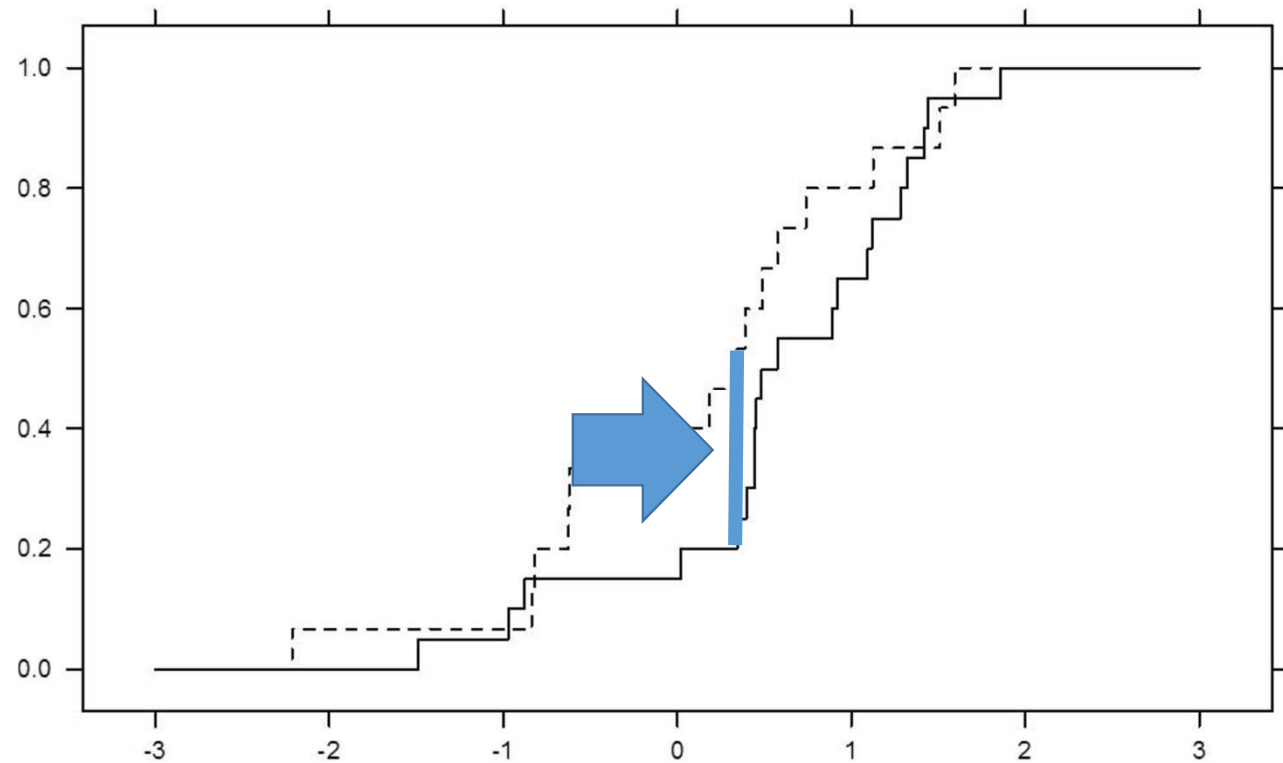
Alternativen zum propensity score

- Superlearning (van der Laan 2014)
- Covariate Balancing Propensity Score (Imai and Ratkovic 2013)
- Machine learning methods have been shown to perform better than logistic regression
 - Achieve better balance between treatment and comparison group on pretreatment covariates
 - Reduce bias in treatment effect estimates
 - Produce more stable propensity score weights (thereby also improving precision)

Alternativen zum propensity score

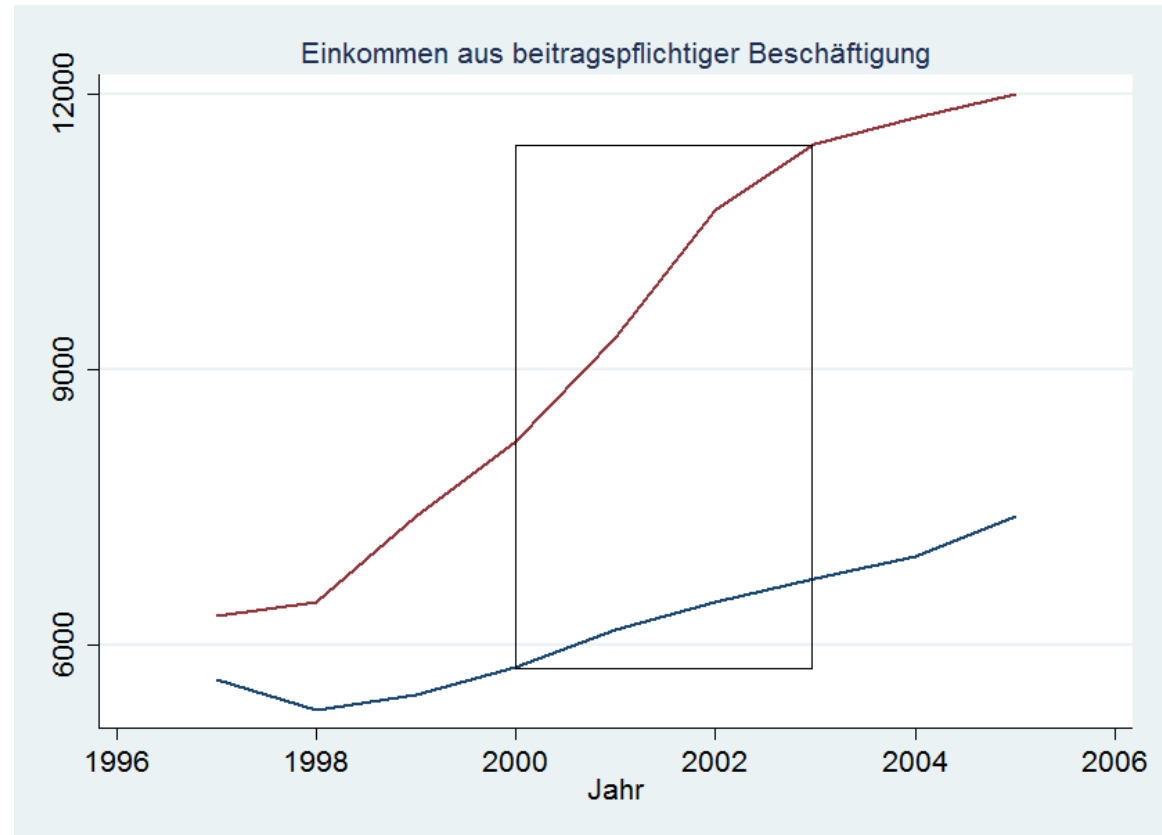
Bessere Balance

- Minimierung der standardisierten Standardabweichung
- Minimierung der Kolmogorov-Smirnov (KS) Teststatistik
- Beispiel von:
Beth Ann Griffin & Daniel McCaffrey (Twang Introduction)



Antizipation

- Analysezeitraum
 - 2000 bis 2003
 - Zwei Jahre vor der Trennung bis ein Jahr nach der Trennung
- Unterschied zur herkömmlichen Evaluierung
 - Fester Startzeitpunkt, aber unterschiedliches Ende für Teilnehmer
 - Hier: fester Endzeitpunkt, aber undefinierter Beginn der Trennung



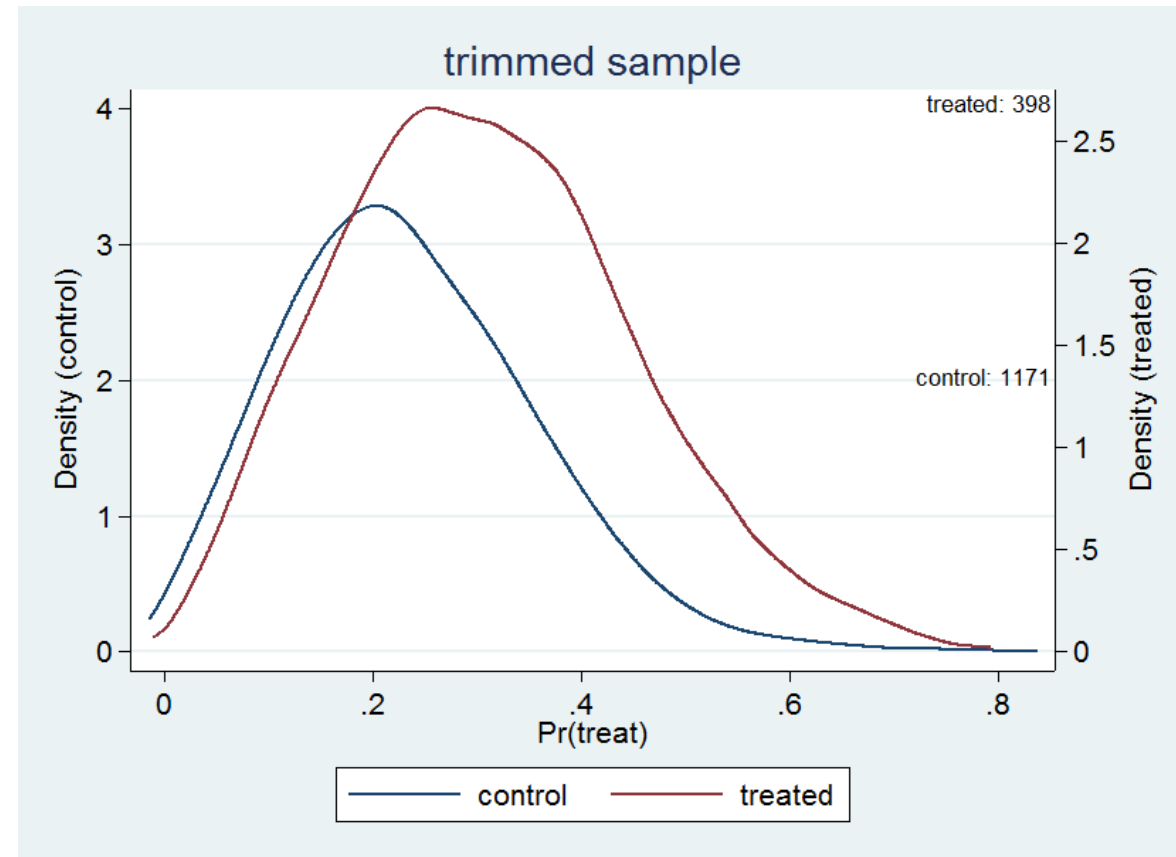
Balance

- Trimming nach Crump, Hotz, Imbens and Mitnik (2009)

	low $ps(X) < .086$	middle $.086 \leq ps(X) \leq .914$	high $.914 < ps(X)$	All
Controls	257	1171	0	1428
Treated	13	400	0	413
All	270	1571	0	1841

- SATT oder noch ATT?

Variablen	Mitte	min	max
57	0,014	0	0,065

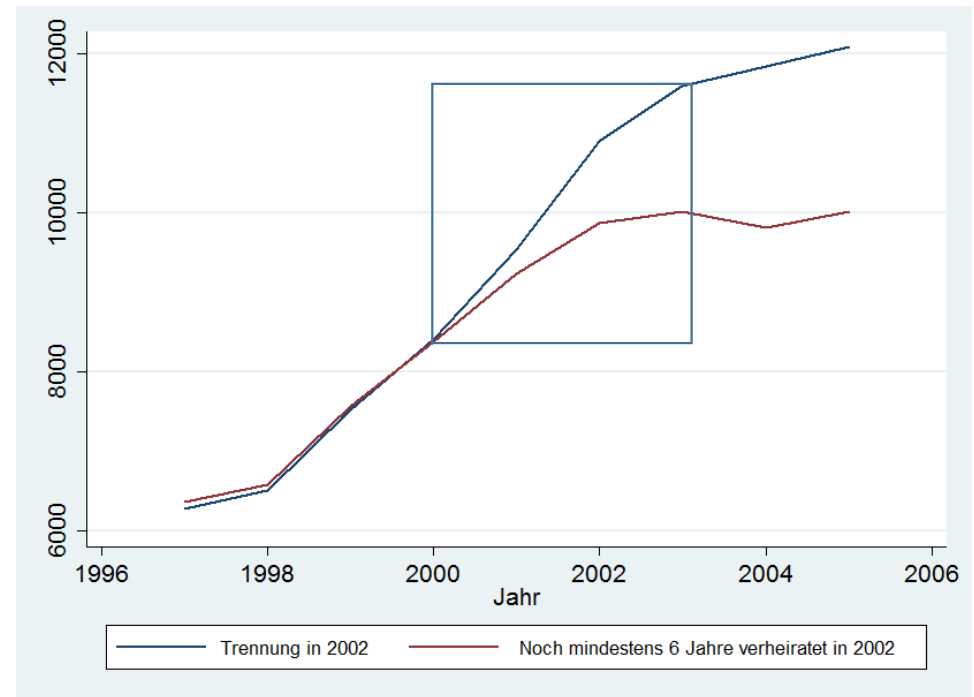
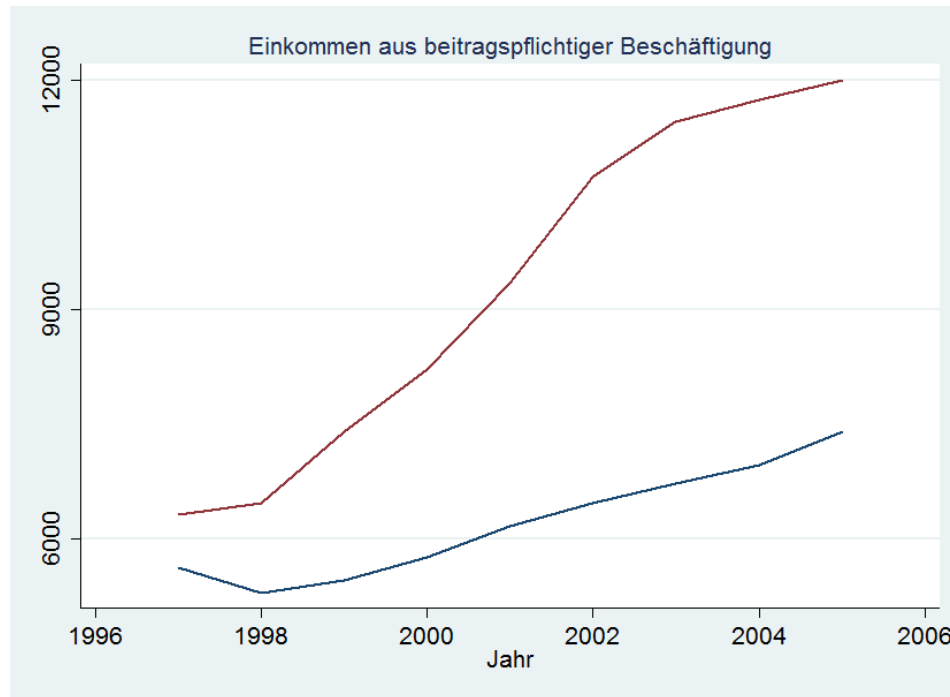


Matchingstatistik

Varia- blen	Mitte	min	max
57	0,12	0	0.52

Varia blen	Mitte	min	max
57	0,014	0	0,065

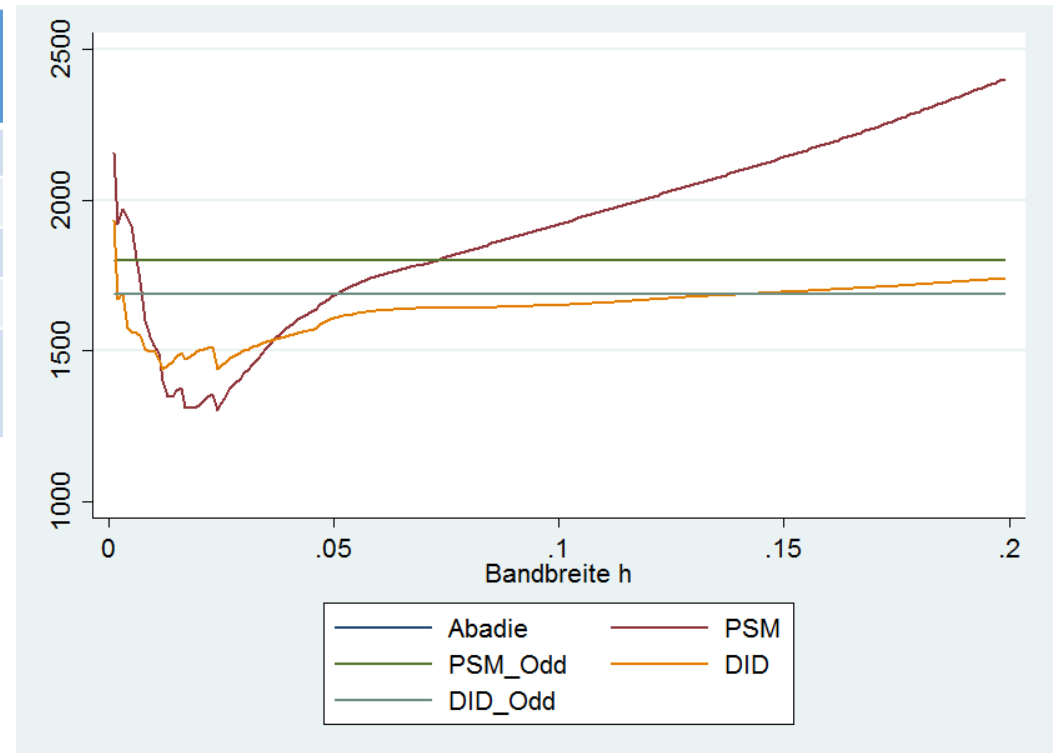
Balance - Jahreseinkommen



- Restselektion anhand unbeobachtbarer Charakteristika ist immer noch möglich!

Resultate für Jahreseinkommen

Gewichtet	Sample	Schätz- verfahren	ATT
Kernel (0,04)	Matched	PSM	1581.632*
Kernel (0,04)	Matched	DiD	1552.999***
Treated=1 & Control=Odd	Trimmed	OLS Odds	1801.414*
Treated=1 & Control=Odd	Trimmed	DiD Odds	1689.46***
Abadie (2005) $\frac{Y(1) - Y(0)}{P(D = 1)} * \frac{D - P(D = 1 X)}{1 - P(D = 1 X)}$	Trimmed	DiD	1688.543**



Standardfehler und Signifikanz anhand der survey-Funktion in Stata

Sensitivitätsanalysen - Jahreseinkommen

Rosenbaum bounds for delta_a (N = 398 matched pairs)

Gamma	sig+	sig-	t-hat+	t-hat-	CI+	CI-
1	.02594	.02594	1392.34	1392.34	-4.6e-07	3124
1.05	.062663	.009221	916.271	1737.27	-3.33196	3483.48
1.1	.126839	.002969	621.261	2110.04	-310.71	3823.34
1.15	.221213	.000875	269.803	2428.84	-608.581	4227.67
1.2	.340539	.000238	-4.6e-07	2713.46	-1007.07	4562.49
1.25	.472638	.000061	-4.6e-07	3087.31	-1437.28	4822.37
1.3	.602666	.000014	-4.6e-07	3335.52	-1746.04	5023.63
1.35	.717972	3.3e-06	-190.585	3668.34	-1980.59	5266.87
1.4	.811133	7.0e-07	-403.209	3949.64	-2225.97	5532.62
1.45	.880381	1.4e-07	-608.581	4241.13	-2498.82	5772.04
1.5	.928137	2.8e-08	-958.576	4491.72	-2662.45	6054.43
1.55	.958918	5.3e-09	-1282.14	4700.73	-2980.97	6234.25
1.6	.97758	9.7e-10	-1557.09	4905.45	-3178.87	6509.03
1.65	.988283	1.7e-10	-1792.07	5035.82	-3439.84	6718.85
1.7	.994118	3.0e-11	-1961.3	5219.83	-3646.22	6976.15
1.75	.997156	5.0e-12	-2115.63	5414.15	-3891.53	7261.79
1.8	.998672	8.2e-13	-2399.73	5642.16	-4067.21	7469.82
1.85	.999399	1.3e-13	-2513.46	5809.62	-4283.1	7702.91
1.9	.999737	2.1e-14	-2649.19	6035.38	-4421.52	7878.46
1.95	.999888	3.2e-15	-2883.87	6184.02	-4546.46	8056
2	.999953	4.4e-16	-3034.12	6378.58	-4785.21	8239.83

Sensitivitätsanalysen – Entgelt pro beschäftigten Tag

Rosenbaum bounds for delta_b (N = 398 matched pairs)

Gamma	sig+	sig-	t-hat+	t-hat-	CI+	CI-
1	.004171	.004171	6.15633	6.15633	.701033	11.1373
1.05	.012981	.001142	5.02858	7.22869	-4.1e-07	11.8947
1.1	.033176	.000285	4.04913	8.24449	-4.1e-07	12.789
1.15	.071654	.000065	2.97886	9.34445	-.293428	13.6264
1.2	.134004	.000014	1.88903	10.2075	-1.24929	14.4856
1.25	.221615	2.8e-06	.818045	11.1101	-1.96463	15.3713
1.3	.330146	5.3e-07	-4.1e-07	11.4652	-2.80883	16.2122
1.35	.450347	9.4e-08	-4.1e-07	12.3185	-3.55498	16.9425
1.4	.570816	1.6e-08	-4.1e-07	13.08	-4.24448	17.7556
1.45	.681215	2.6e-09	-.293428	13.6264	-5.10492	18.3452
1.5	.774564	4.2e-10	-1.10324	14.3466	-5.73833	19.0671
1.55	.847968	6.3e-11	-1.62984	14.8879	-6.64948	19.7789
1.6	.902015	9.4e-12	-2.25767	15.7828	-7.22815	20.4134
1.65	.939504	1.3e-12	-2.95027	16.2918	-8.21158	21.0398
1.7	.964132	1.9e-13	-3.54425	16.9254	-8.75615	21.6466
1.75	.979528	2.6e-14	-3.97538	17.4756	-9.59975	22.1652
1.8	.988724	3.4e-15	-4.63006	18.0097	-10.0104	22.5574
1.85	.993993	4.4e-16	-5.19713	18.5469	-10.5566	23.1165
1.9	.996898	1.1e-16	-5.7375	19.0671	-10.9999	23.6206
1.95	.998445	0	-6.38301	19.5784	-11.4468	24.1215
2	.999241	0	-7.0379	20.0655	-11.9474	24.6936

Sensitivitätsanalysen – beschäftigte Tage im Jahr

Rosenbaum bounds for delta_c (N = 398 matched pairs)

Gamma	sig+	sig-	t-hat+	t-hat-	CI+	CI-
1	.018105	.018105	-3.8e-07	-3.8e-07	-3.8e-07	29.5
1.05	.043196	.00665	-3.8e-07	3.8e-07	-3.8e-07	36.5
1.1	.08794	.002253	-3.8e-07	3.8e-07	-3.8e-07	52.5
1.15	.156464	.000711	-3.8e-07	7.5	-3.8e-07	54
1.2	.248323	.00021	-3.8e-07	17.5	-3.8e-07	61
1.25	.357857	.000059	-3.8e-07	28.5	-3.8e-07	68
1.3	.475626	.000016	-3.8e-07	34.5	-3.8e-07	74.5
1.35	.591134	4.0e-06	-3.8e-07	39.5	-3.8e-07	76.5
1.4	.69551	9.7e-07	-3.8e-07	53	-3.8e-07	84
1.45	.783155	2.3e-07	-3.8e-07	54	-.5	91
1.5	.852054	5.2e-08	-3.8e-07	60.5	-1.5	106.5
1.55	.903089	1.1e-08	-3.8e-07	64	-7	111.5
1.6	.93891	2.4e-09	-3.8e-07	69	-8	115
1.65	.962854	5.1e-10	-3.8e-07	75.5	-14.5	122.5
1.7	.978163	1.0e-10	-3.8e-07	76.5	-29.5	129
1.75	.987561	2.1e-11	-3.8e-07	79.5	-38	132
1.8	.99312	4.1e-12	-3.8e-07	84	-41.5	137.5
1.85	.996297	7.9e-13	-1	91.5	-47.5	143
1.9	.998058	1.5e-13	-1.5	106.5	-52	144.5
1.95	.999005	2.8e-14	-4.5	109	-53.5	151.5
2	.999502	5.2e-15	-7.5	114	-60.5	164

Sensitivitätsanalysen - Erwerbsbeteiligung

Mantel-Haenszel (1959) bounds for variable rate_employed_2003

Gamma	Q_mh+	Q_mh-	p_mh+	p_mh-
1	6.4891	6.4891	4.3e-11	4.3e-11
1.05	6.07441	6.90961	6.2e-10	2.4e-12
1.1	5.67849	7.31023	6.8e-09	1.3e-13
1.15	5.30143	7.69463	5.7e-08	7.1e-15
1.2	4.94149	8.0642	3.9e-07	3.3e-16
1.25	4.59717	8.42017	2.1e-06	0
1.3	4.26715	8.76359	9.9e-06	0
1.35	3.95027	9.09543	.000039	0
1.4	3.64551	9.41652	.000133	0
1.45	3.35195	9.72763	.000401	0
1.5	3.06879	10.0294	.001075	0
1.55	2.79529	10.3225	.002593	0
1.6	2.5308	10.6075	.00569	0
1.65	2.27473	10.8848	.011461	0
1.7	2.02654	11.1549	.021355	0
1.75	1.78574	11.4182	.037071	0
1.8	1.55189	11.6751	.060344	0
1.85	1.32459	11.926	.092653	0
1.9	1.10347	12.1711	.134912	0
1.95	.888177	12.4108	.187223	0
2	.678405	12.6454	.248757	0

Gamma: 1,75

- 75% Abweichung
- 63% Treatmentwahrscheinlichkeit

Sensitivitätsanalysen - Jahreseinkommen

- Einordnung zu den bestehenden Ergebnissen
 - Hauser et al. (2016): Differenz=€ 4.668
 - Bröckel und Andreß (2015): Differenz=€ 2.650
- Horowitz-Manski (1995) worst case bounds
 - [- € 14.243 0 + € 14.027]
- Lee (2009) bounds
 - [- € 3.710 0 + € 2.391]