

Abschlussbericht: Cui prodest? Die Verteilungswirkungen der Riester-Förderung

Giacomo Corneo
Freie Universität Berlin
Fachbereich Wirtschaftswissenschaft
giacomo.corneo@fu-berlin.de

Johannes König
Freie Universität Berlin
Fachbereich Wirtschaftswissenschaft
j.koenig@fu-berlin.de

Carsten Schröder
SOEP/DIW and Freie Universität Berlin
Fachbereich Wirtschaftswissenschaft
cschroeder@diw.de

Inhaltsverzeichnis

| | |
|--|-----------|
| 1. Einleitung und Forschungsfrage | 3 |
| 1.1. Institutioneller Hintergrund | 6 |
| 2. Querschnittsanalyse | 8 |
| 2.1. Einleitung | 9 |
| 2.2. Datengrundlage | 13 |
| 2.2.1. PHF und die Ermittlung der Einkommensverteilungen | 13 |
| 2.2.2. Deskriptive Statistiken | 18 |
| 2.3. Ergebnisse der Verteilungsanalyse im Querschnitt | 21 |
| 2.3.1. Förderhöhe entlang der Einkommensverteilung | 21 |
| 2.3.2. Effekte auf Ungleichheits- und Armutsindikatoren | 24 |
| 2.4. Mechanismen hinter den Verteilungseffekten | 29 |
| 2.4.1. Zerlegung | 29 |
| 2.4.2. Determinanten der Riester-Teilnahme | 32 |
| 2.5. Fazit | 35 |
| 3. Längsschnittanalyse | 36 |
| 3.1. Theoretischer Rahmen für die Längsschnittanalyse | 37 |
| 3.1.1. Modellierung Laissez-faire | 38 |
| 3.1.2. Modellierung des Steuer-Transfer-System | 39 |
| 3.1.3. Modellierung Riester I | 40 |
| 3.1.4. Modellierung Riester II | 40 |
| 3.2. Definition des Lebenseinkommens | 41 |
| 3.3. Herausforderungen bei der Konstruktion der Lebenszyklus-Profile | 44 |
| 3.4. Konstruktion der Untersuchungspopulation und ihrer Lebensverläufe | 45 |
| 3.5. Modellierung der drei Lebensphasen | 46 |
| 3.5.1. <i>Phase 1</i> | 46 |
| 3.5.2. <i>Phase 2</i> : Modellierung der Zustandsunsicherheit | 54 |
| 3.5.3. <i>Phase 3</i> | 58 |
| 3.6. Lebensprofile zentraler Variablen | 65 |
| 3.7. Verteilungsergebnisse über den Lebenszyklus | 72 |
| 3.8. Armutsrisiko im Alter | 76 |

| | |
|---|-----------|
| 4. Fazit | 78 |
| A. Appendix | 81 |
| A.1. Variablen und Modulbeschreibung | 81 |
| A.2. Pseudomissings aus Modul 4 (Einkommen) | 86 |

1. Einleitung und Forschungsfrage

In Deutschland wurden die Regeln zum Leistungsbezug im Rahmen der gesetzlichen Rentenversicherung (GRV) mit den Reformen der Jahre 2001 und 2004 restriktiver. Insbesondere aufgrund des Nachhaltigkeitsfaktors werden die Rentensteigerungen in der Zukunft merklich hinter den Lohnsteigerungen zurückbleiben.¹ Um das Absinken des Rentenniveaus in der Zukunft abzumildern, wurde im Zuge der Rentenreform 2001 mit der Riester-Rente in Ergänzung zur betrieblichen Altersvorsorge ein staatlich gefördertes freiwilliges Instrument zum Aufbau einer privaten Altersvorsorge eingeführt. Diese staatliche Förderung bringt Zulagen, Steuerbegünstigungen und Verwaltungskosten mit sich, welche insgesamt den öffentlichen Haushalt der Bundesrepublik Deutschland belasten. Ferner ist zu erwarten, dass durch die Riester-Reform weitreichende wirtschaftliche und soziale Impulse ausgelöst werden, da sie eine erhebliche Bedeutung für einen breiten Teil der Bevölkerung hat. Deshalb hat das Gemeinwesen ein primäres Interesse an einer umfassenden Evaluierung der Riester-Reform. Dieser Bericht stellt mit der wissenschaftlichen Untersuchung der Verteilungseffekte der Riester-Förderung einen Beitrag für eine solche umfassende Evaluation dar.

Im Mittelpunkt der Untersuchung steht die Frage nach der auf die privaten Haushalte bezogenen spezifischen Inzidenz der Riester-Förderung. Ziel ist es, die Auswirkungen der Förderung auf die Einkommen der in Deutschland lebenden Haushalte empirisch zu schätzen. Damit soll geklärt werden, welche Haushaltstypen tatsächlich von der Förderung profitieren und in welchem Umfang; in welche Richtung und wie stark die Einkommensungleichheit durch die Riester-Förderung beeinflusst wird; welche Effekte auf die Armutsgefährdung unterschiedlicher gesellschaftlicher Gruppen aus ihr resultieren. Die Verteilungsanalyse schätzt dabei sowohl die Querschnitteffekte auf die Verteilung der Jahreseinkommen als auch die Längsschnitteffekte auf die Verteilung der Lebenseinkommen ab.

Wir sehen zwei zentrale Gründe, weshalb eine wissenschaftliche Auseinandersetzung mit den oben formulierten Fragen wichtig ist. Erstens geht es um die

¹Auch der Riesterfaktor hat im Zeitraum 2003-2012 zu einer Abkoppelung der Renten von den Löhnen beigetragen hat. In der Zukunft bleibt dieser Faktor der Rentenformel jedoch konstant bei einem Wert von 4,0. Das heißt, der Riesterfaktor führt zukünftig nicht mehr zu einer geringeren Anpassung der Renten.

Schaffung von mehr Transparenz hinsichtlich der finanziellen Konsequenzen der Riester-Förderung für verschiedene Gruppen der Bevölkerung in Deutschland. Im Gegensatz zur GRV, die auf einer Versicherungspflicht basiert und eine Rentenformel zur Ermittlung der Ansprüche verwendet, ist die Teilnahme an der Riester-Förderung freiwillig. Die mit ihre verbundenen individuellen Einkommensansprüche sind zudem nur beschränkt nach einer Gesetzesformel a priori definiert und daher schwer prognostizierbar. Somit herrscht eine vergleichsweise große Unsicherheit darüber, welche Haushaltsgruppen in welchem Umfang von der Riester-Förderung profitieren, und ob die Förderung dem Trend steigender Einkommensungleichheit in Deutschland entgegenwirkt oder diesen sogar verstärkt. So findet man in der öffentlichen Diskussion über diesen Sachverhalt entgegengesetzte Meinungen: Für die einen sind es in erster Linie die Geringverdiener, die aufgrund der progressiven Zulagen von der Riester-Förderung profitieren. Für die anderen haben die Geringverdiener keinen Vorteil durch die Förderung der privaten Altersvorsorge, da ihre Ansprüche im Rentenalter gegen eine wahrscheinliche Grundsicherung im Alter angerechnet werden müssen; vielmehr sind es die teilzeitbeschäftigten Zweitverdiener der Mittelschicht, welche primär von der Riester-Förderung profitieren.² Um diese öffentliche Diskussion konstruktiv fortführen zu können, ist eine umfassende quantitative Analyse der Verteilungswirkung der Riester-Förderung notwendig.

Zweitens ist eine Auseinandersetzung mit den aufgeworfenen Forschungsfragen wichtig, weil sie wertvolle Einsichten in die Entwicklung der Armutsgefährdung ermöglichen kann. Ob die Absenkung des gesetzlichen Rentenniveaus mit privater Vorsorge kompensiert wird, ist aus sozialpolitischer Sicht besonders für diejenige Personengruppe relevant, deren gesetzliche Rentenansprüche niedrig sind. Da die Rentenansprüche in der GRV eng an die eigenen Beitragszahlungen und damit an die Erwerbseinkommen gekoppelt sind, sind dies die Bezieherinnen und Bezieher niedriger versicherungspflichtiger Einkommen während der Erwerbsphase. Deswegen werden Bezieherinnen und Bezieher mittlerer und niedriger Einkommen und Familien mittels überdurchschnittlicher Förderquoten besonders gefördert. Auf der Basis einer Simulation der Einkommen während des gesamten Lebenszyklus für die von Armut gefährdeten Haushalte schätzen wir die Einkommensverbesserungen

²Mit dem Betriebsrentenstärkungsgesetz wurden Freibeträge für Betriebs- und Riesterrenten in der Grundsicherung eingeführt, so dass die regressiven Effekte tendenziell abgemildert werden.

ab, die durch die Riester-Förderung ausgelöst werden. Insbesondere wird Armut in Relation zu den erzielten Lebenseinkommen gesetzt. Damit wird die Auswirkung der Riester-Förderung auf die zu erwartende Armutsgefährdung in Deutschland besser als bisher erfasst.

Um die Auswirkung der Riester-Förderung auf die Einkommensverteilung abzuschätzen, ist es also erforderlich, die für die Verteilungsforschung übliche Querschnittanalyse durch eine methodisch anspruchsvollere Längsschnittanalyse zu ergänzen. Die Querschnittanalyse wird die Frage beantworten, wie stark die in Deutschland lebenden Haushalte von der Riester-Förderung in einem gegebenen Jahr profitieren. Die zentrale Variable einer solchen Untersuchung ist das jährliche Nettoäquivalenzeinkommen der Privathaushalte. Die Haushalte, welche die Riester-Förderung in Anspruch nehmen, erhöhen ihr Einkommen durch die Zulagen und durch den Sonderabgabenabzug in der Einkommensteuer. So wird erfasst, wie sich die Riester-Förderung auf die jährlichen Nettoäquivalenzeinkommen der Privathaushalte Deutschlands auswirkt. Der Querschnittanalyse folgt eine Längsschnittanalyse, welche Daten über den bereits beobachteten ersten Teil des Lebenszyklus durch die Ergebnisse eines Mikrosimulationsmodells ergänzt. Mit dieser Längsschnittanalyse werden die Auswirkungen der Riester-Förderung auf die Verteilung der Lebenseinkommen in einer Kohorte bestimmt. Dabei fokussieren wir uns auf die Individuen der Baby-Boomer-Generation, die sich über einen vergleichsweise langen Zeitraum in vorliegenden Mikrodaten beobachten lässt, was Unsicherheiten in der Abschätzung der Verteilungseffekte verringert. Voraussetzung für diese Analyse ist eine verlässliche Simulation ihrer zukünftigen Einkommen. Die Längsschnittanalyse kann deshalb besonders lehrreich sein, weil hiermit die Verteilungswirkungen der Riester-Förderung vergleichsweise komplett erfasst werden, da die Geförderten im Nachhinein die entsprechenden Kapitalerträge / Rentenansprüche besteuern bzw. sie auf die Grundsicherung im Alter anrechnen müssen. Damit ergeben sich Aufschlüsse darüber, wer von der Riester-Förderung über das Leben hinweg tatsächlich und in welchem Umfang profitiert.

Die Ansicht, dass Querschnittanalysen nur eine erste Einschätzung der Verteilungseffekte von Steuer- und Sozialversicherungssystemen zulassen und daher um eine Lebenszyklusanalyse fruchtbar ergänzt werden können, hat eine gewisse Tradition in der internationalen Literatur. So werden im Ansatz des „Generational

Accounting“ seit längerer Zeit Verteilungseffekte von Sozialversicherungssystemen im Lebenszyklus über mehrere Generationen hinweg untersucht.³ Insgesamt gibt es aber in Deutschland und auch international nur wenige Studien, die sich mit den Verteilungseffekten der Förderung privater Altersvorsorge beschäftigen. Da die staatlich geförderte private Altersvorsorge generell weniger Umverteilung als die Alterssicherung im Umlagesystem impliziert - so das Argument - würde ein Regimewechsel hin zu mehr privater Vorsorge zu mehr Ungleichheit und Armut unter alten Menschen führen.⁴ Zwar stützen mehrere Studien diese Hypothese, betonen aber gleichzeitig die Rolle, die die jeweilige landesspezifische institutionelle Ausgestaltung für die Verteilungseffekte spielt.

Unsere Studie teilt mit der existierenden Literatur zwei Einschränkungen, die in künftigen Arbeiten aufgehoben werden sollten. Zum einen unterstellen wir, dass die Riester-Förderung einen vernachlässigbaren Effekt auf das Arbeitsangebot und die Sparentscheidungen der Privathaushalte hat. Ebenso lassen wir allgemeine Gleichgewichtseffekte sowie Auswirkungen auf dem öffentlichen Haushalt und dessen Finanzierung außer Betracht. Zum anderen unterstellen wir keine Überwälzung der Förderung auf die Anbieter von Riester-Produkten.

Eine umfassende Verteilungsanalyse der Riester-Förderung wurde bisher nicht durchgeführt. Diese Lücke in der wirtschaftspolitisch relevanten, wissenschaftlichen Literatur wird mit diesem Abschlussbericht geschlossen.⁵

1.1. Institutioneller Hintergrund

Im Juni 2001 wurde in Deutschland das *Altersvermögensgesetz* eingeführt. Ziel seiner Einführung war eine Kurskorrektur: Um die langfristige Bezahlbarkeit der gesetzlichen Rente für jüngere Generationen zu sichern, wurde der maximale Beitragssatz begrenzt, das Rentenniveau gemindert und parallel dazu die private

³Wegweisende Studien sind Kotlikoff (1987) sowie Auerbach et al. (1994).

⁴Siehe z. B. Arza (2008) und Goudswaard und Caminada (2010).

⁵Wohlgemerkt soll die Verteilungswirkung der Riester-Förderung als spezifische Inzidenz erfasst werden. Dagegen ist es nicht Ziel dieses Projekts, die Verteilungswirkung der gesamten Riester-Reform im Rahmen einer Budgetinzidenz - bei der die intertemporale staatliche Budgetgleichung stets gelten muss - durchzuführen. Eine solche Analyse setzt eine schwierige Festlegung des Finanzierungsmix (Steuern, Ausgabenkürzungen, Neuverschuldung) im betrachteten Zeitverlauf voraus und sprengt den Rahmen des beantragten Projekts.

Altersvorsorge mit Hilfe von Zulagen und Steuervergünstigungen gefördert (*Riesterverträge*). Im Januar 2002 trat das Gesetz in Kraft. Die Bemessungseinheit für die Höhe der Riester-Förderung sind Steuerpflichtige entsprechend der Einkommensteuer: Einzelpersonen oder gemeinsam veranlagende Paare (Ehepartner und eingetragene Lebenspartnerschaften). Zulagen und Steuervergünstigungen hängen von der Anzahl der Kinder, dem Partnerschaftsverhältnis, Einkommen und Sparleistung der Steuereinheit ab.

Förderberechtigte Population Unmittelbaren Anspruch auf Altersvorsorgezulage haben rentenversicherungspflichtige Personen (§ 10a EStG), sofern sie der unbeschränkten Steuerpflicht unterliegen. Der förderberechtigte Personenkreis umschließt abhängig Beschäftigte⁶, Beamte, Auszubildende, Bauern, Empfänger von ALG I oder II und Frührentner.⁷ Personen, die Ehepartner einer unmittelbar förderberechtigten Person sind, sind mittelbar förderberechtigt. Fasshauer und Toutaoui (2009) ermitteln aus Daten von 2007, dass ca. 71% (38,6 Millionen) der 15- bis 64-Jährigen förderberechtigt sind. Nach Stolz und Rieckhoff (2013) haben ca. 10,2 Millionen Personen eine Riesterzulage im Jahr 2010 erhalten.

Mindesteigenbeitrag Riestersparer müssen zumindest einen minimalen Sparbeitrag selbst anlegen, um die volle Zulage zu erhalten. Die volle Zulage wird gewährt, wenn der Eigenbeitrag (eigene Sparleistung) mindestens 4% des individuellen, rentenversicherungspflichtigen Bruttoeinkommens des letzten Jahres (maximal 2.100€) vermindert um die maximale Zulage, aber mindestens 60€ entspricht. Anderenfalls kommt es zu einer proportionalen Kürzung der Zulage. Zulagen und Eigenbeiträge müssen in zertifizierten Riesterprodukten angelegt werden.⁸

Höhe der Förderung Es existieren zwei Arten der Förderung: Zulagen und Steuervergünstigungen. Zulagen lassen sich in eine Grund- und eine Kinderzu-

⁶Sofern sie in der gesetzlichen Rentenversicherung versichert sind.

⁷Gemeint sind *voll erwerbsgeminderte Frührentner*.

⁸Formal:

$$OCN = \max(60, \min(0.04 \times Y_{LSC}, 2100) - MDF),$$

OCN ist der benötigte Mindesteigenbeitrag, Y_{LSC} ist das rentenversicherungspflichtige Bruttoeinkommen, und MDF ist die maximale Zulage. MDF ist beispielsweise 154€ bei kinderlosen Alleinlebenden.

lage aufteilen. Die Grundzulage für Einzelpersonen betrug bis 2016 154€ p.a. und 308€ p.a. für gleichermaßen teilnehmende Partner. Die Kinderzulage beträgt 185€ p.a. pro Kind (300€ p.a. sofern das Kind nach dem 31. Dezember 2007 geboren wurde).⁹ Steuervorteile hingegen werden auf Grundlage einer Günstigerprüfung durch das Finanzamt festgesetzt. Das Finanzamt reduziert das zu versteuernde Einkommen um die Summe aus Eigenbeitrag und Zulagen (maximal 2.100€ für Einzelpersonen und 4.200€ für Paare) und berechnet die entsprechende Steuerlast. Die Zulagen werden danach der Steuerlast zugeschlagen und mit der regulären Steuerlast verglichen. Die Differenz entspricht der jeweiligen Steuervergünstigung durch Riestersparen.¹⁰ Die Summe aus Zulagen und etwaiger Steuervergünstigung ergibt die Höhe der Riester-Förderung.

Rechenbeispiel Ein kinderloser Alleinlebender verdient 60.000€ sozialversicherungspflichtiges Einkommen und seine Steuerrate ist 50%. Die Steuerlast ohne Riester beträgt 30.000€. Der maximal geförderte Betrag ist 2.100€ = $\min(60.000€ \times 0.04, 2.100€)$. Dieser setzt sich aus 1.946€ Eigenbeitrag und 154€ Zulage zusammen. Entsprechend wird die Steuerlast gemindert: $(60.000€ - 2.100€) \times 0.5$. Addiert man nun die gezahlte Zulage von 154€ erhält man die finale Steuerlast, welche kleiner als der Referenzfall ist: 29.104€ < 30.000€. Die Steuerersparnis ist 30.000€ - 29.104€ = 896€ und die Gesamtförderung dementsprechend 154€ + 896€ = 1.050€.

2. Querschnittsanalyse

Die nachfolgenden Darstellungen zur Querschnittsanalyse lehnen sich eng an Corneo, Schröder und König (2015) an, wo sich auch technische Details finden z.B. über den Umgang mit der multipel imputierten Datenbasis und Bootstrap-Gewichten, die über die nachfolgende Darstellung hinaus gehen.

⁹Die Grundzulage ist in 2017 auf 175€ angehoben worden.

¹⁰Formal:

$$TAS = \max(0, TB_{NoRiester} - TB_{Riester}),$$

wobei TAS die Steuervergünstigung bezeichnet, $TB_{Riester}$ ist die Steuerlast mit Riester-Förderung und $TB_{NoRiester}$ ist die Steuerlast ohne Riester-Förderung.

2.1. Einleitung

Mit der Riester-Rente sollen die Versicherten über eine Förderung bei ihren privaten Vorsorgeanstrengungen unterstützt werden. Mobilisierungseffekte im Sinne eines Anstiegs der Spartätigkeit finden vorliegende empirische Studien aber kaum.¹¹ Dies bedeutet, dass die Riester-Förderung zu einer Verdrängung nicht geförderter durch geförderter privater Ersparnis führt, so dass die Förderung Mitnahmeeffekte bei den Begünstigten auslöst, die sich für einen Abschluss eines Vertrags entscheiden (aber nicht mehr sparen, sondern ihre Portfolios umschichten).¹² In einem solchen Kontext, in dem Verhaltensanpassungen vernachlässigbar sind, kommt der Verteilung der monetären Vorteile der Förderung (Windfall Gains) eine entscheidende Bedeutung zu. Stellt sich heraus, dass insbesondere Haushalte mit niedrigen Einkommen von der Förderung profitieren, dürfte das Riester-Programm einen Beitrag zur Absenkung des Risikos von Altersarmut „morgen“ darstellen.

Auf den ersten Blick wirkt das Riester-Programm progressiv, vermindert also die Ungleichheit. Denn während die gesetzliche Rentenversicherung auf dem Äquivalenzprinzip beruht, beinhaltet das Riester-Programm eine für alle Versicherten, so sie den verlangten Sparbetrag vollständig erbringen, gleiche Grundzulage und generöse Kinderzulagen für Haushalte mit Kindern. Trotzdem ist der Verteilungseffekt des Riester-Programms *a priori* unbestimmt, da die Teilnahme am Programm freiwillig ist und die Förderung nur dann vollständig gewährt wird, wenn ein ein-

¹¹Vergleiche Coppola und Reil-Held (2009), Corneo, Keese und Schröder (2009), Corneo, Keese und Schröder (2010) und Pfarr und Schneider (2011) für Analysen basierend auf den Daten von SOEP und SAVE. Börsch-Supan, Reil-Held und Schunk (2008) finden keine eindeutigen Effekte. Börsch-Supan, Coppola und Reil-Held (2012) diskutieren die Eignung der Daten für Analysen der Spartätigkeit. Starke Verdrängungseffekte von geförderter zulasten nicht geförderter Spartätigkeit finden auch Studien für vergleichbare Programme in anderen Ländern. Engen, Gale und Scholz (1996) nennen eine Reihe von Argumenten, warum der vermutete stimulierende Effekt von so genannten 401(k) und IRA Förderprogrammen überschätzt wird beziehungsweise nicht existiert. Eine aktuellere Studie von Chetty u. a. (2013) für Dänemark zeigt, dass jeder 1\$ staatlicher Förderung die private Spartätigkeit um lediglich 1 Cent erhöht. Ein unvollständiges Crowding out finden Engelhardt und Kumar (2011) bzgl. verschiedener Vermögensformen. Carbonnier, Direr und Houti (2014) verwenden französische Mikrodaten der Besteuerung und zeigen hierauf basierend einen stimulierenden Effekt für reichere Sparer. Bei ärmeren Personen ist der Effekt deutlich niedriger oder bleibt komplett aus.

¹²Die Theorie der Märkte sagt voraus, dass im Regelfall die Anbieter einen Teil der Förderung abschöpfen, wovon in der Analyse abstrahiert wird.

kommensabhängiger Mindestsparbetrag erreicht wird.¹³ Steigt die Sparquote mit dem Einkommen und sparen Haushalte mit niedrigen Einkommen nicht genug, um die volle Förderung zu erhalten, kann die Selbstselektion in die Teilnahme am Programm einen regressiven Effekt bedingen. Darüber hinaus profitieren Haushalte mit hohem Einkommen von der Möglichkeit, dass der Sparbetrag (inkl. Zulage) bis zu einer Höchstgrenze als Sonderausgabenabzug das zu versteuernde Einkommen und darüber die Steuerschuld mindert. Ob der progressive Effekt, der über die Zulage ausgelöst wird, den durch Selbstselektion getriebenen regressiven Effekt überwiegt, ist eine empirische Frage und wird nachfolgend analysiert.

Als Grundlage der empirischen Analyse im Querschnitt fungiert das Panel of Household Finance (Studie zur wirtschaftlichen Lage privater Haushalte, PHF) der Bundesbank aus dem Jahr 2012 mit Einkommensdaten aus 2010/11. Eine zentrale Stärke dieses Datensatzes ist, dass hierin für jede Person auch die Einzahlung in den Riestervertrag als Variable enthalten ist. Basierend auf diesem Betrag bestimmen wir den finanziellen Vorteil der Riester-Förderung und hierüber den Effekt auf die Verteilung der Einkommen im Querschnitt. Ein Mikrosimulationsmodell bestimmt den gesamten Effekt der Förderung in Form von Zulagen und steuerlicher Begünstigung. Hierbei wird systematisch differenziert zwischen Steuerfällen und Haushalten. Erstere werden bei der Berechnung des Fördereffekts verwendet; die Haushalte bei der Verteilungsanalyse.

Der Erstrundeneffekt des Riester-Programms ergibt sich als Vergleich der aktuellen Einkommensverteilung mit und ohne Berücksichtigung der monetären Effekte auf Haushaltsebene, hier der Riester-induzierten Cash Flows im Jahr 2010. Diese ergeben sich über Zulagen, steuerliche Abzugsfähigkeit und nachgelagerte Besteuerung. Allerdings war die Anzahl der Riester-Verträge, die sich in 2010 schon in der Auszahlungsphase befanden, klein. So erhielten in 2013 – der früheste Befragungszeitpunkt – laut SOEP hochgerechnet 0.5% der Gesamtbevölkerung eine Auszahlung aus einer Riesterrente. Daher sind die Verteilungseffekte aus der nachgelagerten Besteuerung in der Querschnittsanalyse unerheblich. Als Einkommenskonzept fun-

¹³Als Grundlage für die Bemessung des Mindestsparbetrags dient das rentenversicherungspflichtige Einkommen.

giert das Haushaltsnettoäquivalenzeinkommen: Die Summe der Einkommen auf Haushaltsebene abzüglich Steuern und zuzüglich Transferleistungen.¹⁴

Box 1: Konstruktion äquivalenter Einkommensverteilungen

Diese Box beschreibt anhand eines hypothetischen Beispiels die Konstruktion einer äquivalenten Einkommensverteilung. Wir treffen folgende Annahmen:

1. Es gebe zwei Haushalte, die wir über zwei Perioden beobachten können.
2. Im ersten Haushalt (ID 1) lebe ein verheiratetes Paar mit einem minderjährigen Kind.
3. Im zweiten Haushalt (ID 2) lebe eine einzelne Person.
4. Alle erwachsenen Personen gehören den Kohorten 1960-65 an, zählen damit zur Zielpopulation
5. Es gebe zwei Einkommensarten (auch von Transferzahlungen wird abstrahiert).
 - a) Arbeitseinkommen. Dieses werde auf Individualebene beobachtet.
 - b) Sonstiges Einkommen. Dieses werde auf Haushaltsebene beobachtet.
6. Es werde im Splittingverfahren mit dem Steuertarif $T = 0,25y + 0,025y^{1,05}$ besteuert. Dabei entspreche y bei allein veranlagten Personen dem Bruttoeinkommen. Bei gemeinsam veranlagten Paaren entspreche y dem hälftigen Bruttoeinkommen des Paares.
7. Es finde die modifizierte OECD-Äquivalenzskala Anwendung.

Die individuellen Hochrechnungsfaktoren der Personen (HRF) sowie die Einkommenssituation in beiden Jahren können der nachfolgenden Tabelle

¹⁴Sozialversicherungsabgaben sind nicht berücksichtigt zwecks besserer Vergleichbarkeit der Einkommen von sozialversicherungspflichtig Beschäftigten, Selbständigen und Beamten.

entnommen werden.

| Jahr | HH-ID | HRF P1 | HRF P2 | $y_{Arbeit,1}$ | $y_{Arbeit,2}$ | y_{VuV} | y_{brutto} |
|------|-------|--------|--------|----------------|----------------|-----------|--------------|
| 2016 | 1 | 1 | 1 | 1000 | 2000 | 500 | 3500 |
| 2017 | 1 | 2 | 1 | 1200 | 0 | 500 | 1700 |
| 2016 | 2 | 1 | | 1400 | | 0 | 1400 |
| 2017 | 2 | 1 | | 1700 | | 0 | 1700 |

Nach Anwendung des Steuertarifs ergeben sich die in der folgenden Tabelle zu entnehmenden Nettoeinkommen.

| Jahr | HH-ID | HRF P1 | HRF P2 | y_{brutto} | Steuer | y_{netto} |
|------|-------|--------|--------|--------------|--------|-------------|
| 2016 | 1 | 1 | 1 | 3500 | 1002 | 2498 |
| 2017 | 1 | 2 | 1 | 1700 | 485 | 1215 |
| 2016 | 2 | 1 | | 1400 | 400 | 1000 |
| 2017 | 2 | 1 | | 1700 | 487 | 1213 |

Das Haushaltsäquivalenzeinkommen erhält man, indem man das entsprechende Einkommensaggregat (y_{brutto} oder y_{netto}) durch die Äquivalenzskala des Haushalts teilt. Dieses Äquivalenzeinkommen wird jeder Person im Haushalt unter Beachtung ihres individuellen Hochrechnungsfaktors zugewiesen. Das Ergebnis ist eine Haushaltsäquivalenzeinkommensverteilung auf Individualebene.

| Jahr | HH-ID | Gewicht | ES | $y_{brutto,äquiv}$ | $y_{netto,äquiv}$ |
|------|-------|---------|-----|--------------------|-------------------|
| 2016 | 1 | 1 | 1,8 | 1944 | 1388 |
| 2016 | 1 | 1 | 1,8 | 1944 | 1388 |
| 2016 | 2 | 1 | 1 | 1400 | 1000 |
| 2017 | 1 | 1 | 1,8 | 944 | 675 |
| 2017 | 1 | 1 | 1,8 | 944 | 675 |
| 2017 | 1 | 1 | 1,8 | 944 | 675 |
| 2017 | 2 | 1 | 1 | 1700 | 1213 |

Die Wahl des Haushaltsnettoäquivalenzeinkommens als Rangordnungskriterium erfolgt aus folgenden Gründen: In Haushaltsgemeinschaften werden die Einkommen gepoolt und gemeinsam verwendet. Die Haushaltsmitglieder entscheiden über die Verwendung (Konsum) der Einkommen, die gemeinsam erwirtschaftet werden. Der Lebensstandard einer Person in einem Haushalt bestimmt sich damit nicht nur über das individuelle Einkommen sondern über die Einkommen aller Haushaltsmitglieder.

Die zentralen Ergebnisse der Analyse der Erstrundeneffekte im Querschnitt sind wie folgt:

1. Rund 38% des Gesamtfördervolumens entfällt auf das oberste Quintil der Haushaltsnettoäquivalenzeinkommensverteilung, dagegen nur rund 7% auf das unterste Quintil.
2. Dem progressiven Effekt, der sich aus der Ausgestaltung des Riester-Programms ergibt, steht ein regressiver Effekt in nahezu identischer Größe gegenüber.
3. Die anhand von Indizes wie dem Gini gemessene Ungleichheit zwischen beiden Verteilungen unterscheidet sich kaum. Allerdings steigt der Anteil der Population, die unter der Armutsgrenze liegt, leicht an, was auch mit der endogenen Armutsgrenze erklärt werden kann.

2.2. Datengrundlage

2.2.1. PHF und die Ermittlung der Einkommensverteilungen

Die Querschnittsanalyse erfolgt auf Basis von Daten der Bundesbank, dem Panel of Household Finances (PHF). Dieser multipel imputierte Datensatz umfasst 3.565 Haushalte in Deutschland.¹⁵ PHF ist für die Querschnittsanalyse eine besonders geeignete Datenquelle, weil der Datensatz folgende für die Analyse notwendige Variablen enthält: konsistente und umfassende Daten zur Riester-Förderung, Einkommen und Haushaltscharakteristika. Die Daten selbst wurden in den Jahren 2010 und 2011 erhoben - teilweise auch retrospektiv für 2009. Darüber hinaus werden 1.000 Bootstrap-Gewichte zur Verfügung gestellt. Hochrechnungsfaktoren erlauben die Ermittlung repräsentativer Ergebnisse.

¹⁵Vergleiche Kalckreuth u. a. (2013) und HFCN (2013). Der Appendix über multiple Imputation in Corneo, Schröder und König (2015) behandelt diese Probleme detailliert.

PHF enthält keine expliziten Angaben zur Einkommensteuerschuld der Haushalte. Allerdings lässt sich diese über die im PHF vorhandenen Informationen zu den verschiedenen Einkommensarten und weiteren für die Einkommensteuerschuld relevante Informationen (ledig/verheiratet; Kinderzahl, etc.) simulieren. Unsere Simulation basiert auf einem vielerprobten und robusten Mikrosimulationsmodell (STSM, siehe Steiner u. a. (2008)), das in folgenden Schritten vorgeht:

1. Berechnung der Summe der Einkommen
2. Berechnung des zu versteuernden Einkommens
3. Berechnung der zu leistenden Einkommensteuer
4. Günstigerprüfung für das Kindergeld
5. Günstigerprüfung für die Riester-Förderung
6. Berechnung der Abgeltungssteuer sowie Günstigerprüfung mit individuellem Steuersatz
7. Berechnung des Solidaritätszuschlags
8. Berechnung des Nachsteuereinkommens für die Steuereinheit
9. Aggregation des Nachsteuereinkommens auf Haushaltsebene und Addition von Sozialtransfers.

Berechnungen entsprechend der Punkte 2 und 5 enthalten auch die Kalkulationen der individuellen Riesterzulagen und des Sonderausgabenabzugs für Riesterersparnisse. Geförderte Personen können wir im PHF durch positive Sparleistungen für ein Riesterprodukt identifizieren. Nicht identifizieren können wir Personen, die mittelbar gefördert sind und keine Eigenleistung erbringen.¹⁶ Nach geltendem Recht lassen sich Zulagen über die Summe der für alle Riesterprodukte aufgewendeten Sparleistung berechnen. Wenn der Eigenbeitrag mindestens 4% des sozialabgabenpflichtigen Vorjahresbruttoeinkommens vermindert um die maximale Zulage beträgt, kann die geförderte Person die volle Zulage einstreichen. Ist der Mindesteigenbeitrag kleiner oder gleich null, müssen mindestens 60€ aufgebracht werden

¹⁶Diese Personen haben eine unendliche Förderquote. Welchen Einfluss die Berücksichtigung mittelbar geförderter Personen generell hat, hängt v.a. ab von ihrer Positionierung in der Einkommensverteilung.

um die volle Zulage zu erhalten. Sofern die Person weniger leistet, wird die Zulage proportional zum fehlenden Eigenbeitrag gekürzt. Eine Person kann maximal 2.100€ als riestergeförderte Sparleistung geltend machen. Zulagen betragen 154€ für eine jeweils geförderte Person und 185€ für jedes Kind der geförderten Person.¹⁷ Die Kinderzulage steigt auf 300€ , wenn das Kind nach dem 31. Dezember 2007 geboren worden ist. Kinderzulagen werden pro Haushalt nur einmal vergeben. Eine Steuereinheit kann sich entscheiden, durch das Finanzamt eine Günstigerprüfung durchführen zu lassen. Diese ermöglicht die Feststellung, ob die Zulagen oder der Sonderausgabenabzug der Riestersparleistung (Eigenbeitrag plus Zulagen) für die Steuereinheit vorteilhafter sind. Sofern der Steuervorteil durch den Abzug der Riestersparleistung vom zu versteuernden Einkommen die Höhe der Zulagen übersteigt, wird der Sonderausgabenabzug implementiert. Auf dieselbe Weise wird in unserer Mikrosimulation verfahren.¹⁸ Das entsprechend günstigere Verfahren bestimmt die Höhe der Riester-Förderung.

Entsprechend Schritt 9 müssen Einkommen und die monetären Beträge der Riester-Förderung auf der Haushaltsebene aggregiert werden, denn die Berechnungen unter den Punkten 1 bis 8 müssen mit der Referenzeinheit / Steuereinheit durchgeführt werden, die nicht notwendigerweise mit der Haushaltseinheit im PHF korrespondieren muss. Insbesondere kann der Fall auftreten, dass ein PHF-Haushalt mehrere Steuereinheiten umfasst (beispielsweise ein unverheiratetes Paar).

Weil wir für die Verteilungsanalyse im Querschnitt Haushaltsnettoäquivalenzeinkommen verwenden, erfolgen die Analysen generell auf der Ebene des Haushalts. Die Riesterteilnahmevariable ist daher so definiert, dass Teilnahme eines Haushaltsmitglieds genügt, um den Haushalt als teilnehmend zu klassifizieren. Nach demselben Prinzip werden die individuellen Riester-Förderungen der einzelnen Haushaltsmitglieder über alle Haushaltsmitglieder aggregiert. Diese Vorgehensweise ist analog zur Berechnung des Haushaltsnettoeinkommens als Summe der Nettoeinkommen aller Einkommensteuereinheiten in einem Haushalt.

Nach der Berechnung der Haushaltsnettoeinkommen haben wir Ausreißer eliminiert: Konkret haben wir die unteren und oberen 1% der Einkommen auf den

¹⁷Wir haben den Berufseinsteigerbonus nicht modelliert.

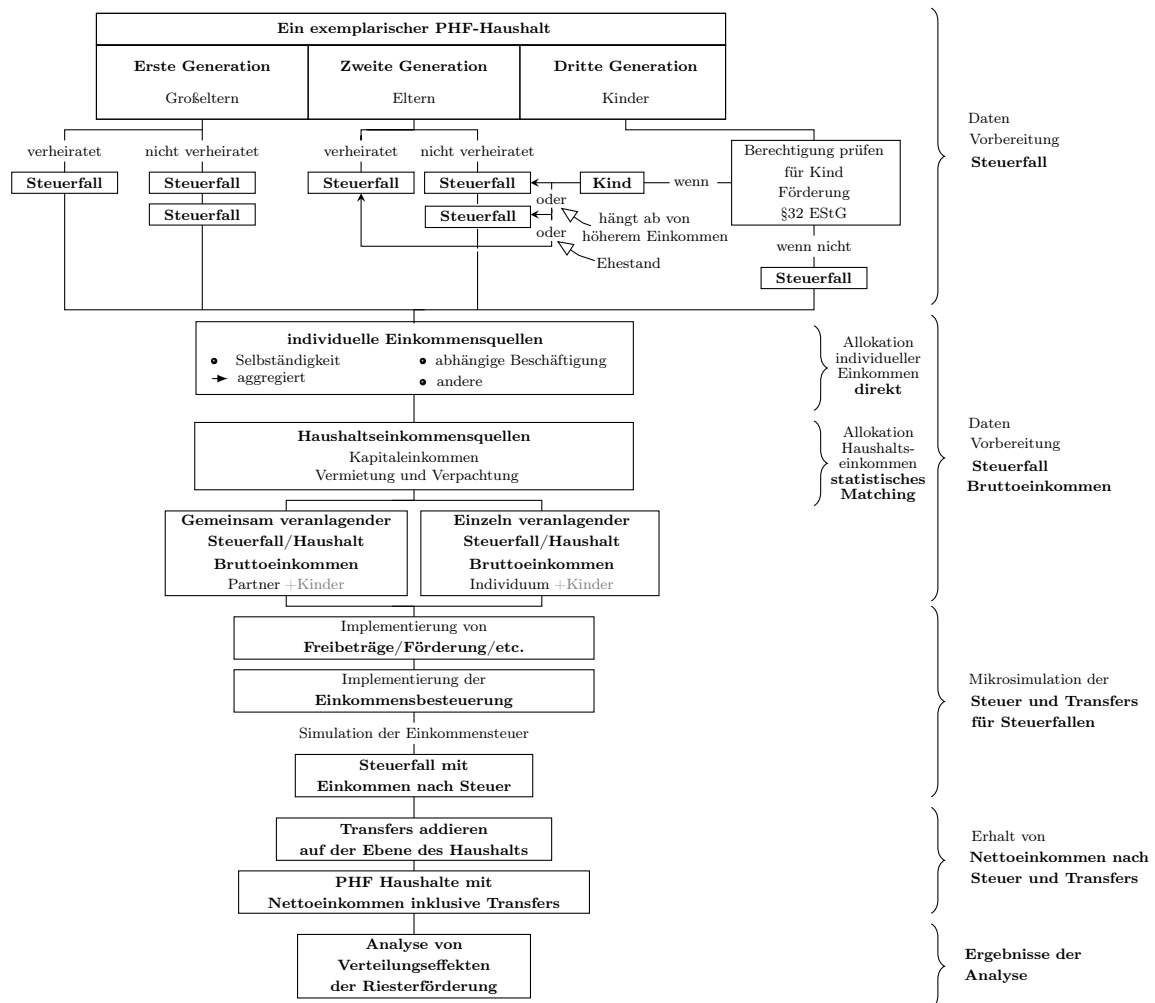
¹⁸Alle Personen werden in den Simulationen berücksichtigt, Unabhängig davon, wie hoch ihr Eigenbeitrag ist.

Wert des ersten beziehungsweise 99sten Perzentils gesetzt. Diese Korrektur ist in Verteilungsanalysen üblich. Im Anschluss haben wir die Haushaltsnettoeinkommen mit der modifizierten OECD-Äquivalenzskala in Äquivalenzeinkommen umgerechnet. Hierdurch ist es möglich, die Einkommenssituation zwischen Haushalten mit unterschiedlichen materiellen Bedarfen aufgrund von Unterschieden in der Haushaltszusammensetzung (Anzahl und Alter der Haushaltsmitglieder) zu vergleichen. Die OECD-Skala ist definiert als $1 + 0,5 \times (n_{Erwachsene} - 1) + 0,3 \times n_{Kinder}$.

Der vollständige Prozess der Einkommensermittlung wird in der nachfolgenden schematischen Darstellung, die Corneo et al. (2015) entliehen ist, beschrieben.

Wie Abbildung 1 zeigt, werden als erstes aus Haushalten Steuereinheiten gebildet. Diesen Steuereinheiten werden die zugehörigen Kinder (entsprechend der Kindergelddefinition) zugewiesen. Basierend auf diesen Steuereinheiten wird dann die Mikrosimulation zur Berechnung der Einkommensteuer (inkl. Günstigerprüfung im Zusammenhang mit Riester-Förderung) sowie der Nettoeinkommen (mit und ohne Riester-Förderung) durchgeführt (vgl. Abschnitt 3.1 sowie Abbildung 1). Hiermit sind alle relevanten Variablen für die Analyse der Verteilungswirkung der Riester-Förderung bestimmt.

Eine wichtige Grundlage bisheriger Studien zu den Effekten der Riester-Reform sind die Daten der Zentralen Zulagenstelle für Altersvermögen (ZfA). Daher ist es sinnvoll, diese mit den PHF Daten und den hierauf basierenden Verteilungsergebnissen zu vergleichen. Regelmäßig werden in der Fachzeitschrift RVaktuell wichtige Kennzahlen zur soziodemographischen Struktur der Riestergeförderten veröffentlicht. Unter anderem werden die Geförderten auch nach dem sozialabgabenpflichtigen Einkommen in Gruppen mit einer Bandbreite von 10.000€ gegliedert und erfasst, wie viele Geförderte in diese Gruppen fallen. Da unsere Analyse auf den PHF-Daten aus dem Jahr 2010/2011 basiert, verwenden wir als Quelle für unseren Vergleich die aktuellsten Angaben sowohl zu Grund- als auch Kinderzulagen, die in Deutscher Bundestag (2015) veröffentlicht wurden. Unsere Analyse unterscheidet sich in folgenden Punkten wesentlich von den Betrachtungen in RVaktuell oder den Angaben in Deutscher Bundestag (2015): Wir betrachten Haushaltseinkommen, während in den anderen Quellen individuelle Einkommen betrachtet werden. Weiterhin betrachten wir auch keine Bruttoeinkommen, sondern Nettoeinkommen. Diese Einkommen werden zusätzlich, entsprechend wissenschaftlicher Standards



Anmerkungen. EStG steht für Einkommensteuergesetz.

Abbildung 1. Datenvorbereitung und Mikrosimulation

in Verteilungsanalysen, mit einer Äquivalenzskala bedarfsangepasst, was in einer Individualbetrachtung nicht erfolgt. In der besagten Tabelle wird nur die Anzahl der vergebenen Zulagen dargestellt (Grund- und Kinderzulage). Corneo et al. (2015) ist aber eine umfassende Verteilungsanalyse, die auch den Sonderausgabenabzug miteinbezieht.

Wir haben die Tabelle nach ZfA-Daten mit dem PHF nachgebildet. Obwohl die Korrespondenz zwischen den Beobachtungsjahren (PHF bezieht sich auf 2010/2011

und Deutscher Bundestag (2015) ist für 2011 berechnet worden) nicht perfekt ist und das PHF nicht auf Individualanalyse ausgelegt ist, zeigt sich, dass sich die Zahlen gut decken.

Tabelle 1. Anzahl Riestergeförderter nach den maßgeblichen Einkommen in ZfA und PHF.

| ZfA | Jahreseinnahmen | Grundzulagen | Kinderzulagen | | |
|-----|-------------------|--------------|---------------|--|--|
| | unter 10.000 | 2539065 | 1245931 | | |
| | 10.000 bis 20.000 | 2054950 | 932383 | | |
| | 20.000 bis 30.000 | 1924096 | 658790 | | |
| | 30.000 bis 40.000 | 1550887 | 436009 | | |
| | 40.000 bis 50.000 | 878098 | 229929 | | |
| | 50.000 bis 60.000 | 500788 | 127536 | | |
| | über 60.000 | 618301 | 142793 | | |

| PHF | Jahreseinnahmen | Grundzulage | SF | Kinderzulage | SF |
|-----|-------------------|-------------|--------|--------------|--------|
| | unter 10.000 | 2264307 | 240342 | 1234521 | 158189 |
| | 10.000 bis 20.000 | 2141095 | 218958 | 804166 | 123788 |
| | 20.000 bis 30.000 | 2241128 | 235736 | 758367 | 130742 |
| | 30.000 bis 40.000 | 1648861 | 223425 | 442142 | 101661 |
| | 40.000 bis 50.000 | 880395 | 144007 | 249479 | 70283 |
| | 50.000 bis 60.000 | 522893 | 114162 | 114953 | 39853 |
| | über 60.000 | 507244 | 91716 | 191471 | 57568 |

Anmerkung: Eigene Berechnungen mit PHF 2010. SF ist der Standardfehler.

2.2.2. Deskriptive Statistiken

Wir analysieren die Verteilungseffekte im Querschnitt unter Berücksichtigung aller Haushalte in Deutschland.¹⁹

¹⁹Im Anhang von Corneo et al. (2015) werden auch die Verteilungseffekte der an der Förderung teilnehmenden Bevölkerung beschrieben.

Tabelle 2. Deskriptive Statistiken für die Gesamtbevölkerung

| | Mittel | SF | Min | Max | Beob. |
|---|--------|---------|-----|--------|-------|
| äquivalentes Haushaltsbruttoeinkommen inkl. Transfers ohne Riesterförderung | 28957 | 450,756 | 850 | 324800 | 3565 |
| äquivalentes Haushaltsnettoeinkommen inkl. Transfers ohne Riesterförderung | 25274 | 334,426 | 518 | 221772 | 3565 |
| Anzahl Haushaltsmitglieder | 2,044 | 0,005 | 1 | 8 | 3565 |
| verheiratet ^c | 0,495 | 0,008 | 0 | 1 | 3565 |
| Alter ^c | 52,28 | 0,127 | 18 | 90 | 3565 |
| Frau ^c | 0,350 | 0,006 | 0 | 1 | 3565 |
| Berufsausbildung abgeschlossen ^c | 0,518 | 0,011 | 0 | | 3565 |
| erw. Berufsausbildung abgeschlossen ^c | 0,178 | 0,009 | 0 | 1 | 3565 |
| universitärer Abschluss ^c | 0,135 | 0,007 | 0 | 1 | 3565 |
| Abitur ^c | 0,295 | 0,003 | 0 | 1 | 3565 |
| Anteil der Riester-teilnehmenden Haushalte ^a | 0,170 | 0,009 | 0 | 1 | 3565 |
| Höhe der Riesterförderung ^b | 70,375 | 4,547 | 0 | 1764 | 3565 |
| Riesterförderung über Haushaltsnettoeinkommen in % | 0,184 | 0,017 | 0 | 17,111 | 3565 |

Anmerkung. PHF 2010. Eigene Berechnungen. 1.000 Bootstrap Replikationsgewichte wurden zur Berechnung der Standardfehler genutzt.

^a Die Teilnahme an Riester ist eine Dummyvariable. Sie nimmt den Wert 1 an, wenn mindestens ein Haushaltsmitglied aktuell in einen Riestervertrag einzahlt.

^b Summe der Riesterförderungen über alle Steuereinheiten innerhalb eines Haushalts.

^c Variable bezieht sich auf Haushaltsvorstand.

Tabelle 2 fasst PHF-basierte maßgebliche Statistiken für die gesamte deutsche Bevölkerung zusammen. Alle Ergebnisse (mit Ausnahme der ausgewiesenen Fallzahlen) sind gewichtet. Der obere Teil der Tabelle gibt Informationen über die Einkommenssituation der Haushalte sowie ihrer Soziodemographie. Im unteren Teil sind Riester-relevante Kennzahlen zusammengefasst.

Die erste Zeile gibt die Quote der Riester-teilnehmenden Haushalte an. Diese beträgt ca. 17% aller Haushalte, was ca. 6,75 Millionen Haushalten entspricht. In jedem dieser Haushalte lebt mindestens eine Person, die aktiv in einen Riester-

Vertrag einspart.²⁰ Die zweite Zeile gibt die durchschnittliche Förderungshöhe in der Gesamtbevölkerung an. Sie entspricht der Summe aller Förderbeträge (Zulage sowie Steuervergünstigungen) über alle geförderten Haushalte dividiert durch die Anzahl aller Haushalte in Deutschland. In der dritten Zeile wird das Verhältnis aus Höhe der Riester-Förderung und Haushaltsnettoeinkommen in Prozent ausgewiesen. Der Wert beträgt im Durchschnitt 0,184%. Die entsprechenden Werte für die förderberechtigte Bevölkerung finden sich in Tabelle 3.

Tabelle 3. Deskriptive Statistiken für die förderberechtigte Bevölkerung

| | Mittelwert | Std.fehler | Min | Max | Beob. |
|---|------------|------------|-----|--------|-------|
| äquiv. Haushaltsbruttoeinkommen inkl. Transfers ohne Riesterförderung | 32168 | 644,275 | 850 | 324800 | 2106 |
| äquiv. Haushaltsnettoeinkommen inkl. Transfers ohne Riesterförderung | 27533 | 454,152 | 518 | 221772 | 2106 |
| Anzahl Haushaltsmitglieder | 2,364 | 0,018 | 1 | 8 | 2106 |
| verheiratet | 0,538 | 0,013 | 0 | 1 | 2106 |
| Alter | 43,29 | 0,210 | 18 | 90 | 2106 |
| Frau | 0,311 | 0,010 | 0 | 1 | 2106 |
| Berufsausbildung abgeschlossen | 0,545 | 0,013 | 0 | 1 | 2106 |
| erw. Berufsausbildung abgeschlossen | 0,177 | 0,012 | 0 | 1 | 2106 |
| universitärer Abschluss | 0,146 | 0,010 | 0 | 1 | 2106 |
| Abitur | 0,330 | 0,007 | 0 | 1 | 2106 |
| Anteil Riester-teilnehmender Haushalte | 0,280 | 0,014 | 0 | 1 | 2106 |
| Höhe der Riesterförderung | 115,940 | 7,419 | 0 | 1764 | 2106 |
| Riesterförderung über Haushaltsnettoeinkommen in % | 0,303 | 0,028 | 0 | 17,111 | 2106 |

Anmerkung. PHF 2010. Eigene Berechnungen. 1.000 Bootstrap Replikationsgewichte wurden zur Berechnung der Standardfehler genutzt. Es gelten die vorherigen Anmerkungen aus Tabelle 2.

²⁰Nach ZfA-Daten gibt es einen geförderten Personenkreis von ca. 10,2 Millionen. Da es möglich ist, dass Haushalte mehrere Riester-Verträge abschließen, widersprechen sich die Zahlen (6,75 Millionen vs. 10,2 Millionen) nicht.

2.3. Ergebnisse der Verteilungsanalyse im Querschnitt

Die bisherigen Kennzahlen erlauben noch keine Aussage über die querschnittlichen Verteilungseffekte der Förderung. Die Verteilungseffekte werden maßgeblich durch zwei Faktoren determiniert:

1. Anteil der geförderten Haushalte über die Quantile der Haushaltsnettoäquivalenzeinkommen: Steigt der Anteil über die Quantile, wirkt dies tendenziell regressiv (Ungleichheit erhöhend).
2. Absolute durchschnittliche Höhe der Förderung über die Quantile der Haushaltsnettoäquivalenzeinkommen? Steigt die Förderhöhe über die Quantile, wirkt dies tendenziell regressiv.

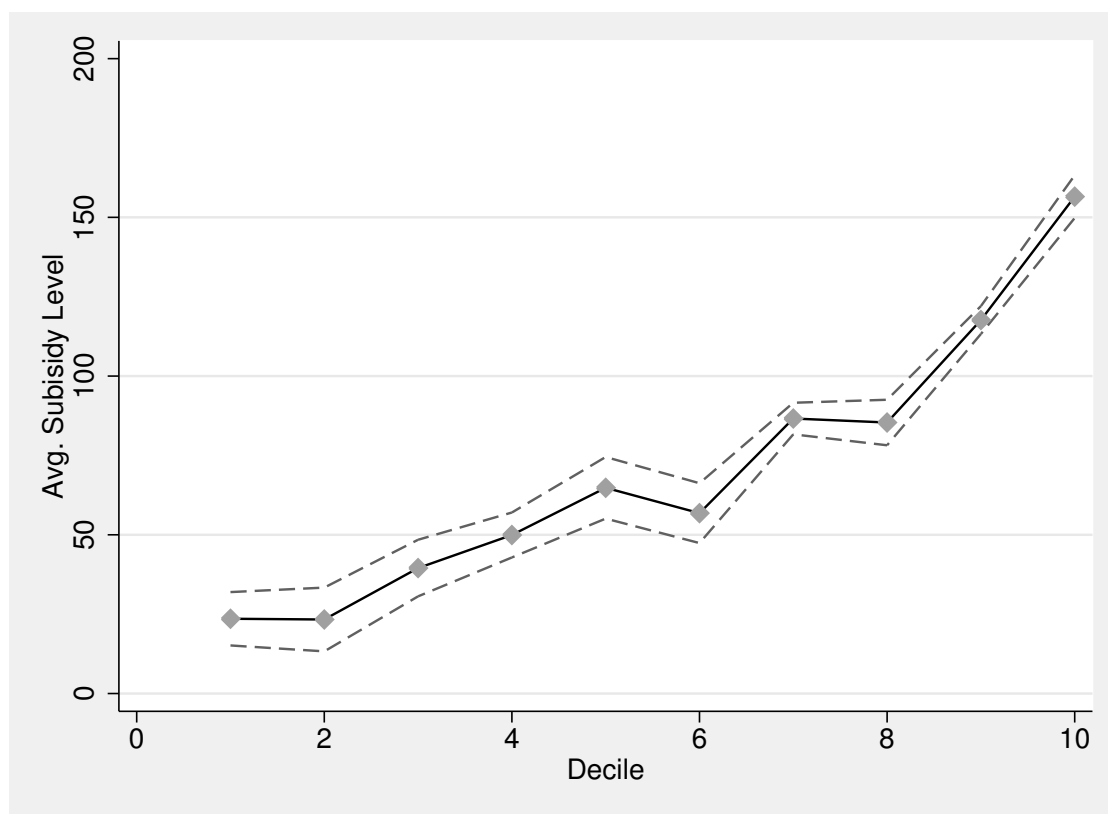
2.3.1. Förderhöhe entlang der Einkommensverteilung

Wir vergleichen zwei Verteilungen der Haushaltsnettoäquivalenzeinkommen: mit und ohne den über die Riester-Förderung ausgelösten monetären Effekt. Die Einkommensverteilung *ohne* Riester bestimmen wir auf Basis der PHF-Daten unter Verwendung des oben beschriebenen Steuer-Rechners. Die Einkommensverteilung *nach* Riester addiert hierzu die simulierten monetären Riester-Transfers.²¹ Wie in der Literatur üblich wird das Haushaltsnettoäquivalenzeinkommen jedem Mitglied eines Haushalts zugewiesen.

Abbildung 2 zeigt die Höhe der durchschnittlichen Dezil-spezifischen Förderhöhe für die gesamte Bevölkerung in Deutschland. Die Zuweisung der Haushalte in die verschiedenen Dezile erfolgt entsprechend ihres Haushaltsnettoäquivalenzeinkommens ohne Riester-Förderung. Es zeigt sich, dass die durchschnittliche Förderhöhe über die Dezile hinweg deutlich ansteigt. Während sie im untersten Dezil bei 24€ liegt, erhöht sie sich bis zum sechsten Dezil auf 57€, um danach dynamisch auf 156€ im höchsten Dezil anzusteigen.²²

²¹Der Effekt des Riester-Transfers auf das Haushaltsnettoäquivalenzeinkommen ermitteln wir, indem wir in einem ersten Schritt die Riester-Transfers über alle Haushaltsmitglieder aggregieren und dem Haushaltsnettoeinkommen zuschlagen. Im zweiten Schritt wird diese Summe durch die OECD-Äquivalenzskala des Haushalts dividiert

²²In OECD-äquivalenten Einheiten steigt die durchschnittliche Förderhöhe von 16€ im untersten Dezil auf 99€ im höchsten Dezil. Dieser Wert ergibt sich, wenn die Förderung jeden Haushalts



Anmerkungen. Gestrichelte Linien sind 95% Bootstrap Konfidenzintervalle. Durchschnittliche Förderungshöhe in € p.a. die dem Haushalt zufließt. Dezile sind über die Verteilung der äquivalenten Nettohaushaltseinkommen errechnet. Jedes Dezil enthält 10% der gewichteten Summe aller Haushalte.

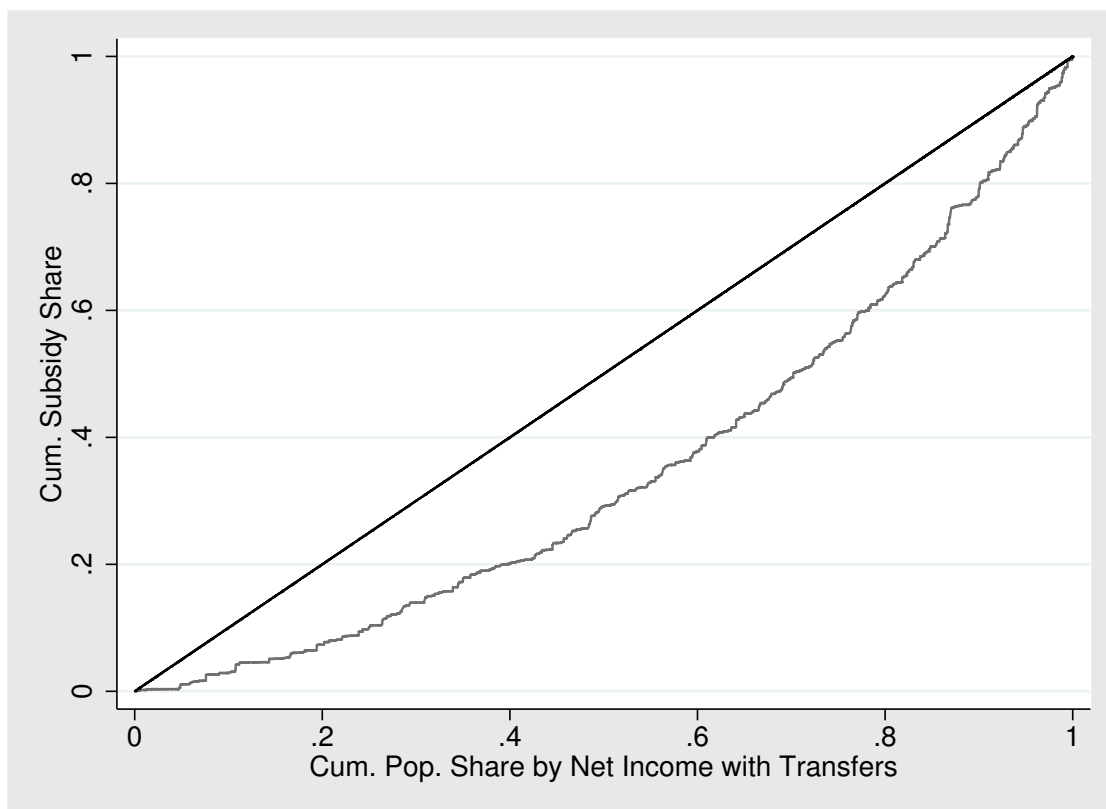
Abbildung 2. Förderungshöhe für die Gesamtpopulation

Wie die Konzentrationskurve der Riesterförderung in Abbildung 3 zeigt, fließt ein überproportionaler Anteil des Fördervolumens in den oberen Bereich der Einkommensverteilung. Die Konzentrationskurve der Riesterförderung gibt den kumulativen Anteil des Fördervolumens entlang der Perzentile der nach dem Haushaltsnettoäquivalenzeinkommen sortierten Bevölkerung an.²³ Im Unterschied zur Lorenzkurve kann eine Konzentrationskurve die 45-Grad Linie, die eine vollkommen gleichmäßige Verteilung der Förderung beschreibt, kreuzen.

aus dem obersten Dezil zunächst durch die Äquivalenzskala geteilt und hierüber der Mittelwert berechnet wird.

²³Vgl. Lambert (2001, S. 268ff) für weiterführende Informationen zum Konzept einer Konzentrationskurve für steuerliche Subventionen.

Die Konzentrationskurve zeigt, dass rund 38% des Gesamtfördervolumens auf die beiden oberen Dezile der Bevölkerung entfallen, dagegen nur ca. 7% auf die unteren zwei Dezile.²⁴ Ergo erfolgt über das Riester-System insbesondere eine Förderung von Haushalten mit hohen Haushaltsnettoäquivalenzeinkommen.

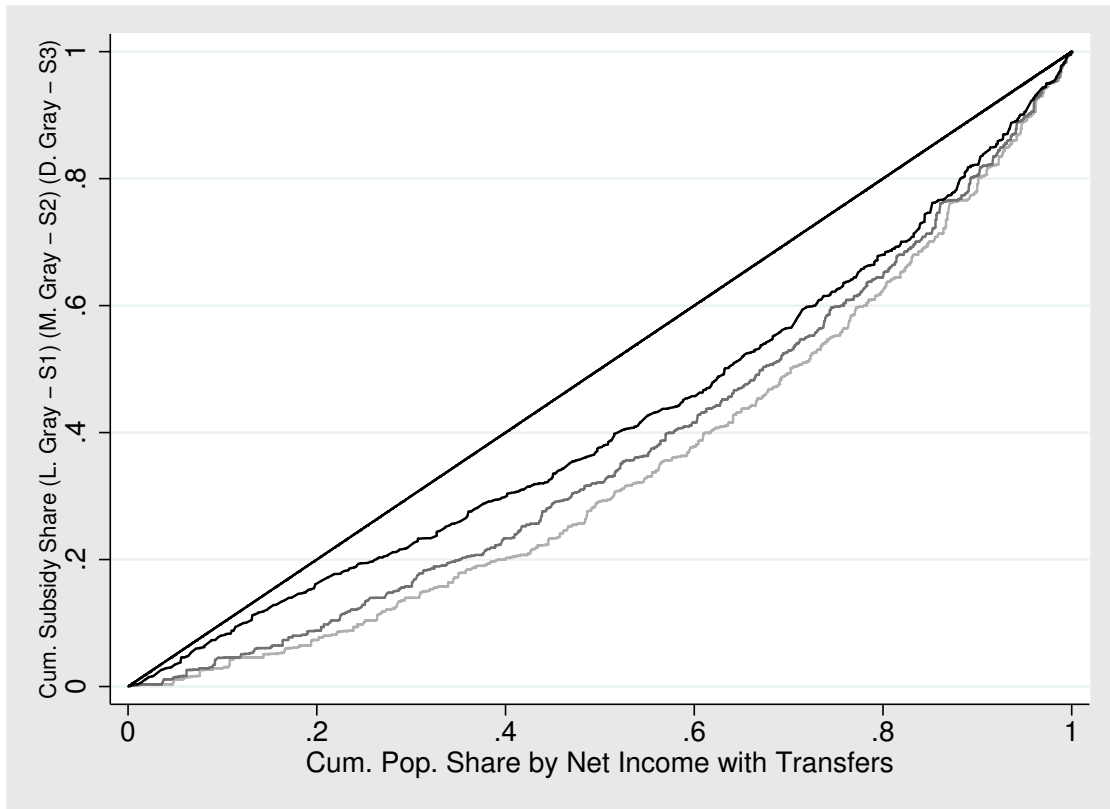


Anmerkung Die Population entspricht den nach äquivalentem Nettohaushaltseinkommen sortierten Haushalte vor und nach Riesterförderung. Die Kurve ist die kumulierte Förderhöhe, die den ärmsten x% der Haushalte zukommt. Dezimalstellen erscheinen nach dem Punkt.

Abbildung 3. Konzentrationskurve für die Gesamtpopulation

Eine differenzierte Darstellung von Konzentrationskurven für die Gesamtpopulation, die förderberechtigte sowie die an Riester teilnehmende Population enthält Abbildung 4.

²⁴In Corneo, Schröder und König (2015) (Appendix) finden sich auch Abbildungen für weitere Statistiken wie durchschnittliche Förderquote und Anteil der geförderten Haushalte.



Anmerkung Die hellgraue Kurve basiert auf der Gesamtpopulation. Die graue Kurve basiert auf der förderberechtigten Population. Die dunkelgraue Kurve basiert auf der an Riester teilnehmenden Population. Dezimalstellen erscheinen nach dem Punkt.

Abbildung 4. Konzentrationskurven für ausgewählte Populationen

2.3.2. Effekte auf Ungleichheits- und Armutsindikatoren

Zur Berechnung des Verteilungseffekts des Riester-Systems verwenden wir verschiedene Ungleichheits- und Armutsindizes basierend auf den Verteilungen der Haushaltsnettoäquivalenzeinkommen mit und ohne Riester-Förderung. Als Ungleichheitsmaße nutzen wir den Gini-Koeffizienten sowie drei Entropie-Maße: Theil Index, Mean Logarithmic Deviation (MLD) und Squared Coefficient of Variation ($GE(2)$). Die drei Entropie-Maße reflektieren unterschiedliche Werte der Ungleichheitsaversion. Dabei legt $GE(2)$ das niedrigste Gewicht auf hohe Einkommen, der Theil Index dagegen das höchste. Weiterhin verwenden wir drei Armuts-Indizes: Die Headcount Ratio (HCR), die Income Gap Ratio (IGR) und den Sen Index (Sen). Die HCR misst den Anteil der Individuen unterhalb der Armutsgrenze, während

IGR die durchschnittliche Differenz angibt zwischen Armutsgrenze und Einkommen für den Teil der Bevölkerung unterhalb der Armutsgrenze. Folglich ignoriert HCR die Intensität der Armut, während IGR die Inzidenz der Armut ignoriert. Keines der beiden Maße misst die Ungleichheit innerhalb der armen Bevölkerung. Da die Riester-Förderung aber potenziell Einfluss hat auf alle drei dieser Dimensionen, verwenden wir zudem den Sen Index, der definiert ist als $S = H [I + (1 - I) G_{y_i < Z}]$. Dabei entspricht H der HCR, I ist das Produkt von HCR und IGR, und $G_{y_i < Z}$ ist der Gini-Index für die Bevölkerung unterhalb der Armutsgrenze Z . Die Armutsgrenze haben wir auf 50% des Medians des Haushaltsnettoäquivalenzeinkommens in Deutschland festgelegt. Ohne Riester-Förderung liegt der Wert der Armutsgrenze nach PHF bei 10.965€ p.a. und steigt mit Förderung auf 11.007€ p.a.

Tabelle 4. Effekte auf Ungleichheit und Armut

| Gesamtpopulation | | | | |
|-------------------|-------------------|--------------------|-------------------|--------------------|
| Index | woR | $wR - woR$ | wD | $wR - wD$ |
| Gini | 32,960 (0,173) | -0,014* (0,002) | 32,899 (0,173) | 0,048* (0,002) |
| MLD | 20,516 (0,347) | -0,025* (0,006) | 20,377 (0,342) | 0,114* (0,009) |
| Theil | 18,534 (0,234) | -0,018* (0,002) | 18,461 (0,233) | 0,054* (0,003) |
| GE2 | 21,738 (0,509) | -0,029* (0,003) | 21,657 (0,508) | 0,053* (0,004) |
| HCR | 12,237 (0,166) | 0,798* (0,158) | 12,052 (0,196) | 0,983* (0,124) |
| IGR | 35,589 (1,172) | -2,144* (0,382) | 35,692 (1,232) | -2,248* (0,291) |
| Sen | 6,236 (0,205) | 0,153* (0,036) | 6,145 (0,202) | 0,244* (0,032) |
| Förderberechtigte | | | | |
| Index | woR | $wR - woR$ | wD | $wR - wD$ |
| Gini | 31,750 (0,112) | -0,031* (0,003) | 31,693 (0,112) | 0,026* (0,003) |
| MLD | 18,647 (0,299) | -0,050* (0,008) | 18,533 (0,295) | 0,064* (0,010) |
| Theil | 17,131 (0,173) | -0,035* (0,003) | 17,067 (0,172) | 0,029* (0,004) |
| GE2 | 19,947 (0,604) | -0,046* (0,005) | 19,876 (0,603) | 0,025* (0,005) |
| HCR | 10,444 (0,286) | 0,253 (0,167) | 10,301 (0,328) | 0,396* (0,117) |
| IGR | 33,010 (2,155) | -0,875 (0,491) | 33,030 (2,258) | -0,895* (0,344) |
| Sen | 4,943 (0,216) | 0,035 (0,037) | 4,871 (0,214) | 0,107* (0,031) |

Anmerkungen. PHF 2010. Eigene Berechnungen. Statistische Signifikanz der Differenzen auf dem 5%-level wird durch * angegeben. 1.000 Bootstrap Replikationsgewichte wurden zur Berechnung der Standardfehler genutzt. Standardfehler erscheinen in Klammern. Die Maße Gini, MLD, Theil, GE2 and Sen und ihre Standardfehler wurden mit 100 multipliziert; die HCR und IGR nicht.

woR ist die Einkommensverteilung ohne Riesterförderung. wR ist die Einkommensverteilung mit Riesterförderung. wD ist die Einkommensverteilung mit Demogrant

Tabelle 4 fasst die Ungleichheits- und Armutsindizes zusammen. Im oberen Teil der Tabelle sind die Ergebnisse für die gesamte Bevölkerung und im unteren Teil für die Riester-berechtigte Bevölkerung dargestellt.

Die Spalte woR zeigt die Ergebnisse für die Ausgangsverteilung ohne Riester-Förderung und $wR - woR$ die Veränderung des jeweiligen Index unter Berücksichtigung der Förderung. Ist die Veränderung positiv (negativ), so hat die Förderung einen regressiven (progressiven) Effekt auf die Verteilung der Einkommen. Wie der obere Teil der Tabelle 4 zeigt, verringert die Riester-Förderung die Einkommensungleichheit in der gesamten Bevölkerung, obwohl die Förderung insbesondere in den Bereich höherer Einkommen fließt. Allerdings ist der Effekt klein: So sinkt der Gini Koeffizient um 0.00014 Punkte. Diese Veränderung ist nicht nur klein, sie ist auch klein im Vergleich zum maximal möglichen Umverteilungseffekt: Dieser beträgt 0.00297 und ist damit rund 20 Mal so hoch.²⁵ Der Effekt auf die Armutsmaße ist uneinheitlich. Die HCR misst einen Anstieg der Armut. Dies erklärt sich daraus, dass die Berücksichtigung der Förderung das Medianeinkommen und somit die Armutsgrenze verändert, die Teilnahmerate an Riester mit dem Einkommen steigt und somit der Anteil der Haushalte, die unter die neue Armutsgrenze fallen, steigt. Gleichzeitig sinkt der durchschnittliche Abstand zur Armutsgrenze (vgl. IGR). Der Sen Index insgesamt steigt und zeigt, dass die Riester-Förderung zwar für einige arme Haushalte vorteilhaft ist (gemessen an der gesunkenen IGR), dass dieser Effekt aber über die beiden anderen Komponenten des Sen-Index (HCR and $G_{y_i < Z}$) überkompensiert wird.

Die bisher vorgenommene Verteilungsanalyse vernachlässigt, dass die Verteilung ohne Riester-Transfers mit einer Verbesserung des Staatsbudgets entsprechend der Ausgaben für Riester-Transfers einhergeht. Die fiskalischen Kosten der Riester-Förderung – ohne die Verwaltungskosten – belaufen sich bei der gegenwärtigen Teilnahmerate von ca. 17% auf geschätzte 2.790 Millionen € (SD: 180 mil. €).²⁶ Wir verwenden diesen Betrag nun und ersetzen die Riester-Förderung durch ein sehr einfaches alternatives Transferschema, einen Demogrant. Der Demogrant lässt

²⁵Wie König (2016) zeigen, ist das Design eines Transferschemas, das bei gegebenem öffentlichen Budget die Ungleichheit minimiert, keine triviale Aufgabe, wenn sich Haushalte in ihren Bedürfnissen unterscheiden.

²⁶Nach Stolz und Rieckhoff (2013) beläuft sich die Höhe der direkten Förderung in 2010 auf 2.559 Millionen €. In dieser Zahl nicht enthalten ist die zusätzliche steuerliche Förderung.

sich als ein öffentliches Ausgabenprogramm für öffentlich bereitgestellte Güter und Dienstleistungen interpretieren, die von allen Bevölkerungsteilen in etwa gleich stark genutzt wird.²⁷ Der Demogrant unterstellt, dass alle Haushalte eine in äquivalenten Einkommenseinheiten gemessen identische Förderhöhe von ca. 48€ erhalten, die das Staatsbudget genauso stark belastet wie die Riester-Förderung.²⁸

Spalte wD fasst die Ergebnisse mit Demogrant zusammen und Spalte $wR - wD$ den Vergleich zwischen Verteilung nach Riester vs. nach Demogrant. Es zeigt sich, dass der Demogrant progressiver als die Riester-Förderung wirkt. In absoluten Werten ist die Differenz $wR - wD$ rund zwei bis vier Mal größer als die Differenz zwischen Ausgangsverteilung und Verteilung nach Riester ($wR - woR$). Dies zeigt, dass selbst ein so ungezieltes Transferschema wie der Demogrant – oder eine allgemeine Verbesserung der öffentlichen Infrastruktur – die Einkommen gleichmäßiger verteilen würde als das Riester-Schema.

Wie bereits oben gezeigt, ist im Vergleich zur gesamten Bevölkerung die förderberechtigte Bevölkerung vergleichsweise jung und der Anteil der verheirateten Haushalte sowie das Einkommen höher. Daher überrascht es nicht, dass bei der förderberechtigten Bevölkerung die Ungleichheits- und Armutsmaße für die Ausgangsverteilung woR niedriger sind. Ferner ist nun der progressive Effekt der Riester-Förderung stärker, da nur noch förderberechtigte Haushalte in der betrachteten Bevölkerung verbleiben: So ist die Differenz $wR - woR$ für die Ungleichheitsindizes nun rund doppelt so hoch wie bei der Gesamtbevölkerung. Bei den Armutsmaßen ergeben sich im Vergleich zur Gesamtbevölkerung keine wesentlichen Unterschiede. Allerdings werden die Effekte eher kleiner und häufiger insignifikant. Dieses Ergebnis lässt sich zumindest teilweise dadurch erklären, dass der Ausschluss der nicht förderberechtigten Bevölkerung mit einem hohen Ausschluss von Haushalten mit niedrigem Einkommen einhergeht, was die Armutsgrenze erhöht. Die Ergebnisse unter Verwendung des Demogrants sind wieder ähnlich denjenigen für die Bevölkerung insgesamt, aber von der absoluten Größe her kleiner.

Zusammenfassend lässt sich festhalten, dass die Riester-Förderung einen progressiven aber schwachen Effekt hat und im Vergleich zu einem Demogrant regressiv

²⁷Aus diesem Grund wird der Demogrant auch vielfach in theoretischen Modellen der Einkommensumverteilung verwendet.

²⁸Die Armutsgrenze mit Demogrant beträgt dabei ein Jahreseinkommen von 10.990€.

wirkt. Der progressive Effekt scheint auf einen ersten Blick den Befunden aus der Inzidenzanalyse zu widersprechen, wonach ja das Gros der Förderung in die obere Hälfte der Einkommensverteilung fließt. Allerdings sind die verwendeten Ungleichheitsindizes relative Indizes²⁹ und legen höheres Gewicht auf Einkommensveränderungen am unteren Ende der Verteilung. Daher kann sich ein progressiver Effekt auch dann einstellen, wenn Haushalte mit niedrigen Einkommen deutlich niedrigere Transferzahlungen als Haushalte mit hohem Einkommen erhalten. Maßgeblich ist hierbei nicht die absolute Höhe der Förderung über die Dezile der Einkommensverteilung, sondern das Verhältnis der Förderung zum Einkommen, also die Subventionsrate.

2.4. Mechanismen hinter den Verteilungseffekten

2.4.1. Zerlegung

Um den Verteilungseffekt der Riester-Förderung genauer zu untersuchen, zerlegen wir die Subventionsrate (σ) innerhalb eines Einkommensdezils in ihre Hauptkomponenten. Die Förderrate ist definiert als

$$\sigma = \frac{\sum_{i=1}^N s_i}{\sum_{i=1}^N y_i}.$$

Dabei ist s_i die Höhe der von Individuum i erhaltenen äquivalenten Förderung, y_i das äquivalente Einkommen und N die Anzahl der Individuen innerhalb des Dezils.³⁰ Seien die Beobachtungen innerhalb eines Dezils so sortiert, dass die ersten $M \leq N$ Beobachtungen an der Riester-Förderung teilnehmen und alle weiteren

²⁹Dies bedeutet, dass eine proportional gleiche Veränderung aller Einkommen die gemessene Ungleichheit nicht verändert.

³⁰Das heißt, sowohl die Förderung als auch die Einkommen werden in äquivalenten Einheiten gemessen und die Haushalte mit der Anzahl der Personen innerhalb des Haushalts gewichtet.

Beobachtungen nicht, so lässt sich die Förderrate auch schreiben als

$$\sigma = \frac{\sum_{i=1}^M s_i}{\sum_{i=1}^M y_i} \times \underbrace{\frac{M}{N}}_{\mu} \times \frac{N}{\sum_{i=1}^N y_i} \times \underbrace{\frac{\sum_{i=1}^M y_i}{M}}_{\frac{\bar{Y}_M}{\bar{Y}}} \quad (1)$$

$$= \sigma_M \times \mu \times \frac{\bar{Y}_M}{\bar{Y}}. \quad (2)$$

Die Intensität der Förderung innerhalb der Gruppe der geförderten Personen, M , ist σ_M . Die Teilnahme an der Riester-Förderung ist beschrieben mit der Partizipationsrate, $\mu = \frac{M}{N}$, und $\frac{\bar{Y}_M}{\bar{Y}}$ ist das Verhältnis zwischen dem durchschnittlichen Einkommen der Förderungs-Empfänger zum Durchschnittseinkommen im betrachteten Dezil. Somit zeigt die obige Formel, dass sich die durch die Riester-Förderung induzierte durchschnittliche Einkommensveränderung innerhalb eines Dezils über das Produkt dreier Terme definieren lässt. Diese Dezil-spezifischen Terme sind die durchschnittliche Förderrate der geförderten Personen, der Anteil der geförderten Bevölkerung und die relative Einkommenshöhe der geförderten Bevölkerung im Dezil.

Tabelle 5 zeigt die entsprechenden Statistiken sowie deren Standardfehler nach Dezilen. Dabei enthalten die ersten vier Spalten die Ergebnisse für die Bevölkerung insgesamt, während die folgenden vier Spalten die Ergebnisse für die Riester-berechtigte Bevölkerung ausweisen.

Die Ergebnisse für die Bevölkerung insgesamt zeigen, dass die Dezil-spezifische Förderrate, σ , über die Dezile der Einkommensverteilung in nicht monotoner Weise variiert. Wie oben gezeigt verringert dieses Förderprofil leicht die gemessene Ungleichheit (wenn man die Förderkosten auf das Staatsbudget außer Acht lässt). Dieser Effekt ist, wie die Spalten zwei und drei der Tabelle zeigen, durch entgegengesetzte Muster der Komponenten σ_M und μ getrieben. Die Förderrate der Riester-geförderten Personen, σ_M , ist im untersten Dezil am höchsten und fällt über die folgenden Dezile. Dagegen steigt die Teilnahmerate, μ , über die Dezile hinweg an. Es zeigt sich, dass der über σ_M induzierte progressive Verteilungseffekt den regressiven Effekt über μ leicht überwiegt.

Diese Ergebnisse erlauben eine qualifizierte Aussage darüber, warum die Riester-Förderung kein zielgenaues Instrument für Umverteilung ist: Der Anstieg der

Tabelle 5. Dekomposition der Förderquoten

| Dezile | Gesamtpopulation | | | | Förderberechtigte | | | |
|--------------|------------------|------------------|------------------|---------------------|-------------------|------------------|------------------|---------------------|
| | σ | σ_M | μ | \bar{Y}_M/\bar{Y} | σ | σ_M | μ | \bar{Y}_M/\bar{Y} |
| 1 | 0,449 (0,081) | 4,982 (0,599) | 0,077 (0,006) | 1,160 (0,043) | 0,712 (0,095) | 4,652 (0,313) | 0,147 (0,012) | 1,038 (0,034) |
| 2 | 0,215 (0,048) | 3,166 (0,292) | 0,066 (0,011) | 1,021 (0,011) | 0,505 (0,054) | 2,749 (0,125) | 0,182 (0,018) | 1,013 (0,009) |
| 3 | 0,280 (0,032) | 2,153 (0,108) | 0,127 (0,013) | 1,020 (0,007) | 0,610 (0,055) | 2,132 (0,136) | 0,286 (0,024) | 1,003 (0,004) |
| 4 | 0,294 (0,023) | 2,049 (0,131) | 0,144 (0,014) | 0,998 (0,006) | 0,493 (0,054) | 1,742 (0,130) | 0,282 (0,013) | 1,001 (0,004) |
| 5 | 0,324 (0,024) | 1,914 (0,120) | 0,168 (0,005) | 1,007 (0,003) | 0,507 (0,025) | 1,489 (0,055) | 0,341 (0,012) | 0,998 (0,004) |
| 6 | 0,242 (0,022) | 1,286 (0,069) | 0,191 (0,011) | 0,984 (0,003) | 0,417 (0,025) | 1,352 (0,062) | 0,306 (0,013) | 1,008 (0,002) |
| 7 | 0,318 (0,010) | 1,312 (0,051) | 0,243 (0,005) | 0,999 (0,002) | 0,328 (0,020) | 1,085 (0,056) | 0,302 (0,003) | 0,999 (0,002) |
| 8 | 0,267 (0,012) | 1,187 (0,038) | 0,224 (0,009) | 1,004 (0,003) | 0,423 (0,025) | 1,261 (0,035) | 0,336 (0,019) | 0,998 (0,004) |
| 9 | 0,298 (0,008) | 1,272 (0,065) | 0,237 (0,014) | 0,991 (0,005) | 0,402 (0,020) | 1,323 (0,058) | 0,305 (0,020) | 0,997 (0,003) |
| 10 | 0,247 (0,007) | 1,098 (0,044) | 0,225 (0,004) | 1,000 (0,018) | 0,337 (0,010) | 1,068 (0,038) | 0,317 (0,011) | 0,996 (0,018) |
| Durchschnitt | 0,293 | 2,042 | 0,170 | 1,018 | 0,473 | 1,885 | 0,280 | 1,005 |

Anmerkungen. PHF 2010. Eigene Berechnung. Es gibt leichte Abweichungen von der Formel aufgrund von Rundungsfehlern. Sowohl σ , σ_M und ihre Standardfehler wurden mit 100 multipliziert. 1.000 Bootstrap Replikationsgewichte wurden zur Berechnung der Standardfehler genutzt. Standardfehler erscheinen in Klammern. Zeile "Durchschnitt" enthält den Spaltendurchschnitt der Punktschätzer. Die Dekomposition greift hier nicht.

Teilnahmerate über die Dezile hinweg erklärt, warum das Gros der Förderung in den oberen Bereich der Einkommensverteilung fließt (vgl. Abb. 2 und 3), obwohl die Förderrate für diejenigen, die einen Riester-Vertrag besitzen, im untersten Dezil besonders hoch ist.

Für die Förder-berechtigte Bevölkerung gelten die gleichen Muster wie für die Bevölkerung insgesamt. Dies gilt auch für den Verlauf von σ und die dahinter liegenden Mechanismen.³¹

2.4.2. Determinanten der Riester-Teilnahme

Wie kommt es, dass rund 70% der Riester-berechtigten Bevölkerung darauf verzichten, die finanziellen Mittel aus der Riester-Förderung anzunehmen? Es ist nicht Aufgabe des vorliegenden Berichts, eine umfassende Analyse zu den Determinanten der Teilnahme an der Riester-Förderung vorzulegen. Dennoch sollen diese Determinanten nachfolgend in Form einer einfachen explorativen Regressionsanalyse herausgearbeitet werden.

Wir modellieren die Teilnahmeentscheidung, C_i mit $C_i \in \{0, 1\}$ (i Haushaltsindex) über eine logistische Schätzung, die wie folgt spezifiziert ist:

$$P(C_i = 1|\mathbf{X}_i) = \Lambda(\alpha + \gamma \times \mathbf{X}_i). \quad (3)$$

Dabei ist Λ die logistische kumulative Dichtefunktion, \mathbf{X}_i ein Vektor von erklärenden Variablen und ϵ der Fehlerterm. Die erste erklärende Variable ist das äquivalente Nettoeinkommen. Steigt dieses, so steigen auch die Möglichkeiten zu sparen, so dass es auch einfacher wird, die 4-prozentige Sparquote zu erreichen, die notwendig ist, um die volle Förderung zu erhalten. Steigt das Einkommen, steigt auch der Grenzsteuersatz und damit die Vorteile aus der Abzugsfähigkeit von Riester-Spartätigkeit vom Einkommen. Daher erwarten wir, dass Einkommen eine zentrale erklärende Variable der Teilnahme an der Riester-Förderung ist. Dies wird, wie die erste Zeile von Tabelle 6 zeigt, durch die Regressionsergebnisse bestätigt: Der Koeffizient für das logarithmierte Einkommen ist positiv und in allen Spezifikationen hoch signifikant.

Für den Zusammenhang zwischen Alter und Teilnahme an Riester zeigt sich, dass sich Menschen im höchsten Altersbereich (56-64 Jahre) signifikant seltener für eine Teilnahme entscheiden. Dies lässt sich damit erklären, dass diese Menschen zum Zeitpunkt der Einführung der Riester-Rente im Jahr 2002 nur noch wenig

³¹Alternative Transfer-Schemata wären, wie Tabelle 4 zeigt, der Riester-Förderung aus Verteilungsperspektive überlegen.

Zeit vor dem Ruhestand hatten, um einen nennenswerten Kapitalstock über einen Riester-Vertrag aufzubauen. Kinder im Haushalt dagegen führen zu einer höheren Teilnahmewahrscheinlichkeit, was sich über die Kinder-Zulagen erklären lässt. Dagegen haben weder das Geschlecht noch der Wohnort (alte vs. neue Bundesländer) einen signifikanten Einfluss auf die Teilnahmeentscheidung.

Zusätzlich zu den oben genannten erklärenden Variablen wird in Spezifikation (2) auch der Bildungsstand des Haushaltsvorstands berücksichtigt. Der Effekt von Bildung auf die Teilnahmeentscheidung ist a priori unklar. Einerseits ist es plausibel, dass höher gebildete Menschen stärker dazu neigen, ihr Portfolio zu diversifizieren und sie über die Ausgestaltung der Riester-Förderung besser informiert sind. Andererseits ist es auch vorstellbar, dass weniger gebildete Menschen stärker auf die umfangreichen Werbemaßnahmen in Bezug auf Riester-Produkten reagieren. Wie aus der Tabelle hervorgeht, sind aber die Regressionskoeffizienten der Bildungs-Dummy-Variablen insignifikant.

Abschließend wird in Spezifikation (3) eine zusätzliche Dummy-Variable aufgenommen, die definiert, ob der Haushalt zum obersten Quintil der Nettovermögensverteilung zählt. Der dazugehörige Koeffizient ist positiv und hoch signifikant. Der marginale Effekt für den Sampledurchschnitt beträgt 0,122 (mit einem Standardfehler von 0,043). Dies bedeutet, dass die Zugehörigkeit zum obersten Quintil der Nettovermögensverteilung die Teilnahmewahrscheinlichkeit von 26 auf 38 Prozent erhöht, wenn alle anderen erklärenden Variablen durchschnittliche Werte aufweisen.

Zusammenfassend zeigen die Daten, dass vor allem Familien mit Kindern, die über ein hohes Einkommen verfügen und ein hohes Vermögen besitzen, an der Riester-Förderung teilhaben.

Tabelle 6. Logit Schätzungen der Teilnahmeentscheidung

| | Spezifikation (1) | Spezifikation (2) | Spezifikation (3) |
|-----------------------------------|------------------------|------------------------|------------------------|
| Log des Nettoäquivalenzeinkommens | 0,5778*** (0,1347) | 0,5419*** (0,1429) | 0,4679*** (0,1430) |
| Alter: 36-45 | -0,2373 (0,1955) | -0,2140 (0,1951) | -0,2340 (0,1954) |
| Alter: 46-55 | -0,3157 (0,2084) | -0,2978 (0,2091) | -0,3355 (0,2103) |
| Alter: 56-64 | -1,2090*** (0,2229) | -1,1800*** (0,2244) | -1,2930*** (0,2336) |
| Alleinlebend mit Kindern | 0,5783 (0,3525) | 0,6016* (0,3492) | 0,5886* (0,3470) |
| Paare | 0,0672 (0,2229) | 0,0938 (0,2229) | 0,0807 (0,2226) |
| Paare mit Kindern | 0,6289*** (0,2091) | 0,6585*** (0,2130) | 0,6561*** (0,2115) |
| mehr als zwei Erwachsene | 0,2943 (0,2654) | 0,3774 (0,2635) | 0,3194 (0,2650) |
| Frau | 0,1004 (0,1683) | 0,0802 (0,1705) | 0,0774 (0,1730) |
| Ost | 0,1700 (0,1989) | 0,2031 (0,2044) | 0,2337 (0,2074) |
| Abitur | | 0,3011 (0,1985) | 0,2627 (0,1978) |
| Universität | | -0,2079 (0,2347) | -0,2165 (0,2320) |
| Topquintil des Nettovermögens | | | 0,6262*** (0,2230) |
| Konstante | -7,0285*** (1,3835) | -6,7657*** (1,4415) | -6,0048*** (1,4400) |
| Beobachtungen | 2043 | 2043 | 2043 |
| Efron's R^2 | 0,065 | 0,066 | 0,069 |

PHF 2010. Eigene Berechnungen. 1.000 Bootstrap Replikationsgewichte wurden zur Berechnung der Standardfehler genutzt. Standardfehler erscheinen in Klammern. (***) statistische Signifikanz zum 1%-level, (**) zum 5%-level, (*) zum 10%-level. Wir geben das durchschnittliche Efron's R^2 über alle Imputationen an. Dieser Durchschnitt ist nicht aussagekräftig, wenn die Statistik nicht normalverteilt ist.

2.5. Fazit

Die Querschnittsanalyse zeigt, dass 38% des Fördervolumens in das oberste Quintil der Einkommensverteilung fließen aber nur ca. 7.3% in das unterste Quintil. Obwohl der Anteil der armen Bevölkerung um fast einen Prozentpunkt höher liegt als ohne Riester,³² wirkt die Förderung gemessen an Standard-Verteilungsmaßen wie etwa dem Gini-Koeffizienten fast neutral. Der verteilungsneutrale Effekt der Förderung ergibt sich dabei aus zwei entgegengesetzt wirkenden Effekten. Einem progressiven Effekt über die Systematik der gesetzlichen Ausgestaltung des Förderschemas steht ein regressiver Teilnahmeeffekt entgegen: Während die Ausgestaltung der Förderung dazu führt, dass die Transferrate der geförderten Haushalte im unteren Bereich der Einkommensverteilung besonders hoch ist, ist die Teilnahme am Programm dort aber besonders niedrig. Unsere Analysen zeigen auch, dass die Riester-Förderung vom Verteilungsstandpunkt aus betrachtet bei gegebenen Teilnahmeanreizen nicht zielgenau ist. Selbst ein einfacher Demografant würde deutlich stärkere progressive Effekte auslösen: dies gilt sowohl, wenn die gesamte förderberechtigte als auch nur die tatsächlich geförderte Population betrachtet wird.

Alle in diesem Kapitel des Berichts vorgelegten Ergebnisse beschreiben die Verteilungseffekte der Riester-Förderung im Querschnitt. Die Effekte der nachgelagerten Besteuerung treten hier nicht auf, da sich in unseren Daten kaum Fälle finden, bei denen sich der Riester-Vertrag bereits in der Auszahlungsphase befindet.

Die Riester-Förderung verändert aber auch die Verteilung der Lebenseinkommen. Die Verteilungseffekte für die Lebenseinkommen hängen neben den hier beschriebenen Effekten vor allem von der Besteuerung der Riester-Renten in der Auszahlungsphase und der Anrechnung gegen die Grundsicherung im Alter ab. Weiterhin können sich die Verteilungseffekte im Längsschnitt von denen im Querschnitt dann unterscheiden, wenn die Positionen, die die Haushalte in der Einkommensverteilung im Querschnitt einnehmen systematisch von ihren Positionen in der Lebensverteilung abweichen. Eine Gruppe, bei der dies beispielsweise zu erwarten ist, sind hochqualifizierte Personen zu Beginn ihrer Erwerbsphase.

³²Dies ergibt sich auch aus der Definition der Armutsgrenze als endogene Größe basierend auf der Einkommensverteilung nach Riester.

3. Längsschnittanalyse

Im aktuellen Kapitel erfolgt die Analyse der Verteilungseffekte der Riester-Förderung über den Lebenszyklus. Diese basiert auf Lebenseinkommen. Unter Lebenseinkommen verstehen wir die Summe der auf einen Stichtag abgezinsten Barwerte aller bedarfsangepassten Erwerbseinkommen und bedarfsangepassten staatlicher Transferzahlungen nach Steuern und Sozialversicherungsbeiträgen.

Dabei kommen zwei Varianten bei der Quantifizierung der Lebenseinkommen zur Anwendung. In einer Variante werden die Lebenseinkommen ohne und in einer anderen Variante unter Berücksichtigung des Riesterförderungs-induzierten Einkommensvorteils über den Lebenszyklus berechnet. Das nachfolgende Modell zeigt, dass sich dieser Einkommensvorteil bestimmt über die Höhe der Zulagen, die Minderung der Kapitalertragsteuer, die Minderung Einkommensteuerschuld in der Einzahlungsphase sowie in der Auszahlungsphase über den Effekt der nachgelagerten Besteuerung und die Anrechnung gegen die Grundsicherung im Alter auf den aus der Förderung stammenden Anteil der Riesterrente.

Die Längsschnittanalyse komplementiert die Querschnittsanalyse, die die Frage beantwortet hat, wie stark die in Deutschland lebenden Haushalte von der Riester-Förderung in einem gegebenen Jahr profitieren und wie diese Vorteile verteilt sind, indem sie die finanziellen Auswirkungen der Riester-Förderung über den Lebenszyklus einer Kohorte beschreibt. Die Längsschnittanalyse kann deshalb besonders lehrreich sein, weil hiermit die Verteilungswirkungen der Riester-Förderung vergleichsweise komplett erfasst werden, da die Geförderten im Nachhinein die entsprechenden Kapitalerträge / Rentenansprüche besteuern bzw. sie auf die Grundsicherung im Alter anrechnen müssen.

Die Simulation der Lebenseinkommen erfolgt über Vor- und Rückschreibungen sowie ein Mikrosimulationsmodells zur Abbildung des Steuer-Transfersystems. Dabei fokussieren wir uns auf die Individuen der Baby-Boomer-Generation. Diese können wir in den verwendeten Daten des SOEP über einen vergleichsweise langen Zeitraum beobachten, was Unsicherheiten in der Abschätzung der Verteilungseffekte verringert. Dabei unterscheiden wir drei Phasen. Die ersten beiden Phasen sind die Aktivphase. Phase 1 können wir direkt in den Daten beobachten und läuft von 1984 bis 2013. Phase 2 beginnt im Anschluss, ist also unbeobachtet, und endet

mit der Verrentung. Phase 3 umfasst die Phase der Rente und endet mit dem Tod. Werte in Phase 2 und 3 müssen also simuliert werden.

Das Kapitel ist wie folgt gegliedert. In den ersten beiden Unterkapiteln wird der theoretische Rahmen für die Längsschnittanalyse beschrieben und das Lebenseinkommen definiert. Anschließend werden die methodischen Herausforderungen und Lösungen für die Konstruktion der Datengrundlagen für Phasen 1 bis 3 beschrieben. Danach werden die Verläufe zentraler Variablen über den Lebenszyklus beschrieben. Im abschließenden Teil erfolgt die Darstellung der Verteilungseffekte von Riester über den Lebenszyklus.

3.1. Theoretischer Rahmen für die Längsschnittanalyse

Durch das Konzept des Lebenseinkommens will man die Konsummöglichkeiten der Individuen in ihrem gesamten Lebenszyklus erfassen. Um die Auswirkung der Riester-Förderung auf das Lebenseinkommen zu ermitteln, hilft es, dieses zunächst in einem stilisierten Basismodell zu definieren und dann das Modell schrittweise so zu erweitern, dass die Riester-Förderung zusammen mit den wesentlichen Aspekten unserer empirischen Untersuchung abgebildet wird. Hierzu reicht es, den Lebenszyklus in drei Perioden aufzuteilen, wobei Konsum in jeder Periode erfolgen kann, Arbeit jedoch nur in den ersten beiden. Von Erbschaften wird abstrahiert; äquivalent könnten wir annehmen, dass der Wert der hinterlassenen Erbschaft gleich dem Wert der kapitalisierten erhaltenen Erbschaft ist. Wir verwenden die folgende Notation:

- w_i : Arbeitseinkommen, c_i : Konsum, s_i : Ersparnis
- r : Bruttozinssatz, \tilde{r} : Nettozinssatz, t_k : Abgeltungsteuersatz
- τ_i : Steuern/Sozialabgaben, p_i : GRV-Rente
- σ_i : Riesterzulagen, $s_{i,R}$: Riestersparbetrag
- τ_R : nachgelagerte Besteuerung wegen Riester
- δ_i : Einkommensteuerminderung durch Riester

Das Lebenseinkommen bestimmt die Konsummöglichkeiten und ergibt sich somit aus den Budgetbeschränkungen der Individuen. Daher ist dieses Konzept unabhängig von den Präferenzen und der Rationalität der Individuen, welche bestimmen, wie die Individuen von diesen Möglichkeiten Gebrauch machen. Das Konzept des Lebenseinkommens setzt zunächst nur die Sicherheit des Privateigentums voraus.

3.1.1. Modellierung Laissez-faire

Wir beginnen die Analyse mit einer Laissez-faire-Ökonomie mit perfekten Kapitalmärkten an. Die Budgetdefinitionen der drei Perioden lauten:

$$w_1 = c_1 + s_1 \quad (4)$$

$$w_2 + s_1(1 + r_2) = c_2 + s_2 \quad (5)$$

$$s_2(1 + r_3) = c_3. \quad (6)$$

Diese drei Gleichungen implizieren

$$c_1 + \frac{c_2}{1 + r_2} + \frac{c_3}{(1 + r_2)(1 + r_3)} = w_1 + \frac{w_2}{1 + r_2}. \quad (7)$$

Auf der linken Seite steht der Wert des Konsums im gesamten Lebenszyklus, wobei das Konsumgut der Periode 1 als Numéraire-Gut fungiert. Die Konsummengen der Perioden 2 und 3 werden mit dem jeweiligen Relativpreis zum Numéraire multipliziert. Unabhängig davon, wie das Individuum seinen Lebenskonsum intertemporal gestaltet, ist sein Wert immer gleich der rechten Seite der Gleichung: dem Gegenwartswert der Arbeitseinkommen. Daher entspricht das Lebenseinkommen in diesem Basismodell dem Gegenwartswert der Arbeitseinkommen.

Die oben durchgeführte Analyse zeigt, was das Lebenseinkommen nicht ist: der Gegenwartswert aller Einkommen. In Periode 2 erhält das Individuum neben seinem Arbeitseinkommen das Kapitaleinkommen r_2s_1 und in Periode 3 erhält es das Kapitaleinkommen r_3s_2 . Es wäre aber falsch, diese Kapitaleinkommen als zusätzliches Lebenseinkommen anzugeben, denn sie setzen eine Konsumminderung in ihrer Vorperiode voraus, die genau dem Wert der zusätzlichen Konsummöglichkeiten in der jeweiligen Periode entspricht. Beispielweise ermöglicht das Kapitaleinkommen in

Periode 2 eine Konsumsteigerung in der gleichen Periode um den Wert $r_2 s_1 / (1 + r_2)$. Dieses Kapitaleinkommen bedingt aber in Periode 1 einen Konsumrückgang um s_1 und einen genauso hohen Konsumanstieg in Periode 2, dessen Wert $s_1 / (1 + r_2)$ ist. Netto ergibt sich ein Konsumrückgang in Höhe von $s_1 - s_1 / (1 + r_2) = r_2 s_1 / (1 + r_2)$. Also verändert das Kapitaleinkommen nicht den Wert des Lebenskonsums. Würde man die Kapitaleinkommen als zusätzlichen Teil des Lebenseinkommens angeben, würde man eine Doppeltzählung begehen.

3.1.2. Modellierung des Steuer-Transfer-System

Wir integrieren nun Staatsaktivitäten. Der Staat erhebe eine Pauschalabgabe und eine Kapitalertragsteuer, um eine staatliche Altersrente zu finanzieren.³³ Die Kapitalertragsteuer bedingt, dass die Ersparnisse zum Nettozins $\tilde{r}_i = (1 - t_k)r_i$ verzinst werden. Dadurch ergeben sich nun folgende Budgetbeschränkungen

$$w_1 - \tau_1 = c_1 + s_1 \quad (8)$$

$$w_2 - \tau_2 + s_1 (1 + \tilde{r}_2) = c_2 + s_2 \quad (9)$$

$$s_2 (1 + \tilde{r}_3) + p - \tau_3 = c_3. \quad (10)$$

Hieraus ergibt sich:

$$\begin{aligned} w_1 + \frac{w_2}{1 + \tilde{r}_2} + \frac{p}{(1 + \tilde{r}_2)(1 + \tilde{r}_3)} - \tau_1 - \frac{\tau_2}{1 + \tilde{r}_2} - \frac{\tau_3}{(1 + \tilde{r}_2)(1 + \tilde{r}_3)} \\ = c_1 + \frac{c_2}{1 + \tilde{r}_2} + \frac{c_3}{(1 + \tilde{r}_2)(1 + \tilde{r}_3)}. \end{aligned} \quad (11)$$

Durch die Kapitalertragsteuer verändern sich die Relativpreise, mit denen wir den Wert des Lebenskonsums berechnen. Das Lebenseinkommens entspricht dem Gegenwartswert der Nettolöhne und Nettorente, diskontiert mit dem Nettozins.

³³Die Pauschalabgaben können in diesem Rahmen als eine Kombination von Lohnsteuern und Rentenbeiträgen interpretiert werden.

3.1.3. Modellierung Riester I

Nun führen wir eine vereinfachte Version des Riestersystems ohne nachgelagerte Besteuerung ein. Das Individuum erhält Riester-Zulagen σ_i und seine Ersparnisse sind dementsprechend aufgliedert: $s_i = s_{i,R} + s_{i,N}$. Der erste Term ist Ersparnis in Riester-Verträgen, der zweite Term beschreibt sonstige Ersparnisse. Der Betrag $s_{i,R}$ ist größer als die Zulage σ_i , da das Gesetz eine eigene Sparleistung vorsieht. Während der Akkumulationszeit unterliegen die Erträge aus dem Riester-Vertrag nicht der Besteuerung. Darüberhinaus wird mit δ_i die Einkommensteuerminderung bezeichnet, die sich aus der Teilnahme am Riestersystem ergibt.

Dadurch ergeben sich nun folgende Budgetbeschränkungen

$$\begin{aligned} w_1 - \tau_1 + \delta_1 + \sigma_1 &= c_1 + s_{1,R} + s_{1,N} & (12) \\ w_2 - \tau_2 + \delta_2 + \sigma_2 + s_{1,N}(1 + \tilde{r}_2) + s_{1,R}(1 + r_2) &= c_2 + s_{2,N} + s_{2,R} \\ s_{2,N}(1 + \tilde{r}_3) + s_{2,R}(1 + r_3) + p - \tau_3 &= c_3 \end{aligned}$$

Das Lebenseinkommen beträgt in diesem Modell:

$$\begin{aligned} w_1 + \frac{w_2}{1 + \tilde{r}_2} - \tau_1 - \frac{\tau_2}{1 + \tilde{r}_2} + \frac{p}{(1 + \tilde{r}_2)(1 + \tilde{r}_3)} - \frac{\tau_3}{(1 + \tilde{r}_2)(1 + \tilde{r}_3)} & (13) \\ + \sigma_1 + \frac{\sigma_2}{1 + \tilde{r}_2} + \frac{t_k r_2 s_{1,R}}{1 + \tilde{r}_2} + \frac{t_k r_3 s_{2,R}}{(1 + \tilde{r}_2)(1 + \tilde{r}_3)} + \delta_1 + \frac{\delta_2}{1 + \tilde{r}_2} \\ = c_1 + \frac{c_2}{1 + \tilde{r}_2} + \frac{c_3}{(1 + \tilde{r}_2)(1 + \tilde{r}_3)} \end{aligned}$$

Pro Periode erhöht sich das Einkommen durch Teilnahme an der Riester-Förderung um die Zulage, $\sigma_1 + \frac{\sigma_2}{1 + \tilde{r}_2}$, die Minderung der Kapitalertragsteuer, $\frac{t_k r_2 s_{1,R}}{1 + \tilde{r}_2} + \frac{t_k r_3 s_{2,R}}{(1 + \tilde{r}_2)(1 + \tilde{r}_3)}$, und die Einkommensteuerminderung, $\delta_1 + \frac{\delta_2}{1 + \tilde{r}_2}$.

3.1.4. Modellierung Riester II

Abschließend berücksichtigen wir auch die nachgelagerte Besteuerung der Riester-Rente und ihre Anrechnung auf die Grundsicherung im Alter. Beide verringern das in Periode 3 erhaltene Einkommen und verringern das Lebenseinkommen zum Rela-

tivpreis $1/(1+\tilde{r}_2)(1+\tilde{r}_3)$. Im Ergebnis beträgt der Barwert des Einkommensvorteils durch die Riester-Förderung

$$\sigma_1 + \frac{\sigma_2}{1+\tilde{r}_2} + \frac{t_k r_2 s_{1,R}}{1+\tilde{r}_2} + \frac{t_k r_3 s_{2,R}}{(1+\tilde{r}_2)(1+\tilde{r}_3)} + \delta_1 + \frac{\delta_2}{1+\tilde{r}_2} - \frac{\tau_R}{(1+\tilde{r}_2)(1+\tilde{r}_3)}, \quad (14)$$

wobei τ_R entweder die nachgelagerte Besteuerung oder den auf Grundsicherung angerechneten Teil der Riester-Rente bezeichnet. Mit dem Betriebsrentenstärkungsgesetz, das zum 01.01.2018 in Kraft treten soll, werden Freibeträge für Betriebs- und Riesterrenten in der Grundsicherung eingeführt. Hiervon profitieren gerade Haushalte mit niedrigen Einkommen, was eventuelle regressive Effekte abmildern sollte.

3.2. Definition des Lebenseinkommens

Entsprechend der Erläuterungen im letzten Unterkapitel werden die Konsummöglichkeiten über den Lebenszyklus determiniert über die erzielten Netto-Erwerbseinkommen sowie die empfangenen Transferzahlungen. Kapitaleinkommen „morgen“ ergeben sich dagegen aus Konsumverzicht „heute“ und sollten deshalb nicht in das Lebenseinkommen einfließen. Konkret umfasst unsere Definition des Lebenseinkommens folgende Komponenten:

1. Arbeitseinkommen aus selbständiger und nicht selbständiger Arbeit nach Steuern
2. Staatliche Transferzahlungen und Versicherungsleistungen: Kindergeld, Arbeitslosengeld I und II, Sozialhilfe, Renten (inkl. Betriebsrenten und Pensionen) und Grundsicherung im Alter

Dabei kommen zwei Berechnungs-Varianten zur Anwendung. In einer Variante wird das Einkommen unter Berücksichtigung des Riesterförderungs-induzierten Einkommensvorteils über den Lebenszyklus berechnet. Das nachfolgende Modell zeigt, dass sich dieser Einkommensvorteil bestimmt über die Höhe der Zulagen, die Minderung der Kapitalertragsteuer, die Minderung Einkommensteuerschuld in der Einzahlungsphase sowie in der Auszahlungsphase über den Effekt der nachgelagerten

Besteuerung und die Anrechnung gegen die Grundsicherung im Alter auf den aus der Förderung stammenden Anteil der Riesterrente.³⁴

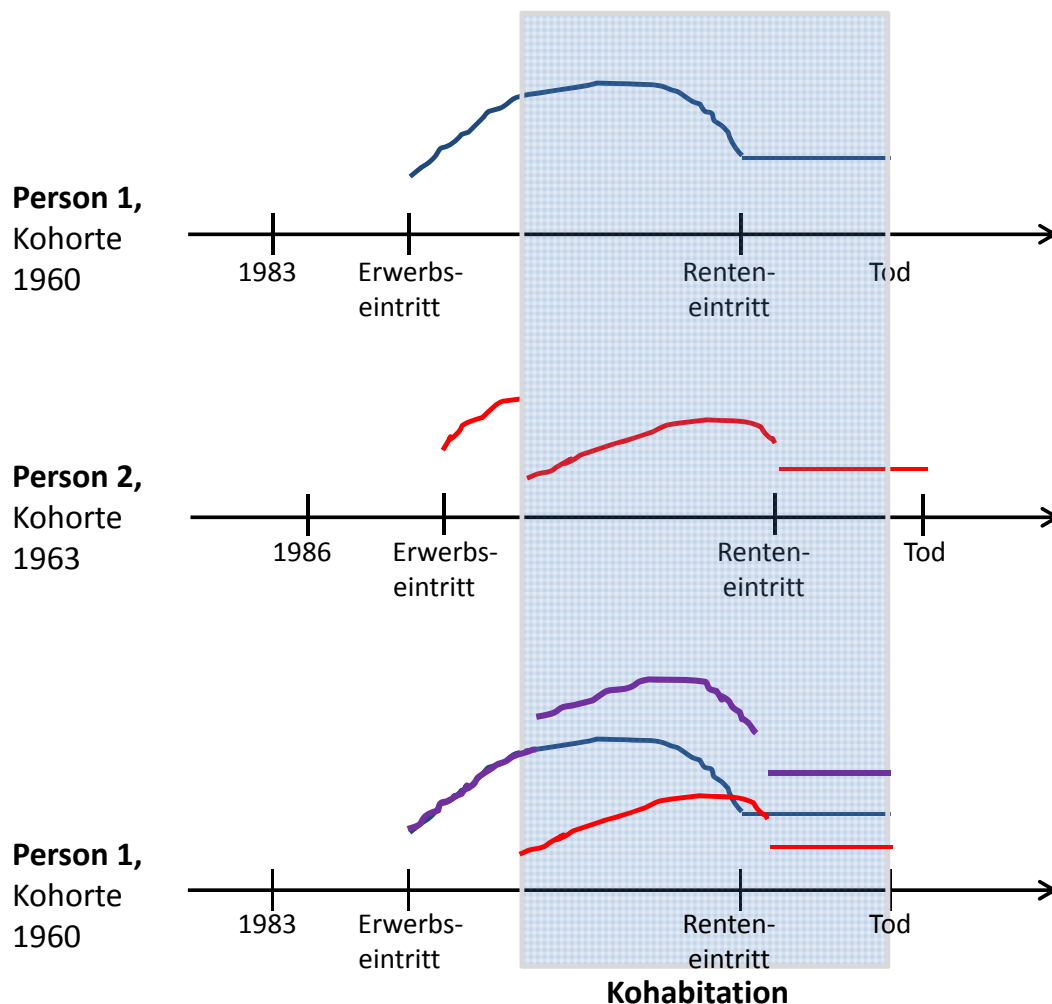


Abbildung 5. Beispielhafter Einkommensverlauf

Abbildung 5 stellt die Ermittlung des Lebenseinkommens anhand eines Beispiels dar. Das Lebenseinkommen soll für Person 1, die der Geburtskohorte 1960 angehört,

³⁴In unserer Berechnung der zwei Lebenseinkommensvarianten wenden wir für Steuer- und Transferberechnung das Steuersimulationsmodell STSM nach Steiner u. a. (2008) an. Dieses berücksichtigt auch die graduelle Einführung der nachgelagerten Besteuerung bis zum Jahr 2030.

bestimmt werden (entsprechend der oben getroffenen Annahmen ab einem Alter von 23 Jahren). Die Person erzielt ein individuelles Einkommen (Erwerbseinkommen zzgl. staatliche Transfers und Versicherungsleistungen), kohabitiert für eine bestimmte Phase mit Person 2, geht in Rente und verstirbt. Die blaue Funktion in der oberen Abbildung beschreibt ein stilisiertes individuelles Einkommensprofil für diese Person. In der darunter liegenden Grafik beschreibt die rote Funktion ein stilisiertes Profil für Person 2, mit der die erste Person über einen Teil ihres Lebens zusammenlegt. Relevant für die Berechnung des Lebenseinkommens für Person 1 sind zum einen die eigenen Einkommen. Hinzu kommen die Einkommen des Partners – allerdings nur während der Kohabitationsphase (grau schattiertes Zeitfenster). Die jahresspezifische Summe der beiden Partner sei durch die lilafarbene Funktion in der unteren Abbildung beschrieben. Die Werte entlang dieser Funktion werden in jeder einzelnen Periode mit einer Äquivalenzskala bedarfsangepasst, deren Wert über die periodenspezifische Anzahl der Haushaltsmitglieder definiert ist.

Zur Berechnung des Lebenseinkommens von Person 1 werden diese jahresspezifischen bedarfsangepassten Einkommensbeträge auf das Basisjahr 2012 abgezinst und aufsummiert.

Höhe der Verzinsung Den Wert des Realzinses bei den Riester-Berechnungen wie bei der Lebenseinkommensberechnung bilden wir über die Differenz aus Nominalzins und Inflation. Die Zinsdaten (derzeitige Umlaufrenditen inländischer Inhaberschuldverschreibungen / Anleihen der öffentlichen Hand) sind aus Bundesbank (2017) entnommen; die Preisentwicklung sind in Statistisches Bundesamt (2017) veröffentlicht. Abbildung 6 zeigt den Verlauf dieser beiden Statistiken zwischen 1983 und 2012. Die Abbildung zeigt, dass die beiden Zeitreihen in den letzten Jahren auf ähnlichem Niveau verlaufen, die Realverzinsung also Null ist. Diesen Wert übernehmen wir als Wert für die Fortschreibung.³⁵

³⁵Die Realzinsen auf sichere Staatsanleihen befinden sich seit den frühen 80er-Jahren auf einem Abwärtstrend, der mittlerweile die Nulllinie erreicht und sich dort abgeflacht hat. Weltweite demographische und technologische Entwicklungen suggerieren, dass diese Niedrigzinsphase noch lange andauern wird (Weizsäcker 2015). Untermauert wird diese Sicht durch zahlreiche ökonometrische Schätzungen, die den natürlichen Realzins um dem Nullpunkt sehen (Lubik, Matthes u. a. 2015; Holston, Laubach und Williams 2017; Johannsen und Mertens 2016; Christensen, Rudebusch u. a. 2017).



Notiz. Die Abbildung zeigt die sichere Verzinsung entsprechend den Umlaufrenditen nach Bundesbank (2017) und die Inflation nach Statistisches Bundesamt (2017). Basisjahr für die Inflationsreihe ist 2012.

Abbildung 6. Entwicklung des realen Zinssatzes

3.3. Herausforderungen bei der Konstruktion der Lebenszyklus-Profile

Grundlage für die Längsschnittanalyse sind Lebenszyklus-Profile der Einkommen, Spartätigkeit und weiterer Variablen für die Geburtskohorten 1960 bis 1965. Als Datengrundlage fungiert das Sozio-oekonomische Panel (SOEP), eine repräsentative jährliche Panel-Befragung von Haushalten in Deutschland (Wagner und Frick (2007)). Wir verwenden die Welle 30 mit Daten zwischen 1984 und 2013 und setzen in der Analyse voraus, dass die Befragten im Jahr 2013 noch leben. Die Lebenszyklen lassen sich in drei Phasen gliedern: *Phase 1* beginnt mit dem Eintritt in das Berufsleben und endet im Jahr 2012. Dies ist das letzte Jahr, in dem sich das Einkommen in Welle 30 beobachten lässt. Alle Informationen für diese Phase sind deterministisch in dem Sinne, dass sie im SOEP direkt beobachtbar sind. *Phase*

2 beginnt im Jahr 2013 und endet mit dem Eintritt in den Ruhestand, der per Annahme mit einem vorgegebenen Alter erfolgt. Für diese Phase modellieren wir Erwerbs- und Einkommensbiographien mittels statistischer Verfahren. *Phase 3* ist die des Ruhestands, deren Länge über die Lebenserwartung definiert ist. In dieser Phase erhalten alle Personen ein Renteneinkommen als deterministische Funktion ihrer bisherigen Biographie (*Phasen 1* und *2*).

Bei der Konstruktion der Lebenszyklen über die drei Phasen gibt es zwei grundlegende Herausforderungen:

1. **Fehlende Werte in Phase 1.** In Phase 1 gibt es zwei Typen fehlender Beobachtungen („Missings“). Der erste Typ ergibt sich, wenn die befragten Haushalte oder Individuen nicht alle relevanten Fragen für unsere Analyse beantwortet haben. Der zweite Typ fehlender Werte ergibt sich daraus, dass Haushalte oder Individuen erst in einem Jahr nach 1984, der ersten SOEP-Welle, z.B. aufgrund einer neuen Teilstichprobe im SOEP beobachtet werden können oder vor dem Jahr 2013 nicht mehr bereit sind, an der Befragung teilzunehmen. Um die fehlenden Beobachtungen zu vervollständigen, verwenden wir Imputationsmethoden, die entweder in der Zeit voraus- oder zurückblicken. In Abschnitt [3.5.1](#) werden die verwendeten Verfahren näher erläutert.
2. **Fehlende Werte in Phasen 2 und 3.** Diese Phasen umfassen die Jahre 2013 bis ca. 2045, wobei der Endpunkt mit der Lebenserwartung variiert. Werte für diese Phase imputieren wir unter Rückgriff auf Muster vergangener beobachteter Jahre. Die verwendeten Verfahren werden in Abschnitt [3.5.2](#) erläutert.

3.4. Konstruktion der Untersuchungspopulation und ihrer Lebensverläufe

Die Grundgesamtheit unserer Analyse bilden Personen der Geburtskohorten der Jahre 1960 bis 1965. Dies sind im SOEP 2.680 Personen, was hochgerechnet 7,94 Mio. Personen entspricht. In unseren Analysen betrachten wir hiervon nur solche Personen, bei denen zwischen 2002 und 2012 folgende Merkmale komplett vorliegen:

Einkommen aus abhängiger und selbständiger Beschäftigung, Kapitaleinkommen und Einkommen aus Vermietung und Verpachtung, Bildungsstand, Haushaltszusammensetzung, Riester-Teilnahme (ja/nein) sowie Hochrechnungsfaktor. Hiervon werden weiterhin nur solche Personen berücksichtigt, die im Zeitraum von 2002 bis 2012 mindestens einmal einen Status hatten, der sie berechtigt, am Riester-Programm teilzunehmen. Diese Riester-berechtigte Population der Geburtskohorten der Jahre 1960 bis 1965 umfasst ungewichtet 1.134 und gewichtet 2,85 Mio. Personen. Hiervon besaßen im Jahr 2012 32,3 Prozent der ungewichteten und 29,5 Prozent der gewichteten Fälle einen Riester-Vertrag.

Zur Konstruktion von Haushalten für die späteren Verteilungsanalysen werden die Riester-berechtigten Individuen mit weiteren Haushaltsmitgliedern, so vorhanden, verknüpft. Hierfür liegen im SOEP eindeutige Indikatorvariablen vor. Den Haushaltstyp – Alleinlebend oder Paar – definieren wir über den beobachteten Status des Haushalts im Jahr 2012, der für die Folgejahre unverändert fortgeschrieben wird. Kinder, so vorhanden, ziehen mit Vollendung des 19. Lebensjahres aus dem Haushalt aus. Die Erwerbsphase einer Person endet deterministisch mit dem Erreichen des abschlagsfreien Rentenbezugsalters (65 Jahre).³⁶ Das Leben endet mit Erreichen der Lebenserwartung, welche sich aus der allgemeinen Sterbetafel des statistischen Bundesamtes für das Jahr 2012 berechnen lässt. Die Lebenserwartung unterscheidet sich nach Region (Ost und West), Geschlecht und Geburtskohorte.

3.5. Modellierung der drei Lebensphasen

3.5.1. Phase 1

Sofern die Daten für Phase 1 für ein Individuum vorhanden sind, können sie direkt für die Analyse verwendet werden. Fehlende Werte werden statistisch imputiert, um einen hohen Ausschluss von Beobachtungen zu vermeiden.

Fehlt eine Variable x für ein Individuum i zu einem Zeitpunkt t , verwenden wir für ihre Imputation ein statistisches Modell, $\hat{x}_t = g_t(Z_t)$. Die Schätzung ist bedingt darauf, dass ein bestimmtes vorgegebenes Set an erklärenden Variablen Z_t vollständig beobachtbar ist. Dann wird der geschätzte Wert $\hat{x}_{it} = g(Z_{it})$ für die

³⁶Bis zum Jahr 2030 wird sich die Regelaltersgrenze auf 67 Jahre, was in unseren Analysen nicht berücksichtigt ist.

Imputation des fehlenden Wertes für i in Periode t verwendet. Die Form des Modells $g_t(\cdot)$ hängt vom Typ der Variablen x_t ab – beispielsweise eine lineare Schätzung für eine stetige Variable und eine logistische Schätzung für eine diskrete Variable. Unter der Annahme, dass das Fehlen von Werten von x_t zufällig konditional auf Z_t ist, sind die imputierten Daten valide für statistische Inferenzanalysen.

Wir unterscheiden zwei Typen von Variablen:

1. **Zustandsvariable.** Eine Zustandsvariable beschreibt eine Eigenschaft eines Individuums oder dessen Partners in Period t , x_t^s .
2. **Statuswechsel.** Ein Statuswechsel beschreibt einen Wechsel eines Zustands (z.B. Erwerbstätigkeit) zwischen zwei Jahren, $\Delta x_{t,t+1}$ oder $\Delta x_{t,t-1}$.

In Verbindung mit dem Zustand x_t , determiniert der Statuswechsel $\Delta x_{t,t+1}$ den Zustand x_{t+1} und $\Delta x_{t,t-1}$ den Zustand x_{t-1} .

Wir implementieren und kombinieren verschiedene inter-temporale Imputationsregeln:

1. **Vorwärts-Imputation.** Diese startet im Jahr 1984 und endet im Jahr 2013. Beginnend mit 1984 und dann fortlaufend bis 2013 wird für jede einzelne Periode t das gesamte Set von Zustandsvariablen und Zustandswechseln (falls Wert fehlend) imputiert. So wird beispielsweise in $t = 1984$, die Zustandsvariable Alter, `p_age1984`, der Heirats-Statuswechsel zwischen den Jahren 1984 und 1985, `entry_exit_mar_1984,1985`, und darauf basierend der Status im Jahr 1985, `married_1985`, imputiert.
2. **Rückwärts-Imputation.** Beginnend mit 2013 und dann rückblickend bis 1984 wird für jede einzelne Periode t das gesamte Set von Zustandsvariablen und Zustandswechseln (falls Wert fehlend) imputiert.

Bei den Imputationen verwenden wir zwei grundlegende Typen von Regressionen. Der erste Typ ist das so genannte **Predictive Mean Matching** (PMM). PMM schätzt eine OLS Regression für die beobachteten Daten, berechnet hierauf Schätzwerte und weist dann einem Individuum mit einem fehlenden Wert die beobachteten

Werte der fünf nächsten Nachbarn zu. Diese fünf Nachbarn sind darüber definiert, dass ihre geschätzten Werte dem geschätzten Wert des Individuums am nächsten sind. Nähe wiederum ist definiert als absolute Differenz der geschätzten Werte. Abschließend wird einer der fünf beobachteten Werte zufällig gewählt und ersetzt den fehlenden Wert. Der zweite grundlegende Typ von Regressionen sind **Ordered Logit** Modelle.³⁷

Um die Güte der Imputation einer bestimmten Variable zu bewerten, implementieren wir eine Pseudo-Missing-Prozedur. Diese basiert auf der Teilstichprobe derjenigen Individuen bzw. Haushalte, für die valide Informationen (also keine Missings) vorliegen und umfasst fünf Schritte:

1. Schätzung eines Regressionsmodells für die zu imputierende Variable.
2. Vorhersage der Variable.
3. Ziehung einer Zufallsstichprobe unter Zurücklegen. Die Fallzahl der Zufallsstichprobe entspricht derjenigen aus der Originalstichprobe.
4. Berechnung des Mittelwerts der vorhergesagten Variable in der Zufallsstichprobe.
5. 200-fache Wiederholung der letzten drei Schritte.

Mit dieser Prozedur lässt sich der Mittelwert basierend auf den beobachteten Werten mit der Verteilung der 200 geschätzten Mittelwerte aus den Zufallsstichproben vergleichen.

Bei der Imputation verwenden wir fünf verknüpfte Module. Diese werden in [Abbildung 7](#) zusammengefasst.³⁸

³⁷Daneben verwenden wir für Hilfsvariablen ein Mahalanobis Distance Matching (Mahalanobis [1936](#)), da sich die Matching-Partner über mehrere Attribute ähneln sollen.

³⁸Für Details siehe [Corneo, Schröder und König \(2017\)](#).

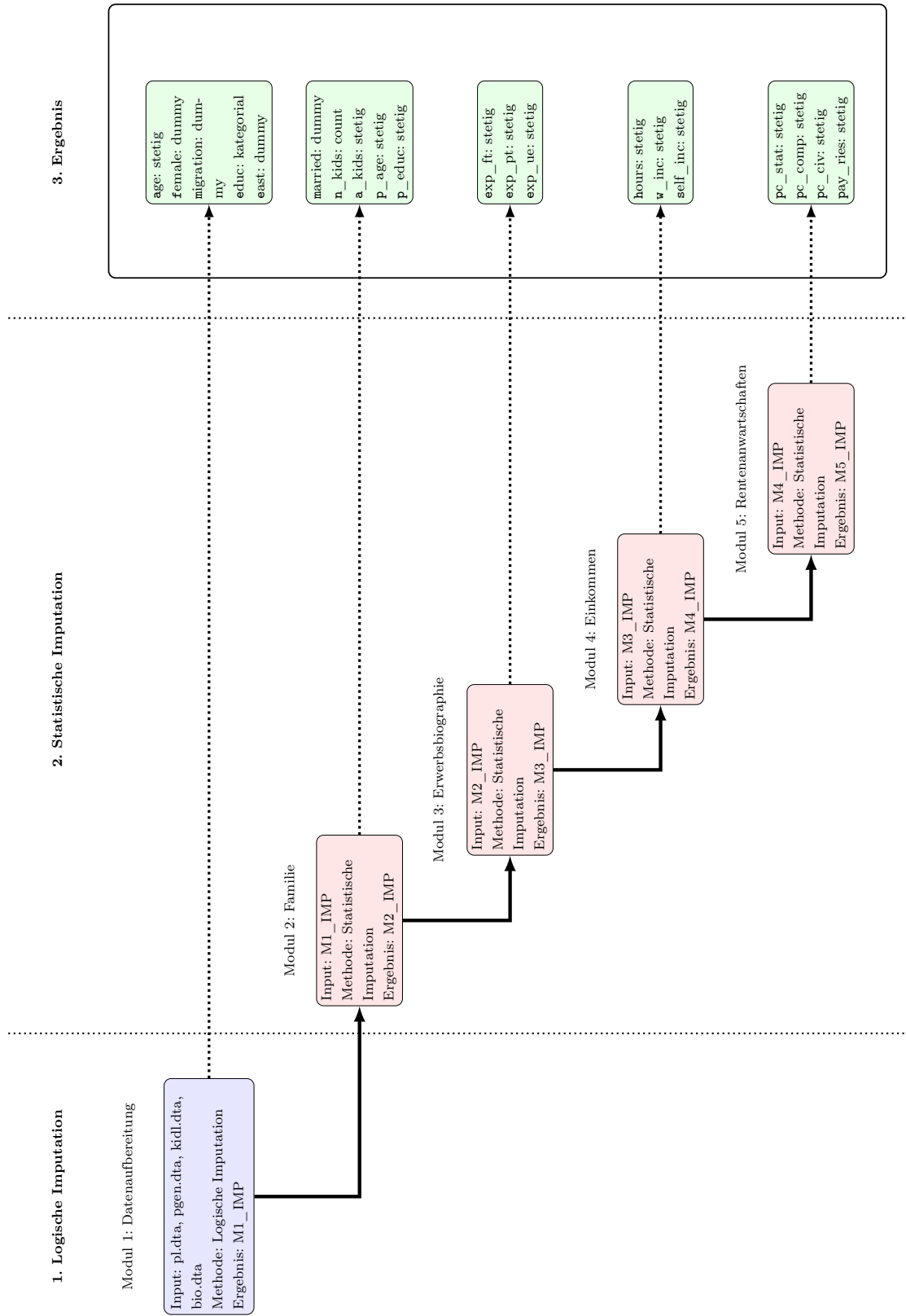


Abbildung 7. Imputationsprozess

1. **Datenaufbereitung.** In Modul 1 (Datenaufbereitung) werden alle relevanten Variablen für unsere Grundgesamtheit aufbereitet und zusammengeführt. Zudem werden logische Imputationen fehlender Werte unter Rückgriff auf Hintergrundinformationen vorgenommen. Fehlt beispielsweise der Familienstand zu einem bestimmten Zeitpunkt, ist das Individuum aber in der Periode davor und danach verheiratet und ändert sich auch die Identifikationsnummer seines Partners nicht, schließen wir hieraus, dass das Individuum auch in der unbeobachteten Periode mit seinem Partner aus Vor- und Folgejahr verheiratet war.
2. **Familie.** Das Modul 2 (Familie) baut auf der Dateninfrastruktur nach Modul 1 auf. Hier werden Familienstand, Kindergeburt, und Partnervariablen imputiert. Die grundlegende Funktionsweise des Moduls wird in Abbildung 8 beschrieben. Ausgehend entweder vom ersten oder letzten Jahr der Beobachtungsperiode werden fehlende Partnervariablen für verheiratete Individuen ergänzt. Die fehlenden Partnerinformationen basieren dabei auf einem über Mahalanobis Distance Matching bestimmten Partner aus dem Pool verheirateter Individuen mit vorhandenen Partnerinformationen. Anschließend bestimmen wir die Statusvariablen Geburt eines Kindes (`entry_kid`) und Änderung des Familienstands (`entry_exit_mar`). Dabei ist `entry_kid` eine Dummy-Variable, die angibt, dass die Person in der nächsten Periode (erneut) Mutter oder Vater wird und `entry_exit_mar` gibt an, ob sich der Familienstand in der Folgeperiode ändert. Beide Variablen werden mit Verweildauer-Modellen in diskreter Zeit imputiert (vgl. Jenkins (1995)). Danach gehen wir in die Folgeperiode und schreiben die Zustandsvariable fort. Die Prozedur endet, nachdem sowohl der End- als auch Anfangszeitpunkt einmal erreicht wurde.
3. **Erwerbsbiographie.** Nach Abschluss von Modul 1 und 2 wird in Modul 3 die Erwerbsbiographie komplettiert. Die Imputation nutzt Informationen aus vergangenen Jahren zur Vervollständigung von drei arbeitsmarktrelevanten Variablen: Anzahl der Jahre in Vollzeit (`exp_ft`), Teilzeit (`exp_pt`) und Arbeitslosigkeit (`exp_ue`). Wir modellieren Veränderungen in der Dauer in einem bestimmten Erwerbsstatus zwischen zwei Jahren t und $t - 1$ unter Verwendung von Predictive Mean Matching (PMM). Diese Prozedur wird so

lange wiederholt, bis entweder das Jahr des Einstiegs in den Arbeitsmarkt oder das Ende der SOEP-Beobachtungsperiode erreicht wird. Innerhalb einer Periode wird Konsistenz der Erfahrungsvariablen dadurch erreicht, dass die Summe der imputierten Wertänderungen auf den Wert Eins normiert wird. Konkret summieren wir die in einem Jahr imputierten Erfahrungswerte über die drei Erwerbszustände (Vollzeit, Teilzeit und Arbeitslosigkeit) und dividieren alle drei imputierten Werte durch diese Summe. Somit bleiben die relativen Erfahrungswerts-Anteile in den drei Zuständen im Jahr unverändert.

4. **Einkommen.** Basierend auf der Dateninfrastruktur nach Modul 3 werden im Einkommensmodul 4 Arbeitsstunden und Einkommensvariablen vorwärts und rückwärts imputiert. Hierzu verwenden wir bei allen imputierten Variablen das PMM-Modell. Als erklärende Variablen verwenden wir ein Polynom dritten Grades im Alter, sowie lags und leads der zu imputierenden Variablen. Das Modell ist als Kettenimputation implementiert. Die imputierten Werte bei der Variable Arbeitsstunden werden auch dazu verwendet, die noch fehlenden Werte der Arbeitsstatus-Erfahrungsvariablen zu komplettieren. Im Appendix präsentieren wir die Ergebnisse einer Pseudomissingprozedur, bei der imputierte und tatsächliche Werte direkt verglichen werden, für die Variablen aus Modul 4 (Einkommen).
5. **Rentenanwartschaften.** In Modul 5 imputieren wir die Anwartschaften auf die gesetzlichen Rentenversicherung, die Betriebsrenten und den Riesterreigenbeitrag im Jahr 2012 und nutzen für das PMM-Modell die Variablen der Module 1 bis 4. Darüber hinaus werden in diesem Modul die Pensionen für Beamte berechnet, welche vom letzten Gehalt und die Anzahl der gearbeiteten Stunden pro Jahr definiert wird (Beamtenversorgungsgesetz, BeamtVG, II; §4-§14). Dafür werden die in Modul 4 generierten Stunden- und Arbeitseinkommensvariablen für die Berechnung der Beamtenpensionen benötigt. Auch die Riesterreente wird am Ende von Phase 2 generiert.

Die nachfolgenden Abbildungen sind schematische Darstellungen der fünf Module.

Familien Modul
Intertemporale Imputationsregel: Vorwärts/Rückwärts

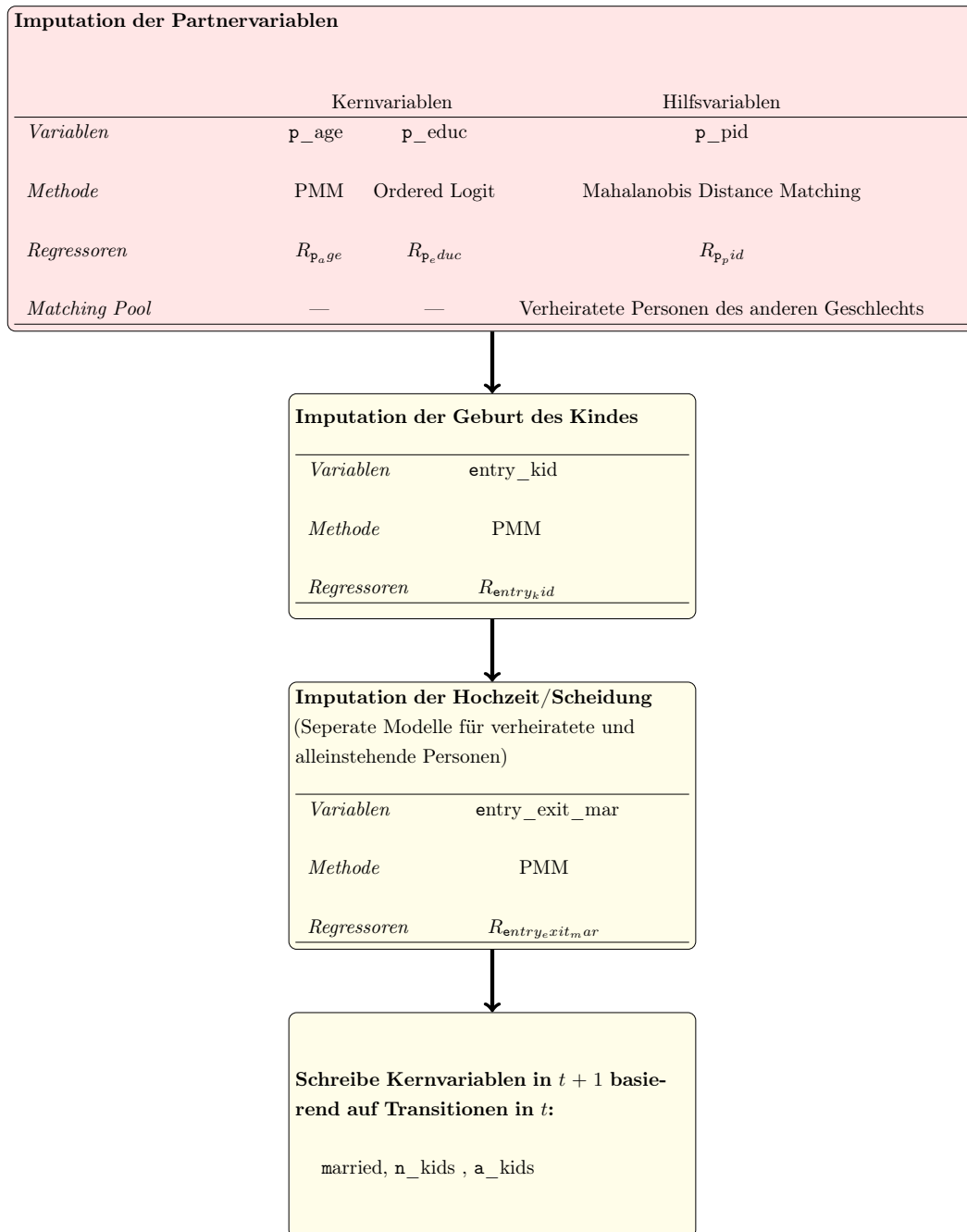


Abbildung 8. Familien Modul

Erwerbsbiographie Modul
Intertemporale Imputationsregel: Rückwärts

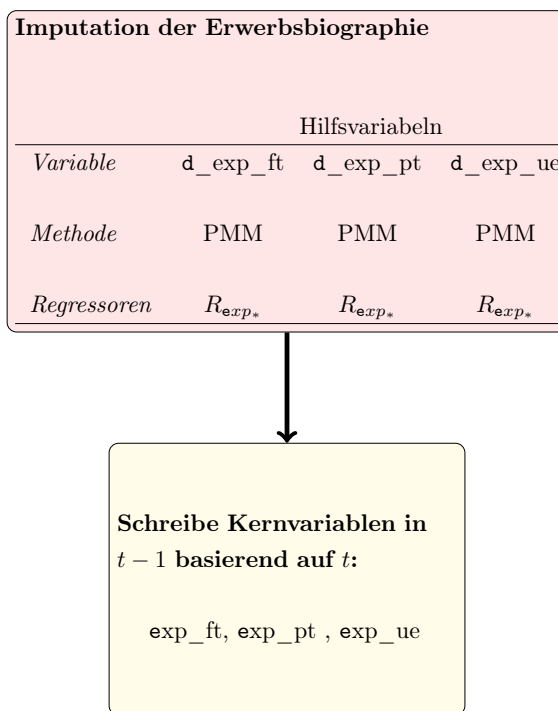


Abbildung 9. Erwerbsbiographie Modul

Einkommen Modul
Intertemporale Imputationsregel: Rückwärts/Vorwärts

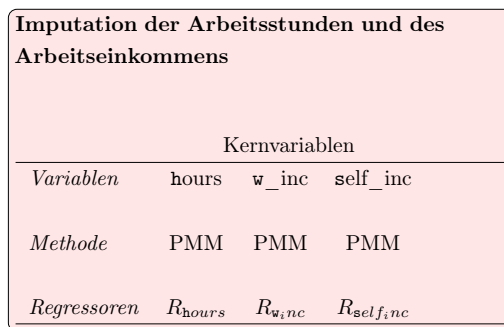


Abbildung 10. Einkommen Modul

Pension Modul
Querschnittsimputation

| Imputation der Anwartschaften der gesetzlichen Rentenversicherung, der Betriebsrente und der Eigenbetrag zur Riesterreife in 2012 | | | |
|---|----------------|----------------|---------------------------|
| Kernvariablen | | | |
| <i>Variablen</i> | pc_stat | pc_comp | pay_ries |
| <i>Methode</i> | PMM | PMM | PMM |
| <i>Regressoren</i> | R_{pc_stat} | R_{pc_comp} | R_{w_inc} und w_inc |

Abbildung 11. Rentenanspruch Modul

Die logischen Verknüpfungen zwischen den fünf Modulen sind in Abbildung 7 dargestellt. Tabelle 11 gibt eine Übersicht der imputierten Variablen in den verschiedenen Modulen und Tabelle 10 über die als erklärend verwendeten Variablen.

3.5.2. Phase 2: Modellierung der Zustandsunsicherheit

Zentral für die Modellierung des Arbeitseinkommens ist die Vorhersage der Teilnahme am Arbeitsmarkt. Bei der Modellierung der zukünftigen Arbeitseinkommen kommt es zum einen darauf an, die Partizipationsentscheidung (erwerbstätig oder nicht) geeignet zu modellieren, und zum anderen, die Höhe des Arbeitseinkommens, wenn die Person am Arbeitsmarkt teilnimmt.

Modellierung des Arbeitsmarktstatus Für die Modellierung der Arbeitsangebotsentscheidung verwenden wir bei Alleinlebenden ein Probit-Modell und bei verpartnerten Personen ein bivariates Probit. Ein Probit-Modell erklärt die Verteilung einer diskreten abhängigen Variablen, hier die Partizipation am Arbeitsmarkt (1=ja; 0=nein). In unserem Fall beschreibt das Modell die Wahrscheinlichkeit, dass die betrachtete Person erwerbstätig ist. Für Alleinlebende wird die Wahrscheinlichkeit am Arbeitsmarkt teilzunehmen wie folgt modelliert:

$$P(lfs = 1 | \mathbf{X}_{it}) = \Phi(\beta \mathbf{X}_{it}), \quad (15)$$

wobei lfs die Dummyvariable für den Arbeitsmarktstatus, $\Phi(\cdot)$ die kumulierte Dichtefunktion der Standardnormalverteilung und \mathbf{X}_{it} der Vektor der erklärenden

Variablen ist.³⁹ Das Modell für verpartnerte Personen ist entsprechend ein bivariates Probit. Dieses modelliert die Partizipationsentscheidung des Haushaltsvorstands (lfs^h) und des Partners (lfs^p).⁴⁰ In diesem bivariaten Probit sind die Fehlerterme der Partner korreliert und die Verteilung durch $\Phi_2(lfs^h, lfs^p, \kappa)$ gegeben.

Die Vorhersagen der beiden Typen von Probit-Modellen sind mit Unsicherheit behaftet. Dies zeigen Abweichungen zwischen den Vorhersagen der Modelle und den tatsächlichen Realisationen in Phase 1. Wir nutzen den geschätzten Standardfehler $\hat{\sigma}_{it}^{\text{lin}}$ des linearen Indexes $\hat{\beta}\mathbf{X}_{it}$ und ziehen für jede Person in jedem Jahr in Phase 2 zufällig einen Fehler $\hat{e}_{it}^{\text{lin}}$ aus der Verteilung $N(0, \hat{\sigma}_{it}^{\text{lin}})$ und berücksichtigen diesen bei der Vorhersage des Arbeitsangebots in Periode $t + 1$: $P(lfs = 1 | \hat{\mathbf{X}}_{it+1}, \hat{e}_{it}^{\text{lin}}) = \Phi(\hat{\beta}\hat{\mathbf{X}}_{it+1} + \hat{e}_{it}^{\text{lin}})$

Konkret implementieren wir folgende Prozedur:

1. Schätze für Periode $t = 2012$ die Probit-Modelle für die Wahrscheinlichkeit am Arbeitsmarkt teilzunehmen (vgl. (15)).
2. Berechne für jede Person in $t = 2013$ mit den geschätzten Modellparametern $\hat{\beta}$ den linearen Index $\hat{\beta}\hat{\mathbf{X}}_{i2013}$.
3. Ziehe für jede Beobachtung einen Fehler $\hat{e}_{i2013}^{\text{lin}}$ aus der Verteilung $N(0, \hat{\sigma}_{i2012}^{\text{lin}})$.
4. Bestimme die Wahrscheinlichkeit der Partizipation am Arbeitsmarkt, $P(\hat{\beta}\hat{\mathbf{X}}_{i2013} + \hat{e}_{i2013}^{\text{lin}})$. Ist bei Alleinlebenden die Wahrscheinlichkeit mindestens 50%, nimmt die Person am Arbeitsmarkt teil. Bei Paaren gibt es vier verschiedene Status: beide arbeiten, jeweils eine Person arbeitet, oder keiner arbeitet. Wähle den Status, der die größte vorhergesagte Wahrscheinlichkeit aufweist.
5. Wiederhole Schritte 4. – 5. für den Zeitraum $t = \{2014, \dots, 2029\}$.

Modellierung der Einkommenshöhe Nachdem die Partizipationsentscheidung vorhergesagt wurde, modellieren wir nun die Höhe des Arbeitseinkommens für die erwerbstätige Bevölkerung und alle anderen Einkommen unabhängig vom Erwerbsstatus. Eine breite empirische Literatur beschäftigt sich mit der Schätzung von

³⁹Alle in \mathbf{X}_{it} enthaltenen Variablen für die jeweiligen Gleichungen werden in Tabelle 12 definiert.

⁴⁰Der Haushaltsvorstand ist ein zufällig ausgewählter Partner. Die Auswahl ist für die nachfolgenden Analysen unerheblich.

Einkommensverläufen über den Lebenszyklus. Einflussreiche Studien sind Lillard und Willis (1978), Abowd und Card (1989), Hyslop (2001), Meghir und Pistaferri (2004), Guvenen (2009) und Bick (2016). Sei y_{it} das Einkommen von Person i in Periode t . Die Charakteristika der Person und, so vorhanden, ihres Partners seien zusammengefasst im Vektor \mathbf{X}_{it} .⁴¹ Dieser umfasst sowohl zeitinvariante Charakteristika wie das Geschlecht als auch zeitvariante Faktoren wie Berufserfahrung.⁴² Lillard und Willis (1978) und eine breite angeschlossene Literatur modellieren den Einkommensverlauf entsprechend der Funktion,

$$\begin{aligned} y_{it} &= \beta \mathbf{X}_{it} + \delta_i + z_{it} \\ z_{it} &= \rho z_{it-1} + \eta_{it}. \end{aligned} \tag{16}$$

In Gleichung 16 beschreibt $\beta \mathbf{X}_{it}$ den Zusammenhang zwischen Charakteristika und Einkommen, während δ_i ein unbeobachteter individuenspezifischer fixer Effekt ist. Das Residuum z_{it} wird als autoregressiver Prozess erster Ordnung (AR(1)) modelliert. Ein AR(1)-Prozess ist ein stochastischer Prozess, dessen Realisation in einem Zeitpunkt nur von seiner gewichteten Realisation in vorangegangenen Periode und weißem Rauschen, also einer normalverteilten Zufallsvariable mit Mittelwert null, abhängt. Die Innovation ist für allein lebende Personen ohne Partner per Annahme mit $\eta_{it} \sim N(0, \sigma_\eta^2)$ verteilt. Entsprechend Lillard und Willis (1978) nehmen wir an, dass δ_i und η_{it} unabhängig voneinander sind und dass η_{it} unabhängig von den beobachteten Charakteristika \mathbf{X}_{it} ist.⁴³ Für Paare ändern wir die Annahmen über die Verteilung der Innovationen η_{it} . Wir folgen Hyslop (2001) und Bick (2016) und ziehen die Innovationen aus einer bivariaten Normalverteilung. Wenn z_{it}^h das Residuum des Haushaltsvorstandes und z_{it}^p das Residuum des Partners ist, folgen beide Terme dem Prozess

⁴¹Die Variablen in \mathbf{X}_{it} sind in Tabelle 12 gelistet.

⁴²In einer sparsamen Spezifikation für die Modellierung des Erwerbseinkommens umfasst \mathbf{X}_{it} beispielsweise nur die Berufserfahrung (Guvenen 2009).

⁴³Alle in \mathbf{X}_{it} enthaltenen Variablen werden in Tabelle 12 erläutert.

$$\begin{aligned}
z_{it}^h &= \rho z_{it-1}^h + \eta_{it}^h \\
z_{it}^p &= \rho z_{it-1}^p + \eta_{it}^p \\
\begin{bmatrix} \eta_{it}^h \\ \eta_{it}^p \end{bmatrix} &\sim N \left(\begin{bmatrix} 0 \\ 0 \end{bmatrix}, \begin{bmatrix} \sigma_{\eta^h}^2 & \kappa \\ \kappa & \sigma_{\eta^p}^2 \end{bmatrix} \right).
\end{aligned} \tag{17}$$

Hier sind $\sigma_{\eta^h}^2$ und $\sigma_{\eta^p}^2$ die jeweiligen Varianzen der Innovationen für Haushaltsvorstand und Partner und κ ist die Kovarianz zwischen beiden.

Entsprechend des oben beschriebenen Prozesses modellieren wir Verläufe für fünf Arbeitsmarkt- und Einkommensvariablen, y_{it}^c mit $c = \{1, \dots, 5\}$: Einkommen aus abhängiger Beschäftigung, y_{it}^1 ; Einkommen aus selbständiger Beschäftigung, y_{it}^2 ; Anzahl der Arbeitsstunden, y_{it}^3 ; Einkommen aus Vermietung und Verpachtung, y_{it}^4 sowie Kapitaleinkommen, y_{it}^5 . Konkret implementieren wir für jede dieser fünf Variablen, $\{y_{it}^1, \dots, y_{it}^5\}$, folgende Prozedur:

1. Schätze die Parameter $\delta_i, \sigma_{\eta}^2, \rho, \beta$ mit Gleichung 16 basierend auf den beobachteten Daten für die erste Phase, die in 2012 endet.⁴⁴ Schätze $\hat{\kappa}$ für Paare durch die Berechnung der Kovarianz zwischen η_{it}^h und η_{it}^p .
2. Verwende die Parameter aus dem erstem Schritt zur Schätzung des Einkommens im ersten Jahr der unbeobachteten Periode 2, \hat{y}_{i2013}^c . Dieser vorhergesagte Einkommenswert umfasst den beobachteten Teil $\hat{\beta}\hat{\mathbf{X}}_{i2013}$ sowie den unbeobachteten Teil $\hat{\delta}_i + \hat{\rho}\hat{z}_{i2012} + \hat{\eta}_{i2013}$, sodass $\hat{y}_{i2013} = \hat{\beta}\hat{\mathbf{X}}_{i2013} + \hat{\rho}^c\hat{z}_{i2012} + \hat{\eta}_{i2013}$. Für Paare werden die Innovationen $\hat{\eta}_{i2013}$ aus der bivariaten Normalverteilung mit Kovarianz $\hat{\kappa}$ gezogen.
3. In Schritt 3 wird Schritt 2 für den Zeitraum $t = \{2014, \dots, 2029\}$ unter Verwendung der Status-Variablen des jeweiligen Vorjahres wiederholt.

Ergebnis dieser Prozedur sind Einkommensprofile für Phase 2 für die fünf oben definierten Variablen.

⁴⁴Die Schätzung basiert auf dem Sample aller unter Phase 1 imputierter Personen, also alle Personen der Geburtskohorten 1947 bis 1972.

3.5.3. Phase 3

In der Ruhestandsphase erhalten die Individuen maximal vier Arten von Renten: gesetzliche Altersrente, Beamtenpension, Betriebsrente sowie Riester-Rente. Der Berechnung aller vier Rentenarten liegt der Rechtsstand des Jahres 2012 zugrunde. Ferner wird eine konstante Rente für die gesamte Ruhestandsphase unterstellt. Nachfolgend erläutern wir, wie die verschiedenen Renten ermittelt wurden und zeigen ausgewählte Ergebnisse von Konsistenz-Prüfungen.

Gesetzliche Rentenversicherung

Modellierung Die gesetzliche Altersrente basiert insbesondere auf der die Phasen 1 und 2 umspannenden Erwerbsbiographie und den während dieser Phase erzielten sozialversicherungspflichtigen Einkommen y_{it}^1 . Darüber hinaus ergeben sich zusätzliche Ansprüche beispielsweise aufgrund der Geburt von Kindern oder Ausbildungszeiten. Die Ansprüche werden über so genannte Entgeltpunkte, RP , entsprechend §§ 55-77 Sozialgesetzbuch (SGB) VI bestimmt. Diese ergeben sich aus der Formel,

$$RP_{it} = \min(y_{it}^1, y_{tr}^{max}) / \bar{y}_t^1 + z_{it}, \quad i = \{1, \dots, n\}, \quad r = \{1, 2\}, \quad t = \{1, \dots, T_{Rente}\}. \quad (18)$$

Dabei ist y_{it}^1 das individuelle sozialversicherungspflichtige Einkommen von Person i zum Zeitpunkt t , y_{tr}^{max} die Beitragsbemessungsgrenze im Zeitpunkt t in der Region r unterteilt nach alten und neuen Bundesländern, \bar{y}_t^1 der nationale Durchschnitt der individuellen sozialversicherungspflichtigen Einkommen wird konstant gehalten, da wir annehmen, dass wir uns im Steady State befinden und z_{it} zusätzlich gewährte Entgeltpunkte, zum Beispiel für Ausbildungs- und Erziehungszeiten. Die Höhe der Beitragsbemessungsgrenze wird jährlich festgelegt (SGB Anlage 2). Wir nehmen an, dass alle Individuen abschlagsfrei in Rente gehen. Mit der Rentenformel lassen sich dann die kumulierten Entgeltpunkte bis zur Verrentung, $RP_i = \sum_{t=1983}^{T_{Rente}} RP_{it}$, in eine monatliche Rentenzahlung, y_i^{GRV} , umrechnen entsprechend der Formel,

$$y_i^{GRV} r = RP_i \times W_r \times A_r, \quad (19)$$

wobei W_r den regionsspezifischen, aktuellen Rentenwert eines Entgeltpunktes und A_r ein Umrechnungsfaktor für die Ermittlung der „Entgeltpunkte Ost“ darstellen (SGB VI, § 253 b, c, d). Die regionale Zuordnung wird über den Arbeitsort definiert. Wir unterstellen, dass die Region des Arbeitsorts und des Wohnorts übereinstimmt und die Menschen nach 2012 den Wohnort nicht mehr wechseln.

Der Wert eines Entgeltpunktes W_r (*Rentenwertbestimmungsverordnung 2012*) und die Höhe des Umrechnungsfaktors A_r (SGB VI, Anlage 10) werden jährlich neu von der Bundesregierung festgelegt. In unseren Berechnungen nehmen wir für W_r die Werte aus dem Jahr 2012. Hier lag der aktuelle Wert für Westdeutschland 28,07€ und für Ostdeutschland bei 24,92€. Der Umrechnungsfaktor A_r betrug hier 1,1785. Im Jahr 2013 wurden die SOEP-Befragten einmalig nach ihren bisher erworbenen GRV-Rentenansprüchen befragt, die sie bis 2012 erworben haben. Diese Ansprüche rechnen wir in einen Basis-Bestand von Entgeltpunkten um und verknüpfen diese Information mit unserer Population aus 2012. Ein Teil der Befragten im Jahr 2013 hat keine GRV-Rentenansprüche angegeben. Sind sie 2012 sozialversicherungspflichtig beschäftigt, imputieren wir die fehlenden Werte mit einer PMM-Imputation wie in Modul 5 beschrieben. Wir nehmen an, dass die SOEP-Werte der GRV-Rentenansprüche für die Kohorten 1960-1965 etwaige zusätzliche Entgeltpunkte z_{it} beinhalten, sodass die Entgeltpunkte in Phase 2 sich ausschließlich aus dem individuellen, sozialversicherungspflichtigen Einkommen ergeben. Zum Zeitpunkt des Renteneintritts werden die akkumulierten Entgeltpunkte in Rentenwerte umgerechnet. Auch hier nehmen wir die Werte der Entgeltpunkte W_r aus dem Jahre 2012.

Plausibilisierung Wir visualisieren die SOEP-Rentenwerte aus dem Jahre 2012 in Abbildung 12. Die Abbildung zeigt zum einen die durchschnittlichen Rentenansprüche für Personen aus den für unsere Analysen relevanten sechs Geburtskohorten. Diese sind im Jahr 2012 zwischen 47 und 52 Jahre alt. Die schwarze durchgezogene Linie zeigt diese Durchschnitte, während die gestrichelten Linien das 95-Prozent-Konfidenzintervall repräsentieren. Es zeigt sich ein erwarteter Verlauf: Da alle sechs Kohorten in 2012 noch in der Erwerbsphase sind, steigen die Rentenansprüche mit dem Alter. Allerdings übersteigt der Durchschnitt der Alterskohorte der 51-jährigen denjenigen der 52-jährigen Personen. Neben Kohorteneffekten können auch hohe

Rentenansprüche einzelner Personen in der der Kohorte der 51-Jährigen diese Abweichung vom erwarteten Verlauf erklären.

Zur Plausibilisierung dieser Mittelwerte errechnen wir zudem aus den Biographien der Jahre 2008-2012 die im jeweiligen Jahr erzielten Rentenansprüche gemäß der im Abschnitt „Modellierung“ beschriebenen Fortschreibung in Phase 2. Dann kürzen wir den tatsächlichen durchschnittlichen Rentenwert der Kohorte um die im letzten Jahr (also in 2012) erworbenen Rentenansprüche. Diese Differenzen beschreibt also einen fiktiven Rentenanspruch, nämlich denjenigen, wenn die Personen aus der betrachteten Kohorte im letzten Jahr keine Rentenansprüche erzielt hätten. Die berechneten Werte sind als dunkelgraue Punkte dargestellt.

Die Grundidee der Plausibilisierung besteht darin, dass der um die im letzten Jahr korrigierte Ansprüche erworbene durchschnittliche Rentenanspruch einer bestimmten Alterskohorte, z.B. der 50-jährigen Personen, in etwa dem Rentenanspruch der um ein Jahr jüngeren Kohorte in 2012 entsprechen sollte; zumindest dann, wenn keine Kohorteneffekte vorliegen. Grafisch lässt sich dies überprüfen, indem man einen beliebigen dunkelgrauen Punkt nimmt und mit dem Wert auf der schwarzen Funktion im Vorjahr vergleicht. Nimmt man z.B. den um die erworbenen Ansprüche im letzten Jahr gekürzten Wert der 50-Jährigen liegt dieser auf fast identischem Niveau wie der tatsächliche Wert der 49-Jährigen in 2012.

Die in heller werdenden Grauschattierungen dargestellten Punkte ergeben sich, indem der tatsächliche Rentenanspruch nicht nur um die Ansprüche aus dem letzten Jahr sondern um die Ansprüche aus den vergangenen zwei, drei, vier oder fünf Jahren reduziert. Bei diesen korrigierten Werten ist dann mit dem tatsächlichen Wert zwei, drei, vier bzw. fünf Jahre zuvor zu vergleichen

Beamtenpension

Modellierung Pensionen sind im Beamtenversorgungsgesetz (BeamtVG, insb. II, §4-§14) geregelt. Die Höhe der Pension ergibt sich aus dem letzten Gehalt, der Zeit als Beamter und dem in dieser Zeit geleisteten Arbeitsumfang. Für jedes Jahr in Vollzeit ergibt sich ein Anspruch von 1,79375 Prozent. Arbeitet der Beamte weniger Stunden, wird der Prozentsatz proportional gekürzt. Die maximale Pension

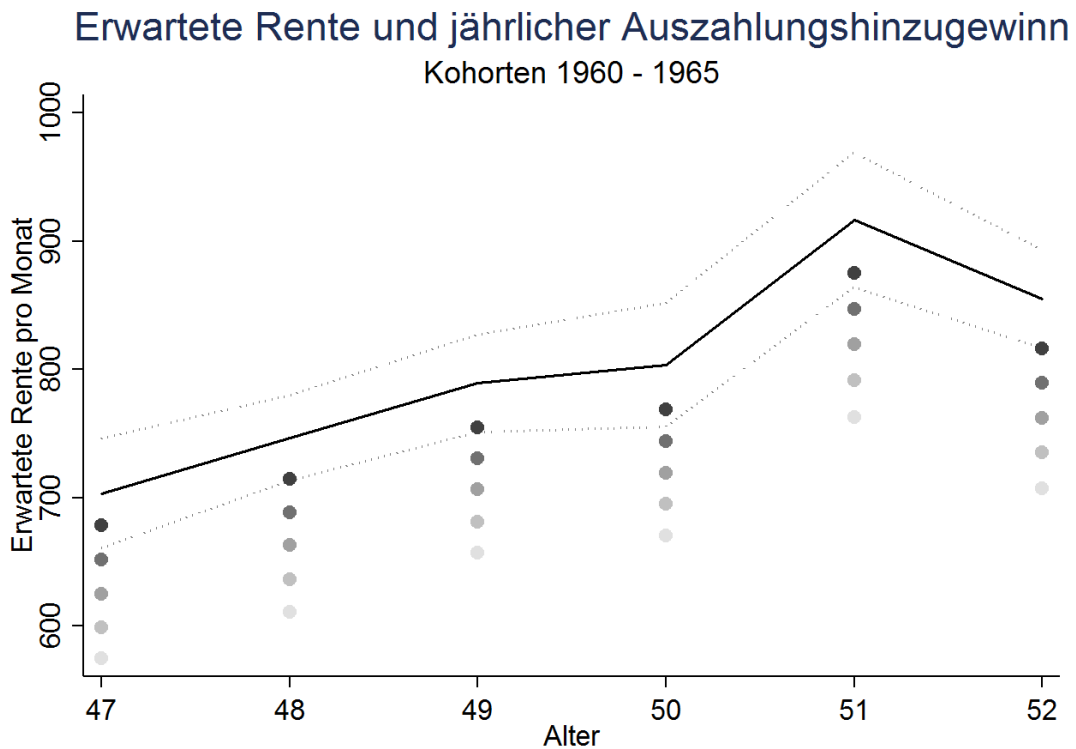


Abbildung 12. Rentenanspruchsprofil

beträgt 71,75% des letzten Gehalts. Dieser Prozentsatz ergibt sich, wenn die Person 40 Jahre in Vollzeit tätig war.

Im SOEP liegen für unsere noch aktiven Alterskohorten keine Informationen zu den zukünftigen Beamtenpensionen vor. Daher bestimmen wir die Beamtenpension über die kompletten Erwerbsbiographien nach Abschluss der Module 1 bis 4. Basierend auf den jahresspezifischen Arbeitsstunden definieren wir einen Beamten als vollzeitbeschäftigt, wenn er mindestens 1.900 Stunden pro Jahr gearbeitet hat. Für alle Beamten, die weniger Stunden arbeiten, nehmen wir basierend auf dieser Stundenzahl proportionale Kürzungen der gutgeschriebenen Ansprüche in Abhängigkeit ihrer geleisteten Arbeitsstunden vor.

Für den Zeitraum vor 1983 liegen im SOEP keine Informationen über Arbeitsstunden vor. War die Person im Jahr 1984 verbeamtet, schreiben wir diesen Status bis zum Berufseinstieg zurück. War die Person im Jahr 1984 vollzeitbeschäftigt,

gehen wir davon aus, dass dies auch im Zeitraum davor der Fall war und schreiben von Berufseintritt bis 1983 pro Jahr 1,79375 Prozentpunkte gut. Anderenfalls nehmen wir die Arbeitszeit im Jahr 1983, dividieren diese durch 1.900 und schreiben für jedes Jahr von Berufseintritt bis zum Jahr 1983 die um dieses Verhältnis angepassten Prozentpunkte gut.

Für die Zeit von 2012 bis zum Ruhestand verwenden wir die vorhergesagten Arbeitszeiten von Modul 4 und unterstellen auf Grundlage der Steigerung in den beobachteten Perioden einen Anstieg der Beamtenbesoldung. Je nach Geschlecht und Wohnort unterstellen wir einen Anstieg zwischen 0,962 und 1,1028 Prozent pro Jahr.⁴⁵

Plausibilisierung Der Alterssicherungsbericht des Bundesministeriums für Arbeit und Soziales weist im Jahre 2012 einen durchschnittlichen Pensionswert von 2.670€ pro Monat aus (Alterssicherungsbericht, 2012, S. 38).

Die monatlichen Pensionswerte der Kohorte 1960 in unseren Daten betragen zu Beginn von Phase 3 2.395,30€ . Dieser Wert basiert auf einer Fallzahl von 43 Beobachtungen. Wegen dieser vergleichsweise niedrigen Fallzahl an Beamten pro Kohorte ist ein vergleichsweise hoher Stichprobenfehler zu erwarten.

Betriebsrente

Modellierung Die Betriebsrenten werden in Deutschland nach dem Betriebsrentengesetz (BetrAVG) geregelt. Die „Durchführung der betrieblichen Altersversorgung kann unmittelbar über den Arbeitgeber oder über einen [...] genannten Versorgungsträger erfolgen“ (BetrAVG, §1). Dabei variiert deren Verbreitung zwischen einzelnen Branchen und hängt vor allem von der Betriebsgröße ab. Größere Betriebe bieten demnach höhere Leistungen an als kleinere (Alterssicherung in Deutschland, 2011 (ASID'11), Zusammenfassender Bericht, S. 26).

Die individuellen Ansprüche auf etwaige Betriebsrenten werden im Jahr 2013 im SOEP abgefragt. Diese werden, wie bei den Werten der gesetzlichen Rente,

⁴⁵Diese Wachstumsrate basiert auf dem Schätzergebnis eines linearen Wachstumsmodells und soll Senioritätseffekte reflektieren. Dagegen nehmen wir an, dass kein allgemeines Wachstum statt findet, da dies diverse Annahmen hinsichtlich der Indexierung des Steuer- und Transfersystems sowie der Riester-Förderung notwendig machen würde.

den Individuen im Jahre 2012 zugeordnet und fehlende Werte mit einer PMM-Imputation ersetzt. Die Betriebsrente wird im Jahre 2012 auf das Alter der Personen regressiert und somit die Residuen geschätzt. In Phase 2 wird die Betriebsrente linear gemäß des Modells bis zum Renteneintritt fortgeschrieben und die Residuen aus dem Jahr 2012 hinzuaddiert.

Plausibilisierung Das Bundesamt für Arbeit und Soziales weist im Jahre 2011 eine durchschnittliche, monatliche Betriebsrente in Höhe von 221€ für Frauen und 569€ für Männer über 55 Jahre aus (ASID'11, Tabellenrand 3: Deutschland). Tabelle 7 zeigt die durchschnittliche monatliche Betriebsrente im SOEP im Jahr 2012, gewichtet und ungewichtet, mit und ohne imputierte Werte für Männer und Frauen über 55 Jahre im Jahr 2012.

Tabelle 7. Durchschnittliche Betriebsrente im SOEP

| | Ohne Imputation | | Mit Imputation |
|--------|-----------------|-----------------|-----------------|
| | ungewichtet | gewichtet | |
| Männer | 562,92 (859,27) | 593,42 (961,53) | 562,32 (856,47) |
| Frauen | 374,87 (749,93) | 387,89 (786,72) | 373,74 (745,94) |

Notiz. Monatliche durchschnittliche Betriebsrente im SOEP. Werte in €, Standardfehler in Klammern.

Riester-Rente

Modellierung Die Riester-induzierten Einkommenseffekte ergeben sich aus folgenden Komponenten: persönliche Einzahlungen, Zulagen sowie ggf. entstandenen steuerlichen Entlastungen aus Stundung der Kapitalertragsteuer. Die Höhe der Riester-Rente selbst wird bestimmt über die persönlichen Einzahlungen und Zulagen über die Einzahlungsphase hinweg, verzinst mit dem Realzins.

Der Betrag, der in einer Periode auf das Riester-Konto fließt, $S_{it,Riester}$, ist definiert als Summe aus Eigenbeitrag plus Zulagen (siehe für Definitionen und Modellrechnung Abschnitt 1.1 sowie Lebenszyklusbudgetgleichung (13)). Diese Beträge werden bis zum Renteneintritt aufsummiert und jährlich mit einem Zinssatz

$r_{Riester}$ verzinst. Hieraus ergibt sich ein Kapitalwert zum Renteneintritt in Periode $T_{i,Rente}$ in Höhe von $E_{i,Riester,t_{Rente}} = \sum_{t=2002}^{T_{Rente}} S_{it,Riester} (1 + r_{Riester})^{(T_{i,Rente}-t)}$.

Die jährliche Riesterrente ergibt sich als Annuität. Die Annuität ist das Produkt aus Kapitalwert $E_{i,Riester,t_{Rente}}$ und Annuitätenfaktor $AF_{i,Riester}$,

$$A_{i,Riester} = E_{i,Riester,t_{Rente}} \times AF_{i,Riester} \quad (20)$$

$$AF_{i,Riester} = \frac{(1 + r_{Riester})^{T_{i,Tod}-T_{i,Rente}} \times r_{Riester}}{(1 + r_{Riester})^{T_{i,Tod}-T_{i,Rente}} - 1} \quad (21)$$

Beispielsweise ergibt sich bei einem Kapitalwert von 25.000€ und einer unterstellten Auszahlungsphase von 20 Jahren bei einem Zinssatz von 1,25% eine jährliche Riesterrente von 1.421€. Ist der Zinssatz doppelt so hoch, erhält man 1.604€.

Höhe des Riester-Sparbetrags Der individuelle Riester-Sparbetrag liegt im SOEP nur für das Jahr 2012 vor. Wie bei der Querschnittsanalyse können wir solche Personen nicht als Riester-Sparer identifizieren, die mittelbar gefördert sind und keine Eigenleistung erbringen. Basierend auf diesem Sparbetrag und dem individuellen zu versteuernden Einkommen berechnen wir für jeden Vertragsnehmer die Riester-Sparquote. Diese beträgt durchschnittlich ca. vier Prozent. Diese Sparquote schreiben wir vor und zurück. Bei der Fortschreibung nehmen wir diese Sparquote als unveränderlich an. Es wird also unterstellt, dass der Riester-Vertrag in der Zukunft nicht ruhen gelassen wird. Bei der Rückschreibung berücksichtigen wir die so genannte Riester-Treppe. Diese beschreibt die Entwicklung des Mindesteigenbeitrags, $m_{Riester}$, der von einem Prozent im Jahr 2002 schrittweise auf vier Prozent ab dem Jahr 2008 angehoben wurde. Konkret multiplizieren wir in jedem Jahr $t < 2012$ die jeweilige individuelle Riester-Sparquote aus 2012, $s_{2012,Riester}$ mit dem Verhältnis aus jahresspezifischem Mindesteigenbeitrag und Mindesteigenbeitrag im Jahr 2012, $\frac{m_{t,Riester}}{m_{2012,Riester}}$.

Hat also zum Beispiel eine Person im Jahr 2008 eine Sparquote von 4 % erbracht, die zu einer vollen Förderung berechtigt, multiplizieren wir für 2007, als der Mindestbeitrag bei 3 % lag, mit dem Faktor 100 %. Lag die Sparquote im Jahr 2008 bei 3 %, so multiplizieren wir mit 3/4 (=75%).

3.6. Lebensprofile zentraler Variablen

Die folgenden Grafiken zeigen inter-temporale Verläufe (Lebensprofile) für die zentralen Variablen der im nächsten Kapitel folgenden Verteilungsanalyse im Längsschnitt. Diese Profile basieren auf der Untersuchungspopulation der Geburtskohorten der Jahre 1960 bis 1965 und stellen Jahres-spezifische Durchschnittswerte dar. Sie sind – auch wenn es sich um Haushaltsaggregate handelt – stets konstruiert auf Basis der Verteilungen von Individuen, wobei wir alle monetären Größen dividiert haben durch die modifizierte OECD-Äquivalenzskala, um Bedarfsunterschiede zwischen unterschiedlichen Haushaltstypen zu berücksichtigen. Der Äquivalenzskalenwert wurde basierend auf der Anzahl der Haushaltsmitglieder im jeweiligen Jahr berechnet. Mit ihrem deterministischen Tod scheiden die Personen aus der Grundgesamtheit aus. Wir unterstellen ferner, dass alle Kinder spätestens im Alter von 23 den Haushalt verlassen haben. Bei der Berechnung der Mittelwerte wurden die Personen-SOEP-Hochrechnungsfaktors für das Jahr 2012 verwendet, für das Jahr, das als Basisjahr für die späteren Analysen Verteilungsanalysen auf Basis von Barwerten fungiert.

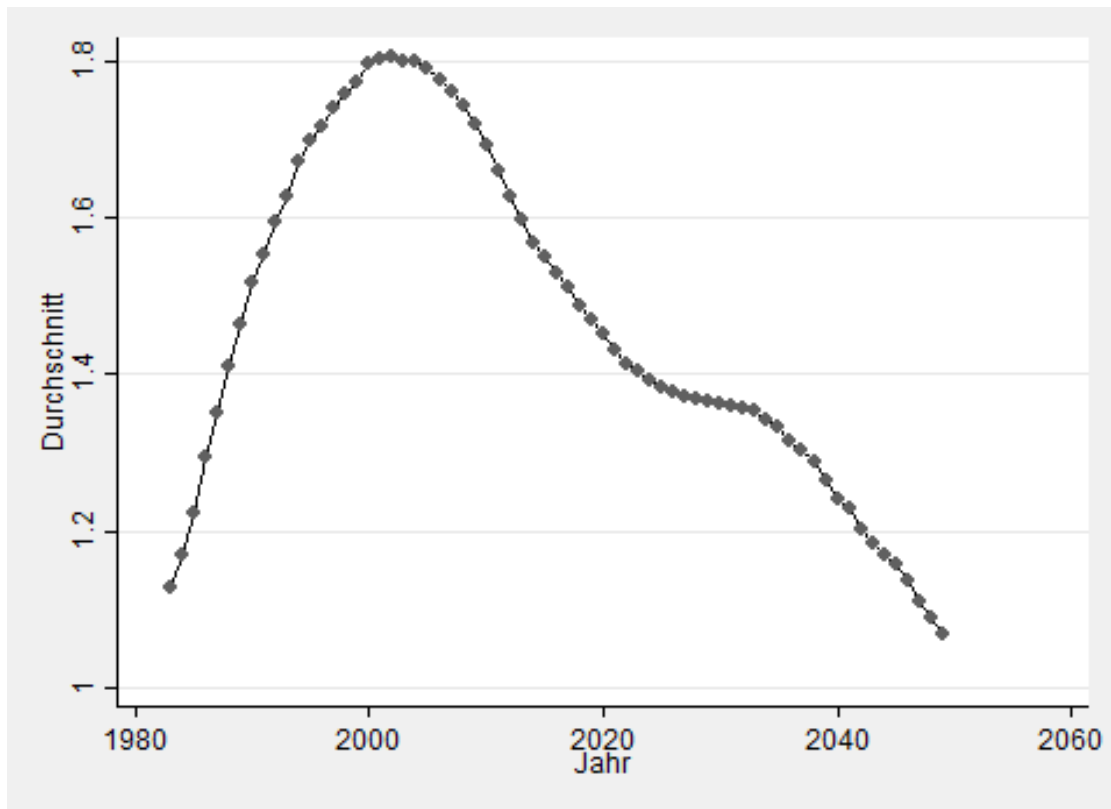
Konkret zeigen wir im Folgenden Lebensprofile für folgende Variablen:

1. OECD-Skala. Ihr Verlauf kann als Indikator für die Entwicklung der Anzahl der Haushaltsmitglieder interpretiert werden.
2. Erwerbsquote. Als erwerbstätig gilt, dessen Arbeitsstunden im betrachteten Jahr streng positiv sind.
3. Individuelles Bruttoarbeitseinkommen.
4. Bedarfsangepasstes Haushaltsbruttoeinkommen. Das Bruttoeinkommen ist die Summe aller Einkommen, also auch Renteneinkommen, der betrachteten Person sowie, falls vorhanden, ihres Partners. Im Unterschied zum Lebenseinkommen sind hier also Kapitaleinkommen, Einkommen aus Vermietung und Verpachtung ebenso wie die Riester-Rente enthalten. Nach Bedarfsanpassung wird das Haushaltsbruttoeinkommen jeder Person der Untersuchungspopulation zugewiesen, die diesem Haushalt zum betrachteten Zeitpunkt angehört.

5. Bedarfsangepasstes Haushaltsnettoeinkommen. Haushaltsbruttoeinkommen abzüglich Einkommensteuer und Sozialversicherungsbeiträgen zuzüglich Transfers. Auch das Haushaltsnettoeinkommen wird bedarfsangepasst und dann jeder Person in der Untersuchungspopulation zugewiesen.
6. Riester-Sparbetrag. Summe der Sparleistungen in alle Riester-Verträge eines Haushalts zum betrachteten Zeitpunkt.
7. Riester-Förderung des Haushalts: Dies sind alle Riester-Zulagen summiert über die Haushaltsmitglieder zum jeweiligen Zeitpunkt zuzüglich der eventuell entstehenden Steuervorteile (Effekte des Sonderausgabenabzugs und Befreiung von Kapitalertragsteuer) während der Aktivphase.
8. Bedarfsangepasste Riester-Anrechnung des Haushalts: Dies ist die über die Riester-Rente ausgelöste Kürzung der Grundsicherung im Alter (durch Anrechnung) für die im Haushalt befindlichen Personen. Hinzu kommt die Minderung des Nettoeinkommens durch die einkommensteuerliche Berücksichtigung der Riesterreute (auf Ebene von Steuereinheiten berechnet).

Die Profile beginnen – mit Ausnahme der Riester-spezifischen Variablen – im ersten Beobachtungsjahr (1983) und enden im Jahr 2049, weil als letzte Gruppe Frauen aus der Geburtskohorte des Jahres 1965 im Jahr 2049 versterben. In der Abbildung 13 ist die Entwicklung der durchschnittlichen Äquivalenzskala dargestellt. Ihr Verlauf reflektiert, wie sich die Anzahl der Haushaltsmitglieder in Haushalten unserer Untersuchungspopulation entwickelt hat. Zu Beginn des Analysezeitraums liegt der Durchschnittswert bei unter 1,2. Nur wenige Personen aus unserer Untersuchungspopulation kohabitieren also mit einem Partner oder haben Kinder. Anschließend steigt die durchschnittliche OECD-Skala bis auf einen Wert von rund 1,8 um das Jahr 2000. Dieser Wert entspricht der Äquivalenzskala für ein Paar mit einem minderjährigen Kind. In den Folgejahren sinkt der Wert wieder ab. Dies lässt sich zunächst mit dem Ausziehen von Kindern und später (in der Ruhestandsphase) mit dem Versterben der Partner erklären.

Abbildung 14 zeigt die Entwicklung der Erwerbsquote in unserer Untersuchungspopulation. Diese steigt von rund 60 Prozent im Jahr 1984 auf ca. 80-85 Prozent um das Jahr 2000. Dieser Anstieg lässt sich insbesondere damit erklären, dass ein Teil

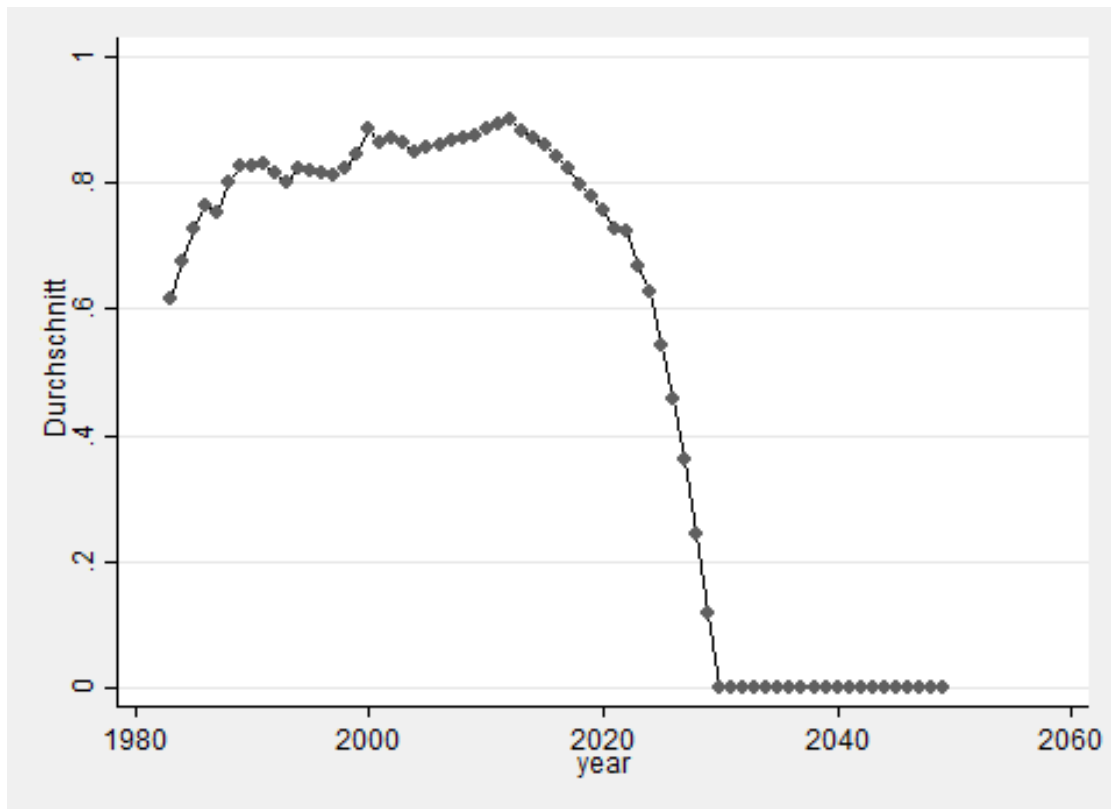


Notiz. Dezimalstellen erscheinen nach dem Punkt.

Abbildung 13. Durchschnitt der OECD Äquivalenzskala

gerade der jüngeren Kohorten in dieser Zeit ihre (Berufs-)Ausbildung abschliesst und in den Arbeitsmarkt eintritt. Ein weiterer Grund besteht darin, dass Frauen aus unserer Untersuchungspopulation nach der Geburt der Kindern wieder in eine Beschäftigung zurückkehren. In der Folgezeit verharrt die Erwerbsquote bis etwa 2015 auf diesem hohen Niveau. Danach geht sie bis zum Jahr 2030 sukzessive zurück, wobei die verschiedenen Geburtskohorten ab dem Jahr 2025 sukzessive (weil deterministisch) in Rente gehen. Getrieben ist die Entwicklung des Profils bis 2025 durch die Beendigung von Beschäftigungsverhältnissen kurz vor Renteneintritt, der eine erneute Beschäftigungsaufnahme unattraktiv macht.

Abbildung 15 stellt die Entwicklung des individuellen Bruttoarbeitseinkommens dar. Wie bei der Erwerbsquote findet sich ein invers-uförmiger Verlauf. Allerdings ist der Anstieg in der Phase zwischen 1984 und 2000 dynamischer und ist getrieben



Notiz. Dezimalstellen erscheinen nach dem Punkt.

Abbildung 14. Durchschnitt der Arbeitsmarktpartizipationsvariable

einerseits über eine steigende Erwerbsquote und eine steigende Entlohnung (z.B. aufgrund zunehmender Erfahrung oder Senioritätseffekten in Vergütungssystemen). So steigt das durchschnittliche Bruttoarbeitseinkommen für unsere Kohorten von durchschnittlich ca. 9.000€ im Jahr 1984 auf ca. 30.000€ um das Jahr 2015 an. In den folgenden Jahren sinkt das durchschnittliche Bruttoarbeitsentgelt parallel zur sinkenden Erwerbsquote und fällt mit dem Ausscheiden der jüngsten Geburtskohorte aus dem Arbeitsmarkt im Jahr 2030 auf Null.

Die Lebensprofile der bedarfsangepassten Haushaltsbrutto- sowie -nettoeinkommen zeigt Abbildung 16. Das Profil des bedarfsangepassten Bruttoeinkommens ist erneut invers-u-förmig: Einem Anstieg von ca. 12.000€ in 1984 auf ca. 30.000€ zu Beginn der 2000er folgt ein vergleichsweise leicht ansteigender Verlauf auf ca. 35.000€ im Jahr 2018. Danach entwickelt sich das bedarfsangepasste Haushaltsbruttoeinkom-

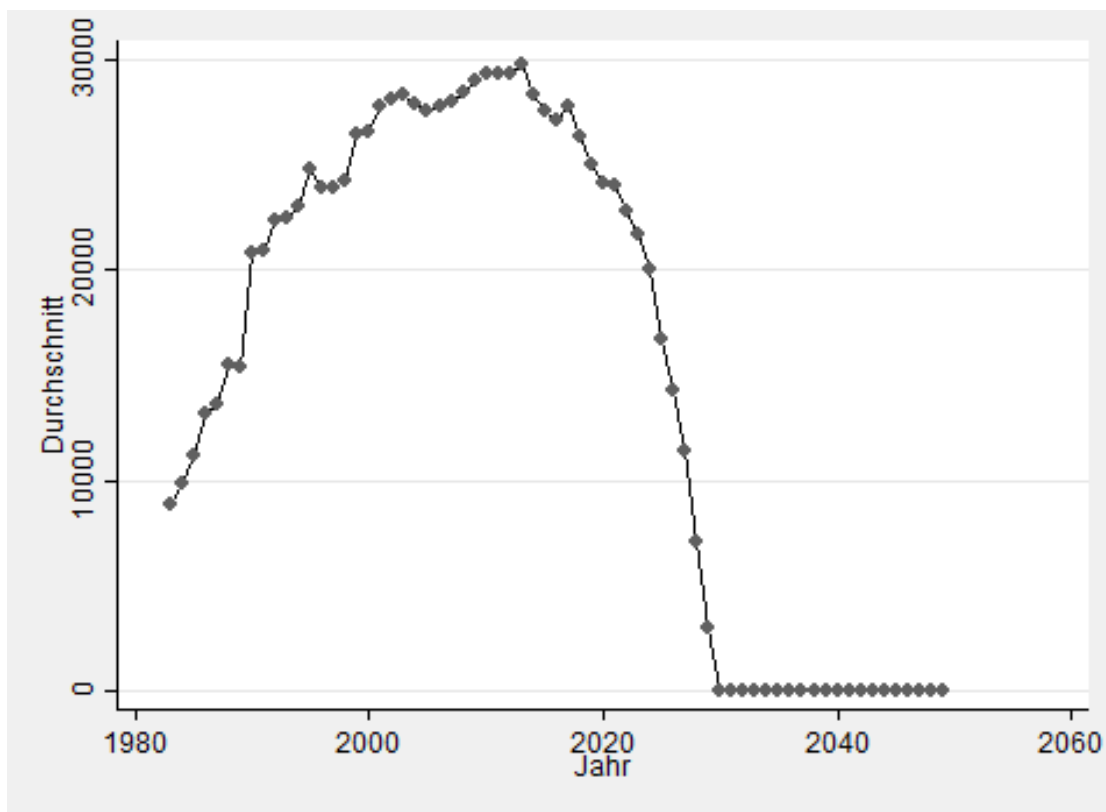


Abbildung 15. Durchschnitt des individuellen Bruttoarbeitseinkommens

men wieder rückläufig. Im Jahr 2030, wenn also alle betrachteten Kohorten im Ruhestand sind, liegt der Wert bei ca. 23.000€. In der Ruhestandsphase sinkt das bedarfsangepasste Bruttoeinkommen weiter leicht ab auf Werte um 20.000€, was sich aus dem sukzessiven Versterben der männlichen Haushaltsmitglieder erklären lässt. Das Profil der bedarfsangepassten Nettoeinkommen verläuft insgesamt flacher, wobei es bis Anfang der 1990er Jahre eng dem Profil des Bruttoeinkommens folgt. In der folgenden Phase bis um das Jahr 2030 liegt das bedarfsangepasste Nettoeinkommen deutlich unter dem bedarfsangepassten Bruttoeinkommen, wobei sich die Einkommensdifferenz bis in die Jahre 2010-15 erhöht und dann bis zum Renteneintritt wieder abschnilzt. Ab dem Jahr 2030 liegen bedarfsangepasstes Brutto- und Nettoeinkommen wieder auf einem sehr ähnlichen Niveau.

Die Entwicklung des Riester-Eigensparbetrags (nicht bedarfsangepasst) zeigt Abbildung 17. Dargestellt wird ein bedingter Mittelwert. Dieser basiert auf dem Teil

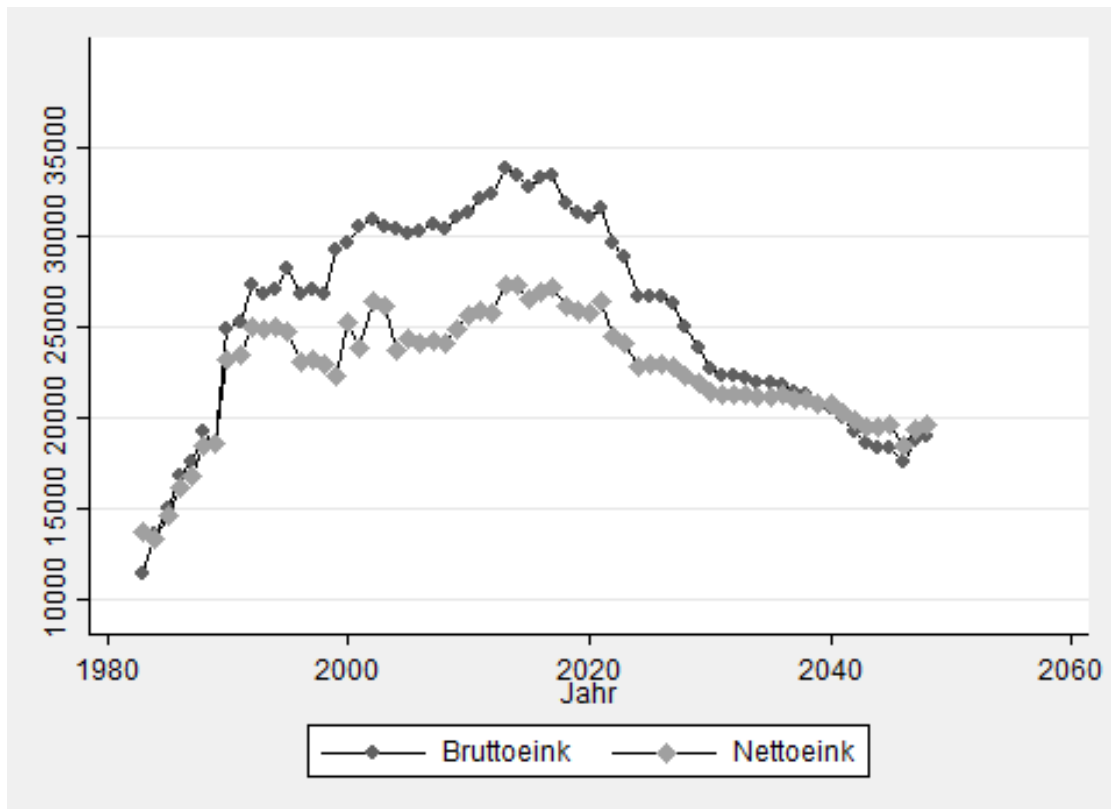
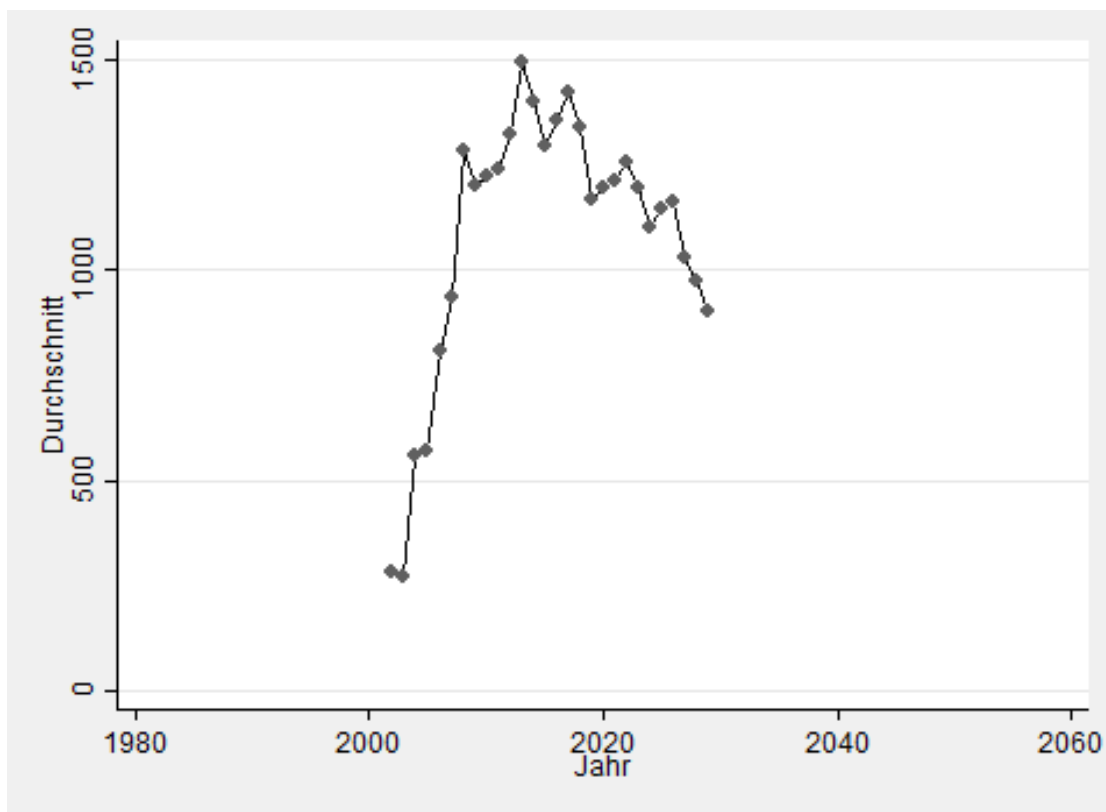


Abbildung 16. Durchschnitt von äquivalenzgewichteten Haushaltsbrutto- und -nettoeinkommen

unserer Untersuchungspopulation, die tatsächlich in einen Riester-Vertrag einzahlt. Der durchschnittliche Sparbetrag steigt zunächst aufgrund der Riester-Treppe und der mit steigenden Bruttoeinkommen einhergehenden steigenden Spartätigkeit dynamisch an: von ca. 250€ in den Jahren 2001 und 2002 auf ca. 1.300€ in den Jahren 2012 bis 2017. In der Folge sinkt der Durchschnitt wieder ab auf ca. 900€ im Jahr 2030. Ab diesem Jahr befinden sich alle Personen aus unserer Grundgesamtheit per Annahme im Ruhestand und damit in der Auszahlungsphase.

Die abschließende Abbildung 18 visualisiert die mit Riester-Verträgen verbundenen Zahlungsströme bedingt auf diejenigen Personen, die in dem jeweiligen Jahr einen Riester-induzierten Einkommensvor-/nachteil hatten (nicht bedarfsangepasst). In der Einsparphase, die sich je nach Geburtskohorte bis zum Jahr 2025 bzw. 2030 erstreckt, sind dies die Riester-Zulage sowie Steuervorteile (Effekte des Sonderausgabenabzugs bzw. der Steuerstundung). In der Auszahlungsphase (Beginn je

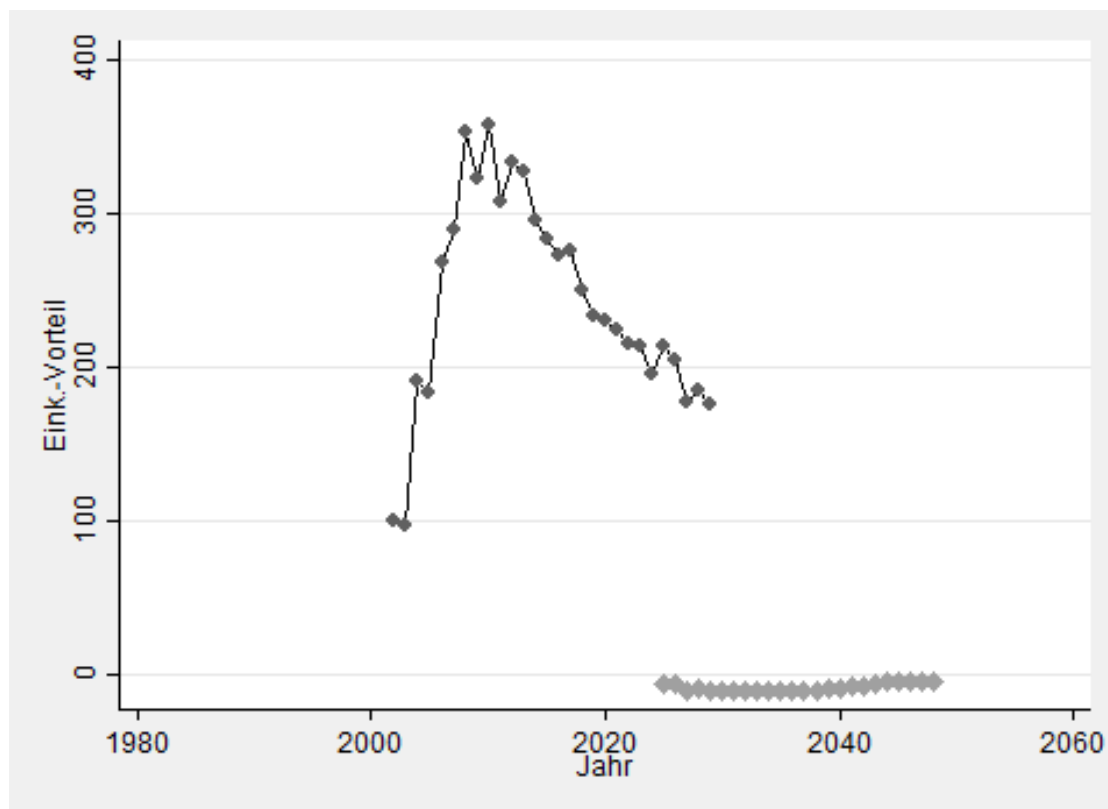


Notiz. Betrag ergibt sich aus Riestersparquote mal Bruttoarbeitseinkommen. Größen sind nicht äquivalenzgewichtet.

Abbildung 17. Durchschnitt des Riester-Eigensparbetrags für die riesterteilnehmende Population

nach Kohorte zw. 2025 und 2030) ergeben sich die Einkommensverluste aus den mit der Riester-Rente verbundenen Anrechnungen gegen die Grundsicherung im Alter sowie die Riester-induzierte Mehrbelastung aus der nachgelagerten Besteuerung. Während der Einzahlungsphase ergeben sich für die partizipierende Bevölkerung Einkommenvorteile von ca. 100€ im Jahr der Riester-Einführung. Dieser Wert steigt aufgrund der Riester-Treppe, steigender Partizipationsraten, steigender Kinderzahl und steigender Sparleistungen in Folge steigender Einkommen auf ca. 350€ um das Jahr 2012. Danach gehen die Beträge wieder zurück (Auszug der Kinder, Absinken

des Einkommens). Für die riesterteilnehmende Population in der Auszahlungsphase ergeben sich Einkommensnachteile von rund 10 € pro Jahr.⁴⁶



Notiz. Betrachtet werden die staatlich entrichteten (Zulagen und Steuervergünstigungen) oder entnommenen (Besteuerung oder Anrechnung auf die Grundsicherung im Alter) Zahlungsströme.

Abbildung 18. Durchschnitt des Einkommensvorteils durch Riesterförderung

3.7. Verteilungsergebnisse über den Lebenszyklus

Die Verteilungsanalyse im Längsschnitt basiert auf Barwerten, wobei 2012 als Basisjahr fungiert. Folgende zentrale Barwerte liegen der Analyse zugrunde:

- Der Barwert des Lebenseinkommens entsprechend Gleichung (13) ohne Berücksichtigung des in Gleichung (14) definierten Einkommensvorteils durch die

⁴⁶Eine Folgeuntersuchung könnte eine Dekomposition des Einkommensnachteils hinsichtlich der Einzeleffekte von Anrechnung auf die Grundsicherung und Änderung des marginalen Steuersatzes vornehmen um die Mehrbelastung aufgrund von Riester transparenter darzustellen.

Riester-Förderung. Wir verwenden zur Berechnung jährliche bedarfsangepasste Werte.

- Barwert des Einkommensvorteils durch die Riester-Förderung gemäß Gleichung (14) (wiederum bedarfsangepasst).
- Barwert des Einkommensvorteils durch die Riester-Förderung bedingt auf Personen aus Haushalten, die mindestens einmal während ihres Lebens in einen Riester-Vertrag eingezahlt haben (bedarfsangepasst). Diesen Wert zerlegen wir ferner in zwei Komponenten:
 1. Barwert der Riester-bedingten Einkommensvorteile über Zulagen und Steuervorteile während der Ansparphase (bedarfsangepasst).
 2. Barwert der Riester-bedingten Einkommensverluste aufgrund nachgelagerter Besteuerung und Anrechnung der Grundsicherung (bedarfsangepasst).
- Der Barwert des Lebenseinkommens entsprechend Gleichung unter Berücksichtigung des Einkommensvorteils durch die Riester-Förderung (bedarfsangepasst).

Tabelle 8 enthält deskriptive Statistiken für die oben definierten bedarfsangepassten Barwerte für unsere Untersuchungspopulation. Das Lebenseinkommen ohne Einkommensvorteil durch die Riester-Förderung beträgt im Durchschnitt ca. 1,378 Millionen Euro bei einer Standardabweichung von ca. 472 tausend Euro. Zwar ist die Verteilung der Lebenseinkommen wie bei querschnittlichen Einkommen rechtsschief, allerdings ist die Ungleichheit in dieser Verteilung deutlich niedriger: Der Gini-Koeffizient liegt bei rund 0,19 und gemessen an der Mittleren Logarithmischen Abweichung bei 0,006. Die Quantifizierung von Ungleichheitsmaßen basierend auf Lebenseinkommen auf Haushaltsebene ist inhaltliches Novum und ein entscheidender Beitrag zur Forschung im Bereich ökonomischer Ungleichheiten.

Berücksichtigt man den Barwert des Einkommensvorteils durch die Riester-Förderung steigt das Lebenseinkommen um ca. 1.200€ auf durchschnittlich 1,381 Millionen Euro an. Für diesen vergleichsweise geringen Anstieg gibt es zwei Ursachen. Die erste Ursache liegt darin begründet, dass nicht alle Personen (bzw. ihre

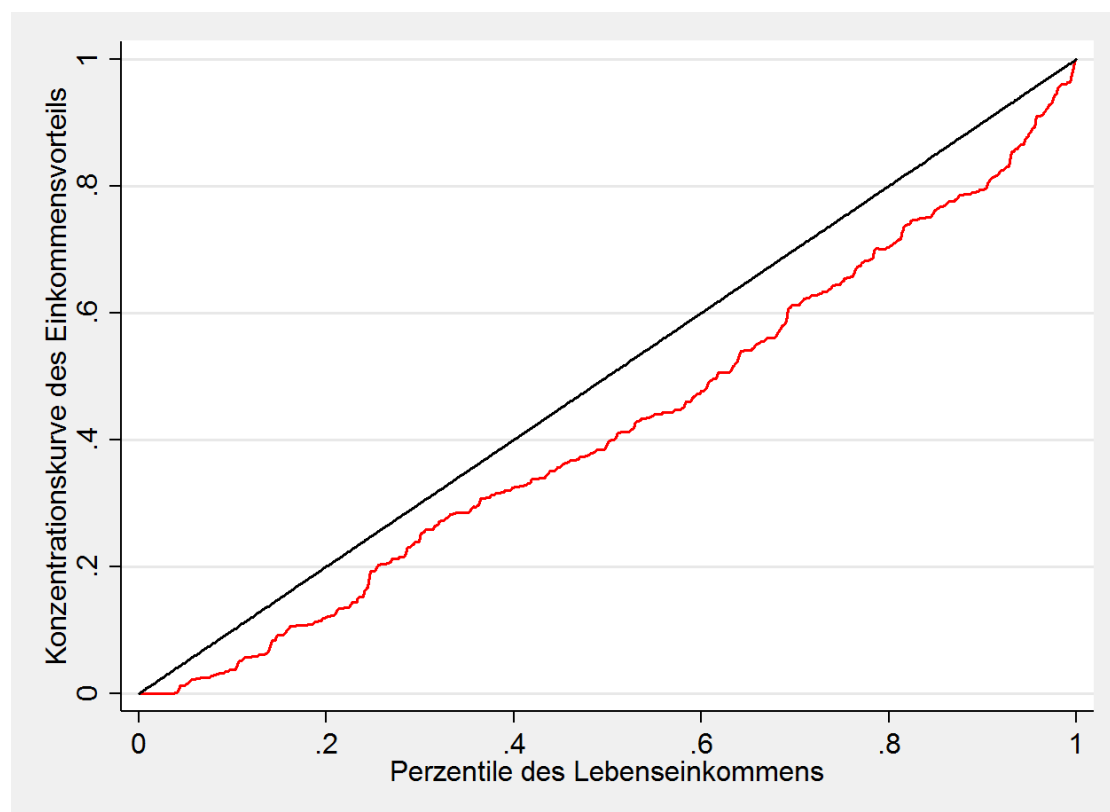
Partner) einen Riester-Vertrag abgeschlossen haben. Restringt man die Population darauf, dass mindestens einmal über den Lebenszyklus in einen Riester-Vertrag eingespart wurde (unterer Teil der Tabelle), so ergibt sich ein Einkommensvorteil über den Lebenszyklus von immerhin ca. 2.000€. Die zweite Ursache sind die Effekte aus der nachgelagerten Besteuerung und der Anrechnung auf die Grundsicherung. Für unsere gesamte Untersuchungspopulation ergibt sich über die Ansparphase ein Barwert der Riester-bedingten Einkommensvorteile von ca. 1.200€, dem allerdings ein Barwert der Riester-bedingten Einkommensverluste während der Auszahlungsphase von ca. 71€ entgegen steht. Für die restringierte Bevölkerung ergibt sich ein Vorteil von ca. 2.100€, dem ein Verlust von ca. 120€ gegenüber steht. Aufgrund des geringen Einkommensvorteils unterscheiden sich die Verteilungsmaße basierend auf den Lebenseinkommensverteilungen mit dem und ohne den Riester-bedingten Einkommensvorteil nur marginal.

Tabelle 8. Deskriptive Statistiken und Ungleichheitsmaße für Barwerte

| | Lebenseinkommen | | Einzahlungsphase | Barwert Auszahlungsphase | Diff. Ein- und Auszahlung |
|-----------------------|-----------------|-------------|------------------|-----------------------------|------------------------------|
| | ohne Riester | mit Riester | | | |
| Mittelwert | 1379649 | 1380816 | 1238 | 71 | 1167 |
| Median | 1346465 | 1350184 | 154 | 0 | 114 |
| Std. Abw. | 471688 | 472105 | 2188 | 161 | 2091 |
| Gini | 0,18738 | 0,18735 | 0,75846 | 0,82253 | 0,77025 |
| MLD | 0,05973 | 0,05973 | 0,86093 | 2,57429 | 0,85941 |
| Bedingt auf Teilnahme | | | | | |
| Mittelwert | 1422834 | 1424827 | 2114 | 122 | 1993 |
| Median | 1367146 | 1367925 | 1115 | 34 | 1008 |
| Std. Abw. | 466780 | 467313 | 2515 | 195 | 2413 |

Abbildung 19 zeigt die Konzentrationskurve des Barwerts des Einkommensvorteils durch die Riester-Förderung. Sie ist analog zur Konzentrationskurve im Querschnitt konstruiert: Die Personen werden nach dem Barwert des bedarfsangepassten Lebenseinkommens ohne Einkommensvorteil durch die Riester-Förderung

aufsteigend sortiert. Dann wird diese Population in Quantile aufgeteilt und für diese Quantile der kumulierte Anteil an der Summe der Barwerte der Einkommensvorteile durch die Riester-Förderung berechnet.



Notiz. Dezimalstellen erscheinen nach dem Punkt.

Abbildung 19. Konzentrationskurve des Einkommensvorteils durch Riesterförderung

Die Konzentrationskurve zeigt, dass auf die oberen beiden Dezile der Lebenseinkommensverteilung rund 30% des Einkommensvorteils entfallen. Auf die unteren beiden Dezile entfallen ca. 12%. Vergleicht man diese Befunde mit den Ergebnissen im Querschnitt (ca. 38% vs 7% in der Gesamtbevölkerung und ca. 36% vs 8% in der teilnahmeberechtigten Population), so wirkt die Riester-Förderung über den Lebenszyklus weniger stark regressiv. Anzumerken bleibt aber, dass die betrachtete Population nicht perfekt mit denen in der Querschnittsanalyse enthaltenen Individuen vergleichbar ist. In der Population der Längsschnittanalyse sind

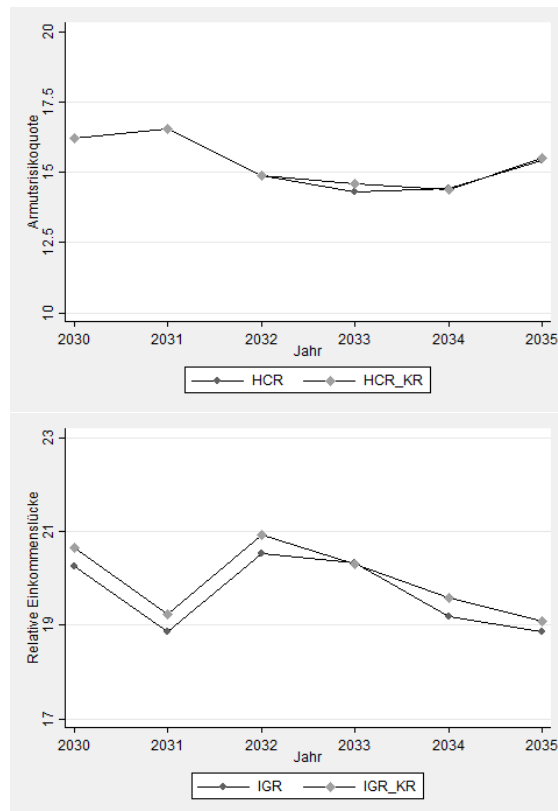
mehr Riester-teilnehmende Personen enthalten und ihre erzielten Einkommen sind überdurchschnittlich im Vergleich zu den in der Querschnittsanalyse betrachteten Personen.⁴⁷

3.8. Armutsrisiko im Alter

In diesem Abschnitt untersuchen wir abschließend die Effekte der Riester-induzierten Einkommensvorteile für das Risiko von Altersarmut, wenn unsere Kohorten ab dem Jahr 2030 das Renteneintrittsalter erreichen. Da wir angenommen haben, dass wir uns ab dem Jahr 2012 im Steady State befinden, verwenden wir die Armutsrisikogrenze des Jahres 2012. Diese Grenze lag laut Destatis für einen 1-Personenhaushalt bei 11.757€ pro Jahr.⁴⁸ Alle Personen, die über ein geringeres bedarfsangepasstes jährliches Nettohaushaltseinkommen verfügen, klassifizieren wir als armutsgefährdet. Dabei verwenden wir zwei Nettoeinkommenskonzepte: (a) Gesamtes jährliches bedarfsangepasstes Haushaltsnettoeinkommen, also das Konzept inklusive Riesterförderung; (b) Gesamtes bedarfsangepasstes jährliches Haushaltsnettoeinkommen abzüglich der Annuität der staatlichen Riester-Förderung (kein Eigensparanteil, bedarfsangepasst) zuzüglich dem mit dieser Annuität einhergehenden Anstieg der Steuerschuld (bedarfsangepasst) sowie der mit dieser Annuität einhergehenden höheren Anrechnung gegen die Grundsicherung im Alter (bedarfsangepasst) im betrachteten Jahr.

⁴⁷In den Querschnittspopulationen sind sowohl „sehr junge“ Menschen enthalten, die unterdurchschnittlich häufig sparen, als auch „sehr alte“ Menschen, für die der Zeithorizont zu kurz war um noch rentable Riester-Verträge abzuschließen. Personen im Längsschnitt befinden sich darüberhinaus in der Hochverdienstphase zum Zeitpunkt der für die Querschnittsanalyse relevant ist. Anzumerken bleibt auch, dass es einen Unterschied in der Definition von Riesterteilnahme gibt. In der Längsschnittanalyse ist diese definiert als mindestens einmalige Teilnahme im Beobachtungshorizont; im Querschnitt als Teilnahme heute. Betrachtet man die jahresspezifischen deskriptiven Statistiken, so sind sich in der Dimension der äquivalenzgewichteten Haushaltsbrutto- und -nettoeinkommen die Längsschnittpopulation und die teilnahmeberechtigte Querschnittspopulation am nächsten.

⁴⁸Ziel der Längsschnittanalyse ist es zu untersuchen, wie sich die ökonomische Situation der Untersuchungspopulation über den Lebenszyklus mit und ohne Riester-Förderung im Vergleich zu einem festgesetzten Schwellenwert (Armutsrisikogrenze) darstellt. Daher berechnen wir auch keine Armutsrisikogrenze basierend auf unserer Untersuchungspopulation, sondern legen eine „exogene“ Grenze laut Destatis in 2012 zugrunde. Da wir reales Null-Wachstum unterstellen, halten wir den Wert der Armutsgrenze konstant.



Notiz. HCR gibt die Armutsrisikoquote als Anteil (%) an der gesamten Untersuchungspopulation an. IGR gibt die relative Einkommenslücke (%), also den durchschnittlichen, relativen Abstand zur Armutsrisikogrenze. Dezimalstellen erscheinen nach dem Punkt.

Abbildung 20. Armutsrisikoindizes

Abbildung 20 weist zwei Armutsrisikoindizes aus: den Anteil der Untersuchungspopulation unterhalb der Armutsrisikogrenze (obere Abbildung) sowie die relative Einkommenslücke (untere Abbildung). Die Darstellung beschränkt sich auf den Zeitraum 2030-2035, also ein Zeitfenster in dem alle Personen der Untersuchungspopulation im Ruhestand aber noch nicht verstorben sind. Über den Zeitraum hinweg fluktuiert die Armutsrisikoquote – unabhängig vom Einkommenskonzept – leicht um einen Wert von ca. 15% bei einer relativen Einkommenslücke von ca. 20%. Demnach hat die Riester-Förderung kaum Effekte auf die Intensität oder Inzidenz von Armutsrisiko im Alter.

4. Fazit

Eine umfassende Verteilungsanalyse der Riester-Förderung wurde bisher nicht durchgeführt. Dieser Beitrag leistet einen Beitrag dazu, diese Lücke in der wirtschaftspolitisch relevanten, wissenschaftlichen Literatur zu schließen, indem er die Verteilungseffekte der Förderung im Quer- und Längsschnitt untersucht.

In der Querschnittsanalyse untersuchen wir, wie stark die in Deutschland lebenden Haushalte von der Riester-Förderung in einem gegebenen Jahr profitieren. Die zentrale Variable einer solchen Untersuchung ist das jährliche Nettoäquivalenzeinkommen der Privathaushalte. Die Haushalte, welche die Riester-Förderung in Anspruch nehmen, erhöhen ihr Einkommen durch die Zulagen und durch den Sonderabgabenabzug in der Einkommensteuer. So wird erfasst, wie sich die Riester-Förderung auf die jährlichen Nettoäquivalenzeinkommen der Privathaushalte Deutschlands auswirkt.

Die Querschnittsanalyse zeigt, dass das Gros des Fördervolumens (ca. 38 Prozent) in das oberste Quintil der Einkommensverteilung fließen aber nur ca. 7% in das unterste Quintil. Damit verbunden ist ein Anstieg der Bevölkerung, deren Einkommen unter der Armutsgrenze liegt, um fast einen Prozentpunkt.⁴⁹ An Standard-Verteilungsmaßen wie etwa dem Gini-Koeffizienten gemessen wirkt die Förderung aber nahezu neutral. Unsere Analyse zeigt, dass sich der verteilungsneutrale Effekt der Förderung über zwei entgegengesetzt wirkende Effekte erklärt. Zum einen gibt es einen progressiven Effekt, der ausgelöst wird über die Ausgestaltung des Förderschemas. Diese führt dazu, dass die Transferrate für geförderte Haushalte mit niedrigen Einkommen besonders hoch ist. Diesem progressiven steht ein regressiver Effekt entgegen, der sich aus der Freiwilligkeit der Teilnahme ergibt: Der Anteil der Haushalte, die einen Riester-Vertrag haben, sinkt entlang der Verteilung der jährliche Nettoäquivalenzeinkommen. Unsere Analysen zeigen auch, dass die Riester-Förderung vom Verteilungsstandpunkt aus betrachtet bei gegebenen Teilnahmeanreizen nicht zielgenau ist. Selbst ein einfacher Demografant würde deutlich stärkere progressive Effekte auslösen. Bei der Interpretation der Querschnittsergebnisse ist zu beachten, dass sich zum Zeitpunkt der Analyse kaum Verträge in der Auszahlungsphase befanden und Daten für 2011 verwendet wurden.

⁴⁹Dies ist auch mit der endogenen Armutsgrenze zu erklären.

Der Querschnittanalyse folgt eine Längsschnittanalyse für die Geburtskohorten der Jahre 1960 bis 1965, die so genannten Baby-Boomer, die sich über einen vergleichsweise langen Zeitraum in vorliegenden Mikrodaten beobachten lässt, was Unsicherheiten in der Abschätzung der Verteilungseffekte verringert. Die Längsschnittanalyse ist deshalb besonders lehrreich sein, weil hiermit die Verteilungswirkungen der Riester-Förderung vergleichsweise komplett erfasst werden: Über den Lebenszyklus hinweg ist der Einkommensvorteil bestimmt über die Höhe der Zulagen, die Minderung der Kapitalertragsteuer, die Minderung Einkommensteuerschuld in der Einzahlungsphase sowie in der Auszahlungsphase über den Effekt der nachgelagerten Besteuerung und die Anrechnung gegen die Grundsicherung im Alter auf den aus der Förderung stammenden Anteil der Riesterrente.

Die vorgelegten Schätzungen der Barwerte von äquivalenten Haushaltslebens-einkommen aus echten Daten ist zumindest für Deutschland ein wissenschaftliches Novum. Unsere Analysen zeigen, dass die Lebenseinkommen mit einem Gini-Koeffizienten von ca. 0,19 deutlich gleichmäßiger verteilt sind als die Nettoeinkommen im Querschnitt, wo der Gini für unsere Population in der Erwerbsphase bei ca. 0,30-0,35 und in der Ruhestandsphase bei ca. 0,25 liegen. Die Riester-Förderung hat keinen meßbaren Effekt auf die Ungleichheit der Lebenseinkommen. Wir finden auch keine nennenswerten Effekte auf die Altersarmut. Allerdings finden wir, wie schon in der Querschnittsanalyse, dass der Riester-induzierte Einkommensvorteil eher den oberen als den unteren Perzentilen zugute kommt.

Insgesamt liefert unsere Studie folgende Einsicht: Das Instrument der Riester-Förderung übt de facto keinen nennenswerten Effekt auf die Einkommensverteilung aus, weder Ungleichheit noch Armut werden durch diese Politik verringert. Da Verteilung ein relatives Phänomen ist, bedeutet dies, dass die Riester-Förderung entlang der Einkommensverteilung nahezu proportional zu den Einkommen verläuft, sprich das Fördervolumen zugunsten der Haushalte im oberen Bereich der Verteilung ist größer, als das Fördervolumen zugunsten der Haushalte im unteren Bereich.

Die Ergebnisse von Politikevaluationen hängen immer von den unterstellten Grundannahmen, den angewendeten Methoden und der Datenqualität ab und können daher niemals als definitiv betrachtet werden. Dies gilt auch für die von uns vorgelegte Studie. Wir sehen insbesondere zwei Aspekte, die wir nicht berücksichtigen konnten, als potentiell relevant, um die Verteilungswirkung der Riester-Förderung

noch besser zu erfassen, als wir es tun konnten. Zum einen könnte die differentielle Mortalität der Individuen in Abhängigkeit von ihrem Einkommen die im gesamten Lebenszyklus gemessenen Riester-Vorteile und deren Verteilung signifikant beeinflussen. Zum anderen könnte die Vorwälzung eines Teils der Riester-Förderung auf die Versicherer einen signifikanten Effekt auf Ungleichheitsmaße haben, die besonders stark vom oberen Rand der Verteilung bestimmt werden.

Aufgrund der Datenlage haben wir uns dazu entschieden, verschiedene Daten in der Quer- und Längsschnittanalyse zu verwenden. In der Querschnittanalyse haben wir PHF verwendet aufgrund seines umfangreichen Variablenspektrums bezüglich Vermögensbildung inkl. Riester. Für die Längsschnittanalyse ist PHF aber wegen der kurzen Laufzeit ungeeignet, weshalb wir hier das SOEP verwenden. Hieraus ergibt sich die Frage, inwiefern die in den beiden Datensätzen abgebildeten Populationen vergleichbar sind. Eine Möglichkeit Methode zur Einschätzung der Selektivität der beiden verwendeten Populationen könnte wie folgt durchgeführt werden: 1. Generiere eine Querschnittspopulation aus PHF 2011 mit Auswahlkriterien Alter und Anspruchsberechtigung entsprechend SOEP-Längsschnitt. 2. Generiere für die in (1) konstruierte PHF-Population sowie die SOEP-Längsschnittpopulation ausgewählte Statistiken für das Jahr 2011 (Anteil Riester-Teilnehmende, Förderhöhe, Einkommen, Ungleichheitsindikatoren, etc.). 3. Statistischer Vergleich der Statistiken; ggfs. weitere Untersuchung bei größeren Abweichungen.

Zusätzlich zu den Modellierungsrestriktionen und Daten-bezogenen Aspekte bleibt zu vermerken, dass Mitte 2017 einige Gesetzesänderung in Zusammenhang mit Riester vorgenommen wurden, die Auswirkungen auf die Verteilungswirkung der Riester-Rente haben dürften. Diese betreffen zum einen die Anrechnung der Riester-Rente auf die Grundsicherung im Alter, die abgeschwächt wurde und nun bis zu 202€ nicht voll angerechnet wird. Weiterhin wurde die Grundzulage auf 175€ erhöht. Diese und weitere Gesetzesänderungen sind in unseren Analysen nicht berücksichtigt, da sich unsere Simulationen auf den Rechtsstand 2012 beziehen. Es wäre daher interessant, wenn im Rahmen zukünftiger Forschungsprojekte der Einfluss von Gesetzesänderungen wie auch Variationen weiterer Modellierungsannahmen systematisch untersucht würden.

Literatur

- Abowd, John M und David Card (1989). “On the Covariance Structure of Earnings and Hours Changes”. In: *Econometrica* 57.2, S. 411–45.
- Bick, Alexander (2016). “The Quantitative Role of Child Care for Female Labor Force Participation and Fertility”. In: *Journal of the European Economic Association* 14.3, S. 639–668.
- Börsch-Supan, Axel H., Michela Coppola und Anette Reil-Held (2012). “Riester pensions in Germany: design, dynamics, targetting success and crowding-in”. In: *National Bureau of Economic Research*.
- Börsch-Supan, Axel H., Anette Reil-Held und Daniel Schunk (2008). “Saving incentives, old-age provision and displacement effects: evidence from the recent German pension reform”. In: *Journal of Pension Economics and Finance* 7.03, S. 295–319.
- Bundesbank (2017). *Zeitreihe BBK01.WU0004: Umlaufrenditen inländischer Inhaberschuldverschreibungen / Anleihen der öffentlichen Hand / Monatsdurchschnitte*. URL: http://www.bundesbank.de/Navigation/DE/Statistiken/Zeitreihen_Datenbanken/Makrooekonomische_Zeitreihen/its_details_value_node.html?nsc=true&nsc=true&tsId=BBK01.WU0004.
- Carbonnier, Clément, Alexis Direr und Ihssane Slimani Houti (2014). “Do savers respond to tax incentives? The case of retirement savings”. In: *Annals of Economics and Statistics/Annales d'Économie et de Statistique* 113-114, S. 225–256.
- Chetty, Raj, John N. Friedman, Soren Leth-Petersen, Torben H. Nielsen und Tore Olsen (März 2013). *Subsidies vs. Nudges: Which Policies Increase Saving the Most?* Techn. Ber. Center for Retirement Research.
- Christensen, Jens HE, Glenn D Rudebusch u. a. (2017). “A New Normal for Interest Rates? Evidence from Inflation-Indexed Debt”. In: *Federal Reserve Bank of San Francisco Working Paper Series* 2017-07.
- Coppola, Michela und Anette Reil-Held (2009). *Dynamik der Riester-Rente: Ergebnisse aus SAVE 2003 bis 2008*. Mannheim Research Institute for the Economics of Aging.
- Corneo, Giacomo, Matthias Keese und Carsten Schröder (2009). “The Riester scheme and private savings: an empirical analysis based on the German SOEP”.

- In: *Schmollers Jahrbuch: Journal of Applied Social Science Studies/Zeitschrift für Wirtschafts-und Sozialwissenschaften* 129.2, S. 321–332.
- (2010). “The Effect of Saving Subsidies on Household Saving—Evidence from Germany”. In: *Ruhr Economic Paper* 170.
- Corneo, Giacomo, Carsten Schröder und Johannes König (2015). “Distributional effects of subsidizing retirement savings accounts: Evidence from Germany”. In: *School of Business & Economics: Economics Discussion Paper Series*.
- (2017). “Completing Life-Cycles in the SOEP”. In: *mimeo*.
- Engelhardt, Gary V und Anil Kumar (2011). “Pensions and household wealth accumulation”. In: *Journal of Human Resources* 46.1, S. 203–236.
- Engen, Eric M., William G. Gale und John K. Scholz (1996). “The illusory effects of saving incentives on saving”. In: *The Journal of Economic Perspectives*, S. 113–138.
- Fasshauer, Stephan und Nora Toutaoui (2009). “Die Anzahl des foerderberechtigten Personenkreises der Riester-Rente - eine Annaeherung”. In: *Deutsche Rentenversicherung*.
- Guvenen, Fatih (2009). “An empirical investigation of labor income processes”. In: *Review of Economic dynamics* 12.1, S. 58–79.
- HFCN, (Household Finance and Consumption Network) (2013). “The Eurosystem Household Finance and Consumption Survey - Methodological Report for the First Wave”. In: *Statistics Paper Series No. 1 / April 2013*.
- Holston, Kathryn, Thomas Laubach und John C Williams (2017). “Measuring the natural rate of interest: International trends and determinants”. In: *Journal of International Economics* 108.Supplement 1, S. 59–75.
- Hyslop, Dean R. (2001). “Rising U.S. Earnings Inequality and Family Labor Supply: The Covariance Structure of Intrafamily Earnings”. In: *The American Economic Review* 91.4, S. 755–777.
- Jenkins, Stephen P. (1995). “Easy Estimation Methods for Discrete-Time Duration Models”. In: *Oxford Bulletin of Economics and Statistics* 57.1, S. 129–136.
- Johannsen, Benjamin Kramer und Elmar Mertens (2016). “A Time Series Model of Interest Rates with the Effective Lower Bound”. In: *FEDS Working Paper* 2016-033.

- Kalckreuth, Ulf von, Tobias Schmidt, Martin Eisele, Julia Le Blanc und Junyi Zhu (2013). *Panel on Household Finances*. Techn. Ber.
- König Johannes und Schröder, Carsten (2016). “Inequality-Minimization with a Given Public Budget”. In: *FU Discussion Paper*.
- Lambert, Peter (2001). *The distribution and redistribution of income*. Manchester University Press.
- Lillard, Lee A und Robert J Willis (1978). “Dynamic aspects of earning mobility”. In: *Econometrica: Journal of the Econometric Society*, S. 985–1012.
- Lubik, Thomas A, Christian Matthes u. a. (2015). “Calculating the natural rate of interest: A comparison of two alternative approaches”. In: *Richmond Fed Economic Brief* Oct, S. 1–6.
- Mahalanobis, Prasanta Chandra (1936). “On the generalized distance in statistics”. In: *Proceedings of the National Institute of Sciences (Calcutta)* 2, S. 49–55.
- Meghir, Costas und Luigi Pistaferri (2004). “Income Variance Dynamics and Heterogeneity”. In: *Econometrica* 72.1, S. 1–32.
- Pfarr, Christian und Udo Schneider (2011). “Anreizeffekte und Angebotsinduzierung im Rahmen der Riester-Rente: Eine empirische Analyse geschlechts- und sozialisationsbedingter Unterschiede”. In: *Perspektiven der Wirtschaftspolitik* 12.1, S. 27–46.
- Statistisches Bundesamt (2017). *Verbraucherpreisindizes*.
- Steiner, Viktor, Katharina Wrohlich, Peter Haan und Johannes Geyer (2008). *Documentation of the Tax-Benefit Microsimulation Model STSM - Version 2008*. Techn. Ber. DIW Berlin, German Institute for Economic Research.
- Stolz, Ulrich und Christian Rieckhoff (2013). “Die Riester-Rente im Beitragsjahr 2010: Zulageförderung erstmals für mehr als 10 Millionen Berechtigte”. In: *RVaktuell* 12/2013.
- Wagner, G. und Joachim R. Frick (2007). “The German Socio-Economic Panel Study (SOEP) - Scope, Evolution and Enhancements”. In: *Schmollers Jahrbuch*, S. 139–169.
- Weizsäcker, Carl Christian von (2015). “Kapitalismus in der Krise? Der negative natürliche Zins und seine Folgen für die Politik”. In: *Perspektiven der Wirtschaftspolitik* 2, S. 189–212.

A. Appendix

A.1. Variablen und Modulbeschreibung

Tabelle 9. Variablenbeschreibung

| Variable | Variablenbeschreibung | Kodierung (Kategorien) |
|-----------|---------------------------------------|--|
| age | Alter | |
| geb*_* | Dummy: Geburtsjahr | |
| gender | Geschlecht | 1 = männlich; 0 = weiblich |
| educ | Dummy Set: Höchster Abschluss | <i>International Standard Classification of Education (ISCED)</i> 1 = inadequately; 2 = general elementary; 3 = middle vocational; 4 = vocational + Abi; 5 = higher vocational; 6 = higher education |
| migration | Dummy: Migrationshintergrund | |
| east | Wohnort vor 1989 | 0 = neue Bundesländer; 1 = alte Bundesländer |
| married | Familienstand | 1 = verheiratet; 0 = unverheiratet |
| mar_dur | Dauer der Ehe | |
| n_kids | Anzahl Kinder | |
| a_kids | Alter des Kindes | |
| p_age | Alter des Partners | |
| p_educ | educ des Partners | |
| kid_dur | Dauer bis zur Geb. d. n. Kindes | |
| age_fjob | Alter z.Z. der ersten Arbeitsaufnahme | |
| exp_ft | Vollzeiterfahrung in Jahren | |
| exp_pt | Teilzeiterfahrung in Jahren | |
| exp_ue | Arbeitslosenerfahrung in Jahren | |

Tabelle 10. Variablenbeschreibung (fortgs.)

| Variable | Variablenbeschreibung |
|----------|--|
| hours | Jahresarbeitsstunden |
| w_inc | Bruttoeinkommen aus abh. Beschäftigung |
| self_inc | Bruttoeinkommen aus Selbständigkeit |
| div_inc | Bruttokapitaleinkommen |
| rent_inc | Bruttoeinkommen aus V.u.V. |
| pc_stat | Gesetzliche Rentenversicherung |
| pc_comp | Betriebsrente |
| pc_civ | Beamtenpension |
| pc_ries | Rieser-Rente |

Tabelle 11. Bearbeitung der Kernvariablen nach Modulen

| Variable | Modul | | | | |
|-----------|-------|---|---|---|---|
| | 1 | 2 | 3 | 4 | 5 |
| age | ✓ | | | | |
| female | ✓ | | | | |
| migration | ✓ | | | | |
| educ | ✓ | | | | |
| east | ✓ | | | | |
| married | ✓ | ✓ | | | |
| n_kids | ✓ | ✓ | | | |
| a_kids | ✓ | ✓ | | | |
| p_age | ✓ | ✓ | | | |
| p_educ | ✓ | ✓ | | | |
| exp_ft | ✓ | | ✓ | | |
| exp_pt | ✓ | | ✓ | | |
| exp_ue | ✓ | | ✓ | | |
| hours | ✓ | | | ✓ | |
| w_inc | ✓ | | | ✓ | |
| self_inc | ✓ | | | ✓ | |
| div_inc | ✓ | | | ✓ | |
| rent_inc | ✓ | | | ✓ | |
| pc_stat | | | | | ✓ |
| pc_comp | | | | | ✓ |
| pc_civ | | | | | ✓ |
| pay_ries | | | | | ✓ |

Tabelle 12. Regressoren in Forecasting Gleichungen

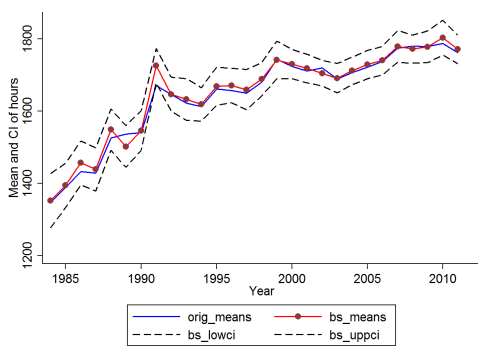
| Variable | lfs | hours | w_inc | self_inc | div_inc | rent_inc |
|-------------------------|-----|-------|-------|----------|---------|----------|
| age | ✓ | | | ✓ | ✓ | ✓ |
| age ² | ✓ | | | ✓ | ✓ | ✓ |
| expft | ✓ | ✓ | ✓ | ✓ | ✓ | ✓ |
| exppt | ✓ | ✓ | ✓ | ✓ | ✓ | ✓ |
| expue | ✓ | ✓ | ✓ | ✓ | ✓ | ✓ |
| educ | ✓ | ✓ | ✓ | ✓ | ✓ | ✓ |
| migration | ✓ | ✓ | ✓ | ✓ | ✓ | ✓ |
| married | ✓ | ✓ | ✓ | ✓ | ✓ | ✓ |
| n_kids | ✓ | | | ✓ | ✓ | ✓ |
| a_kids | | | | | | |
| p_age | ✓ | | | ✓ | ✓ | ✓ |
| p_age ² | ✓ | | | ✓ | ✓ | ✓ |
| p_expft | ✓ | ✓ | ✓ | ✓ | ✓ | ✓ |
| p_exppt | ✓ | ✓ | ✓ | ✓ | ✓ | ✓ |
| p_expue | ✓ | ✓ | ✓ | ✓ | ✓ | ✓ |
| p_educ | ✓ | ✓ | ✓ | ✓ | ✓ | ✓ |
| age_first_job | ✓ | | | ✓ | ✓ | ✓ |
| east | ✓ | ✓ | ✓ | ✓ | ✓ | ✓ |
| hours | | | ✓ | | | |
| p_hours | | | ✓ | | | |
| Zus. Var. Selektionsgl. | | | | | | |
| n_kids | | ✓ | ✓ | | | |
| a_kids | | ✓ | ✓ | | | |

Anmerkung. In Partnerregressionen werden dieselben Spezifikationen verwendet.

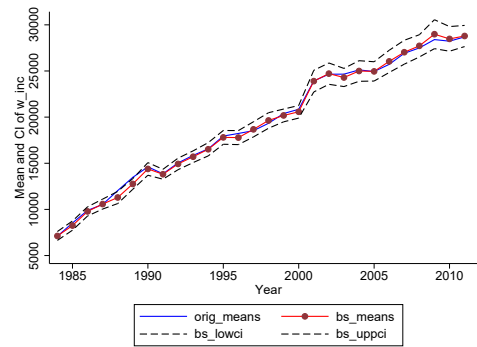
A.2. Pseudomissings aus Modul 4 (Einkommen)

Abbildung 21 zeigt die Ergebnisse der Pseudo-Missing-Prozedur für Arbeitsstunden und die Einkommensvariablen. In allen Abbildungen zeigen wir das Altersprofil des echten Durchschnitts zusammen mit dem Durchschnitt und 95%-Konfidenzintervall aus 200 imputierten Durchschnitten. Das Konfidenzband wurde durch den Standardfehler der 200 Bootstrap-Durchschnitte errechnet.

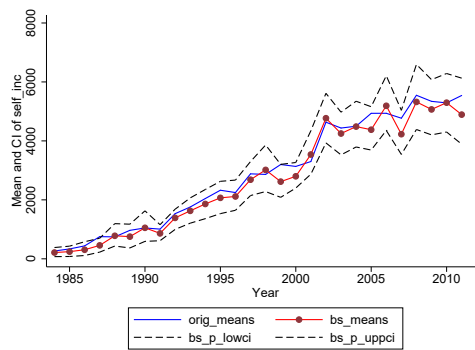
Abbildung 22 zeigt die Ergebnisse der Pseudo-Missing-Prozedur für abhängiges Arbeitseinkommen anhand des Gini-Koeffizienten. Die Abbildung ist analog zu Abbildung 21 zu lesen.



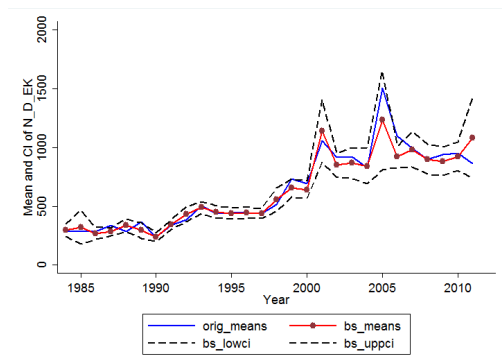
(a) hours



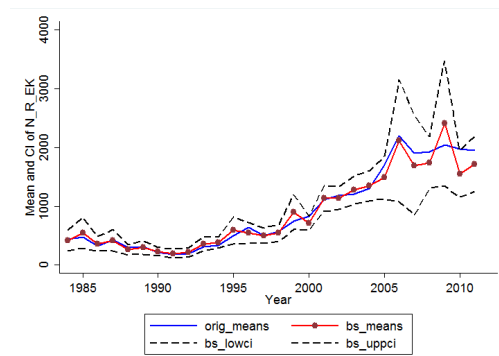
(b) abhängiges Arbeitseinkommen



(c) Selbständigeinkommen



(d) Zinseinkommen



(e) Einkommen aus Vermietung und Verpachtung

Abbildung 21. Pseudo-Missings: Durchschnitte der Arbeitsstunden und Einkommensvariablen für Kohorten 1960 - 1965

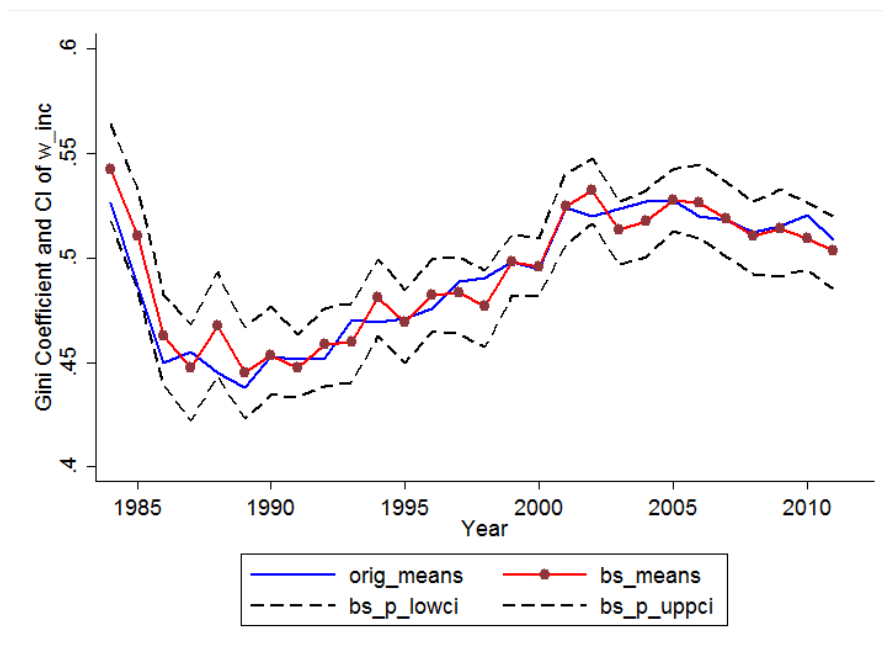


Abbildung 22. Pseudo-Missings: Gini-Koeffizient für abhängiges Arbeitseinkommen für Kohorten 1960 - 1965