

Chirvi, Malte

Working Paper

Arbeiten Frauen aufgrund des Ehegattensplittings weniger? Eine empirische Untersuchung für Deutschland

arqus Discussion Paper, No. 241

Provided in Cooperation with:

arqus - Working Group in Quantitative Tax Research

Suggested Citation: Chirvi, Malte (2019) : Arbeiten Frauen aufgrund des Ehegattensplittings weniger? Eine empirische Untersuchung für Deutschland, arqus Discussion Paper, No. 241, Arbeitskreis Quantitative Steuerlehre (arqus), Berlin

This Version is available at:

<https://hdl.handle.net/10419/201379>

Standard-Nutzungsbedingungen:

Die Dokumente auf EconStor dürfen zu eigenen wissenschaftlichen Zwecken und zum Privatgebrauch gespeichert und kopiert werden.

Sie dürfen die Dokumente nicht für öffentliche oder kommerzielle Zwecke vervielfältigen, öffentlich ausstellen, öffentlich zugänglich machen, vertreiben oder anderweitig nutzen.

Sofern die Verfasser die Dokumente unter Open-Content-Lizenzen (insbesondere CC-Lizenzen) zur Verfügung gestellt haben sollten, gelten abweichend von diesen Nutzungsbedingungen die in der dort genannten Lizenz gewährten Nutzungsrechte.

Terms of use:

Documents in EconStor may be saved and copied for your personal and scholarly purposes.

You are not to copy documents for public or commercial purposes, to exhibit the documents publicly, to make them publicly available on the internet, or to distribute or otherwise use the documents in public.

If the documents have been made available under an Open Content Licence (especially Creative Commons Licences), you may exercise further usage rights as specified in the indicated licence.



Arbeitskreis Quantitative Steuerlehre
Quantitative Research in Taxation – Discussion Papers

Malte Chirvi

**Arbeiten Frauen aufgrund des Ehegattensplittings
weniger?**

Eine empirische Untersuchung für Deutschland

arqus Discussion Paper No. 241

May 2017
revised July 2019

www.arqus.info

ISSN 1861-8944

Arbeiten Frauen aufgrund des Ehegattensplittings weniger? Eine empirische Untersuchung für Deutschland

Malte Chirvi

Institut für Betriebswirtschaftliche Steuerlehre

Humboldt-Universität zu Berlin

Dorotheenstrasse 1, 10117 Berlin

E-Mail: malte.chirvi@wiwi.hu-berlin.de

Juli 2019

Die vorliegende Arbeit soll einen Beitrag zur Klärung der Frage leisten, ob das Ehegattensplitting, wie in vielen Arbeiten behauptet, einen negativen Einfluss auf das Arbeitsverhalten verheirateter Frauen hat. Hierzu kommt für Deutschland erstmals ein von Quasi-Experimenten inspirierter Ansatz zum Einsatz, bei dem anhand des allgemeinen Effekts der Heirat auf das Erwerbsverhalten der heiratenden Frauen die Wirkung des Ehegattensplittings geschätzt wird. Die Veränderung des Arbeitsverhaltens heiratender Frauen wird dabei der Veränderung bei jenen Frauen gegenübergestellt, die im gleichen Zeitraum weiterhin mit ihrem festen Partner zusammenleben, ohne zu heiraten (Kontrollgruppe). Die Ergebnisse sprechen eindeutig gegen einen unmittelbaren negativen Effekt des Ehegattensplittings auf das Erwerbsverhalten von Frauen. Jedoch reduzieren heiratende und zeitgleich ein Kind bekommende Frauen ihre Erwerbstätigkeit stärker als gebärende Frauen in der Kontrollgruppe.

JEL-Classification: D10, H24, H31, J12, J22

Inhaltsverzeichnis

| | | |
|---|--------------------------|----|
| 1 | Einleitung | 1 |
| 2 | Literaturüberblick | 2 |
| 3 | Forschungsdesign..... | 8 |
| 4 | Daten | 11 |
| 5 | Deskriptive Analyse..... | 13 |
| 6 | Methodik | 18 |
| 7 | Ergebnisse | 22 |
| 8 | Schlussfolgerungen | 27 |
| | Literatur | 29 |
| | Appendix | 35 |

1 Einleitung

Es gibt wenige Bestandteile des deutschen Einkommensteuerrechts, die in den letzten Jahrzehnten so sehr Teil der öffentlichen Diskussion waren wie die gemeinsame Besteuerung von Ehepaaren (§ 26b i. V. m. § 32a Abs. 5 EStG).¹ Beim sogenannten Ehegattensplitting wird das zu versteuernde Einkommen beider Ehepartner zusammengerechnet und anschließend bei jedem Partner hälftig dem Tarif des § 32a EStG unterworfen. Aufgrund des progressiven Verlaufs des Einkommensteuertarifes ergibt sich bei unterschiedlichen Einkommen beider Ehepartner regelmäßig eine im Gegensatz zur Einzelveranlagung geringere Steuerbelastung. Gleichzeitig steigen der Grenz- sowie der Durchschnittssteuersatz des schlechter verdienenden Ehepartners nach einer Heirat. Das Ehegattensplitting, so die Behauptung, schaffe folglich Fehlanreize und beeinflusse die Ehefrau hinsichtlich ihrer Entscheidung zu arbeiten.

Wrohlich (2007) ermittelt in diesem Zusammenhang die Entwicklung des Netto- bzw. verfügbaren Einkommens abhängig von der Arbeitsentscheidung des Zweitverdieners.² Sie betrachtet beispielhaft Ehepaare mit einem bzw. zwei Kindern und unterschiedlich hohen Löhnen. In den verschiedenen Konstellationen steigt das verfügbare Einkommen des Haushalts durch eine zusätzliche Vollzeitarbeit der Ehefrau zwischen 7% (Löhne jeweils in Höhe des 25sten Perzentils der Gesamtverteilung; ein einjähriges Kind) und 41% (jeweils Medianlöhne; ein vierjähriges Kind). In jedem Fall ist der Zuwachs des verfügbaren Einkommens weit von einer Verdopplung entfernt. Neben dem Ehegattensplitting spielen hier aber vor allem auch die entstehenden Kosten der Kinderbetreuung sowie die Beiträge zur Sozialversicherung eine große Rolle. Im Zusammenhang mit dem Ehegattensplitting wird regelmäßig auch auf die im internationalen Vergleich geringe Erwerbsbeteiligung verheirateter Frauen in Deutschland hingewiesen³, wenngleich Daten des Statistischen Amtes der Europäischen Union diese Behauptung nicht stützen. So lag die Erwerbsbeteiligung verheirateter Frauen in Deutschland im Jahr 2013 mit 70,1% deutlich über dem EU-28-Durchschnitt mit 62,2% und EU-weit auf

¹ Dabei steht nicht immer nur die Abschaffung des Ehegattensplittings, z. B. aufgrund vermeintlicher Arbeitsmarkteffekte, zur Debatte. National wurde das Ehegattensplitting bspw. durch ein Urteil des BVerfG v. 07.05.2013 (2 BvR 1981/06) auf eingetragene Lebenspartnerschaften ausgeweitet. International gibt es z. B. in Kanada eine gegensätzliche Entwicklung und ein (beschränktes) Ehegattensplitting wurde nach langer Diskussion zum Jahr 2015 eingeführt. Zur vorausgehenden Diskussion siehe bspw. Krzepkowski/Mintz (2013).

² Siehe S. 58 – 63. Der Zweitverdiener ist hier immer die Ehefrau, für die bei diesen Berechnungen auch niedrigere (reale) Löhne zu Grunde gelegt werden. Bei gleichen Löhnen wäre der dargestellte Nettoeinkommenszuwachs bzw. der Zuwachs des verfügbaren Einkommens dementsprechend etwas größer.

³ Siehe z. B. Bach et al. (2011), S. 13; Fehr/Kallweit/Kindermann (2015), S. 53. Wagenhals (2008), S. 254.

Platz sieben hinter vor allem skandinavischen und baltischen Staaten. Die Erwerbsbeteiligung verheirateter Männer in Deutschland lag allerdings deutlich höher (86,8%).⁴

Das Ziel dieser Arbeit ist, zur Beantwortung der Frage beizutragen, ob das Ehegattensplitting verheiratete Frauen in Deutschland tatsächlich davon abhält, zu arbeiten. Obwohl eine ersatzlose Streichung des Ehegattensplittings in Deutschland verfassungsrechtlich nicht möglich scheint⁵, soll diese Arbeit grundsätzlich analysieren, ob sich das Ehegattensplitting im Vergleich zur Individualbesteuerung signifikant negativ auf das Arbeitsangebot verheirateter Frauen auswirkt. Aufgrund der verfassungsrechtlichen Schranken sowie des gewählten Ansatzes wird das Ergebnis dieser Studie daher eine Obergrenze zu erwartender Auswirkungen einer wie auch immer gestalteten Begrenzung des Ehegattensplittings aufzeigen. Der Aufbau der Arbeit gliedert sich wie folgt: Nach einem Literaturüberblick im nächsten Kapitel wird in Kapitel 3 zunächst der empirische Ansatz dieser Untersuchung sowie in Kapitel 4 die Datengrundlage dargestellt. Die Kapitel 5 bis 7 widmen sich schließlich der empirischen Analyse. Der Beitrag endet mit einem Fazit bzw. Schlussfolgerungen in Kapitel 8.

2 Literaturüberblick

Das Ehegattensplitting wird nicht nur in den Wirtschaftswissenschaften, hier insbesondere in der Finanzwissenschaft und der Betriebswirtschaftlichen Steuerlehre, sondern auch in angrenzenden Disziplinen wie der Steuerrechtswissenschaft umfassend diskutiert.⁶ Seit geraumer Zeit stehen Arbeitsangebotseffekte des Ehegattensplittings im Zentrum dieser Diskussion, wobei es im Grunde konkret um die Arbeitsangebotselastizitäten geht. Die meisten Analysen – so z. B. Bargain/Orsini/Peichl (2014) mit einem internationalen Überblick – finden bspw. höhere Arbeitsangebotselastizitäten bei verheirateten Frauen im Vergleich zu verheirateten Männern. Ausgehend von Theorien zur optimalen Besteuerung wird daher gefolgert, dass unter Effizienzgesichtspunkten eine Besteuerung mit niedrigeren Steuersätzen für Ehefrauen (im Vergleich zu ihren Ehepartnern) angezeigt sei.⁷ Die Höhe der geschätzten

⁴ Diese Ausführungen sind der Fußnote 152 von Maiterth/Chirvi (2015) entnommen und beruhen auf eigenen Auswertungen der Eurostat-Daten. Der Report von Cornelißen (2005) zeigt allerdings, dass die Erwerbstätigenquote von Frauen mit zwei und mehr Kindern im Jahr 2004 deutlich unterhalb des OECD-Durchschnitts und den meisten europäischen Ländern sowie der Quote von Männern lag (Grafik 5.4).

⁵ Vgl. Maiterth/Chirvi (2015), S. 21. Das BVerfG fordert so bspw. in einem Urteil vom 07.05.2013 die Steuerfreistellung des familiären Existenzminimums. Gleichzeitig würde ein Splitting mit einem übertragbaren Betrag unterhalb des sog. Realsplittings im derzeitigen Recht verheiratete Paare gegenüber geschiedenen Paaren schlechterstellen, so dass dies ohne Änderung des Realsplittings die derzeit minimal zulässige Splittingform darstellen mag.

⁶ Eine Darstellung sämtlicher Facetten dieser Diskussion soll nicht Teil dieser Arbeit sein, Überblicke mit vielen weiterführenden Literaturhinweisen finden sich beispielsweise bei Sausgruber/Winner (1996) und Maiterth/Chirvi (2015).

⁷ Siehe z. B. bei Boskin/Sheshinski (1983), Apps/Rees (2011) oder Alesina/Ichino/Karabarbounis (2011), die sogar eine zusätzliche Differenzierung nach Familienstand in Betracht ziehen. Schröder/Burow (2016) finden dagegen experimentell das Gegenteil heraus: Männer als Zweitverdiener reagieren auf Steuersatzänderungen, Frauen dagegen nicht.

Elastizitäten schwankt allerdings aufgrund unterschiedlicher Datengrundlagen und angewandter Methodik deutlich. Außerdem scheint die Vorstellung homogener Elastizitäten innerhalb der beiden Gruppen unrealistisch. In der folgenden Übersicht sollen Arbeiten betrachtet werden, die konkrete empirische Erkenntnisse zur Frage, inwiefern das Arbeitsverhalten verheirateter Frauen durch das Ehegattensplitting beeinflusst wird, leisten können.

Betrachtet man auf mikroökonomischen Modellen basierende empirische Arbeiten zur Wirkung des Ehegattensplittings in Deutschland⁸, lassen sich noch Anfang der 1990er Jahre⁹ ausschließlich Analysen basierend auf Modellen mit fixem Arbeitsangebot des Ehemannes finden.¹⁰ In den letzten zehn bis fünfzehn Jahren haben sich für Deutschland Analysen basierend auf diskreten Haushaltsnutzenmodellen mit flexibler Berücksichtigung beider Partner durchgesetzt. Die meisten mikroökonomischen Analysen beziehen sich dabei auf das strukturelle Arbeitsangebotsmodell¹¹ aus der Arbeit von van Soest (1995). Es wird davon ausgegangen, dass Ehepartner (ohne die Berücksichtigung anderer Haushaltsmitglieder) ihre Arbeitsstunden gemeinsam nutzenmaximierend abstimmen. Die tatsächlich beobachteten Arbeitsstunden werden daher, abhängig von persönlichen Charakteristika und Präferenzen für Konsum und Freizeit bzw. Arbeit, als nutzenmaximierende Anzahl angesehen. Die auf dieser Basis geschätzten Präferenzen dienen im nächsten Schritt dazu, Steuerreformvorschläge zum Ehegattensplitting zu evaluieren: Welche Arbeitsangebotskombination würde ein Paar mit den geschätzten Präferenzparametern wählen, wenn sich das aus den Arbeitseinkommen resultierende Haushaltsbudget bzw. die Grenzbelastung dieser Einkommen aufgrund einer Steuerreform, z.B. bei Abschaffung des Ehegattensplittings, ändern würde?

Aufbauend auf diesem Ansatz untersuchen Steiner/Wrohlich (2004), Wrohlich (2007), Bach et al. (2011), Müller et al. (2013) und Bonin et al. (2013) Reformen des Ehegattensplittings in Deutschland und kommen allesamt zu dem Ergebnis, dass sich sowohl das extensive als auch das intensive Arbeitsangebot verheirateter Frauen bei Abschaffung des Ehegattensplittings zugunsten einer Individualbesteuerung erhöhen würde. Die Schätzergebnisse sind in ihrer

⁸ In den letzten Jahren sind auch vermehrt makroökonomische Arbeiten erschienen (z.B. Bick/Fuchs-Schündeln (2018) und Bick et al. (2019)), die einen Zusammenhang zwischen (Ehegatten)Besteuerung und dem Arbeitsangebot verheirateter Frauen im internationalen Vergleich finden. Da die vorliegende Arbeit allerdings ebenfalls eine Untersuchung auf Mikroebene anstellt, soll der Fokus dieses Überblicks auf mikroökonomischen Studien liegen.

⁹ Siehe bspw. Gustafsson (1992) und Spahn/Kaiser/Kassella (1992).

¹⁰ Diese Modelle werden auch „male chauvinist models“ genannt.

¹¹ Neben solchen „unitären“ Modellen („unitary models“) gibt es auch einzelne Arbeiten, die ihre Analysen auf Basis kollektiver Modelle („collective models“) durchführen, in denen nicht ein einheitlicher Haushaltsnutzen maximiert wird, sondern das Arbeits- und Konsumverhalten sämtlicher Haushaltsmitglieder getrennt berücksichtigt wird. Für weitere Informationen siehe bspw. bei Beninger/Laisney/Beblo (2007).

genauen Höhe unterschiedlich und liegen bei der prozentualen Änderung der Partizipationsrate (extensives Arbeitsangebot) jeweils im unteren einstelligen, bei der prozentualen Änderung der Arbeitsstunden (intensives Arbeitsangebot) dagegen teilweise sogar im zweistelligen Bereich. Umgerechnet in Vollzeitäquivalente (VÄ) finden die Arbeiten eine Erhöhung des Arbeitsangebots verheirateter Frauen von bis zu 243.000 VÄ¹² bei gleichzeitig geringfügiger Senkung¹³ des Arbeitsangebots der Ehepartner. Zum Vergleich: Insgesamt betrug das Arbeitsvolumen in Deutschland im Zeitraum der aufgezählten Untersuchungen immer über 30 Mio. VÄ¹⁴, die Effekte liegen also im Bereich unter einem Prozent des Gesamtvolumens. Bei einer Modifizierung des Ehegattensplittings hin zum sogenannten Realsplitting sind die geschätzten Effekte erwartungsgemäß deutlich geringer.¹⁵

Die Schätzung von Arbeitsangebotseffekten auf Basis struktureller Modellierung, wie sie in den vorgenannten Arbeiten vollzogen wird, ist trotz ihrer Verbreitung in der Literatur nicht frei von Schwächen. So spielt bspw. das Einkommen anderer Haushaltsmitglieder keine Rolle.¹⁶ Außerdem werden bei der Modellierung der (Haushalts-)Nutzenfunktionen zwangsläufig Annahmen getroffen¹⁷, welche Faktoren den Nutzen sowie die Budgetbeschränkung und daher die Nutzenmaximierung der Haushalte beeinflussen. Neben der Berücksichtigung von Freizeit und Konsum als (einzige) nutzengenerierende Faktoren betrifft dies auch weitere Details wie bspw. die Kinderbetreuung, fixe Kosten der Erwerbsbeteiligung oder Haushaltsarbeit.

Außerdem wird in den Arbeiten implizit davon ausgegangen, dass die beobachteten Individuen die genauen steuerlichen Folgen ihrer Arbeitsentscheidungen überblicken und aus diesem Wissen rationale Schlussfolgerungen ziehen. Arbeiten wie z. B. von Blaufus et al. (2015) zeigen allerdings auch für Deutschland, dass eine solche steuerliche Einschätzung den Steuerpflichtigen oftmals nicht gelingt. Entscheidungen mögen daher eher einer „gefühlten Belastung“, z. B. aufgrund der Wahl der Steuerklassenkombination III/V bei der Lohnsteuer, folgen.

Die umfangreiche theoretische Fundierung struktureller Ansätze fördert zwar die Identifikation kausaler Effekte, allerdings werden in den genannten Arbeiten lediglich Korrelationen im

¹² Siehe Bonin et al. (2013).

¹³ Bei Bonin et al. (2013) reduziert sich das Arbeitsangebot der Ehemänner um 20.000 VÄ.

¹⁴ Siehe z.B. bei Asef/Wanger/Zapf (2011), S. 1063.

¹⁵ Auf Untersuchungen einer Ausweitung des Ehegattensplittings zu einem sogenannten Familiensplitting, z. B. nach dem Vorbild Frankreichs, bei dem Einkommen steuerlich auch auf Kinder „verteilt“ werden kann, soll in dieser Arbeit nicht weiter eingegangen werden. Arbeiten hierzu sind z. B. die von Wrohlich (2007), und Steiner/Wrohlich (2008).

¹⁶ Siehe Steiner/Wrohlich (2004), S. 8.

¹⁷ Zutreffend Keane (2010): „One is forced to accept that all empirical work in economics, whether ‘experimentalist’ or ‘structural’, relies critically on a priori theoretical assumptions”.

Status Quo abgebildet, aus denen nicht ohne Weiteres Rückschlüsse auf in den untersuchten Reformszenarien bestehende kausale Zusammenhänge abgeleitet werden können. Wenn die zu Grunde liegenden theoretischen Modelle die Zusammenhänge fehlerhaft abbilden, werden die geschätzten Präferenzen und die auf dieser Basis ermittelten Auswirkungen von Reformen ebenfalls falsch sein. Um über Korrelationen hinaus kausale Effekte identifizieren zu können, haben sich auch in den Gesellschaftswissenschaften, insbesondere z. B. in der Arbeitsmarktökonomie, in den letzten zwei Jahrzehnten (quasi-) experimentbasierte Analysen etabliert, während strukturelle Ansätze an Bedeutung verlieren.¹⁸ Die allgemeine Frage, inwiefern eine vorherige strukturelle Modellierung in empirischen Untersuchungen grundsätzlich zweitrangig ist, wie es bspw. Angrist/Krueger (1999) in ihrem Überblick zu empirischer Arbeitsmarktökonomie im Sinne einer „reduced-form“-Lehre suggerieren, oder unentbehrlich ist, wie bspw. von Keane (2010) behauptet, soll an dieser Stelle nicht geklärt werden.¹⁹

Mangels geeigneter zu untersuchender Reformen des Ehegattensplittings gibt es in Deutschland bislang keine Studie, die einen quasi-experimentellen Ansatz zur Untersuchung von Arbeitsverhaltensreaktionen durch eine gemeinsame Besteuerung von Ehepartnern wählt. International sind insbesondere die Arbeiten von Eissa (2002), Crossley/Jeon (2007), LaLumia (2008) und Selin (2014) zu erwähnen.

Eissa (2002) schätzt in ihrer Arbeit, inwiefern verheiratete Frauen ihr Arbeitsangebot bei sinkenden Steuersätzen durch eine Steuerreform (den „Tax Reform Act of 1986“) in den USA anpassen, wobei sie in ihrer Untersuchung einen Differenz-in-Differenzen-Ansatz nutzt. Als Treatment- und Kontrollgruppen wählt sie Frauen, die jeweils unterschiedlich stark von reformbedingten Änderungen ihrer Grenzsteuerbelastungen betroffen sind. Zur Einteilung in die beiden Gruppen dient dabei – aufgrund möglicher Endogenitätsprobleme bei Identifizierung über das eigene Einkommen – die Höhe des nicht von der Ehefrau erwirtschafteten Haushaltseinkommens. Die Ergebnisse dieses quasi-experimentellen Ansatzes bestätigen die Ergebnisse früherer Schätzungen, nämlich hohe Arbeitsangebotselastizitäten verheirateter Frauen in den USA in den 1980er Jahren. Allerdings basieren die Ergebnisse auf der doch sehr restriktiven Annahme, wonach das Arbeitsverhalten der Ehefrau nicht vom Arbeitsverhalten anderer Haushaltsmitglieder beeinflusst wird, vice versa.

¹⁸ Vgl. z.B. Rust (2010), S. 21.

¹⁹ Eine umfangreichere Arbeit zu dieser vielschichtigen Diskussion kommt von Wolpin (2013).

Crossley/Jeon (2007) untersuchen, inwiefern sich eine Reduktion gemeinsamer Besteuerung in Kanada auf die Arbeitsstunden verheirateter Frauen auswirkte. Hintergrund dieser Reduktion war der Ersatz eines in Kanada bis 1988 gültigen, von der Höhe der Einkünfte des Zweitverdieners abhängigen steuerlichen Abzugsbetrags beim Erstverdiener hin zu einer betragsmäßig deutlich niedrigeren und auch steuertariflich schwächer wirkenden Steuergutschrift beim Erstverdiener. Die Autoren nutzen einen Differenz-in-Differenzen-Ansatz, wobei die betrachteten Frauen mit maximal mittlerer Bildung²⁰ anhand der Einkommen der Ehemänner in Treatment- und Kontrollgruppe eingeteilt werden²¹, da die Grenzbelastung des Arbeitslohns verheirateter Frauen mit einkommensstarken Ehepartnern (Treatmentgruppe) durch die betrachtete Reform deutlich stärker sinkt als bei Frauen mit einkommensschwächeren Ehepartnern (Kontrollgruppe). Die Autoren kommen zu dem Ergebnis, dass diejenigen Frauen, die mit besser verdienenden Männern verheiratet waren, ihr extensives Arbeitsangebot nach der Steuerreform im Vergleich zur Kontrollgruppe signifikant erhöhten und daher tatsächlich auf die Ausdehnung einer gemeinsamen Besteuerung reagieren.

Eine zur Beantwortung der im vorliegenden Beitrag interessierenden Frage – reduzieren verheiratete Frauen ihr Arbeitsangebot aufgrund des Ehegattensplittings oder nicht? – ideales natürliches Experiment nutzt LaLumia (2008) in ihrer Studie. Vor 1948 gab es in neun US-Bundesstaaten eine gemeinsame Ehegattenbesteuerung (sog. „community property states“), wohingegen in den restlichen US-Bundesstaaten (sog. „common law states“) eine Individualbesteuerung vorherrschte. Durch den Revenue Act 1948 wurde eine gemeinsame Besteuerung von Ehegatten auf Bundesebene eingeführt, die aber nur in den „common law states“ eine Steueränderung bewirkte. Durch die Verwendung der „community property states“ als Kontrollgruppe und (Befragungs-)Daten aus den Jahren 1940 und 1950 schätzt die Autorin verschiedene Auswirkungen der eingeführten gemeinsamen Besteuerung auf Arbeitsmarktvariablen. Trotz Anstiegen sowohl beim extensiven (Arbeitsmarktpartizipation in der Woche vor der Befragung; Wert 1940: 18,5%, Wert 1950: 29,5%) als auch beim intensiven Arbeitsangebot (Arbeitsstunden pro Woche; Wert 1940: 9 Stunden, Wert 1950: 13,5 Stunden) verheirateter Frauen in den common law states, identifiziert die Autorin eine Reduzierung (gemessen durch einen im Vergleich weniger starken Anstieg) beider Werte infolge der Steuerreform. Aufgrund der Einführung der gemeinsamen Besteuerung in den common law states sank ersterer um etwa 2,2 Prozentpunkte und letzterer um etwa 1,1 Stunden, vor allem

²⁰ Es werden nur Frauen betrachtet, die maximal einen High-School-Abschluss haben.

²¹ Die Einteilung – Frauen mit Männern im 85. bis 99. Einkommensperzentil zählen zur Treatment-, Frauen mit Männern im 21. bis 35. Einkommensperzentil zur Kontrollgruppe – scheint recht optimistisch im Sinne einer möglichst zufallsähnlichen Gruppeneinteilung.

getrieben durch die gesunkene Partizipationsrate. Beide Schätzungen sind signifikant, beziehen sich allerdings vor allem auf Entwicklungen von Frauen mit relativ hoher Bildung. Außerdem ergibt die Analyse, dass der Anteil verheirateter Frauen, die Nicht-Arbeitseinkommen erwirtschaften, nach Einführung der gemeinsamen Besteuerung abgenommen hat. Dies fasst die Autorin nachvollziehbar als Indiz für eine zurückgegangene Einkommensübertragung zwischen den Ehepartnern im Falle gemeinsamer Besteuerung auf.

Ebenfalls auf eine tatsächliche Reform der Ehegattenbesteuerung bezieht sich die Arbeit von Selin (2014). Der Autor untersucht Veränderungen der Arbeitsmarktpartizipation verheirateter Frauen vor und nach der Abschaffung der gemeinsamen Besteuerung von Ehepartnern im Jahr 1971 in Schweden. Er differenziert diese nach dem Einkommen des Partners bzw. dem eigenen Grenzsteuersatz der Ehefrau bei der Entscheidung zu arbeiten. Er zeigt, dass die Zunahme der Arbeitsmarktpartizipation nach der Reform umso größer war, je stärker der Grenzsteuersatz der Ehefrau durch diese gesenkt wurde (= je höher der Grenzsteuersatz vor der Reform war). Größer sind die Effekte außerdem bei Frauen mit Kindern, was der Autor auch auf die besonders niedrige Arbeitsmarktpartizipation dieser Frauen vor der Reform zurückführt. Da die geschlechterspezifische Zusammensetzung der Arbeitskräfte in Schweden im beobachteten Zeitraum in etwa der heutigen Zusammensetzung in vielen OECD-Staaten entspricht, sieht der Autor diesen für negative Anreizwirkungen einer gemeinsamen Besteuerung sprechenden Befund auch als Anhaltspunkt für die aktuelle Debatten.

Eine Allgemeingültigkeit dieser Ergebnisse und damit deren Übertragung auf die aktuelle Situation in Deutschland darf jedoch angezweifelt werden, da die gemessenen Reaktionen auf Steuern sowohl international als auch über die Zeit stark divergieren (vgl. Bargain/Peichl/Orsini (2014)). So wurde in der Arbeit von Blau/Kahn (2007) für die USA eine über die Zeit deutlich sinkende Arbeitsangebotselastizität bei verheirateten Frauen festgestellt, wobei Kumar/Liang (2016) diesen Befund lediglich im Hinblick auf die Partizipation am Arbeitsmarkt bestätigen.

Eine besondere Rolle für die Ergebnisse der vorliegenden Arbeit spielt die Geburt von Kindern. Selbst wenn diese nicht in jedem Fall den „Hauptzweck der Ehe“, wie von Becker (1981) festgestellt, darstellen, ist ein Zusammenhang zwischen Ehe und Kindern nicht von der Hand zu weisen. Auch der Einfluss von Kindern auf das Arbeitsangebot (von Frauen) ist gut dokumentiert. So findet Selin (2014) höhere Arbeitsangebotselastizitäten bei verheirateten Frauen, sofern sie Kinder haben. Fitzenberger/Sommerfeld/Steffes (2013) betrachten allgemein die Erwerbstätigkeit von Frauen im Alter von 24 bis 33 Jahren und zeigen, dass diese unabhängig vom Bildungsniveau der Frau nach der Geburt eines Kindes deutlich sinkt und in

der Regel auch nach einigen Jahren noch unterhalb der von vergleichbaren Frauen ohne Kinder liegt. Del Boca (2015a, 2015b) bezeichnet die Kosten für Kinderbetreuung als eine Art Steuer auf das Arbeitseinkommen²², so dass bei einkommensunabhängigen Kosten insbesondere für Frauen mit geringen Löhnen Anreize bestehen, ihre Erwerbsarbeit nach der Geburt von Kindern und für die Folgezeit zu reduzieren. Blossfeld et al. (1999) sehen im Ehegattensplitting einen Anreiz für Nachwuchs erwartende Paare zu heiraten, da ein Elternteil aufgrund der nicht flächendeckenden Kinderbetreuung gerade in Westdeutschland seine Arbeit häufig ohnehin mindestens zum Teil aufgeben müsse. Dieses Argument gilt ebenso, wenn ein Elternteil freiwillig zu Gunsten der Kinderbetreuung auf Arbeit verzichten möchte. Gerade in diesem Fall bewirke eine Heirat durch das Ehegattensplitting und die gegenseitige Absicherung weitere Vorteile.²³ Unter Anwendung eines Propensity-Score Matchings von verheirateten und in nichtehelichen Lebensgemeinschaften (NEL) lebenden Paaren aus dem SOEP zeigen Barg/Beblo (2012), dass bereits vor der Eheschließung bestehende Charakteristika sowie die Geburt von Kindern einen Großteil der nach der Eheschließung folgenden Aufgabenteilung erklären. Triebe (2015b) findet dagegen sogar einen höheren Effekt der Anzahl der Kinder auf die Arbeitsstunden bei in nichtehelichen Lebensgemeinschaften lebenden Frauen gegenüber verheirateten.

3 Forschungsdesign

Da es in den letzten Jahrzehnten keine Reform der Ehegattenbesteuerung in Deutschland gab, die nur einen Teil der Ehepaare betraf, soll hier eine alternative Identifikationsstrategie gewählt werden: Bei einer Anpassung des Arbeitsverhaltens aufgrund des Ehegattensplittings sollte nach der Heirat, welche hier als „Treatment“ dient, bei Frauen eine signifikante Reduktion der für die Arbeit aufgewendeten Stunden, die in dieser Analyse die Ergebnisgröße darstellen, zu beobachten sein.

Der dabei beobachtete Effekt wird den tatsächlichen Effekt des Ehegattensplittings tendenziell überschätzen. Eine Aufgabenteilung bzw. gemeinsame Planung der Erwerbs- und Hausarbeit nach der Eheschließung oder eine allgemeine Reduzierung der Erwerbstätigkeit des Zweitverdieners dürfte neben dem Ehegattensplitting durch erhebliche Absicherungseffekte, die mit der Eheschließung einhergehen (höhere Kosten der Beendigung der Partnerschaft; den Zugewinnausgleich und Versorgungsausgleich im Scheidungsfall), sowie

²² Siehe S. 9.

²³ Siehe S. 236 - 237. Die Autoren vermuten daneben, dass mit gemeinsamem Nachwuchs allgemein eine größere Bindung zwischen den Partnern einhergeht.

sozialversicherungsrechtliche Regelungen (Familienversicherung und Witwenrente) beeinflusst werden. Die Ergebnisse der vorliegenden Analyse bilden daher eine Obergrenze für einen möglichen Effekt des Ehegattensplittings.

Ein einfacher Vorher-Nachher-Vergleich des Arbeitsverhaltens von Frauen (Zweitverdienern) vor und nach der Heirat vernachlässigt, dass andere Einflussfaktoren im Untersuchungszeitraum nicht ohne weiteres von dem Effekt der Heirat getrennt werden können. Neben dem generellen über die vergangenen Jahrzehnte kontinuierlichen Anstieg der Erwerbsbeteiligung von Frauen könnten auch konjunkturelle Einflüsse, die auf das allgemeine Beschäftigungsniveau wirken, verzerrend wirken. Das Arbeitsverhalten mag insbesondere um das typische Heirats- und Mutterschaftsalter von etwa 30 Jahren zudem einer grundsätzlichen, individuellen Veränderung unterliegen. Um derartige Einflussfaktoren auszuschließen, wird der Heiratseffekt daher mittels eines Differenz-in-Differenzen²⁴-Ansatzes unter Berücksichtigung einer geeigneten Kontrollgruppe identifiziert. Als eheähnlichste Partnerschaftsform wurde die nichteheliche Lebensgemeinschaft, kurz NEL oder auch „quasi-marriage“²⁵, identifiziert. Insbesondere in den Sozialwissenschaften hat sich eine breite Literatur gebildet, die die Ähnlichkeit beider Partnerschaftsformen sowie den starken Bedeutungsgewinn der NEL als Alternative zur Ehe in der Gegenwart darstellen.²⁶ An dieser Stelle sei noch einmal angemerkt, dass wir den Einfluss der Eheschließung bei im 21. Jahrhundert heiratenden Frauen untersuchen und keine allgemeine Aussage zu verheirateten Frauen treffen können.

Konkret bilden diejenigen Frauen die Kontrollgruppe, welche im Zeitraum, in dem vergleichbare heiratende Frauen ihre Ehe schließen, mit einem festen Partner in einem gemeinsamen Haushalt leben. Es wird daher angenommen, dass sich das Arbeitsverhalten der heiratenden Frauen ohne die Eheschließung analog zu dem von vergleichbaren, in NEL lebenden Frauen entwickelt hätte. Als Datengrundlage dient hierzu das Sozioökonomische Panel (SOEP), in dem neben Erwerbs- und Einkommensangaben auch Partnerschaftsverläufe sowie das Vorliegen eines gemeinsamen Haushalts beobachtet und über die Zeit verfolgt werden können. Mangels eines exogenen und zufälligen Treatments kann der hier gewählte Ansatz selbstverständlich lediglich als Annäherung an ein Quasi-Experiment gesehen werden.

²⁴ Ab hier DiD.

²⁵ So Adamopoulou (2010).

²⁶ So z.B. Schoen/Weinick (1993), Duvander (1999), Klein (1999a), Kalmijn (2007), Kalmijn/Loeve/Manting (2007), Schneider/Rüger (2007), Wydick (2007), Lois (2008a, 2008b, 2009), Adamopoulou (2010), Köppen (2010) Schwartz (2010), Barg/Beblo (2012) und Triebe (2015a, 2015b) zu nennen. Für einen rechtlichen Überblick zu NEL siehe Grziwotz (2014).

Um der schädlichen Selbstselektion in das Treatment bestmöglich zu begegnen, liegt ein besonderes Augenmerk der Arbeit darin, den Einfluss von Unterschieden zwischen den Gruppen bestmöglich aufzufangen.

Um die Breite der Datenbasis für diese Analyse zu verbessern – die Anzahl derjenigen Frauen im SOEP, die pro Jahr heiraten und der Treatmentgruppe zugeordnet werden können, liegt jeweils im mittleren zweistelligen Bereich – werden in verschiedenen Jahren heiratende Paare betrachtet. Es stellt sich die Frage, ob als Kontrollgruppe nur diejenigen Frauen dienen sollen, die niemals heiraten werden²⁷, oder ob eine spätere Heirat und daher eine potentielle „spätere“ Zugehörigkeit zur Treatmentgruppe unschädlich sind. Abgesehen davon, dass für eine Heirat offene Frauen generell die ähnlichere Kontrollgruppe bilden und bei Nichtbeachtung später heiratender Frauen eine Verzerrung dieser Gruppe in Richtung einer geringeren Heiratswahrscheinlichkeit erfolgen würde, ist dieses Thema im Zusammenhang anderer Forschungsfragen bereits von Sianesi (2004), Frederiksson/Johansson (2008) oder Fitzenberger/Sommerfeld/Steffes (2013) diskutiert worden. Da ein Ausschluss später heiratender Frauen zu verzerrten Schätzungen aufgrund einer von zum jeweiligen Zeitpunkt nicht beobachtbaren Eigenschaften geleiteten Selektion führen würde, sollten sämtliche jeweils in NEL lebende Frauen Teil der Kontrollgruppe bleiben.

Ein zweites Thema ist die für die Identifikation des Heiratseffekts notwendige Annahme der bedingten Unabhängigkeit²⁸ der (Entscheidung zur) Heirat. Es darf also keine bei der Schätzung unberücksichtigt bleibenden Einflussfaktoren geben, aufgrund derer sich Frauen für eine Heirat entscheiden, die auch auf das Arbeitsverhalten wirken. Da es sich bei der Heirat um kein zufälliges Ereignis handelt – wie im Idealfall eines randomisierten Experiments –, verdient dieser Punkt besondere Aufmerksamkeit. Fitzenberger/Sommerfeld/Steffes (2013) wählen in ihrer Arbeit beispielsweise die Geburt eines Kindes als Treatment und argumentieren, bei Berücksichtigung reichhaltiger Kontrollvariablen, die wie in der vorliegenden Arbeit auch Persönlichkeitsmerkmale enthalten, sei die Annahme einer bedingten Unabhängigkeit des Treatments hinreichend erfüllt. Folgt man dieser Argumentation, lässt sich auch das Problem der Selbstselektion in die Ehe durch Kontrollvariablen lösen und die Annahme der bedingten Unabhängigkeit kann als erfüllt angesehen werden. Sollten dennoch unberücksichtigte, den Heiratswunsch beeinflussende Faktoren vorliegen, dürften dies in erster Linie solche sein, die das Arbeitsverhalten der heiratenden Frauen tendenziell negativ beeinflussen. Dies trifft für

²⁷ Dieses Merkmal kann in vorliegenden Jahren niemals zweifelsfrei ausgeschlossen werden.

²⁸ Die sogenannte „conditional independence assumption“, kurz CIA.

eine möglicherweise existierende Präferenz heiratender Frauen für eine traditionelle Arbeitsteilung ebenso zu wie für einen stärkeren Wunsch nach finanzieller Absicherung. Letztere ist bei verheirateten Frauen durch die zivilrechtlichen Regelungen im Zusammenhang mit dem Institut „Ehe“ (Zugewinn- und Versorgungsausgleich) ungleich stärker ausgeprägt als bei nicht-verheirateten Frauen. Da diese potentiell mit der Heirat gesetzlichen und persönlichen Veränderungen Anreize für die Arbeit also in der Tendenz senken, wird eine beobachtete Reduzierung der Arbeitsstunden tendenziell nicht allein auf das Ehegattensplitting zurückzuführen zu sein und dessen Einfluss überschätzen.

Die Tatsache, dass mit der Eheschließung häufig die Geburt eines Kindes einhergeht, spielt im Rahmen der Identifikationsproblematik eine untergeordnete Rolle, da dieses Merkmal beobachtbar ist. Problematisch wäre es nur, falls der Kinderwunsch durch die Möglichkeit des Ehegattensplittings veranlasst wäre, wovon jedoch nicht auszugehen ist. Daher wird angenommen, dass die Entscheidung, ein Kind zu bekommen, exogen und nicht durch das Ehegattensplitting verursacht ist.

4 Daten

Die vorliegende Arbeit basiert auf Daten des Sozioökonomischen Panels, einer im Jahr 1984 begonnenen jährlichen repräsentativen Panelumfrage unter privaten Haushalten in Deutschland.²⁹ Für die vorliegende Analyse wurden die Befragungswellen 2002 bis 2015 verwendet, auf Daten weiter zurückliegender Jahre wurde im Hinblick auf eine möglichst große Validität für aktuell diskutierte Reformoptionen verzichtet. Wie bereits beschrieben wurde, unterliegt insbesondere die Arbeitsangebotsentwicklung von Frauen einem stetigen Wandel. Dennoch scheint es mit Blick auf eine möglichst umfangreiche Datengrundlage vertretbar, bis 2002 zurückreichende Daten zu verwenden.

Als Untersuchungszeitraum für die DiD-Analyse wurden jeweils fünf aufeinanderfolgende Jahre gewählt. Dabei wurden alle zehn möglichen „Kombinationen“ des Zeitraums 2002 bis 2015 berücksichtigt (siehe Abbildung 1). Es wird die Veränderung der für den Beruf aufgewendeten Stunden³⁰ vom ersten (t_{vor} ; zwei Jahre vor der potentiellen Heirat) bis zum fünften Jahr (t_{nach} ; zwei Jahre nach der potentiellen Heirat) untersucht, während im dritten Jahr das potentielle Treatment, die Heirat, stattfindet. Gemäß der Annahme paralleler Trends, die

²⁹ Genauere Informationen zum SOEP finden sich z. B. bei Wagner/Frick/Schupp (2007), Wagner et al. (2008) oder allgemein unter <http://www.diw.de/de/soep>.

³⁰ Im SOEP sind hierzu die Stunden pro Tag angegeben. Für die Auswertungen wurden diese Beträge mit fünf multipliziert, um Angaben zu häufig ausgewiesenen und besser einzuschätzenden Wochenstunden zu erhalten.

dem DiD-Ansatz zu Grunde liegt, würde der Trend des Arbeitsangebots der im dritten Jahr heiratenden (Treatment-)Gruppe ohne die Heirat so verlaufen wie jener der Kontrollgruppe. Jegliche Abweichung von diesem Trend wird, nach Kontrolle auf Unterschiede zwischen den Gruppen (dazu weiteres im folgenden Kapitel), der Heirat zugeschrieben. Da, wie bereits ausgeführt, neben dem Ehegattensplitting noch andere Effekte der Heirat negativ auf das Arbeitsverhalten von Ehefrauen wirken sollten, kann zumindest bei einem unveränderten Arbeitsangebot verheirateter Frauen ein Einfluss des Ehegattensplittings ausgeschlossen werden. Im umgekehrten Fall ist ein negativer Effekt des Ehegattensplittings zumindest nicht auszuschließen.

Durch den für die Analyse gewählten Zeitraum ist einerseits sichergestellt, dass auch leicht verzögerte Änderungen des Arbeitsangebotes gemessen werden können (zwischen dem Heirats- und dem zweiten Beobachtungszeitpunkt liegt noch ein volles Jahr). Andererseits ist der Zeitraum kurz genug, um die Gefahr der Verzerrung der Ergebnisse durch andere (exogene) Einflüsse zu minimieren, die bei einem längeren Betrachtungszeitraum auftreten könnte. Er stellt insofern einen Kompromiss zwischen einer ausreichenden Zeit zur Messung von Verhaltensanpassungen sowie einer möglichst isolierten Identifizierung des Heiratseffekts von sonstigen Einflussfaktoren dar. Außerdem dürfte die Heirat in aller Regel keine spontane Entscheidung sein, sondern einer mehr oder weniger langfristigen Planung folgen. Entgegen vieler echter Quasi-Experimente gibt es einen Effekt hier also möglicherweise bereits direkt im Jahr der Heirat bzw. sogar davor.³¹ Eine das Arbeitsverhalten beeinflussende Wirkung der Eheschließung sollte also zeitnah zu beobachten sein.

Die SOEP-Population wurde für Zwecke der vorliegenden Untersuchungen begrenzt. Es werden lediglich diejenigen Frauen berücksichtigt, die entweder in den gesamten fünf Jahren mit demselben Partner zusammengelebt haben (Kontrollgruppe) oder für die dies in den ersten beiden Jahren der Fall war und die – nach Eheschließung im dritten Jahr – in den Jahren vier und fünf mit diesem Partner verheiratet sind (Treatmentgruppe). Weiter werden nur Frauen betrachtet, die sowohl im Jahr eins als auch im Jahr fünf Angaben zu der Anzahl der Stunden gemacht haben, die sie täglich für ihren Beruf aufwenden. Außerdem werden nur Frauen berücksichtigt, die im ersten der fünf Jahre mindestens 20 und höchstens 55 Jahre alt sind, um Verzerrungen durch Ein- bzw. Austritt in bzw. aus dem Arbeitsmarkt zu reduzieren. Zuletzt wurden Frauen mit über 60 wöchentlichen Arbeitsstunden aus dem Datensatz gelöscht. Zwar

³¹ Dies sollte natürlich bei der Überlegung zum Messzeitpunkt vor der Heirat berücksichtigt werden. Die folgende deskriptive Analyse zeigt, dass im gewählten Jahr t_{vor} noch keine Wirkungen festzustellen sind, im Jahr vor der Heirat allerdings schon.

beinhalten die im SOEP abgefragten Stunden die gesamte für die Arbeit aufgebrauchte Zeit (ggf. inkl. Fahrtwege), allerdings erscheinen solch hohe Stundenzahlen als wenig realistisch.

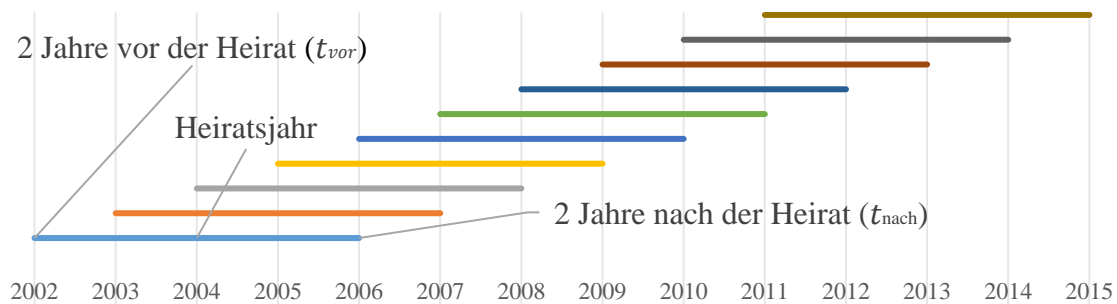


Abbildung 1: Datenstruktur; Beschriftungen beziehen sich auf die Treatment-Gruppe. Die Kontrollgruppe bilden jeweils Frauen, die im gleichen Zeitabschnitt ohne Heirat mit ihrem Partner zusammenleben. Jeder Balken steht für einen der im Text beschriebenen „Mini-Paneldatensätze“, die gemeinsam ausgewertet werden.

Insgesamt können auf Basis der verwendeten Daten zehn einzelne „Mini-Paneldatensätze“ erzeugt werden, die pro beobachteter Person aus jeweils zwei fünf Jahre auseinander liegenden Datenpunkten bestehen. Es werden mehrere Fünfjahreszeiträume untersucht, um die Beobachtungszahl des Samples zu vergrößern. Insgesamt ergibt sich so ein Sample mit $N = 2.573$, wobei die Anzahl der Beobachtungen in den einzelnen Datensätzen zwischen 166 (2007-2011) und 313 (2005-2009) liegt. Bezogen auf das gesamte Sample heirateten 607 Frauen im Beobachtungszeitraum, die weiteren 1.916 Frauen dienen als potentielle Kontrollgruppe. Um die einzelnen Datensätze zu poolen, verwenden wir ein Matching-Verfahren, wobei nach dem Matching noch 599 heiratende Frauen und 1.840 Frauen der Kontrollgruppe verbleiben. Die monetären Größen (Einkommen, Lohn, Vermögen) wurden für diese Untersuchung inflationsbereinigt, um Werte unterschiedlicher Jahre vergleichbar zu machen.

5 Deskriptive Analyse

Die Auswahl der für die deskriptive Analyse ausgewählten Charakteristika folgt vor allem der sozialwissenschaftlichen Literatur zu Unterschieden zwischen Ehen und nichtehelichen Lebensgemeinschaften.³² Die Auswertung enthält aufgrund der Berücksichtigung aller Datensätze Beobachtungen unter Umständen mehrfach. In einem zeitlich späteren Datensatz beobachtete heiratende Frauen können sich bspw. in zeitlich früheren Datensätzen in der

³² Hier sind z.B. Schoen/Weinick (1993), Duvander (1999), Klein (1999a), Kalmijn (2007), Kalmijn/Loeve/Manting (2007), Schneider/Rüger (2007), Wydick (2007), Lois (2008a, 2008b, 2009), Adamopoulou (2010), Köppen (2010) Schwartz (2010), Barg/Beblo (2012) und Triebe (2015a, 2015b) zu nennen.

Kontrollgruppe befinden. Es sollte bei der Interpretation der Zahlen beachtet werden, dass diese in jedem Fall (noch) unverheirateten Frauen im Zeitpunkt t_{vor} beschreiben.

Naturgemäß lassen sich nicht sämtliche Charakteristika, in denen sich die Gruppen unterscheiden könnten, beobachten (z. B. (beruflicher) Ehrgeiz, Konservatismus) oder sie liegen in den SOEP-Daten nicht vor. Einen Lösungsansatz hierzu bietet die psychologische Persönlichkeitsforschung. Diese hat eine „weithin anerkannte Taxonomie der Persönlichkeit“³³ hervorgebracht. Die Gesamtheit der Persönlichkeitsmerkmale (personality traits) wird hier in fünf Dimensionen dargestellt (Neurotizismus, Extraversion, Offenheit gegenüber neuen Erfahrungen, Gewissenhaftigkeit und Verträglichkeit³⁴) mit dem Ziel, ein sparsames Beschreibungssystem sämtlicher Persönlichkeitsmerkmale zu erhalten. Die Ausgangsgröße dieses Systems besteht aus ehemals knapp 18.000 persönlichkeitsbeschreibenden Worten, lexikalisch ausgewählt von Allport/Odbert (1936), die Reduktion auf die fünf genannten Dimensionen wurde indes in verschiedenen Arbeiten auf unterschiedlichen Wegen erreicht und „bestätigt“.³⁵ Der Umfang der „Befragungs-Items“ zur Persönlichkeit wurde für SOEP-Zwecke auf 15 (ab der zweiten Befragungswelle 16) von Gerlitz/Schupp (2005) entwickelte Items reduziert („BFI-S“)³⁶, da die Abfragezeit des für den regelmäßig in der psychologischen Forschung verwendeten „NEO-PI-R“-Katalog mit 240 Einzelfragen mit dem SOEP-Umfrageformat nicht kompatibel gewesen wäre.³⁷

Vor dem Vergleich der Charakteristika beider Gruppen soll kurz eine Auffälligkeit der Altersverteilung heiratender Frauen zum Zeitpunkt t_{vor} diskutiert werden: Im Altersbereich von 20 bis ca. 35 Jahren ähnelt diese einer Normalverteilung, hier wird es sich in erster Linie um „Erstheiratende“ handeln. Im Altersbereich ab 35 Jahren ist die Verteilung dagegen ausgeglichener, wobei es weitere (kleinere) Konzentrationen im Altersbereich zwischen 40 und 45 Jahren sowie etwas schwächer zwischen 50 und 55 Jahren gibt. Um ein differenzierteres Bild darstellen zu können, werden die Charakteristika der Gruppe der unter 35-Jährigen getrennt von den der mindesten 35 Jahre alten Frauen dargestellt. Auch der Heiratseffekt wird sowohl für das gesamte Sample als auch für die Subsamples geschätzt.

Ein Blick in Tabelle 1 ergibt, dass die Ausprägung sozioökonomischer Merkmale der heiratenden und der zusammenlebenden Frauen in beiden Altersgruppen sehr vergleichbar sind.

³³ So z. B. Dehne/Schupp (2007), S. 1.

³⁴ Siehe z.B. Asendorph/Neyer (2012), S. 107.

³⁵ Siehe ebd., S. 107 - 108. Tlw. wurden diese Dimensionen ergänzt oder reduziert. Vgl. auch Borkenau/Ostendorf (2008).

³⁶ Eine Validierung dieses Konzepts nehmen auch Dehne/Schupp (2007) vor. Eine aktuellere Übersicht gibt es bei Schupp/Gerlitz (2014).

³⁷ Nach Dehne/Schupp (2007), S. 31 – 32.

Dargestellt sind die Werte aller Frauen, also noch vor dem späteren Matching. Der auffälligste Unterschied besteht hinsichtlich des Anteils der Frauen, die in dem Beobachtungszeitraum ein Kind bekommen. Dieser liegt bei den unter 35-Jährigen bei heiratenden Frauen etwa doppelt so hoch wie bei lediglich zusammenlebenden Frauen, bei den mindestens 35-jährigen Frauen ist der relative Unterschied sogar noch höher.

Eine weitere Auffälligkeit betrifft die Persönlichkeitsmerkmale: Hier unterscheiden sich die Frauen beider Gruppen fast durchgehend. Dies bekräftigt den Ansatz, die Persönlichkeitsebene als Kontrollvariablen in spätere Regressionsanalysen einzubeziehen.

Zudem wird ersichtlich, dass sich die unter 35-jährigen Frauen beider Gruppen nicht signifikant hinsichtlich ihrer für den Beruf verwendeten Zeit zum Zeitpunkt t_{vor} unterscheiden. Bei den mindestens 35 Jahre alten Frauen liegen die für die Arbeit aufgewendeten Stunden dagegen in der Kontrollgruppe höher. Die Analyse der für die Arbeit aufgewendeten Stunden soll im Folgenden noch vertieft werden. Betrachtet man bspw. die Arbeitsstunden der unter 35-jährigen Frauen beider Gruppen im Zeitraum von t_{vor} („-2 Jahre“) bis t_{nach} („+2 Jahre“), ergibt sich der in Abbildung 2 dargestellte Verlauf. Zusätzlich werden zur besseren Einschätzung der Entwicklung die Arbeitsstunden vier Jahre vor sowie drei Jahre nach diesem Zeitraum gezeigt.³⁸ Es ist deutlich zu erkennen, dass die Verläufe der Berufsstunden in den Jahren vor der (potentiellen) Heirat in beiden Gruppen sehr ähnlich sind. Dies ist eine wichtige Erkenntnis hinsichtlich der für DiD-Analysen zentralen Annahme paralleler Trends.³⁹ Heiratende Frauen reduzieren ihre Berufsstunden nach der Eheschließung allerdings deutlich, während diese bei in NEL lebenden Frauen relativ stabil bleiben. Daher scheint die Eheschließung einen negativen Einfluss auf die Erwerbstätigkeit von Frauen zu ausüben, und ein Effekt des Ehegattensplittings kann nicht ausgeschlossen werden.

³⁸ Da es für die Berücksichtigung im Datensatz nur Voraussetzung ist, im fünfjährigen Beobachtungszeitraum Angaben zur Partnerschaftsform und den Berufsstunden gemacht zu haben, sind die Angaben zu Berufsstunden vor und nach diesem Zeitraum nicht voll besetzt.

³⁹ Engl. „parallel trend assumption“. Ein Approximieren des kontrafaktischen Verlaufs der Berufsstunden der Treatmentgruppe anhand des Verlaufs der Kontrollgruppe und somit eine Schätzung des Effekts der Heirat ist grundsätzlich nur möglich, wenn die Berufsstunden in beiden Gruppen bei Abwesenheit der Heirat gleich verlaufen würden.

| | | Unter 35 Jahre | | 35 Jahre und älter | |
|---------------------------------------|------------------|----------------|---------------|--------------------|--------------|
| | | Kontroll | Treat | Kontroll | Treat |
| <u>Allgemein</u> | | | | | |
| Alter | <i>Jahre</i> | 28,57 | 28,46 | 44,30 | 44,33 |
| Altersdifferenz zum Partner | <i>Jahre</i> | 3,73 | 3,23 | 0,49 | 1,43 |
| Anteil religiös | <i>Prozent</i> | 58,97 | 65,65 | 53,57 | 53,59 |
| Bildungsniveau | <i>1 - 4</i> | 3,11 | 3,14 | 3,09 | 3,15 |
| Neue Bundesländer | <i>Prozent</i> | 35,92 | 33,93 | 26,33 | 27,44 |
| Städtischer Wohnraum | <i>Prozent</i> | 66,54 | 62,48 | 75,39 | 60,06 |
| <u>Kinder und Beziehung</u> | | | | | |
| Kinder | <i>Anzahl</i> | 0,36 | 0,34 | 0,34 | 0,38 |
| Geburt im Beobachtungszeitraum | <i>Prozent</i> | 28,53 | 57,08 | 2,57 | 8,07 |
| Beziehungsdauer | <i>Jahre</i> | 3,61 | 3,66 | 5,67 | 5,13 |
| <u>Arbeit, Einkommen und Vermögen</u> | | | | | |
| Anteil am HH-Einkommen | <i>Prozent</i> | 36,67 | 35,78 | 38,63 | 33,14 |
| Arbeitsstunden | <i>Std/Woche</i> | 36,54 | 35,03 | 37,73 | 31,86 |
| Berufserfahrung (TZ+VZ) | <i>Jahre</i> | 6,49 | 6,76 | 20,12 | 19,67 |
| Betrieb > 200 MA | <i>Prozent</i> | 34,55 | 24,89 | 31,51 | 31,65 |
| Führungsposition | <i>Prozent</i> | 20,21 | 11,03 | 23,36 | 13,22 |
| Öffentlicher Dienst | <i>Prozent</i> | 16,11 | 19,03 | 25,38 | 13,33 |
| Bruttoarbeitseinkommen | <i>Euro/Jahr</i> | 21.921 | 22.945 | 30.949 | 30.789 |
| Haushalts-Bruttoeinkommen | <i>Euro/Jahr</i> | 58.586 | 61.392 | 79.065 | 88.646 |
| Vermögen | <i>Euro</i> | 19.082 | 38.589 | 64.839 | 69.608 |
| Vermögen des Partners | <i>Euro</i> | 67.953 | 69.715 | 69.410 | 72.430 |
| Zufrieden im Job | <i>0 - 10</i> | 6,64 | 6,87 | 6,70 | 6,22 |
| <u>Persönlichkeitsmerkmale:</u> | | | | | |
| Extraversion | <i>1 - 7</i> | 4,91 | 4,91 | 4,92 | 4,94 |
| Gewissenhaftigkeit | <i>1 - 7</i> | 5,92 | 5,64 | 5,94 | 5,68 |
| Neurotizismus | <i>1 - 7</i> | 4,02 | 3,84 | 4,02 | 3,80 |
| Offenheit | <i>1 - 7</i> | 4,67 | 4,78 | 4,68 | 4,78 |
| Verträglichkeit | <i>1 - 7</i> | 5,29 | 5,18 | 5,30 | 5,20 |
| Beobachtungen | | 770 | 394 | 1.146 | 213 |

Tabelle 1: Ausgewählte Charakteristika der beiden Gruppen vor dem Matching; **gewichtet**; grundsätzlich zum Zeitpunkt t_{vor} ; „Kind geboren im Beobachtungszeitraum“ bezieht sich auf den Zeitraum t_{vor} bis t_{nach} ; die Persönlichkeitsmerkmale stammen aufgrund nicht jährlicher Befragung alle aus dem Jahr 2009.⁴⁰ **Fett/fett kursiv** gedruckte Angaben weisen auf signifikante (5%/10%) Unterschiede zwischen den Gruppen hin.

⁴⁰ Aufgrund der nicht jährlichen Erfassung der den fünf Dimensionen zu Grunde liegenden Befragungspunkte – die Erfassung erfolgte bisher mit den Befragungswellen 2005, 2009 sowie 2013 – sowie eines geänderten Designs ab 2009 werden in der vorliegenden Arbeit einheitlich die Ergebnisse der BIG5-Befragung aus dem Jahr 2009 verwendet.

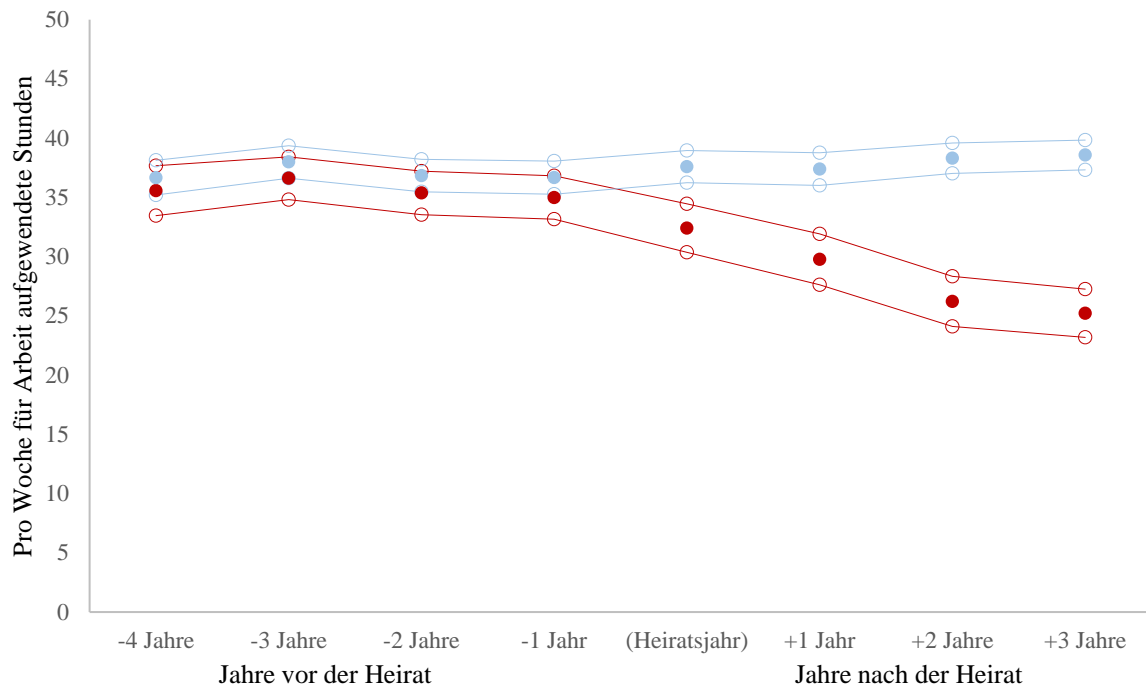


Abbildung 2: Arbeitsaufwand in Wochenstunden der heiratenden Frauen (rot) im Zeitverlauf. In blau dazu im Vergleich die Wochenstunden der Kontrollgruppe im identischen Zeitraum; Frauen unter 35 Jahren; dazu jeweils das 95%-Konfidenzintervall; gewichtete Werte; nur erfolgreich gematchte Beobachtungen. Quelle: Eigene Berechnungen; SOEP-Wellen 2002 – 2015.

Bereits im Rahmen des Literaturüberblicks dargestellt und in der deskriptiven Analyse bestätigt hat sich der Zusammenhang zwischen der Heirat und der Geburt eines Kindes im Heiratszeitraum. Betrachtet man daher lediglich die Arbeitsstunden derjenigen Frauen, die im Zeitraum von $t_{vor}(„-2\text{ Jahre}“)$ bis $t_{nach}(„+2\text{ Jahre}“)$ kein Kind bekommen, ergibt sich bereits ein deutlich anderes Bild der Arbeitszeitverläufe. Wie Abbildung 3 wieder am Beispiel der unter 35-jährigen Frauen zeigt⁴¹, ist nunmehr kaum ein Unterschied zwischen den Verläufen der Arbeitsstunden über die Zeit zu erkennen. Das leichte Abfallen der Arbeitsstunden ab dem Zeitpunkt „+2 Jahre“ in der Heiratsgruppe ist mit Geburten zu Zeitpunkten ab „+3 Jahre“ zu erklären, da auch Geburten in Anschluss an den von uns gewählten 5-Jahres Zeitraum in der Heiratsgruppe deutlich häufiger sind.

Es ist daher zu vermuten, dass die in Abbildung 2 gezeigte Reduktion der Arbeitsstunden nach einer Heirat vor allem durch die häufig zusammenfallende Geburt eines Kindes ausgelöst ist. Selbstverständlich ist nicht auszuschließen, dass die Heirat – z. B. durch das Ehegattensplitting – den Effekt der Geburt auf den Arbeitseinsatz verstärkt.

⁴¹ Für diese Abbildung wurden die Jahre nach t_{nach} nicht mehr betrachtet, da neben der Abnahme der Anzahl der Beobachtungen der Verlauf durch Frauen verzerrt wird, die in den Folgejahren Kinder bekommen – auch dies ist deutlich häufiger bei heiratenden Frauen der Fall.

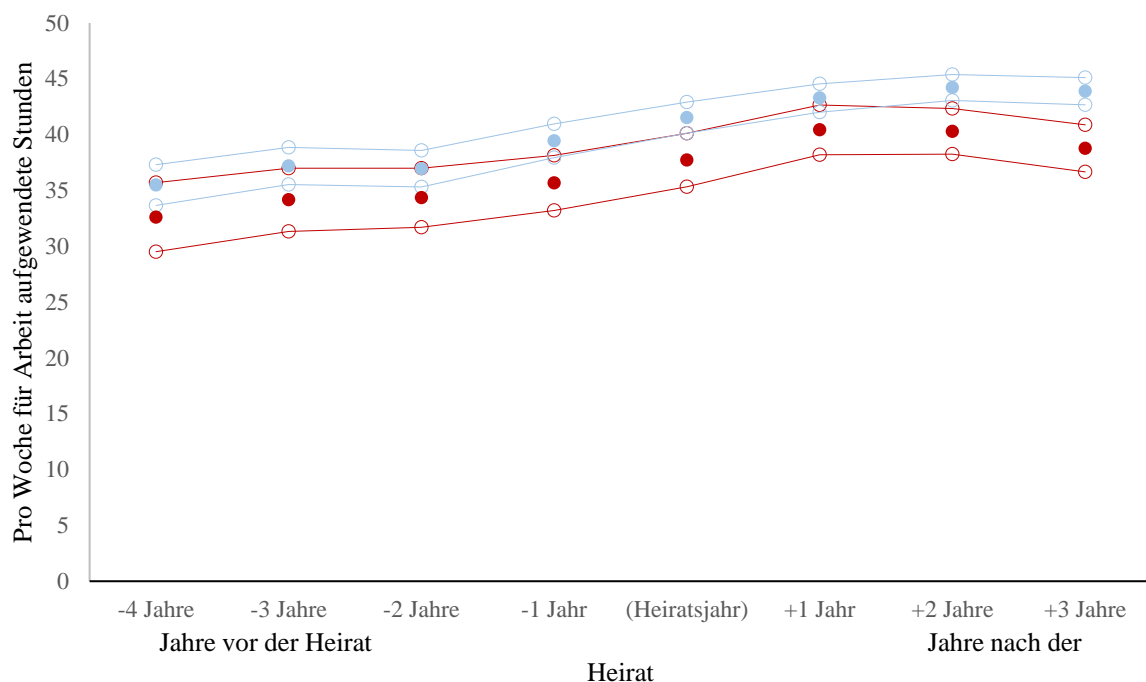


Abbildung 3: Arbeitsaufwand in Wochenstunden der heiratenden Frauen (rot) im Zeitverlauf. In blau dazu im Vergleich die Wochenstunden der Kontrollgruppe im identischen Zeitraum; Frauen unter 35 Jahren, die im Zeitraum t_{vor} bis t_{nach} kein Kind bekommen haben; dazu jeweils das 95%-Konfidenzintervall; gewichtete Werte; nur erfolgreich gematchte Beobachtungen. Quelle: Eigene Berechnungen; SOEP-Wellen 2002 – 2015.

6 Methodik

Wie in der deskriptiven Analyse dargelegt wurde, ist die Annahme der bedingten Unabhängigkeit der Heirat zumindest hinsichtlich beobachtbarer Charakteristika begründbar, da sich mit ihrem Partner zusammenlebende Frauen unabhängig von einer Heirat kaum unterscheiden. Ein Matching zwischen den Gruppen sowie die Berücksichtigung von Kontrollvariablen im Rahmen einer Regressionsanalyse reduzieren den Einfluss von noch bestehenden Unterschieden weiter. Für nicht beobachtbare Eigenschaften der Frauen wird zudem durch die abgefragten Persönlichkeitsmerkmale kontrolliert. Dieses mehrstufige „Filtern“ der potentiellen Kontrollgruppe soll den Einfluss von *confounding effects* reduzieren soweit es im Rahmen des gewählten Ansatzes möglich ist.

Die Regressionsanalyse basiert auf dem Zusammenhang zwischen der gesamten für die Arbeit aufgewendeten Zeit as_{it} in Stunden sowie eines Zeit-, eines Gruppendummies sowie der DiD-Interaktionsvariable. Die zu schätzende Gleichung lautet:

$$as_{it} = \beta_0 + \gamma_1 zeit_t + \gamma_2 heirat_i + \delta(zeit_t heirat_i) + \beta_1 X_{it} + \beta_2 Big5 + \varepsilon_{it}$$

mit $t = t_{vor}$ bzw. t_{nach} und $i = 1, \dots, n$. Die abhängige Variable as_{it} ist die oben beschriebene Ergebnisgröße, jeweils von Individuum i im Zeitpunkt t . Die Dummyvariablen $zeit_t$ (0 für

t_{vor} ; 1 für t_{nach}) und $heirat_i$ (0, falls Teil der Kontrollgruppe; 1, falls Teil der Treatmentgruppe) sowie die Interaktion dieser beiden, $zeit_t heirat_i$, sind das Grundgerüst des DiD-Ansatzes. Der Parameter δ ist der uns interessierende DiD-Indikator. Durch diesen wird geschätzt, inwiefern sich der Trend der Arbeitsstunden heiratender Frauen von dem der im gleichen Zeitraum in NEL lebenden Frauen unterscheidet. Neben einer Analyse ohne weitere Kontrollvariablen werden sukzessive der allgemeine Kovariatenvektor X_{it} ⁴² sowie der Vektor $Big5$ (Persönlichkeitsmerkmale) zusätzlich berücksichtigt. Es werden in jedem Fall robuste, auf individueller Ebene geclusterte Fehlerterme ε_{it} geschätzt.

Ein weiterer wichtiger Punkt betrifft den Umgang mit fehlenden Daten.⁴³ Regelmäßig problematisch sind fehlende Werte zum Stundenlohn. Diese liegen z.B. bei nicht arbeitenden Frauen vor, ergeben sich aber auch aus der Tatsache, dass die Stundenlöhne in der vorliegenden Arbeit auf Basis anderer Variablen errechnet werden mussten⁴⁴. In Einzelfällen ergaben sich auch aufgrund dieses Vorgehens unrealistisch niedrige Werte, so dass Stundenlöhne unter drei Euro gelöscht wurden.⁴⁵ Bei der Schätzung besteht ein Endogenitätsproblem, da Verdienstmöglichkeiten und Stundenlohn gemeinsam determiniert sind, z. B. mag der Stundenlohn hierdurch positiv mit der Wochenarbeitszeit korreliert sein. Spitzenlöhne gibt es weniger bei Minijobs, sondern eher dort, wo Vollzeit gearbeitet wird.⁴⁶ Dieses Problem betrifft grundsätzlich alle Beobachtungen, nicht nur die ohne angegebene bzw. plausible Werte. Zudem besteht ein Selektionsproblem, da Stundenlöhne zwangsläufig nur bei Frauen beobachtbar sind, deren Marktlohn oberhalb des eigenen Reservationslohns liegt. Wie üblich wurde hier ein Verfahren auf Basis des Korrekionsmodells von Heckman (1979) gewählt. Hier wird zunächst die Selektion in den Arbeitsmarkt anhand des zweistufigen Heckman-Modells geschätzt. Anschließend werden unter Berücksichtigung der inversen Mills Ratios die Löhne in Anlehnung an die Funktion von Mincer (1974) berechnet und folgend bei fehlenden oder nicht plausiblen Werten in der weiteren Analyse berücksichtigt.⁴⁷ Die bei der Schätzung

⁴² Enthalten sind die stetigen Variablen für Alter (zusätzlich quadriert), Religiosität, Bildung, Stundenlohn (logarithmiert), Arbeitserfahrung in Jahre, Nicht-Arbeitseinkommen, Einkommensanteil der Frau sowie Anzahl vorhandener Kinder. Weiterhin enthalten sind Dummyvariablen für das Leben im Osten und in der Stadt, Arbeit in einem Großbetrieb (> 200 Mitarbeiter), in Führungsposition sowie im öffentlichen Dienst. Außerdem ordinale Variablen für Bildung und Zufriedenheit im Job. Die Kalibrierung unseres Modells hinsichtlich der Linearität vieler Zusammenhänge bzw. einer zusätzlichen Berücksichtigung des quadrierten Alters deckt sich mit den Erkenntnissen von Kempe (1996), der auf Grundlage von SOEP-Daten aus dem Jahr 1993 Einflussfaktoren auf das Arbeitsangebot verheirateter Frauen untersucht.

⁴³ Siehe z.B. Enders (2010) für einen umfassenden Überblick.

⁴⁴ Hier wurde das im SOEP generierte monatliche Bruttoerwerbseinkommen durch die tatsächlich gearbeiteten Stunden geteilt. Sofern keine Angabe zu den tatsächlichen Arbeitsstunden gemacht wurde, wurden hier die vereinbarten Arbeitsstunden bzw., falls auch dieser Wert fehlt, die Stunden berücksichtigt, die dem deutschen Mittelwert des angegebenen Erwerbsumfangs (Minijob, Teilzeit, Vollzeit) entsprechen.

⁴⁵ Ähnlich z. B. Triebe (2015b).

⁴⁶ Einen positiven Zusammenhang zwischen Arbeitszeit und Stundenlöhnen zeigt z. B. Wolf (2010).

⁴⁷ Siehe hierzu auch das Vorgehen von Puhani (1995).

berücksichtigten Variablen sind das Alter, die Arbeitserfahrung in Voll- und Teilzeit linear und quadratisch, Dummyvariablen für einen Wohnort in Ostdeutschland, eine Tätigkeit in führender Position, im öffentlichen Dienst, in einem Unternehmen mit über 200 Mitarbeitern sowie das Bildungsniveau. In der Selektionsschätzung werden zudem der Familienstand sowie die Anzahl der eigenen Kinder berücksichtigt. Die Stundenlöhne gehen aufgrund der in Folge besseren Modellgüte logarithmisch in die Regression ein.

Zuletzt stellt sich die Frage, inwiefern die weiter oben aufgeführten zehn Datensätze (siehe Abbildung 1) in der Analyse gemeinsam ausgewertet werden können. Der pro Jahr nur relativ kleine Teil der vom SOEP erfassten heiratenden Frauen führt zu jeweils relativ wenigen Beobachtungen in der Treatmentgruppe. Eine naive „gepoolte“ Auswertung der Daten mehrerer Jahre sollte aufgrund der fehlenden Unabhängigkeit der Datensätze mit Vorsicht betrachtet werden. Die genannte Unabhängigkeit besteht, da sich Frauen, die in einem „frühen“ Datensatz beobachtet werden, auch in „späteren“ Datensätzen wiederfinden. Dabei gibt es sowohl über mehrere „Zeiträume“ in NEL lebende Frauen (Kontrollgruppe) als auch aufgrund von Heirat (vereinzelt auch Trennung) die Gruppe wechselnde Frauen. Um dieses Problem zu lösen und in der DiD-Analyse möglichst ausbalancierte Vergleichsgruppen gegenüberzustellen, basieren die nachfolgenden Ergebnisse auf *innerhalb der einzelnen Datensätze* gematchten Beobachtungen. Aufgrund der relativ geringen Beobachtungszahl der einzelnen Datensätze scheidet ein exaktes Matching aus. Eine dieses Problem lösende Abwandlung hiervon ist das von Iacus/King/Porro (2011a) beschriebene *Coarsened Exact Matching* (CEM).⁴⁸ Beim CEM findet ein Matching auf Basis von Kombinationen ex ante festgelegter Werteintervalle aller hierfür ausgewählten Variablen Anwendung.⁴⁹ Während für einige Variablen ein exaktes Matching sinnvoll sein kann (das Intervall nur einen Wert einschließt), kann für andere Variablen ein „gröberes“ Matching angewandt werden. Den einzelnen Beobachtungen werden beim CEM folgende Gewichtungen zugeordnet:

$$w_i = \begin{cases} 1, & \text{falls Teil der Treatmentgruppe} \\ \frac{m_C}{m_T} * \frac{m_T^k}{m_C^k}, & \text{falls Teil der Kontrollgruppe} \end{cases}$$

Hier sind m_C bzw. m_T die Anzahl der beim Matching insgesamt berücksichtigten Beobachtungen der Treatment- bzw. Kontrollgruppe und m_C^k bzw. m_T^k die Anzahl der

⁴⁸ Eine theoretische Gegenüberstellung des CEM sowie verschiedener anderer Matchingverfahren findet sich bei Iacus/King/Porro (2011b).

⁴⁹ Siehe hierzu auch Iacus/King/Porro (2019).

Beobachtungen der Treatment- bzw. Kontrollgruppe, die genau die entsprechende Kombination von Variablenausprägungen aufweisen.

Das Matching bezieht sich in der vorliegenden Arbeit auf das Bildungsniveau (zweistufig; mindestens abgeschlossene Lehre bzw. Hochschulreife oder weniger), die Geburt eines Kindes in den Jahren $t_{vor} + 1$ bis t_{nach} , den Ost-Dummy sowie das Alter (zweistufig; Grenze bei 35 Jahren). Außerdem werden, wie bereits geschrieben, Beobachtungen nur innerhalb der einzelnen DiD-Datensätze, also jener aus identischen Zeiträumen, gematcht. Das Matching anhand weniger ausgewählter Merkmale sorgt für möglichst vergleichbare Gruppen, ohne dass allzu viele Beobachtungen der Treatmentgruppe ungematcht bleiben und daher aus der Analyse fallen.⁵⁰ Eine Berücksichtigung von weiteren, nicht im Matching berücksichtigten Kontrollvariablen findet in der Regressionsanalyse statt. Von den ursprünglich 619 heiratenden Frauen bleiben auf diese Weise 611 Beobachtungen (rund 99%) für die Analyse erhalten, in nur acht Fällen fehlen vergleichbare Frauen in der Kontrollgruppe.⁵¹ Da so gut wie alle Frauen der Treatmentgruppe gematcht werden konnten, kann die Interpretation der Ergebnisse der Hauptanalyse im Sinne eines ATET („average treatment effect on the treated“) lauten. Wir schätzen daher den *Effekt der Heirat auf die heiratenden Frauen*. Unbeachtlich hierfür ist die Anzahl der unberücksichtigt bleibenden Beobachtungen der Kontrollgruppe, die kein Äquivalent in der Treatmentgruppe haben. Dies betrifft 77 Frauen der Kontrollgruppe (rund 4%).

Die Messung des ATET hat auch Folgen für die Berechnung der Faktoren, denen die im nächsten Kapitel ebenfalls ausgewiesenen *gewichteten* Schätzungen zu Grunde liegen. Die aus dem SOEP entnommenen Gewichtungsfaktoren der Frauen aus der Treatmentgruppe, die die Schätzung eines repräsentativen ATET gewährleisten sollen, wurden auch auf die jeweils gematchten Frauen der Kontrollgruppe angewandt. Dies ergibt sich zwangsläufig aus dem Ansatz, die Effekte auf die betrachteten heiratenden Frauen zu analysieren und die Verläufe der Arbeitsstunden der Kontrollgruppe lediglich als kontrafaktisches Vergleichsszenario zu nutzen.

⁵⁰ Grundsätzlich würde in dem Fall, dass mangels ähnlicher Beobachtungen in der Kontrollgruppe nur ein Teil der Treatmentgruppe gematcht werden kann, nur ein „lokaler“ Treatmenteffekt geschätzt (Vgl. Iacus/King/Porro (2011b), S. 356).

⁵¹ Dies sind die Beobachtungszahlen der Hauptanalyse. Da das Matching für jede Analyse individuell durchgeführt wird, weichen die Zahlen in anderen Settings hiervon ab.

7 Ergebnisse

In den folgenden Tabellen sind die Schätzungen der durchschnittlichen Effekte basierend auf drei unterschiedlichen Modellspezifikationen angegeben: a) Unter Berücksichtigung aller Kontrollvariablen, b) wie a), aber ohne die Big-5 Persönlichkeitsmerkmale sowie c) gänzlich ohne Kontrollvariablen. In den Teilpopulationen „ohne Geburt“ bzw. „nur Geburt“ werden nur diejenigen Frauen berücksichtigt, die im Zeitraum von $t_{vor} + 1$ bis t_{nach} nicht Mutter wurden („ohne Geburt“) bzw. die im Zeitraum von $t_{vor} + 1$ bis t_{nach} Mutter wurden („nur Geburt“). Für diese wie auch die weiteren betrachteten Teilpopulationen wurde jeweils ein unabhängiges Matching beider Gruppen durchgeführt.

| alle Altersgruppen | | | | | | |
|-------------------------------------|-------------|-------------|------------|------------|-------------|------------|
| | ungewichtet | | | gewichtet. | | |
| | alle | ohne Geburt | nur Geburt | alle | ohne Geburt | nur Geburt |
| Std. in t_{vor} | 35,28 | 33,87 | 38,30 | 33,94 | 32,33 | 37,00 |
| inkl. Kontrollen | | | | | | |
| DiD-Schätzer | -2,229* | -0,514 | -5,839** | 0,793 | 1,344 | -5,856 |
| | (-1,76) | (-0,45) | (-2,17) | (0,30) | (0,68) | (-1,54) |
| R^2 | 0,378 | 0,427 | 0,451 | 0,344 | 0,393 | 0,451 |
| inkl. Kontrollvariablen exkl. Big-5 | | | | | | |
| DiD-Schätzer | -2,006 | -0,187 | -5,917** | 0,966 | 1,509 | -5,964 |
| | (-1,62) | (-0,17) | (-2,25) | (0,38) | (0,77) | (-1,56) |
| R^2 | 0,375 | 0,424 | 0,450 | 0,342 | 0,387 | 0,448 |
| ohne Kontrollvariablen | | | | | | |
| DiD-Schätzer | -2,803* | -0,439 | -7,854*** | 3,439 | 0,635 | -8,609** |
| | (-1,95) | (-0,36) | (-2,87) | (1,12) | (0,28) | (-2,18) |
| R^2 | 0,011 | 0,009 | 0,206 | 0,043 | 0,016 | 0,207 |
| Beobachtungen | 4.878 | 4.128 | 750 | 4.856 | 4.108 | 748 |

t Werte in Klammern; * $p < 0,10$; ** $p < 0,05$; *** $p < 0,01$

Tabelle 2: Wochenarbeitsstunden der heiratenden Frauen im Zeitpunkt t_{vor} sowie geschätzte Effekte der Heirat auf die Arbeitsstunden; voller Datensatz sowie getrennt nach Geburt von Kindern; t-Werte in Klammern.

Der durchschnittliche ungewichtete Effekt der Heirat bezogen auf alle heiratenden Frauen beträgt -2,23 Stunden bzw. etwa -6,3% (siehe Tabelle 2).⁵² Wie die Werte für die Teilpopulationen „ohne Geburt“ bzw. „nur Geburt“ zeigen, ist dieser Effekt vor allem durch die höhere Reduktion werdender Mütter getrieben. Bei isolierter Betrachtung der Frauen, die im Beobachtungszeitraum ein Kind bekommen haben, schätzen wir eine deutlich höhere,

⁵² Detailliertere Tabellen mit Schätzungen der Koeffizienten „t“ und „heirat“ finden sich im Appendix.

signifikante Reduktion von 5,84 Wochenstunden bzw. 15,2%. Im Fall, dass parallel zur Heirat kein Kind geboren wird, ist dagegen kein nennenswerter (und nicht signifikanter) Effekt der Heirat zu beobachten. Berücksichtigt man für repräsentative Ergebnisse die Gewichtungsfaktoren, die im SOEP zur Verfügung gestellt werden, reduzieren sich die geschätzten durchschnittlichen Arbeitsmarkteffekte tendenziell. Während sich der geschätzte Effekt in der Teilpopulation „nur Geburt“ kaum ändert (allerdings nicht mehr signifikant ist), liegen die weiteren Werte jetzt im positiven Bereich, wenngleich nicht signifikant unterschiedlich von null. Grundsätzlich scheinen die Effekte bei Nichtberücksichtigung der Gewichtung überschätzt zu werden.

Bei Nichtberücksichtigung der Big-5 Variablen ändern sich die Ergebnisse lediglich geringfügig – ein Indiz dafür, dass „unbeobachtbare“ Charakteristika trotz signifikanter Unterschiede zwischen den Gruppen eine eher untergeordnete Rolle spielen. Im Vergleich zu den genannten Ergebnissen zeigen Schätzungen ohne Kontrollvariablen dagegen deutliche Unterschiede. Die Berücksichtigung sozioökonomischer Merkmale ist daher nicht entbehrlich.

Die deskriptive Analyse des Datensatzes ergab eine Häufung der heiratenden Frauen im Alter von etwa 30 Jahren. Die in Tabelle 3 aufgeführten Werte beschreiben die geschätzten Heiratseffekte in dieser Population. Es zeigt sich, dass im Wesentlichen keine Unterschiede zum Gesamtsample bestehen. Der Befund, dass eine signifikante Reduzierung der Arbeitsstunden lediglich die Subpopulation der werdenden Mütter betrifft, bleibt bestehen. Auch die Höhe der Effekte ist vergleichbar.

Die bisherigen Ergebnisse widersprechen zwar nicht einer unter Umständen vorhandenen verstärkenden Wirkung der Heirat auf das Arbeitsangebot bei Frauen, die gleichzeitig ein Kind bekommen. Ohne die Geburt eines Kindes im gleichen Zeitraum ist eine Veränderung der Berufsstunden aber nicht belastbar festzustellen. Zumindest lässt sich daher sagen, dass allein die Heirat kurzfristig keine das Arbeitsverhalten der Frauen beeinflussende Wirkung entfaltet. Aufgrund der bereits weiter oben dargelegten Argumentation zu anderen mit der Heirat verbundenen Folgen, die potentiell das Arbeitsverhalten beeinflussen mögen, sprechen die Ergebnisse in der kurzen Frist daher auch gegen eine reale Auswirkung des Ehegattensplittings. Gleichzeitig zeigen die Ergebnisse aber auch – und dies ist eine zentrale Erkenntnis, auch bezogen auf das Forschungsdesign –, dass eine Anpassung der Arbeitsstunden in der kurzen Frist grundsätzlich beobachtbar ist. Diese Erkenntnis erscheint bezogen auf die Geburt eines Kindes trivial, nicht aber bezogen auf die (deutlich) höhere Reduktion bei gleichzeitiger Heirat. Für weitere Analysen werden zur besseren Übersicht nur Ergebnisse basierend auf allen Frauen

sowie unter Berücksichtigung aller Kontrollvariablen aufgeführt. Eine Differenzierung nach der Geburt eines Kindes wird weiterhin erfolgen, der gemittelte Effekt wird dagegen nicht mehr angegeben.

| nur Frauen unter 35 Jahre | | | | | | |
|-------------------------------------|--------------------|-----------------|----------------------|-------------------|-----------------|---------------------|
| | ungewichtet | | | gewichtet. | | |
| | alle | ohne Geburt | nur Geburt | alle | ohne Geburt | nur Geburt |
| Std. in t_{vor} | 35,13 | 32,22 | 38,37 | 35,20 | 33,09 | 37,03 |
| inkl. Kontrollen | | | | | | |
| DiD-Schätzer | -2,276 (-1,32) | 0,507 (0,30) | -5,460* (-1,96) | -0,492 (-0,16) | 1,269 (0,53) | -5,258 (-1,35) |
| R^2 | 0,378 | 0,396 | 0,457 | 0,376 | 0,421 | 0,461 |
| inkl. Kontrollvariablen exkl. Big-5 | | | | | | |
| DiD-Schätzer | -1,996 (-1,20) | 1,109 (0,65) | -5,714** (-2,09) | -0,430 (-0,15) | 1,729 (0,74) | -5,516 (-1,40) |
| R^2 | 0,374 | 0,391 | 0,454 | 0,371 | 0,413 | 0,452 |
| ohne Kontrollvariablen | | | | | | |
| DiD-Schätzer | -3,434* (-1,74) | 0,375 (0,20) | -7,677*** (-2,71) | 1,120 (0,33) | 2,043 (0,73) | -8,337** (-2,05) |
| R^2 | 0,026 | 0,025 | 0,207 | 0,065 | 0,022 | 0,208 |
| Beobachtungen | 2.266 | 1.540 | 726 | 2.244 | 1.520 | 724 |

t Werte in Klammern; * p < 0,10; ** p < 0,05; *** p < 0,01

Tabelle 3: Wochenarbeitsstunden der heiratenden Frauen im Zeitpunkt t_{vor} sowie geschätzte Effekte der Heirat auf die Arbeitsstunden; Frauen unter 35 Jahre; gesamt sowie getrennt nach Geburt von Kindern; t-Werte in Klammern.

Die potentiell durch das Ehegattensplitting zu sparende Steuer ist umso höher, je höher das gemeinsame Einkommen ist. Zudem sollten Frauen aus Haushalten mit einem höheren Gesamteinkommen eher in der Lage sein, ihr eigenes Arbeitseinkommen bzw. die gearbeiteten Stunden zu reduzieren. Für eine Differenzierung nach der Höhe des Haushaltseinkommens im Zeitpunkt t_{vor} wurden zunächst die Beobachtungen beider Gruppen aus Haushalten mit Einkommen unterhalb sowie oberhalb des Medians⁵³ getrennt – wie oben beschrieben – gematcht (siehe Tabelle 4).

⁵³ Bezogen auf die Haushaltsnettoeinkommen der heiratenden Frauen vor dem Matching zum Zeitpunkt t_{vor} . Frauen aus Haushalten mit Einkommen auf Medianniveau wurden allesamt der unterhalb-des-Medians-Gruppe zugeordnet. Die Berechnung des Medians erfolgte bezogen auf die Frauen der Treatmentgruppe und vor Differenzierung zwischen Frauen mit und ohne Kindern.

| ungewichtet | | | | |
|-------------------|-------------------|-----------------|---------------------|-------------------|
| | ohne Geburt | | nur Geburt | |
| | niedr. Eink. | hohes Eink. | niedr. Eink. | hohes Eink. |
| Std. in t_{vor} | 26,77 | 40,30 | 35,28 | 41,98 |
| DiD-Schätzer | -0,699 (-0,38) | 0,652 (0,44) | -7,572** (-2,20) | -3,348 (-0,70) |
| Beobachtungen | 1.994 | 2.054 | 444 | 286 |
| R^2 | 0,452 | 0,332 | 0,394 | 0,633 |

| gewichtet | | | | |
|-------------------|-------------------|-----------------|---------------------|-------------------|
| | ohne Geburt | | nur Geburt | |
| | niedr. Eink. | hohes Eink. | niedr. Eink. | hohes Eink. |
| Std. in t_{vor} | 27,59 | 36,83 | 31,91 | 42,15 |
| DiD-Schätzer | -0,128 (-0,05) | 5,316 (1,57) | -8,011** (-1,98) | -2,905 (-0,53) |
| Beobachtungen | 1.982 | 2.048 | 442 | 286 |
| R^2 | 0,424 | 0,310 | 0,473 | 0,669 |

t Werte in Klammern; * $p < 0,10$; ** $p < 0,05$; *** $p < 0,01$

Tabelle 4: Wochenarbeitsstunden der heiratenden Frauen im Zeitpunkt t_{vor} sowie geschätzte Effekte der Heirat auf die Arbeitsstunden; getrennt nach Höhe des Haushaltseinkommens sowie nach Geburt von Kindern; t-Werte in Klammern.

Zunächst lassen die Beobachtungszahlen darauf schließen, dass der Anteil an werdenden Müttern unter den Paaren mit niedrigeren Einkommen deutlich höher ist. Die Ergebnisse zeigen allerdings auch, dass gerade in diesen Haushalten die Arbeitsstunden nach einer Heirat bei gleichzeitiger Geburt eines Kindes reduziert werden. Und dies, obwohl große Effekte bei einer Wirkung des Ehegattensplittings eher bei Frauen aus Haushalten mit hohem Einkommen zu erwarten sein sollten. Betrachtet man die gewichteten Daten, erhöhen Frauen aus Haushalten mit höheren Einkommen ihre Arbeitsstunden nach der Heirat sogar, sofern kein Kind geboren wird, signifikant. Im Falle einer Geburt ist die fehlende Signifikanz der Arbeitsstundensenkung kein Beweis, dass die Heirat keine Auswirkungen hat. Im Mittel sind diese allerdings deutlich geringer als bei den Beziehern niedrigerer Einkommen.

In einem letzten Schritt soll die Analyse der Wirkung des Ehegattensplittings noch etwas geschärft werden, indem eine (potentielle) steuerliche Mehrbelastung genauer adressiert wird. Hierzu berechnen wir sowohl die Durchschnittssteuerbelastung ds_{grund} als auch die Grenzsteuerbelastung gs_{grund} basierend auf dem eigenen Einkommen⁵⁴ des weiblichen Partners in t_{vor} bei Anwendung des Grundtarifs sowie die entsprechenden Steuerbelastungen ds_{split} sowie gs_{split} basierend auf dem gemeinsamen Haushaltseinkommen in t_{vor} bei

⁵⁴ Das zur Berechnung benötigte zu versteuernde Einkommen wurde pauschaliert als 5/6 des Bruttolohns bzw. Bruttoeinkommens berechnet. Dieses Verhältnis ergibt sich in etwa bei einem durchschnittlichen Bruttolohn ohne besondere Abzugsbeträge. Mangels einkommensteuerlich relevanter Größen in den Daten, erscheint eine Pauschalierung an dieser Stelle zweckmäßig.

Anwendung des Splittingtarifs, jeweils in Prozent. Die Differenzen $ds_{split} - ds_{grund}$ und $gs_{split} - gs_{grund}$ geben die Erhöhung der jeweiligen Belastung nach einer Heirat in Prozentpunkten an. Je stärker diese Erhöhung, desto stärker „verteuert“ sich zusätzliche Arbeit nach einer Heirat bzw. desto weniger „kostet“ eine Reduzierung der Arbeitsstunden. Anders ausgedrückt beschreibt die Veränderung den steuerlichen Effekt einer Heirat.

Die folgenden Ergebnisse basieren auf einem Sample, welches sich auf Frauen beschränkt, bei denen ein deutlicher (potentieller) Steuereffekt der Heirat vorliegt. Um ein noch vertretbar großes Sample zu behalten, betrachten wir hierzu Frauen, bei denen sich der Durchschnitts- bzw. Grenzsteuersatz nach der Heirat um mehr als 7,5 Prozentpunkte ändert bzw. ändern würde. Der Anteil der hiervon betroffenen Frauen in der Treatmentgruppe liegt bei jeweils etwa 30%. Wie bereits beschrieben beruht eine solche Erhöhung auf zwei Faktoren: Zum einen muss das gemeinsame Einkommen eines Paares hinreichend hoch sein, zum anderen müssen die Einkommen der beiden Partner sich in ihrer Höhe unterscheiden. Das bedeutet, dass der bereits beschriebene, mit einer Heirat einhergehende Absicherungseffekt (durch das Einkommen des Partners) größer ist als in der vorangegangenen Analyse. Es gilt daher auch hier das bereits in Kapitel 3 dieser Arbeit geschriebene: Der geschätzte Effekt der Heirat auf die Arbeitsstunden wird den reinen Steuereffekt tendenziell übersteigen.

Da in diesem Subsample teilweise auffällige Unterschiede bzgl. der Arbeitsstunden im Zeitpunkt t_{vor} zwischen der Treatment- und der Kontrollgruppe bestanden, wurde die Arbeitsstunden in t_{vor} beim Matching berücksichtigt⁵⁵, auch wenn hierdurch die Beobachtungszahl zusätzlich sinkt.

In Tabelle 5 sind die Veränderungen der Arbeitsstunden der Frauen, deren Einkommen durch die Heirat steuerlich deutlich belastet wird, dargestellt. Zusammengefasst bestätigen sich sowohl bei Betrachtung der Durchschnittsteuersätze als auch bei Betrachtung der Grenzsteuersätze die bisherigen Ergebnisse: Ohne die gleichzeitige Geburt eines Kindes ist kein von in NEL lebenden Frauen abweichender Verlauf der Arbeitsstunden festzustellen. Im Mittel kommt es bei den gewichteten Schätzungen sogar zu einer leichten (aber nicht signifikanten) Zunahme der Arbeitsstunden. Bei Geburt eines Kindes reduzieren heiratende Frauen ihre Arbeitsstunden dagegen im Vergleich zur Kontrollgruppe deutlich, wenngleich auch diese geschätzten Änderungen statistisch nicht signifikant sind. Allerdings muss mit Blick auf die

⁵⁵ Hierzu wurde die stetige Variable der Arbeitsstunden in drei Kategorien unterteilt: Nicht arbeitend (0 Stunden), in „Teilzeit“ arbeitend (bis 30 Stunden) und in „Vollzeit“ arbeitend (mehr als 30 Stunden). Eine entsprechende Berücksichtigung dieser Arbeitsstunden in der Analyse des gesamten Samples beeinflusst die Ergebnisse kaum, da die Arbeitsstunden in beiden Gruppen in t_{vor} bereits sehr ähnlich sind.

letztgenannte Gruppe auf die vergleichsweise niedrige Anzahl an Beobachtungen verwiesen werden, so dass es entsprechend an Teststärke fehlt.

| Δ Durchschnittsteuersatz > 7,5 Prozentpunkte | | | | |
|---|-------------------|--------------------|-----------------|-------------------|
| | ungewichtet | | gewichtet | |
| | ohne Geburt | nur Geburt | ohne Geburt | nur Geburt |
| Std. in t_{vor} | 24,25 | 31,32 | 22,58 | 31,09 |
| DiD-Schätzer | 0,419 (0,18) | -12,856 (-1,33) | 1,814 (0,57) | -6,859 (-0,78) |
| Beobachtungen | 780 | 74 | 778 | 74 |
| R^2 | 0,485 | 0,567 | 0,555 | 0,750 |
| Δ Grenzsteuersatz > 7,5 Prozentpunkte | | | | |
| | ungewichtet | | gewichtet | |
| | ohne Geburt | nur Geburt | ohne Geburt | nur Geburt |
| Std. in t_{vor} | 23,24 | 29,17 | 19,87 | 28,42 |
| DiD-Schätzer | -0,679 (-0,29) | -4,780 (-0,72) | 2,196 (0,72) | -7,307 (-1,09) |
| Beobachtungen | 880 | 100 | 878 | 100 |
| R^2 | 0,517 | 0,455 | 0,560 | 0,619 |

Tabelle 5: Wochenarbeitsstunden der heiratenden Frauen im Zeitpunkt t_{vor} sowie geschätzte Effekte der Heirat auf die Arbeitsstunden; nur Frauen, deren Einkommen nach einer Heirat einer den Überschriften entsprechenden höheren Steuerbelastung unterworfen ist; t-Werte in Klammern.

8 Schlussfolgerungen

Die vorliegende Arbeit hat zum Ziel, einen Beitrag zu der für die Bewertung der Ehegattenbesteuerung elementaren Frage zu leisten, ob das Ehegattensplitting Frauen dazu veranlasst, weniger zu arbeiten. Obwohl die bisherige Diskussion in der Regel daran kaum Zweifel aufkommen lässt, ergibt sich durch die in dieser Arbeit zusammengetragenen Erkenntnisse ein differenzierteres Bild. Ohne die Geburt eines Kindes in den Jahren um die Heirat kommt es im Vergleich zu in NEL lebenden Frauen im gleichen Zeitraum zu keinen Reduzierungen der Berufsstunden bei heiratenden Frauen. Lediglich bei gleichzeitiger Geburt von Kindern lässt sich auch in der vorliegenden Studie beobachten, dass Frauen ihr Arbeitsverhalten nicht nur aufgrund des Nachwuchses anpassen, sondern dies im Falle einer Eheschließung (deutlich) verstärkt tun. Kurzfristige Reaktionen sind also vorhanden und auch messbar. Die betroffenen Frauen scheinen ihr Arbeitsverhalten allerdings nicht allgemein aufgrund der Heirat und daher insbesondere nicht aufgrund einer „Anreizwirkung“ des Ehegattensplittings zu tun. Die beobachtbare Reaktion im Zusammenhang mit der Geburt von Kindern könnte möglicherweise auch auf die Wirkung des Absicherungseffekts der Heirat zurückzuführen sein, wengleich die vorliegende Arbeit den sicheren Bezug zu einer Ursache nicht zulässt.

Es sollte bei der Bewertung dieses Befunds und insbesondere im Vergleich zu Ergebnissen anderer Arbeiten bedacht werden, dass es in den letzten Jahrzehnten einen Anstieg der Arbeitsmarktpartizipation von Frauen und einen einhergehenden Bedeutungsverlust traditioneller Rollenbilder gegeben hat. In dieser Arbeit wurden explizit *heiratende* (also nicht allgemein verheiratete) Frauen mit einem bezogen auf die Gesamtbevölkerung niedrigen Durchschnittsalter betrachtet. Es lassen sich daher insbesondere keine Rückschlüsse ziehen, inwiefern den verheirateten Frauen in Deutschland in ihrer Gesamtheit durch das Ehegattensplitting oder allgemein die Heirat Anreize zu arbeiten, genommen wurden und werden. Bezogen auf die „aktuell heiratende Generation“ scheint es allerdings keine generellen Effekte der Heirat zu geben. Es kann daher geschlussfolgert werden, dass es für (auch in den Arbeitsmarkt eintretende) Frauen heutzutage andere (bedeutendere) Gründe geben mag, sich für oder gegen eine Karriere oder allgemein eine Erwerbsbeteiligung zu entscheiden als den (sich bei tendenziell angleichenden Einkommen innerhalb einer Partnerschaft ohnehin sinkenden) „Vorteil“ des Ehegattensplittings. Für die Entwicklung sich angleichender Einkommen sorgt neben der steigenden Partizipation von Frauen am Arbeitsmarkt beispielsweise auch das bereits ausgiebig diskutierte⁵⁶ und aktuell für Deutschland unter anderem von Triebe (2015a) untersuchte selektive Verhalten bei der Partnerwahl („Assortative Mating“): Männer und Frauen suchen danach immer mehr nach sich selbst ähnelnden Partnern, insbesondere auch bezogen auf sozioökonomische Merkmale wie der Bildung und dem Einkommen.

⁵⁶ Siehe hierzu bspw. Becker (1981).

Literatur

Adamopoulou, Effrosyni (2010) Will You „Quasi-marry“ Me? The Rise of Cohabitation and Decline of Marriages; Working Paper, Economic Series 10-26, Universidad Carlos III de Madrid.

Alesina, Alberto, Andrea Ichino und Loukas Karabarbounis (2011) Gender-Based Taxation and the Division of Family Chores; in: American Economic Journal: Economic Policy, Vol. 3, Nr. 2, S. 1 – 40.

Allport, Gordon W. und Henry S. Odbert (1936) Trait-Names – A Psycho-lexical Study; in: Psychological Monographs, Vol. 47, Nr. 1.

Angrist, Joshua D. und Alan B. Krueger (1999) Empirical Strategies in Labor Economics; in: Ashenfelter, Orley C. und David Card (Hrsg.) Handbook of Labor Economics; Vol. 3, Part A, S. 1277 – 1366.

Apps, Patricia und Ray Rees (2011) Optimal Taxation and Tax Reform for Two-Earner Households; in: CESifo Economic Studies, Vol. 57, Nr. 2, S. 283 – 304.

Asef, Dominik, Susanne Wanger und Ines Zapf (2011) Statistische Messung des Arbeitseinsatzes; in: WiSta 2011, S. 1058 – 1064.

Asendorf, Jens B. und Franz J. Neyer (2012) Psychologie der Persönlichkeit; 5. Auflage, Springer.

Bach, Stefan, Johannes Geyer, Peter Haan und Katharina Wrohlich (2011) Reform des Ehegattensplittings: Nur eine reine Individualbesteuerung erhöht die Erwerbsanreize deutlich; DIW Wochenbericht 41/2011, S. 13 – 19.

Barg, Katherin und Miriam Beblo (2012) Does „Sorting into Specialization“ Explain the Differences in Time Use between Married and Cohabiting Couples? An Empirical Application for Germany; in: Annals of Economics and Statistics, Nr. 105/106, S. 127 – 152.

Bargain, Olivier, Kristian Orsini und Andreas Peichl (2014) Comparing Labor Supply Elasticities in Europe and the United States – New Results; in: The Journal of Human Resources; Vol. 49, Nr. 3, S. 723 – 838.

Becker, Gary S. (1981) A Treatise on the Family; Harvard University Press.

Beninger, Denis, Francois Laisney und Miriam Beblo (2007) Welfare Analysis of a Tax Reform for Germany: A Comparison of the Unitary and Collective Models of Household Labour Supply; in: Journal of Population Economics, Vol. 20, Nr. 4, S. 869 – 893.

Bick, Alexander und Nicola Fuchs-Schündeln (2018) Taxation and Labour Supply of Married Couples across Countries: A Macroeconomic Analysis; in: Review of Economic Studies, Vol. 85, S. 1543 – 1576.

- Bick, Alexander, Bettina Brüggemann, Nicola Fuchs-Schündeln und Hannah Paule Paludkiewicz (2019) Long-term changes in married couples' labor supply and taxes: Evidence from the US and Europe since the 1980s; in: *Journal of International Economics*, Vol. 118, S. 44 – 62.
- Blau, Francine D. und Lawrence M. Kahn (2007) Changes in the Labor Supply Behavior of Married Women: 1980 – 2000; in: *Journal of Labor Economics*, Vol. 25, Nr. 3, S. 393 - 438.
- Blaufus, Kay, Jonathan Bob, Jochen Hundsdoerfer, Christian Sielaff, Dirk Kiesewetter und Joachim Weimann (2015) Perception of income tax rates: evidence from Germany; in: *European Journal of Law and Economics*, Vol. 40, Nr. 3, S. 457 – 478.
- Blossfeld, Hans-Peter, Erik Klijzing, Katharina Pohl und Götz Rohwer (1999) Why Do Cohabiting Couples Marry? An Example of a Causal Event History Approach to Independent Systems; in: *Quality & Quantity*, Vol. 33, S. 229 – 242.
- Bonin, Holger, Markus Clauss, Irene Gerlach, Inga Laß, Anna L. Mancini, Marc-André Nehr Korn-Ludwig, Verena Niepel, Reinhold Schnabel, Holger Stichnoth und Katharina Sutter (2013) Evaluation zentraler ehe- und familienbezogener Leistungen in Deutschland; ZEW, finales Gutachten im Auftrag der Prognos AG.
- Borkenau, Peter und Fritz Ostendorf (2008) NEO-FFI – NEO-Fünf-Faktoren-Inventar nach Costa und McCrae; 2. Auflage, Hogrefe.
- Boskin, Michael J. und Eytan Sheshinski (1983) Optimal Tax Treatment of the Family: Married Couples; in: *Journal of Public Economics*, Vol. 20, S. 281 – 297.
- Cornelißen, Waltraud (2005) Gender Datenreport – 1. Datenreport zur Gleichstellung von Frauen und Männern in der Bundesrepublik Deutschland; München, November 2005.
- Crossley, Thomas F. und Sung-Hee Jeon (2007) Joint Taxation and the Labour Supply of Married Women: Evidence from the Canadian Tax Reform of 1988; in: *Fiscal Studies*, Vol. 28, Nr. 3, S. 343 – 365.
- Dehne, Max und Jürgen Schupp (2007) Persönlichkeitsmerkmale im Sozio-oekonomischen Panel (SOEP) – Konzept, Umsetzung und empirische Eigenschaften; DIW Berlin Research Notes, Nr. 26.
- Del Boca, Daniela (2015a) Child Care Arrangements and Labor Supply; IDB Working Paper Series, Nr. 569.
- Del Boca, Daniela (2015b) The impact of child care costs and availability on mothers' labor supply; ImPRovE Working Paper, Nr. 15/04.

- Duvander, Ann-Zofie E. (1999) The Transition From Cohabitation to Marriage – A Longitudinal Study of the Propensity to Marry in Sweden in the Early 1990s; in: *Journal of Family Issues*, Vol. 20, Nr. 5, S. 698 – 717.
- Eissa, Nada (2002) Taxation and Labor Supply of Married Women: The Tax Reform Act of 1986 as a Natural Experiment; Working Paper, University of California, Berkeley and NBER.
- Enders, Craig K. (2010) *Applied Missing Data Analysis*; The Guilford Press, New York.
- Fehr, Hans, Manuel Kallweit und Fabian Kindermann (2015) Reforming Family Taxation in Germany – Labor Supply versus Insurance Effects; in: *FinanzArchiv: Public Finance Analysis*, Vol. 71, Nr. 1, S. 53 – 81.
- Fitzenberger, Bernd, Katrin Sommerfeld und Susanne Steffes (2013) Causal effects on employment after first birth – A dynamic treatment approach; in: *Labour Economics*, Vol. 25, S. 49 – 62.
- Frederiksson, Peter und Per Johansson (2008) Dynamic Treatment Assignment: The Consequences for Evaluations Using Observational Data; in: *Journal of Business & Economic Statistics*; Vol. 26, Nr. 4, S. 435 – 445.
- Gerlitz, Jean-Yves und Jürgen Schupp (2005) Zur Erhebung der Big-Five-basierten Persönlichkeitsmerkmale des SOEP; DIW Berlin Research Notes 4, Juli 2005.
- Grziwotz, Herbert (2014) *Nichteheliche Lebensgemeinschaft*; NJW Praxis Band 39, 5. Auflage, C.H. Beck, München.
- Gustafsson, Siv (1992) Separate taxation and married women`s labor supply. A comparison of West Germany and Sweden; in: *Journal of Population Economics*, Vol. 5, Nr. 1, S. 61 – 85.
- Heckman, James J. (1979) Sample Selection Bias as a Specification Error; in: *Econometrica*, Vol. 47, Nr. 1, S. 153 – 161.
- Iacus, Stefano M., Gary King und Giuseppe Porro (2011a) Causal Inference without Balance Checking: Coarsened Exact Matching; in: *Political Analysis*, Oxford University Press on behalf of the Society for Political Methodology.
- Iacus, Stefano M., Gary King und Giuseppe Porro (2011b) Multivariate Matching Methods That Are Monotonic Imbalance Bounding; in: *Journal of the American Statistical Association*, Vol. 106, Nr. 493, S. 345 – 361.
- Iacus, Stefano M., Gary King und Giuseppe Porro (2019) A Theory of Statistical Inference for Matching Methods in Causal Research; in: *Political Analysis*, Vol. 27, S. 46 – 68.
- Kalmijn, Matthijs (2007) Explaining Cross-National Differences in Marriage, Cohabitation, and Divorce in Europe, 1990 – 2000; in: *Population Studies*, Vol. 61, Nr. 3, S. 243 – 263.

- Kalmijn, Matthijs, Anneke Loeve und Dorien Manting (2007) Income Dynamics in Couples and the Dissolution of Marriage and Cohabitation; in: *Demography*, Vol. 44, Nr. 1, S. 159 – 179.
- Keane, Michael P. (2010) Structural vs. atheoretic approaches to econometrics; in: *Journal of Econometrics*, Vol. 156, Nr. 1, S. 3 – 20.
- Kempe, Wolfram (1996) Das Arbeitsangebot verheirateter Frauen in den neuen und alten Bundesländern – Eine semiparametrische Regressionsanalyse; *Statistische Diskussionsbeiträge*, Nr. 2, Universität Potsdam.
- Köppen, Katja (2010) Marriage and Cohabitation in western Germany and France; Dissertation an der Universität Rostock.
- Krzepkowski, Matt und Jack Mintz (2013) No more second-class taxpayers: How income splitting can bring fairness to Canada's single-income families; *SPP Research Paper*, University of Calgary, Vol. 6, Nr. 14.
- Kumar, Anil und Che-Yuan Liang (2016) Declining Female Labor Supply Elasticities in the United States and Implications for Tax Policy: Evidence from Panel Data; in: *National Tax Journal*, Vol. 69, Nr. 3, S. 481 – 516.
- LaLumia (2008) The Effects of Joint Taxation of Married Couples on Labor Supply and Non-wage Income; in: *Journal of Public Economics*, Vol. 92, Nr. 7, S. 1698 – 1719.
- Lois, Daniel (2008a) Arbeitsteilung, Berufsorientierung und Partnerschaftsstabilität – Ehen und nichteheliche Lebensgemeinschaften im Vergleich; in: *Kölner Zeitschrift für Soziologie und Sozialpsychologie*, Vol. 60, Nr. 1, S. 53 – 77.
- Lois, Daniel (2008b) Einflüsse von Lebensstilmerkmalen auf den Übergang in die erste Ehe; in: *Zeitschrift für Familienforschung*, Vol. 20, Nr. 1, S. 11 – 33.
- Lois, Daniel (2009) Lebensstile und Entwicklungspfade nichtehelicher Lebensgemeinschaften – Eine empirische Analyse mit dem Sozioökonomischen Panel; 1. Auflage, VS Verlag, Wiesbaden.
- Maiterth, Ralf und Malte Chirvi (2015) Das Ehegattensplitting aus Sicht der Steuerwissenschaftler; in: *Steuer und Wirtschaft*, Nr. 1, S. 19 – 32.
- Mincer, Jacob A. (1974) *Schooling, Experience and Earnings*; NBER Books.
- Müller, Kai-Uwe, C. Katharina Spieß, Chrysanthi Tsiasioti, Katharina Wrohlich, Elisabeth Bügelmayer, Luke Haywood, Frauke Peter, Marko Ringmann und Sven Witzke (2013) *Evaluationsmodul: Forderung und Wohlergehen von Kindern*; Politikberatung kompakt 73.

Puhani, Patrick A. (1995) Labour Supply of Married Women in Poland: A Microeconomic Study Based on the Polish Labour Force Survey; Discussion Paper No. 95-12, Zentrum für Europäische Wirtschaftsforschung.

Rust, John (2010) Comments on: „Structural vs. atheoretic approaches to econometrics” by Michael Keane; in: Journal of Econometrics, Vol. 156, S. 21 – 24.

Sausgruber, Rupert und Hannes Winner (1996) Die Familie in den „drei Steuerwissenschaften“ – Der Versuch einer Systematisierung gegensätzlicher Positionen; in: Thöni, Erich und Hannes Winner (Hrsg.) Die Familie im Sozialstaat – Familienbesteuerung aus ökonomischer und juristischer Sicht; Veröffentlichungen der Universität Innsbruck Nr. 216, S. 241 – 274.

Schneider, Norbert F. und Heiko Rüger (2007) Value of marriage: Der subjektive Sinn der Ehe und die Entscheidung zur Heirat; in: Zeitschrift für Soziologie, Vol. 36, Nr. 2, S. 131 – 152.

Schoen, Robert und Robin M. Weinick (1993) Partner choice in marriages and cohabitations; in: Journal of Marriage and the Family, Vol. 55, Nr. 2, S. 408 – 414.

Schröder, Melanie und Norma Burow (2016) Couple`s Labor Supply, Taxes, and the Division of Housework in a Gender-Neutral Lab; SOEP Discussion Paper 1593.

Schupp, Jürgen und Jean-Yves Gerlitz (2014) Big Five Inventory-SOEP (BFI-S); Zusammenstellung sozialwissenschaftlicher Items und Skalen des gesis (Leibniz-Institut für Sozialwissenschaften).

Schwartz, Christine R. (2010) Pathways to Educational Homogamy in Marital and Cohabiting Unions; in: Demography, Vol. 47, Nr. 3, S. 735 – 753

Selin, Håkan (2014) The rise in female employment and the role of tax incentives. An empirical analysis of the Swedish individual tax reform of 1971; in: International Tax and Public Finance; Vol. 21, S. 894 – 922.

Sianesi, Barbara (2004) An Evaluation of the Swedish System of Active Labor Market Programs in the 1990s; in: The Review of Economics and Statistics; Vol. 86, Nr. 1, S. 133 – 155.

Spahn, Paul B., Helmut Kaiser und Thomas Kassella (1992) The Tax Dilemma of Married Women in Germany; in: Fiscal Studies, Vol. 13, Nr. 2, S. 22 – 47.

Steiner, Viktor und Katharina Wrohlich (2004) Household Taxation, Income Splitting and Labor Supply Incentives: A Microsimulation Study for Germany; SOEPpaper Nummer 421.

Steiner, Viktor und Katharina Wrohlich (2008) Introducing Family Tax Splitting in Germany: How Would It Affect The Income Distribution, Work Incentives and Household Welfare?; in: FinanzArchiv: Public Finance Analysis, Vol 64, Nr. 1, S. 115 – 142.

Triebe, Doreen (2015a) Like or Dislike? – Assortative Mating of Married and Cohabiting Couples & its Consequences on Income Inequality; in: Triebe, Doreen (2015) To Marry or Not to Marry – Essays on Partnership Formation and Economic Labor Market Behavior of Married and Cohabiting Couples; Dissertation an der Technischen Universität Berlin, S. 8 – 36.

Triebe, Doreen (2015b) Women at Work? The Impact of Cohabiting and Married Partners' Earnings on Work Hours; in: Triebe, Doreen (2015) To Marry or Not to Marry – Essays on Partnership Formation and Economic Labor Market Behavior of Married and Cohabiting Couples; Dissertation an der Technischen Universität Berlin, S. 64 - 100.

Van Soest, Arthur (1995) Structural Models of Family Labor Supply: A Discrete Choice Approach; in: Journal of Human Resources, Vol. 30, Nr. 1, S. 63 – 88.

Wagenhals, Gerhard (2008) Auswirkungen einer Reform des Ehegattensplittings; in: Seel, Barbara (Hrsg.) Ehegattensplitting und Familienpolitik; VS Verlag für Sozialwissenschaften, S. 239 – 267.

Wagner, Gert G., Joachim R. Frick und Jürgen Schupp (2007) The German Socio-Economic Panel Study (SOEP) – Scope, Evolution and Enhancements; SOEPpapers, Nr. 1.

Wagner, Gert G., Jan Göbel, Peter Krause, Rainer Pischner und Ingo Sieber (2008) Das Sozio-oekonomische Panel (SOEP): Multidisziplinäres Haushaltspanel und Kohortenstudie für Deutschland; in: AStA Wirtschafts- und Sozialstatistisches Archiv, Vol. 2, Nr. 4, S. 301 – 328.

Wolf, Elke (2010) Lohndifferenziale zwischen Vollzeit- und Teilzeitbeschäftigten in Ost- und Westdeutschland; WSI-Diskussionspapier Nr. 174.

Wolpin, Kenneth I. (2013) The Limits of Inference without Theory; MIT University Press, 2013.

Wrohlich, Katharina A. (2007) Evaluating Family Policy Reforms Using Behavioral Microsimulation; Dissertation an der Freien Universität Berlin.

Wydick, Bruce (2007) Grandma was Right: Why Cohabitation Undermines Relational Satisfaction, But Is Increasing Anyway; in: KYKLOS, Vol. 60, Nr. 4, S. 617 – 645.

Appendix

| alle Altersgruppen | | | | | | |
|-------------------------------------|----------------------|-------------------------------|----------------------|----------------------|------------------------------|----------------------|
| | alle | ungewichtet ohne Geburt | nur Geburt | alle | gewichtet. ohne Geburt | nur Geburt |
| inkl. Kontrollen | | | | | | |
| Zeit | -1,212 (-1,60) | 1,644*** (3,11) | -4,592* (-1,87) | -3,020 (-1,59) | 1,113 (1,27) | -4,254 (-1,31) |
| Heirat | 0,619 (0,66) | 0,233 (0,23) | 0,857 (0,46) | -0,873 (-0,49) | -1,799 (-1,20) | 0,460 (0,17) |
| DiD-Schätzer | -2,229* (-1,76) | -0,514 (-0,45) | -5,839** (-2,17) | 0,793 (0,30) | 1,344 (0,68) | -5,856 (-1,54) |
| R^2 | 0,378 | 0,427 | 0,451 | 0,344 | 0,393 | 0,451 |
| inkl. Kontrollvariablen exkl. Big-5 | | | | | | |
| Zeit | -1,440* (-1,89) | 1,504*** (2,85) | -4,334* (-1,81) | -3,159* (-1,72) | 1,120 (1,27) | -3,674 (-1,19) |
| Heirat | 0,424 (0,46) | -0,007 (-0,01) | 0,662 (0,36) | -1,085 (-0,64) | -2,097 (-1,42) | -0,266 (-0,10) |
| DiD-Schätzer | -2,006 (-1,62) | -0,187 (-0,17) | -5,917** (-2,25) | 0,966 (0,38) | 1,509 (0,77) | -5,964 (-1,56) |
| R^2 | 0,375 | 0,424 | 0,450 | 0,342 | 0,387 | 0,448 |
| ohne Kontrollvariablen | | | | | | |
| Zeit | -2,514*** (-2,73) | 2,853*** (5,36) | 13,979*** (-6,52) | -8,813*** (-4,09) | 2,960*** (3,04) | 13,784*** (-4,69) |
| Heirat | -0,919 (-0,78) | -1,916 (-1,37) | 1,211 (0,56) | -3,088 (-1,43) | -3,506 (-1,59) | -0,537 (-0,17) |
| DiD-Schätzer | -2,803* (-1,95) | -0,439 (-0,36) | -7,854*** (-2,87) | 3,439 (1,12) | 0,635 (0,28) | -8,609** (-2,18) |
| R^2 | 0,011 | 0,009 | 0,206 | 0,043 | 0,016 | 0,207 |
| Beobachtungen | 4.878 | 4.128 | 750 | 4.856 | 4.108 | 748 |

t Werte in Klammern; * p < 0,10; ** p < 0,05; *** p < 0,01

Tabelle 6: Generelle Unterschiede über die Zeit und zwischen den beiden Gruppen in t_{vor} sowie geschätzte Effekte der Heirat auf die Arbeitsstunden; voller Datensatz sowie getrennt nach Geburt von Kindern; t-Werte in Klammern.

| nur Frauen unter 35 Jahre | | | | | | |
|-------------------------------------|----------------------|--------------------|----------------------|-----------------------|-------------------|----------------------|
| | ungewichtet | | | gewichtet. | | |
| | alle | ohne Geburt | nur Geburt | alle | ohne Geburt | nur Geburt |
| inkl. Kontrollen | | | | | | |
| Zeit | -0,982 (-0,78) | 2,438** (2,24) | -4,479* (-1,67) | -2,910 (-1,17) | 1,034 (0,67) | -4,364 (-1,22) |
| Heirat | 0,128 (0,11) | -1,262 (-0,92) | 0,877 (0,45) | 0,202 (0,09) | -1,309 (-0,65) | 0,478 (0,17) |
| DiD-Schätzer | -2,276 (-1,32) | 0,507 (0,30) | -5,460* (-1,96) | -0,492 (-0,16) | 1,269 (0,53) | -5,258 (-1,35) |
| R^2 | 0,378 | 0,396 | 0,457 | 0,376 | 0,421 | 0,461 |
| inkl. Kontrollvariablen exkl. Big-5 | | | | | | |
| Zeit | -1,203 (-0,96) | 2,151* (1,95) | -3,954 (-1,51) | -2,744 (-1,14) | 0,801 (0,51) | -3,369 (-1,00) |
| Heirat | -0,300 (-0,26) | -1,707 (-1,27) | 0,466 (0,24) | -0,428 (-0,20) | -1,792 (-0,89) | -0,652 (-0,24) |
| DiD-Schätzer | -1,996 (-1,20) | 1,109 (0,65) | -5,714** (-2,09) | -0,430 (-0,15) | 1,729 (0,74) | -5,516 (-1,40) |
| R^2 | 0,374 | 0,391 | 0,454 | 0,371 | 0,413 | 0,452 |
| ohne Kontrollvariablen | | | | | | |
| Zeit | -4,214*** (-3,12) | 4,796*** (5,11) | 14,252*** (-6,44) | -10,271*** (-4,18) | 3,986** (2,54) | 14,071*** (-4,64) |
| Heirat | -1,232 (-0,84) | -3,101 (-1,59) | 0,849 (0,38) | -2,243 (-0,89) | -2,337 (-0,80) | -0,941 (-0,29) |
| DiD-Schätzer | -3,434* (-1,74) | 0,375 (0,20) | -7,677*** (-2,71) | 1,120 (0,33) | 2,043 (0,73) | -8,337** (-2,05) |
| R^2 | 0,026 | 0,025 | 0,207 | 0,065 | 0,022 | 0,208 |
| Beobachtungen | 2.266 | 1.540 | 726 | 2.244 | 1.520 | 724 |

t Werte in Klammern; * p < 0,10; ** p < 0,05; *** p < 0,01

Tabelle 7: Generelle Unterschiede über die Zeit und zwischen den beiden Gruppen in t_{vor} sowie geschätzte Effekte der Heirat auf die Arbeitsstunden; Frauen unter 35 Jahre; gesamt sowie getrennt nach Geburt von Kindern; t-Werte in Klammern.

| ungewichtet | | | | |
|---------------|--------------------|--------------------|---------------------|----------------------|
| | ohne Geburt | | nur Geburt | |
| | niedr. Eink. | hohes Eink. | niedr. Eink. | hohes Eink. |
| Zeit | 3,981*** (4,63) | -1,120 (-1,48) | -0,671 (-0,20) | -11,897** (-2,31) |
| Heirat | 0,221 (0,14) | -1,248 (-1,07) | 2,101 (0,72) | -1,014 (-0,42) |
| DiD-Schätzer | -0,699 (-0,38) | 0,652 (0,44) | -7,572** (-2,20) | -3,348 (-0,70) |
| Beobachtungen | 1.994 | 2.054 | 444 | 286 |
| R^2 | 0,452 | 0,332 | 0,394 | 0,633 |
| gewichtet | | | | |
| | ohne Geburt | | nur Geburt | |
| | niedr. Eink. | hohes Eink. | niedr. Eink. | hohes Eink. |
| Zeit | 3,630*** (3,00) | -2,581 (-1,28) | 0,292 (0,08) | -12,042** (-2,27) |
| Heirat | -0,263 (-0,13) | -4,819* (-1,84) | 1,371 (0,37) | -0,115 (-0,04) |
| DiD-Schätzer | -0,128 (-0,05) | 5,316 (1,57) | -8,011** (-1,98) | -2,905 (-0,53) |
| Beobachtungen | 1.982 | 2.048 | 442 | 286 |
| R^2 | 0,424 | 0,310 | 0,473 | 0,669 |

t Werte in Klammern; * $p < 0,10$; ** $p < 0,05$; *** $p < 0,01$

Tabelle 8: Generelle Unterschiede über die Zeit und zwischen den beiden Gruppen in t_{vor} sowie geschätzte Effekte der Heirat auf die Arbeitsstunden; getrennt nach Höhe des Haushaltseinkommens sowie nach Geburt von Kindern; t-Werte in Klammern.

| Δ Durchschnittsteuersatz > 7,5 Prozentpunkte | | | | |
|---|--------------------|--------------------|-------------------|-------------------|
| | ungewichtet | | gewichtet | |
| | ohne Geburt | nur Geburt | ohne Geburt | nur Geburt |
| Zeit | 4,665*** (3,35) | -5,328 (-0,59) | 4,071** (2,36) | -9,693 (-1,26) |
| Heirat | 0,222 (0,12) | 2,127 (0,43) | 1,336 (0,56) | 3,680 (0,69) |
| DiD-Schätzer | 0,419 (0,18) | -12,856 (-1,33) | 1,814 (0,57) | -6,859 (-0,78) |
| Beobachtungen | 780 | 74 | 778 | 74 |
| R^2 | 0,485 | 0,567 | 0,555 | 0,750 |

| Δ Grenzsteuersatz > 7,5 Prozentpunkte | | | | |
|--|--------------------|-------------------|--------------------|-------------------|
| | ungewichtet | | gewichtet | |
| | ohne Geburt | nur Geburt | ohne Geburt | nur Geburt |
| Zeit | 5,703*** (3,89) | -7,006 (-1,14) | 4,977*** (2,84) | -4,671 (-0,76) |
| Heirat | 0,563 (0,30) | 1,004 (0,19) | 1,484 (0,65) | 1,892 (0,33) |
| DiD-Schätzer | -0,679 (-0,29) | -4,780 (-0,72) | 2,196 (0,72) | -7,307 (-1,09) |
| Beobachtungen | 880 | 100 | 878 | 100 |
| R^2 | 0,517 | 0,455 | 0,560 | 0,619 |

Tabelle 9: Generelle Unterschiede über die Zeit und zwischen den beiden Gruppen in t_{vor} sowie geschätzte Effekte der Heirat auf die Arbeitsstunden; nur Frauen, deren Einkommen nach einer Heirat einer den Überschriften entsprechenden höheren Steuerbelastung unterworfen ist; t-Werte in Klammern.

Impressum:

Arbeitskreis Quantitative Steuerlehre, arqus, e.V.

Vorstand: Prof. Dr. Ralf Maiterth (Vorsitzender),
Prof. Dr. Kay Blaufus, Prof. Dr. Dr. Andreas Löffler
Sitz des Vereins: Berlin

Herausgeber: Kay Blaufus, Jochen Hundsdoerfer,
Martin Jacob, Dirk Kiesewetter, Rolf J. König,
Lutz Kruschwitz, Andreas Löffler, Ralf Maiterth,
Heiko Müller, Jens Müller, Rainer Niemann,
Deborah Schanz, Sebastian Schanz, Caren Sureth-
Sloane, Corinna Treisch

Kontaktadresse:

Prof. Dr. Caren Sureth-Sloane, Universität Paderborn,
Fakultät für Wirtschaftswissenschaften,
Warburger Str. 100, 33098 Paderborn,
www.arqus.info, Email: info@arqus.info

ISSN 1861-8944