

Bönke, Timm et al.

**Working Paper**

## Die Entwicklung und Prognose von Lebenserwerbseinkommen in Deutschland

Discussion Paper, No. 2020/5

**Provided in Cooperation with:**

Free University Berlin, School of Business & Economics

*Suggested Citation:* Bönke, Timm et al. (2020) : Die Entwicklung und Prognose von Lebenserwerbseinkommen in Deutschland, Discussion Paper, No. 2020/5, Freie Universität Berlin, School of Business & Economics, Berlin, <https://doi.org/10.17169/refubium-26748>

This Version is available at:

<https://hdl.handle.net/10419/214886>

**Standard-Nutzungsbedingungen:**

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

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

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

**Terms of use:**

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

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

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

# Die Entwicklung und Prognose von Lebenserwerbseinkommen in Deutschland

Timm Bönke  
Rick Glaubitz  
Konstantin Göbler  
Astrid Harnack  
Astrid Pape  
Miriam Wetter

Fachbereich Wirtschaftswissenschaft  
Diskussionsbeiträge

*Economics*

2020/5

# Die Entwicklung und Prognose von Lebenserwerbseinkommen in Deutschland

**Timm Bönke**  
(timm.boenke@fu-berlin.de)  
*Freie Universität Berlin*

**Rick Glaubitz**  
(rick.glaubitz@fu-berlin.de)  
*Freie Universität Berlin*

**Konstantin Göbler**  
(kgoebler@diw.de)  
*DIW Berlin*

**Astrid Harnack**  
(a.harnack@fu-berlin.de)  
*Freie Universität Berlin*

**Astrid Pape**  
(astrid.pape@fu-berlin.de)  
*Freie Universität Berlin*

**Miriam Wetter**  
(miriam.wetter@fu-berlin.de)  
*Freie Universität Berlin*

März 2020

## Abstract

Ungleichheitsstudien basieren in der Regel auf Daten zu Jahres- oder Monateinkommen, um die Verteilung ökonomischer Ressourcen zu einem bestimmten Zeitpunkt im Querschnitt einer Bevölkerung zu bestimmen. Analysen auf Jahres- oder Monatsquerschnitten können jedoch ein unvollständiges Bild liefern, da sie oft nur erwerbstätige Individuen betrachten und sich die individuellen Positionen in der Einkommensverteilung über das Erwerbsleben einer Person ändern. Ein umfassenderes Bild bieten Lebenserwerbseinkommen. Die Analyse von Lebenserwerbseinkommen setzen Informationen über vollständige Erwerbsbiografien voraus. Informationen, die wenn überhaupt nur für spezielle Bevölkerungsgruppen in Form von administrativen Daten der Sozialversicherung vorliegen. Um eine geeignete Datengrundlage zur Analyse von Lebenserwerbseinkommen der gesamten Bevölkerung zu schaffen, nutzen wir eine dynamische Mikrosimulation auf Basis des Sozioökonomischen Panels um vollständige Erwerbsbiografien für die Kohorten 1964 bis 1985 bis ins Jahr 2045 zu konstruieren. Wir können zeigen, dass sich der Unterschied zwischen den Lebenserwerbseinkommen Gering- und Hochqualifizierter Männer in Preisen von 2015 auf über eine Million Euro beläuft, Geringqualifizierte verdienen im Lauf ihres Lebens nur knapp 40 Prozent des Erwerbseinkommens eines Hochqualifizierten. Gleichzeitig finden wir, dass zwischen 1981 und 1985 geborene Frauen im Durchschnitt über den Lebensverlauf hinweg nur rund 55 Prozent der Erwerbseinkommen der Männer verdienen.

**Keywords:** Lebenserwerbseinkommen, Dynamische Mikrosimulation, Gender Lifetime Earnings Gap

**JEL Codes:** D31, D63, J31

**Danksagung:** Wir danken der Bertelsmann Stiftung für die finanzielle Unterstützung (Bertelsmann – Vereinbarungsnummer 8906; FUB-Vertragsnummer 2017000381). Diese Studie ist unter einer Creative Common Lizenz vom Typ CC-BY-SA 4.0 international zugänglich.

## 1 Einleitung

Globale Entwicklungen wie der technologische Fortschritt und die Globalisierung oder institutionelle Änderungen wie die zunehmende Deregulierung von Beschäftigungsverhältnissen haben in den letzten Jahrzehnten zu einem strukturellen Wandel des deutschen Arbeitsmarkts geführt. Gleichzeitig wurde für Deutschland in den letzten Jahrzehnten ein deutlicher Anstieg der Einkommensungleichheit festgestellt (vgl. beispielsweise Card, Heining, & Kline, 2013; Fuchs-Schündeln, Krueger, & Sommer, 2010; Grabka et al., 2019; OECD, 2014). Dennoch besteht Uneinigkeit über das Ausmaß und die zeitliche Entwicklung dieser beiden Phänomene sowie auch über den Zusammenhang zwischen ihnen. Gleiches gilt insbesondere auch für den resultierenden politischen Handlungsbedarf. Der aktuelle Diskurs betrachtet dabei bisher fast ausschließlich die Verteilung jährlicher Einkommen auf Querschnittsbasis.

Der Wissenschaftliche Beirat des Bundesministeriums der Finanzen (BMF, 2017) hat jüngst in seinem Gutachten zur Beurteilung der Einkommensungleichheit und der sozialen Mobilität ausdrücklich darauf hingewiesen, dass diese Betrachtungsweise oft zu kurz greift. Entscheidend für soziale Teilhabe sind nicht die Erwerbseinkommen in einem bestimmten Jahr, sondern jene über den gesamten Lebenszyklus hinweg. Will man die Entwicklung von sozialer Ungleichheit und Teilhabe am Arbeitsmarkt ganzheitlich betrachten, so sollte folglich die Verteilung der Lebenserwerbseinkommen analysiert werden. Hierzu leisten wir mit der vorliegenden Studie einen entscheidenden Beitrag und thematisieren so eine bestehende Forschungslücke, die es zu schließen gilt.

Ungleichheitsstudien basieren in der Regel auf Daten zu Jahres- oder Monateinkommen, um die Verteilung ökonomischer Ressourcen zu einem bestimmten Zeitpunkt, sprich im Querschnitt, zu bestimmen. Dass dies oft unzureichend ist, lässt sich am Beispiel geschlechtsspezifischer Lohnunterschiede gut illustrieren. Frauen verbringen noch immer lange Phasen ihres Erwerbslebens in Teilzeitbeschäftigungen oder familienbedingt in der Nichterwerbstätigkeit. Betrachtet man lediglich den unbereinigten *Gender Pay Gap* in einem bestimmten Jahr, der in Deutschland derzeit bei rund 21 Prozentpunkten liegt, so wird nicht berücksichtigt, dass Frauen über ihr gesamtes Leben hinweg deutlich weniger Stunden arbeiten als Männer (Statistisches Bundesamt, 2019b). Der im Querschnitt gefundene Erwerbseinkommensunterschied kumuliert sich damit über das gesamte Leben hinweg und nimmt deshalb weitaus größere Dimensionen an, als eine Querschnittsbetrachtung vermuten lässt. So zeigen wir in dieser Studie unter anderem, dass die Querschnittsbetrachtung die Ungleichheit der Lebenserwerbseinkommen nur unzureichend widerspiegelt.

Ein weiteres Beispiel für die Grenzen der Querschnittsbetrachtung sind Unterschiede nach Bildungsgruppen: Realschulabsolventen beziehen im Vergleich mit Akademikern aufgrund ihres früheren Arbeitsmarkteintritts bereits in jüngeren Jahren Erwerbseinkommen. Dafür

werden sie in der Regel nach einiger Zeit, gemessen am Jahreseinkommen und insbesondere am Lebenserwerbseinkommen, von Letzteren überholt (Bönke et al., 2015). Eine Querschnittsanalyse kann dies nicht angemessen abbilden. Aus einer gestiegenen Einkommensungleichheit im Querschnitt erwächst daher nicht notwendigerweise politischer Handlungsbedarf, insbesondere dann nicht, wenn die Ursachen in einem Wandel der Haushaltsstruktur, einer veränderten Bevölkerungszusammensetzung aufgrund des demografischen Wandels, Migration oder strukturellen Änderungen im Bildungssystem (längere Ausbildungszeiten durch Bildungsexpansion) liegen.

Um die Effekte struktureller Veränderungen in der Ungleichheitsmessung zu berücksichtigen, reicht also eine Momentaufnahme mittels der Analyse jährlicher Einkommensdaten allein nicht aus. Vielmehr werden die gesamten Erwerbsverläufe benötigt, um die Einkommenspfade verschiedener Personen zuverlässig vergleichen zu können. Nur mithilfe von Lebenserwerbseinkommen können Lebens- und Arbeitsmarktchancen und die Verteilung ökonomischer Ressourcen in der langen Frist analysiert und damit die langfristigen Gewinner und Verlierer des strukturellen Arbeitsmarktwandels in Deutschland identifiziert werden.<sup>1</sup>

Die Anforderungen an Daten für eine empirische Untersuchung von Lebenserwerbseinkommen sind hoch. Im Idealfall steht ein Datensatz mit jährlichen Einkommensinformationen vom Berufseinstieg bis zum Tod, also für einen Zeitraum von etwa 70 Jahren, zur Verfügung. Selbst wenn man die Untersuchung von Lebenserwerbseinkommen auf die Zeit vom Berufseinstieg bis zum Ausscheiden aus dem Erwerbsleben beschränken würde, würden immerhin noch Informationen für etwa 40 Jahre benötigt werden. Diese hohen Anforderungen sind auch der Grund dafür, dass es nur wenig empirische Evidenz zur Entwicklung der Lebenserwerbseinkommen in Deutschland und in anderen Ländern gibt.

Bis zu einem gewissen Grad können für solche Analysen Daten der Rentenversicherung<sup>2</sup> verwendet werden (Bönke et al., 2015). Diese Daten beziehen sich allerdings nur auf sozialversicherungspflichtig Beschäftigte. Damit sind viele Gruppen, wie beispielsweise am Arbeitsmarkt inaktive Frauen, unzureichend abgedeckt, obwohl gerade diese bei der Betrachtung von Lebenserwerbseinkommen von besonderem Interesse sind. Hinzu kommt, dass nur ältere Geburtskohorten erfasst sind. Daher nutzen wir für diese Studie das Sozio-ökonomische Panel (SOEP), eine 1984 eingeführte, repräsentative Haushaltsbefragung, die jährliche Erwerbseinkommen genau erfasst (Goebel et al., 2018). Zusätzlich entwickeln wir ein Mikrosimulationsmodell, das erstmals die Analyse von Lebenserwerbseinkommen auch für

---

<sup>1</sup> Unter Annahmen können Lebenseinkommen auch aus Querschnittsdaten mittels geschätzten Lebenseinkommensprofilen berechnet werden, angewendet unter anderem von der OECD (2018). Hier wird neben den Lebenseinkommen für Männer und Frauen auch eine Zerlegung des Gender Lifetime Earnings Gap ausgewiesen. Allerdings erlaubt dieser Ansatz keine detaillierten Verteilungsanalysen oder die Untersuchung von Kohortentrends. Wenn möglich sollten daher für die Analyse von Lebenserwerbseinkommen individuelle Biografien über einen langen Zeitraum vorliegen (siehe Bönke et al., 2015).

<sup>2</sup> Dabei handelt es sich um Registerdaten der Sozialversicherung aus der Versicherungskontenstichprobe (VSKT).

west- und ostdeutsche Frauen und Männer im Familienkontext ermöglicht und weitere Erwerbstypen wie Selbstständige und Beamte berücksichtigt. Mit diesem Modell prognostizieren wir die Entwicklung der Lebenserwerbseinkommen auf der Grundlage der heutigen Arbeitsmarktsituation auch für jüngere Jahrgänge mit dem Geburtsjahr 1985, die erst im Jahr 2045 60 Jahre alt werden, in die Zukunft.<sup>3</sup> Mithilfe der neu gewonnenen Datenbasis sind wir somit in der Lage, konkret zu untersuchen, wer die langfristigen Gewinner und Verlierer des Arbeitsmarktwandels im Längsschnitt sind. Damit können wir folgende Fragen beantworten: Wie viel Einkommen können sich Individuen im Lauf ihres Lebens erarbeiten? Wie unterscheiden sich die Lebenserwerbseinkommen verschiedener Gruppen und welche Veränderungen haben sich über die Zeit ergeben? Lassen sich bereits erste politische Handlungsimplicationen ableiten?

Wir beschreiben im folgenden Kapitel zunächst die Datengrundlage, bevor wir in Kapitel 3 die Entwicklung des Mikrosimulationsmodells zusammenfassen. In Kapitel 4 stellen wir die ersten Ergebnisse zur Entwicklung der Lebenserwerbseinkommen nach Geschlecht und Region vor und berücksichtigen im weiteren Verlauf auch die familiäre Situation der untersuchten Personengruppen, indem wir nach der Kinderzahl differenzieren. Aufbauend auf diesen Ergebnissen zielt Kapitel 5 auf die politische Ebene und umreißt relevante Handlungsfelder für politische Entscheidungsträger. Im letzten Kapitel fassen wir die wesentlichen Ergebnisse der vorliegenden Studie zusammen.

## 2 Das SOEP als Datengrundlage für die Analyse der Entwicklung und Prognose von Lebenserwerbseinkommen

Die Anforderungen an eine Analyse von Lebenserwerbseinkommen sind hoch. Wie oben bereits dargestellt, werden für eine solche Analyse Daten benötigt, die die Zeit vom Berufseinstieg bis zum Ausscheiden aus dem Erwerbsleben abdecken. Um Erwerbsbiografien bis zum Renteneintritt im Jahr 2045 prognostizieren zu können, greifen wir auf das SOEP zurück. Beim SOEP handelt es sich um eine repräsentative Haushaltsbefragung, die seit 1984 jährlich durchgeführt wird (Goebel et al., 2018). Aktuell werden jährlich rund 20.000 Personen in circa 11.000 Haushalten zu ihrer persönlichen, beruflichen und familiären Situation befragt. Im Gegensatz zu administrativen Daten der Sozialversicherung, wie beispielsweise denen der Versicherungskontenstichprobe (VSKT), liefern die Daten des SOEP also wichtige

---

<sup>3</sup> Hess (2018) zeigt, dass die Entscheidung über den Renteneintritt komplex ist und von einer Vielzahl von Faktoren, wie Bildung, Einkommen, Vermögen, Gesundheit und sozialstaatlichen Regelungen abhängt. Wir folgen deshalb der gängigen Literatur und beschränken die Analyse auf das Alter 20 bis 60 (vgl. u. a. Dustmann, Ludsteck, & Schönberg, 2009). Somit beziehen wir zwar die wesentlichen Phasen der Erwerbstätigkeit in die Untersuchung ein, müssen aber die Komplexität unterschiedlicher Renteneintrittszeitpunkte nicht berücksichtigen.

sozioökonomische Hintergrundinformationen zu den befragten Individuen und ermöglichen daher im Gegensatz zur VSKT auch eine Untersuchung von Lebenserwerbseinkommen im Haushaltskontext. Wir nutzen alle Wellen von 1984 bis 2016.

Da einige für die Simulation notwendigen Daten retrospektiv erfasst werden, wie beispielsweise das Jahreseinkommen, basieren nur Analysen bis zum Jahr 2015 auf tatsächlich beobachteten Werten. Um Aussagen über das Jahr 2015 hinaus treffen zu können, haben wir für nachfolgende Jahre auf Prognosen zurückgegriffen.

Allerdings sind im SOEP viele der Befragten im Zeitraum zwischen 1984 und 2016 nicht lückenlos beobachtbar, sondern scheiden nach einigen Jahren aus der Befragung aus, da sie beispielsweise die freiwillige Teilnahme abbrechen oder sterben. Auch das SOEP leidet daher unter dem für Panelbefragungen typischen Problem der sogenannten Panelmortalität. Daher müssen in regelmäßigen Abständen neue Personen in die Befragung aufgenommen werden, um die Stichprobengröße konstant zu halten und um besondere Bevölkerungsgruppen gezielt erfassen zu können.

[Abbildung 1]

Abbildung 1 illustriert die Länge des Beobachtungszeitraums der Befragten im SOEP grafisch. Während für knapp 40 Prozent der Befragten zehn Befragungsjahre oder mehr vorliegen, können nur noch 10 Prozent der Stichprobe 20 Jahre oder mehr vorweisen. Die durchschnittliche Teilnahmedauer im SOEP liegt bei rund elf Jahren.<sup>4</sup> Eine durchschnittliche Erwerbsbiografie umfasst allerdings mehrere Jahrzehnte. Zur Analyse vollständiger Erwerbsbiografien mit dem SOEP ist daher eine intensive und komplexe Datenarbeit und -modellierung notwendig, ohne die eine Analyse der Lebenserwerbseinkommen nicht möglich wäre. Um dem Problem der Panelmortalität zu begegnen und die Untersuchung um die angesprochenen Dimensionen zu erweitern, wenden wir in unserer Studie ein komplexes mehrstufiges und dynamisches Mikrosimulationsmodell zur Imputation und Prognose an.

Das SOEP als Datengrundlage der Analyse der Lebenserwerbseinkommen im Vergleich mit Rentenversicherungsdaten hat den Nachteil, dass wir nur diejenigen Geburtsjahrgänge berücksichtigen können, die seit dem Beginn des SOEP 1984 in den Arbeitsmarkt eingetreten sind – also die Geburtsjahrgänge 1964 und jünger. Außerdem liegt für die einzelnen Kohorten eine geringere Fallzahl vor und wir können größtenteils keine vollständigen Erwerbsbiografien beobachten. Jedoch bietet das SOEP den großen Vorteil, dass es eine Vielzahl von Variablen

---

<sup>4</sup> Zudem werden Individuen zu Beginn der Befragung nach ihren bisherigen Jahren in Vollzeitbeschäftigung, Teilzeitbeschäftigung oder Arbeitslosigkeit befragt. Dies erlaubt jedoch keine detaillierte jährliche Rekonstruktion ihrer Erwerbshistorie und ihrer Einkommen.

zum soziodemografischen Hintergrund und insbesondere zum Haushaltskontext erfasst. Mit diesen Informationen und den geeigneten statistischen Verfahren können nicht beobachtete Erwerbsjahre imputiert und eine Prognose der Lebenserwerbseinkommen jüngerer Geburtskohorten berechnet werden. Der Vorteil dieses Vorgehens ist, dass nicht nur sozialversicherungspflichtige Beschäftigte, sondern auch Selbstständige und Beamte berücksichtigt werden können. Dies ist insbesondere vor dem Hintergrund der zunehmenden Flexibilisierung der Erwerbsverläufe interessant. Kann bei den älteren Kohorten noch beobachtet werden, dass Individuen häufig eine sehr konstante Angestelltenbiografie aufweisen, so wechseln in jüngeren Kohorten immer mehr Menschen im Lauf ihres Erwerbslebens zwischen den Beschäftigungsformen, beispielsweise vom Angestellten zum Selbstständigen und zurück.

Zusammenfassend sind die Hauptvorteile des geschilderten Vorgehens, dass flexiblere Erwerbsverläufe und die Veränderungen im Haushaltskontext über die Zeit in der Analyse besser berücksichtigt werden können. Dem gegenüber stehen jedoch die bereits erwähnte größere Unsicherheit von Befragungsdaten und die niedrigere Fallzahl im SOEP im Vergleich mit den Sozialversicherungsdaten der Rentenversicherung. Um unsere durch die Mikrosimulation ermittelten („aufgefüllten“) und prognostizierten Daten zu validieren, vergleichen wir die Ergebnisse nachfolgend mit denen aus der VSKT.

### 3 Simulation vollständiger Erwerbsbiografien bis 2045

Wie in Kapitel 2 erläutert, ist eine einfache Untersuchung der Lebenserwerbseinkommen auf der Basis des SOEP aufgrund der hohen Panelmortalität nicht möglich. Die fehlenden Informationen innerhalb der Erwerbsbiografie werden dem Ansatz von Levell und Shaw (2015) folgend mithilfe einer Mikrosimulation imputiert und prognostiziert.<sup>5</sup> Um vollständige Erwerbsbiografien zu erhalten, simulieren wir Lebenserwerbsverläufe vom 20. bis zum 60. Lebensjahr für Individuen der Geburtskohorten 1964 bis 1985. Im Zuge dessen werden zum einen Lücken in den Erwerbsbiografien zwischen den Jahren 1984 und 2015 geschlossen, also durch das Mikrosimulationsmodell imputiert, zum anderen werden mithilfe des Mikrosimulationsmodells die Erwerbsverläufe noch nicht abgeschlossener Biografien bis maximal 2045 prognostiziert. Damit decken wir die gesamten Erwerbsbiografien von

---

<sup>5</sup> Um die Erwerbsbiografien zu vervollständigen, könnte alternativ auch das sogenannte Splicing angewandt werden. Bei dieser Methode werden Individuen mit fehlenden Dateninformationen zusammengeführt, um fehlende Werte aufzufüllen und beispielsweise aus mehreren lückenhaften Biografien eine durchgehende Erwerbsbiografie zu konstruieren. Splicing hat den Vorteil, dass die ursprünglichen Informationen im Datensatz erhalten bleiben; die Qualität ist aber stark abhängig von der Zahl geeigneter, statistisch gleicher Biografien. Aufgrund der Stichprobengröße des SOEP ist diese Alternative gegenüber dem Mikrosimulationsmodell nicht zu bevorzugen.



Kohorten ab, die zwischen 1964 und 1985, sprich: über einen Zeitraum von 20 Jahren, geboren wurden. Dies impliziert, dass der Anteil der prognostizierten Daten und damit auch die Unsicherheit der berechneten Ergebnisse für jüngere Kohorten größer ist. Grundsätzlich enthalten die Lebenserwerbseinkommen aller Kohorten sowohl Imputations- als auch Prognoseanteile und müssen entsprechend als zu erwartende Lebenserwerbseinkommen interpretiert werden.

Datengrundlage für die Simulation bilden alle Individuen, die im Rahmen des SOEP mindestens in zwei aufeinanderfolgenden Jahren befragt worden sind.<sup>6</sup> Die Stichprobe ist hinsichtlich der berücksichtigten Bevölkerungsgruppen im Vergleich mit der bisherigen Untersuchung zu Lebenserwerbseinkommen in Deutschland (Bönke et al., 2015) umfassender. So können erstmals Lebenserwerbseinkommen für ostdeutsche Frauen und Männer, Selbstständige und Beamte sowie im Haushaltskontext untersucht werden.

Für die Analyse nehmen wir die folgenden Beschränkungen vor: Wir konzentrieren uns auf Individuen, die spätestens ab dem 20. Lebensjahr durchgängig in Deutschland wohnhaft waren und somit ihr gesamtes Erwerbsleben in Deutschland durchlaufen haben. Darüber hinaus müssen die Individuen im Alter von 30 Jahren oder älter mindestens einmal befragt worden sein. Dieser Restriktion liegt die Annahme zugrunde, dass sich der höchste Bildungsabschluss eines Individuums ab dem 30. Lebensjahr nicht mehr ändert. Nach der Auswahl stehen Informationen für insgesamt 18.184 Personen zur Verfügung, von denen 54 Prozent Frauen und 46 Prozent Männer sind. Die Mehrheit der erfassten Personen war vor der Wiedervereinigung in Westdeutschland wohnhaft (73,4 Prozent), die übrigen (26,6 Prozent) in der ehemaligen DDR. Alle Ergebnisse werden gewichtet, um für Deutschland repräsentative Aussagen treffen zu können.<sup>7</sup>

Im Folgenden werden wir das Mikrosimulationsmodell in vereinfachter Form beschreiben. Ausführliche methodische und technische Erklärungen finden sich im Anhang.

### 3.1 Grundlagen der Mikrosimulation

Um auch Beobachtungen mit wenigen Teilnahmejahren im SOEP für die langfristige Analyse der Einkommensentwicklungen nutzbar zu machen, wird ein dynamisches Mikrosimulationsmodell implementiert. Genauer werden für in die Jahre 1984 bis 2015 für Westdeutschland (bzw. von 1991 bis 2015 für Ostdeutschland) nicht beobachtete und somit

---

<sup>6</sup> Erwerbsbiografien von Personen, die vor der Wiedervereinigung in Ostdeutschland wohnhaft waren, können für ältere Geburtskohorten (vor 1971 Geborene) nur unvollständig konstruiert werden. Der Grund dafür ist, dass diese Individuen nicht vor 1991 befragt wurden und die Konstruktion von Lebenserwerbsbiografien stets auf Eigenschaften tatsächlich beobachteter Individuen beruht. Aufgrund gravierender Unterschiede der Wirtschaftssysteme in Ost- und Westdeutschland können somit die Erwerbsbiografien ostdeutscher Individuen für die Jahre vor 1991 nicht simuliert werden.

<sup>7</sup> Eine genaue Beschreibung der Gewichtung findet sich in Abschnitt 3.4.

fehlende Werte mithilfe einer dynamischen Mikrosimulation imputiert. Die Erwerbsbiografien und die sozioökonomischen Charakteristiken ab 2016 werden durch das Mikrosimulationsmodell bis zum 60. Lebensjahr prognostiziert. Das Mikrosimulationsmodell ist dabei nicht auf die Erwerbsbiografie (Partizipation am Arbeitsmarkt, Beschäftigungsstatus, Vollzeit- oder Teilzeitarbeit, Arbeitsstunden, Einkommen) beschränkt, sondern umfasst auch soziodemografische Charakteristiken (Ehestatus, Anzahl der Kinder).<sup>8</sup>

[Abbildung 2]

Das Mikrosimulationsmodell beruht auf mehreren aufeinander aufbauenden Stufen. Wie in Abbildung 2 zu sehen ist, erfolgt die Simulation der fehlenden Werte mithilfe von drei verschiedenen Modulen. Im ersten Modul, dem Bildungsmodul, erfolgt noch keine Simulation auf der Grundlage statistischer Modelle, sondern auf der Basis logischer Imputation und der Annahme, dass sich der höchste Bildungsstand ab dem 30. Lebensjahr nicht mehr verändert. Anders als die zwei folgenden Module (Familienmodul und Arbeitsmarktmodul) wird das Bildungsmodul nur einmal vollständig für alle fehlenden Jahre durchgeführt. Im Gegensatz dazu werden die Stufen des Familien- und des Arbeitsmarktmoduls sukzessive für jedes Jahr einzeln implementiert – die Simulation erfolgt somit in diesen Modulen dynamisch. Dem Ansatz von Levell und Shaw (2015) folgend wird für jedes Jahr  $t$  zunächst das Familienmodul implementiert und anschließend das Arbeitsmarktmodul.<sup>9</sup> Sobald die Informationen für alle Individuen für die Periode  $t + 1$  komplett sind, beginnt die Simulation für das Jahr  $t + 2$  wieder von vorne, beginnend mit dem Familienmodul. Dieses Vorgehen wird so lange wiederholt, bis für alle Individuen komplette Biografien mit Familien- und Erwerbsinformationen vorliegen.

### 3.2 Familienmodul

Familieninformationen sind von zentraler Bedeutung für die Simulation von Einkommen, da die familiäre Situation eines Individuums sein Arbeitsmarktverhalten beeinflusst. Die Familieninformationen müssen nur fort- und nicht zurückgeschrieben werden. Jeder Teilnehmer des SOEP muss bei erstmaliger Teilnahme ein Einstiegsinterview durchlaufen, in dem ausführliche Informationen zur aktuellen und bisherigen Familiensituation inklusive

---

<sup>8</sup> Eine Übersicht über alle simulierten Variablen der verschiedenen Module findet sich in der Tabelle im Anhang A.1. Der Einfluss der verwendeten Kontrollvariablen kann und soll dabei nicht als kausal interpretiert werden, insbesondere da Familien- und Erwerbsentscheidungen voneinander abhängig und damit endogen sind. Vielmehr sollen die Kovariate ermöglichen, die simulierten Variablen bestmöglich zu schätzen. Damit folgen wir einer gängigen Vorgehensweise von Mikrosimulationen (vgl. u. a. Bonin, Reuss, & Stichnoth, 2016).

<sup>9</sup> Die Ergebnisse der Mikrosimulation sind gegenüber einer veränderten Modulreihenfolge robust.

Angaben zu Eheschließungen und Kindern abgefragt werden. Somit können wir Informationen über vorhergehende Zeiten rekonstruieren. Personen mit unvollständigen Angaben werden von der Untersuchung ausgeschlossen. Ziel des Familienmoduls ist es, für jedes Individuum für die Zeit von 1984 bis 2016 vollständige Informationen über dessen Familienstand, die Zahl seiner Kinder und gegebenenfalls Informationen über den Partner oder die Partnerin zu gewinnen.

### *Partnerzuordnung*

In einer großen Zahl der Fälle ist uns die Familiensituation der Individuen bekannt und wir können, falls vorhanden, auch die zugehörigen Partnerinnen oder Partner beobachten. Für einige verheiratete Individuen fehlen jedoch diese Informationen. So wurden beispielsweise einige Partnerinnen oder Partner nicht im Rahmen des SOEP mitbefragt oder Personen hatten sich erst im Rahmen der Simulation neu verheiratet. Verheirateten Personen ohne Partnerschaftsinformationen schreiben wir daher mit einem statistischen Verfahren einen geeigneten Partner zu. In Anlehnung an Levell und Shaw (2015) erfolgt die Zuordnung jeweils anhand des höchsten Bildungsstands und des Alters der betreffenden Personen.<sup>10</sup> Basierend auf den eigenen soziodemografischen Charakteristika wie Alter, Bildung, Migrationshintergrund, Herkunft (Ost/West) und Zahl bereits vorhandener Kinder, werden das statistisch zu erwartende Alter und der Bildungsstand des Partners oder der Partnerin geschätzt. Jedem Individuum, zu dem Informationen über die tatsächliche Partnerschaft fehlen, werden fünf potenzielle Partnerinnen oder Partner zugewiesen, die am ehesten über die zuvor geschätzten Charakteristiken verfügen. Aus diesen fünf statistisch wahrscheinlichen Personen wird sodann eine zufällig ausgewählt.

### *Ehestatus*

Nachdem wir jedem verheirateten Individuum einen Partner bzw. eine Partnerin zugeordnet haben, kann die Simulation der Familiensituation für nicht beobachtete Jahre beginnen. Im ersten Schritt wird bestimmt, ob sich der Ehestatus in der nächsten Periode ( $t + 1$ ) verändert oder nicht. Dazu wird eine logistische Regression für die Übergangswahrscheinlichkeit des Ehestatus durchgeführt, die aufgrund der beobachteten individuellen Situation die statistische Wahrscheinlichkeit einer Veränderung des Ehestatus von verheiratet zu unverheiratet bzw. vice versa schätzt. Personen, die für  $t + 1$  als neu verheiratet eingestuft wurden, durchlaufen anschließend in  $t + 1$  die oben beschriebene Partnerzuordnung.

---

<sup>10</sup> Die technische Umsetzung ist im Anhang A.2 ausführlich beschrieben.

### *Geburt von Kindern*

Die Simulation des Kindermoduls ähnelt jener des Ehestatus. Hierbei ist das Ziel, zu simulieren, ob eine Frau in der nächsten unbeobachteten Periode ein Kind gebärt. Die Schätzung erfolgt getrennt für verheiratete und unverheiratete Frauen, basierend auf deren jeweiligen soziodemografischen Eigenschaften. Um die Informationen zu Kindern innerhalb von Haushalten einheitlich zu schätzen, werden diese Informationen nur für Frauen geschätzt und dem Vater im Falle einer Partnerschaft zugeschrieben. Bei einer Trennung wird davon ausgegangen, dass Kinder bei der Mutter bleiben.<sup>11</sup>

Nachdem das Familienmodul mit seinen drei Stufen durchgelaufen ist, aktualisieren wir mithilfe der berechneten Übergangswahrscheinlichkeiten die Zustandsvariablen in  $t + 1$ . Dieser eben beschriebene Simulationsprozess wird anschließend Periode für Periode wiederholt, wobei auch vorher simulierte Werte als erklärende Variablen in die Schätzungen mit aufgenommen werden. Die Fortschreibung endet für alle Individuen mit dem 60. Lebensjahr.

### 3.3 Arbeitsmarktmodul

Mit dem Arbeitsmarktmodul werden alle relevanten Informationen über das Erwerbsleben von Individuen vervollständigt. Die fehlenden Informationen werden für die Zeit vor der erstmaligen und nach der letztmaligen Befragung simuliert. Am Ende soll für jedes Individuum zu jedem Zeitpunkt zwischen dem 20. und 60. Lebensjahr die Informationen über Partizipation am Arbeitsmarkt, Beschäftigungsstatus, Art des Arbeitsverhältnisses (Vollzeit oder Teilzeit), wöchentliche Arbeitszeit und Einkommen vorliegen. Dazu wird, wie auch schon beim Familienmodul, ein Mikrosimulationsansatz mit der Schätzung von Übergangswahrscheinlichkeiten von  $t$  zu  $t + 1$  verwendet. Die Simulationen erfolgen stufenweise, da nur Individuen, welche dem Arbeitsmarkt zur Verfügung stehen und auch tatsächlich arbeiten, ein Arbeitseinkommen erzielen können. Anders als beim Familienmodul erfolgt die Simulation hier sowohl rückwärts als auch vorwärts.

---

<sup>11</sup> Alleinerziehende Väter stellen eine statistisch vernachlässigbare Gruppe dar. In etwas mehr als einem Viertel aller Haushalte leben minderjährige Kinder (Statistisches Bundesamt, 2018b). 19 Prozent dieser Familien wurden von nur einem Elternteil geführt, von denen wiederum nur 12 Prozent Väter waren (Statistisches Bundesamt, 2018a). Damit nehmen alleinerziehende Väter an der Gesamtzahl der Haushalte einen Anteil von weniger als 1 Prozent ein. Dies bedeutet, dass wir keine verlässlichen Aussagen über alleinerziehende Väter treffen können. Auch in der Literatur wird diese Gruppe in der Regel vernachlässigt (vgl. u. a. Hancioglu & Hartmann, 2014).

### *Arbeitsmarktnähe und Erwerbsstatus*

Im ersten Schritt wird der Arbeitsmarktstatus simuliert. Hierbei wird bestimmt, ob das Individuum dem Arbeitsmarkt im Jahr  $t$  überhaupt zur Verfügung steht oder nicht. Inaktivität ist hier von unfreiwilliger Arbeitslosigkeit zu unterscheiden: Inaktive Personen arbeiten in Periode  $t$  nicht, zum Beispiel deshalb, weil sie sich noch in der Ausbildung oder im Studium befinden, in Mutterschutz oder in Elternzeit sind oder aus gesundheitlichen Gründen nicht (oder nicht mehr) aktiv am Arbeitsmarkt teilnehmen. Unfreiwillig arbeitslose Personen möchten hingegen arbeiten, finden aber keinen (oder keinen geeigneten) Job. Personen, die nicht arbeitsmarktnah, also „inaktiv“ sind, scheiden für das gegebene Jahr aus den weiteren Schätzungen des Arbeitsmarktmoduls aus; ihr Einkommen wird auf null gesetzt.

Auf der zweiten Stufe des Modells wird dann unter den verbleibenden Personen bestimmt, ob das Individuum seinen Erwerbsstatus des Vorjahres beibehält, arbeitslos wird oder wieder eine Arbeit aufnimmt. Wie auf der ersten Stufe scheiden arbeitslose Personen nach dieser Stufe für das Jahr  $t$  aus der weiteren Simulation innerhalb des Arbeitsmarktmoduls aus. Ihr Erwerbseinkommen wird auf null gesetzt.

### *Vollzeit- oder Teilzeitbeschäftigung, Arbeitsstunden*

Im nächsten Schritt wird für alle arbeitsmarktnahen und erwerbstätigen Personen in einem zweistufigen Verfahren der Arbeitsumfang für nicht beobachtete Jahre ermittelt. Zunächst schätzen wir in einem Logit-Modell, ob Individuen ihren Vollzeit- oder Teilzeitstatus (inklusive marginaler Beschäftigung) gegenüber dem vorhergegangenen Jahr ändern.<sup>12</sup> Die Definition von Vollzeit/Teilzeit orientiert sich an Bonin et al. (2016) und erfolgt auf Jahresebene,<sup>13</sup> ein unterjähriger Wechsel von Vollzeit zu Teilzeit wird in dem Modell nicht abgebildet. Als vollzeiterwerbstätig gelten alle Personen, die im Jahr mindestens 1200 Stunden, sprich rund 20 Stunden pro Woche, arbeiten. Die Gruppe der Teilzeitbeschäftigten umfasst demnach alle, die im Monatsdurchschnitt weniger als 20 Stunden pro Woche arbeiten. Im nächsten Schritt wird in einem OLS-Modell die genaue Zahl der gearbeiteten Stunden im entsprechenden Jahr geschätzt. Als erklärende Variablen dienen neben sozioökonomischen Charakteristika auch Informationen über die Arbeitserfahrung in Vollzeit- oder Teilzeitbeschäftigungen<sup>14</sup> und die jährlichen Arbeitsstunden der Perioden  $t$  und  $t - 1$ . Die Arbeitsmarkterfahrung gliedert sich

---

<sup>12</sup> Da unser Ursprungsmodell nur die Änderung zwischen Vollzeit und Teilzeit erfasst, musste für Individuen, die in Periode  $t$  nicht am Arbeitsmarkt partizipiert haben oder arbeitslos waren, separat simuliert werden, ob sie in Periode  $t + 1$  eine Vollzeit- oder Teilzeittätigkeit aufnehmen.

<sup>13</sup> Die wöchentlichen Arbeitsstunden berechnen wir auf der Basis der jährlichen Arbeitsstunden. Diese werden im SOEP auf der Basis der monatsgenauen Erwerbsstadien imputiert (Grabka, 2018).

<sup>14</sup> Nach der Simulation des Beschäftigungsstands und des Beschäftigungsumfangs muss daher jeweils die Arbeitsmarkterfahrung, die im SOEP bei Teilnahmebeginn abgefragt wird, im Rahmen der Simulation mitaktualisiert werden.

dabei in bisherige Jahre in Vollzeitbeschäftigung, bisherige Jahre in Teilzeitbeschäftigung und bisherige Jahre in Arbeitslosigkeit.

### *Arbeitseinkommen*

Für die Schätzung von Lohneinkommen haben sich die sogenannten Mincer-Regressionen in der ökonomischen Forschung etabliert. Mincer (1974) hat gezeigt, dass insbesondere die Schulausbildung und die Berufserfahrung zentrale Variablen zur Erklärung von Lohnunterschieden sind. Daher verwenden wir für die Simulation der Arbeitseinkommen eine Mincer-Einkommensregression, die wir um zeitinvariante sozioökonomische Charakteristika und Arbeitseinkommen der letzten zwei Jahre als erklärende Variablen ergänzen. Die Schätzung erfolgt aufgrund der systematisch unterschiedlichen Entlohnung getrennt für Männer und Frauen.

Ist das oben beschriebene Verfahren für ein Jahr durchgelaufen, so geht die Simulation ins nächste Jahr über. Die Mikrosimulation endet, sobald alle Individuen im Alter von 20 bis 60 Jahren eine lückenlose Erwerbsbiografie erhalten haben. Da die zuletzt betrachtete Kohorte im Jahr 1985 geboren ist, erstrecken sich unsere Prognosen bis in das Jahr 2045. Zur Glättung der Ergebnisse in der Kohortenbetrachtung bilden wir gleitende Durchschnitte über jeweils drei Kohorten. Allerdings ist die Variation am aktuellen Rand für Ostdeutschland aufgrund geringer Gruppengröße so hoch, dass nur für die bis 1982 geborenen Kohorten verlässliche Aussagen über Subgruppen getroffen werden können.<sup>15</sup> Dieser Einschränkung tragen auch die Darstellungen im Ergebnisteil Rechnung.

### 3.4 Gewichtung

Da wir die anfängliche Datenbasis grundlegend geändert haben, können wir die ursprünglich vom SOEP zur Verfügung gestellten Gewichte zur Herstellung der Repräsentativität der Stichprobe nicht mehr verwenden. Wir benutzen daher den Mikrozensus, eine Pflichtbefragung von einem Prozent der deutschen Bevölkerung zur Haushalts-, Wohn- und Arbeitsmarktsituation, um unsere Stichprobe im Hinblick auf soziodemografische Charakteristika (Geburtsjahr, Alter, Geschlecht und Region) und das Arbeitsmarktmerkmal Beschäftigungsstatus (beschäftigt, arbeitslos, inaktiv) repräsentativ zu gewichten. Für die Prognose nehmen wir dabei an, dass sich diese Gewichtungsmerkmale ab 2016 nicht mehr

---

<sup>15</sup> Abbildung 15 im Anhang A.4 unterstreicht diese zunehmende Unsicherheit der Schätzungen beispielhaft anhand der Lebenserwerbseinkommen der Männer: Für ostdeutsche Männer weist die Schätzung breitere Konfidenzintervalle auf als für westdeutsche Männer. Die generell zunehmende Unsicherheit der Schätzung jüngerer Kohorten ist durch den höheren Prognoseanteil bedingt. Daher müssen die Ergebnisse am aktuellen Rand mit Vorsicht interpretiert werden.

ändern, das heißt konstant bleiben. Das Gleiche gilt für die aktuelle gesamtgesellschaftliche Arbeitsmarktsituation – charakterisiert durch die oben angegebenen Eigenschaften.

Am Ende der Mikrosimulationen erhalten wir einen Datensatz, der die gesamten Erwerbsverläufe für west- und ostdeutsche Frauen und Männer der Geburtskohorten 1964 bis 1985 enthält und durch die Gewichtung für die deutsche Erwerbsbevölkerung repräsentativ ist. Zudem liegen durch das Familienmodul für alle Individuen zumindest auch der Ehestatus, Partnerinformationen und Informationen über Kinder vor. Auf diese Weise ist zum ersten Mal eine Datenbasis entstanden, die eine Betrachtung von Lebenserwerbseinkommen unter Berücksichtigung der Familiensituation zulässt.

Im nächsten Schritt müssen unsere simulierten Daten einer externen Validierung unter Rückgriff auf die administrativen Daten der Rentenversicherung (VSKT) standhalten, um sicherzustellen, dass wir trotz der großen Anzahl simulierter Beobachtungen noch die Realität abbilden.

### 3.5 Validierung der Datengrundlage

Der Vergleich unserer simulierten Daten mit den administrativen Daten der VSKT ist aufgrund der Datenbeschränkungen in der VSKT nur für westdeutsche Männer möglich. Immerhin gibt uns ein Vergleich für diese Personengruppe einen zuverlässigen Hinweis darauf, wie weit unsere simulierten Erwerbsbiografien von den realen, durch die Rentenversicherung erfassten Erwerbsbiografien entfernt sind. Um die Ergebnisse für die gleichen Kohorten vergleichen zu können, schauen wir dabei auf die akkumulierten Lebenserwerbseinkommen bis zum Alter 40 (UA40-Lebenserwerbseinkommen). Für diese Kohorten ist der Überschneidungszeitraum der beiden Datensätze besonders groß. Bönke et al. (2015) konnten zeigen, dass die Lebenserwerbseinkommen bis zum 40. Lebensjahr die Entwicklung von Lebenserwerbseinkommen bis zum 60. Lebensjahr sehr gut approximieren.

Die Übereinstimmung zwischen Simulationsdaten und VSKT beurteilen wir dabei anhand von drei Maßen: der Entwicklung der durchschnittlichen UA40-Lebenserwerbseinkommen, der medianen UA40-Lebenserwerbseinkommen und der Lebenserwerbseinkommensungleichheit, gemessen am Gini-Koeffizienten. Während Ersteres zeigt, ob wir die Lebenserwerbseinkommen im Durchschnitt gut konstruiert haben, lassen die beiden letztgenannten Maße auch eine Aussage darüber zu, ob der generierte Datensatz die tatsächliche Verteilung von Lebenserwerbseinkommen gut abbildet.

Abbildung 3 zeigt die Entwicklung des durchschnittlichen und des medianen UA40-Lebenserwerbseinkommens im SOEP nach Simulation und in der VSKT. Für die Kohorten der 1960er- und teilweise der 1970er-Jahre existieren Werte aus beiden Datenquellen. Der Vergleich zeigt, dass der Durchschnitt und der Median der simulierten Daten bis auf kleine

Abweichungen den Ergebnissen aus den Rentenversicherungsdaten entsprechen. Dieser Befund spiegelt sich auch in der Analyse der Entwicklung der Lebenserwerbseinkommensungleichheit wider, wie Abbildung 4 zeigt, die die Entwicklung des Gini-Koeffizienten wiedergibt. Dieses Maß kann Werte zwischen 0 und 1 annehmen, wobei ein Gini-Koeffizient von 0 eine komplett gleiche Verteilung und ein solcher von 1 eine komplett ungleiche Verteilung beschreibt. Je höher der Gini-Koeffizient, desto höher demnach die Ungleichheit der Lebenserwerbseinkommen. Auch hier sind für die sich überlappenden Geburtskohorten zwischen SOEP und VSKT kaum Unterschiede festzustellen: Die Werte bewegen sich für diese Kohorten eng um 0,2. Zudem lässt sich aus Abbildung 4 auch das erste Ergebnis unserer Prognose für die jüngeren Kohorten ablesen: Unter der Annahme, dass sich der heutige Arbeitsmarkt mit seinen Beschäftigungszahlen in Zukunft nicht ändern wird, dürfte die Ungleichheit der Lebenserwerbseinkommen weiter zunehmen.

[Abbildung 3]

[Abbildung 4]

Zusammenfassend zeigt der Vergleich mit der VSKT, dass unsere simulierten Daten für westdeutsche Männer sowohl im Durchschnitt also auch in der Verteilung bis auf kleinere Abweichungen mit den Daten der Rentenversicherung übereinstimmen. Dies kann als starker Indikator dafür gewertet werden, dass die Simulation die Erwerbsbiografien anderer Bevölkerungsgruppen (wie zum Beispiel der Frauen und der Selbstständigen) ebenfalls zuverlässig abdeckt.

## 4 Die Entwicklung von Erwerbsverläufen und Lebenserwerbseinkommen

In diesem Kapitel stellen wir Ergebnisse unserer Analyse der Entwicklung von Erwerbsverläufen und Lebenserwerbseinkommen für Frauen und Männer der Geburtskohorten 1964 bis 1985 für Deutschland vor.<sup>16</sup> Aufgrund der geringen Fallzahlen für Subgruppen in Ostdeutschland ist die Variation am aktuellen Rand so hoch, dass nur für die

---

<sup>16</sup> Wie in Kapitel 3 dargestellt, weisen alle gezeigten Ergebnisse Imputations- und Prognoseanteile auf. Daher müssen sowohl die Erwerbsverläufe als auch die Lebenserwerbseinkommen als durchschnittliche und erwartete Werte interpretiert werden. Zur Verbesserung des Leseflusses legen wir diese Differenzierung im Folgenden zugrunde.



1971 bis 1982 geborenen Kohorten verlässliche Aussagen getroffen werden können. Wir konzentrieren uns zunächst auf die Analyse individueller Erwerbsverläufe und Lebenserwerbseinkommen, bevor wir erstmals auch den Familienkontext mit einbeziehen.

Abbildung 5 zeigt die Entwicklung der durchschnittlichen Summe der Jahre in verschiedenen Erwerbsstadien für die Geburtskohorten 1964 bis 1985 für Westdeutschland und 1971 bis 1982 für Ostdeutschland. Dabei wird zwischen der durchschnittlichen Zahl der Jahre in Voll- bzw. Teilzeit,<sup>17</sup> Arbeitslosigkeit und Inaktivität unterschieden.

Auffallend ist, dass Männer im Durchschnitt kaum inaktive Zeiten aufweisen und dass die Zahlen der Jahre in Inaktivität und Arbeitslosigkeit für west- und ostdeutsche Männer sehr nah beieinanderliegen. Gleichzeitig sind beide Kennzahlen im Kohortenverlauf leicht angestiegen. So werden westdeutsche Männer, die 1964 geboren wurden, im Durchschnitt knapp drei Jahre ihres Erwerbslebens inaktiv und 1,6 Jahre arbeitslos sein. Für 1985 geborene westdeutsche Männer steigen diese Werte im Durchschnitt auf 6,5 bzw. vier Jahre an. Die Ausweitung der Zeiten in Inaktivität lässt sich zum Beispiel durch den durchschnittlich höheren Bildungsstand und somit durchschnittlich längere Ausbildungs- bzw. Studienzeiten erklären. Spiegelbildlich nimmt daher die Zahl der Erwerbsjahre ab. Insbesondere die durchschnittlichen Jahre in Vollzeitbeschäftigung sinken für jüngere Kohorten, während die durchschnittlichen Jahre in Teilzeitbeschäftigung, die auch marginale Beschäftigungsformen umfasst, zunehmen. Der Verlauf der Erwerbstätigkeit ostdeutscher Männer ist hierbei ähnlich, wobei im Erwerbsverlauf durchschnittlich rund ein Jahr mehr Arbeitslosigkeit zu verzeichnen ist.

Bei den Frauen wird deutlich, dass sie im Durchschnitt wesentlich mehr Jahre in Inaktivität als in Arbeitslosigkeit verbringen. So sind westdeutsche Frauen im Durchschnitt rund acht bis neun Jahre inaktiv. Dabei sind die Inaktivitätszeiten von Frauen noch bis zur Kohorte 1977 zwei- bis dreimal so hoch wie die der Männer, während sich ab Kohorte 1978 eine Annäherung abzeichnet. Dazu tragen insbesondere Veränderung im Fertilitätsverhalten und in Bildungs- und Kindererziehungszeiten bei.<sup>18</sup> Auffällig ist dabei, dass ostdeutsche Frauen durchschnittlich auch über das gesamte Erwerbsleben hinweg rund zwei Jahre weniger „inaktiv“ sind als westdeutsche Frauen – auch wenn sich die Anteile für jüngere Kohorten annähern werden. Abbildung 5 zeigt auch eindrücklich, dass Frauen noch immer wesentlich mehr Zeit ihres Lebens in Teilzeiterwerbstätigkeit verbringen als Männer, auch wenn für Frauen jüngerer Kohorten in Westdeutschland eine leichte Zunahme der Vollzeiterwerbstätigkeit erkennbar ist.

---

<sup>17</sup> Vgl. Kapitel 3, Abschnitt 3.3 für die in der vorliegenden Studie verwendete Definition von Voll- und Teilzeit.

<sup>18</sup> Vergleiche hierzu auch Abbildung 14 in Anhang A.3 für Details über die Veränderung von Erwerbsstadien über die Kohorten.

Damit zeigt sich ein erster wesentlicher Unterschied der Lebensbetrachtung im Vergleich zur Querschnittsbetrachtung: Während Letztere einen klaren Trend hin zu einer Annäherung der Geschlechter offenbart (vgl. Bönke et al., 2019), können wir hier zeigen, dass die Unterschiede im Erwerbsverhalten über die hier betrachteten, vergleichsweise jungen Kohorten im Wesentlichen bestehen bleiben. Die Unterschiede von Querschnitts- und Kohortenbetrachtung stehen dabei nicht im Widerspruch zueinander: Im Querschnitt betrachten wir die gesamte arbeitende Bevölkerung (Alter 20 bis 59) in jedem Jahr. Sprich: 1960 sind auch Kohorten enthalten, die im Jahr 1901 geboren sind. Auch im Jahr 1984 – das erste, für das wir das SOEP nutzen konnten – sind damit noch Frauen enthalten, die 59 Jahre früher, also 1925, geboren sind. Der Trend der Erhöhung der Erwerbsbeteiligung im Querschnitt speist sich also daraus, dass sich die Zusammensetzung der Erwerbsbevölkerung mit jedem Jahr verändert. Hier betrachten wir jedoch relativ junge Kohorten, 1964 bis 1985, die im Abstand von 20 Jahren geboren wurden, und finden für diese Gruppe große und persistente Unterschiede zwischen den Geschlechtern.

[Abbildung 5]

[Abbildung 6]

[Abbildung 7]

Aber nicht nur die Entwicklung zwischen den Kohorten, sondern auch die Entwicklung innerhalb des Erwerbslebens ist interessant. So zeigt Abbildung 6 die durchschnittlichen Bevölkerungsanteile in den verschiedenen Erwerbsstadien – Vollzeit, Teilzeit, inaktiv und arbeitslos – zwischen dem 20. und 60. Lebensjahr.

Insbesondere der Blick auf die Voll- und die Teilzeitarbeit offenbart weitere Geschlechterunterschiede: Während ein Großteil der Männer insbesondere im Haupterwerbssalter zwischen 30 und 50 Jahren Vollzeit arbeitet, sind es teilweise nur etwa ein Drittel der Frauen. Auffällig ist dabei, dass sich die Vollzeitquote älterer Frauen mit erwachsenen Kindern ebenfalls nicht mehr erhöht – eventuell ein Zeichen dafür, dass eine Rückkehr in eine Vollzeitbeschäftigung nach Jahren der Teilzeit in der Praxis schwieriger als in der Theorie umzusetzen oder im Rahmen der Haushaltsspezialisierung auch nur wenig attraktiv ist (Sopp & Wagner, 2017). Dies zeigt sich in einem Ungleichgewicht zwischen den tatsächlichen und den gewünschten Arbeitsstunden (Harnisch et al. 2018). Insbesondere Frauen in Teilzeitbeschäftigung würden die Zahl ihrer Arbeitsstunden gerne erhöhen. Dabei

verhindern berufs- und tätigkeitsbezogene Zeitbeschränkungen oft eine Ausweitung der Stundenzahl. Gleichzeitig wollen Frauen grundsätzlich seltener Vollzeit arbeiten als Männer, auch wenn sich die Arbeitszeitwünsche von Frauen und Männern annähern (Harnisch et al., 2018). Diese Wünsche von Frauen jüngerer Kohorten spiegeln sich auch in einem Anstieg der Vollzeiterwerbstätigkeit über den Lebensverlauf im Vergleich mit älteren Kohorten wider.<sup>19</sup>

Im nächsten Schritt können wir uns zudem anschauen, wie sich die Lebenserwerbseinkommen in Abhängigkeit vom Alter im Kreis west- und ostdeutscher Frauen und Männer über den Erwerbszyklus entwickelt haben. Abbildung 7 zeigt gemäß dem Standard der Literatur die bis zum Alter X erarbeiteten logarithmierten Lebenserwerbseinkommen. Die logarithmische Darstellung bietet den Vorteil, ein relatives Einkommenswachstum zwischen zwei Jahren über das Erwerbsleben besser identifizieren zu können.

[Abbildung 8]

Bönke et al., (2019) konnte zeigen, dass insbesondere geringqualifizierte Personen Verlierer des Arbeitsmarktwandels sind. Wir unterscheiden deshalb auch hier nach Qualifikationsniveau: Die graue Linie umfasst Personen mit einem Realschulabschluss oder weniger, die hellblaue Linie Personen mit einer Ausbildung oder bestandenen Abitur und die dunkelblaue Linie Personen mit einem Hochschulabschluss.

Auf den ersten Blick zeigt sich deutlich, dass die kumulierten Erwerbseinkommen von Frauen im Vergleich mit Männern unabhängig von Region und Qualifikation geringere Wachstumsraten aufweisen. Die Grafik verdeutlicht außerdem Unterschiede je nach Qualifikationsniveau. Während die Erwerbseinkommen gering- und mittelqualifizierter Männer in deren ersten Erwerbsjahren sogar höhere Wachstumsraten aufweisen, dreht sich dieser Trend spätestens ab dem vollendeten 30. Lebensjahr zugunsten der Akademiker. Für Frauen trifft dies nur bedingt zu: Die Erwerbseinkommen geringqualifizierter Frauen weisen über den gesamten Erwerbsverlauf die geringsten Wachstumsraten auf.

Um bessere Aussagen über die Gewinner und Verlierer über das gesamte Erwerbsleben treffen zu können, muss ergänzend auch die Entwicklung der Lebenserwerbseinkommen nach Bildung im Kohortenverlauf betrachtet werden.<sup>20</sup> Abbildung 8 zeigt diesen Zusammenhang.<sup>21</sup>

---

<sup>19</sup> Siehe Abbildung 14 im Anhang A.3 zu den Unterschieden der Erwerbsstadien über den Erwerbszyklus im Kohortenvergleich für Frauen in Westdeutschland.

<sup>20</sup> Zur Identifikation robuster Trends sind nachfolgend die Lebenserwerbseinkommen im Kohortenverlauf immer als gleitende Durchschnitte über jeweils drei Kohorten dargestellt.

<sup>21</sup> Für hoch- und geringqualifizierte Frauen und Männer in Westdeutschland ab Kohorte 1983 reduzieren sich der für die Prognose relevante Beobachtungszeitraum und die Fallzahlen, sodass gesamtwirtschaftliche Entwicklungen die Aussagekraft der Prognose einschränken.

Wie zu erwarten, ergeben sich große Unterschiede zwischen den Lebenserwerbseinkommen je nach Bildungsstand in Ost- und Westdeutschland und für Frauen und Männer, Tendenz steigend. So verdienen Frauen bei vergleichbarer Qualifikation über ihr Erwerbsleben deutlich weniger als Männer. In absoluten Zahlen und in Preisen von 2015 ausgedrückt, verdienen hochqualifizierte Männer der jüngsten Kohorten in Westdeutschland über den gesamten Lebensverlauf rund 1,6 Millionen Euro, während ebenso qualifizierte Frauen nur 1,2 Millionen Euro verdienen. Diese Einkommenslücke geht so weit, dass westdeutsche Akademikerinnen bis zur Geburtskohorte 1974 im Durchschnitt weniger oder nur unwesentlich mehr als geringqualifizierte westdeutsche Männer verdienen. Jüngere Akademikerinnen konnten zu gleichaltrigen Männern hingegen weiter aufschließen, sodass hochqualifizierte Frauen der jüngsten Kohorte in Ost- wie in Westdeutschland ein ähnliches Lebenserwerbseinkommen erzielen wie mittelqualifizierte Männer.

In Ostdeutschland verdienen Akademikerinnen über alle Kohorten hinweg immerhin ungefähr genauso viel wie mittelqualifizierte Männer. Man kann also auch hier festhalten: Auf der einen Seite sind die Lebenserwerbseinkommen von Frauen der jüngeren Kohorten angestiegen – Frauen zählen also diesbezüglich zu den Gewinnern des Arbeitsmarktwandels. Auf der anderen Seite gelingt es ihnen zu einem großen Teil noch immer nicht, ihre männlichen Kollegen einzuholen.

Abbildung 8 verdeutlicht außerdem eindrücklich, dass die kohortenspezifische Entwicklung der Lebenserwerbseinkommen von Frauen und Männern vom Bildungsstand abhängt: Während das durchschnittliche Lebenserwerbseinkommen hoch- und mittelqualifizierter Männer in Ostdeutschland angestiegen ist und in Westdeutschland zumindest auf bereits hohem Niveau stagniert hat, müssen jüngere geringqualifizierte Männer im Vergleich mit älteren Generationen über das gesamte Erwerbsleben deutliche reale Einkommensverluste hinnehmen, insbesondere in Ostdeutschland. Die Stagnation des Lebenserwerbseinkommens hochqualifizierter westdeutscher Männer und insbesondere auch die leichte Abnahme für jüngere Kohorten haben ihre Ursache in der zunehmenden Heterogenität in der Arbeitswelt von Akademikern: Die Top-Lebenserwerbseinkommen männlicher Akademiker steigen auch in Westdeutschland, allerdings verdienen mittlerweile viele in diesem Kreis ein geringeres Einkommen und senken damit den Durchschnitt. Die Lebenserwerbseinkommen von Frauen steigen hingegen über die Generationen in allen Bildungsgruppen leicht an. Dies liegt unter anderem daran, dass Frauen der jüngeren Kohorten im Durchschnitt häufiger Vollzeit arbeiten.<sup>22</sup>

Auf individueller Ebene können wir daher festhalten: Auch die Längsschnittanalyse zeigt, dass geringqualifizierte Männer Verlierer des Arbeitsmarktwandels sind – und unter den

---

<sup>22</sup> Zu Unterschieden der Erwerbsstadien über den Erwerbszyklus im Kohortenvergleich für Frauen in Westdeutschland siehe auch Abbildung 14 im Anhang A.3.

Voraussetzungen des heutigen Arbeitsmarkts auch zukünftig sein werden. Frauen holen zwar auf, auch weil geringqualifizierte Männer jüngerer Kohorten reale Einkommenseinbußen hinnehmen müssen, doch in Bezug auf die Teilhabe am Arbeitsmarkt und die daraus resultierenden Lebenschancen bleiben die Unterschiede im Wesentlichen bestehen.

[Abbildung 9]

[Abbildung 10]

#### 4.1 Lebenserwerbseinkommen im Familienkontext

Bisher haben wir die Entwicklung der Lebenserwerbseinkommen unabhängig von der Familiensituation der Individuen betrachtet. Allerdings zeigt die Literatur, dass insbesondere für Frauen die Zahl ihrer Kinder die Beschäftigung und das Einkommen im Querschnitt stark beeinflussen (vgl. Bönke et al., 2019, Kleven et al. 2019a). Dieses Ergebnis manifestiert sich auch in unseren Längsschnittdaten. Abbildung 9 zeigt die durchschnittlichen jährlichen Erwerbseinkommen über den Erwerbszyklus im Alter von 20 bis 60 von Frauen und Männern in Abhängigkeit von der Kinderzahl. Während bei Frauen jedes zusätzliche Kind mit weiteren Gehaltseinbußen einhergeht – in Westdeutschland wiederum stärker als in Ostdeutschland –, sind bei Männern keine Erwerbseinkommensverluste im Zusammenhang mit Kindern erkennbar. Für westdeutsche Männer lässt sich sogar ein leicht positiver Zusammenhang zwischen der Zahl ihrer Kinder und dem Jahreseinkommen erkennen. Während Kinder also für Frauen einen deutlichen Nachteil am Arbeitsmarkt darzustellen scheinen – und das nicht nur in der unmittelbaren Kleinkindphase, sondern auch im späteren Erwerbsleben –, sind Männer zumindest im Durchschnitt nicht negativ betroffen

Auch das Lebenserwerbseinkommen der Frauen sinkt mit jedem weiteren Kind. Abbildung 10 zeigt zudem, dass nur die Lebenserwerbseinkommen der kinderlosen Frauen angestiegen sind – und bei der heutigen Arbeitsmarktsituation und unter der Annahme eines gleichbleibenden Arbeitsangebots der Frauen würden sie auch weiterhin nur im Kreis der kinderlosen Frauen in den jüngeren Kohorten steigen. Für Männer lassen sich hingegen kaum negative Konsequenzen von Kindern auf die Lebenserwerbseinkommen feststellen. Angesichts dieser Ergebnisse können wir sagen, dass Frauen mit Kindern bisher noch nicht im gewünschten Maß vom Arbeitsmarktwandel profitieren können und über ihr gesamtes Erwerbsleben noch immer deutliche Einkommenseinbußen hinnehmen müssen.

Wie groß die Verdienstunterschiede zwischen Frauen und Männern und differenziert nach Kinderzahl sind, lässt sich gut mit dem Gender Lifetime Earnings Gap illustrieren. Hierzu setzen wir, wie in Abbildung 11 dargestellt, die Lebenserwerbseinkommen von Männern und Frauen

mit Kindern und ohne Kinder ins Verhältnis zum durchschnittlichen Lebenserwerbseinkommen der west- bzw. ostdeutschen Männer (= 100 Prozent). Zwischen 1981 und 1985 geborene Frauen verdienen in Gesamtdeutschland durchschnittlich rund 55 Prozent der Erwerbseinkommen der Männer. Für die jeweils jüngste Kohorte liegt dieser Wert bei rund 60 Prozent in Ostdeutschland, bei rund 55 Prozent in Westdeutschland. In absoluten Zahlen und Preisen von 2015 bedeutet dies, dass Frauen der jüngsten Kohorte (1985) in Westdeutschland im Lauf ihres Lebens durchschnittlich rund 830.000 Euro verdienen, während sich Männer durchschnittlich rund 1,5 Millionen Euro erarbeiten können. In Ostdeutschland ist das Lebenserwerbseinkommen der jüngsten Kohorte (1982) im Mittel geringer: Frauen verdienen im Durchschnitt rund 660.000 Euro über den Lebensverlauf, Männer knapp 1,1 Millionen Euro. Damit beträgt der absolute Gender Lifetime Earnings Gap in Westdeutschland rund 670.000 Euro und in Ostdeutschland rund 450.000 Euro.

Gleichzeitig fallen die Unterschiede zwischen Kinderlosen und Personen mit Kindern auf. Männer mit Kindern verdienen sowohl in West- als auch in Ostdeutschland über fast alle Kohorten hinweg durchschnittlich bis zu 20 Prozent mehr als kinderlose Männer. Der hinter diesem Phänomen verborgene Mechanismus kann durch zwei ganz unterschiedliche mögliche Kanäle angetrieben werden: Zum einen wird weiterhin eine Haushaltsspezialisierung unterstellt, bei der sich Väter – häufiger als Mütter – auf ihre Erwerbstätigkeit konzentrieren (Glauber, 2018). Diese Schwerpunktsetzung, auch in Form von Zeit,<sup>23</sup> wird dann am Arbeitsmarkt entsprechend besser entlohnt (Glauber, 2008). Zum anderen könnte es auch sein, dass Männer nur dann mehr Kinder haben, wenn sie es sich als oftmaliger Hauptverdiener der Familie leisten können. Eventuell spielen aber auch beide Kanäle ineinander und führen dadurch zu dem beobachteten Ergebnis.

[Abbildung 11]

[Abbildung 12]

Das Bild der Männer ist dabei diametral zu dem der Frauen: Westdeutsche Frauen mit Kindern verdienen im Lauf ihres Lebens nur rund 40 Prozent des durchschnittlichen Einkommens westdeutscher Männer. Unter der Annahme, dass die Arbeitsmarktbedingungen am aktuellen Rand konstant fortgeschrieben werden und das Arbeitsangebot unverändert bleibt, ist dieser Einkommensunterschied von rund 60 Prozent ist über die Kohorten gleichbleibend und gilt sowohl für die 1964 als auch für die 1985 geborenen Frauen. Konkret bedeutet dies, dass sich

---

<sup>23</sup> Auch in Deutschland arbeiten Väter im Durchschnitt häufiger Vollzeit als Männer ohne Kinder (Statistisches Bundesamt, 2019a).

westdeutsche Mütter der jüngsten Kohorte durchschnittlich nur rund 580.000 Euro im Laufe ihres Erwerbslebens erarbeiten können. Nicht zu vernachlässigen ist, dass sogar kinderlose westdeutsche Frauen deutlich hinter dem Lebenserwerbseinkommen der westdeutschen Männer zurückbleiben. Hier ist jedoch im generationenübergreifenden Vergleich eine Verringerung des Gaps zu beobachten. Während das durchschnittliche Lebenserwerbseinkommen der 1964 geborenen westdeutschen kinderlosen Frauen noch um rund 32 Prozent unter dem der westdeutschen Männer lag, hat sich diese Lücke für 1985 geborene kinderlose westdeutsche Frauen auf rund 13 Prozent verringert. Ihr Lebenserwerbseinkommen liegt damit bei rund 1,3 Millionen Euro. Für Ostdeutschland zeigt sich ein etwas anderes Bild: Obwohl das Lebenserwerbseinkommen der Frauen mit Kindern deutlich hinter dem der ostdeutschen Männer zurückbleibt, ist der Gap mit 40 Prozent deutlich geringer als in Westdeutschland. Ostdeutsche Mütter können sich im Lauf ihres Lebens im Durchschnitt rund 570.000 Euro erarbeiten. Ein positiver Einkommenstrend ist für kinderlose Frauen zu beobachten: Hier haben sich die Lebenserwerbseinkommen zumindest der kinderlosen Männer und Frauen der jüngeren Kohorten ab 1975 angeglichen.<sup>24</sup> Das Lebenserwerbseinkommen kinderloser Frauen der jüngsten Kohorte liegt mit etwas mehr als 1 Million Euro nur noch rund drei Prozent unter dem durchschnittlichen Lebenserwerbseinkommen der Männer.

Zusammenfassend lässt sich feststellen, dass im Durchschnitt Frauen mit Kindern geringere Lebenserwerbseinkommen kumulieren als kinderlose Frauen und Männer. Die Tatsache, dass dies sowohl für jüngere als auch für ältere Kohorten gilt, deutet darauf hin, dass die staatlichen Bemühungen der vergangenen Jahrzehnte zur Förderung der Frauenerwerbstätigkeit an Grenzen stoßen. Daher sollten Frauen auch hier als relative Verliererinnen des Arbeitsmarktwandels gewertet werden.

#### 4.2 Arbeitszeitbereinigte Unterschiede der Erwerbseinkommen von Frauen und Männern

Die Höhe der Lebenserwerbseinkommen wird maßgeblich von der allgemeinen Arbeitsmarktpartizipation beeinflusst. Wie die bisherigen Analysen gezeigt haben, arbeiten Frauen häufiger Teilzeit und kehren auch nach den Kindererziehungszeiten nicht direkt in eine Vollzeitbeschäftigung zurück. Dies kann einen ersten Erklärungsansatz für den großen Gender Lifetime Earnings Gap darstellen. Daher soll im Folgenden untersucht werden, wie sich die

---

<sup>24</sup> Abbildung 15 im Anhang A.4 unterstreicht diese zunehmende Unsicherheit der Schätzungen beispielhaft anhand der Lebenserwerbseinkommen der Männer: Für ostdeutsche Männer weist die Schätzung breitere Konfidenzintervalle auf als für westdeutsche Männer. Die generell zunehmende Unsicherheit der Schätzung jüngerer Kohorten ist durch den höheren Prognoseanteil bedingt. Daher müssen die Ergebnisse am aktuellen Rand mit Vorsicht interpretiert werden, sodass wir auch das scheinbare „Überholen“ der kinderlosen Frau lediglich als Annäherung deuten können.

Unterschiede der Lebenserwerbseinkommen zwischen Frauen und Männer verändern, wenn die Unterschiede sowohl im Arbeitsumfang als auch in den Zeiten der „Inaktivität“ berücksichtigt werden. Abbildung 12 stellt daher die auf Vollzeitstellen hochgerechneten Erwerbseinkommen über den Erwerbszyklus im Alter von 20 bis 60 von Frauen und Männern in Abhängigkeit von der Zahl ihrer Kinder dar.

Die Annahme, dass alle Erwerbspersonen vollzeitbeschäftigt sind, führt bei den west- und ostdeutschen Männern nur zu einer minimalen Änderung des durchschnittlichen Einkommensverlaufs. Der Erwerbseinkommensverlauf von Frauen ändert sich jedoch deutlich. Sowohl bei west- als auch bei ostdeutschen Frauen steigt das Jahreseinkommen aller Altersgruppen. Zudem verringert sich, wie in Abbildung 12 zu sehen ist, die Spreizung nach der Kinderzahl deutlich. Interessanterweise ist weiterhin eine Staffelung der durchschnittlichen Jahreseinkommen nach der Kinderzahl zu erkennen. Das heißt, dass die Jahreseinkommensunterschiede zwischen Männern und Frauen nicht nur auf die unterschiedlichen Beschäftigungszeiten von Personen in Erwerbstätigkeit zurückzuführen sind.

[Abbildung 13]

Ein weiterer Punkt, den es neben den unterschiedlichen Arbeitszeiten bei der Berechnung der Lebenserwerbseinkommen zu berücksichtigen gilt, ist die längere Zeit der Inaktivität von Frauen.<sup>25</sup> Abbildung 13 zeigt die Lebenserwerbseinkommenslücke von Männern und Frauen unter der Annahme, dass Personen in Zeiten der Inaktivität Vollzeit gearbeitet hätten.

Im Vergleich mit Abbildung 11 zeigt Abbildung 13 sowohl für West- als auch für Ostdeutschland eine deutliche Reduzierung der Lebenserwerbseinkommenslücke durch die Berücksichtigung von Arbeitsumfang und Inaktivitätszeiten. Für westdeutsche Frauen ohne Kinder reduziert sich der Gap durch die Arbeitszeitbereinigung von 32 Prozent für 1964 geborene Frauen auf rund 22 Prozent. Auch die positive Entwicklung über die Kohorten bleibt bestehen und der Gap zwischen den Lebenserwerbseinkommen verringert sich auf 9 Prozent für kinderlose Frauen, die 1985 geboren wurden. Jedoch bleibt die Lücke für Frauen mit Kindern im Vergleich mit dem durchschnittlichen Lebenserwerbseinkommen der Männer deutlich größer. Wenn die unterschiedliche Arbeitsmarktpartizipation berücksichtigt wird, verringert sich die Lücke um rund 26 Prozentpunkte auf 38 Prozent für 1964 geborene Frauen mit Kindern. Hier ist ein leicht positiver Trend über die Kohorten zu beobachten, der den Gap für Frauen mit Kindern des Jahrgangs 1985 um weitere 7 Prozentpunkte reduziert.

---

<sup>25</sup> Hierbei werden, basierend auf den vollzeitäquivalenten Jahreseinkommen, die durchschnittlichen Jahreseinkommen der aktiven Erwerbszeiten für die Zeiten der Inaktivität unterstellt.



Für Ostdeutschland reduziert sich durch die Bereinigung von Arbeitszeit- und Inaktivitätsunterschieden der durchschnittliche Gender Lifetime Earnings Gap um rund 20 Prozentpunkte. Ostdeutsche Frauen mit Kindern verdienen damit im Durchschnitt im Lauf ihres Erwerbslebens zwischen 20 und 25 Prozent weniger als ostdeutsche Männer. Diese Lücke ist über die Kohorten mehr oder weniger konstant. Unter Berücksichtigung der Unterschiede in der Arbeitsmarktpartizipation gleichen sich die Lebenserwerbseinkommen kinderloser Frauen denen kinderloser Männer an.

Zusammenfassend lässt sich festhalten: Die unterschiedliche Arbeitsmarktpartizipation und der hohe Anteil von Teilzeitbeschäftigung im Kreis der Frauen, die unter anderem auf Kinderbetreuung sowie die Pflege von Angehörigen zurückzuführen sind (vgl. Geyer, 2014; Samtleben, 2019), erklären rund die Hälfte der Lebenserwerbseinkommenslücke zwischen den Geschlechtern. Allerdings bleibt die Lebenserwerbseinkommenslücke zwischen Männern und Frauen auch unter Berücksichtigung der Unterschiede in Inaktivitäts- und Arbeitszeiten, insbesondere für Mütter, weiterhin in hohem Maße bestehen. Die Frage, inwieweit weitere arbeitsmarktspezifische Entscheidungen – wie etwa Berufswahl, Berufserfahrung oder auch Diskriminierung – für das Ausmaß der Lücke eine Rolle spielen, bleibt offen. Sie bietet die Grundlage für weitere wichtige Untersuchungen, die über den Rahmen dieser Studie hinausgehen.

## 5 Lehren und Handlungsoptionen für die Politik

Die obigen Analysen zeigen eindrücklich auf, dass die Ungleichheit der Lebenserwerbseinkommen zwischen soziodemografischen Gruppen die im Querschnitt gefundene Einkommensungleichheit (Bönke et al., 2019) übertrifft. Dieser Befund lässt sich auf zwei wesentliche Entwicklungen zurückführen: Zum einen gehören geringqualifizierte Männer zunehmend zu den Erwerbseinkommensverlierern über den Lebensverlauf. Zum anderen haben sich die Lebenserwerbseinkommensnachteile von Frauen über die Zeit kaum verringert. Lediglich die Lebenserwerbseinkommen der Frauen ohne Kinder haben sich denen der Männer deutlich erkennbar angenähert. Die tiefergehende Analyse zeigt außerdem, dass die geringe Arbeitszeit von Frauen über den Lebensverlauf einen sehr wesentlichen Faktor für die Erklärung der geringen Lebenserwerbseinkommen darstellt.

Die Ergebnisse weisen eindrücklich auf eine gesamtwirtschaftliche Ineffizienz hin, die sich Deutschland insbesondere im Zuge des demografischen Wandels nicht leisten kann. Wenn Frauen nur die Hälfte der für Männer möglichen Wertschöpfung realisieren, obwohl sie ihnen in Leistungsfähigkeit und Bildung in nichts nachstehen, dann nutzt Deutschland nicht sein volles Arbeitskräftepotenzial. Gleichzeitig ist die persistente Geschlechterlücke der Lebenserwerbseinkommen ein Vorbote der kommenden Geschlechterlücke in den

Rentenansprüchen (vgl. Fasang, Aisenbrey, & Schömann, 2012; Ginn & Arber, 1998). Damit müssen die Vereinbarkeit von Beruf und Familie und die Schaffung echter Wahlmöglichkeiten für Frauen auch im Hinblick auf Vollzeitbeschäftigung und vollzeitnahe Tätigkeit weiterhin oberste Priorität haben.

Der Sozialstaat setzt dabei die grundlegenden Anreize für Arbeitsmarktpartizipation und Stundenwahl. Insbesondere die Steuer-, Abgaben- und Transferpolitik schafft den Rahmen, in dem Erwerbstätigkeitsentscheidungen getroffen werden. Die Ausgestaltung dieses Rahmens ist somit auch entscheidend für die Lebenserwerbseinkommen. Wichtige Aspekte sind dabei das Ehegattensplitting und die beitragsfreie Mitversicherung in der Gesetzlichen Krankenversicherung von Eheleuten. So schafft das Ehegattensplitting negative Arbeitsanreize für Zweitverdienende und damit insbesondere für Frauen. Steiner und Wrohlich (2004) zeigen, dass der Wechsel zu einer Individualbesteuerung hohe positive Erwerbstätigkeitseffekte hätte. Auch wenn dies verfassungsrechtlich kritisch gesehen wird,<sup>26</sup> könnte eine Reform dazu beitragen, den Gender Lifetime Earnings Gap zu schließen. Eine vieldiskutierte Möglichkeit, die verfassungsrechtlichen Bedenken zu umgehen, ist eine Individualbesteuerung mit übertragbaren Grundfreibeträgen (vgl. zum Beispiel Bach, Fischer, Haan, & Wrohlich, 2017; Peichl, Buhlmann, Löffler, Blömer, & Stichnoth, 2017). Insbesondere zwei Aspekte unterstreichen die Angemessenheit einer Reform des Ehegattensplittings. Zum einen hat sich die Zusammensetzung der Haushalte im Lauf der Zeit stark gewandelt; zum anderen ist Deutschland eines der wenigen entwickelten Länder, die die Ehe noch immer in traditioneller Form steuerlich begünstigen. Unabhängig davon sollte die folgende differenzierte Betrachtung berücksichtigt werden: Während sich in der langen Frist die Fehlanreize des Ehegattensplittings hinsichtlich der Arbeitsmarktpartizipation auf individueller Ebene potenzieren, können das Ehegattensplitting und die beitragsfreie Mitversicherung für die kurzfristige Absicherung des Haushaltseinkommens eine wichtige Rolle spielen. Eine abschließende Abwägung des Für und Wider ist somit nur im Haushaltskontext möglich.

Neben dem Steuer- und Transfersystem sind auch familienpolitische Maßnahmen entscheidend. Olivetti und Petrongolo (2017) haben den Einfluss der Familienpolitik auf Art und Umfang der Erwerbstätigkeit im letzten Jahrhundert weltweit analysiert und die relevante Literatur zusammengestellt. Sie ziehen im Wesentlichen zwei Schlussfolgerungen. Zum einen sollten familienbezogene Leistungen nicht als individuelle Sozialleistungen, sondern in einem größeren institutionellen und kulturellen Kontext gesehen werden. Beispielsweise haben Italien und Dänemark sehr ähnliche Elternzeitansprüche; gleichzeitig unterscheidet sich die Arbeitsmarkteteiligung von Müttern in beiden Ländern massiv, denn die Gesamteffekte von Elternzeitregelungen hängen von den darauffolgenden Betreuungsmöglichkeiten und der

---

<sup>26</sup> Eine Übersicht zu den verfassungsrechtlichen Bedenken zur Individualbesteuerung findet sich u. a. in Vollmer (1998).

grundsätzlichen Einstellung zu Betreuung ab. Während in Dänemark die Betreuungsmöglichkeiten gut ausgebaut und in der Bevölkerung akzeptiert sind, herrscht in Italien bezüglich der Erwerbstätigkeit von Müttern mit jungen Kindern eine große Skepsis (Olivetti & Petrongolo, 2017). Zum anderen sind es insbesondere Investitionen in die Bildung und Betreuung von Kindern, die sich auf die Arbeitsmarktpartizipation eindeutig positiv auswirken, während das Bild bei Elternzeitregelungen und anderen familienpolitischen Instrumenten weniger klar ist.

Was bedeuten diese Ergebnisse für Deutschland? Zuerst muss der qualitativ hochwertige Ausbau der Kinderbetreuung, insbesondere ganztags und für alle Altersgruppen, konsequent vorangetrieben werden (Bertelsmann Stiftung, 2019). Die Reduzierung der Kinderbetreuungsgebühren bis hin zur kompletten Abschaffung kann ein langfristiges Ziel sein, kurzfristig zieht sie jedoch Ressourcen vom Ausbau der Betreuungskapazitäten ab. Bauernschuster und Schlotter (2015) sowie Müller und Wrohlich (2018) zeigen, dass im deutschen Kontext die Erwerbsbeteiligung von Müttern im Wesentlichen durch die Verfügbarkeit von Betreuungsinstitutionen positiv beeinflusst wird. Insbesondere im Bereich der Vollzeitversorgung gibt es Nachholbedarf. Die Betreuungsproblematik löst sich mit dem Übergang in die Grundschule nicht auf. Vor allem hier gibt es noch immer keine flächendeckende Ganztagsbetreuung, obwohl diese große volkswirtschaftliche Potenziale birgt (vgl. Krebs et al. 2019; Krebs & Scheffel, 2017). Finanzielle Transfers für die Betreuung zu Hause, wie das für nur wenige Jahre geltende Betreuungsgeld, setzen hingegen Anreize, die der Nutzung dieses Potenzials entgegenstehen.

Das im Jahr 2007 reformierte Elterngeld interagiert besonders eng mit späteren Betreuungsmöglichkeiten. Zwar hat das Elterngeld die Anspruchszeit verkürzt und damit die Rückkehr in die Erwerbstätigkeit schon nach einem Jahr attraktiver gemacht. Allerdings ist durch dessen Koppelung an das frühere Erwerbseinkommen ein Ausstieg aus der Erwerbstätigkeit von mindestens einem Jahr nun auch für Gutverdienende attraktiv (vgl. Bergemann & Riphahn, 2010; Kluge & Tamm, 2013). Haben Mütter den Arbeitsmarkt erst einmal für eine bestimmte Zeit verlassen, so muss der Schritt zurück in die Erwerbstätigkeit so attraktiv wie möglich gemacht werden. Dies kann nur bis zu einem gewissen Grad durch die Verfügbarkeit einer qualitativ hochwertigen Betreuung sichergestellt werden. Es bedarf auch eines kulturellen Wandels hin zu einer gleicheren Aufteilung von Care-Arbeit zwischen den Geschlechtern, denn sowohl bei der Kinderbetreuung als auch bei der Pflege von Angehörigen tragen Frauen noch immer die Hauptlast (vgl. Geyer, 2014; Samtleben, 2019). Rechtliche und institutionelle Rahmenbedingungen müssen hierzu konsistent an diesem Ziel ausgerichtet sein.

Hinzu kommt, dass in Deutschland noch immer ein Ungleichgewicht zwischen den tatsächlichen und den gewünschten Arbeitsstunden herrscht (Harnisch et al., 2018).

Besonders Frauen in Teilzeitbeschäftigung würden ihre Arbeitsstundenzahl gerne erhöhen. Demgegenüber verhindern berufs- und tätigkeitsbezogene Zeitbeschränkungen oftmals eine Ausweitung der Stundenzahl. Durch Arbeitszeitkonten und moderne Arbeitszeitmodelle kann hier die nötige Flexibilität geschaffen werden – denn noch immer ist es die Vollzeitbeschäftigung, die die Grundlage für die weitere Karriereentwicklung (und damit die Erwerbseinkommen) bildet (Manning & Petrongolo, 2008). In Bezug auf Lohnunterschiede, die nicht durch Charakteristika wie Branche und Arbeitszeitumfang erklärt werden, kann mehr Entgelttransparenz helfen (Baker, Halberstam, Kroft, Mas, & Messacar, 2019). Das 2017 in Kraft getretene Entgelttransparenzgesetz ist ein Schritt in die richtige Richtung, denn nun können Beschäftigte erfragen, nach welchen Kriterien sie bezahlt werden und was Mitarbeiter in vergleichbaren Positionen verdienen. Da das Gesetz aber nur für größere Unternehmen greift und nach neuesten Zahlen des Familienministeriums nur zurückhaltend in Anspruch genommen wird, besteht auch hier noch Verbesserungspotenzial (BMFSFJ, 2019).

Zusammenfassend kann also viel getan werden, um die Lücke zwischen den Lebenserwerbseinkommen von Frauen und Männern zu schließen. Die Ergebnisse unserer Datenanalysen gehen dabei über den Gender Pay Gap hinaus, da der Gender Lifetime Earnings Gap auch die Unterschiede in Erwerbstätigkeit, Arbeitszeit und Entlohnung kumuliert über das Leben erfasst. Die Ergebnisse zeigen, dass rund die Hälfte dieser Lebenserwerbseinkommenslücke dadurch bedingt ist, dass Frauen häufiger in Teilzeit arbeiten und ihre Erwerbsbiografien mehr als bei Männern von Zeiten der Inaktivität am Arbeitsmarkt geprägt sind. Folglich muss auf politischer Ebene stärker als bisher die Interaktion von Familien- und Arbeitsmarktpolitik beachtet und ein kompromissloser Ausbau der Betreuungsmöglichkeiten vorangetrieben werden.

## 6 Fazit

Im Zentrum stand die Entwicklung eines Mikrosimulationsmodells um vollständige Lebenserwerbsbiografien im Längsschnitt nachzuzeichnen. Im Ergebnis liegt so erstmals eine Datengrundlage zur Untersuchung der Lebenserwerbseinkommen west- und ostdeutscher Frauen und Männer im Familienkontext sowie von Selbstständigen und Beamten vor, die auch Vorhersagen der Entwicklung der Lebenserwerbseinkommen jüngerer Kohorten bis 1985 für West- und 1982 für Ostdeutschland zulässt. Auf dieser Datenbasis haben wir die Gewinner und Verlierer des strukturellen Wandels am Arbeitsmarkt der Geburtskohorten 1964 bis 1985 im Hinblick auf die Entwicklung von Erwerbsverläufen und Lebenserwerbseinkommen identifiziert.

Zunächst lässt sich festhalten, dass sich die Unterschiede in der Höhe der Querschnittseinkommen verschiedener Bildungsgruppen auch in der Untersuchung der Lebenserwerbseinkommen nachweisen lassen. Mehr noch: In der letztgenannten Hinsicht fallen die Unterschiede größer aus. Unter der Annahme, dass sich die Trends des heutigen Arbeitsmarkts fortsetzen, zeigen unsere Analysen, dass die Ungleichheit der Lebenserwerbseinkommen weiter zunehmen wird. Die Lebenserwerbseinkommen sind dabei unabhängig von Kohorte, Geschlecht und Region für Akademikerinnen und Akademiker am höchsten und für Personen mit Realschulabschluss oder weniger am niedrigsten. Im Kohortenverlauf müssen insbesondere geringqualifizierte Männer im Lauf ihres Lebens reale Einkommensverluste hinnehmen. Die durchschnittlich geringeren Gehälter in der jährlichen Betrachtung haben sich daher also auch im Lebensverlauf nicht verbessert. Geringqualifizierte Männer müssen daher im Längsschnitt als eindeutige Verlierer des Arbeitsmarktwandels identifiziert werden.

Des Weiteren können wir festhalten, dass die Lebenserwerbseinkommen von Frauen über die Kohorten hinweg unabhängig von Region und Bildungsniveau angestiegen sind, aber zu einem Großteil noch weit unter denen der Männer liegen. So verdient eine westdeutsche Akademikerin bis zur Geburtskohorte 1974 durchschnittlich im Lauf ihres Lebens weniger oder nur unwesentlich mehr als ein geringqualifizierter westdeutscher Mann. Für jüngere Kohorten gleicht sich das Lebenserwerbseinkommen zumindest an das der mittelqualifizierten Männer an. In Ostdeutschland sind die Lebenserwerbseinkommen von Akademikerinnen im Durchschnitt über alle Kohorten hinweg mit denen mittelqualifizierter Männer vergleichbar.

Darüber hinaus können wir unter Einbeziehung der Familiensituation belegen, dass neben dem Bildungsniveau auch die Zahl ihrer Kinder die Lebenserwerbseinkommen von Frauen stark beeinflusst. So führt jedes weitere Kind zu einer deutlichen Minderung des Lebenserwerbseinkommens. Im gesamten Verlauf ihres Lebens verdienen westdeutsche Frauen mit Kindern durchschnittlich weniger als 40 Prozent des durchschnittlichen

Lebenserwerbseinkommens westdeutscher Männer. Die entsprechende Quote bei ostdeutschen Frauen mit Kindern beläuft sich auf weniger als 60 Prozent. Diese Befunde gelten, obwohl die Erwerbstätigkeit von Müttern im Querschnitt stark zugenommen hat (Bönke et al., 2019). Lediglich die Lebenserwerbseinkommen der kinderlosen Frauen nähern sich denen der Männer an. Insbesondere in Ostdeutschland ist dies auch durch die realen Einkommensverluste von Männern mit Kindern der jüngeren Kohorten bedingt. Auffällig ist dabei, dass Mütter auch im späteren Erwerbsleben, wenn ihre Kinder weniger oder gar keine Betreuung mehr brauchen, häufiger Teilzeit arbeiten und weniger verdienen.

Mit der Analyse der Lebenserwerbseinkommen können wir damit nun zusätzlich belegen, wie stark sich die genannten Unterschiede über den gesamten Erwerbsverlauf kumulieren. In absoluten Zahlen und Preisen von 2015 verdienen Frauen der jüngsten Kohorte in Westdeutschland im Durchschnitt rund 830.000 Euro über den Lebensverlauf, während Männer sich durchschnittlich rund 1,5 Millionen Euro erarbeiten können. In Ostdeutschland fallen die Lebenserwerbseinkommen geringer aus: Diejenigen der Frauen betragen im Durchschnitt rund 660.000 Euro, die der Männer knapp 1,1 Millionen Euro. Damit beträgt der Gender Lifetime Earnings Gap für die jüngste Kohorte 670.000 Euro bzw. 45 Prozent in Westdeutschland und 450.000 Euro bzw. 40 Prozent in Ostdeutschland.

Die unterschiedlichen Erwerbszeiten erklären einen großen Teil der Unterschiede zwischen den Lebenserwerbseinkommen. Die Ergebnisse zeigen, dass rund die Hälfte dieser Lebenserwerbseinkommenslücke dadurch bedingt ist, dass Frauen häufiger in Teilzeit arbeiten und ihre Erwerbsbiografien mehr als bei Männern von Zeiten der Inaktivität am Arbeitsmarkt geprägt sind. Letzteres ist dabei unter anderem auf die Kinderbetreuung und Pflege von Angehörigen zurückzuführen (vgl. Geyer, 2014; Samtleben, 2019). Im Kreis der Mütter bleibt die arbeitszeitbereinigte Lebenserwerbseinkommenslücke über die Kohorten hinweg jedoch hartnäckig bestehen. Was die Entwicklung der Lebenserwerbseinkommen betrifft, lässt sich daher festhalten, dass Frauen und insbesondere Mütter nicht im selben Maße von den Entwicklungen auf dem Arbeitsmarkt profitieren konnten wie Männer. Auch wenn sie mehr arbeiten, verdienen sie über ihr gesamtes Erwerbsleben nicht deutlich mehr und noch immer signifikant weniger als Männer. Damit unterstreicht die vorliegende Studie die Notwendigkeit, das Potenzial an Arbeitskräften im Kreis der Frauen mit und ohne Kindern durch verschiedene arbeitsmarkt-, sozial- und familienpolitische Reformen stärker auszuschöpfen.

## Literatur

- Bach, S., Fischer, B., Haan, P., & Wrohlich, K. (2017). Ehegattenbesteuerung: Individualbesteuerung mit übertragbarem Grundfreibetrag schafft fiskalische Spielräume. *DIW Wochenbericht*, 13, 247–255.
- Baker, M., Halberstam, Y., Kroft, K., Mas, A., & Messacar, D. (2019). Pay Transparency and the Gender Gap. NBER Working Papers from National Bureau of Economic Research, Inc, 25834.
- Bauernschuster, S., & Schlotter, M. (2015). Public child care and mothers' labor supply: Evidence from two quasi-experiments. *Journal of Public Economics*, 123, 1–16.
- Bergemann, A., & Riphahn, R. T. (2010). Female labour supply and parental leave benefits: The causal effect of paying higher transfers for a shorter period of time. *Applied Economics Letters*, 18(1), 17–20.
- Bertelsmann Stiftung. (2019). *Ländermonitor Frühkindliche Bildungssysteme 2018*. Gütersloh: Bertelsmann Stiftung.
- Blau, F. D., & Kahn, L. M. (2017). The gender wage gap: Extent, trends, and explanations. *Journal of Economic Literature*, 55(3), 789–865.
- BMF. (2017). Einkommensungleichheit und soziale Mobilität. Verfügbar unter [http://www.bundesfinanzministerium.de/Content/DE/Standardartikel/Ministerium/Geschaeftsbereich/Wissenschaftlicher\\_Beirat/Gutachten\\_und\\_Stellungnahmen/Ausgewaehlte\\_Texte/2017-02-28-einkommensungleichheit-und-soziale-mobilitaet-anlage.pdf?blob=publicationFile&v=5](http://www.bundesfinanzministerium.de/Content/DE/Standardartikel/Ministerium/Geschaeftsbereich/Wissenschaftlicher_Beirat/Gutachten_und_Stellungnahmen/Ausgewaehlte_Texte/2017-02-28-einkommensungleichheit-und-soziale-mobilitaet-anlage.pdf?blob=publicationFile&v=5) [01.08.2019].
- BMFSFJ. (2019). Bericht der Bundesregierung zur Wirksamkeit des Gesetzes zur Förderung der Entgelttransparenz zwischen Frauen und Männern. Verfügbar unter <https://www.bmfsfj.de/entgelttransparenzbericht> [01.08.2019].
- Bonin, H., Reuss, K., & Stichnoth, H. (2016). The Monetary Value of Family Policy Measures in Germany over the Life Cycle: Evidence from a Dynamic Microsimulation Model. *CESifo Economic Studies*, 62(4), 650–671.
- Bönke, T., Corneo, G., & Lüthen, H. (2015). Lifetime earnings inequality in Germany. *Journal of Labor Economics*, 33(1), 171–208.
- Bönke, T., Harnack, A., & Wetter, M. (2019). Wer gewinnt? Wer verliert? Die Entwicklung auf dem deutschen Arbeitsmarkt seit den frühen Jahren der Bundesrepublik bis heute. Gütersloh: Bertelsmann Stiftung.
- Card, D., Heining, J., & Kline, P. (2013). Workplace heterogeneity and the rise of West German wage inequality. *The Quarterly Journal of Economics*, 128(3), 967–1015.
- De Maesschalck, R., Jouan-Rimbaud, D., & Massart, D. L. (2000). The Mahalanobis distance. *Chemometrics and Intelligent Laboratory Systems*, 50(1), 1–18.
- Dustmann, C., Ludsteck, J., & Schönberg, U. (2009). Revisiting the German wage structure. *The Quarterly Journal of Economics*, 124(2), 843–881.

- Fasang, A. E., Aisenbrey, S., & Schömann, K. (2012). Women's retirement income in Germany and Britain. *European Sociological Review*, 29(5), 968–980.
- Fuchs-Schündeln, N., Krueger, D., & Sommer, M. (2010). Inequality trends for Germany in the last two decades: A tale of two countries. *Review of Economic Dynamics*, 13(1), 103–132.
- Geyer, J., & Schulz, E. (2014). Who cares? Die Bedeutung der informellen Pflege durch Erwerbstätige in Deutschland. *DIW-Wochenbericht*, 81(14), 294–301.
- Ginn, J., & Arber, S. (1998). How does part-time work lead to low pension income? In J. O'Reilly, & C. Fagan (Hrsg.), *Part-Time Prospects: An International Comparison of Part-Time Work in Europe, North America and the Pacific Rim* (S. 156–174). London: Routledge.
- Glauber, R. (2008). Race and gender in families and at work: The fatherhood wage premium. *Gender & Society*, 22(1), 8–30.
- Glauber, R. (2018). Trends in the motherhood wage penalty and fatherhood wage premium for low, middle, and high earners. *Demography*, 55(5), 1663–1680.
- Goebel, J., Grabka, M. M., Liebig, S., Kroh, M., Richter, D., Schröder, C., & Schupp, J. (2018). The German Socio- Economic Panel (SOEP). *Jahrbücher für Nationalökonomie und Statistik*.
- Grabka, M. M. (2018). SOEP 2017 – Codebook for the \$PEQUIV file 1984–2017: CNEF variables with extended income information for the SOEP. SOEP Survey Papers 589: Series D. Berlin: DIW/SOEP.
- Grabka, M. M., Goebel, J., & Liebig, S. (2019). Wiederanstieg der Einkommensungleichheit – aber auch deutlich steigende Realeinkommen. *DIW Wochenbericht*, 86(19), 343–353.
- Greene, W. H. (2011). *Econometric analysis* (Seventh Ed.). Essex, England: Pearson Education Limited.
- Hancioglu, M., & Hartmann, B. (2014). What Makes Single Mothers Expand or Reduce Employment? *Journal of Family and Economic Issues*, 35(1), 27–39.
- Harnisch, M., Müller, K.-U., & Neumann, M. (2018). Teilzeitbeschäftigte würden gerne mehr Stunden arbeiten, Vollzeitbeschäftigte lieber reduzieren. *DIW Wochenbericht*, 85(38), 837–846.
- Hess, M. (2018). Expected and preferred retirement age in Germany. *Zeitschrift für Gerontologie und Geriatrie*, 51(1), 98–104.
- Kleven, H., Landais, C., Posch, J., Steinhauer, A., & Zweimüller, J. (2019a). Child Penalties Across Countries: Evidence and Explanations. *AEA Papers and Proceedings*, 109, 122–26.
- Kleven, H., Landais, C., & Sogaard, J. E. (2019b). Children and gender inequality: Evidence from Denmark. *American Economic Journal: Applied Economics*, 11(4), 181–209.
- Kluve, J., & Tamm, M. (2013). Parental leave regulations, mothers' labor force attachment and fathers' childcare involvement: Evidence from a natural experiment. *Journal of Population Economics*, 26(3), 983–1005.
- Krebs, T., Scheffel, M., Barišić, M., & Zorn, D. (2019). Zwischen Bildung und Betreuung: Volkswirtschaftliche Potenziale des Ganztagsrechtsanspruchs für Kinder im Grundschulalter. Gütersloh: Bertelsmann Stiftung.



- Krebs, T., & Scheffel, M. (2017). Öffentliche Investitionen und inklusives Wachstum in Deutschland. In Bertelsmann Stiftung (Hrsg.), *Inklusives Wachstum für Deutschland* (Vol. 17). Gütersloh: Bertelsmann Stiftung.
- Levell, P., & Shaw, J. (2015). Constructing full adult life-cycles from short panels. IFS Working Papers, W15(1).
- Manning, A., & Petrongolo, B. (2008). The part-time pay penalty for women in Britain. *The Economic Journal*, 118(526), F28–F51.
- Mincer, J. (1974). Schooling, Experience, and Earnings. *Human Behavior & Social Institutions* No. 2.
- Müller, K.-U., & Wrohlich, K. (2018). Does subsidized care for toddlers increase maternal labor supply? Evidence from a large-scale expansion of early childcare. *DIW Discussion Papers*, 1747.
- OECD. (2014). Does income inequality hurt economic growth? Verfügbar unter <https://www.oecd.org/social/Focus-Inequality-and-Growth-2014.pdf> [01.08.2019].
- OECD. (2018). Employment Outlook. Verfügbar unter [https://doi.org/https://doi.org/10.1787/empl\\_outlook-2018-en](https://doi.org/https://doi.org/10.1787/empl_outlook-2018-en) [01.08.2019].
- OECD. (2019). Gender wage gap (indicator). Verfügbar unter <https://doi.org/10.1787/7cee77aa-en> [01.08.2019]
- Olivetti, C., & Petrongolo, B. (2017). The economic consequences of family policies: Lessons from a century of legislation in high-income countries. *Journal of Economic Perspectives*, 31(1), 205–230.
- Peichl, A., Buhlmann, F., Löffler, M., Blömer, M., & Stichnoth, H. (2017). Grenzbelastungen im Steuer-, Abgaben- und Transfersystem. In Bertelsmann Stiftung (Hrsg.), *Inklusives Wachstum für Deutschland* (Vol. 14). Gütersloh: Bertelsmann Stiftung.
- Samtleben, C. (2019). Auch an erwerbsfreien Tagen erledigen Frauen einen Großteil der Hausarbeit und Kinderbetreuung. *DIW Wochenbericht*, 86(10), 139–144.
- Sopp, P. M., & Wagner, A. (2017). Vertragliche, tatsächliche und gewünschte Arbeitszeiten. *SOEPpapers on Multidisciplinary Panel Data Research*, 909.
- Statistisches Bundesamt. (2018a). Alleinerziehende in Deutschland 2017. Begleitmaterial zur Pressekonferenz am 2. August 2018. Verfügbar unter <https://www.destatis.de/DE/Presse/Pressekonferenzen/2018/Alleinerziehende/pressebrochure-alleinerziehende.pdf?blob=publicationFile&v=3> [01.08.2019].
- Statistisches Bundesamt. (2018b). Bevölkerung und Erwerbstätigkeit. Haushalte und Familien. Ergebnisse des Mikrozensus. Fachserie 1, Reihe 3. Verfügbar unter <https://www.destatis.de/DE/Themen/Gesellschaft-Umwelt/Bevoelkerung/Haushalte-Familien/Publikationen/Downloads-Haushalte/haushalte-familien-2010300177004.pdf?blob=publicationFile&v=4> [01.08.2019].
- Statistisches Bundesamt (2019a). Väter arbeiten häufiger als Männer ohne Kinder. Pressemitteilung Nr. 061 vom 20. Februar 2019. Verfügbar unter [https://www.destatis.de/DE/Presse/Pressemitteilungen/2019/02/PD19\\_061\\_122.html](https://www.destatis.de/DE/Presse/Pressemitteilungen/2019/02/PD19_061_122.html) [01.08.2019].

Statistisches Bundesamt (2019b). Verdienstunterschied zwischen Frauen und Männern 2018 unverändert bei 21 %. Pressemitteilung Nr. 098 vom 14. März 2019. Verfügbar unter [https://www.destatis.de/DE/Presse/Pressemitteilungen/2019/03/PD19\\_098\\_621.html](https://www.destatis.de/DE/Presse/Pressemitteilungen/2019/03/PD19_098_621.html) [01.08.2019].

Steiner, V., & Wrohlich, K. (2004). Household taxation, income splitting and labor supply incentives – a microsimulation study for Germany. CESifo Economic Studies, 50(3), 541–568.

Vollmer, F. (1998). Das Ehegattensplitting: Eine verfassungsrechtliche Untersuchung der Einkommensbesteuerung von Eheleuten. Baden-Baden: Nomos.

## Appendix

### A.1 Übersicht über alle Variablen und die Methodik der Mikrosimulation

Modul	Abhängige Variable	Methodik	Kontrollvariablen
Bildungsmodul	höchster Bildungsabschluss	keine Simulation (beobachtet)	–
Familienmodul	Partnerzuordnung	Matching (5 potentielle Partner)	<ul style="list-style-type: none"> <li>• Bildungsstand</li> <li>• Alter</li> <li>• Migrationshintergrund</li> <li>• Herkunft (Ost/West)</li> <li>• Kinderzahl</li> </ul>
Familienmodul	Ehestatus (verheiratet, ja/nein) mit anschließender Partnerzuordnung	Logit + Zufallsprozess	<ul style="list-style-type: none"> <li>• Ehestatus in der Vorperiode</li> <li>• Länge der Ehe, interagierend mit dem Alter</li> <li>• Interaktionsterme Bildung*Alter</li> <li>• Interaktionsterme Ehedauer*Alter</li> <li>• Erwerbsstatus</li> <li>• Migrationshintergrund</li> <li>• Herkunft (Ost/West)</li> <li>• Kinderzahl</li> <li>• Alter des jüngsten Kindes</li> <li>• Partner: Alter und Erwerbsstatus</li> </ul>
Familienmodul	Geburt	Logit + Zufallsprozess	<ul style="list-style-type: none"> <li>• Kinderzahl</li> <li>• Alter des jüngsten Kindes</li> <li>• Einkommen</li> <li>• Partner: Alter, Bildungsstand und Erwerbseinkommen</li> </ul>
Arbeitsmarktmodul	Arbeitsmarktpartizipation	Logit + Zufallsprozess	<ul style="list-style-type: none"> <li>• Partizipation und Erwerbsstatus in der Vorperiode</li> <li>• Arbeitsmarkterfahrung (Vollzeit, Teilzeit, Arbeitslosigkeit)</li> <li>• Kinderzahl</li> <li>• Alter des jüngsten Kindes</li> <li>• Partner: Einkommen und Erwerbsstatus</li> </ul>
Arbeitsmarktmodul	Erwerbsstatus	Logit + Zufallsprozess	<ul style="list-style-type: none"> <li>• Erwerbsstatus in der Vorperiode</li> <li>• Arbeitsmarkterfahrung (Vollzeit, Teilzeit, Arbeitslosigkeit)</li> <li>• Kinderzahl</li> <li>• Alter jüngstes Kind</li> <li>• Partner: Einkommen und Erwerbsstatus</li> </ul>
Arbeitsmarktmodul	arbeitslos/erwerbstätig	Logit + Zufallsprozess	<ul style="list-style-type: none"> <li>• Erwerbsstatus in der Vorperiode</li> <li>• Arbeitsmarkterfahrung (Vollzeit, Teilzeit, Arbeitslosigkeit)</li> <li>• Kinderzahl</li> <li>• Alter des jüngsten Kindes</li> <li>• Partner: Einkommen und Erwerbsstatus</li> </ul>
Arbeitsmarktmodul	Vollzeit/Teilzeit	Logit + Zufallsprozess	<ul style="list-style-type: none"> <li>• Erwerbsstatus in der Vorperiode</li> <li>• Vollzeit/Teilzeit in der Vorperiode</li> <li>• Arbeitsmarkterfahrung (Vollzeit, Teilzeit, Arbeitslosigkeit)</li> <li>• Kinderzahl</li> <li>• Alter des jüngsten Kindes</li> <li>• Partner: Einkommen und Erwerbsstatus</li> </ul>
Arbeitsmarktmodul	Arbeitsstunden	OLS	<ul style="list-style-type: none"> <li>• Jährliche Arbeitsstunden der letzten zwei Jahre</li> <li>• Erwerbsstatus in der Vorperiode</li> <li>• Arbeitseinkommen in der Vorperiode</li> <li>• Kinderzahl</li> <li>• Alter des jüngsten Kindes</li> <li>• Partner: Einkommen und Erwerbsstatus</li> </ul>
Arbeitsmarktmodul	Arbeitseinkommen	OLS	<ul style="list-style-type: none"> <li>• Arbeitseinkommen der letzten zwei Jahre</li> <li>• Arbeitserfahrung (Vollzeit, Teilzeit, Arbeitslosigkeit)</li> <li>• Bildungsstand</li> <li>• Ehestatus</li> <li>• Arbeitsstunden in derselben Periode</li> </ul>

Anmerkung: Die Kontrollvariablen zu Kinderzahl und Alter werden für nicht verheiratete Männer nicht geschätzt, da angenommen wird, dass Kinder bei einer Trennung bei der Mutter verbleiben. Partnerinformationen werden nur für verheiratete Personen verwendet.

## A.2 Das Mikrosimulationsmodell im Detail

Im Folgenden wird das verwendete Mikrosimulationsmodell komplementär zu den Ausführungen in Kapitel 3 im Detail dargestellt. Ziel des Modells ist es, fehlende Werte für die für unsere Analyse relevanten Variablen für das Altersfenster 20 bis 60 Jahre zu simulieren. Aufgrund der Simulationen werden alle fehlenden Werte relevanter Variablen bis 2016 imputiert und bis 2045 unter der Annahme gleichbleibender Arbeitsmarktbedingungen prognostiziert.

Wenn Informationen für eine der Variablen des Familien- oder des Arbeitsmarktmoduls  $x$  zum Zeitpunkt  $t + 1$  für ein Individuum  $i$  fehlen, werden deren Werte mithilfe eines statistischen Modells der Form  $\hat{x}_t = f(Z_{i,t})$  simuliert. Die Form des statistischen Modells hängt dabei von der Art der abhängigen Variablen  $x$  ab. Handelt es sich um eine binäre Variable mit nur zwei möglichen Ausprägungen (zum Beispiel Heiratsstatus, Vollzeit/Teilzeit), so werden fehlende Werte auf der Grundlage eines Logistischen Regressionsmodells (Logit-Modells) ergänzt, welches Wahrscheinlichkeiten der Transition in den jeweiligen Ausprägungen (zum Beispiel Übergang von Vollzeit auf Teilzeit) in der nächsten Periode berechnet. Bei stetigen Variablen (Arbeitsstunden und Einkommen) wird hingegen ein lineares Regressionsmodell verwendet. Zur Übersicht sind in Anhang A.1 alle Regressionen der verschiedenen Module aufgeführt, inklusive Methodik und Kontrollvariablen.

Bevor die schrittweise Rück- bzw. Fortschreibung der Lebensläufe erfolgen kann, müssen im ersten Schritt die Übergangswahrscheinlichkeiten (Ehestatus, Zahl der Kinder, Partizipation am Arbeitsmarkt, Beschäftigungsstand, Vollzeit oder Teilzeit) und die linearen Regressionsmodelle (Arbeitsstunden und Einkommen) unter Berücksichtigung von Alters- und Kohorteneffekten im unvollständigen Panel geschätzt werden. Die Simulation fehlender Werte beruht damit stets auf tatsächlich beobachteten Zusammenhängen für Individuen, die zwischen 1984 und 2016 in mindestens zwei aufeinanderfolgenden Jahren an der Haushaltsbefragung des SOEP teilgenommen haben. Die Simulation der Familien- und Einkommensinformationen erfolgt dynamisch für jedes Jahr einzeln. Zunächst werden im Rahmen der Mikrosimulation fehlende Erwerbsinformationen aus der Vergangenheit vor Eintritt in das SOEP imputiert und anschließend Erwerbs- und Familieninformationen zukunftsgerichtet nach Austritt aus dem SOEP prognostiziert. Die familiäre Situation hat einen starken Einfluss auf das Arbeitsmarktverhalten und muss daher der Simulation von Erwerbstätigkeit und Einkommen vorausgehen.

### *Partnerzuordnung*

Da für einige verheiratete Individuen die Partnerinformationen fehlen, erfolgt in Anlehnung an Levell und Shaw (2015) das Matching bzw. die Partnerzuordnung anhand des höchsten Bildungsstands und des Alters einer Person. Hierbei wird für jede Person zuerst die statistisch optimale Partnerperson geschätzt. Basierend auf den eigenen soziodemografischen Charakteristika wie Alter, Bildung, Migrationshintergrund, Herkunft (Ost/West) und Zahl bereits vorhandener Kinder werden das statistisch optimale Alter und der Bildungsstand geschätzt. Mithilfe von Mahalanobis-Distanzfunktionen<sup>27</sup> werden anschließend jedem Individuum, bei dem Informationen über die tatsächliche Partnerperson fehlen, die fünf potenziellen Partnerpersonen zugewiesen, die am ehesten über das Gesamtpaket des vorher geschätzten zu erwartenden Alters und des zu erwartenden Bildungsstands verfügen. Aus diesen fünf statistisch wahrscheinlichen Personen wird sodann eine zufällig ausgewählt.<sup>28</sup>

### *Ehestatus und Geburt von Kindern*

Im Anschluss an die Partnerzuordnung für verheiratete Individuen wird die Simulation der Familiensituation für nicht beobachtete Jahre durchgeführt. Im ersten Schritt wird bestimmt, ob sich der Ehestatus in der nächsten Periode ( $t + 1$ ) verändert oder nicht.<sup>29</sup> Dafür wird eine Regression für die Übergangswahrscheinlichkeit des Ehestatus  $\delta_{t+1}^{Ehe}$  geschätzt, die den Wert 1 annimmt, wenn eine Veränderung des Ehestatus in der Periode  $t + 1$  stattfindet, oder 0, wenn keine Veränderung erfolgt:

$$\delta_{t+1}^{Ehe} = \beta_0 + \beta_1 \mathbf{X}_{tj}$$

Da es sich bei  $\delta_{t+1}^{Ehe}$  um eine dichotome abhängige Variable handelt, wird zur Schätzung ihrer Ausprägung ein Logit-Modell verwendet. Als unabhängige Variablen ( $\mathbf{X}_{tj}$ ) werden der Erwerbsstatus, der Migrationshintergrund, die Herkunft (Ost/West), die Zahl der Kinder, das Alter des jüngsten Kindes, der Ehestatus in  $t$ , Interaktionsterme von Alter und Bildung sowie für verheiratete Personen das Alter und der Erwerbsstatus des Partners bzw. der Partnerin in

---

<sup>27</sup> Mahalanobis-Distanzfunktionen ermöglichen es, die Distanz zwischen zwei multidimensionalen Punkten auf der Basis der folgenden Formel zu bestimmen:  $MD_i = \sqrt{[(x_i - \mu)C_x^{-1}(x_i - \mu)^T]}$  für  $i = 1, 2, \dots, n$ . Dabei sind  $x_i$  die Variablen, über die die Partnerzuordnung erfolgen soll,  $\mu$  der Stichprobenmittelwert und  $C_x^{-1}$  die Inverse der Varianz-Kovarianz-Matrix der Variablen  $x_i$  (De Maesschalck, Jouan-Rimbaud, & Massart, 2000).

<sup>28</sup> Die Implementierung eines Zufallsprozesses im Sinne einer Monte-Carlo-Simulation erlaubt es uns später, die Robustheit der Ergebnisse zu kontrollieren, indem wir die Zufallsprozesse mehrmals durchführen und beobachten, wie stark sich die Ergebnisse ändern.

<sup>29</sup> Bei der Simulation von Geburten wird analog verfahren.

das Modell aufgenommen.<sup>30</sup> Die Schätzung erfolgt separat für Individuen unterschiedlichen Geschlechts und Ehestatus.<sup>31</sup>

Anschließend wird auf der Grundlage dieser Zusammenhänge für alle Individuen, die nicht in Periode  $t + 1$  befragt wurden, die Transitionswahrscheinlichkeit  $\delta_{t+1}^{Ehe}$  (das heißt die Wahrscheinlichkeit einer Änderung des Ehestatus) in der Zeit von  $t$  bis  $t + 1$  berechnet. Um die Unsicherheit der Simulation zu berücksichtigen, wird anstelle eines fixen Schwellenwerts für jedes dieser Individuen ein eigens generierter zufälliger Schwellenwert zwischen 0 und 1 angesetzt. Ist dieser kleiner als die berechnete Übergangswahrscheinlichkeit, so ändert das Individuum seinen Ehestatus in der nächsten Periode. Andernfalls bleibt der Ehestatus unverändert. Je höher also die Übergangswahrscheinlichkeit ausfällt, desto wahrscheinlicher ist es, dass das Individuum auch tatsächlich seinen Zustand wechselt.<sup>32</sup>

Personen, die bereits in Periode  $t$  verheiratet waren und deren Ehestatus sich nicht verändert hat, behalten selbstverständlich ihren Partner auch in der Periode  $t + 1$ . Wird für eine in  $t$  nicht verheiratete Person eine Veränderung des Ehestatus geschätzt, so muss im nächsten Schritt dieser Person für  $t + 1$  ein Partner zugeordnet werden. Die Partnerzuordnung erfolgt anhand des oben beschriebenen Verfahrens. Zur Vereinfachung des Modells wird angenommen, dass die Kinder im Falle einer Trennung stets im Haushalt der Frau verbleiben. Alleinstehende Männer haben somit per Annahme keine eigenen Kinder im Haushalt.<sup>33</sup> Männer erhielten daher bei einer Heirat stets die Kinderinformationen der Frau zugeschrieben.

### *Arbeitsmarktpartizipation*

Im ersten Schritt wird der Arbeitsmarktstatus geschätzt. Ziel dieses ersten Schritts ist es, den Arbeitsmarktstatus ( $AM$ )<sup>34</sup> eines Individuums für das Jahr  $t + 1$  mithilfe von beobachteten Informationen aus dem Jahr  $t$  zu simulieren, wenn für  $t$  keine entsprechende Information vorliegt. Dazu wird zuerst eine Regression für die Variable  $\delta_{t+1}^{AM}$  durchgeführt, welche den Wert

---

<sup>30</sup> Bei allen Schätzungen werden stets Alters- und Kohorteneffekte als Kontrollvariablen mit aufgenommen.

<sup>31</sup> Eine ausführliche Übersicht über die erklärenden Variablen in den einzelnen Modulen der Mikrosimulation der jeweiligen Regressionen bietet Anhang A.1.

<sup>32</sup> Dieses Vorgehen unterstellt, dass nicht unbedingt jede Person, die ihren Status mit hoher Wahrscheinlichkeit ändern wird, dies dann auch tatsächlich tut. Es wird also angenommen, dass manche Individuen trotzdem in ihrem derzeitigen Status verbleiben.

<sup>33</sup> Laut Angaben des Statistischen Bundesamts (2018a) liegt der Anteil der Väter an den Alleinerziehenden mit Kindern unter 18 Jahren seit Mitte der 1990er-Jahre stabil zwischen 10 und 13 Prozent. Da Haushalte mit alleinerziehenden Vätern weniger als 1 Prozent aller Haushalte ausmachen, stellen diese Haushalte eine vernachlässigbare Gruppe dar.

<sup>34</sup> Der Arbeitsmarktstatus umfasst, ob jemand am Arbeitsmarkt aktiv (erwerbstätig oder arbeitssuchend) oder inaktiv ist.

1 annimmt, wenn sich der Arbeitsmarktstatus in  $t + 1$  im Vergleich mit  $t$  geändert hat, oder 0, wenn er unverändert bleibt. Die Regressionsgleichung lautet:

$$\delta_{t+1}^{AM} = \beta_0 + \beta_1 AM_t + \beta_2 AM_{t-1} + \beta_3 \mathbf{X}_{tj}$$

Für die Schätzung wird ein Logit-Modell verwendet. Die Regressoren  $\mathbf{X}_{tj}$  umfassen auch hier verschiedene soziodemografische Variablen, die Arbeitsmarkterfahrung (Vollzeit, Teilzeit, Arbeitslosigkeit) und Informationen über den Arbeitsmarktpartizipationsstatus in den Perioden  $t$  und  $t-1$ . Bei verheirateten Individuen werden auch der Erwerbsstatus und das Einkommen der Partnerperson als erklärende Variablen aufgenommen. Das Modell wird für Männer und Frauen je nach Ehestatus separat geschätzt. Eine getrennte Schätzung für verheiratete und unverheiratete Individuen ist notwendig, da nur für verheiratete Individuen Partnerinformationen vorhanden sind.

Anschließend wird simuliert, gegeben die Informationen der erklärenden Variablen, ob sich die Arbeitsmarktnähe von Periode  $t$  zu Periode  $t-1$  ändert oder nicht. Auch hier wird ebenso wie beim Familienmodul ein Zufallsprozess implementiert, indem der Übergang nur erfolgt, wenn die berechnete Transitionswahrscheinlichkeit größer als eine Zufallszahl zwischen 0 und 1 ist.

### *Erwerbsstatus*

Der zweite Schritt besteht in der Simulation der potenziellen Änderung des Erwerbsstatus in der nächsten, bisher unbeobachteten Periode  $t + 1$ . Dies betrifft nur Individuen, die dem Arbeitsmarkt in der Periode  $t + 1$  zur Verfügung stehen. Die Information darüber stammt aus dem ersten Schritt des Vorgehens im Arbeitsmarktmodul.

Um anschließend wieder die Transitionswahrscheinlichkeit  $\delta_{t+1}^{Erwerb}$  für eine Änderung des Erwerbsstatus von arbeitend zu arbeitslos (bzw. von arbeitend zu arbeitssuchend) zu berechnen, wird zunächst die Änderung des Beschäftigungsstatus durch ein Logit-Modell im unbalancierten Panel erklärt. Dieses Modell lautet wie folgt:

$$\delta_{t+1}^{Erwerb} = \beta_0 + \beta_1 Erwerb_t + \beta_2 Erwerb_{t-1} + \beta_3 \mathbf{X}_{tj}$$

Die abhängige Variable  $\delta_{t+1}^{Erwerb} = 1$  zeigt an, ob ein Individuum seinen Erwerbstatus in  $t + 1$  ändert. Für  $\delta_{t+1}^{Erwerb} = 0$  ist der Erwerbstatus zu  $t$  unverändert. Als erklärende Variablen dienen soziodemografische Variablen und die Arbeitsmarkterfahrung (Teilzeit, Vollzeit, Arbeitslosigkeit)  $\mathbf{X}_{tj}$  sowie die Beschäftigungshistorie der Perioden  $t$  und  $t - 1$ .

Mit diesem Logit-Modell kann allerdings nur die Veränderung des Erwerbsstatus derjenigen Individuen simuliert werden, die sowohl in  $t$  als auch  $t + 1$  dem Arbeitsmarkt zur Verfügung standen. Falls das Individuum in  $t$  dem Arbeitsmarkt nicht zur Verfügung stand, muss

stattdessen separat geschätzt werden, ob das Individuum in  $t + 1$  erwerbstätig oder arbeitslos sein würde. Das Vorgehen dafür gleicht dem eben beschriebenen.

### *Vollzeit- oder Teilzeitbeschäftigung*

Im nächsten Schritt wird für alle arbeitenden Individuen simuliert, ob sie sich in  $t + 1$  in Vollzeit- oder Teilzeitbeschäftigung befinden. Auch hier wird ein Logit-Modell geschätzt, welches den Übergang von Vollzeit auf Teilzeit oder vice versa erklärt. Das Modell lautet wie folgt:

$$\delta_{t+1}^{AZ} = \beta_0 + \beta_1 AZ_t + \beta_2 AZ_{t-1} + \beta_3 \mathbf{X}_{tj}$$

Die Variable  $\delta_{t+1}^{AZ}$  nimmt dabei den Wert 1 an, wenn ein Individuum in der nächsten Periode sein Beschäftigungsverhältnis verändert, andernfalls den Wert 0. Neben soziodemografischen Variablen dienen auch hier die Arbeitsmarkterfahrung und Informationen über die Beschäftigungshistorie der Perioden  $t$  und  $t-1$  als erklärende Variablen.

Im Anschluss wird die Art der Beschäftigung für alle arbeitenden Individuen mit fehlender entsprechender Information simuliert. Da die Variable  $\delta_{t+1}^{AZ}$  nur die Änderung zwischen Vollzeit und Teilzeit erfasst, muss für Individuen, die in Periode  $t$  nicht am Arbeitsmarkt partizipierten oder arbeitslos waren, separat simuliert werden, ob sie in Periode  $t + 1$  eine Vollzeit- oder Teilzeittätigkeit aufnehmen würden.

Nach der Simulation des Beschäftigungsstands muss auch die Arbeitsmarkterfahrung aktualisiert werden, um später als erklärende Variable für das Arbeitseinkommen in Periode  $t + 1$  dienen zu können. Die Arbeitsmarkterfahrung gliedert sich dabei in bisherige Jahre in Vollzeitbeschäftigung, bisherige Jahre in Teilzeitbeschäftigung und bisherige Jahre in Arbeitslosigkeit.

### *Arbeitsstunden*

Für erwerbstätige Individuen werden als Nächstes fehlende Angaben zu jährlichen Arbeitsstunden simuliert. Die Schätzung hierfür läuft über ein OLS-Modell (Methode der kleinsten Quadrate) im unbalancierten Panel. Die Schätzgleichung lautet:

$$Stunden_{t+1} = \beta_0 + \beta_1 Stunden_t + \beta_2 Stunden_{t-1} + \beta_3 \mathbf{X}_{tj}$$

Als erklärende Variablen dienen neben sozioökonomischen Charakteristika und Informationen über die Arbeitserfahrung ( $\mathbf{X}_{tj}$ ) auch die jährlichen Arbeitsstunden in den Perioden  $t$  und  $t-1$ . Mithilfe der Koeffizienten der Schätzung und der entsprechenden Informationen (erklärende Variablen) aus  $t$  werden sodann die Arbeitsstunden für Individuen mit fehlender Information in  $t + 1$  prognostiziert. Die Prognose der Arbeitsstunden erfolgt

getrennt für Individuen unterschiedlichen Geschlechts, Beschäftigungsstands in  $t + 1$  (Vollzeit oder Teilzeit) und Ehestatus.

### *Arbeitseinkommen*

Auf der Grundlage der in den Vorstufen simulierten Informationen und der zeitinvarianten sozioökonomischen Charakteristika werden nun die Bruttoarbeitseinkommen der erwerbstätigen Individuen geschätzt, sodass für jedes Individuum in  $t + 1$  eine Information über die Höhe des Einkommens vorliegt. Zunächst wird dazu eine Mincer-Einkommensregression geschätzt. Die Schätzgleichung lautet:

$$Lohn_{t+1} = \beta_0 + \beta_1 Lohn_t + \beta_2 Lohn_{t-1} + \beta_3 X_{tj}$$

In dem Modell werden die Einkommen in  $t + 1$  anhand der bisherigen Berufserfahrung (Vollzeit, Teilzeit, Arbeitslosigkeit), sozio-ökonomischer Charakteristika und von Einkommensinformationen der zwei vorhergehenden Perioden erklärt. Die Schätzung erfolgt getrennt für Männer und Frauen. Im Anschluss an die Schätzung wird für alle Individuen, für die beobachtet oder simuliert wurde, dass sie erwerbstätig sind, die fehlende Einkommensinformation in  $t + 1$  ergänzt.

### A.3 Die Veränderung von Erwerbsstadien über die Kohorten

[Abbildung 14]

Abbildung 14 stellt die Entwicklung der Erwerbsstadien über die Kohorten für Frauen in Westdeutschland über den Lebensverlauf dar. Dabei zeigen sich insbesondere Verschiebungen in den Inaktivitätszeiten von Frauen über das Alter. Während die Bildungsexpansion über die Kohorten eine Erhöhung der Inaktivitätszeiten in jüngeren Jahren bedeutet, geht die Inaktivität – bedingt durch eine bessere Verfügbarkeit von Kinderbetreuung – zurück. Gleichzeitig treten durch Kinder bedingte Unterbrechungen der Erwerbstätigkeit nun vermehrt in einer späteren Lebensphase auf, da Frauen ihr erstes Kind immer später bekommen. Der gestiegenen Erwerbstätigkeit durch verbesserte Betreuungsmöglichkeiten steht aber auch eine längere Inaktivität bedingt durch Änderungen in Elternzeitregelungen entgegen. Über die Kohorten zeigt sich damit kaum eine Veränderung in den kumulierten Inaktivitätszeiten von Frauen über den Lebensverlauf. Für Männer hingegen führen die längeren Ausbildungszeiten zu einer Erhöhung der Inaktivität, sodass sich eine Annäherung der Geschlechter über die Kohorten beobachten lässt.

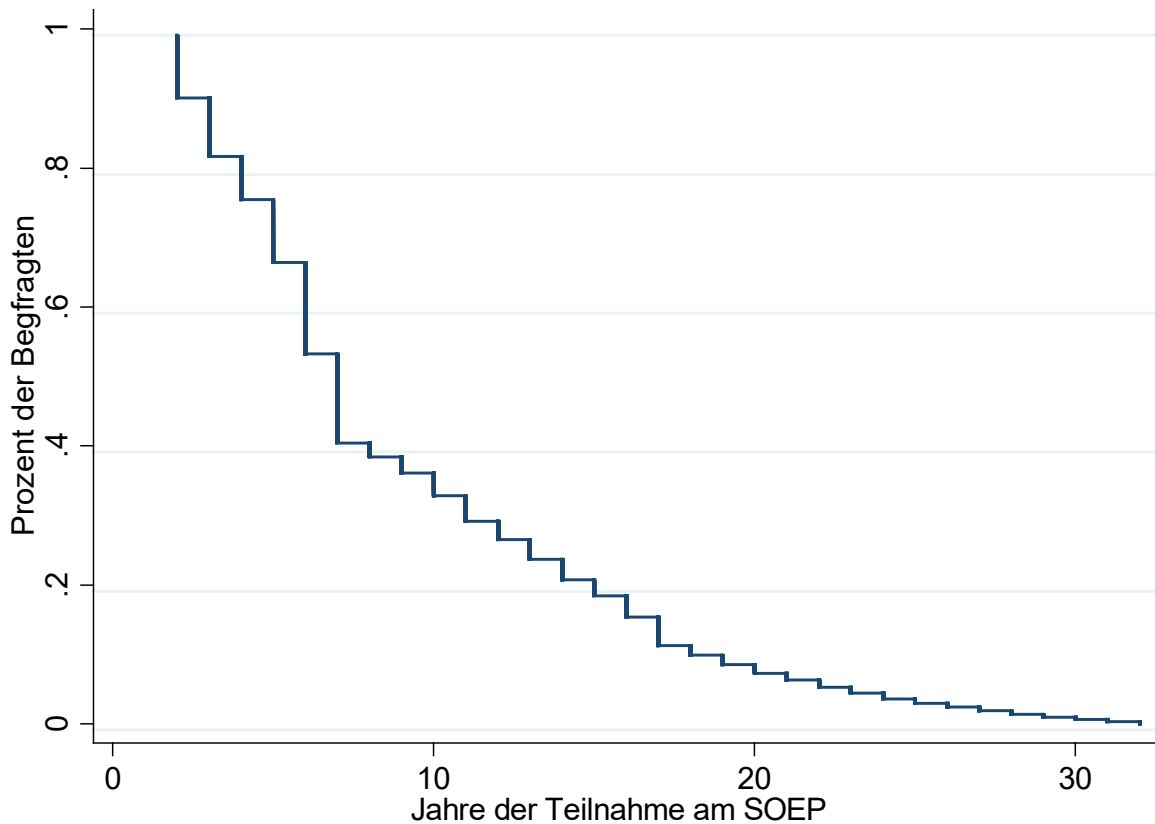


## A.4 Robustheit der Mikrosimulation

[Abbildung 15]

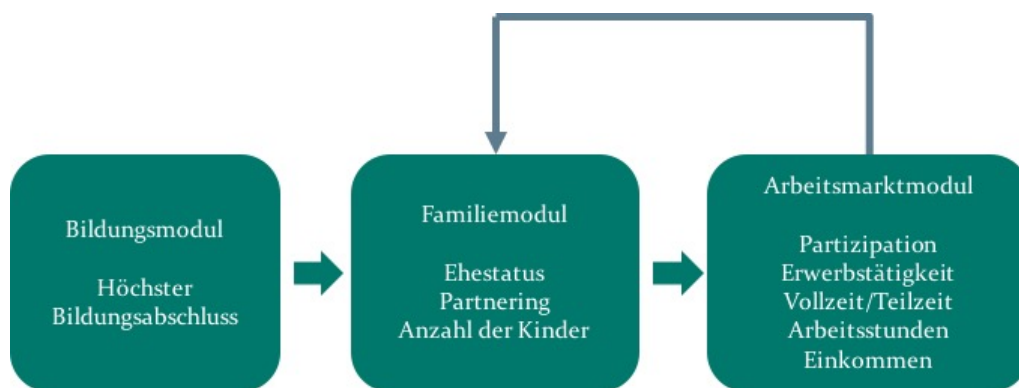
## Abbildungen

Abbildung 1: Beobachtete Jahre im SOEP spiegeln Panelmortalität wider



Quelle: SOEPv33, eigene Berechnungen.

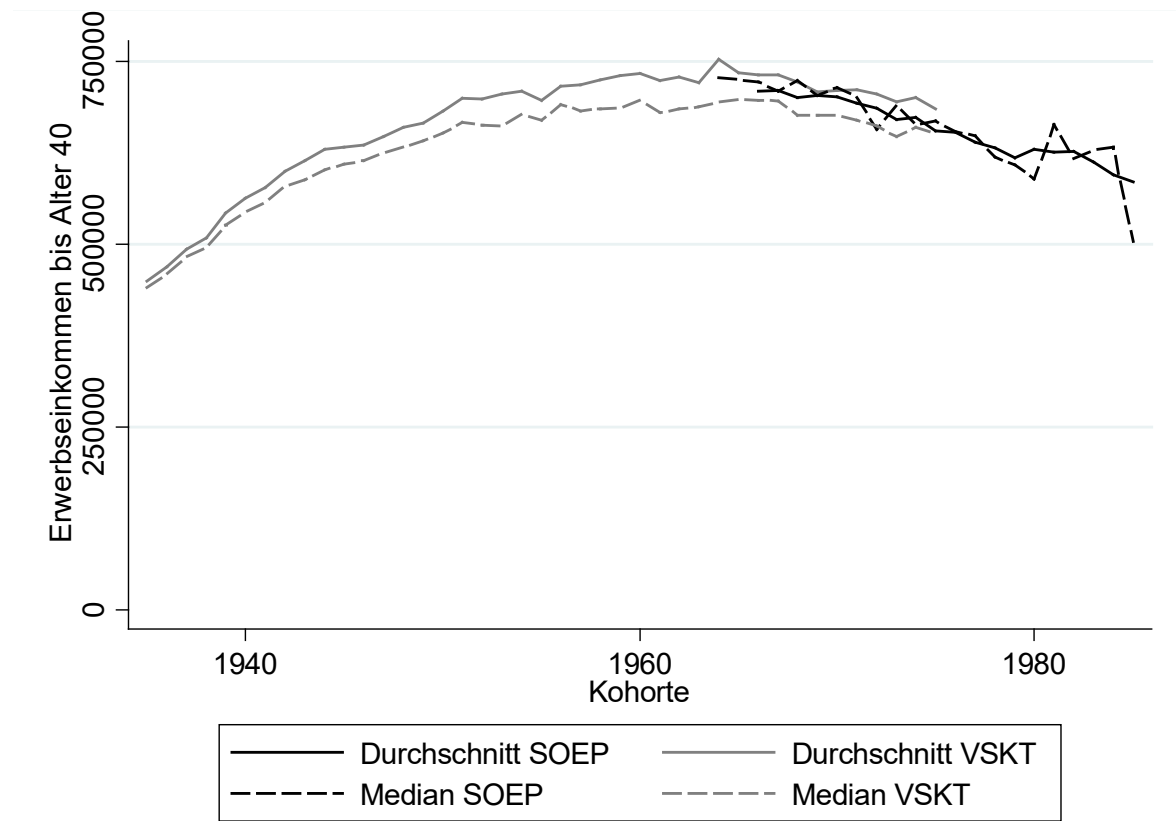
Abbildung 2: Die drei Stufen der Mikrosimulation



Anmerkung: Die Rück- bzw. Fortschreibung der Lebensläufe beginnt für jedes Individuum in Abhängigkeit von dessen erstmaliger Teilnahme an der Befragung des SOEP. Zuerst werden fehlende Erwerbsinformationen vor SOEP-Eintritt simuliert, anschließend – nach dem Austritt aus dem SOEP – Erwerbs- und Familieninformationen prognostiziert. Dabei lässt unser Mikrosimulationsmodell auch einen Einfluss der Arbeitsmarktcharakteristika auf die Familienentscheidungen zu.

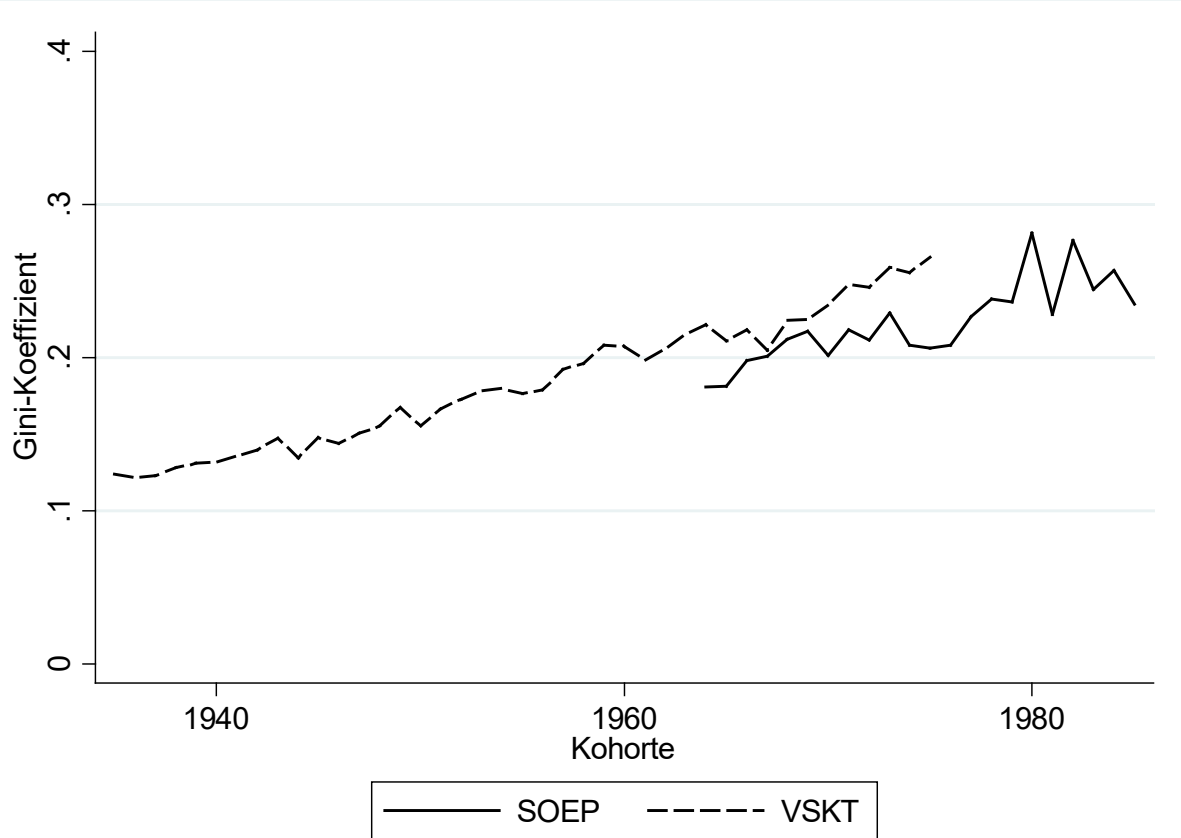
Quelle: Eigene Darstellung.

Abbildung 3: Durchschnittliche und mediane UA40 Lebensinkommen im SOEP und in der VSKT



Anmerkung: Lebenserwerbseinkommen westdeutscher Arbeitnehmer bis zum Alter 40 in Euro und in Preisen von 2015 für die Geburtskohorten 1935 bis 1985. Für die VSKT können nur die Werte für westdeutsche sozialversicherungspflichtig Beschäftigte berechnet werden, während für die SOEP-Ergebnisse alle Beschäftigungstypen berücksichtigt sind.  
 Quelle: Bönke et al. (2015) und SOEPv.33, eigene Berechnungen.

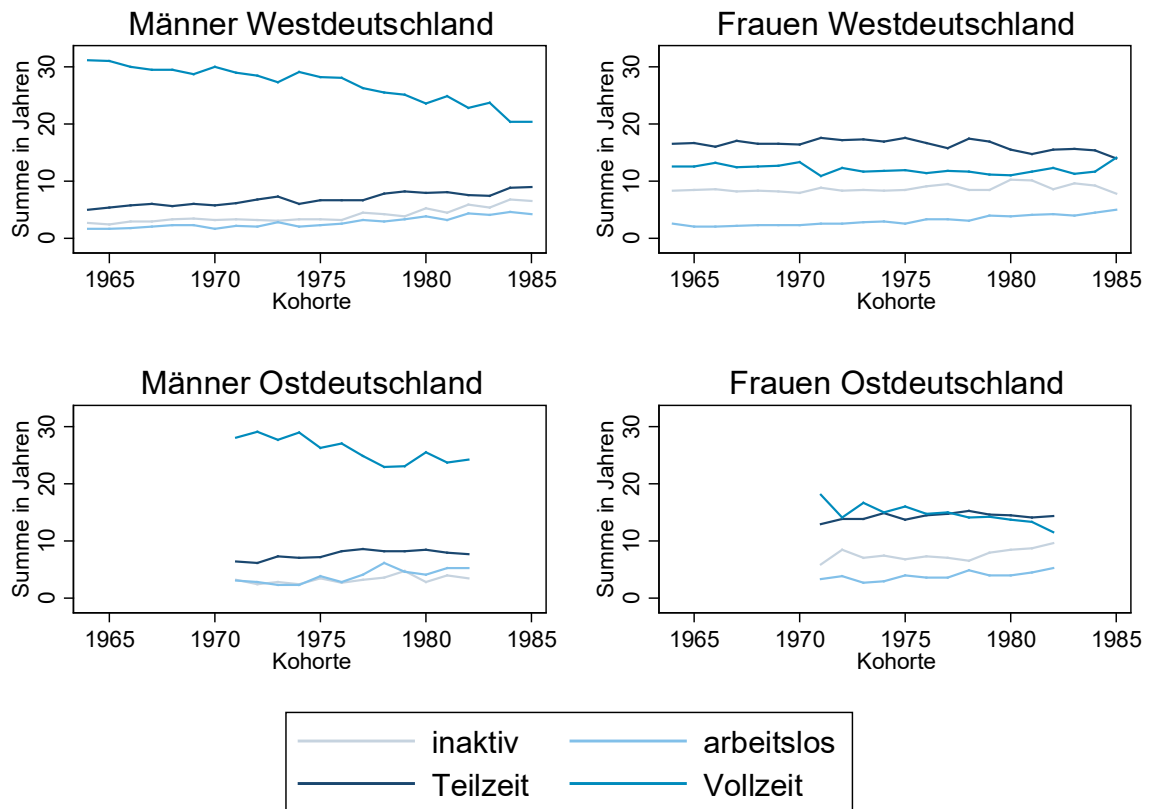
Abbildung 4: Gini-Koeffizienten für UA40-Lebenseinkommen im SOEP und in der VSKT



Anmerkung: Berechnung des Gini-Koeffizienten auf der Basis der Lebenserwerbseinkommen westdeutscher Arbeitnehmer bis zum Alter 40 für die Geburtskohorten 1935 bis 1985. Für die VSKT können nur die Werte für westdeutsche sozialversicherungspflichtig Beschäftigte berechnet werden, während für die SOEP-Ergebnisse alle Beschäftigungstypen berücksichtigt sind.

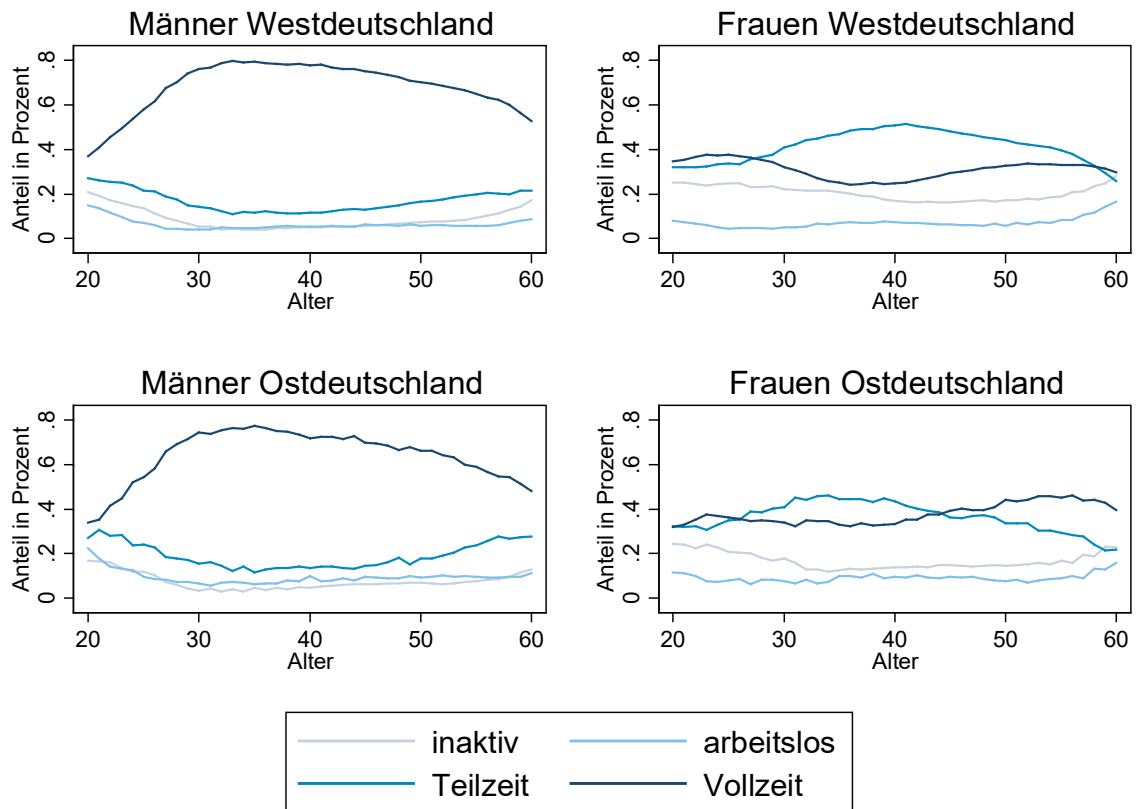
Quelle: Bönke et al. (2015) und SOEPv.33, eigene Berechnungen.

Abbildung 5: Erwerbsstadien im Erwerbsleben im Kohortenvergleich



Anmerkung: Durchschnittliche Summe der Jahre im entsprechenden Erwerbsstatus (Vollzeit, Teilzeit, arbeitslos, inaktiv) im Alter von 20 bis 60 Jahren für die Geburtskohorten 1964 bis 1985 für Westdeutschland und 1971 bis 1982 für Ostdeutschland.  
 Quelle: SOEPv.33, eigene Berechnungen.

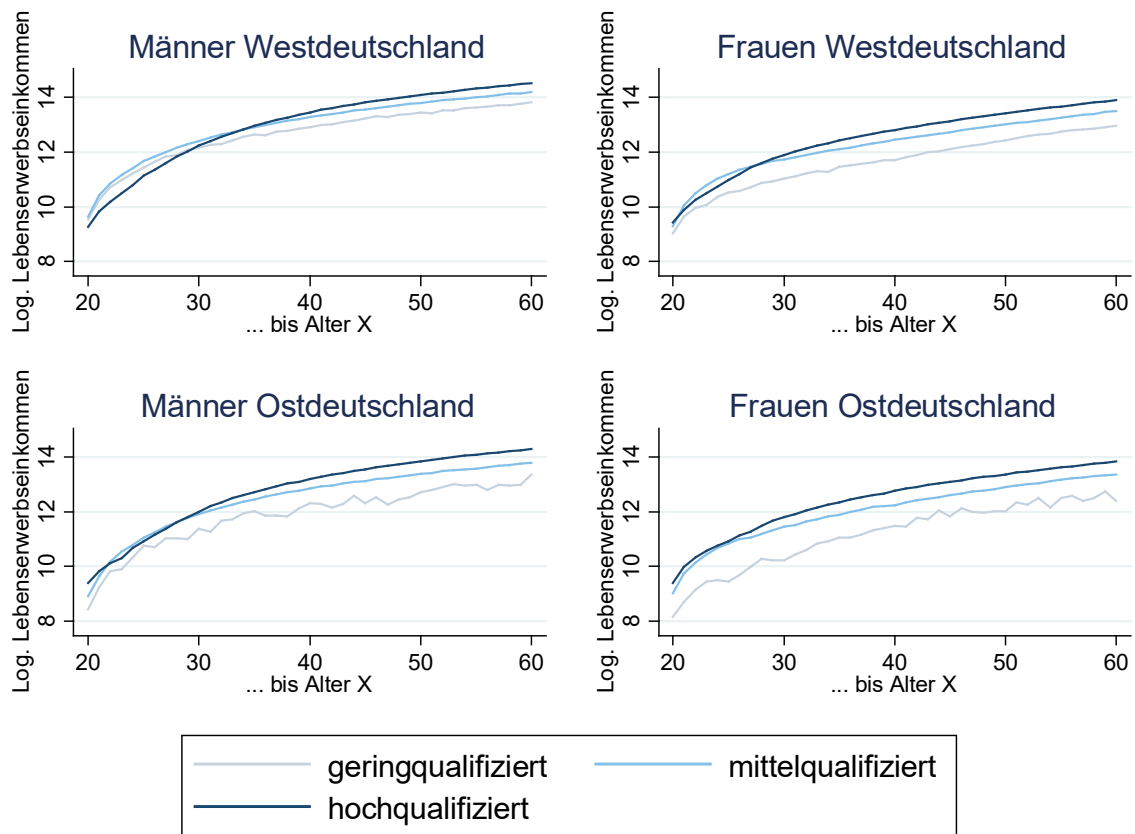
Abbildung 6: Erwerbsstadien über den Lebenszyklus



Anmerkung: Anteil aller aktiv am Arbeitsmarkt partizipierenden Individuen im entsprechenden Erwerbsstatus (Vollzeit, Teilzeit, arbeitslos) und Anteil inaktiver Personen im Alter von 20 bis 60 Jahren für die Geburtskohorten 1964 bis 1985 für Westdeutschland und 1971 bis 1982 für Ostdeutschland in Prozent.

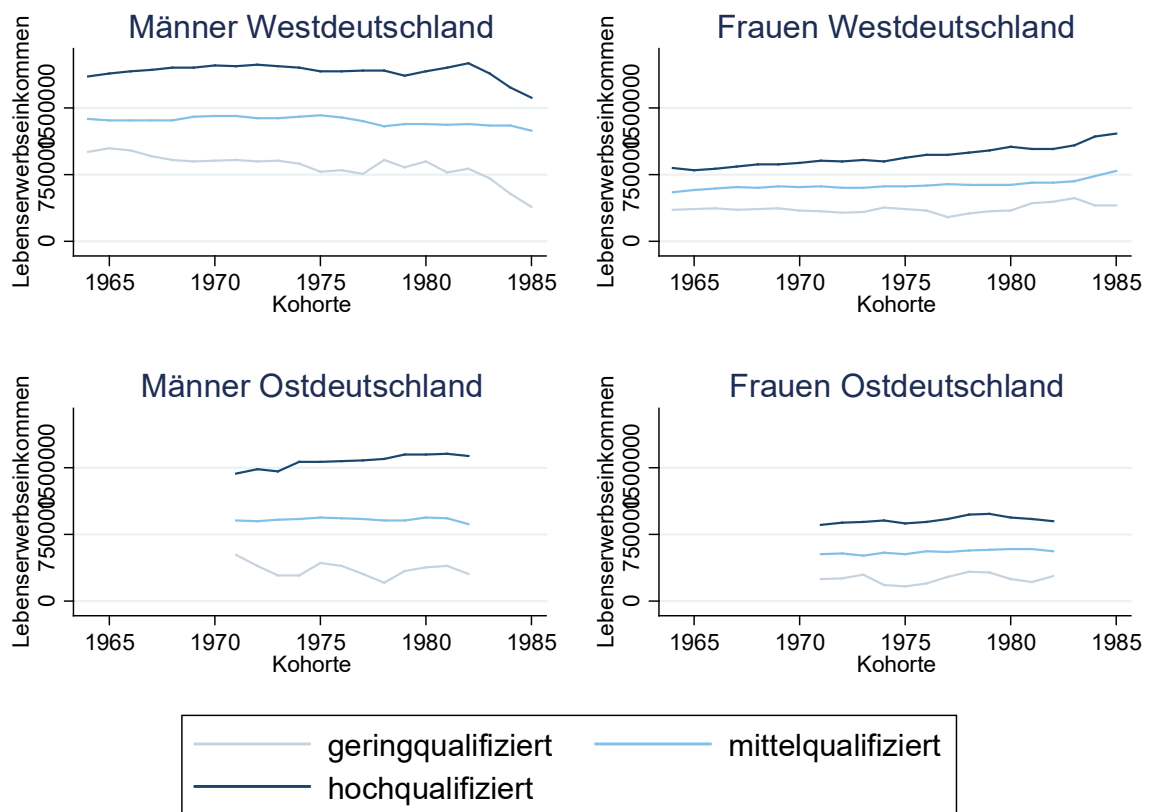
Quelle: SOEPv.33, eigene Berechnungen.

Abbildung 7: Kumulierte Erwerbseinkommen bis Alter X nach Qualifikationsniveau



Anmerkung: Kumulierte logarithmierte Erwerbseinkommen von Alter X bis 60 für die Geburtskohorten 1964 bis 1985 für Westdeutschland und 1971 bis 1982 für Ostdeutschland. Personen mit Realschulabschluss und weniger gelten als geringqualifiziert, mit Ausbildung oder Abitur als mittelqualifiziert und mit Hochschulabschluss als hochqualifiziert.  
Quelle: SOEPv.33, eigene Berechnungen.

Abbildung 8: Lebenserwerbseinkommen nach Qualifikationsniveau

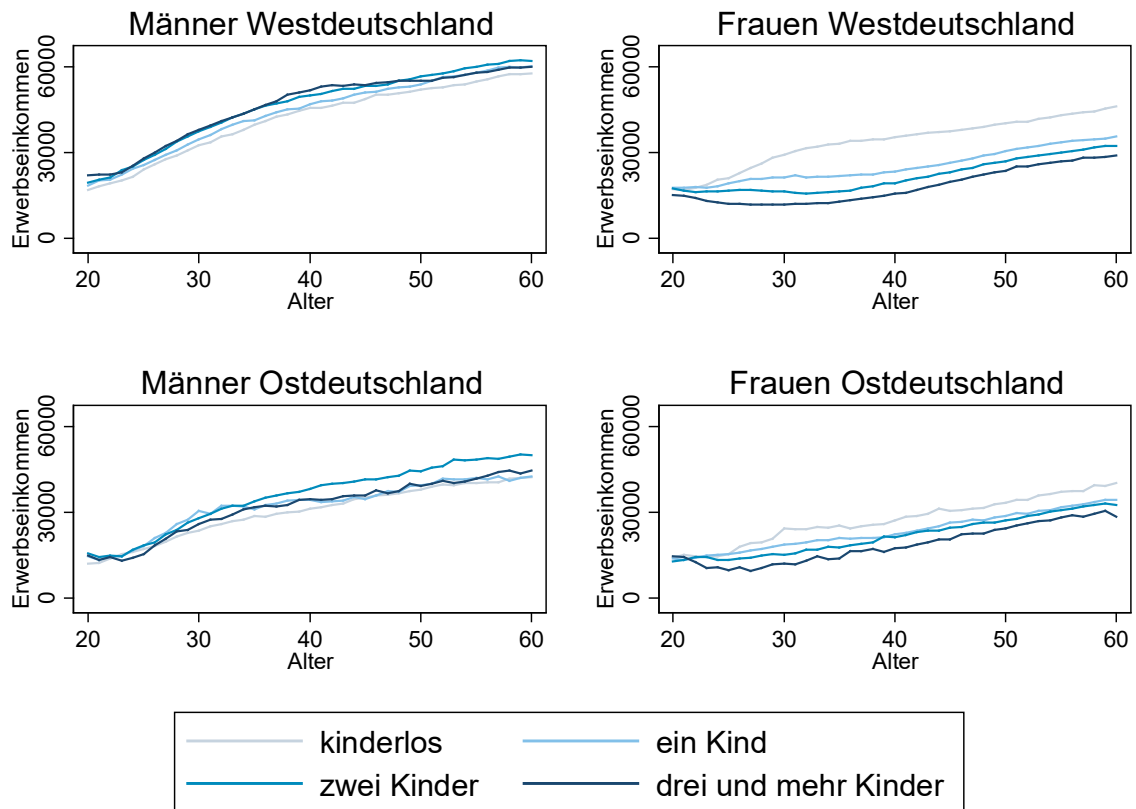


Anmerkung: Lebenserwerbseinkommen im Alter von 20 bis 60 Jahren in Euro und in Preisen von 2015 für die Geburtskohorten 1964 bis 1985 für Westdeutschland und 1971 bis 1982 für Ostdeutschland als gleitende Durchschnitte über je drei Kohorten. Personen mit Realschulabschluss und weniger gelten als geringqualifiziert, mit Ausbildung oder Abitur als mittelqualifiziert und mit Hochschulabschluss als hochqualifiziert.

Quelle: SOEPv.33, eigene Berechnungen.

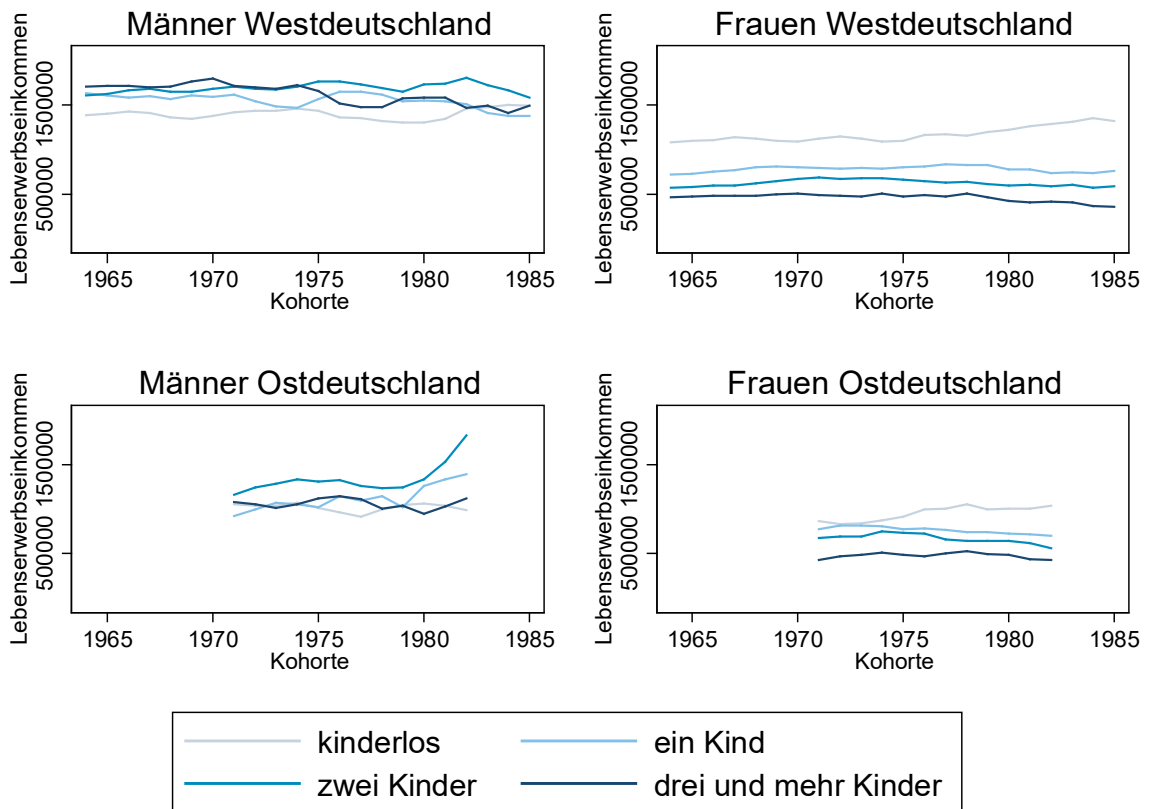


Abbildung 9: Erwerbseinkommensprofile nach Alter und Kinderzahl



Anmerkung: Altersprofile der jährlichen Erwerbseinkommen in Euro und in Preisen von 2015 für die Geburtskohorten 1964 bis 1985 für Westdeutschland und 1971 bis 1982 für Ostdeutschland.  
 Quelle: SOEPv.33, eigene Berechnungen.

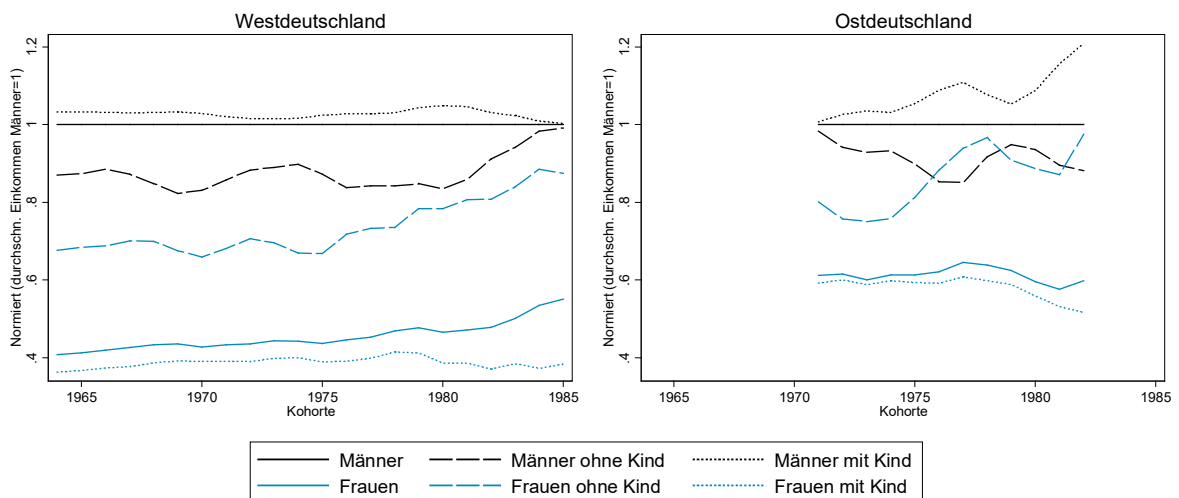
Abbildung 10: Lebenserwerbseinkommen nach Kinderzahl



Anmerkung: Lebenserwerbseinkommen im Alter von 20 bis 60 Jahren in Euro und in Preisen von 2015 für die Geburtskohorten 1964 bis 1985 für Westdeutschland und 1971 bis 1982 für Ostdeutschland als gleitende Durchschnitte über je drei Kohorten in Abhängigkeit von der Kinderzahl.

Quelle: SOEPv.33, eigene Berechnungen.

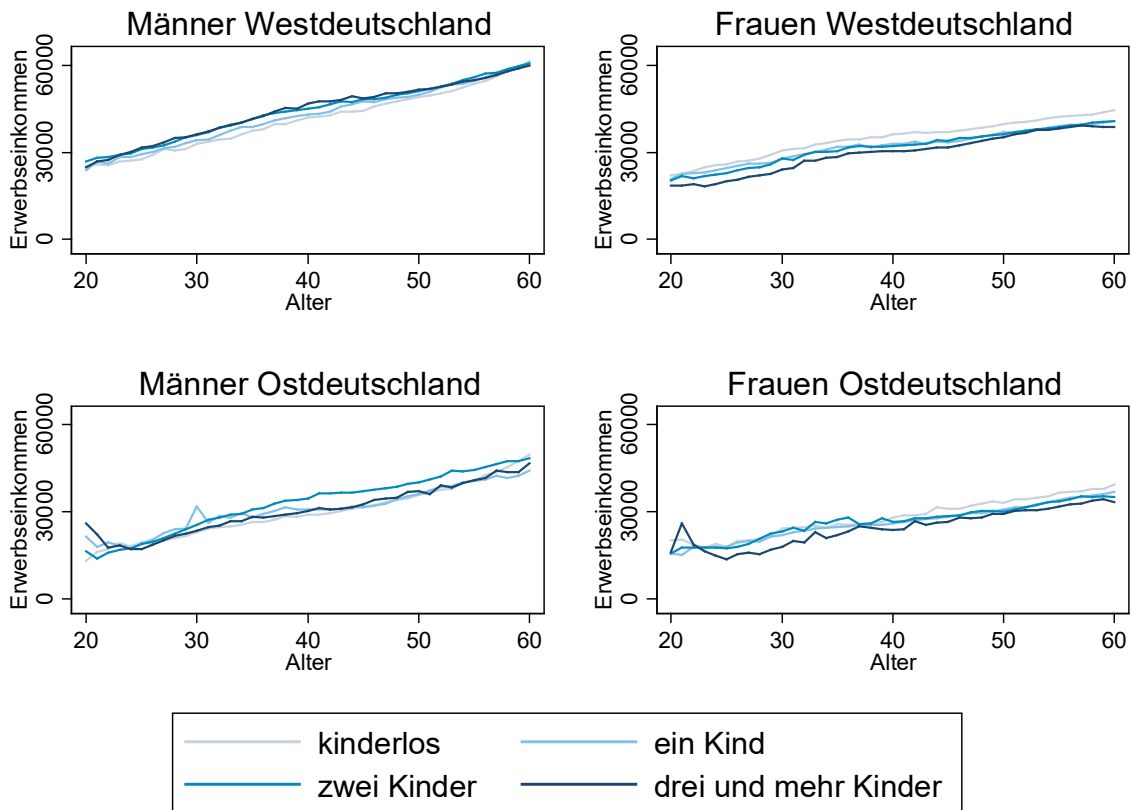
Abbildung 11: Lebenserwerbseinkommen von Männern und Frauen mit Kindern und ohne Kinder im Verhältnis zum durchschnittlichen Lebenserwerbseinkommen der Männer



Anmerkung: Lebenserwerbseinkommen im Alter von 20 bis 60 Jahren in Preisen von 2015 für die Geburtskohorten 1964 bis 1985 für Westdeutschland und 1971 bis 1982 für Ostdeutschland als gleitende Durchschnitte über je drei Kohorten in Abhängigkeit von der Kinderzahl im Verhältnis zum Lebenserwerbseinkommen der Männer in West- und Ostdeutschland.

Quelle: SOEPv.33, eigene Berechnungen.

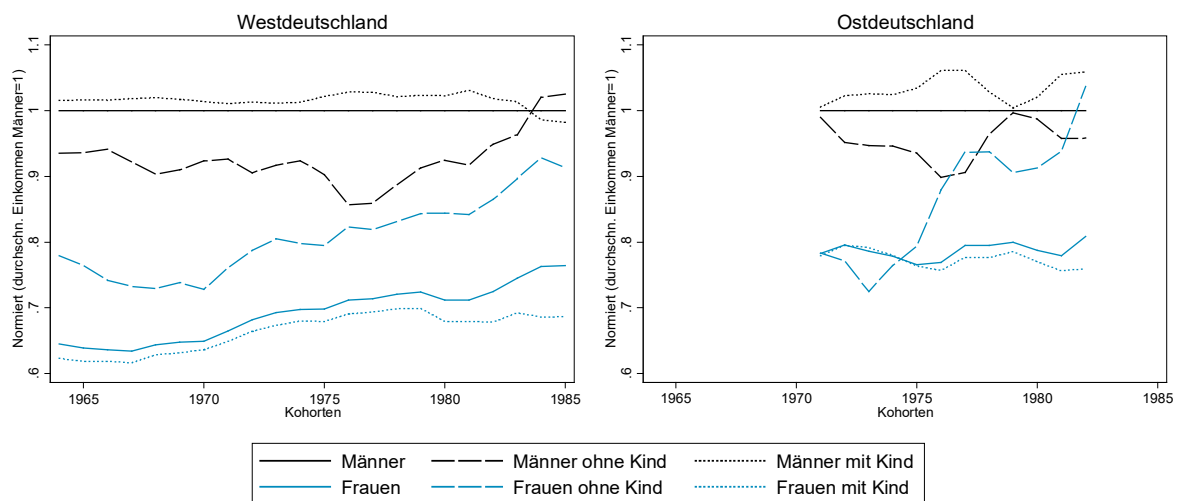
Abbildung 12: Erwerbseinkommensprofile bei vollzeitäquivalenter Erwerbstätigkeit nach Alter und Zahl der Kinder



Anmerkung: Altersprofile der jährlichen Erwerbseinkommen in Euro und in Preisen von 2015 für die Geburtskohorten 1964 bis 1985 für Westdeutschland und 1971 bis 1982 für Ostdeutschland unter der Annahme, dass alle beschäftigten Personen Vollzeit arbeiten.

Quelle: SOEPv.33, eigene Berechnungen.

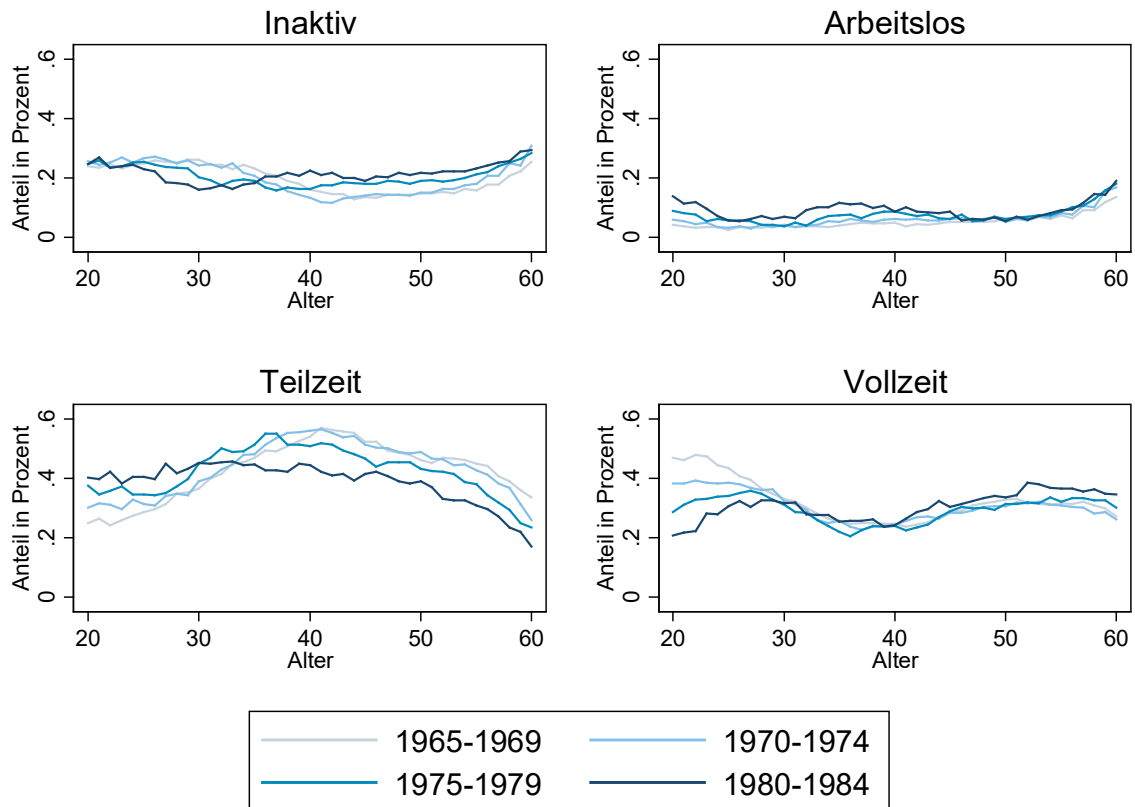
Abbildung 13: Arbeitszeitbereinigte Erwerbseinkommenslücke im Verhältnis zum durchschnittlichen Lebenserwerbseinkommen der Männer



Anmerkung: Vollzeitäquivalente Einkommen für Personen im Alter von 20 bis 60 Jahren in Preisen von 2015 für die Geburtskohorten 1964 bis 1985 für Westdeutschland und 1971 bis 1982 für Ostdeutschland als gleitende Durchschnitte über je drei Kohorten in Abhängigkeit von der Kinderzahl im Verhältnis zum durchschnittlichen vollzeitäquivalenten Einkommen der Männer in West- und Ostdeutschland.

Quelle: SOEPv.33, eigene Berechnungen.

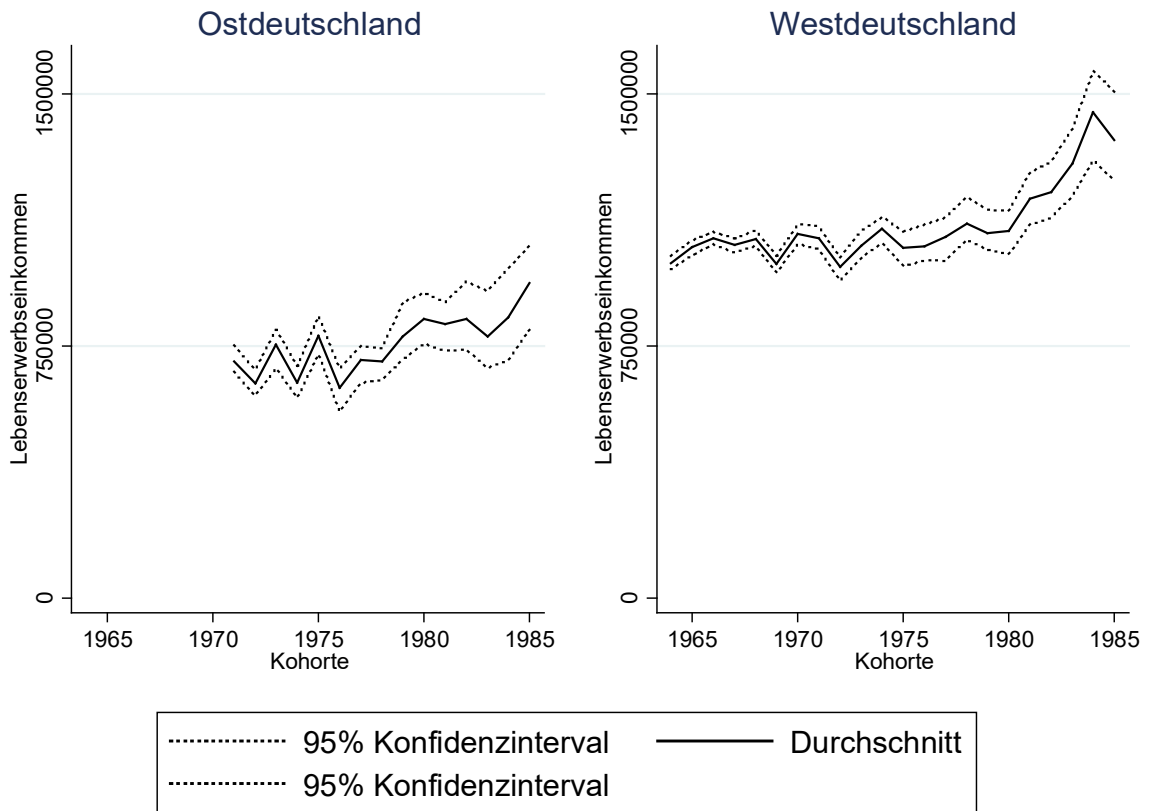
Abbildung 14: Die Veränderung von Erwerbsstadien über die Kohorten



Anmerkung: Anteil inaktiver Frauen und Anteil aller aktiv am Arbeitsmarkt partizipierenden Frauen im entsprechenden Erwerbsstatus (Vollzeit, Teilzeit, arbeitslos) in Westdeutschland im Alter von 20 bis 60 Jahren für die Geburtskohorten 1965 bis 1969, 1970 bis 1974, 1975 bis 1979 und 1980 bis 1984 in Prozent.

Quelle: SOEPv.33, eigene Berechnungen.

Abbildung 15: 95%-Konfidenzintervalle der Lebenserwerbseinkommen von Männern



Anmerkung: Durchschnittliche Lebenserwerbseinkommen von Männern im Alter von 20 bis 60 Jahren in Euro und in Preisen von 2015 für die Geburtskohorten 1964 bis 1985 für Westdeutschland und 1971 bis 1985 für Ostdeutschland inklusive der 95%-Konfidenzintervalle. Die Konfidenzintervalle werden auf Basis von Monte-Carlo-Simulationen berechnet. Dabei wird der dem Modell zugrundeliegende Zufallsprozess zur Bestimmung der Erwerbsbiografien 100 Mal durchlaufen und im Anschluss für jeden Durchlauf das durchschnittliche Lebenserwerbseinkommen berechnet. Das 95%-Konfidenzintervall beschreibt die Spannweite der mittleren 95 Durchläufe.  
 Quelle: SOEPv.33, eigene Berechnungen.

**Diskussionsbeiträge - Fachbereich Wirtschaftswissenschaft - Freie Universität Berlin**  
**Discussion Paper - School of Business and Economics - Freie Universität Berlin**

2020 erschienen:

- 2020/1      ASSEYER, Andreas: Wholesale price discrimination with regulatory asymmetry  
*Economics*
- 2020/2      JESSEN, Robin und Johannes KÖNIG: Hours Risk and Wage Risk:  
Repercussions over the Life-Cycle  
*Economics*
- 2020/3      ASSEYER, Andreas: Collusion and Delegation under Information Control  
*Economics*
- 2020/4      ADAM, Marc Christopher: Liquidating Bankers' Acceptances: International  
Crisis, Doctrinal Conflict and American Exceptionalism in the Federal Reserve  
1913-1932  
*Economics*