

# Renteneintrittsentscheidungen von Ehepaaren. Eine Reformanalyse

Patrick Sturm<sup>1</sup>, Florian Zimmermann<sup>2</sup>, Thomas Zwick<sup>1</sup>

Universität Würzburg

FNA Graduiertenkolloquium, 06/07/2023

# Motivation

- Eine längere Lebenserwartung und niedrige Geburtenraten erhöhen den fiskalischen Druck auf die öffentlichen Rentensysteme vieler OECD-Länder (OECD, 2020)  
→ Politische Maßnahmen zielen daher oftmals auf eine Erhöhung des Normal- und Frühverrentungsalters ab
- Viele Studien untersuchen die direkten Effekte dieser Reformen (z.B.: Mastrobuoni, 2009; Staubli & Zweimueller, 2013; Manoli & Weber, 2016; Engels et al., 2017; Geyer & Welteke, 2021)
- Nur wenige Studien untersuchen potenzielle Spillover-Effekte auf die Ehepartner:innen (z.B.: Atalay et al., 2019; Nagore-García & van Soest, 2022)

Bisherige Literatur

→ Erkenntnisse über die Reaktionen der Ehepartner:innen und deren zugrundeliegenden Mechanismen können wichtige Implikationen für die Gestaltung zukünftiger Rentenreformen liefern

# Dieses Papier

→ Wir untersuchen, wie die Abschaffung eines Frühverrentungspfads für Frauen das Arbeitsangebot von deren Ehemännern beeinflusst hat

## Methoden

- Paare identifiziert durch Goldschmidt et al. (2017) in administrativen Arbeitsmarktdaten (IEB)
- Analyse der Rentenreform 1999, um kausale Spillover-Effekte zu identifizieren

## Forschungsbeiträge

- Neue Evidenz zu gemeinsamen Rentenentscheidungen von Paaren durch die Nutzung eines besonders attraktiven natürlichen Experiments (abrunder und substantieller Anstieg im Frühverrentungsalter)
- Spezifischer institutioneller Kontext ermöglicht neue Möglichkeiten zur Testung potenzieller Mechanismen
- Datensatz ermöglicht eine präzise Messung der Spillover-Effekte für verschiedene Beschäftigungsarten

# Institutioneller Hintergrund

## Rentenreform 1999

- Abschaffung der so genannten "Frauenrente"  
→ Konsequenz: Erhöhung des Frühverrentungsalter für einen erheblichen Teil der Frauen (etwa 60 %) von 60 auf 63 Jahre
- Die Reformbetroffenheit wird durch den Geburtsmonat bestimmt  
→ Die Reform betrifft Frauen, die ab Januar 1952 geboren sind

Verschiedene offizielle Frühverrentungsoptionen und institutionelle Ausstiegsmöglichkeiten aus dem Erwerbsleben für Frauen und Männer der relevanten Kohorten

Optionen für Frauen

Optionen für Männer

# Mögliche Reformeffekte

- Im Durchschnitt erhöhter Anreiz für Frauen, länger zu arbeiten
- Studien dokumentieren bedeutende Reformeffekte (z.B.: Geyer & Welteke, 2019; Geyer et al. 2020; Etgeton et al., 2020)

- Gegenläufige Auswirkungen, die die Rentenentscheidungen des Ehemanns beeinflussen können:
  - Ein Anstieg des Gesamteinkommens des Haushalts impliziert, dass der Grenznutzen der Freizeit des Mannes steigt
    - Beschäftigungswahrscheinlichkeit des Ehemanns ↓
  - Das Vorliegen von Freizeitkomplementaritäten bedeutet, dass der Grenznutzen der Freizeit des Mannes sinkt
    - Beschäftigungswahrscheinlichkeit des Ehemanns ↑
  - Das Vorhandensein von traditionellen gesellschaftlichen Erwartungen an das Arbeitsmarktverhalten von Ehemännern ("male breadwinner") führt dazu, dass der Grenznutzen der Freizeit des Mannes sinkt
    - Beschäftigungswahrscheinlichkeit des Ehemanns ↑

# Datengrundlage

Paare aus administrativen Arbeitsmarktdaten identifiziert durch die Methode von [Goldschmidt et al. \(2017\)](#) und das Update von [Bächmann et al. \(2021\)](#)

- Datenquelle: IEB (alle sozialversicherungspflichtigen Beschäftigten, ungefähr 80 % der erwerbstätigen Bevölkerung in Deutschland)
- Identifizierung der Paare für die Jahre 2001-2014
- Identifizierung von Paaren anhand von Adressen und Nachnamen  
Goldschmidt et al., 2017
- 20% Zufallsstichprobe

## Abhängige Variablen

Erwerbsstatus des Ehemannes im Alter von 63-65 Jahren: z. B.: Vollzeitbeschäftigung, Altersteilzeit, Arbeitslosigkeit, geringfügige Beschäftigung

# Stichproben für die Schätzungen

## Ehefrauen

- 60- bis 63-jährige Ehefrauen der Jahrgänge 1951 (Kontrollgruppe) /1952 (Treatmentgruppe)
- Ehefrauen, die im Alter von 55 Jahren erwerbstätig waren und die Anspruchsvoraussetzungen für die Frauenrente erfüllen (bzw. erfüllt hätten)

## Ehemänner

- Hauptsample: Altersspanne 63-65
  - weitere Schätzungen mit älteren Ehemännern (bis 67)
  - Überprüfung der Sensitivität der Ergebnisse durch Ausweitung oder Einschränkung der Stichprobe des Ehemanns

→ 15,939 Paare und 249,968 Paar-Monat-Beobachtungen

# Stichproben für die Schätzungen

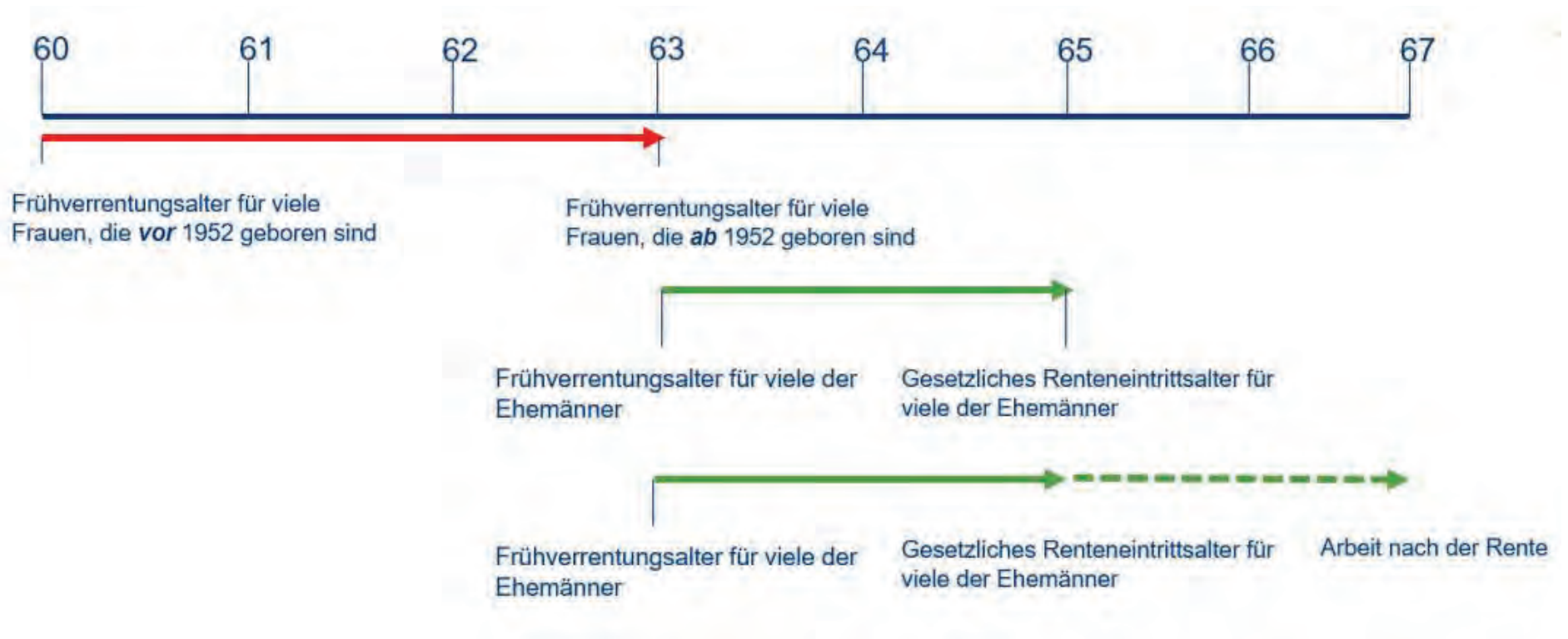


Figure: Altersspanne der Ehefrauen und -männer



# Deskriptive Statistiken

Figure: Erwerbstatus der Ehefrauen & -männer

Variable	Ø	Std. Abw.	Min	Max
<b>Erwerbstatus Ehemann</b>				
Vollzeitbeschäftigung	0.24	0.42	0	1
Geringfügige Beschäftigung	0.13	0.34	0	1
Altersteilzeit	0.07	0.26	0	1
Arbeitslosigkeit	0.02	0.16	0	1
Nicht arbeitend	0.53	0.50	0	1
<b>Erwerbsstatus Ehefrau</b>				
Vollzeitbeschäftigung	0.36	0.48	0	1
Geringfügige Beschäftigung	0.11	0.31	0	1
Altersteilzeit	0.12	0.33	0	1
Arbeitslosigkeit	0.03	0.17	0	1
Nicht arbeitend	0.38	0.49	0	1
Alter Ehefrauen	61.64	0.59	60	63
Alter Ehemänner	63.94	0.87	63	65
Paare:	15,939			
Paar-Monat Beobachtungen	249,968			

# Empirische Strategie

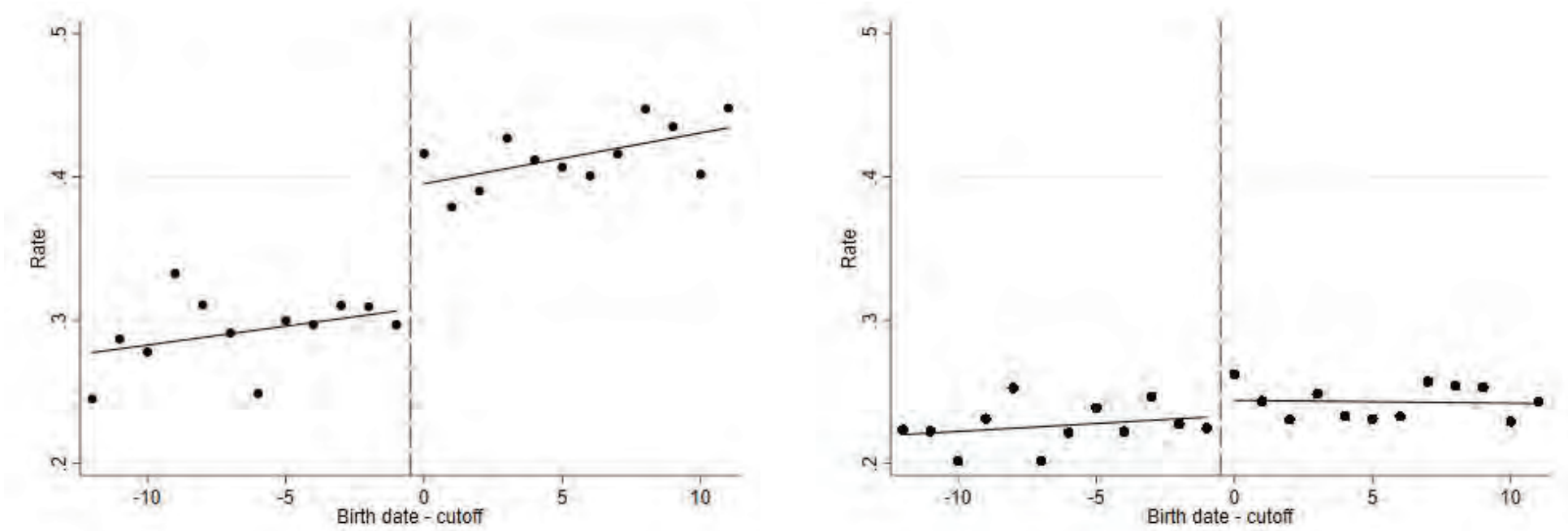
Logik der Identifikationsstrategie zur Ermittlung des kausalen Effekts:

→ Vergleich des Erwerbstatus der Ehemänner von Ehefrauen, die um den Stichtag (1.1.1952) herum geboren sind

$$y_{jt} = \beta_0 + \beta_1 D_i + \beta_2 f(R_i) + \beta_3 D_i f(R_i) + X'_{it} \beta_4 + X'_{jt} \beta_5 + \epsilon_{ijt} \quad (1)$$

- $y_{jt}$  = Erwerbstatus des Ehemanns  $j$  in Monat  $t$
- $D_i$  = Dummy-Variable, die den Wert 1 annimmt, wenn die Ehefrau am oder nach dem Stichtag geboren wurde (01.01.1952)
- $f(R_i)$  = Funktion, die den Abstand zwischen dem Stichtag und dem Geburtsmonat der Ehefrau misst
- $D_i f(R_i)$  = Interaktion von  $D_i$  und  $f(R_i)$  zur Berücksichtigung möglicher Unterschiede in den Steigungen um den Stichtag
- $X_{it}$  = Kontrollvariablen für die Ehefrau
- $X_{jt}$  = Kontrollvariablen für den Ehemann

# Graphische Evidenz: Vollzeitbeschäftigung



**Figure:** Vollzeitbeschäftigungsraten für Ehefrauen (links) & -männer (rechts).  
Eigene Berechnungen anhand der IEB-Daten.

# Schätzergebnisse: Reformeffekte

## Lineare Schätzergebnisse

	Vollzeitb.	Altersteilzeit	Arbeitslosigkeit	Geringf. Besch.
<b>A: Direkte Effekte</b>	0.086*** (0.013)	0.041*** (0.004)	0.018*** (0.004)	-0.031* (0.035)
<b>B: Spillover-Effekte</b>	0.019** (0.008)	0.002 (0.005)	0.001 (0.005)	-0.002 (0.08)
N	249,968	249,968	249,968	249,968
Paare	15,939	15,939	15,939	15,939
Distanz vom Stichtag	linear	linear	linear	linear
Kontrollvariablen	Yes	Yes	Yes	Yes

*Notizen:* Standardfehler sind nach Geburtsmonat der Frau geclustert. \*\*\*, \*\* und \* stehen für die statistische Signifikanz auf dem 1%-, 5%- bzw. 10%-Niveau. Verwendete Kontrollvariablen sind das Alter der Frau und des Mannes, gemessen in Monaten sowie ihr jeweiliger Bildungsgrad. Alle Regressionen enthalten fixe Effekte für den Kalendermonat. *Quelle:* Eigene Berechnungen auf der Grundlage der IEB.

# Diskussion

## Effektheterogenitäten:

- Alter Heterogenität nach Alter
- Berufsbelastung Heterogenität nach Berufsbelastung
- Haushaltseinkommen Heterogenität nach Einkommen

## Überprüfung möglicher zugrundeliegender Mechanismen:

- Freizeitkomplementaritäten:  
→ Zusätzliche Analyse anhand von SOEP-Daten: Von der Reform betroffene Frauen verbringen signifikant weniger Zeit mit Freizeit-/Hobbyaktivitäten. Keine signifikanten Auswirkungen auf ehrenamtliche Tätigkeiten. Reformeffekte auf Zeitgestaltung
- Traditionelle gesellschaftliche Erwartungen:  
→ Vergleich zwischen Ost- und Westdeutschland: erhebliche Unterschiede bei den Spillover-Effekten SOEP Geschlechternormen  
Effekte für Ost & West

## Robustheit der Ergebnisse: Robustheitstests

# Fazit

- Ehemänner arbeiten signifikant länger nach der Erhöhung der ERA ihrer Ehefrauen
- Wir finden keine Evidenz für Spillover-Effekte in Bezug auf Arbeitslosigkeit, geringfügige Beschäftigung und Altersteilzeit

→ Das Nichtberücksichtigen dieser Effekte kann dazu führen, dass die Gesamtauswirkungen von Rentenreformen auf das Arbeitsangebot erheblich unterschätzt werden

→ Wichtige Rolle der zugrundeliegenden Mechanismen für zukünftige Effektprojektionen (Der gemeinsame Freizeiteffekt und der Effekt der sozialen Norm scheinen wichtiger zu sein als der Effekt des Haushaltseinkommens)

→ Eine differenzierte Betrachtung des institutionellen Kontexts einschließlich der genauen Beschäftigungsarten wichtig für präzise Effektprognosen

**Herzlichen Dank für Ihre Aufmerksamkeit!  
Haben Sie noch Fragen?**

# Bisherige Literatur

## Literatur über die Harmonisierung der Rentenentscheidungen von Paaren

- Strukturelle Modelle in früheren Studien (z.B.: Hurd, 1990; Zweimüller et al., 1996; Gustmann & Steinmeier, 2000; 2004; Coile, 2004)
- Eine wachsende Anzahl an Studien nutzt exogene Variation im Renteneintrittsalter. Zwei verschiedene Ansätze:
  - Varianz bei Rentenanspruchsgrenzen (z.B.: Stancanelli & van Soest, 2012; Lalive & Parrotta, 2017)
  - Varianz durch Rentenreformen (z.B.: Selin, 2017; Atalay et al., 2019; Bloemen et al. 2019; Geyer et al. 2020; Kruse, 2021; Nagore-García & van Soest, 2022, Rutten et al., 2022) [Literaturüberblick](#)

→ **Unterschiedliche Rückschlüsse in Bezug auf die Spillover-Effekte im Allgemeinen und geschlechtsspezifische Asymmetrien in den Reaktionen der Ehegatten**

back



# Literaturüberblick

Authors	Source of exogenous variation	Data & time span	Method & type of treatment effect	Results
Atalay et al. (2019)	(1) Increase in the eligibility age for women (1993 Age Pension reform): wife's incentives to be employed ↑ (2) Vietnam draft lotteries and the availability of a special pension insurance for Vietnam veterans: husband's incentives to be employed ↓	Australia, Income and Housing Costs Surveys, 1994-2010	DD (1), IV (2); type of treatment effect: ATT (1), LATE (2)	Significant spillover effects from wife to husband (1) and from husband to wife (2)
Bloemen et al. (2019)	Introduction of early retirement incentives for specific civil servants: husband's incentives to be employed ↓	Netherlands, administrative data, 2000-2005	DD, IV	Significant spillover effects from husband to wife
García and van Soest (2021)	Repeal of special benefits for couples where one partner did not reach the pension age and had low income: incentives of younger partner to be employed ↑	Netherlands, administrative data, 2015	Logit, DD; type of effect: ITT	Significant spillover effects from husband to wife but not vice versa. After the reform, wife's probability to be employed increases but not husband's.
Geyer et al. (2020)	Abolition of the pension for women: wife's incentives to be employed ↑	Germany, Mikrozensus, 2011-2015	RDD; type of effect: ITT	No significant spillover effects from husband to wife
Kruse (2020)	Repeal of an earnings test on ERA benefits for a group of private-sector workers: husband's and wife's incentives to be employed ↑	Norway, administrative data, 2007-2015	IV; type of effect: LATE	Significant spillover effects from husband to wife: wife's retirement prolonged. Spillover effects from wife to husband are smaller.
Selin (2017)	Equalization of the pension plan for public-sector workers with the pension plan for private-sector workers: wife's incentives to be employed ↑	Sweden, administrative data, 1998-2005	DD; type of effect: ITT	No significant spillover effects from wife to husband

Figure: Überblick über Studien, die Reformen zur Identifizierung von Spillover-Effekten analysieren [back](#)

# Rentenübergangspfade für relevante Frauenkohorten

## Renteneintrittsalter:

- Regelaltersrente = 65.5m...65.6m
- Frühverrentungsalter (Altersrente für Frauen)
  - vor 1.1.1952 geboren: 60
  - ab 1.1.1952 geboren: 63
- Altersrente für langjährig Versicherte (ERA: 63; NRA: 65...)
- Altersrente für schwerbehinderte Menschen und Erwerbsminderungsrenten mit früheren Frühverrentungsaltern

## Weitere Möglichkeiten zum Verlassen des Arbeitsmarktes:

- Arbeitslosigkeit vor Renteneintritt
- Inaktivität

back

# Rentenübergangspfade für relevante Frauenkohorten

## Renteneintrittsalter:

- Regelaltersrente = 65....65.6m
- Altersrente für langjährig Versicherte (ERA: 63; NRA: 65...)
- Rente nach Arbeitslosigkeit/Altersteilzeit (ERA: 63; NRA: 65, abgeschafft ab Kohorte 1952)
- Altersrente für schwerbehinderte Menschen und Erwerbsminderungsrenten mit früheren Frühverrentungsaltern

## Weitere Möglichkeiten zum Verlassen des Arbeitsmarktes:

- Arbeitslosigkeit vor Renteneintritt
- Inaktivität

back

# Paaridentifikation anhand von Goldschmidt et al. 2017

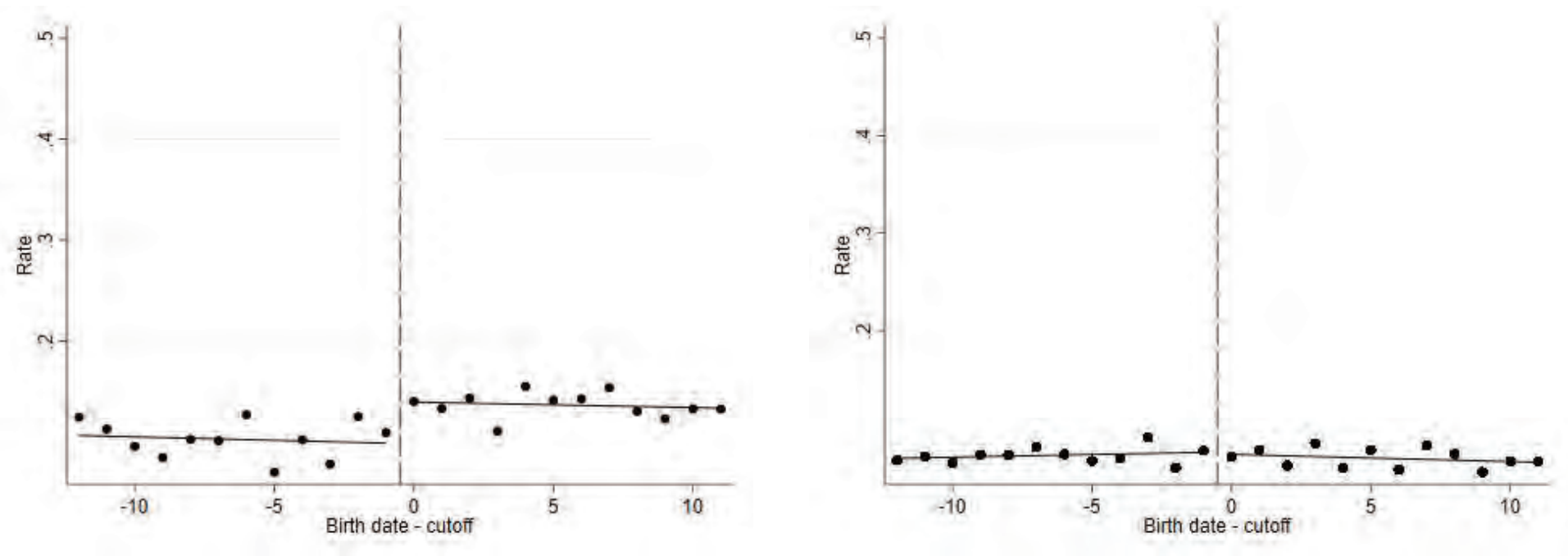
Identifizierung von Paaren in den IEB durch folgende Einschränkungen:  
Die Personen müssen folgende Kriterien aufweisen...

- ...den gleichen Nachnamen
- ...eine identische Wohnadresse
- ...eine eindeutige Identifizierung
- Weitere Restriktionen:
  - Nur gemischtgeschlechtliche Paare werden berücksichtigt
  - Altersunterschied nicht größer als 14 Jahre

Validierung:

- Goldschmidt et al. (2017) zeigen, dass 89 bis 94 % aller mit diesem Verfahren identifizierten Paare tatsächlich verheiratet sind
- ungefähr 35 % aller Paare, die in die Sozialversicherung einzahlen, sind identifizierbar

# Graphische Evidenz: Altersteilzeitraten



**Figure:** Altersteilzeitraten für Ehefrauen (links) & -männer (rechts). Eigene Berechnungen anhand der IEB-Daten.

# Graphische Evidenz: Arbeitslosigkeit

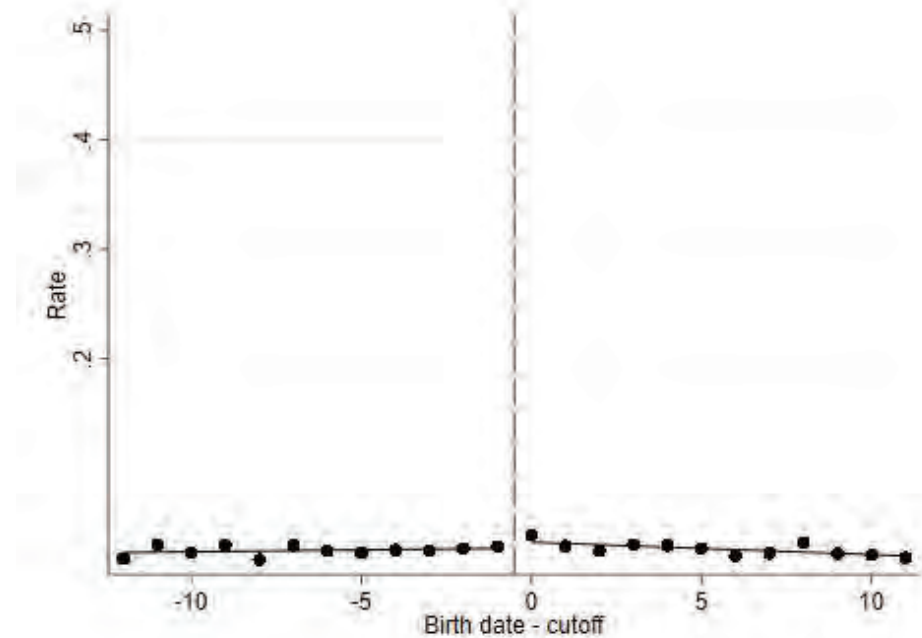
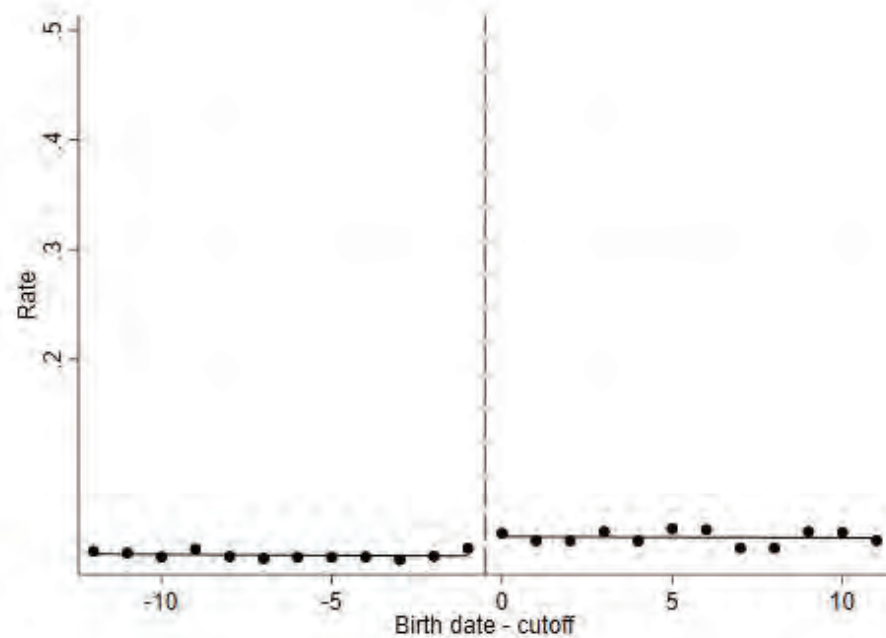
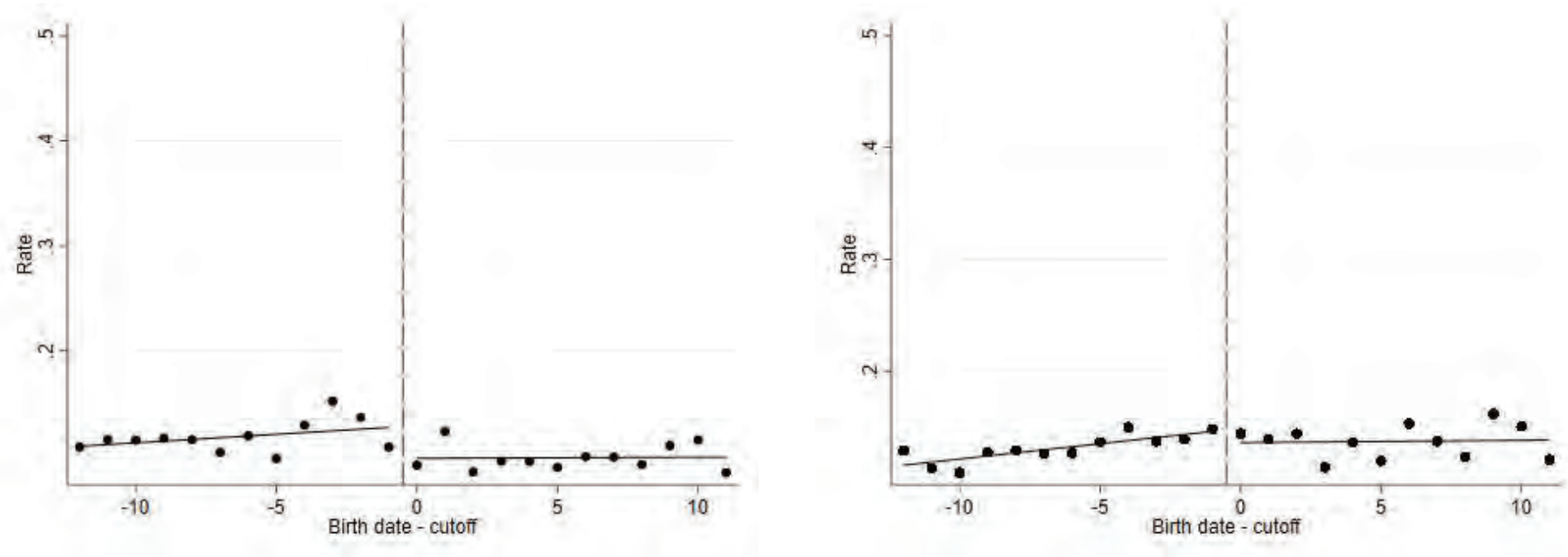


Figure: Arbeitslosenraten für Ehefrauen (links) & -männer (rechts). Eigene Berechnungen anhand der IEB-Daten.

# Graphische Evidenz: Geringfügige Beschäftigung



**Figure:** Raten für geringfügige Beschäftigung für Ehefrauen (links) & -männer (rechts). Eigene Berechnungen anhand der IEB-Daten.



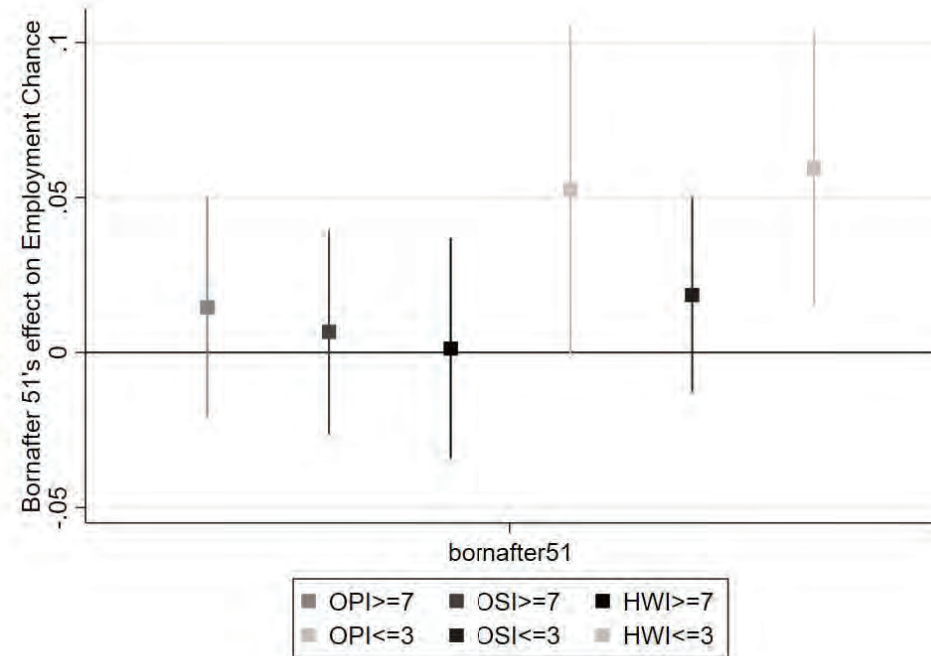
# Effektunterschiede nach Alter des Ehemanns

Lineare Regressionen auf Vollzeitbeschäftigung			
<i>Altersspanne Ehemann</i>	63-64	64-65	65-67
<b>Treatment-Dummy-Variable</b>	0.009 (0.014)	0.025** (0.009)	-0.006 (0.006)
<b>N</b>	141,152	118,945	146,344

*Notizen:* Standardfehler sind nach Geburtsmonat der Frau geclustert. \*\*\*, \*\* und \* stehen für die statistische Signifikanz auf dem 1%-, 5%- bzw. 10%-Niveau. Verwendete Kontrollvariablen sind das Alter der Frau und des Mannes, gemessen in Monaten sowie ihr jeweiliger Bildungsgrad. Alle Regressionen enthalten fixe Effekte für den Kalendermonat. *Quelle:* Eigene Berechnungen auf der Grundlage der IEB. [back](#)



# Schätzergebnisse: Unterschiede nach Arbeitsbelastung



**Figure:** Arbeitsbelastung bestimmt nach Kroll (2011; 2015):  
 OPI: Overall Physical Exposure Index  
 HWI: Hard Working Index  
 OSI: Overall Psychosocial Exposure Index

back

# Schätzergebnisse: Unterschiede nach Haushaltseinkommen

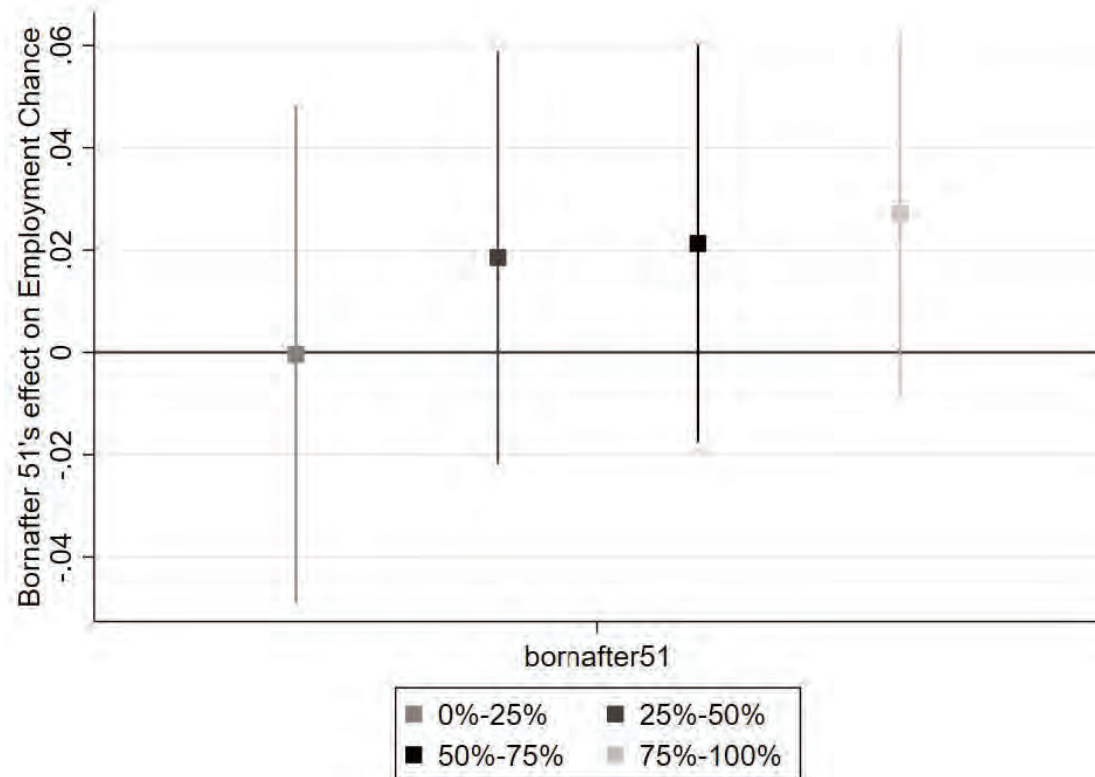


Figure: Reformeffekte nach unterschiedlichem Haushaltseinkommen (Einkommen des Ehemanns und der Ehefrau im Alter von 45-55 Jahren)

back

# Robustheitstests

- Verschiedene Spezifikationen mit unterschiedlichen Kontrollvariablen und Polynomordnungen der Distanzfunktion
- Nichtparametrische Schätzungen (lokal lineare Schätzungen)
- "Balancing-Tests" für Charakteristika vor dem Treatmentzeitraum
- "Placebo-Reformen" (1.1.1951 and 1.1.1953 als Stichtage)
- Tests für mögliche Selektion in Ehen: → Wir nehmen nur Schätzungen für Paare vor, die seit 2001 zusammen sind

[back](#)

# SOEP: Reformeffekte auf die Zeiteinteilung der Frauen

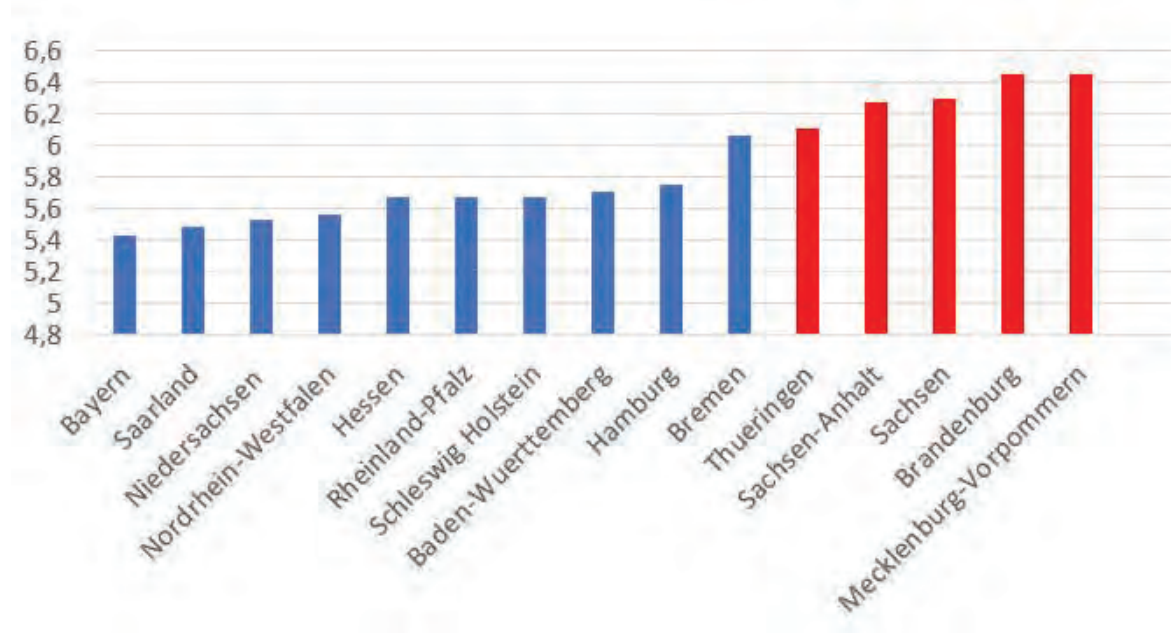
Figure: RDD-Effekte auf Zeiteinteilung

Reformeffekte auf die Zeiteinteilung der Frauen				
	Ruhestands- wahrschein- lichkeit	Tägliche Stunden für Freizeit/Hobbys	Wahrscheinlich- keit: ehre- namtliche Tätigkeit	Tägliche Stunden für Hausarbeit
<b>Treatment dummy</b>	-0.105** (0.052)	-0.501** (0.216)	0.102 (0.131)	0.103 (0.131)
<i>N</i>	2310	2310	1087	2308
Distanz zum Stichtag	linear	linear	linear	linear
Kontrollvariablen	Ja	Ja	Ja	Yes

*Notizen:* Standardfehler sind nach Geburtsmonat der Frau geclustert. \*\*\*, \*\* und \* stehen für die statistische Signifikanz auf dem 1%-, 5%- bzw. 10%-Niveau. Verwendete Kontrollvariablen sind das Alter der Frau in Monaten und das Jahr des durchgeführten Interviews. Alle Regressionen enthalten fixe Effekte für den Kalendermonat. *Quelle:* Eigene Berechnungen auf der Grundlage des



# SOEP: Progressive (geschlechteregalitäre) Arbeitsmarktnormen in den verschiedenen Bundesländern



**Figure:** Bewertung der Aussage: "Idealerweise sollten Mann und Frau beide in gleichem Maße erwerbstätig sein und sich in gleichem Maße um Haushalt und Familie kümmern." Kohorten: 1948-1954. Eigene Berechnungen auf Basis des SOEP

# Spillover-Effekte für Ost- und Westdeutschland

Lineare Regressionen auf Vollzeitbeschäftigung		
<i>Region</i>	Osten	Westen
<b>Treatment-Dummy</b>	0.003 (0.012)	0.024*** (0.008)

*Notizen:* Standardfehler sind nach Geburtsmonat der Frau geclustert. \*\*\*, \*\* und \* stehen für die statistische Signifikanz auf dem 1%-, 5%- bzw. 10%-Niveau. Verwendete Kontrollvariablen sind das Alter der Frau und des Mannes, gemessen in Monaten sowie ihr jeweiliger Bildungsgrad. Alle Regressionen enthalten fixe Effekte für den Kalendermonat. *Quelle:* Eigene Berechnungen auf der Grundlage der IEB.