



# Zwischen Wunsch und Wirklichkeit

Unter- und Überbeschäftigung  
auf dem deutschen Arbeitsmarkt

Maximilian Blömer, Johanna Garnitz,  
Laura Gärtner, Andreas Peichl, Helene Strandt



# Zwischen Wunsch und Wirklichkeit

Unter- und Überbeschäftigung  
auf dem deutschen Arbeitsmarkt

Maximilian Blömer, Johanna Garnitz,  
Laura Gärtner, Andreas Peichl, Helene Strandt

# Vorwort

Was hindert Beschäftigte daran, ihr Arbeitsangebot auszuweiten? – diese Frage steht im Mittelpunkt unserer gemeinsamen Arbeitsstrecke mit dem Forscher:innen-Team um Prof. Andreas Peichl vom ifo Institut. In einer ersten Studie mit dem Titel „Für wen lohnt sich Arbeit?“ konnten wir bereits zeigen, dass das Zusammenspiel aus Steuern, Abgaben und Transferleistungen mit Blick auf die Ausweitung des Arbeitsangebots Fehlanreize für Beschäftigte setzt. Dies führt dazu, dass viele von ihnen – insbesondere Zweitverdiener:innen und damit häufig Frauen – auf dem deutschen Arbeitsmarkt in Kleinst- und Minijobs verharren. Doch wenn es darum geht, dass Beschäftigte ihre Arbeitszeitwünsche nicht wie gewünscht realisieren können, spielen neben diesen institutionellen Rahmenbedingungen auch demografische, sozioökonomische und persönliche Faktoren eine zentrale Rolle.

Dem Unterschied zwischen tatsächlichen und gewünschten Arbeitszeiten, den sogenannten Arbeitszeitdiskrepanzen, widmet sich die vorliegende Studie. Sie zeichnet die Entwicklung der tatsächlichen und gewünschten Arbeitszeiten differenziert nach Geschlecht, Beschäftigungstyp und Alterskohorte bis 2017 nach. Darüber hinaus zeigt sie weitere Faktoren auf, die die Unterschiede zwischen gewünschten und tatsächlichen Arbeitszeiten vergrößern oder verringern können. Damit beantwortet die Studie die Fragen, wer auf dem deutschen Arbeitsmarkt häufiger über- und wer unterbeschäftigt ist und warum dies der Fall ist. Die Bedeutung der Geschlechterdimension tritt auch in dieser Studie deutlich zu Tage. Überbeschäftigung bedeutet in diesem Kontext, wenn eine Person weniger arbeiten möchte, als dies tatsächlich der Fall ist. Dies kann zum Beispiel an starren Arbeitszeiten oder an vielen Überstunden liegen. Unterbeschäftigt sind dagegen Personen, die ihre Arbeit ausweiten wollen, dies aber aufgrund von verschiedenen Restriktionen nicht können, oder wegen finanziellen Fehlanreizen davon abgehalten werden. Damit sind Arbeitszeitdiskrepanzen weder für die Volkswirtschaft noch für die einzelnen Beschäftigten effizient, die daran gehindert werden, ihre Präferenzen zu verwirklichen: Überbeschäftigte sind weniger produktiv,

stärker belastet und weniger zufrieden mit ihrer Arbeit. Unterbeschäftigte könnten dagegen durch eine Ausweitung ihrer Arbeitszeit nicht nur mehr Arbeitsleistung erbringen, ein höheres Einkommen erzielen und zusätzlichen Wert schaffen, sondern auch ihr Humankapital eher erhalten und ausbauen. Dies würde in Zeiten des Fachkräftemangels auch dem volkswirtschaftlichen Arbeitskräftebedarf zugutekommen.

## Zwischen den Geschlechtern klafft bei den Arbeitszeiten eine Lücke

Betrachtet man zunächst die tatsächlichen Arbeitszeiten getrennt nach Geschlecht, lässt die Studie eine große Lücke erkennen: Erwerbstätige Männer arbeiten im Durchschnitt mit 41 Stunden pro Woche 9 Stunden mehr als Frauen. Der Vergleich mit den gewünschten Arbeitszeiten lässt erkennen, dass sowohl Männer als auch Frauen im Durchschnitt mit weniger Wochenstunden zufrieden wären. Ein genauerer Blick auf die Verteilung der individuellen Arbeitszeitwünsche offenbart jedoch großes Potenzial für eine Angleichung der Arbeitszeiten zwischen den Geschlechtern. So sehen sich deutlich mehr Männer als Frauen überbeschäftigt und gleichzeitig deutlich mehr Frauen als Männer unterbeschäftigt. Der Anteil der Frauen, die ihre Arbeitszeit gerne ausweiten würden, ist mit 17 Prozent fast doppelt so hoch wie bei Männern – von ihnen arbeiten nur rund neun Prozent weniger als gewünscht.

## Vollzeitbeschäftigte würden gerne deutlich weniger arbeiten

Bei der Verwirklichung von Arbeitszeitwünschen spielt der Beschäftigungstyp eine wesentliche Rolle: Während Vollzeitbeschäftigte im Durchschnitt gerne deutlich weniger arbeiten würden, entspricht die gewünschte Arbeitszeit bei in Teilzeit beschäftigten Frauen und Männern im Durchschnitt ihrer tatsächlichen Arbeitszeit. Dabei sind mit 83 Prozent ein Großteil

aller Teilzeitbeschäftigten weiblich. Blickt man auf die vollzeitbeschäftigten Erwerbstätigen, so dreht sich das Verhältnis um: 67 Prozent der Vollzeitbeschäftigten sind Männer.

### Mütter können ihre Arbeitszeitwünsche schwerer realisieren als Väter

Ein Blick auf Beschäftigte mit Kindern zeigt, dass es insbesondere Müttern schwer fällt, ihre Arbeitszeitwünsche umzusetzen. Der Grund dafür sind laut der Studie nicht Kinder an sich, sondern der Mangel an Betreuungsmöglichkeiten oder die zu hohen Kosten dafür. Lassen sich Familie und Beruf gut miteinander vereinbaren, können auch Arbeitszeitwünsche besser verwirklicht werden. Auf die Arbeitszeitwünsche von Männern haben Kinder und die Betreuungssituation hingegen so gut wie keinen Einfluss. Die Tatsache, dass Mütter nach wie vor deutlich mehr unbezahlte Arbeit übernehmen, führt dazu, dass sie weniger Zeit für Erwerbsarbeit aufwenden wollen, sobald es keine ausreichenden Kinderbetreuungsinstitutionen gibt. Das hat sich auch in der Corona-Pandemie gezeigt – Frauen übernehmen wesentlich häufiger als Männer die zusätzliche Betreuungs- und Hausarbeit. Erste Untersuchungen zeigen bereits, dass sich die Kita- und Schulschließungen negativ auf die Arbeitszeitwünsche von Müttern auswirken. Auch in Krisenzeiten sollte funktionierende Kinderbetreuung hohe Priorität behalten, damit sich Frauen nicht aus der Erwerbstätigkeit zurückziehen und bestehende Ungleichheiten nicht weiter verschärft werden.

### Reformen zur Angleichung der Arbeitszeiten zwischen den Geschlechtern sind notwendig und möglich

Um die Arbeitszeitdiskrepanzen abzubauen und das Potential zur Angleichung der Arbeitszeiten zwischen Männern und Frauen zu nutzen, sind verschiedene Hebel von zentra-

ler Bedeutung. So könnte der Ausbau flexiblerer Arbeitszeitregelungen, wie der langen Teilzeit oder der verkürzten Vollzeit, die Lücken zwischen gewünschter und tatsächlicher Arbeitszeit verringern. Darüber hinaus sind gute Kitas und ein gutes Ganztagsangebot in den Schulen für die Realisierung von Arbeitszeitwünschen und der Vereinbarkeit von Familie und Beruf wesentlich. Dies gilt insbesondere für Mütter, wie die Pandemie abermals zeigt. Doch das allein reicht nicht aus. Die in der Vorgängerstudie aufgezeigten Fehlanreize machen die Aufnahme einer substantiellen Beschäftigung für Alleinstehende sowie Alleinerziehende und Zweitverdiener:innen und damit insbesondere für Frauen häufig unattraktiv und sollten deshalb abgebaut werden. So führt beispielsweise die Kombination aus Ehegattensplitting und Minijobs dazu, dass sich für Millionen von Zweitverdiener:innen die Aufnahme einer Beschäftigung über den Minijob hinaus häufig nicht lohnt.

Wie der Abbau dieser Fehlanreize konkret aussehen kann und welche Effekte eine Reform auf Beschäftigung, Einkommensverteilung und den öffentlichen Haushalt haben könnte, ist Gegenstand einer Folgestudie in Zusammenarbeit mit dem Forscher:innen-Team des ifo Instituts. Damit möchten wir als Bertelsmann Stiftung einen Beitrag leisten, ungenutzte Beschäftigungspotentiale zu heben und faire Teilhabe und Aufstiege auf dem Arbeitsmarkt für alle zu ermöglichen.

Unser Dank gilt den Autor:innen der Studie am ifo Institut, Maximilian Blömer, Johanna Garnitz, Laura Gärtner, Andreas Peichl und Helene Strandt, die mit den Datensätzen des Sozioökonomischen Panels (SOEP) sowie des Panels Arbeitsmarkt und Soziale Sicherung (PASS) in einer umfassenden deskriptiven Analyse die Entwicklung der tatsächlichen und gewünschten Arbeitszeit seit 1985 nachgezeichnet haben. Darüber hinaus haben sie in umfangreichen Regressionsanalysen zentrale Stellschrauben herausgearbeitet, die für das Entstehen von Arbeitszeitdiskrepanzen verantwortlich sind.

**Dr. Jörg Dräger**  
Mitglied des Vorstands  
der Bertelsmann Stiftung

**Eric Thode**  
Director, Programm Arbeit neu denken  
der Bertelsmann Stiftung

---

# Inhalt

---

<b>Vorwort</b>	4
<b>Inhalt</b>	6
Abbildungsverzeichnis	7
Tabellenverzeichnis	7
Abkürzungsverzeichnis	7
<b>Die zentralen Ergebnisse auf einen Blick</b>	8
<b>1   Einleitung</b>	9
<b>2   Literaturüberblick und Hypothesen</b>	11
<b>3   Daten</b>	15
3.1   Sozio-oekonomisches Panel	15
3.2   Panel Arbeitsmarkt und soziale Sicherung	15
<b>4   Methodisches Vorgehen</b>	16
<b>5   Empirische Analyse</b>	19
5.1   Arbeitszeitdiskrepanzen im Zeitverlauf	19
5.2   Weitere Einflussfaktoren	24
<b>6   Fazit</b>	32
<b>Literaturverzeichnis</b>	34
<b>Anhang</b>	36
Variablenliste und Definitionen	36
<b>Key findings at a glance</b>	46
<b>Die Autorinnen und Autoren</b>	47

**Abbildungsverzeichnis**

Abbildung 1	Verteilung der Arbeitszeitdiskrepanz (tats. – gew.), SOEP	17
Abbildung 2	Verteilung der Arbeitszeitdiskrepanz (tats. – gew.), PASS	17
Abbildung 3	Tatsächliche und gewünschte Arbeitszeiten nach Geschlecht, SOEP (1985 bis 2017)	20
Abbildung 4	Tatsächliche und gewünschte Arbeitszeiten nach Geschlecht, PASS (2007 bis 2017)	20
Abbildung 5	Tatsächliche und gewünschte Arbeitszeiten nach Beschäftigungstyp, SOEP (1985 bis 2017)	20
Abbildung 6	Tatsächliche und gewünschte Arbeitszeiten nach Beschäftigungstyp, PASS (2007 bis 2017)	20
Abbildung 7	Arbeitszeitdiskrepanzen nach Geschlecht, SOEP (1985 bis 2017)	21
Abbildung 8	Arbeitszeitdiskrepanzen nach Geschlecht, PASS (2007 bis 2017)	21
Abbildung 9	Gewünschte und tatsächliche Arbeitszeit nach Alter und Kohorte, SOEP	22
Abbildung 10	Gewünschte und tatsächliche Arbeitszeit nach Alter und Kohorte, PASS	22
Abbildung 11	Arbeitszeitdiskrepanz (tats. – gew.) nach Alter und Kohorte, SOEP	23
Abbildung 12	Arbeitszeitdiskrepanz (tats. – gew.) nach Alter und Kohorte, PASS	23
Abbildung 13	OLS: Arbeitszeitdiskrepanz in wöchentlichen Stunden (tats. – gew.), SOEP	25
Abbildung 14	OLS: Arbeitszeitdiskrepanz in wöchentlichen Stunden (tats. – gew.), PASS	29
Abbildung A.1	Partizipationsbelastung – Status quo (2019) – Single-Haushalt	39
Abbildung A.2	Partizipationsbelastung – Status quo (2019) – Paar, zwei Kinder, Einkommensanteile 50/50	39
Abbildung A.3	Gewünschte und tatsächliche Arbeitszeit nach Alter und Zehnjahreskohorten, SOEP	40
Abbildung A.4	Arbeitszeitdiskrepanz (tats. – gew.) nach Alter und Zehnjahreskohorten, SOEP	40

**Tabellenverzeichnis**

Tabelle A.1	OLS: Arbeitszeitdiskrepanz in wöchentlichen Stunden (tats. – gew.), SOEP-I	41
Tabelle A.2	OLS: Arbeitszeitdiskrepanz in wöchentlichen Stunden (tats. – gew.), SOEP-II	42
Tabelle A.3	OLS: Arbeitszeitdiskrepanz in wöchentlichen Stunden (tats. – gew.), PASS-I	43
Tabelle A.4	OLS: Arbeitszeitdiskrepanz in wöchentlichen Stunden (tats. – gew.), PASS-II	44
Tabelle A.5	OLS: Arbeitszeitdiskrepanz in wöchentlichen Stunden (tats. – gew.), PASS-III	45

**Abkürzungsverzeichnis**

ISCED	International Standard Classification of Education
PASS	Panel Arbeitsmarkt und soziale Sicherung
(P)OLS	(Pooled) Ordinary Least Squares
PTR	Participation Tax Rate, Partizipationsbelastung
SOEP	Sozio-oekonomisches Panel

---

# Die zentralen Ergebnisse auf einen Blick

Die vorliegende Studie ist der Frage gewidmet, wie sich verschiedene demografische, sozioökonomische und persönliche Faktoren auf die Diskrepanz zwischen der tatsächlichen und der gewünschten wöchentlichen Arbeitszeit eines Individuums auswirken. Die Untersuchung von Arbeitszeitdiskrepanzen ist insbesondere im Kontext bestehender Unter- und Überbeschäftigung relevant.

Zunächst betrachten wir in einer deskriptiven Analyse die Unterschiede in der Arbeitszeitdiskrepanz nach Geschlecht, Beschäftigungstyp und Geburtsjahr. Im Anschluss daran ermitteln wir anhand einer Regressionsanalyse, welche weiteren Faktoren eine Arbeitszeitdiskrepanz verschärfen bzw. verringern. Für die Regressionsanalyse verwenden wir Daten des Sozio-oekonomischen Panels (SOEP) sowie des Panels Arbeitsmarkt und soziale Sicherung (PASS).

Die Ergebnisse dieser Studie zeigen, dass Vollzeitbeschäftigte aufgrund von deutlich stärkeren arbeitszeitlichen Restriktionen häufiger von Überbeschäftigung betroffen sind als Teilzeitbeschäftigte. Außerdem ist die wöchentliche Arbeitszeitdiskrepanz bei Frauen im Durchschnitt größer als bei Männern. Weiterhin stellen wir fest, dass eine strengere Restriktion bei der Realisierung des Arbeitszeitwunschs nicht grundsätzlich durch ein Kind hervorgerufen wird, sondern insbesondere durch institutionelle Faktoren wie der Mangel an oder die zu hohen Kosten einer passenden Kinderbetreuung. So haben insbesondere Mütter bei unzureichenden Kinderbetreuungsmöglichkeiten deutliche Schwierigkeiten, ihre gewünschte Arbeitszeit zu realisieren.

Infolge der COVID-19-Krise könnten sich die in dieser Studie dokumentierten geschlechtsspezifischen Arbeitszeitdiskrepanzen verstärken. Bereits vor dem Ausbruch der Pandemie ließ sich ein wesentlicher Teil der Überbeschäftigung bei Vorhandensein von Kindern durch eine erschwerte Betreuungssituation erklären. Die getroffenen Maßnahmen wie Kita- und Schulschließungen stellen dabei einen erheblichen zusätzlichen Schock für die Realisierung von Arbeitszeitwünschen dar und dürften in einer Verschärfung der bestehenden Restriktionen für Eltern, aber insbesondere Mütter, resultieren.

Der Ausbau flexiblerer Arbeitszeitregelungen, wie der langen Teilzeit oder der verkürzten Vollzeit, könnte die bestehenden Arbeitszeitdiskrepanzen verringern. Des Weiteren kann eine Ausweitung der öffentlichen Möglichkeiten zur Kinderbetreuung, vor allem in Bezug auf Kosten und Umfang, zu einer besseren Vereinbarkeit von Familie und Beruf führen und so zu einer Verminderung der Geschlechterdiskrepanz bei der Realisierung von Arbeitszeitwünschen beitragen.

---

# 1 | Einleitung

---

In Deutschland gibt es auf dem Arbeitsmarkt sowohl Über- als auch Unterbeschäftigung. Von Unterbeschäftigung spricht man, wenn eine Person eigentlich eine Arbeit aufnehmen oder ausweiten will, dies aber aufgrund von Restriktionen nicht kann oder aber finanzielle Gründe dagegen sprechen. Möchte und kann eine Person eigentlich (mehr) arbeiten, macht dies aber aufgrund der Abwägung über die Höhe des zusätzlichen Einkommens nicht, ist dies eine Form von freiwilliger Arbeitslosigkeit bzw. freiwilliger Unterbeschäftigung. Neben dem Verweilen in Arbeitslosigkeit kann dies unter anderem bei Kleinst- oder Minijobs vorkommen. Es wurde bereits vielfach dokumentiert, dass im deutschen Steuer-, Abgaben- und Transfersystem vielfältige Gründe für dieses Kalkül vorliegen (siehe zum Beispiel Peichl, Buhlmann, & Löffler, 2017; Peichl, Buhlmann, Löffler, & Barišić, 2017; Bruckmeier, Mühlhan, & Wiemers, 2018; Bruckmeier, Mühlhan, & Peichl, 2018). Unterbeschäftigung liegt außerdem vor, wenn eine Person mehr arbeiten möchte, als ihr tatsächlich ermöglicht wird (beispielsweise vom Arbeitgeber).

Von Überbeschäftigung spricht man demgegenüber dann, wenn eine Person weniger arbeiten möchte, als dies tatsächlich der Fall ist. Dies kann zum Beispiel daran liegen, dass Arbeitsverträge starr sind, Überstunden geleistet werden oder familiäre Verpflichtungen und Bedürfnisse vorliegen.

Im Durchschnitt sind Beschäftigte in Deutschland um ca. 3,5 Stunden pro Woche überbeschäftigt.<sup>1</sup> Betrachtet man jedoch verschiedene Gruppen von Beschäftigten (zum Beispiel Teilzeit- und Vollzeitbeschäftigte sowie Männer und Frauen) separat, so offenbaren sich große Unterschiede in den individuellen Arbeitszeitdiskrepanzen. So sind Vollzeitbeschäftigte durchschnittlich überbeschäftigt (um ca. sechs Stunden pro Woche), Teilzeitbeschäftigte dagegen leicht unterbeschäftigt (um ca. eine Stunde pro Woche). Ersteres gilt vor allem für Frauen, die in Vollzeit tendenziell stark überbeschäftigt sind (um ca. sieben Stunden pro Woche). Unterbeschäftigung in Teilzeit dagegen betrifft vor allem Männer (diese sind in Teilzeit um ca. vier Stunden pro Woche unterbeschäftigt).

Die Varianz in den Arbeitszeitdiskrepanzen verschiedener Beschäftigungsgruppen ist Ausgangspunkt und Motivation für die vorliegende Studie. Es gibt viele individuell verschiedene Einflussfaktoren, die zu Über- oder Unterbeschäftigung führen können. Auch hier können Gründe im Steuer-, Abgaben- und Transfersystem liegen, beispielsweise kommen hohe Transferentzugsraten oder steuerliche Regelungen wie etwa das Ehegattensplitting infrage.

Diese Studie im Auftrag der Bertelsmann Stiftung untersucht die Diskrepanz zwischen der tatsächlichen und der gewünschten Arbeitszeit und geht der Frage nach, wie diese Diskrepanz mit verschiedenen Eigenschaften und Präferenzen eines Individuums zusammenhängt. Sie ist die zweite Untersuchung innerhalb der dreiteiligen Reihe „Unter- und Überbeschäftigung“. Während die erste Studie (siehe Blömer & Peichl, 2020) insbesondere Beschäftigungsanreize und -hemmnisse im Steuer- und Sozialsystem untersucht, setzt dieses Modul den Schwerpunkt ergänzend auf persönliche und demografische Hintergründe, die potenziell zu Unter- und Überbeschäftigung führen können, wie beispielsweise die familiäre Situation oder die Kinderbetreuungsmöglichkeiten. In der dritten Studie werden Reformvorschläge untersucht, die Erkenntnisse aus der ersten Studie (Blömer & Peichl, 2020) aufgreifen und bestehenden Fehlanreizen begegnen sollen.

Zum Aufbau: Zuerst wird ein kurzer Literaturüberblick gegeben. Anschließend werden die grundlegenden Hypothesen vorgestellt, um eine Vergleichbarkeit mit bisherigen Studien zu gewährleisten (Kapitel 2). Im dritten Kapitel werden die in der Regressionsanalyse verwendeten Daten und deren Aufbereitung erläutert. Kapitel 4 beschreibt das methodische Vorgehen.

Gegenstand des fünften Kapitels ist die empirische Analyse. Diese ist in zwei Abschnitte unterteilt: Abschnitt 5.1 zeigt die Entwicklung der tatsächlichen und der gewünschten Arbeitszeit im Zeitverlauf. Dabei werden unter anderem geschlechter- und kohortenspezifische Entwicklungen sowie die Rolle der Beschäftigungsart (Vollzeit und Teilzeit) untersucht. Des Weiteren wird

<sup>1</sup> Quelle: SOEP v34.

ermittelt, wie hoch der Anteil der über- und unterbeschäftigten Individuen bei Frauen und Männern ist.

In Abschnitt 5.2 wird die Analyse durch Hinzunahme weiterer Variablen erweitert. Die Methodik der Regressionsanalyse ermöglicht es, Zusammenhänge klarer von Effekten anderer Faktoren zu isolieren, und ergänzt somit die deskriptive Analyse um genauere Informationen zu marginalen Effekten. Die zu erklärende Variable ist dabei die Diskrepanz zwischen der tatsächlichen und der gewünschten Arbeitszeit, die wiederum als Indikator für das Vorhandensein von Über- oder Unterbeschäftigung dient. Sie ergibt sich aus der Differenz zwischen der Zahl der Stunden pro Woche, die ein Individuum nach eigener Angabe tatsächlich arbeitet (inklusive Überstunden), und der Zahl der Stunden pro Woche, die dieses Individuum unter Berücksichtigung von Einkommensänderungen gerne arbeiten würde.

Die Regressionsanalyse kann insbesondere detaillierten Aufschluss über die qualitativen und quantitativen Effekte des Geschlechts und verschiedener Beschäftigungsformen und -arten, wie Vollzeit versus Teilzeit oder Tätigkeit in einer Führungsposition, geben. Sie beantwortet weiterhin wichtige Fragen zur Relevanz institutioneller Rahmenbedingungen vor allem in der Kinderbetreuung, welche besonders im Kontext der Corona-Krise durch entfallene Betreuungsmöglichkeiten und Schulschließungen an Bedeutung gewinnen. Zusätzlich kann so die Hypothese des sogenannten Kindereffekts geprüft werden.

Um neben den demografischen Faktoren auch den Zusammenhang zwischen dem Steuer-, Abgaben- und Transfersystem und der Realisierung des Arbeitszeitwunschs zu erfassen, wird in der Regressionsanalyse auch der in der ersten Studie dieser Reihe (Blömer & Peichl, 2020) ermittelte Partizipationssteuersatz eines Individuums berücksichtigt.

---

## 2 | Literaturüberblick und Hypothesen

---

Im Folgenden wird eine Einordnung in die Literatur vorgenommen; überdies werden Hypothesen bezüglich der Zusammenhänge von Arbeitszeitdiskrepanzen mit beobachtbaren Variablen aufgestellt.<sup>2</sup> In Bezug auf Deutschland wird mithilfe der Daten des *Sozio-oekonomischen Panels* (SOEP) insbesondere anhand demografischer Faktoren untersucht, warum sich die gewünschte Arbeitszeit eines Individuums von dessen tatsächlicher Arbeitszeit unterscheidet.<sup>3</sup> Die nachfolgenden Untersuchungen weisen gewollt Parallelen zur bereits vorhandenen Literatur auf, um eine Vergleichbarkeit verschiedener Studien und Ergebnisse zu ermöglichen. Sie eröffnen darüber hinaus jedoch Erkenntnisse über Steuer- und Transferbelastungsmaße, die einen neuen, interessanten Einblick in Über- und Unterbeschäftigung auf dem deutschen Arbeitsmarkt geben können. Zudem können unter Rückgriff auf das *Panel Arbeitsmarkt und soziale Sicherung* (PASS) diverse familiäre Hintergründe in die Untersuchung aufgenommen werden.

In Hinblick auf Deutschland untersucht Holst (2007) deskriptiv die Ausprägung von Arbeitszeiten mithilfe der SOEP-Daten von 1993 bis 2005, wobei die Autorin zusätzlich zur tatsächlichen und zur gewünschten Arbeitszeit auch die vertraglich vereinbarte Wochenarbeitszeit einbezieht. Laut Holst (2007) ist im betrachteten Zeitraum die Arbeitszeit von Männern weitestgehend konstant geblieben, lediglich die gewünschte Arbeitszeit ist leicht auf 38,8 Stunden angewachsen. Dagegen hat sich die tatsächliche Arbeitszeit von Frauen etwas reduziert (und zwar auf 31,6 Stunden), während die gewünschte Arbeitszeit konstant bei etwa 30 Stunden liegt. Die von beiden Geschlechtern am häufigsten präferierten Stundenkategorien ermittelt Holst (2007) als 20, 30, 35 und 40 Stunden. In Anlehnung an internationale Studien (Bielenski & Wagner, 2003; Bielenski et al., 2002) argumentiert Holst (2007), dass in Deutschland im Vergleich mit anderen europäischen Ländern die tatsächliche durchschnittliche Arbeitszeit stärker variiert als die gewünschte Arbeitszeit. Laut Holst (2007) können individuelle Präferenzen, vor allem bestimmt durch das

Vorhandensein von Kindern sowie deren Alter und die kulturell verwurzelte Einstellung zur Erwerbstätigkeit von Frauen, zu Variationen zwischen den Ländern führen.

Aus theoretischer Sicht sind die zeitlichen Ressourcen, die Eltern für einen Beruf aufwenden können, stärker begrenzt als die zeitlichen Ressourcen von Personen ohne Kinder. Demnach kann es für Eltern notwendig sein, ihre (Gesamt-)Arbeitszeit zu verkürzen. Da Frauen häufiger die Aufgaben der Kinderbetreuung übernehmen, sind sie davon öfter betroffen als Männer. Aufgrund von Inflexibilität seitens der Arbeitgeber, die eine Adjustierung hin zur gewünschten Stundenkategorie erschwert, kann es so laut Theorie zu einer Diskrepanz kommen. Die sogenannte Child-Mismatch-Hypothese besagt außerdem, dass es sich hierbei um eine strukturelle Problematik handelt, da Arbeitsverträge nach wie vor an die Bedürfnisse männlicher Alleinverdiener angepasst sind.

Um diese Hypothese zu testen, verwenden Reynolds und Johnson (2012) US-amerikanische Paneldaten der Haushaltsbefragung *National Survey of Families and Households* (NSFH). Diese Daten stammen aus drei Befragungswellen (1987 bis 1988, 1992 bis 1994 und 2001 bis 2003). Die abhängige Variable ist in dieser Untersuchung die Veränderung der Arbeitszeitdiskrepanz in Relation zur letzten Befragungswelle. Als Kontrollvariablen werden allgemeine Merkmale wie das Alter, der Bildungsgrad und die Geschlechterkultur, der Familienkontext (Vorhandensein eines Partners / einer Partnerin und/oder von Kindern, Einkommen, Schulden und Stunden für Hausarbeit) sowie Charakteristika des Jobs (Notwendigkeit von Reisen, Wochenend- und Nachtarbeit) herangezogen. Reynolds und Johnson (2012) finden heraus, dass insbesondere Frauen von der ersten Elternschaft betroffen sind und dass deren zeitliche Diskrepanz um bis zu drei Stunden pro Woche steigt, hauptsächlich wegen einer verminderten gewünschten Arbeitszeit. Nichtsdestoweniger erhalten die Autoren keine signifikanten Effekte für 13 weitere Indikatoren, die sich

2 Siehe zum Beispiel Bielenski & Wagner (2003), Bielenski et al. (2002), Reynolds & Johnson (2012), Wotschak, Glebbeek, & Wittek (2014), Pollmann-Schult (2016) und Kler et al. (2017).

3 Siehe zum Beispiel Holst (2007), Ehing (2013), Sopp & Wagner (2017), Weber & Zimmert (2018b) und Harnisch et al. (2018).

auf das Vorhandensein von Kindern beziehen, und können die Child-Mismatch-Hypothese für die USA somit nicht bestätigen. Weiterhin scheinen Arbeitsverträge nicht so rigide zu sein, wie es die Theorie suggeriert, sodass Eltern ihre Stundenzahl häufig entsprechend ihren Wünschen anpassen können. Laut der Studie von Reynolds und Johnson scheinen viel eher berufliche Faktoren, wie Wochenend- oder Nachtarbeit oder die Notwendigkeit von Geschäftsreisen, für das Entstehen von Diskrepanzen relevant zu sein.

Ehing (2013) untersucht in seiner Studie mithilfe der Daten des Mikrozensus 2010, wie viele Menschen in Deutschland von Unterbeschäftigung in Teilzeit betroffen und welche Faktoren in diesem Zusammenhang relevant sind. Er ermittelt einen Anteil von unterbeschäftigten Individuen an der erwerbstätigen Bevölkerung von ungefähr 11 %. Dabei sind Frauen etwas häufiger von Unterbeschäftigung betroffen als Männer und jeder fünfte Arbeitnehmer / jede fünfte Arbeitnehmerin in Teilzeit (in Ehing [2013] definiert als Wochenarbeitszeit von 1 bis 31 Stunden) hegt ebenfalls den Wunsch, die Arbeitsstundenzahl auszuweiten. Männer sind laut den Mikrozensus-Daten von Unterbeschäftigung eher in Vollzeitstellen (in Ehing [2013] definiert als Wochenarbeitszeit von mehr als 31 Stunden) betroffen, Frauen eher in Teilzeitstellen. Aufgrund einer Logit-Analyse stellt Ehing (2013) fest, dass insbesondere Individuen in Teilzeit, die nur befristet oder geringfügig beschäftigt sind, Arbeitslosengeld II beziehen oder im vorherigen Jahr arbeitslos waren, unterbeschäftigt sind. Außerdem sind ostdeutsche Frauen laut Ehing (2013) 1,5-mal häufiger von Unterbeschäftigung betroffen als westdeutsche. Faktoren, die die Betreuung von Kindern und pflegebedürftigen Angehörigen betreffen, senken bei Frauen laut Ehings Analyse die Wahrscheinlichkeit, in Unterbeschäftigung zu geraten. In der Stichprobe des Mikrozensus 2010 fanden sich außerdem Frauen, die angaben, aufgrund eines beschränkten Kinderbetreuungsangebots für Kinder unter drei Jahren in Teilzeit unterbeschäftigt zu sein.

Wotschack et al. (2014) unterscheiden in ihrer Studie zwischen drei verschiedenen Haushaltsführungsstrukturen und testen, inwieweit diese Strukturen die Diskrepanz zwischen tatsächlichen und bevorzugten Arbeitsstundenzahlen beeinflussen. Dabei benutzen sie Daten von 30 niederländischen Arbeitsorganisationen aus dem Jahr 2003, die im *Time Competition Survey* zu finden sind. Das erste Modell ist das sogenannte *earner model*, in dem beide Partner:innen entscheiden, welcher Partner / welche Partnerin wie viel arbeitet. Das sogenannte *outsourcing level* untersucht, zu welchem Grad ein Paar verschiedene Tätigkeiten wie Kinderbetreuung oder Hausarbeit an einen Dritten, beispielsweise an eine Haushaltshilfe, übergibt. Die *household rules*-Dimension dagegen bestimmt, wie flexibel oder routiniert ein Paar Zeit und Pflichten verwaltet. Wotschack et al. (2014) schlussfolgern aus ihrer

Studie, dass sich Paare, in denen beide Partner voll erwerbstätig sind, besserstellen könnten, indem sie zu einem Ein-Verdiener:in- oder Eineinhalb-Verdiener:in-Haushalt wechseln. Dass Paare ihre Arbeitsstundenzahlen häufig nicht anpassen, führen sie auf die Inflexibilität von Arbeitsverträgen (40 Stunden starr) und die Schwierigkeit zurück, Kosten und Risiken bei der Entscheidung, welcher Partner / welche Partnerin wie viele Stunden kürzen soll, abzuwägen.

Pollmann-Schult (2016) wirft in seiner Studie einen Blick auf Faktoren wie Sozialpolitik, Geschlechternormen und nationale Arbeitszeitregime, die die gewünschte Arbeitszeit von Müttern in Westeuropa beeinflussen. Hierfür benutzt er Daten des *European Social Survey* aus den Jahren 2004 und 2010. Dabei ergibt sich ein signifikanter Effekt durch das Vorhandensein von Kindern im Vorschulalter, was die gewünschte Arbeitszeit von Müttern im Durchschnitt um etwa drei Stunden reduziert. Als weitere relevante Faktoren identifiziert Pollmann-Schult (2016) den Bildungsstand der Frau, die Geschlechterkultur und den sozioökonomischen Status des Partners. Davon ausgehend stellt er fest, dass höher gebildete Frauen etwas mehr arbeiten wollen als weniger gebildete und dass ein konservatives Bild von Geschlechterrollen zu einer Arbeitszeitpräferenz von durchschnittlich fünf Stunden weniger pro Woche führt. Frauen, deren Partner einen höheren sozioökonomischen Status haben, arbeiten durchschnittlich 1,7 Stunden weniger. Die Dauer des maximalen Mutterschaftsurlaubs scheint die Variation zwischen den Ländern hingegen kaum zu erklären. Vielmehr scheinen die Einstellung bezüglich der Geschlechterrollen und ein breiteres staatliches Angebot in der Kinderbetreuung maßgebend zu sein. Dagegen bestärkt die finanzielle Unterstützung von Familien eher die Diskrepanz, da sie einen Einkommensausfall durch geringere Arbeitszeiten kompensiert. Pollmann-Schult (2016) schließt daraus, dass in der Erklärung weiblicher Über- und Unterbeschäftigung sowohl institutionelle als auch kulturelle Faktoren eine große Rolle spielen.

Kler et al. (2017) untersuchen das Phänomen von Unterbeschäftigung anhand von Paneldaten der *Household, Income and Labour Dynamics in Australia* (HILDA) von 2001 bis 2013. Da insbesondere der Anteil der Teilzeitbeschäftigten in Australien stark gestiegen ist, analysieren die Autoren, welche Faktoren Unterbeschäftigung begünstigen. Dabei finden sie heraus, dass Männer und Migrant:innen deutlich häufiger unterbeschäftigt sind. Weiterhin scheint Unterbeschäftigung vor allem in jüngeren Altersgruppen verbreitet zu sein, weswegen die Autoren die Vermutung formulieren, dass Unterbeschäftigung eher ein temporäres Phänomen ist und sich auflöst, sobald Arbeitnehmer:innen mehr Erfahrung vorzuweisen haben. Außerdem identifizieren sie die Arbeit in kleineren Unternehmen, längere Zeiten von Arbeitslosigkeit und Berufsfelder, die eher mit manueller Arbeit verbun-

den sind, als Faktoren, die Unterbeschäftigung begünstigen. Dagegen sind Arbeitnehmer:innen in leitenden Positionen seltener von Unterbeschäftigung betroffen. Schlussendlich untersuchen Kler et al. (2017) auch die Entstehung einer allgemeinen Diskrepanz in der Arbeitszeit. Dabei weisen Paare und Frauen geringere Diskrepanzen auf, Migranten würden dagegen häufig gern mehr arbeiten. Gelegenheitsarbeiter:innen oder Arbeiter:innen in kleinen Firmen sowie Facharbeiter:innen sind nicht nur öfter von Unterbeschäftigung betroffen, sondern neigen auch allgemein eher zu Diskrepanzen. Die Autoren betonen daher, dass politische Entscheidungsträger:innen in ihre Beurteilung des Arbeitsmarktes nicht nur die Problematik der Arbeitslosigkeit einbeziehen, sondern auch Ineffizienzen und Diskrepanzen in Bezug auf Unterbeschäftigung betrachten sollten.

Sopp und Wagner (2017) behandeln die Entwicklung vereinbarter, tatsächlicher und gewünschter Arbeitszeiten und analysieren mittels SOEP-Daten deren Veränderung im Zeitverlauf für unterschiedliche Beschäftigtengruppen und Haushaltstypen in Deutschland. Die Analyse zeigt eine zunehmende Heterogenität der im Lauf der Zeit tendenziell kürzer werdenden Arbeitszeiten sowie eine Angleichung zwischen Ost- und Westdeutschland. Die stärksten Veränderungen zeigen sich bei den Arbeitszeiten der Frauen. Trotz Angleichung im Zeitverlauf bleiben die Ost-West-Unterschiede bedeutsam. Auch bei der Untersuchung der Rolle des Haushaltskontextes zeichnen sich unterschiedliche Effekte bei Männern im Vergleich mit Frauen ab. Grundsätzlich arbeiten männliche und weibliche Individuen mit Partnern länger als jene, die alleinstehend oder alleinerziehend sind, jedoch sind die Unterschiede bei Frauen deutlich ausgeprägter als bei Männern. Je nach Alter der Kinder arbeiten Frauen sichtbar weniger als Frauen ohne Kinder oder mit älteren Kindern. Diese Unterschiede sind besonders stark bei westdeutschen Frauen, wobei ostdeutsche Frauen unabhängig vom Haushaltskontext im Durchschnitt wesentlich länger arbeiten als westdeutsche. Diese Tendenzen zeigen sich auch in Bezug auf die Arbeitszeitwünsche, was Sopp und Wagner (2017) auf unterschiedliche Geschlechterkulturen und institutionelle Differenzen in der Kinderbetreuung zurückführen. Bei der Betrachtung des Haushaltseinkommens finden die Autor:innen große Unterschiede in den geleisteten Überstunden entlang der Einkommensverteilung. Das heißt, dass gut bezahlte Jobs mit höheren Arbeitszeitdiskrepanzen einhergehen. Laut der Studie sind einkommensschwache Haushalte zudem häufiger unterbeschäftigt.

Weber und Zimmert (2018b) befassen sich mit der Frage, ob sich im Lauf der Zeit die Präferenzen bezüglich der Arbeitszeiten hin zu mehr Freizeit verändert haben. Dabei greifen sie auf die SOEP-Daten bis 2016 zurück. Bei der Betrachtung der gewünschten wöchentlichen Arbeitszeiten, getrennt nach Männern und Frauen, lässt sich ein leichter Rückgang bei Männern um ca.

eine Stunde seit 2011 verzeichnen, während die präferierte Arbeitszeit von Frauen am aktuellen Rand kaum Änderungen aufweist. Auch wenn zwischen Vollzeit, Teilzeit und geringfügiger Beschäftigung unterschieden wird, wird bei Frauen und Männern kein Trend zu einer höheren Freizeitpräferenz erkennbar. Teilzeitbeschäftigte Frauen haben ihren Arbeitszeitwunsch sogar von 22 auf 26 Stunden pro Woche erhöht. Um zu evaluieren, ob die Veränderung der Arbeitszeitwünsche von der Zugehörigkeit zu einer bestimmten Generation abhängt, unterteilen Weber und Zimmert die Analyse in drei Altersgruppen. Hier zeigt sich bei unter 25-jährigen Frauen seit 2009 ein Rückgang um fünf Stunden pro Woche, den die Autor:innen auf den gestiegenen Anteil an Studentinnen in Minijobs zurückführen. Weber und Zimmert (2018a) sehen die Hypothese eines neuen Freizeittrends anhand dieser Daten somit widerlegt.

Harnisch et al. (2018) analysieren die Rolle von Teil- und Vollzeitbeschäftigung, ebenfalls unter Verwendung der SOEP-Daten bis 2016. Ihre Studie ergibt relativ stabile Arbeitszeitmuster, wobei die gewünschte Arbeitszeit von Frauen leicht gestiegen ist. Bei Frauen hat aufgrund der steigenden Arbeitsmarktpartizipation der Anteil der unterbeschäftigten Personen etwas zugenommen, bei Männern der Anteil der Überbeschäftigten. Weiterhin hängt ein gehobener Bildungsgrad tendenziell mit Überbeschäftigung zusammen, während ein niedriger Bildungsgrad eher mit Unterbeschäftigung assoziiert wird. Der Grad an Überbeschäftigung nimmt laut Harnisch et al. (2018) außerdem bei Männern mit steigendem Alter zu.

Weiterhin analysieren Harnisch et al. (2018) die Wahrscheinlichkeit, in wirtschaftlich strukturschwachen Regionen und mit bestimmten individuellen Qualifikationsniveaus bei der Realisierung des gewünschten Arbeitsumfangs von Restriktionen betroffen zu sein. Sie stellen fest, dass eine höhere Arbeitslosigkeit in der Region sowie eine geringere Qualifikation zu einem signifikanten Anstieg dieser Wahrscheinlichkeit führt. Auch sind Ostdeutsche in der Realisierung ihrer Arbeitszeitpräferenzen eher beschränkt. Die Notwendigkeit der Betreuung von Kindern und Angehörigen ist ein weiterer Faktor, der zu einer erhöhten Restriktionswahrscheinlichkeit beiträgt. Indes sind Mütter mit Kleinkindern wesentlich häufiger von Restriktionen betroffen, wobei sich diese Häufigkeit in Regionen mit gut ausgeprägten Möglichkeiten zur Kinderbetreuung verringert. Abhängig vom Beschäftigungsbereich, stellen die Autor:innen außerdem geringere Restriktionen bei Personen mit einfachen Tätigkeitsprofilen fest. Um das Arbeitskräftepotenzial auszuschöpfen und Restriktionen zu vermindern, schlagen Harnisch et al. (2018) vor, mehr Arbeitszeitflexibilität zu ermöglichen.

Die vorliegende Studie greift Hypothesen aus der vorhandenen Literatur auf. Der lange Beobachtungszeitraum in den SOEP-Da-

ten ermöglicht es uns, die Arbeitszeitdiskrepanzen im Zeitverlauf darzustellen und somit mögliche Trends in der Freizeitpräferenz festzustellen (siehe Weber & Zimmert, 2018b). Des Weiteren untersuchen wir, inwiefern sich Kinder in verschiedenen Altersgruppen sowie Einschränkungen in den Möglichkeiten zur Kinderbetreuung auf die Arbeitszeitdiskrepanzen von Müttern und Vätern auswirken. Dadurch können Parallelen zur oben genannten Child-Mismatch-Hypothese (Reynolds & Johnson, 2012) sowie den Ergebnissen von Ehing (2013) und Sopp und Wagner (2017) gezogen werden. Weiterhin untersucht diese Studie das Vorkommen von Über- und Unterbeschäftigung in Teil- und Vollzeitbeschäftigungen, in Ost- und Westdeutschland sowie nach dem Bildungsstand der Beschäftigten (siehe Ehing, 2013; Pollmann-Schult, 2016; Sopp & Wagner, 2017).

---

# 3 | Daten

---

## 3.1 | Sozio-oekonomisches Panel

Für die empirische Analyse in dieser Studie werden die Daten des deutschen Sozio-oekonomischen Panels (SOEP) der Welle 34 verwendet. Seit der ersten Befragungswelle 1984 wurden jährlich im Rahmen des SOEP ungefähr 30.000 Einzelpersonen ab 17 Jahren in ca. 15.000 Haushalten befragt (Goebel et al., 2018). Personen, die in den neuen Bundesländern wohnen, sind seit 1990 ebenfalls in der Stichprobe enthalten. Erfragt werden unter anderem Daten zur Wohnsituation, zur Ausbildung und Qualifikation, zur Berufstätigkeit und zum Einkommen sowie zur Gesundheit; aber auch Fragen zu Präferenzen und Werten sowie zur Zufriedenheit in verschiedenen Lebensbereichen werden gestellt (Wagner, Göbel, Krause, Pischner, & Sieber, 2008). Umfasst sind somit Daten zwischen 1984 und 2017, die es erlauben, Rückschlüsse auf beispielsweise demografische, ökonomische oder soziale Entwicklungen in diesem Zeitraum zu ziehen. Um eine sinnvolle Analyse im Kontext dieser Studie zu ermöglichen, wurde die Stichprobe auf jene Individuen beschränkt, die erwerbstätig sind. In Anlehnung an die Studie von Weber und Zimmert (2018a) schließen wir Auszubildende und Praktikanten von der Stichprobe aus. Daten zur gewünschten Arbeitszeit liegen für das Jahr 1996 nicht vor, weswegen sich in den Grafiken für diesen Zeitraum eine Lücke ergibt. Die SOEP-Daten eignen sich vor allem wegen des langen Beobachtungszeitraums dazu, Kohorten- und Alterseffekte demografisch voneinander getrennt zu betrachten. Zudem lässt sich das SOEP an das ifo-Mikrosimulationsmodell koppeln (siehe dazu die erste Studie dieser Reihe [Blömer & Peichl, 2020]). Die in der ersten Studie (Blömer & Peichl, 2020) berechneten Maße der Partizipationsbelastung konnten deswegen in einer Modellspezifikation in Abschnitt 5.2 mit aufgenommen werden.

## 3.2 | Panel Arbeitsmarkt und soziale Sicherung

Mit dem Panel Arbeitsmarkt und soziale Sicherung (PASS) erstellt das Institut für Arbeitsmarkt- und Berufsforschung (IAB) seit 2007 einen Datensatz für die Arbeitsmarkt-, Armuts- und SGB-II-Forschung in Deutschland (Trappmann, Beste, Bethmann, & Mül-

ler, 2013). Befragt werden im jährlichen Rhythmus zum einen Haushalte, die Transferleistungen beziehen, und zum anderen Haushalte der allgemeinen Bevölkerung. In jedem dieser Haushalte wird zunächst mit einer Person ein Haushaltsinterview und anschließend mit jeder Person ab 15 Jahren ein Personeninterview geführt. Neben Einblicken in die Dynamik des Bezugs von Arbeitslosengeld II sowie die Auswirkungen des Transferleistungsbezugs auf die wirtschaftliche und soziale Lage der betroffenen Haushalte und Personen bietet das PASS ein breites Fragenspektrum, das auch zahlreiche soziodemografische Merkmale oder subjektive Indikatoren (wie Zufriedenheit, Ängste und Sorgen, Erwerbsorientierung) in Bezug nimmt. Mithilfe des PASS-Datensatzes sollen hier Parallelen zum SOEP gezogen, aber auch andere Faktoren von Über- und Unterbeschäftigung identifiziert werden. Für die vorliegende Untersuchung werden unter anderem die vorhandenen Variablen zum tatsächlichen und gewünschten Umfang der Erwerbstätigkeit und zur (institutionellen) Kinderbetreuung<sup>4</sup> sowie die Angaben zur Zufriedenheit und zu Belastungen und Chancen im Job herangezogen. Durch diesen differenzierten Ansatz kann die Untersuchung der PASS-Daten die Ergebnisse aus dem SOEP um interessante Kriterien erweitern. So können wir beispielsweise untersuchen, ob eine regelmäßige Pflege von Angehörigen oder Belastungen im Berufsleben die Diskrepanz zwischen der tatsächlichen und der gewünschten Arbeitszeit steigern. Die Untersuchung dieser Frage gibt Aufschluss über den Zusammenhang zwischen familiären Faktoren und Über- bzw. Unterbeschäftigung. Da die Abfrage des tatsächlichen und des gewünschten Umfangs der Arbeitszeit in der PASS-Befragung nur bei Nichterwerbstätigen und allen Erwerbstätigen, die eine andere Tätigkeit suchen, durchgeführt wird, reduziert sich die Zahl der Beobachtungen beträchtlich auf unter 6000. Bei den Nichterwerbstätigen wird zur Bestimmung des tatsächlichen Umfangs der Arbeitszeit derjenige im letzten ausgeübten Job herangezogen. Dadurch, dass die Daten zu Umfang und Wunsch der Arbeitszeit nur für Personen vorliegen, die eine andere Tätigkeit suchen, kann eine gewisse Selektion von beispielsweise im Job unzufriedenen Personen oder auch Personen in durch Kinderzuwachs veränderten Lebenslagen nicht ausgeschlossen werden.

4 Für eine weiterführende Untersuchung, die sich mit den Wünschen und Bedarfen von Eltern mit Blick auf die institutionelle Kinderbetreuung beschäftigt, siehe Bertelsmann Stiftung (2021).

## 4 | Methodisches Vorgehen

---

Grundlage der Untersuchung sind multivariate Analysemethoden mit Paneldaten. Unter Verwendung des *POLS*-Schätzers werden Regressionsanalysen mit den Paneldatensätzen SOEP und PASS durchgeführt. Anhand dieser Methode kann der Einfluss verschiedener erklärender Variablen auf eine abhängige bzw. zu erklärende Variable gemessen werden. Die sich daraus ergebenden Koeffizienten sind als marginale Effekte zu interpretieren, ausgehend von der Annahme, dass alle anderen Variablen unverändert bleiben. Die Koeffizienten sind als statistische Zusammenhänge, also nicht als kausal, zu interpretieren.

Die zu erklärende Variable, die Diskrepanz bzw. Differenz zwischen der tatsächlichen und der gewünschten Arbeitszeit, soll ein Indikator für das Vorhandensein von Über- oder Unterbeschäftigung sein. Sie ergibt sich aus der Differenz zwischen der Zahl der Stunden pro Woche (inklusive Überstunden), die ein Individuum nach eigener Angabe tatsächlich arbeitet, und der Zahl der Stunden pro Woche, die dieses Individuum unter Berücksichtigung von Einkommensänderungen gerne arbeiten würde. Die so definierte Diskrepanz stellt die abhängige Variable in den in Abschnitt 5.2 vorgestellten Regressionsanalysen dar.

Von einer Diskrepanz wird in dieser Studie ab einer Differenz von 2,5 Stunden gesprochen (siehe Weber & Zimmert, 2018b<sup>5</sup>). Entsprechend dieser Definition befindet sich ein Individuum mit einer positiven Diskrepanz von mehr als 2,5 Stunden in Überbeschäftigung (das Individuum arbeitet mehr, als es gern würde), während eine negative Differenz von mehr als 2,5 Stunden auf das Vorhandensein von Unterbeschäftigung (die gewünschte übersteigt die tatsächliche Arbeitszeit) hindeutet (siehe Abbildung 1).

Im PASS-Datensatz werden für die gewünschte Arbeitszeit lediglich Kategorien abgefragt. Diese lauten Vollzeit, mindestens halbtags sowie weniger als halbtags. Für die Quantifizierung dieser Kategorien wurden für Vollzeit 40 Arbeitsstunden, für min-

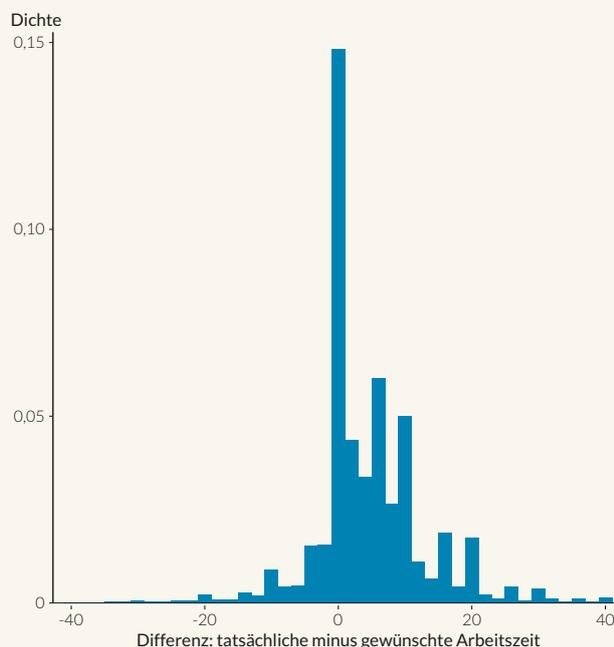
destens halbtags 20 Arbeitsstunden und für weniger als halbtags zehn Arbeitsstunden gewählt. Ein Vergleich der Abbildungen 1 und 2 lässt den Schluss zu, dass dieses Vorgehen die Kategorien sehr gut quantifiziert, da sich in der Verteilung der Arbeitszeitdiskrepanzen von SOEP- und PASS-Daten ähnliche Muster ergeben.

Einen Teil der erklärenden Variablen bilden allgemeine sozio-ökonomische Charakteristika wie etwa das Geschlecht und das Alter. Die Altersvariable im SOEP-Datensatz wurde in fünf Gruppen unterteilt. Die erste Gruppe stellt die 17- bis 25-jährigen Individuen dar, die sich unter Umständen noch in einer Ausbildung befinden. In der zweiten Gruppe, die die 26- bis 39-Jährigen umfasst, befinden sich jene Individuen, die am Beginn ihres Berufslebens stehen, sich schon im Beruf etabliert und/oder bereits der Familienplanung zugewandt haben. In der dritten und vierten Gruppe, die die 40- bis 67-jährigen Individuen zusammenfasst, sind jene Individuen vertreten, die sich wahrscheinlich schon länger am Arbeitsmarkt befinden oder bald das Rentenalter erreichen.

Weiterhin wird getestet, wie hoch die Diskrepanz der in Westdeutschland lebenden Individuen im Vergleich mit jenen ist, die in Ostdeutschland leben. Auch der Bildungsgrad, definiert gemäß der *International Standard Classification of Education (ISCED, Klassifikation von 1997)* und gemessen anhand der drei Stufen niedriger, mittlerer und hoher Abschluss, wird in der Regression berücksichtigt. Als niedrige Bildungsabschlüsse zählen der Haupt- und der Realschulabschluss sowie kein Abschluss. Die mittlere Bildungskategorie umfasst Individuen, deren höchster Bildungsabschluss die Fachhochschulreife oder das Abitur ist und/oder die einen beruflichen Bildungsabschluss, beispielsweise eine Ausbildung, aufweisen. Die Kategorie der hohen Bildungsabschlüsse umfasst dagegen Abschlüsse von Universitäten und Fachhochschulen inklusive Promotionen. Dabei werden sowohl deutsche als auch äquivalente ausländische Abschlüsse berücksichtigt.

<sup>5</sup> Nach Weber und Zimmert (2018b) liegt eine Arbeitszeitdiskrepanz vor, wenn die Differenz zwischen gewünschter und tatsächlicher Arbeitszeit mehr als 2,5 Stunden pro Woche beträgt. Auch die Untersuchung größerer und kleinerer Intervalle der Arbeitszeitdiskrepanz führt bei den Autoren zu ähnlichen Ergebnissen.

ABBILDUNG 1 Verteilung der Arbeitszeitdiskrepanz (tats. – gew.), SOEP

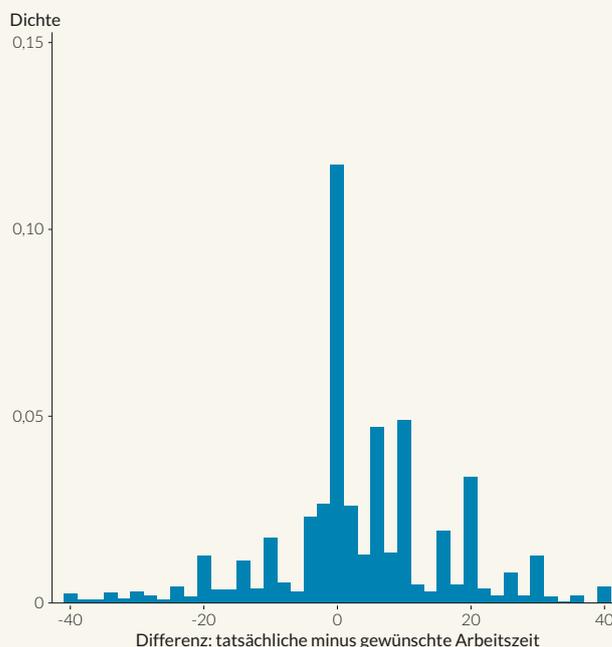


Hinweis: Wahrscheinlichkeitsdichte der Differenz zwischen der tatsächlichen und der gewünschten Arbeitszeit innerhalb des SOEP-PTR-Samples. Beispielsweise haben ca. 15 % der beobachteten Individuen eine Arbeitszeitdiskrepanz von null. Eigene Berechnungen. Sample: PTR-Sample.

Quelle: SOEP v34.

| BertelsmannStiftung

ABBILDUNG 2 Verteilung der Arbeitszeitdiskrepanz (tats. – gew.), PASS



Hinweis: Wahrscheinlichkeitsdichte der Differenz zwischen der tatsächlichen und der gewünschten Arbeitszeit innerhalb des PASS-Samples. Beispielsweise haben ca. 12 % der beobachteten Individuen eine Arbeitszeitdiskrepanz von null. Eigene Berechnungen.

Quelle: PASS 0617 v2.

| BertelsmannStiftung

Eine Beschäftigungsvariable misst die Diskrepanz für Individuen in Vollzeitbeschäftigung relativ zu jenen, die eine Teilzeitbeschäftigung ausüben. Außerdem wird das Haushaltseinkommen, in Dezile unterteilt, betrachtet. Um festzustellen, ob bestimmte Geburtskohorten die Diskrepanz zwischen der tatsächlichen und der gewünschten Arbeitszeit erklären können, werden auch diese in die Regression einbezogen. Die jüngste Kohorte wurde zwischen 1990 und 1999 geboren, alle älteren Kohorten gehen dieser Kohorte in Zehnjahresintervallen voraus. Die älteste betrachtete Kohorte umfasst dabei die Jahrgänge zwischen 1920 und 1929.

Zusätzlich wird der Einfluss der Erwerbstätigkeit des Partners / der Partnerin untersucht. Die Referenzgröße stellen hier Individuen ohne Partner:in dar. Da im SOEP auch häufig Lebens- oder Ehepartner:innen individuell befragt werden, wurde die tatsächliche Arbeitszeit des jeweiligen Partners / der jeweiligen Partnerin genutzt, um Rückschlüsse auf die Erwerbstätigkeit zu ziehen. In den PASS-Daten wird dagegen untersucht, ob ein etwaiger Partner / eine etwaige Partnerin im selben Haushalt lebt. Durch die Betrachtung der Erwerbstätigkeit des Partners / der Partnerin kann ermittelt werden, ob Individuen, die einen erwerbstätigen Partner / eine erwerbstätige Partnerin haben, ihre Arbeitszeitwünsche besser oder schlechter realisieren können. Es liegt nahe,

dass Individuen mit einem erwerbstätigen Partner / einer erwerbstätigen Partnerin weniger arbeiten wollen als solche ohne oder mit einem erwerbslosen Partner / einer erwerbslosen Partnerin, da im erstgenannten Fall ein geringeres individuelles Einkommen kompensiert werden kann.

Des Weiteren soll die Regressionsanalyse ermitteln, ob institutionelle Restriktionen in der Betreuung von Kindern Über- und Unterbeschäftigung fördern. Hierzu wird ermittelt, welcher Zusammenhang zwischen dem Vorhandensein von Kindern in bestimmten Altersgruppen und der Arbeitszeitdiskrepanz besteht. Eine die Zufriedenheit mit der Kinderbetreuung repräsentierende Variable, entnommen aus dem SOEP, soll Aufschluss darüber geben, ob die Verfügbarkeit von und der Zugang zu Kinderbetreuung die Diskrepanz beeinflusst. Ursprünglich bestimmt auf einer Skala von 0 bis 10, wurden für diese Variable drei Kategorien (niedrige, mittlere und hohe Zufriedenheit) definiert. Im Fall der PASS-Daten liegen diese Informationen nur teilweise oder weniger detailliert vor. Hier werden aber analog dazu Aspekte wie die Pflege eines Angehörigen (ja/nein, ohne Quantifizierung in Stunden) berücksichtigt. Neben einer Variablen, die die institutionelle Betreuung eines Kindes (ja/nein) berücksichtigt, gibt es auch mehrere Variablen, die die Gründe für eine fehlende institutionelle Betreuung der Kinder darstellen (zum Beispiel: die

Betreuungskosten sind zu hoch, keinen Betreuungsplatz bekommen, der Betreuungsumfang reicht nicht, das Kind ist zu jung für Kinderbetreuung).

Auch verschiedene Beschäftigungsformen sind Bestandteil der Regression. Dabei wird geprüft, ob Individuen in einer leitenden Position oder im öffentlichen Dienst eine höhere oder geringere Diskrepanz aufweisen als diejenigen, auf die dieses Merkmal nicht zutrifft.

Eine weitere Variable gibt Aufschluss darüber, wie zufrieden ein Individuum mit seiner Arbeit ist. Die Generierung dieser Variablen erfolgt nach dem gleichen Schema wie im Fall der Variablen zur Zufriedenheit mit der Kinderbetreuung. Auch die PASS-Daten enthalten diverse Informationen zu Belastungen und Chancen im Job. Zu den Belastungen gehören großer Zeitdruck, die Erfahrung einer schlechten Arbeitssituation, die Gefährdung des eigenen Arbeitsplatzes sowie Ärger oder Konflikte mit Vorgesetzten. Als Chancen werden ein gutes Arbeitsklima durch Kolleg:innen sowie die Vereinbarkeit von Beruf und Familie betrachtet.

In der erweiterten Regression mit den SOEP-Daten wird auch die Partizipationsbelastung (PTR) eines Individuums, die in der ersten Studie (Blömer & Peichl, 2020) ermittelt wurde, berücksichtigt. Die PTR nimmt in der Regressionsanalyse insbesondere die Funktion einer Proxy-Variable für das Steuer- und Transfersystem ein. Sie lässt ferner aber auch Rückschlüsse zu, ob hohe Partizipationsbelastungen mit Überbeschäftigung assoziiert sind.

Die Koeffizienten der Regression sind als marginale Effekte zu verstehen. Das heißt beispielsweise, dass der Koeffizient für die Kinderzahl in einer bestimmten Altersgruppe ausdrückt, um wie viele Stunden sich die Diskrepanz eines Individuums mit jedem zusätzlichen Kind in der betrachteten Altersgruppe verändert. Bei kategorialen Variablen gibt es immer eine Referenzgröße, auf die sich der Koeffizient bezieht. Die Referenzgröße ist die ausgelassene Kategorie. Beispielsweise beziehen sich alle Koeffizienten der Altersgruppen auf die dritte Altersgruppe der 40- bis 50-Jährigen.

---

# 5 | Empirische Analyse

---

Die empirische Analyse ist in zwei Abschnitte unterteilt. Abschnitt 5.1 zeigt die Entwicklung der tatsächlichen und der gewünschten Arbeitszeit im Zeitverlauf. Dabei werden unter anderem geschlechter- und kohortenspezifische Entwicklungen sowie die Rolle der Beschäftigungsart (Vollzeit oder Teilzeit) untersucht. Des Weiteren wird ermittelt, wie hoch der Anteil der über- und unterbeschäftigten Individuen bei Frauen und Männern ist.

In Abschnitt 5.2 wird die Analyse durch die Hinzunahme weiterer Variablen erweitert. Die entsprechenden Regressionsanalysen dienen dazu, die Diskrepanz zwischen der tatsächlichen und der gewünschten Arbeitszeit näher zu bestimmen, indem sie aufzeigen, wie diese mit verschiedenen Eigenschaften und Präferenzen eines Individuums zusammenhängt. Neben den SOEP-Daten werden parallel die PASS-Daten betrachtet. Letztere werden allerdings in der folgenden Darstellung nur dann abgebildet, wenn sie zu abweichenden Ergebnissen führen.

## 5.1 | Arbeitszeitdiskrepanzen im Zeitverlauf

In den Abbildungen 3 und 4 wird die durchschnittliche tatsächliche und gewünschte Arbeitszeit von Frauen und Männern im Zeitverlauf dargestellt.<sup>6</sup> Abbildung 3 zeigt, dass sowohl die tatsächliche als auch die gewünschte Arbeitszeit bei Männern deutlich länger ist als bei Frauen. Während Männer eine durchschnittliche tatsächliche Arbeitszeit zwischen etwa 41 und 44 Stunden aufweisen, liegt der entsprechende Wert bei Frauen im Bereich zwischen 31 und 35 Stunden. Nichtsdestoweniger liegt die tatsächliche Arbeitszeit sowohl bei Männern als auch bei Frauen oberhalb der gewünschten.

Frauen wünschen sich eine Arbeitszeit von rund 30 Stunden (mit leichten Abweichungen). Demgegenüber liegt die von Männern präferierte Arbeitszeit im Zeitverlauf im Bereich von 37 bis 40 Stunden und damit im Durchschnitt deutlich über dem für Frauen ermittelten Wert. Weiterhin lässt sich beobachten, dass die Dif-

ferenz zwischen der tatsächlichen und der gewünschten Arbeitszeit bei Männern annähernd gleich bleibt, während sie sich bei Frauen seit 1997 sichtbar verringert. Diese Entwicklung dürfte insbesondere darauf zurückzuführen sein, dass die durchschnittliche Arbeitszeit von Frauen gesunken ist. Die gestiegene Partizipation von Frauen, die sich häufiger in eine Teilzeitbeschäftigung begeben, könnte den gesunkenen Durchschnitt der tatsächlichen Arbeitszeit von Frauen erklären. In Abbildung 3 lässt sich auch eine fallende tatsächliche Arbeitszeit im Zeitverlauf bei Männern erkennen, was ebenfalls in einer stärkeren Tendenz zur Teilzeitbeschäftigung begründet sein könnte.

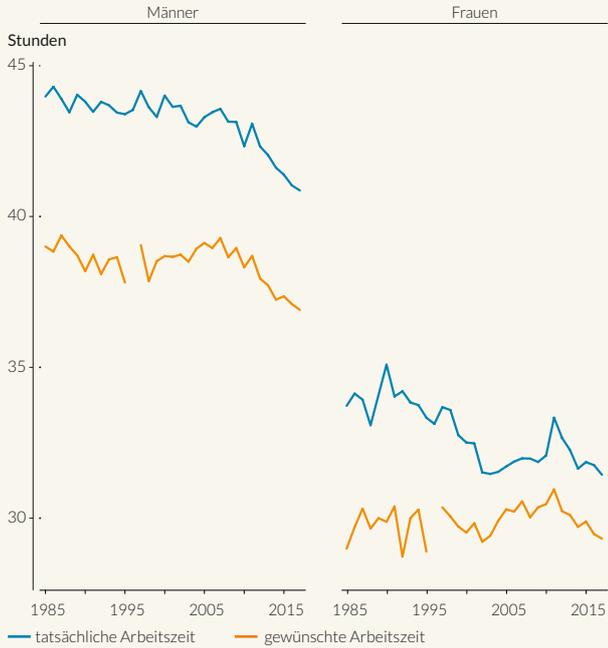
Im Hinblick auf die gewünschte Arbeitszeit zeigt sich ein anderes Bild: Die gewünschte durchschnittliche Arbeitszeit von Männern ist am aktuellen Rand sichtbar gesunken und nimmt im betrachteten Zeitraum 2017 den niedrigsten Wert an. Die präferierte Arbeitszeit von Frauen hat in den letzten Jahren dagegen nur leicht abgenommen und ist im vorherigen Zeitraum sogar leicht angestiegen.

In den PASS-Daten unterliegen die durchschnittlichen tatsächlichen und gewünschten Arbeitszeiten im Zeitverlauf größeren Schwankungen (Abbildung 4). Dies hängt mit der Besonderheit des reduzierten Samples von unter 6.000 Beobachtungen zusammen, da die gleichzeitige Erfragung der tatsächlichen und der gewünschten Arbeitszeit nur bei einem gewünschten Jobwechsel erfolgt. Bei der Auswertung und Interpretation der PASS-Daten ist daher Zurückhaltung geboten.

Die Abbildungen 5 und 6 stellen den Verlauf der tatsächlichen und der gewünschten Arbeitszeit, unterschieden nach Teil- und Vollzeitbeschäftigung, dar. Aus Abbildung 5 geht hervor, dass die Diskrepanz zwischen der tatsächlichen und der gewünschten Arbeitszeit bei Vollzeitbeschäftigten deutlich größer ist als bei Teilzeitbeschäftigten. Offenbar sind Teilzeitbeschäftigte im Durchschnitt häufiger in der Lage, ihre Arbeitszeitwünsche zu verwirklichen. Vollzeitbeschäftigte sind laut dieser deskriptiven

<sup>6</sup> Diese Grafik repliziert die Darstellung von Weber und Zimmert (2018a) und erweitert sie bis zum aktuellen Zeithorizont.

ABBILDUNG 3 **Tatsächliche und gewünschte Arbeitszeiten nach Geschlecht, SOEP (1985 bis 2017)**



Hinweis: Durchschnittliche tatsächliche und gewünschte Arbeitszeit in Stunden pro Woche von Männern und Frauen zwischen 1985 und 2017 innerhalb des SOEP-Samples. Eigene Berechnungen.

Quelle: SOEP v34.

| BertelsmannStiftung

ABBILDUNG 4 **Tatsächliche und gewünschte Arbeitszeiten nach Geschlecht, PASS (2007 bis 2017)**

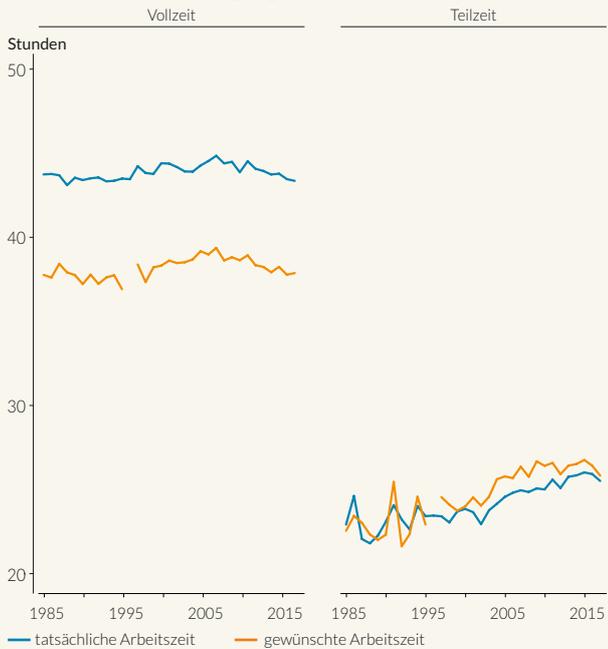


Hinweis: Durchschnittliche tatsächliche und gewünschte Arbeitszeit in Stunden pro Woche von Männern und Frauen zwischen 2007 und 2017 innerhalb des PASS-Samples. Eigene Berechnungen.

Quelle: PASS 0617 v2.

| BertelsmannStiftung

ABBILDUNG 5 **Tatsächliche und gewünschte Arbeitszeiten nach Beschäftigungstyp, SOEP (1985 bis 2017)**

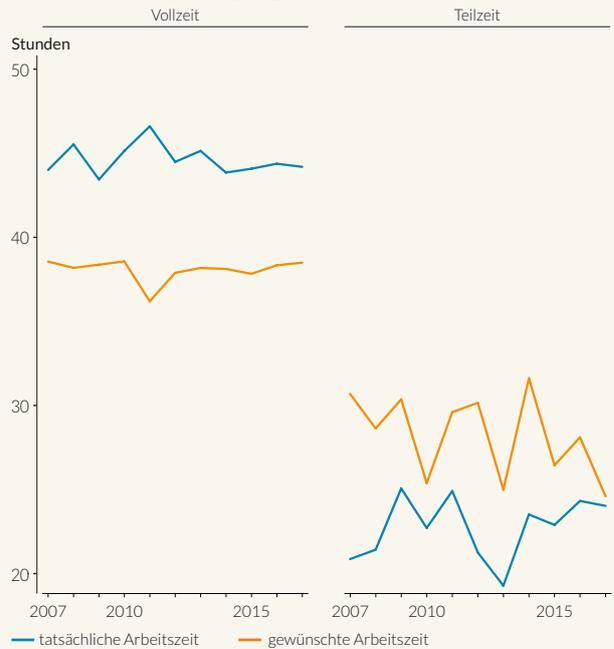


Hinweis: Durchschnittliche tatsächliche und gewünschte Arbeitszeit in Stunden pro Woche von Voll- und Teilzeitbeschäftigten zwischen 1985 und 2017 innerhalb des SOEP-Samples. Eigene Berechnungen.

Quelle: SOEP v34.

| BertelsmannStiftung

ABBILDUNG 6 **Tatsächliche und gewünschte Arbeitszeiten nach Beschäftigungstyp, PASS (2007 bis 2017)**



Hinweis: Durchschnittliche tatsächliche und gewünschte Arbeitszeit in Stunden pro Woche von Voll- und Teilzeitbeschäftigten zwischen 2007 und 2017 innerhalb des PASS-Samples. Eigene Berechnungen.

Quelle: PASS 0617 v2.

| BertelsmannStiftung

Auswertung eindeutig überbeschäftigt, während sich für Teilzeitbeschäftigte kein eindeutiges Bild ergibt. Vor 1997 schwankt die Diskrepanz zwischen leichter Über- und Unterbeschäftigung, wohingegen danach zu erkennen ist, dass Teilzeitbeschäftigte im Durchschnitt gern mehr arbeiten würden und somit leicht unterbeschäftigt sind.

Am stärksten verändert hat sich die gewünschte Arbeitszeit von Teilzeitbeschäftigten, die zwischen etwa 22 und 26 Stunden fluktuiert. Vollzeitbeschäftigte weisen dagegen fast konstant eine gewünschte Arbeitszeit von etwas unter 40 Stunden auf. Dieser Wert liegt über den gesamten betrachteten Zeitraum ungefähr fünf Stunden unterhalb der tatsächlich gearbeiteten Stundenzahl. Im Durchschnitt beträgt die tatsächliche Arbeitszeit von Vollzeitbeschäftigten ca. 44 Stunden, die gewünschte jedoch nur ca. 38 Stunden. Im Laufe der Zeit sind dabei sowohl die tatsächlichen als auch die gewünschten Arbeitsstundenzahlen von Teilzeitbeschäftigten erkennbar gestiegen. Bei Vollzeitbeschäftigten hingegen ist diese Tendenz nur geringfügig bis 2011 zu sehen, danach sinken beide Werte wieder.

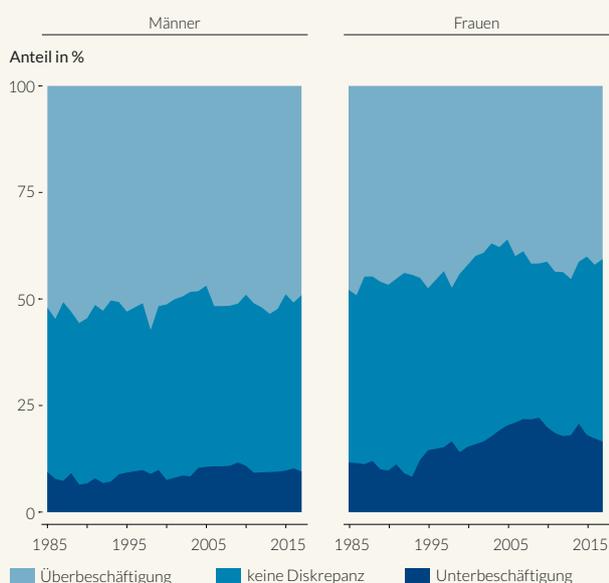
Generell sind die oben beschriebenen Tendenzen auch in den PASS-Daten zu finden (Abbildung 6). Festzuhalten ist allerdings, dass in den PASS-Daten die Diskrepanzen bei Teilzeitbeschäft-

tigung etwas größer sind als in den SOEP-Daten. Am aktuellen Rand findet sich, ähnlich wie im SOEP, die niedrigste Diskrepanz zwischen der tatsächlichen und der gewünschten Arbeitszeit beim Teilzeit-Beschäftigungstyp.

Abbildung 7 zeigt für den Zeitraum von 1985 bis 2017 den Anteil derer, die unterbeschäftigt, überbeschäftigt oder von keiner Diskrepanz betroffen sind, getrennt nach Männern und Frauen, anhand der SOEP-Daten. Abbildung 8 zeigt die Arbeitszeitdiskrepanz eines kürzeren Zeithorizonts von 2007 bis 2017 auf der Basis der PASS-Daten. Der Anteil der Unterbeschäftigten ist dabei dunkelblau gekennzeichnet, der der Überbeschäftigten hellblau. Der Anteil, der von keiner Diskrepanz betroffen ist, ist mittelblau markiert.

Unabhängig vom Geschlecht scheint nur eine Minderheit unterbeschäftigt zu sein. Der Anteil unterbeschäftigter Frauen scheint im betrachteten Zeitraum dennoch höher zu sein als der Anteil unterbeschäftigter Männer. Dagegen liegt der Anteil überbeschäftigter Männer fast im gesamten Zeitraum oberhalb von 50 %, während er bei Frauen die 50 %-Marke nie überschreitet. Außerdem scheint der Anteil unterbeschäftigter Frauen seit 1993 gestiegen zu sein, dagegen sank der Anteil überbeschäftigter Frauen leicht. In den PASS-Daten zeigt sich ebenfalls, dass der

ABBILDUNG 7 Arbeitszeitdiskrepanzen nach Geschlecht, SOEP (1985 bis 2017)

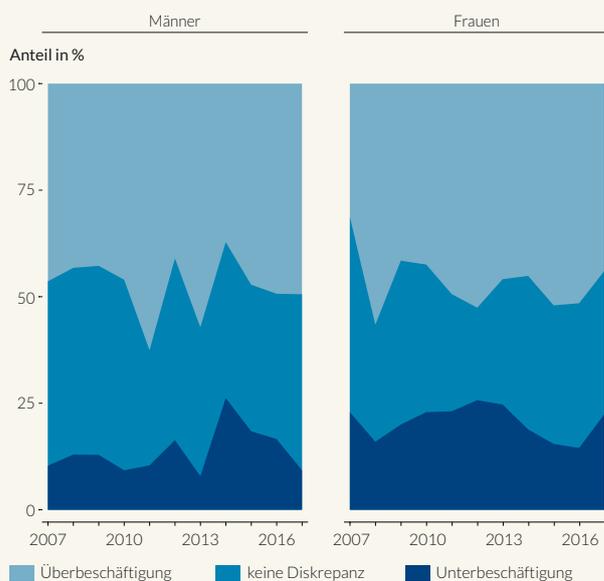


Hinweis: Anteil von Über- und Unterbeschäftigung bei Männern und Frauen zwischen 1985 und 2017 innerhalb des SOEP-Samples. Unterbeschäftigung bedeutet, dass die gewünschte Arbeitszeit um mehr als 2,5 Wochenstunden länger ist als die tatsächliche Arbeitszeit. Überbeschäftigung hingegen bedeutet, dass die gewünschte Arbeitszeit um mehr als 2,5 Wochenstunden kürzer ist als die tatsächliche Arbeitszeit.

Eigene Berechnungen. Quelle: SOEP v34.

| BertelsmannStiftung

ABBILDUNG 8 Arbeitszeitdiskrepanzen nach Geschlecht, PASS (2007 bis 2017)



Hinweis: Anteil von Über- und Unterbeschäftigung bei Männern und Frauen zwischen 2007 und 2017 innerhalb des PASS-Samples. Unterbeschäftigung bedeutet, dass die gewünschte Arbeitszeit um mehr als 2,5 Wochenstunden länger ist als die tatsächliche Arbeitszeit. Überbeschäftigung hingegen bedeutet, dass die gewünschte Arbeitszeit um mehr als 2,5 Wochenstunden kürzer ist als die tatsächliche Arbeitszeit. Eigene Berechnungen.

Quelle: PASS 0617 v2.

| BertelsmannStiftung

Anteil der unterbeschäftigten Frauen tendenziell etwas höher ist als der Anteil unterbeschäftigter Männer. Bei der Überbeschäftigung liegt die Spannweite bei den Männern zwischen 43 % und 63 % und bei den Frauen zwischen 31 % und 57 %.

Lange Paneldatenreihen haben den Vorteil, dass sich Alterseffekte von Kohorteneffekten trennen lassen. In Abbildung 9 sind die aus den SOEP-Daten ermittelten gewünschten und tatsächlichen Arbeitszeiten für die Geburtskohorten nach Alter dargestellt. Nach wie vor stellen die orangefarbenen Linien die gewünschte Arbeitszeit dar, die blauen die tatsächliche. Die dunkleren Linien stehen für die jüngeren Geburtskohorten.

Abbildung 9 ermöglicht es, Aufschluss über die Frage zu geben, inwiefern die zeitlichen Entwicklungen von unterschiedlichen Wünschen und Vorstellungen jüngerer Kohorten bezüglich der Arbeitszeit beeinflusst werden.

Während sich bei der tatsächlichen Arbeitszeit ein eindeutiges Bild ergibt, ist im Fall der gewünschten Arbeitszeit kein klares Muster erkennbar. Die älteste Kohorte war auch im hohen Alter noch in Stundenkategorien von teils über 40 Stunden erwerbstätig, während die beiden mittleren Kohorten bereits sichtbar weniger arbeiteten, insbesondere im Zeitraum kurz vor Erreichen des 60. Lebensjahres. Die tatsächlichen Arbeitszeiten weichen hier um bis zu drei Stunden voneinander ab. Den markantesten Unterschied ergibt der Vergleich der jüngsten mit der zweitjüngsten Kohorte. In der Kohorte der zwischen 1980 und 1999 Geborenen liegen sowohl der Durchschnitt des Arbeitszeitwunschs als auch der Durchschnitt der tatsächlichen Arbeitszeit

der Jüngeren dieser Kohorte unter 36 Stunden. Die durchschnittliche tatsächliche Arbeitszeit der 20-Jährigen unterschreitet sogar die Marke von 30 Stunden. Die zweitjüngste Kohorte hat jedoch bereits im Alter von Anfang 20 im Durchschnitt mehr als 38 Stunden gearbeitet. Dieser starke Unterschied könnte durch den stark gestiegenen Anteil derer, die studieren und sich daher mit Anfang 20 noch in Ausbildung befanden, erklärt werden. Grundsätzlich wird ersichtlich, dass die tatsächliche Arbeitszeit im Laufe des letzten Jahrhunderts deutlich gesunken ist.

Über die gewünschte Arbeitszeit der ältesten Kohorte lässt sich kaum eine Aussage treffen, da hier nur für einen sehr kurzen Zeitraum Daten vorliegen. Die beiden darauffolgenden Kohorten weisen relativ ähnliche Präferenzen in Bezug auf die Arbeitszeit auf. Die dieser Kohorte Zugehörigen wünschen sich während fast des gesamten Zeitraums ihrer Erwerbstätigkeit eine Arbeitszeit von 34 bis 36 Stunden. Der Arbeitszeitwunsch der jüngsten Kohorte liegt, wie bereits erwähnt, weit unter dem der Geburtskohorte 1960 bis 1979. Die Arbeitszeitwünsche beider jüngeren Kohorten gleichen sich erst mit Ende 20 an.

Außerdem lässt sich aus Abbildung 9 schließen, dass sowohl die tatsächliche als auch die gewünschte Arbeitszeit im Laufe des Erwerbslebens über alle Generationen hinweg sinkt, auch wenn die absoluten Werte zwischen den einzelnen Kohorten variieren. Somit lässt sich ein eindeutiger Alterseffekt feststellen.

Abbildung 10 zeigt die gewünschten und tatsächlichen Arbeitszeiten nach Alter und Kohorte in den PASS-Daten. Für die älteste Geburtskohorte (1920 bis 1939) liegen keine Daten zu den tat-

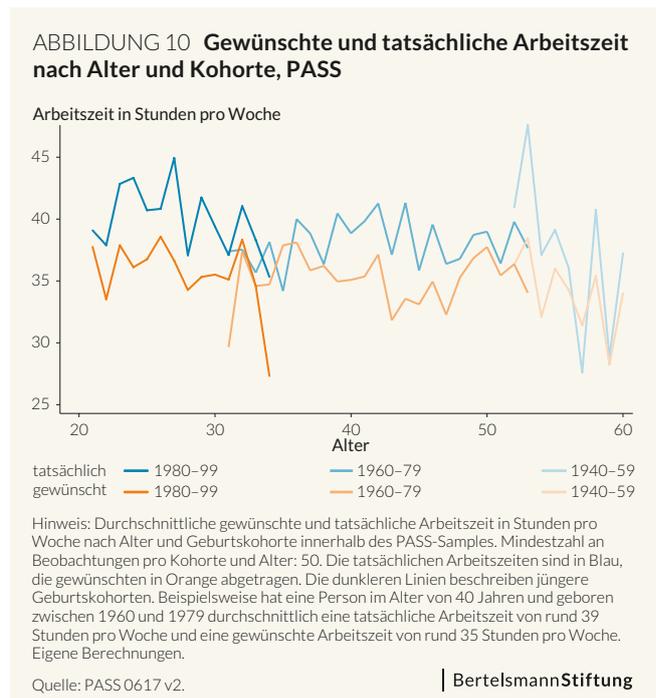
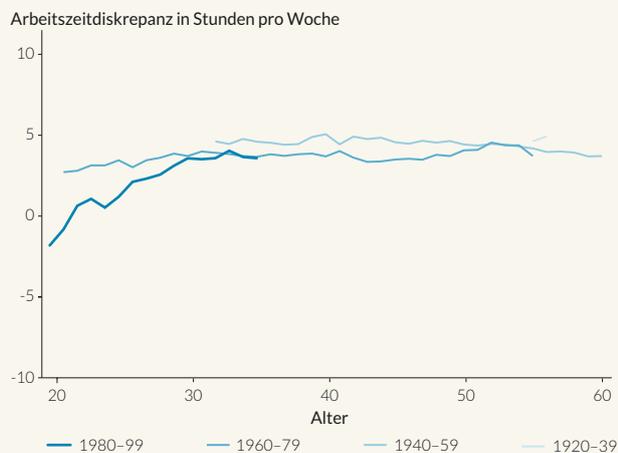


ABBILDUNG 11 Arbeitszeitdiskrepanz (tats. – gew.) nach Alter und Kohorte, SOEP

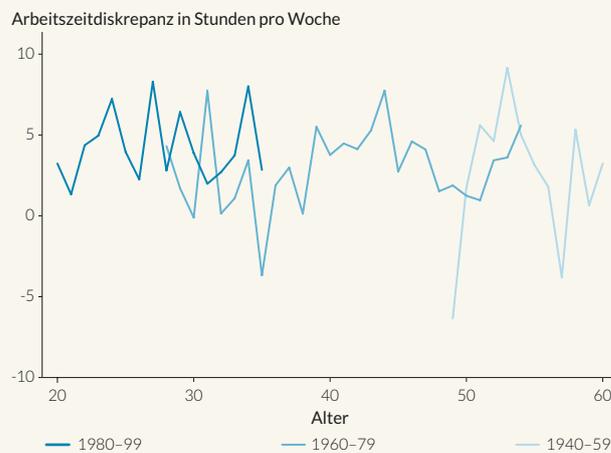


Hinweis: Durchschnittliche Arbeitszeitdiskrepanz in Stunden pro Woche nach Alter und Geburtskohorte innerhalb des SOEP-Samples. Mindestzahl an Beobachtungen pro Kohorte und Alter: 1000. Beispielsweise beträgt für eine Person im Alter von 40 Jahren und geboren zwischen 1960 und 1979 die durchschnittliche Arbeitszeitdiskrepanz rund vier Stunden pro Woche. Eigene Berechnungen.

Quelle: SOEP v34.

| BertelsmannStiftung

ABBILDUNG 12 Arbeitszeitdiskrepanz (tats. – gew.) nach Alter und Kohorte, PASS



Hinweis: Durchschnittliche Arbeitszeitdiskrepanz in Stunden pro Woche nach Alter und Geburtskohorte innerhalb des PASS-Samples. Mindestzahl an Beobachtungen pro Kohorte und Alter: 20. Beispielsweise beträgt für eine Person im Alter von 40 Jahren und geboren zwischen 1960 und 1979 die durchschnittliche Arbeitszeitdiskrepanz rund vier Stunden pro Woche. Eigene Berechnungen.

Quelle: PASS 0617 v2.

| BertelsmannStiftung

sächlichen und den gewünschten Arbeitszeiten vor, weshalb diese Kategorie in der Grafik nicht berücksichtigt wird. Im dargestellten kürzeren beobachteten Zeithorizont (2007 bis 2017) lässt sich grafisch im Verlauf der gewünschten und der tatsächlichen Arbeitszeiten keine eindeutige Tendenz erkennen, zumal die Reihen aufgrund der geringeren Zahl der Beobachtungswerte volatiler sind. Bei der Betrachtung der jeweiligen Mittelwerte hingegen ist die tatsächliche durchschnittliche Arbeitszeit der jüngsten Kohorte (1980 bis 1999) mit rund 40,5 Stunden am höchsten, im Vergleich mit etwa 38 Stunden der Geburtskohorte 1960 bis 1979 und 36 Stunden der ältesten Geburtskohorte (1940 bis 1959). Auch bei den gewünschten Arbeitszeiten ergibt sich eine absteigende Reihenfolge: Während die jüngste Geburtskohorte im Durchschnitt einen Arbeitszeitwunsch von fast 36 Stunden äußert, liegt der entsprechende Wert bei den jeweils älteren Kohorten nur noch bei 35 (1960 bis 1979) bzw. 34 Stunden (1940 bis 1959).

Abbildung 11 zeigt die durchschnittliche Diskrepanz zwischen der tatsächlichen und der gewünschten Arbeitszeit kohortenspezifisch nach Alter, entnommen aus den SOEP-Daten. Auch hier lässt sich für die älteste Kohorte keine sinnvolle Aussage über die Diskrepanz treffen. Eindeutig geht aus der Abbildung hervor, dass alle Geburtskohorten, mit einer Ausnahme, eine positive Arbeitszeitdiskrepanz aufweisen, also überbeschäftigt sind. Lediglich die jüngste Kohorte scheint mit Anfang 20 von Unterbeschäftigung betroffen zu sein.

Die Diskrepanz in der zweitältesten Kohorte liegt mit etwas über vier Stunden pro Woche über der Diskrepanz in den beiden jün-

geren Kohorten, wobei die Diskrepanz im Alter von rund 55 Jahren auf etwas unter vier Stunden sinkt. Die mittleren Kohorten unterscheiden sich bezüglich der Diskrepanz um bis zu einer Stunde, mit Anfang 50 gleichen sich die Diskrepanzen beider Kohorten jedoch an. Die jüngste Kohorte verzeichnet dagegen einen relativ starken Anstieg der Diskrepanz. Befindet sich die Diskrepanz zwischen der tatsächlichen und der gewünschten Arbeitszeit anfänglich noch im negativen Bereich (das heißt bei fast zwei Stunden Unterbeschäftigung), so nimmt sie bis Mitte 30 ein ähnliches Niveau an wie das der älteren Kohorte. Von Anfang bis Mitte 30 liegt die Diskrepanz somit ebenfalls bei geringfügig unter vier Stunden. Vergleicht man die Diskrepanzen der Kohorten im Zeitverlauf, so lässt sich aufgrund der geringen Verfügbarkeit von Daten über das gesamte Erwerbsleben keine eindeutige Tendenz bestimmen. Die Grafik weist allenfalls auf eine leicht steigende Diskrepanz bei älteren Kohorten hin.

Abbildung 12 zeigt die durchschnittliche Diskrepanz zwischen der tatsächlichen und der gewünschten Arbeitszeit kohortenspezifisch nach Alter auf der Basis der PASS-Daten. Auch hier lässt sich aufgrund der hohen Volatilität über den kürzeren beobachteten Zeithorizont (2007 bis 2017) grafisch keine eindeutige Tendenz erkennen. Die berechneten durchschnittlichen Diskrepanzen in den jeweiligen Geburtskohorten zeigen jedoch eine wachsende Überbeschäftigung von etwa zwei Stunden in der ältesten Kohorte (1950 bis 1959), von rund drei Stunden in der Geburtskohorte von 1960 bis 1979 und von bis zu vier Stunden innerhalb der jüngsten Geburtskohorte (1980 bis 1999).

Die Ergebnisse der deskriptiven Analyse lassen sich wie folgt zusammenfassen:

- Männer sind durchschnittlich von einer stärkeren Arbeitszeitdiskrepanz betroffen als Frauen.
- Beide Geschlechter sind tendenziell überbeschäftigt, Männer jedoch häufiger als Frauen.
- Am aktuellen Rand sinken tendenziell sowohl die gewünschten als auch die tatsächlichen Arbeitszeiten; lediglich die gewünschte Arbeitszeit von Frauen ist in den Vorjahren leicht gestiegen.
- Vollzeitbeschäftigte weisen deutliche Arbeitszeitdiskrepanzen auf, Teilzeitbeschäftigte können ihre Arbeitszeitwünsche besser realisieren.
- Vollzeitbeschäftigte sind eindeutig überbeschäftigt, Teilzeitbeschäftigte leicht unterbeschäftigt.
- Die tatsächlichen und die gewünschten Arbeitszeiten von Teilzeitbeschäftigten sind im Zeitverlauf etwas gestiegen, die von Vollzeitbeschäftigten konstant geblieben.
- Die tatsächliche Arbeitszeit ist über die Geburtskohorten hinweg gesunken.
- Im Laufe eines Erwerbslebens sinken beide Maße der Arbeitszeit. Dies deutet auf einen Alterseffekt hin.

## 5.2 | Weitere Einflussfaktoren

Nachfolgend wird die deskriptive grafische Analyse um Regressionsanalysen ergänzt. Hierdurch werden unter anderem die Zusammenhänge zwischen Arbeitszeitdiskrepanz und Geburtskohorte, Geschlecht und Umfang der Beschäftigung (Vollzeit/Teilzeit) sowie Einkommen und Kindern sichtbar gemacht.

Die Regressionen werden in verschiedenen Modellspezifikationen sowohl mit den SOEP- als auch mit den PASS-Daten durchgeführt. Je nach Datenlage können unterschiedliche Zusammenhänge untersucht werden. Die SOEP- und die PASS-Daten ergänzen sich an dieser Stelle; sie zeigen bei Variablen, die in beiden Datensätzen vorhanden sind, ähnliche Resultate zur Arbeitszeitdiskrepanz.

In Abbildung 13 sind die Ergebnisse der Regression unter Verwendung der SOEP-Daten abgetragen, in Abbildung 14 diejenigen auf der Basis der PASS-Daten. Ausführlichere Ergebnistabellen finden sich im Anhang.

Nachfolgend wird insbesondere auf die Ergebnisse der Modellspezifikationen (1) und (2) aus insgesamt vier Spezifikationen in Tabelle A.1 eingegangen. Alle Modelle berücksichtigen unter anderem Variablen zur Wohnregion, zur Zufriedenheit mit der Arbeit und zur institutionellen Kinderbetreuung, zum Bildungsgrad sowie zur Zahl der Kinder in verschiedenen Altersgruppen und zum Haushaltseinkommen. Zusätzlich beinhalten Modelle (2) und (4) Variablen zur sogenannten Partizipationsbelastung (engl. *participation tax rate* – PTR), wobei Modell (2) durch einen Interaktionsterm zwischen PTR und Teilzeitarbeit erweitert wurde. Dieser Interaktionsterm lässt Rückschlüsse darüber zu, ob die Höhe der PTR mit unterschiedlich starken Restriktionen bei Teilzeitbeschäftigten relativ zu Vollzeitbeschäftigten assoziiert ist. Innerhalb der Regressionsanalyse kann die PTR als eine Proxy-Variablen für das deutsche Steuer- und Transfersystem verstanden werden. Zur Vergleichbarkeit wurde die Stichprobe in Modell (1) der in Modell (2) und (4) angepasst, wodurch sich ein verkürzter Beobachtungszeitraum ergibt. Modell (3) dagegen bezieht sich auf den gesamten Beobachtungszeitraum der SOEP-Befragung.<sup>7</sup> Die Berechnung der PTR stammt aus dem ifo-Mikrosimulationsmodell und wurde in der ersten Studie (Blömer & Peichl, 2020) durchgeführt. Die PTR<sup>8</sup> ist definiert als der Anteil des Bruttoeinkommens, der abgegeben werden muss, wenn eine Person, die zuvor nicht erwerbstätig war, eine Beschäftigung aufnimmt. Sie ist also, ähnlich wie die Grenzbelastung<sup>9</sup>, ein Maß für den monetären Arbeitsanreiz. Der Verlauf der Partizipationssteuersätze zweier verschiedener Musterhaushalte wird im Anhang mithilfe der Abbildungen A.1 und A.2 illustriert.<sup>10</sup>

Abbildung 13 zeigt die geschätzten Koeffizienten aus den Modellen (1) und (2) sowie die zugehörigen Konfidenzintervalle<sup>11</sup>. Positive Koeffizienten bedeuten, dass sich die Diskrepanz zwischen der tatsächlichen und der gewünschten Arbeitszeit vergrößert, wenn die jeweilige Variable auf ein Individuum zutrifft. Negative Koeffizienten verkleinern diese Diskrepanz. Diese geschätzte Veränderung der Arbeitszeitdiskrepanz bezieht sich jeweils auf eine Referenzgruppe. Soweit die Variable nicht binär ist, wird die Referenzgruppe in Klammern aufgeführt. Anhand der Konfidenzintervalle ist außerdem erkennbar, ob sich der geschätzte Koeffizient statistisch gesehen signifikant von null bzw. der Referenzkategorie unterscheidet. Bei der Interpretation der Ergebnisse sollten nur signifikante Koeffizienten berücksichtigt werden.

Für die Regressionen exklusive und inklusive Partizipationssteuersätze ergeben sich in fast allen Fällen ähnliche Koeffizienten.

7 Da die Partizipationssteuersätze nur für den Zeitraum von 2003 bis 2016 vorliegen, wurde der Beobachtungszeitraum entsprechend angepasst. Die PTR wird nicht für Selbstständige berechnet, weshalb die Variable in den Spezifikationen (1), (2) und (4) entfällt.

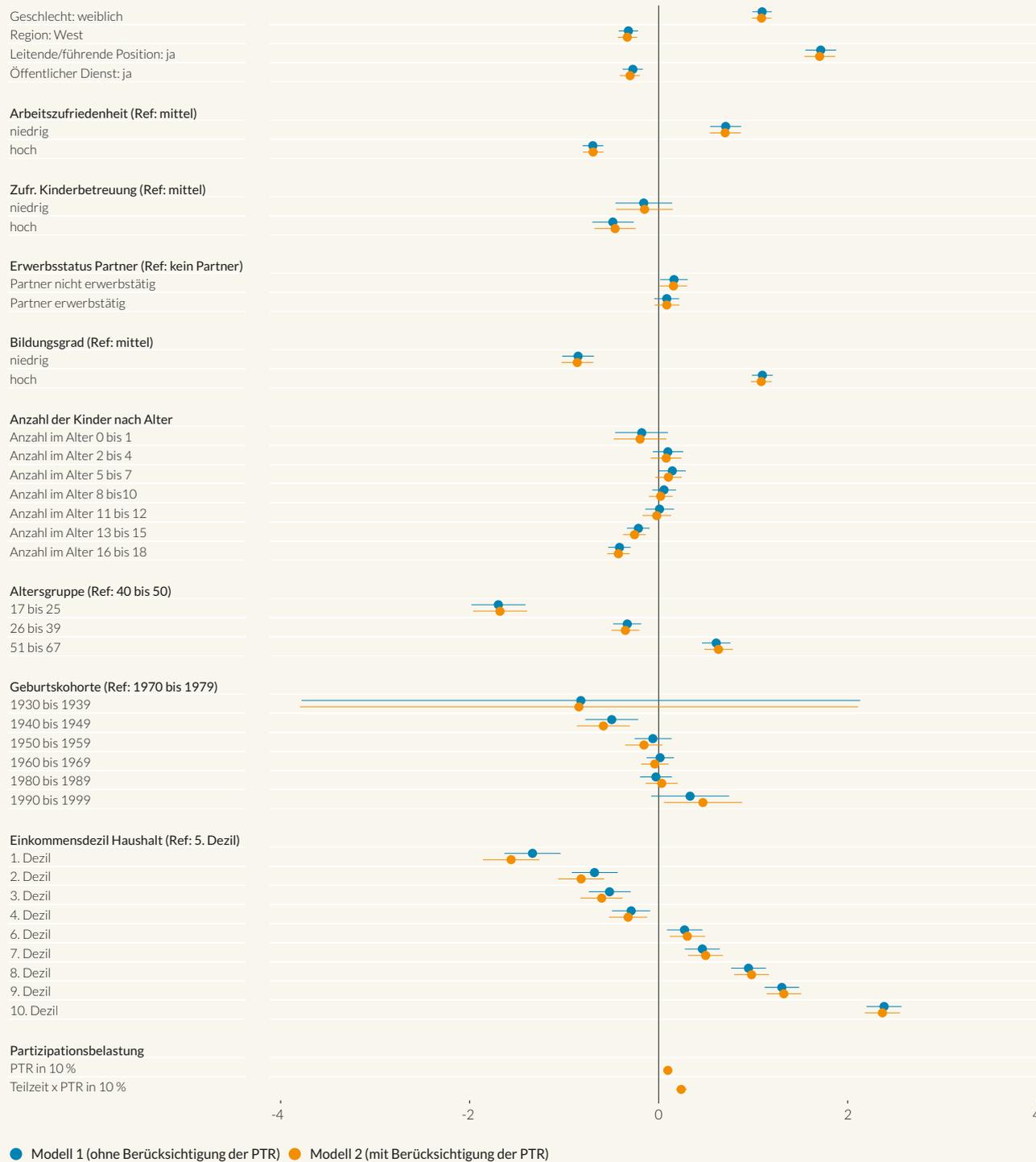
8 Entspricht der Partizipationsbelastung bei gewählter Stundenkategorie, ausgehend von der Variable *tatsächliche Arbeitszeit* im Monat des Interviews. Für Details siehe Blömer & Peichl (2020).

9 Ein zentrales Maß für die Anreizwirkung eines Steuer- und Transfersystems ist die effektive Grenzbelastung, die angibt, welcher Anteil eines zusätzlich verdienten Euros wieder abgegeben werden müsste – sei es durch Transferentzug im Sozialbereich, durch Einkommensteuern oder als Beitrag zur Sozialversicherung.

10 In Tabelle A.2 im Anhang können weiterhin die Ergebnisse geschlechtsspezifischer Spezifikationen mit (Spalte (3) und (4)) und ohne Einbezug (Spalte (1) und (2)) der PTR eingesehen werden.

11 Statistisch gesehen liegt der wahre Wert mit einer Wahrscheinlichkeit von 95 % im angegebenen Konfidenzintervall. Für die Variablen zur Partizipationsbelastung in Modell (2) ergeben sich sehr kleine Konfidenzintervalle, die in der grafischen Darstellung nicht erkennbar sind.

ABBILDUNG 13 OLS: Arbeitszeitdiskrepanz in wöchentlichen Stunden (tats. – gew.), SOEP



Hinweis: Koeffizientenplot mit geschätzten Koeffizienten sowie 95%-Konfidenzintervallen aus der OLS-Regression der Arbeitszeitdiskrepanz in Stunden pro Woche auf abgetragene Variablen innerhalb des SOEP-PTR-Samples. Beispielsweise ist eine weibliche Person ceteris paribus von einer um ca. eine Stunde pro Woche höheren Arbeitszeitdiskrepanz betroffen als eine männliche Person. Dieser Unterschied ist statistisch signifikant. Weitere Kontrollvariablen: Konstante, Beschäftigungsstatus (Vollzeit/Teilzeit), Konstante für fixe Effekte bei fehlenden Werten in den Variablen: Bildung, Sample: PTR-Sample. Aufgrund der Höhe der Koeffizienten für die Variable „Teilzeit“ inklusive der Konfidenzbänder und der damit einhergehenden starken Vergrößerung der Skala, die das Ablesen anderer Koeffizienten erschwert hätten, finden sich entsprechende Ergebnisse in der Regressionstabelle im Anhang in Tabellen A.1 und A.2 wider. Eigene Berechnungen.

Quellen: SOEP v34, ifo-Mikrosimulationsmodell.

So scheinen *Frauen* in dieser Analyse um etwa eine Stunde mehr überbeschäftigt zu sein als Männer. Ergab sich aus der deskriptiven Analyse noch, dass die Überbeschäftigung bei Männern im Durchschnitt stärker ausgeprägt ist als bei Frauen (siehe Abbildung 3), so zeigt die Auswertung der Regressionsanalyse, dass dann, wenn viele zusätzliche Faktoren berücksichtigt werden, das Gegenteil der Fall ist und Frauen von einer höheren Diskrepanz betroffen sind. *Westdeutsche* weisen dagegen eine um etwa 0,3 Stunden (rund 18 Minuten) geringere Diskrepanz bei der Realisierung ihrer Arbeitszeitwünsche auf als *Ostdeutsche*. Dieses Ergebnis steht in Einklang mit einer von Harnisch et al. (2018) ermittelten geringeren Wahrscheinlichkeit von Restriktionen für *Westdeutsche*. Individuen, die sich in *leitenden bzw. führenden Positionen* befinden, sind von einer signifikant höheren Diskrepanz betroffen. Diese Diskrepanz lässt sich mit ca. 1,7 Stunden beziffern und könnte sich durch eine höhere Zahl von Überstunden in Positionen mit hoher Verantwortung und Entscheidungsgewalt erklären lassen. Die Arbeit im *öffentlichen Dienst* wird hingegen mit einer 0,27- bis 0,3-stündigen Reduzierung der Überbeschäftigung assoziiert. Dieser Unterschied zu Individuen, die nicht im öffentlichen Dienst beschäftigt sind, ist statistisch signifikant und könnte mit einem besseren Schutz vor Überstunden im öffentlichen Dienst zusammenhängen.

Verglichen mit Individuen mit mittlerer *Arbeitszufriedenheit* sind Personen mit geringerer Arbeitszufriedenheit stärker überbeschäftigt und Personen mit hoher Arbeitszufriedenheit weniger überbeschäftigt. In beiden Gruppen ist der Unterschied in der Arbeitszufriedenheit mit ungefähr + 0,7 Stunden bzw. - 0,7 Stunden verbunden. Dieser Effekt könnte durch eine höhere Bereitschaft zu hohen Stundenzahlen bei Individuen begründet sein, die zufrieden mit ihrem Beruf sind und deswegen gerne arbeiten.

Anders als bei der Betrachtung der bisherigen Koeffizienten ist die Diskrepanz zwischen der tatsächlichen und der gewünschten Arbeitszeit bei Individuen mit geringer *Zufriedenheit mit der Kinderbetreuung* nicht signifikant verschieden von der von Individuen mit mittlerer Zufriedenheit. Dennoch weisen Individuen mit höherer Zufriedenheit mit der Kinderbetreuung eine durchschnittlich um 0,46 bis 0,48 Stunden geringere, statistisch signifikante Diskrepanz auf. Eine höhere Zufriedenheit mit der Kinderbetreuung könnte mit einer besseren Verfügbarkeit des Betreuungsangebots zusammenhängen und diesen Individuen dazu verhelfen, ihre präferierte Stundenkategorie zu realisieren. Durch die Entlastung durch (institutionelle) Kinderbetreuung können Eltern beispielsweise ihre Arbeitszeit ausweiten, da sie weniger eigene Zeit für die Betreuung des Nachwuchses aufwenden müssen.

Im Vergleich mit Individuen ohne Partner:in zeigt sich sowohl bei *Erwerbstätigkeit des Partners / der Partnerin* als auch bei *Erwerbslosigkeit des Partners / der Partnerin* eine etwas größere Diskre-

panz. Auf den ersten Blick widerspricht dies der Annahme, dass Individuen mit Partner:in in Erwerbstätigkeit durch die mögliche Kompensation des Haushaltseinkommens durch den Partner / die Partnerin weniger von Restriktionen betroffen sind. Diese Ergebnisse sind allerdings statistisch nicht oder nur schwach signifikant.

Ein akademischer *Bildungsabschluss* hängt mit einer höheren Diskrepanz (ungefähr eine Stunde) zusammen als ein mittlerer Bildungsabschluss. Niedrige Bildungsabschlüsse werden dabei mit einer um ca. 0,8 Stunden geringeren Diskrepanz assoziiert als mittlere Abschlüsse. Diese Ergebnisse könnten in der unterschiedlichen Art der Tätigkeiten von Individuen mit niedrigem, mittlerem und hohem Bildungsabschluss begründet sein.

Die Betrachtung des Einflusses von *Kindern in verschiedenen Altersgruppen* weist auf einen leicht altersabhängigen, u-förmigen Zusammenhang hin. Das Vorhandensein sehr junger Kinder (bis ein Jahr) geht zunächst mit einer verringerten Diskrepanz einher. Kommen Kinder ins Kindergartenalter von zwei bis vier Jahren, so steigt in der Regel die Arbeitszeit wieder und die Überbeschäftigung verschärft sich etwas gegenüber den Personen mit Kindern im Alter von bis zu einem Jahr. Dies gilt auch für Personen mit Kindern in den ersten Schuljahren. Sind nur noch Kinder über 13 Jahre im Haushalt, so verringert sich die Diskrepanz wieder. Dieser u-förmige Verlauf mit der höchsten Überbeschäftigung bei Personen mit Kindern im Alter von zwei bis zwölf Jahren deutet darauf hin, dass Betreuungsmöglichkeiten ein wichtiger Faktor von Überbeschäftigung sind.

In der folgenden Analyse mit den PASS-Daten wird dieser Zusammenhang untersucht. Dabei zeigt sich, dass sich bei der Hinzunahme von Variablen, die explizit der Berücksichtigung von Betreuungsbedingungen dienen, der statistische Effekt von Kindern auf die Arbeitszeitdiskrepanz massiv verkleinert. Daraus ist zu schließen, dass es sich um keinen genuinen Kinder-effekt handelt, sondern um einen statistischen Betreuungseffekt. Die zugrundeliegende Analyse kann jedoch nicht bestätigen, dass das Vorhandensein von Kindern generell zu stärkeren Restriktionen bei der Realisierung von Arbeitszeitwünschen führt. Sie untermauert somit die Ergebnisse von Reynolds und Johnson (2012), denen zufolge Haushalte mit Kindern nicht in jedem Fall von absolut stärkeren Diskrepanzen betroffen sind als Haushalte ohne Kinder.

Die Referenzgröße für die *Altersgruppen* ist, wie bereits erwähnt, die Gruppe der 40- bis 50-Jährigen. Hier zeigt sich, dass ältere Altersgruppen stärker überbeschäftigt sind, jüngere dagegen weniger. Möglicherweise sind Menschen mit steigendem Alter weniger belastbar und hegen daher den Wunsch, weniger zu arbeiten. Jedoch könnten rigide Stundenkategorien in Arbeitsverträgen,

fehlende Arbeitskräfte oder eine hohe Expertise und Arbeitserfahrung dazu führen, dass ältere Individuen ihre Arbeitszeit nicht entsprechend ihren Wünschen anpassen können. Individuen im Alter zwischen 17 und 25 Jahren sind beispielsweise um rund 1,7 Stunden weniger von Diskrepanzen betroffen, 51- bis 67-Jährige dagegen um 0,6 Stunden stärker.

Die *Geburtskohorten* werden relativ zur Kohorte der zwischen 1970 und 1979 Geborenen betrachtet.<sup>12</sup> Die Kohorte der zwischen 1930 und 1939 Geborenen weist ein besonders hohes Konfidenzintervall auf, was an der geringen Größe dieser Gruppe liegt. Besonders prägnant ist der Effekt im Vergleich mit der Geburtskohorte 1940 bis 1949. Die Diskrepanz dieser Kohorte liegt durchschnittlich um etwa 0,5 bis 0,58 Stunden unter der der Referenzkohorte der zwischen 1970 und 1979 Geborenen. Je jünger die Geburtskohorte, desto größer fällt die durchschnittliche Differenz zwischen der tatsächlichen und der gewünschten Arbeitszeit aus. Abbildung 9 lässt darauf schließen, dass dies in der kürzeren gewünschten Arbeitszeit der jüngeren Generationen begründet sein könnte. Nichtsdestoweniger sind die Unterschiede insgesamt relativ gering sowie statistisch insignifikant. Ähnlich wie im Fall des Geschlechtereffekts kehrt sich der positive Effekt auf die Diskrepanz bei älteren Kohorten aus der deskriptiven Analyse um, sodass sich nach Betrachtung weiterer Einflussfaktoren in der Regressionsanalyse ein negativer Zusammenhang ergibt – ältere Kohorten sind im Verhältnis zu jüngeren laut dieser Analyse von einer geringeren Diskrepanz betroffen.

Bei Betrachtung der *Einkommensdezile* zeichnet sich eine eindeutige Tendenz ab: Im Vergleich mit dem fünften Dezil weisen Gruppen mit geringeren Einkommen eine geringere Diskrepanz auf, solche mit höheren dagegen eine größere. Diese Ergebnisse stehen in Einklang mit dem von Sopp und Wagner (2017) ermittelten Zusammenhang. Aus theoretischer Sicht lässt sich festhalten, dass die Freizeit- und Konsumpräferenzen von Personen variieren. Einige Personen finden höhere Einkommen wichtiger und nehmen dafür eine höhere Arbeitszeit in Kauf, andere wiederum verzichten auf Einkommen zugunsten von Freizeit. Aufgrund bereits diskutierter Restriktionen können jedoch nicht alle Personen stets flexibel die individuell optimale Arbeitszeit wählen. Dieser „Arbeitszeit-Mismatch“ führt dazu, dass eine Stunde zusätzlicher Freizeit mehr oder weniger wichtig wird. Personen mit langen Arbeitszeiten befinden sich typischerweise in höheren Einkommensdezilen und verfügen deshalb bereits über ein hohes Konsumniveau, aber ein eher geringes Freizeitniveau. Wenn die langen Arbeitszeiten nicht den individuellen Präferenzen ent-

sprechen, kann sich dies in einem Wunsch nach kürzeren Arbeitszeiten äußern. Aus diesem Grund könnten Personen in höheren Einkommensgruppen eher von Überbeschäftigung betroffen sein, während es Individuen in Haushalten mit geringeren Einkommen verhältnismäßig schwerer fällt, auf Einkommen zu verzichten.

Der Zusammenhang zwischen dem *Partizipationssteuersatz* und der Arbeitszeitdiskrepanz ist aus theoretischer Sicht nicht eindeutig vorgegeben. Bezogen auf das Bruttoeinkommen bzw. die Arbeitszeit hat die Partizipationsbelastung typischerweise einen umgekehrt u-förmigen Verlauf (siehe die Abbildungen A.1 und A.2). Das bedeutet, dass die PTR zunächst mit dem Bruttoeinkommen steigt, bevor sie einen Höhepunkt erreicht, ab dem sie wieder zurückgeht. Der monetäre Arbeitsanreiz einer bestimmten Arbeitszeit hängt stark davon ab, ob die betrachtete Arbeitszeit links oder rechts des Höhepunkts liegt, das heißt, ob es bei einer Arbeitszeiterweiterung zu einer höheren oder niedrigeren Partizipationsbelastung kommt. Hohe Partizipationsbelastungen kommen insbesondere im niedrigen bis mittleren Einkommensbereich vor. Bei geringen Stundenlöhnen gelten also insbesondere für Teilzeitbeschäftigte hohe Partizipationsbelastungen (siehe Abbildung A.1). Für die vorliegende Analyse wurde die PTR zur verbesserten Interpretation der Koeffizienten in 10-%-Intervallen angegeben. Die PTR gilt als ein Indikator für die Arbeitsanreize des Steuer- und Transfersystems. Empirisch ist eine höhere PTR mit geringeren tatsächlichen Arbeitsstunden bzw. mit einer geringeren Wahrscheinlichkeit zur Arbeitsaufnahme assoziiert (Bartels & Pestel, 2016). Ob die PTR gleichmäßig auf die tatsächliche und die gewünschte Arbeitszeit wirkt, ist aus theoretischer Sicht unklar. Wir finden in der Regressionsanalyse, dass die PTR nicht neutral mit der Differenz zwischen tatsächlicher und gewünschter Arbeitszeit assoziiert ist. Der Koeffizient des Partizipationssteuersatzes ist positiv, was den Schluss zulässt, dass eine höhere PTR mit einer stärkeren Überbeschäftigung assoziiert ist. Mit anderen Worten: Liegt Überbeschäftigung vor, steigt diese mit höherer PTR weiter an. Dieser empirische Effekt ist klein aber signifikant. Die vorliegenden Resultate, ersichtlich in Tabelle A.1, Spalte (2) und (4), geben den Effekt einer Erhöhung des Partizipationssteuersatzes um 10 % an. Bei einer um 1 (das heißt um 10 Prozentpunkte) höheren Partizipationsbelastung ergibt sich in Modell (4) ceteris paribus eine zusätzliche Überbeschäftigung von rund zwölf Minuten<sup>13</sup> pro Woche. In Modell (2) kann durch einen Interaktionsterm eine Unterscheidung des Effekts für Teilzeit- und Vollzeitbeschäftigte vorgenommen werden. So gilt für Vollzeitbeschäftigte, dass sich bei einer um 1 (das heißt um 10 Prozentpunkte) höheren Partizipationsbelastung ceteris paribus eine zusätzliche Arbeitszeitdiskrepanz von ca. sechs Minuten<sup>14</sup>

<sup>12</sup> Die Intervallgröße ist damit kleiner als in der graphischen Analyse, bei der zur besseren Übersichtlichkeit in Zwanzigjahresintervalle unterteilt wurde.

<sup>13</sup> Dies ergibt sich aus der Multiplikation des Koeffizienten der PTR mit 60 Minuten (0,193 x 60 Minuten).

<sup>14</sup> Dies ergibt sich aus der Multiplikation des Koeffizienten der PTR mit 60 Minuten (0,0987 x 60 Minuten).

pro Woche ergibt. Für Teilzeitbeschäftigte liegt dieser Effekt bei knapp 20 Minuten<sup>15</sup> pro Woche. Die Ergebnisse weisen darauf hin, dass höhere PTR mit stärkeren Restriktionen bei Teilzeitbeschäftigten als bei Vollzeitbeschäftigten einhergehen.

Auf der Basis der PASS-Daten wurden insgesamt neun verschiedene Modelle zur individuellen Arbeitszeitdiskrepanz geschätzt (siehe die Tabellen A.3, A.4 und A.5 im Anhang). Aufgrund der unterschiedlichen Gestaltung der PASS- und der SOEP-Befragung sind die hier untersuchten Modelle nicht identisch mit den zuvor vorgestellten Modellen aus der SOEP-Befragung. Die Modelle beschreiben jeweils verschiedene Spezifikationen. So berücksichtigt beispielsweise Modell (1) in Tabelle A.3 Variablen zur institutionellen Betreuung eines Kindes. Da die Betreuungskoeffizienten statistisch nicht signifikant sind und zudem für sie vergleichbar große Konfidenzintervalle gelten, wird Modell (2) ohne Betreuungsvariablen geschätzt. Modell (3) schätzt zusätzlich, ob sich die Beschäftigung in Teilzeit bei Frauen anders auf die Arbeitszeitdiskrepanz auswirkt als bei Männern, und beinhaltet daher einen Interaktionsterm. Mithilfe dieses Interaktionsterms kann ermittelt werden, wie sich die wöchentliche Arbeitszeitdiskrepanz von in Teilzeit beschäftigten Frauen im Vergleich mit in Vollzeit beschäftigten Männern verhält. Tabelle A.4 und A.5 beinhalten fünf Modellspezifikationen, die jeweils auf Modell (1) beziehungsweise (2) aus Tabelle A.3 basieren. Diese Modellspezifikationen schätzen die Koeffizienten separat für Frauen, Männer, Teilzeit- und Vollzeitbeschäftigte. So werden vorhandene Unterschiede in der Arbeitszeitdiskrepanz nach Geschlecht und Beschäftigungsform ersichtlich. Diese gesonderten Betrachtungen ermöglichen zwar interessante Rückschlüsse, sie verkleinern jedoch auch die Zahl der zur Verfügung stehenden Beobachtungen und sollten daher als Ergänzung zu den Modellen 1 und 2 in Tabelle A.3 gesehen werden.

Ähnlich wie Abbildung 13 zeigt Abbildung 14 die geschätzten Koeffizienten der Modellspezifikationen (1) und (2) aus Tabelle A.3 auf der Basis der PASS-Daten sowie die zugehörigen 95%-Konfidenzintervalle. Die abhängige Variable ist, wie zuvor, die individuelle Arbeitszeitdiskrepanz in Stunden pro Woche. Es ist auffällig, dass die 95%-Konfidenzintervalle nun deutlich größer sind als zuvor und dadurch viele Koeffizienten statistisch nicht signifikant von null verschieden sind. Dies liegt zum einen an der geringen Zahl der Beobachtungen im zugrundeliegenden Datensatz und zum anderen an der Subjektivität, mit der viele der hier betrachteten Variablen bestimmt wurden.

Modell (2) unterscheidet sich von Modell (1) insofern, als die Variablen zur institutionellen Kinderbetreuung nicht mit aufgenommen wurden. Diese sind im unteren Abschnitt von Abbildung 14 für Modell (1) ersichtlich.

In beiden Modellen ist die Arbeitszeitdiskrepanz bei *Frauen* um etwa vier Stunden pro Woche größer als bei Männern. Dieser Schätzer ist statistisch signifikant und zudem deutlich größer als der auf der Basis der SOEP-Daten ermittelte. Außerdem gilt für in Westdeutschland wohnende *Individuen* nun eine höhere wöchentliche Arbeitszeitdiskrepanz anstelle einer niedrigeren. Der Koeffizient ist zwar signifikant, aber mit rund einer Wochenstunde relativ klein. Dieser Unterschied zu den SOEP-Modellen kann unter anderem auf die selektierte Stichprobe im PASS-Datensatz zurückgeführt werden.

Ersichtlich wird nun auch, dass *Personen, die regelmäßig einen Angehörigen / eine Angehörige pflegen*, im Durchschnitt etwa 1,5 Stunden pro Woche mehr arbeiten als gewünscht. Da individuelle Pflegeverpflichtungen sich bezüglich des mit ihnen verbundenen zeitlichen Aufwands stark unterscheiden, die große Mehrzahl der Arbeitsverträge jedoch im Hinblick auf die angebotenen Stundenkategorien rigide ist, ist diese Diskrepanz nicht überraschend. Zudem ist die Notwendigkeit der Pflege eines Angehörigen / einer Angehörigen nicht immer voraussehbar, wodurch es kurzfristig zu einer erhöhten Arbeitszeitdiskrepanz kommen kann, bevor gegebene Arbeitsverträge angepasst werden können.

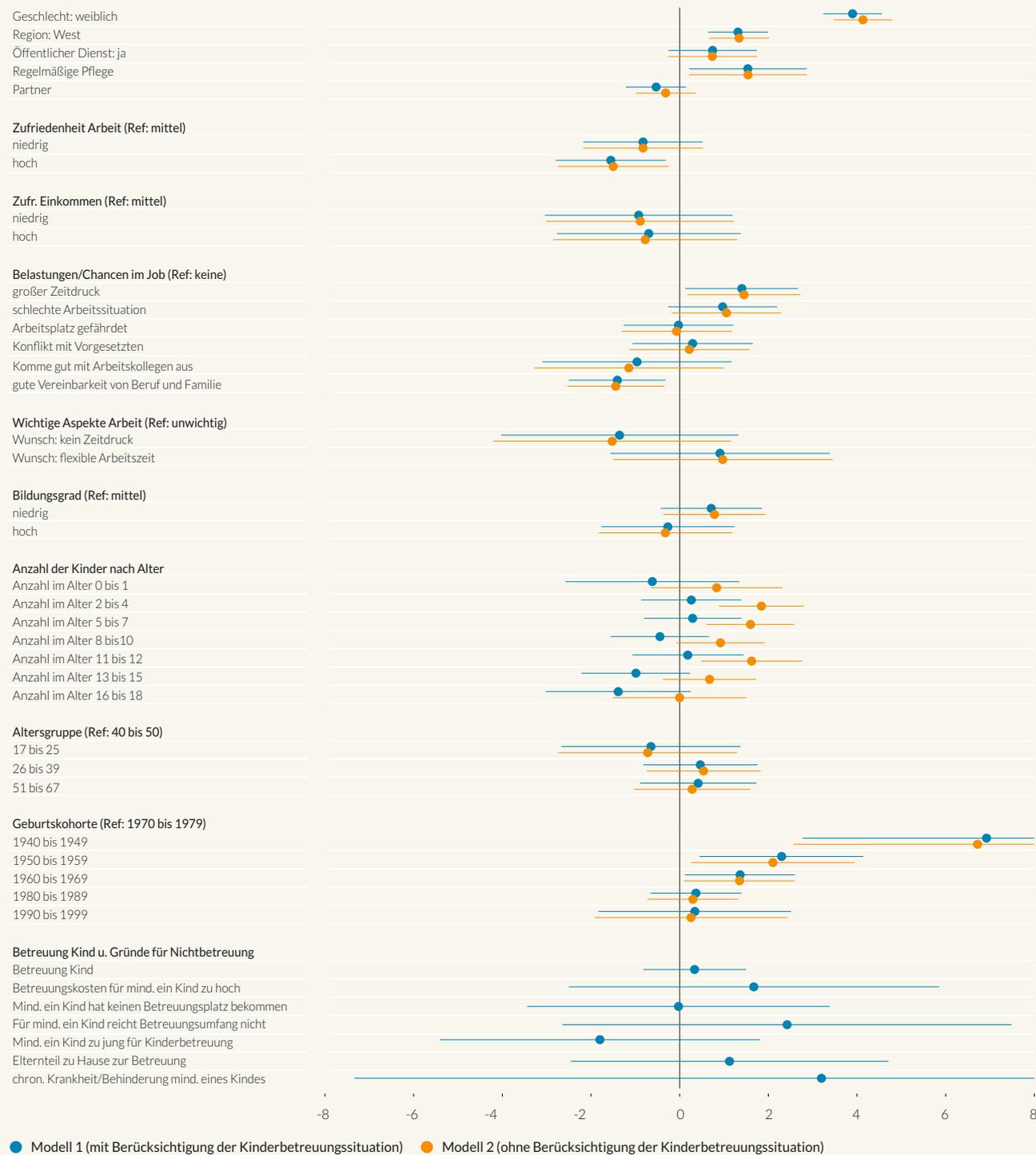
Im Vergleich zu Personen mit mittlerer *Arbeitszufriedenheit* weisen Personen mit hoher Arbeitszufriedenheit eine um 1,5 Stunden pro Woche signifikant geringere Diskrepanz zwischen der tatsächlichen und der gewünschten Arbeitszeit auf.

Auch im Hinblick auf *Belastungen bzw. Chancen im Job* erzielen beide Modelle intuitive Schätzergebnisse. So weist etwa ein Individuum mit hohem Zeitdruck am Arbeitsplatz eine um 1,4 Stunden pro Woche größere Arbeitszeitdiskrepanz auf als ein vergleichbares Individuum ohne Zeitdruck, da hoher zeitlicher Druck im Job häufig zu Überstunden führt – und damit zu einer längeren als von der Person gewünschten Arbeitszeit. Wer jedoch Familie und Beruf gut vereinbaren kann, für den gilt eine geringere Arbeitszeitdiskrepanz als für Personen, denen dies weniger leicht fällt.

Ähnlich wie bei den Regressionen auf der Basis des SOEP zeigt sich ein leicht u-förmiger Verlauf der Koeffizienten der *Kindervariablen*: Personen mit sehr jungen und älteren Kindern sind weniger stark überbeschäftigt als Personen mit Kindern im Alter zwischen zwei und zwölf Jahren. Mit den PASS-Daten können wir diesen Effekt näher untersuchen, da diese im Gegensatz zu den SOEP-Daten weitere Informationen zu den Betreuungsbedingungen umfassen.

<sup>15</sup> Dies ergibt sich aus der Multiplikation der Summe des Koeffizienten der PTR und des Interaktionsterms mit 60 Minuten  $([0,0987 + 0,241] \times 60 \text{ Minuten})$ .

ABBILDUNG 14 OLS: Arbeitszeitdiskrepanz in wöchentlichen Stunden (tats. – gew.), PASS



● Modell 1 (mit Berücksichtigung der Kinderbetreuungssituation) ● Modell 2 (ohne Berücksichtigung der Kinderbetreuungssituation)

Hinweis: Koeffizientenplot mit geschätzten Koeffizienten sowie 95%-Konfidenzintervallen aus der OLS-Regression der Arbeitszeitdiskrepanz in Stunden pro Woche auf abgetragene Variablen innerhalb des PASS-Samples. Beispielsweise ist eine weibliche Person ceteris paribus von einer um vier Stunden pro Woche höheren Arbeitszeitdiskrepanz betroffen als eine männliche Person. Dieser Unterschied ist statistisch signifikant. Weitere Kontrollvariablen: Konstante, Beschäftigungsstatus (Vollzeit/Teilzeit), Altersgruppe 68+, Konstante für fixe Effekte bei fehlenden Werten in den Variablen: Zufriedenheit Arbeit/Einkommen, Belastungen/Chancen im Job, wichtige Aspekte Arbeit, Bildung, Betreuung Kind und Gründe für Nichtbetreuung. Aufgrund der Höhe der Koeffizienten für die Variable "Teilzeit" inklusive der Konfidenzbänder und der damit einhergehenden starken Vergrößerung der Skala, die das Ablesen anderer Koeffizienten erschwert hätten, finden sich entsprechende Ergebnisse in der Regressionstabelle im Anhang in Tabellen A.3 und A.4 wider. Eigene Berechnungen.

Quelle: PASS 0617 v2.

So nehmen wir in Modell (1) Variablen mit auf, die explizit bestimmte *Betreuungsbedingungen* berücksichtigen. Zwar sind die Koeffizienten dieser Variablen isoliert nicht signifikant von null verschieden, können also einzeln nicht interpretiert werden; dennoch bewirken sie gemeinsam eine starke Verschiebung der Koeffizienten der Kindervariablen. Im Vergleich mit Modell (2), welches dem Modell auf der Basis der SOEP-Daten am nächsten ist, zeigt sich, dass der Effekt von Kindern auf die Arbeitszeitdiskrepanz massiv nach unten korrigiert wird. Daraus ist zu entnehmen, dass eine strengere Restriktion bei der Realisierung von Arbeitszeitwünschen nicht grundsätzlich durch ein Kind hervorgerufen wird, sondern auch durch den Mangel an oder die zu hohen Kosten einer passenden Kinderbetreuung. Personen mit Kindern sind also nicht generell überbeschäftigt. Dieses Phänomen tritt erst dann auf, wenn die Kinder nicht passend betreut werden können.

Des Weiteren sind *ältere Personen* im Vergleich mit Personen, die zwischen 1970 und 1979 geboren sind, von einer signifikant größeren Diskrepanz zwischen der tatsächlichen und der gewünschten Arbeitszeit betroffen, jüngere Personen dagegen nicht. So weisen beispielsweise Personen, die zwischen 1940 und 1949 geboren sind, eine um ungefähr sechs Wochenstunden höhere Diskrepanz zwischen der tatsächlichen und der gewünschten Arbeitszeit auf als die Referenzgruppe der zwischen 1970 und 1979 Geborenen. Zu beachten sind bei den Ergebnissen des Kohorteneffekts die großen Konfidenzintervalle der Koeffizienten. Dies und die Ergebnisse aus der deskriptiven Analyse sowie der Analyse mit den SOEP-Daten lassen keinen Schluss auf einen deutlichen Kohorteneffekt zu.

Über die bisher erwähnten Koeffizienten hinaus ist in Modell (3) der Tabelle A.3 eine *Interaktion zwischen einer Arbeit in Teilzeit und dem Geschlecht* zu erkennen. Anhand eines Indikators für jeweils Geschlecht und Teilzeit sowie eines Terms, der die Interaktion zwischen diesen beiden Indikatoren repräsentiert, kann Modell (3) die Variation der Arbeitszeitdiskrepanz zwischen Männern in Vollzeit (als Referenzgruppe) und Frauen in Teilzeit modellieren. Diese Konstellation ist interessant, da sie möglicherweise auf viele Paarhaushalte über kürzere oder längere Zeit zutrifft. Für eine männliche Person in Vollzeitbeschäftigung sind alle drei Terme 0, da sie nicht zutreffen. Für eine Frau in Teilzeitbeschäftigung treffen jedoch alle drei Terme zu und sind im Modell jeweils 1. Für einen Vergleich müssen daher nur die Koeffizienten der zwei Indikatoren sowie des Interaktionsterms addiert werden. Demzufolge gilt für eine Frau in Teilzeit eine um ca. elf Stunden pro Woche geringere Arbeitszeitdiskrepanz als für einen

Mann in Vollzeit.<sup>16</sup> Diese Diskrepanz ist statistisch signifikant, da sowohl die Indikatoren als auch der Interaktionsterm signifikante Koeffizienten aufweisen.

Aus den Modellen (1) und (2) in Tabelle A.4 wird erkennbar, dass in Teilzeit beschäftigte Frauen und Männer deutlich weniger überbeschäftigt sind. Sie weisen eine um 13 bzw. 20 Stunden pro Woche geringere Arbeitszeitdiskrepanz auf als ihre in Vollzeit beschäftigten Pendanten.<sup>17</sup> Die Ergebnisse bestätigen die Resultate von Harnisch et al. (2018), wonach Teilzeitbeschäftigte unabhängig von ihrem Geschlecht ihre Arbeitszeiten gern ausbauen würden. Außerdem wird deutlich, dass bei Frauen ein Kind bis zum Alter von zwölf Jahren zu einer signifikanten Steigerung der Arbeitszeitdiskrepanz (um zwei bis vier Stunden pro Woche) führt, bei Männern jedoch allenfalls in geringem Maße. Dies bedeutet, dass Mütter durch ein Kind deutlich größere Schwierigkeiten haben, ihre gewünschten Arbeitszeiten zu realisieren, als Väter. Dieser Umstand deutet darauf hin, dass sich Mütter deutlich mehr um die Betreuung des Nachwuchses kümmern und Väter den Großteil des Haushaltseinkommens erwirtschaften.

Tabelle A.5 zeigt außerdem die Modellierung der Arbeitszeitdiskrepanz, getrennt nach Beschäftigungsumfang. Unter den Teilzeitbeschäftigten weisen Frauen eine um rund acht Wochenstunden größere Diskrepanz zwischen der tatsächlichen und der gewünschten Arbeitszeit auf als Männer. Im Einklang mit Kler et al. (2017) sind demnach Frauen in Teilzeit eher von Überbeschäftigung betroffen als Männer. Gleiches gilt für vollzeitbeschäftigte Frauen, wobei hier die Diskrepanz zu vollzeitbeschäftigten Männern mit rund zwei Wochenstunden kleiner ist.

16 Da ein Mann in Vollzeit durchschnittlich um ca. acht Stunden pro Woche überbeschäftigt ist, kann dies übersetzt werden in eine durchschnittliche Unterbeschäftigung der in Teilzeit arbeitenden Frauen von ca. drei Stunden pro Woche.

17 Da vollzeitbeschäftigte Frauen und Männer durchschnittlich um ca. zehn bzw. acht Stunden pro Woche überbeschäftigt sind, verweisen diese Koeffizienten auf eine durchschnittliche Unterbeschäftigung der in Teilzeit beschäftigten Frauen und Männer von ca. drei bzw. zwölf Stunden pro Woche.

### Zusammenfassung der Ergebnisse der Regressionsanalyse auf Basis der SOEP-Daten

- Die Diskrepanz zwischen der tatsächlichen und der gewünschten Arbeitszeit ist bei Frauen um etwa eine Stunde pro Woche größer als bei Männern. Frauen sind also tendenziell eher überbeschäftigt als Männer.
- Personen in Führungspositionen weisen eine um rund 1,7 Stunden höhere Arbeitszeitdiskrepanz auf. Dies könnte auf die erhöhte Zahl an Überstunden in Positionen mit Verantwortung und Entscheidungsgewalt zurückzuführen sein.
- Personen, die in höherem Maße zufrieden mit der Betreuungssituation ihrer Kinder sind, weisen durchschnittlich eine leicht geringere Arbeitszeitdiskrepanz auf als Personen mit mittlerer Zufriedenheit. Eine Entlastung durch verbesserte institutionelle Kinderbetreuung könnte eine bessere Realisierung der Arbeitszeitwünsche ermöglichen.
- Je höher ihr Bildungsabschluss, desto eher ist eine Person im Durchschnitt überbeschäftigt. Dies könnte mit korrespondierenden Tätigkeitsprofilen zusammenhängen.
- Kinder im Alter von zwei bis zwölf Jahren werden mit einer relativ stärkeren Überbeschäftigung assoziiert. Dies deutet auf Defizite bei den verfügbaren Betreuungsmöglichkeiten und einer flexiblen Arbeitszeitgestaltung hin. Jedoch führt das Vorhandensein von Kindern nicht generell zu einer höheren Arbeitszeitdiskrepanz im Vergleich mit kinderlosen Personen.
- Ältere Geburtskohorten sind durchschnittlich von einer geringeren Arbeitszeitdiskrepanz betroffen als jüngere Geburtskohorten und daher tendenziell eher unterbeschäftigt.
- Höhere Einkommensdezile weisen eine höhere Differenz zwischen der tatsächlichen und der gewünschten Arbeitszeit auf. Dieses Ergebnis lässt sich durch die unterschiedliche Verfügbarkeit von Freizeit und Konsum in Abhängigkeit vom Einkommen erklären.

### Zusammenfassung der Ergebnisse der Regressionsanalyse auf Basis der PASS-Daten

- Die Diskrepanz zwischen der tatsächlichen und der gewünschten Arbeitszeit ist bei Frauen um etwa vier Stunden pro Woche größer als bei Männern. Frauen sind also tendenziell eher überbeschäftigt als Männer.
- Für in Westdeutschland wohnende Individuen gilt eine um eine Stunde pro Woche größere Arbeitszeitdiskrepanz als für in Ostdeutschland wohnende.
- Personen, die regelmäßig einen Angehörigen / eine Angehörige pflegen, weisen eine um 1,5 Stunden pro Woche höhere Arbeitszeitdiskrepanz auf als Personen, die keiner Pflegeverantwortung nachkommen. Sie sind also eher von Überbeschäftigung betroffen als ihre Referenzgruppe.
- Personen, die mit ihrem Job sehr zufrieden sind oder Familie und Beruf gut miteinander vereinbaren können, weisen eine relativ kleinere Arbeitszeitdiskrepanz auf als Personen, die weniger Zufriedenheit mit ihrem Job angeben oder Familie und Beruf weniger gut miteinander vereinbaren können.
- Kinder im Alter von zwei bis zwölf Jahren werden mit einer höheren Überbeschäftigung assoziiert, jüngere und ältere Kinder dagegen nicht. Wird das Modell um Betreuungsbedingungen erweitert, so führen auch Kinder im Alter von zwei bis zwölf Jahren nicht mehr zu Überbeschäftigung. Eine strengere Restriktion bei der Realisierung der Arbeitszeitwünsche wird daher nicht grundsätzlich durch ein Kind hervorgerufen, sondern durch das Fehlen einer passenden Kinderbetreuung.
- Mütter haben durch ein Kind deutlich größere Schwierigkeiten, ihre gewünschten Arbeitszeiten zu realisieren, als Väter.
- Ältere Personen sind im Vergleich mit Personen, die zwischen 1970 und 1979 geboren sind, von einer signifikant größeren Differenz zwischen der tatsächlichen und der gewünschten Arbeitszeit betroffen, jüngere Personen dagegen nicht.

## 6 | Fazit

---

In dieser Studie haben wir die Diskrepanz zwischen der tatsächlichen und der gewünschten Arbeitszeit von Beschäftigten in Deutschland untersucht und insbesondere auch, wie diese mit verschiedenen Eigenschaften und Präferenzen der betrachteten Personen und Haushalte zusammenhängt. Dabei haben wir auf der Basis der Daten des SOEP sowie des PASS sowohl eine deskriptive Untersuchung als auch Regressionsanalysen mit zahlreichen Kontrollvariablen durchgeführt. Die Untersuchung zweier Datensätze ermöglicht es, qualitative und quantitative Zusammenhänge im Kontext von Über- und Unterbeschäftigung in Deutschland zu vergleichen und zueinander in Beziehung zu setzen. Darüber hinaus können durch die je spezifischen Schwerpunkte der SOEP- und der PASS-Befragung die Ergebnisse aus den jeweiligen Datensätzen um interessante Kriterien erweitert werden. So konnte die Verwendung der PASS-Daten Aufschluss über Faktoren insbesondere zu institutionellen Zusammenhängen im Kontext der Kindererziehung geben und stellt damit eine nützliche Erweiterung der Regressionsanalyse auf der Basis der SOEP-Daten dar. In beiden Analyseabschnitten haben sich vor allem Unterschiede zwischen Teilzeit- und Vollzeitbeschäftigten sowie zwischen Männern und Frauen gezeigt. Des Weiteren konnten wir feststellen, dass vor allem bei Müttern die Arbeitszeitdiskrepanz stark durch die institutionellen Kinderbetreuungsmöglichkeiten beeinflusst wird.

Aus unserer Studie geht hervor, dass in Vollzeit beschäftigte Personen im Durchschnitt überbeschäftigt sind und ihre tatsächlichen Arbeitszeiten gerne deutlich reduzieren würden. Dagegen sind in Teilzeit beschäftigte Frauen und Männer sichtbar weniger überbeschäftigt als ihre Vollzeit arbeitenden Referenzgruppen. Die deskriptive Analyse deutet darauf hin, dass es Teilzeitbeschäftigten im Durchschnitt wesentlich besser gelingt, ihre Arbeitszeitwünsche zu realisieren.

Die deskriptive Untersuchung zeigt außerdem bei Männern eine größere durchschnittliche Arbeitszeitdifferenz als bei Frauen. Unsere Auswertung der Regressionsanalysen ergeben jedoch Folgendes: Wenn zusätzlich viele weitere Faktoren berücksichtigt werden, um den Geschlechtereffekt zu isolieren, so kehrt sich

dieser um mit der Folge, dass Frauen von einer größeren Differenz zwischen der tatsächlichen und der gewünschten Arbeitszeit betroffen sind. Der Unterschied beträgt in unseren Modellen zwischen einer und vier Arbeitsstunden pro Woche.

Weiterhin zeigt die Untersuchung auf der Grundlage der PASS-Daten, die diverse Variablen zur Zufriedenheit mit und zur Verfügbarkeit der institutionellen Kinderbetreuung enthalten, dass Überbeschäftigung nicht grundsätzlich durch das Vorhandensein von Kindern hervorgerufen bzw. verschärft wird. In den Modellen ohne Variablen zur institutionellen Kinderbetreuung auf der Basis der SOEP-Daten konnte eine relativ zu anderen Altersgruppen leicht größere Diskrepanz durch Kinder im Alter von zwei bis zwölf Jahren festgestellt werden; in der Analyse mit den PASS-Daten zeigte sich ein stärkerer positiver Effekt. Dieser positive Effekt für Kinder im Alter zwischen zwei und zwölf Jahren könnte durch eine gesteigerte Notwendigkeit einer Kinderbetreuung in der betroffenen Altersgruppe sowie durch den Umstand erklärt werden, dass arbeitsrechtliche Regelungen zugunsten einer besseren Arbeitszeitgestaltung, wie zum Beispiel die Elternzeit, möglicherweise nicht mehr greifen. Jedoch sinkt durch die Hinzunahme von Variablen, die explizit die Betreuungsmöglichkeiten repräsentieren, der in der PASS-Analyse gemessene Effekt von Kindern auf die Arbeitszeitdiskrepanz deutlich. Daraus lässt sich schließen, dass eine strengere Restriktion bei der Realisierung der Arbeitszeitwünsche nicht grundsätzlich durch ein Kind hervorgerufen wird, sondern insbesondere durch institutionelle Faktoren wie der Mangel an oder zu hohe Kosten einer passenden Kinderbetreuung. Aus unserer Studie geht außerdem hervor, dass bei Frauen ein Kind bis zum Alter von zwölf Jahren zu einer signifikanten Steigerung der Arbeitszeitdiskrepanz führt, bei Männern jedoch allenfalls in geringem Maße. Dies bedeutet, dass sich Mütter durch ein Kind deutlich größeren Schwierigkeiten ausgesetzt sehen, ihre gewünschten Arbeitszeiten zu realisieren, als Väter. Im Hinblick auf die Schließung von Kitas und Schulen im Rahmen von Maßnahmen gegen die aktuell bestehende COVID-19-Pandemie ist eine deutliche Verschärfung der Restriktionen bei Eltern durch mangelnde institutionelle Betreuungsangebote zu erwarten. Dass vor allem Frauen auf die neuen Betreuungs-

schwierigkeiten mit Arbeitszeitkürzungen reagieren (siehe Möhring et al., 2020) und, wie in dieser Studie deutlich wurde, bereits zuvor stärker von Betreuungsschwierigkeiten betroffen waren, könnte in einer steigenden Geschlechterungleichheit bezüglich Arbeitszeitdiskrepanzen resultieren.

Die Analyse der Kohorteneffekte führt zu unterschiedlichen Ergebnissen in der deskriptiven Untersuchung und in der Regressionsanalyse auf der Basis der SOEP- und der PASS-Daten. Während die deskriptive Analyse und die Regressionsanalyse mit den PASS-Daten auf eine mit abnehmendem Alter der Kohorte (leicht) sinkende Diskrepanz hindeutet, wurde ausgehend von den SOEP-Daten ein positiver Zusammenhang festgestellt. Aus diesen Resultaten lässt sich kein eindeutiger Kohorteneffekt ableiten.

Über- und Unterbeschäftigung in Deutschland können wir vor allem als Folge starrer Arbeitszeitregelungen in der Teil- und Vollzeit, von Überstunden in der Vollzeit sowie von unzureichenden Möglichkeiten der Kinderbetreuung durch Dritte deuten. Der letztgenannte Faktor betrifft insbesondere Frauen und Mütter und trägt daher auch dazu bei, dass Frauen durchschnittlich von einer stärkeren Arbeitszeitdiskrepanz betroffen sind als Männer. Der Ausbau flexiblerer Arbeitszeitregelungen, wie der langen Teilzeit oder der verkürzten Vollzeit, könnte die festgestellten Arbeitszeitdiskrepanzen verringern. Des Weiteren kann eine Ausweitung der öffentlichen Möglichkeiten zur Kinderbetreuung, vor allem in Bezug auf Kosten und Umfang, zu einer besseren Vereinbarkeit von Familie und Karriere führen. Dies wiederum kann zum Abbau der Geschlechterdiskrepanz bei der Realisierung von Arbeitszeitwünschen beitragen.

Im Fokus dieser Studie liegen insbesondere demographische und institutionelle Faktoren, wie die Verfügbarkeit von und der Zugang zu Kinderbetreuung im Zusammenhang mit der Diskrepanz zwischen gewünschter und tatsächlicher Arbeitszeit. Darüber hinaus bestehen im Steuer- und Transfersystem Fehlanreize, die zu einer Unterbeschäftigung führen können (Blömer & Peichl, 2020). Zu nennen sind hier das Ehegattensplitting und Minijobs, die dazu führen können, dass Personen mangels finanzieller Anreize weniger arbeiten als sie eigentlich können und wünschen. In einer Folgestudie wollen wir verschiedene Reformvorschläge untersuchen, die diese finanziellen Fehlanreize adressieren sollen.

# Literaturverzeichnis

---

- Bartels, C., & Pestel, N.** (2016). Short- and long-term participation tax rates and their impact on labor supply. *International Tax and Public Finance*, 23(6), 1126–1159.
- Bertelsmann Stiftung.** (2021). *ElternZOOM 2021. Eltern ergreifen das Wort. Bedarfe und Wünsche von Eltern zur Kindertagesbetreuung in Deutschland*. Gütersloh: Bertelsmann Stiftung. DOI 10.11586/2020066
- Bielenski, H., Bosch, G., & Wagner, A.** (2002). *Wie die Europäer arbeiten wollen: Erwerbs- und Arbeitszeitwünsche in 16 Ländern*. Frankfurt/New York: Campus.
- Bielenski, H., & Wagner, A.** (2003). Employment Options of Men and Women in Europe. *Advances in Life Course Research*, 8, 137–162. [https://doi.org/10.1016/S1040-2608\(03\)08007-9](https://doi.org/10.1016/S1040-2608(03)08007-9)
- Blömer, M., & Peichl, A.** (2020). *Für wen lohnt sich Arbeit? Partizipationsbelastungen im Steuer-, Abgaben- und Transfersystem*. Gütersloh: Bertelsmann Stiftung. DOI 10.11586/2020074
- Bruckmeier, K., Mühlhan, J., & Peichl, A.** (2018). Mehr Arbeitsanreize für einkommensschwache Familien schaffen. *ifo Schnelldienst*, 71(3), 25–28.
- Bruckmeier, K., Mühlhan, J., & Wiemers, J.** (2018). *Erwerbstätige im unteren Einkommensbereich stärken: Ansätze zur Reform von Arbeitslosengeld II, Wohngeld und Kinderzuschlag* (Nr. 9/2018). IAB Forschungsbericht. Institut für Arbeitsmarkt- und Berufsforschung (IAB). <http://doku.iab.de/forschungsbericht/2018/fb0918.pdf>
- Ehing, D.** (2013). *Unter- und Überbeschäftigung in Deutschland: Eine Analyse wesentlicher Einflussfaktoren auf die Unterbeschäftigung in Teilzeit* (Nr. 53). FZG Discussion Papers. University of Freiburg, Research Center for Generational Contracts (FZG). <https://ideas.repec.org/p/zbw/fzgdps/53.html>
- 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*, 239(2). <https://doi.org/10.1515/jbnst-2018-0022>
- Harnisch, M., Müller, K.-U., & Neumann, M.** (2018). Teilzeitbeschäftigte würden gerne mehr Stunden arbeiten, Vollzeitbeschäftigte lieber reduzieren. *DIW-Wochenbericht*, 38, 837–846. [https://doi.org/10.18723/diw\\_wb:2018-38-3](https://doi.org/10.18723/diw_wb:2018-38-3)
- Holst, E.** (2007). Arbeitszeitwünsche von Frauen und Männern liegen näher beieinander als tatsächliche Arbeitszeiten. *DIW Wochenbericht*, 74(14/15), 209–215. <https://ideas.repec.org/a/diw/diwwob/74-14-1.html>
- Kler, P., Potia, A. H., & Shankar, S.** (2017). Underemployment in Australia: a panel investigation. *Applied Economics Letters*, 25(1), 24–28. <https://doi.org/10.1080/13504851.2017.1290770>

- Möhring, K., Naumann, E., Reifenscheid, M., Blom, A. G., Wenz, A., Rettig, T., Lehrer, R., Krieger, U., Juhl, S., Friedel, S., Fikel, M., & Cornesse, C. (2020). *Die Mannheimer Corona-Studie: Schwerpunktbericht zu Erwerbstätigkeit und Kinderbetreuung*. [https://www.uni-mannheim.de/media/Einrichtungen/gip/Corona\\_Studie/2020-04-16\\_Schwerpunktbericht\\_Erwerbstaetigkeit.pdf](https://www.uni-mannheim.de/media/Einrichtungen/gip/Corona_Studie/2020-04-16_Schwerpunktbericht_Erwerbstaetigkeit.pdf)
- Peichl, A., Buhlmann, F., & Löffler, M. (2017). *Grenzelastungen im Steuer-, Abgaben- und Transfersystem. Fehlansätze, Reformoptionen und ihre Wirkungen auf inklusives Wachstum*. Gütersloh: Bertelsmann Stiftung.
- Peichl, A., Buhlmann, F., Löffler, M., & Barišić, M. (2017). Grenzelastungen im Steuer-, Abgaben- und Transfersystem. *Bertelsmann Stiftung Policy Brief, 2017(04)*.
- Pollmann-Schult, M. (2016). What mothers want: The impact of structural and cultural factors on mothers' preferred working hours in Western Europe. *Advances in Life Course Research, 29*, 16–25. <https://doi.org/10.1016/j.alcr.2015.11.002>
- Reynolds, J., & Johnson, D. R. (2012). Don't Blame the Babies: Work Hour Mismatches and the Role of Children. *Social Forces, 91(1)*, 131–155. <https://doi.org/10.1093/sf/sos070>
- Sopp, P. M., & Wagner, A. (2017). *Vertragliche, tatsächliche und gewünschte Arbeitszeiten* (Nr. 909). SOEPpapers on Multidisciplinary Panel Data Research. Deutsches Institut für Wirtschaftsforschung (DIW). [https://www.diw.de/documents/publikationen/73/diw\\_01.c.559807.de/diw\\_sp0909.pdf](https://www.diw.de/documents/publikationen/73/diw_01.c.559807.de/diw_sp0909.pdf)
- Trappmann, M., Beste, J., Bethmann, A., & Müller, G. (2013). The PASS panel survey after six waves. *Journal for Labour Market Research, 46(4)*, 275–281. <https://doi.org/10.1007/s12651-013-0150-1>
- Wagner, G. G., Göbel, J., Krause, P., Pischner, R., & Sieber, I. (2008). Das Sozio-oekonomische Panel (SOEP): Multidisziplinäres Haushaltspanel und Kohortenstudie für Deutschland – eine Einführung (für neue Datennutzer) mit einem Ausblick (für erfahrene Anwender). *AStA Wirtschafts- und Sozialstatistisches Archiv, 2(4)*, 301–328. <https://doi.org/10.1007/s11943-008-0050-y>
- Weber, E., & Zimmer, F. (2018a). *Arbeitszeiten zwischen Wunsch und Wirklichkeit: Wie Diskrepanzen entstehen und wie man sie auflöst* (Nr. 13/2018). IAB Kurzbericht. Institut für Arbeitsmarkt- und Berufsforschung (IAB).
- Weber, E., & Zimmer, F. (2018b). Der große Trend zur Freizeit? *Wirtschaftsdienst, 98(4)*, 296–298. <https://doi.org/10.1007/s10273-018-2289-4>
- Wotschack, P., Glebbeek, A., & Wittek, R. (2014). Strong boundary control, weak boundary control and tailor-made solutions: the role of household governance structures in work–family time allocation and mismatch. *Community, Work & Family, 17(4)*, 436–455. <https://doi.org/10.1080/13668803.2014.923380>

# Anhang

## Variablenliste und Definitionen

<b>Geschlecht: weiblich</b>	
Binäre Variable zum Geschlecht	
SOEP, PASS. Ausprägungen:	weiblich, männlich (Referenz)
Definition:	Generiert aus Angaben zum Geschlecht

<b>Teilzeit</b>	
Binäre Variable zum Beschäftigungsmodus	
SOEP, PASS. Ausprägungen:	Vollzeit (Referenz), Teilzeit
SOEP-Definition:	im Fragebogen angegebene Beschäftigungsart („voll erwerbstätig“ bzw. „Teilzeitbeschäftigung“)
PASS-Definition:	tatsächliche Arbeitszeit Teilzeit: ≤ 35 Stunden/Woche Vollzeit: > 35 Stunden/Woche

<b>Region: West</b>	
Region nach alte, neue Bundesländer. Ost (neue Bundesländer) inkl. Berlin	
SOEP, PASS. Ausprägungen:	West, Ost (Referenz)
Definition:	Generiert aus Angaben zum Bundesland des Wohnorts

<b>Selbstständig: ja</b>	
Binäre Variable zur Selbstständigkeit	
SOEP. Ausprägungen:	ja, nein (Referenz)
Definition:	Generiert aus Angaben zum Status der Selbstständigkeit

<b>Leitende/führende Position: ja</b>	
Binäre Variable zur Führungsposition	
SOEP. Ausprägungen:	ja, nein (Referenz)
Definition:	Generiert aus Angaben zur Führungsposition

<b>Öffentlicher Dienst: ja</b>	
Binäre Variable zum öffentlichen Dienst	
SOEP, PASS. Ausprägungen:	ja, nein (Referenz)
Definition:	Generiert aus Angaben zum öffentlichen Dienst

<b>Regelmäßige Pflege</b>	
Binäre Variable zur Pflege eines Angehörigen	
PASS. Ausprägungen:	ja, nein (Referenz)
Definition:	Generiert aus Angaben zur Pflege eines Angehörigen

<b>Zufriedenheit Arbeit</b>	
Angaben zur Zufriedenheit mit der Arbeit	
SOEP, PASS. Definition:	<b>Werte auf einer Skala von 0–10:</b> niedrig 0–4 mittel (Referenz) 5–6 hoch 7–10

<b>Zufriedenheit Kinderbetreuung</b>	
Angaben zur Zufriedenheit mit der Kinderbetreuung	
SOEP. Definition:	<b>Werte auf einer Skala von 0–10:</b> niedrig 0–4 mittel (Referenz) 5–6 hoch 7–10

<b>Zufriedenheit Einkommen</b>	
Angaben zur Zufriedenheit mit dem Einkommen	
PASS. Definition:	<b>Werte auf einer Skala von 0–10:</b> niedrig 0–4 mittel (Referenz) 5–6 hoch 7–10

Partner:in Erwerbsstatus	
Variable, die den Erwerbsstatus des Partners / der Partnerin (wenn vorhanden) angibt	
SOEP. Ausprägungen:	erwerbstätiger Partner / erwerbstätige Partnerin, Partner:in nicht erwerbstätig, kein Partner / keine Partnerin (Referenz)
Definition:	Aus Fragebogen des Partners / der Partnerin (ID des Partners / der Partnerin angegeben im Fragebogen) Angaben zur tatsächlich gearbeiteten Stundenanzahl entnommen

Partner:in im Haushalt	
Binäre Variable zu (Ehe-)partner:in im Haushalt	
PASS. Ausprägungen:	Partner:in, kein Partner / keine Partnerin (Referenz)
Definition:	Generiert aus Angaben zum (Ehe-)Partner / zur (Ehe-)Partnerin im Haushalt

Bildungsgrad	
SOEP. Definition:	Bildungsgrad aggregiert in drei Ausprägungen, aufbauend auf der ISCED-Skala. Die ISCED-Skala dient zur verbesserten Vergleichbarkeit von internationalen Abschlüssen und Bildungswegen. <b>Werte auf ISCED-Skala von 1–6:</b> niedrig 1–2 mittel (Referenz) 3–5 hoch 6
PASS. Definition:	niedrig deutsche und vergleichbare Schulabschlüsse bis einschließlich zehnte Klasse mittel (Referenz) Fachhochschulreife / Abitur / abgeschlossene Berufsausbildung hoch Universitätsabschluss

Zahl der Kinder nach Alter	
Variable, die den Effekt eines Kindes einer bestimmten Altersgruppe angibt	
SOEP, PASS. Definition:	Zahl der Kinder im Alter im Haushalt:
Anzahl Kinder 0–1	0 bis inkl. 1 Jahr
Anzahl Kinder 2–4	2 bis inkl. 4 Jahre
Anzahl Kinder 5–7	5 bis inkl. 7 Jahre
Anzahl Kinder 8–10	8 bis inkl. 10 Jahre
Anzahl Kinder 11–12	11 bis inkl. 12 Jahre
Anzahl Kinder 13–15	13 bis inkl. 15 Jahre
Anzahl Kinder 16–18	16 bis inkl. 18 Jahre
Referenz	kein Kind

Altersgruppe	
Variable zur Zugehörigkeit zu einer bestimmten Altersgruppe	
SOEP, PASS. Ausprägungen:	Altersgruppen: 17–25 26–39 40–50 (Referenz) 51–67 68+
Definition:	Generiert aus Angaben zum Alter

Geburtskohorte	
Variable zur Zugehörigkeit zu einer bestimmten Geburtskohorte, in Zehnjahresintervallen	
SOEP, PASS (erst ab 1940). Ausprägungen:	1920–29 1930–39 1940–49 1950–59 1960–69 1970–79 (Referenz) 1980–89 1990–99
Definition:	Generiert aus Angaben zum Geburtsjahr

Einkommensdezil	
Variable zur Zugehörigkeit zu einem bestimmten Haushaltseinkommensdezil	
SOEP. Ausprägungen:	1. Dezil 2. Dezil 3. Dezil 4. Dezil 5. Dezil (Referenz) 6. Dezil 7. Dezil 8. Dezil 9. Dezil 10. Dezil
Definition:	Generiert aus Angaben zum Haushaltseinkommens

Partizipationsbelastung	
Variable zur Partizipationsbelastung eines Individuums in 10 % (1 entspricht 10 %)	
SOEP. Ausprägungen:	0–10
Definition:	Die Partizipationsbelastung („Participation Tax Rate“, PTR) gibt an, welcher Anteil des Lohneinkommens durch eine höhere Steuer- und Abgabenslast und/oder geringere Transfers aufgezehrt wird. Die PTR für Person $i$ in Haushalt $h$ ist definiert als

$$PTR_{ih} = 1 - \frac{DHI_h^E - DHI_h^U}{y_i^{E,w}}$$

wobei  $DHI_h$  für das verfügbare Haushaltseinkommen („Disposable Household Income“, DHI) und  $y_i^{E,w}$  für das Bruttoerwerbseinkommen des Individuums stehen. Die  $PTR$  ist bezogen auf einen Wechsel einer Person von Arbeitslosigkeit ( $U$ ) in Beschäftigung ( $E$ ) zu bestimmten Stundenkategorien (z.B.  $E = 40, 20, \dots$ ) und Bruttostundenlöhnen ( $w$ ). Die Partizipationsbelastung ist interpretierbar als der effektive Steuersatz bei Arbeitsaufnahme, da neben Steuern auch Transfers berücksichtigt werden. Die verwendete Variable entspricht der Partizipationsbelastung bei gewählter Stundenkategorie, ausgehend von der Variable tatsächliche Arbeitszeit im Monat des Interviews.

<b>Belastungen/Chancen im Job</b>	
<b>Mehrere Variablen zu Belastungen/Chancen im Job</b> PASS. Ausprägungen, Definition:	
<b>Zeitdruck</b> Werte auf einer Skala von 1–4 zur Häufigkeit von Zeitdruck am Arbeitsplatz:	
großer Zeitdruck	3–4
kein Zeitdruck (Referenz)	1–2
<b>Arbeitssituation</b> Werte auf einer Skala von 1–4 zur Häufigkeit schlechter Situationen am Arbeitsplatz:	
schlechte Arbeitssituation	3–4
keine schlechte Arbeitssituation (Referenz)	1–2
<b>Arbeitsplatzsicherheit</b> Werte auf einer Skala von 1–4 zur Gefährdung des Arbeitsplatzes:	
Arbeitsplatz gefährdet	3–4
Arbeitsplatz nicht gefährdet (Referenz)	1–2
<b>Konflikte mit Vorgesetzten</b> Werte auf einer Skala von 1–4 zur Häufigkeit von Konflikten mit Vorgesetzten:	
Konflikte mit Vorgesetzten	3–4
keine Konflikte mit Vorgesetzten (Referenz)	1–2
<b>Verhältnis zu Arbeitskolleg:innen</b> Werte auf einer Skala von 1–4 zum Auskommen mit Arbeitskolleg:innen:	
Komme gut mit Arbeitskolleg:innen aus	3–4
Komme nicht gut mit Arbeitskolleg:innen aus (Referenz)	1–2
<b>Vereinbarkeit von Familie und Beruf</b> Werte auf einer Skala von 1–4 zur Familienfreundlichkeit des Berufs:	
gute Vereinbarkeit von Beruf und Familie	3–4
keine gute Vereinbarkeit von Beruf und Familie (Referenz)	1–2

<b>Wichtige Aspekte der Arbeit</b>	
<b>Zwei Variablen zu Wünschen im Berufsalltag</b> PASS. Ausprägungen, Definition:	
<b>Zeitdruck</b>	Werte auf einer Skala von 1–4 zur Präferenz für weniger Zeitdruck
Wunsch kein Zeitdruck	3–4
wenig Zeitdruck nicht gewünscht (Referenz)	1–2
<b>Flexible Arbeitszeit</b>	Werte auf einer Skala von 1–4 zur Präferenz für flexible Arbeitszeit
Wunsch flexible Arbeitszeit	3–4
flexible Arbeitszeit nicht gewünscht (Referenz)	1–2

<b>Betreuung Kind und Gründe Nichtbetreuung</b>	
<b>Mehrere Variablen zu Kinderbetreuung und Gründen für Nichtbetreuung</b> PASS. Ausprägungen, Definition:	
<b>Betreuung Kind:</b>	
nichtinstitutionelle Betreuung Kind (Referenz)	Variablen zur Kinderbetreuung und zum Alter des Kindes
<b>Betreuungskosten für mind. ein Kind zu hoch:</b>	
Betreuungskosten nicht zu hoch (Referenz)	binäre Variable für zu hohe Betreuungskosten
<b>Mind. ein Kind hat keinen Betreuungsplatz erhalten:</b>	
Betreuungsplatz für jedes Kind (Referenz)	binäre Variable zu Nichterhalt eines Betreuungsplatzes
<b>Für mind. ein Kind reicht Betreuungsumfang nicht:</b>	
Betreuungsumfang reicht (Referenz)	binäre Variable zum Ausreichen des Betreuungsumfangs
<b>Mind. ein Kind zu jung für die Kinderbetreuung:</b>	
kein Kind zu jung für Kinderbetreuung (Referenz)	binäre Variable, ob Kind zu jung für Betreuung
<b>Elternteil zu Hause zur Betreuung:</b>	
kein Elternteil zu Hause zur Betreuung	binäre Variable, ob Elternteil zu Hause zur Betreuung
<b>Chron. Krankheit / Behinderung mind. eines Kindes:</b>	
keine chronische Erkrankung mind. eines Kindes	binäre Variable zur chron. Krankheit / Behinderung mind. eines Kindes

**ABBILDUNG A.1 Partizipationsbelastung – Status quo (2019) – Single-Haushalt**

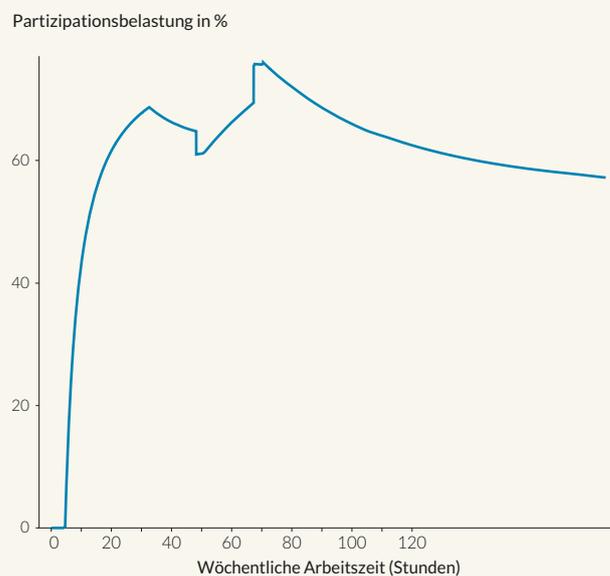


Hinweis: Die Grafik zeigt auf der vertikalen Achse den Anteil des Bruttoeinkommens, der in Form von Steuern und Sozialversicherungsbeiträgen sowie durch Transferentzug einbehalten wird, bezogen auf die geleisteten Wochenarbeitsstunden bei einem Bruttostundenlohn von 10 Euro.

Quelle: ifo-Mikrosimulationsmodell.

| BertelsmannStiftung

**ABBILDUNG A.2 Partizipationsbelastung – Status quo (2019) – Paar, zwei Kinder, Einkommensanteile 50/50**



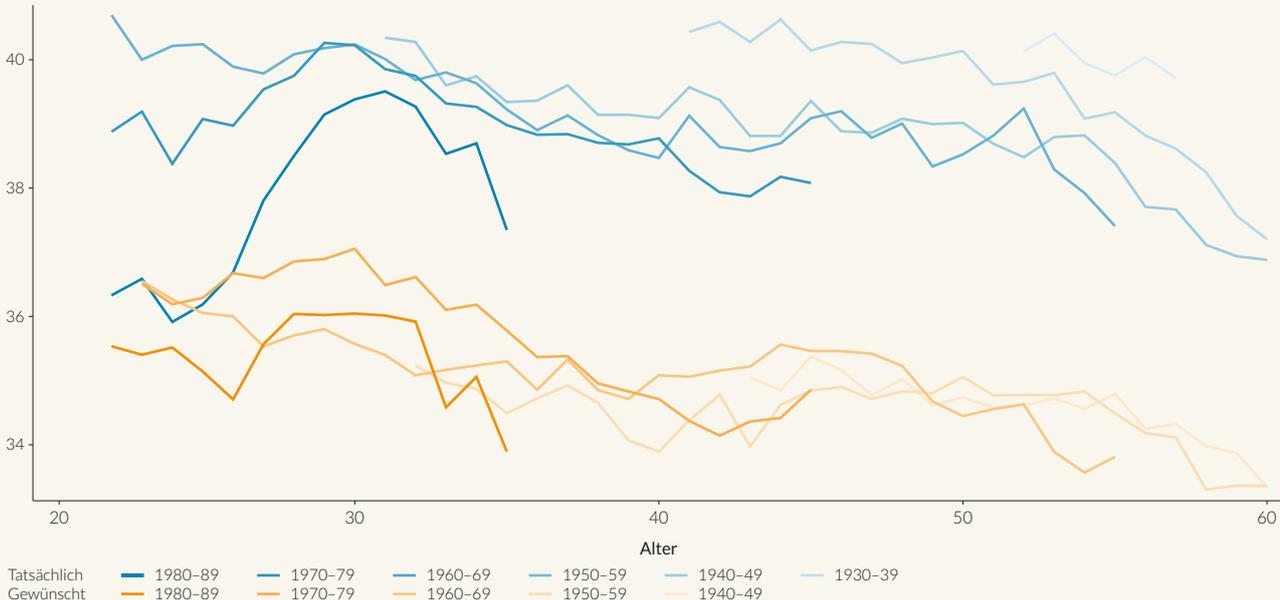
Hinweis: Die Grafik zeigt auf der vertikalen Achse den Anteil des Bruttoeinkommens, der in Form von Steuern und Sozialversicherungsbeiträgen sowie durch Transferentzug einbehalten wird, bezogen auf die geleisteten Wochenarbeitsstunden bei einem Bruttostundenlohn von 10 Euro.

Quelle: ifo-Mikrosimulationsmodell.

| BertelsmannStiftung

ABBILDUNG A.3 Gewünschte und tatsächliche Arbeitszeit nach Alter und Zehnjahreskohorten, SOEP

Arbeitszeit in Stunden pro Woche



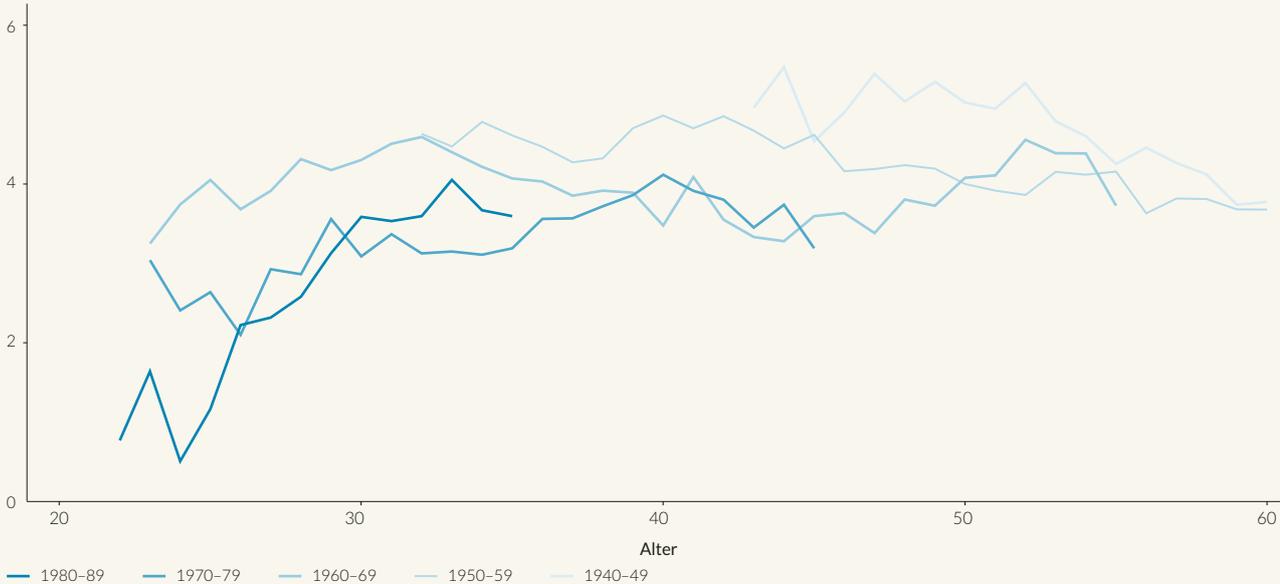
Hinweis: Durchschnittliche gewünschte und tatsächliche Arbeitszeit in Stunden pro Woche nach Alter und Geburtskohorte innerhalb des SOEP-Samples. Mindestzahl an Beobachtungen pro Kohorte und Alter: 1000. Die tatsächlichen Arbeitszeiten sind in Blau, die gewünschten in Orange abgetragen. Dunklere Linien beschreiben jüngere Geburtskohorten. Beispielsweise hat eine Person im Alter von 40 Jahren und geboren zwischen 1970 und 1979 durchschnittlich eine tatsächliche Arbeitszeit von ca. 38,5 Stunden pro Woche und eine gewünschte Arbeitszeit von ca. 35 Stunden pro Woche. Eigene Berechnungen.

Quelle: SOEP v34.

BertelsmannStiftung

ABBILDUNG A.4 Arbeitszeitdiskrepanz (tats. – gew.) nach Alter und Zehnjahreskohorten, SOEP

Arbeitszeitdiskrepanz in Stunden pro Woche



Hinweis: Durchschnittliche Arbeitszeitdiskrepanz in Stunden pro Woche nach Alter und Geburtskohorte innerhalb des SOEP-Samples. Mindestzahl an Beobachtungen pro Kohorte und Alter: 1000. Beispielsweise hat eine Person im Alter von 40 Jahren und geboren zwischen 1970 und 1979 eine durchschnittliche Arbeitszeitdiskrepanz von ca. 3,5 Stunden pro Woche. Eigene Berechnungen.

Quelle: SOEP v34.

BertelsmannStiftung

TABELLE A.1 OLS: Arbeitszeitdiskrepanz in wöchentlichen Stunden (tats. – gew.), SOEP-I

	(1) 2003–2016	(2) 2003–2016	(3) 1984–2017	(4) 2003–2016
Geschlecht: weiblich	1,094***	1,089***	1,288***	1,088***
Teilzeit	- 6,384***	- 7,355***	- 6,556***	- 6,276***
Region: West	- 0,320***	- 0,330***	- 0,529***	- 0,343***
Selbstständig: ja			4,327***	
Leitende/führende Position: ja	1,715***	1,706***	1,894***	1,715***
Öffentlicher Dienst: ja	- 0,274***	- 0,304***	- 0,230***	- 0,297***
<b>Zufriedenheit Arbeit (Ref: mittel)</b>				
niedrig	0,710***	0,706***	0,605***	0,706***
hoch	- 0,695***	- 0,693***	- 0,819***	- 0,694***
<b>Zufr. Kinderbetreuung (Ref: mittel)</b>				
niedrig	- 0,157	- 0,150	0,289*	- 0,153
hoch	- 0,482***	- 0,461***	- 0,389***	- 0,465***
<b>Partner Erwerbsstatus (Ref: kein Partner)</b>				
Partner nicht erwerbstätig	0,162**	0,155**	0,171**	0,148**
erwerbstätiger Partner	0,0850	0,0878	0,349***	0,0873
<b>Bildungsgrad (Ref: mittel)</b>				
niedrig	- 0,853***	- 0,860***	- 0,901***	- 0,872***
hoch	1,097***	1,086***	0,990***	1,084***
<b>Zahl der Kinder nach Alter</b>				
0–1	- 0,181	- 0,197	- 0,103	- 0,201
2–4	0,0988	0,0787	- 0,0506	0,0645
5–7	0,146**	0,104	0,0666	0,0942
8–10	0,0585	0,0222	- 0,0294	0,0104
11–12	0,0106	- 0,0196	- 0,0561	- 0,0329
13–15	- 0,216***	- 0,257***	- 0,202***	- 0,266***
16–18	- 0,415***	- 0,426***	- 0,250***	- 0,434***
<b>Altersgruppe (Ref: 40–50)</b>				
17–25	- 1,695***	- 1,678***	- 1,198***	- 1,694***
26–39	- 0,333***	- 0,352***	- 0,0366	- 0,358***
51–67	0,609***	0,634***	0,142**	0,640***
<b>Geburtskohorte (Ref: 1970–1979)</b>				
1920–1929			0,722**	
1930–1939	- 0,823	- 0,842	0,617***	- 0,905
1940–1949	- 0,497***	- 0,584***	0,437***	- 0,615***
1950–1959	- 0,0588	- 0,156	0,465***	- 0,181
1960–1969	0,0173	- 0,0400	0,244***	- 0,0505
1980–1989	- 0,0286	0,0315	- 0,202**	0,0572
1990–1999	0,334	0,469**	- 0,276	0,511**
<b>Einkommensdezil Haushalt (Ref: 5. Dezil)</b>				
1. Dezil	- 1,335***	- 1,562***	- 1,130***	- 1,561***
2. Dezil	- 0,677***	- 0,820***	- 0,614***	- 0,825***
3. Dezil	- 0,518***	- 0,604***	- 0,281**	- 0,616***
4. Dezil	- 0,293**	- 0,323**	- 0,124	- 0,328**
6. Dezil	0,276**	0,305**	0,150*	0,318***
7. Dezil	0,462***	0,496***	0,332***	0,521***
8. Dezil	0,951***	0,983***	0,791***	1,017***
9. Dezil	1,304***	1,325***	1,222***	1,366***
10. Dezil	2,385***	2,367***	2,042***	2,409***
<b>Partizipationsbelastung</b>				
PTR in 10 %		0,0987***		0,193***
Teilzeit × PTR in 10 %		0,241***		
<b>Observationen</b>	112.658	112.658	268.207	112.658

Weitere Kontrollvariablen: Konstante. Quelle: SOEP v34, ifo-Mikrosimulationsmodell. \*p < 0,05; \*\*p < 0,01; \*\*\*p < 0,001

| BertelsmannStiftung

TABELLE A.2 OLS: Arbeitszeitdiskrepanz in wöchentlichen Stunden (tats. – gew.), SOEP-II

	(1) weiblich	(2) männlich	(3) weiblich	(4) männlich
Teilzeit	- 6,251***	- 8,032***	- 6,953***	- 9,142***
Region: West	0,114	- 0,751***	0,104	- 0,758***
Selbstständig: ja				
Leitende/führende Position: ja	2,047***	1,580***	2,019***	1,580***
Öffentlicher Dienst: ja	0,144**	- 0,895***	0,0945	- 0,894***
<b>Zufriedenheit Arbeit (Ref: mittel)</b>				
niedrig	0,687***	0,760***	0,683***	0,757***
hoch	- 0,728***	- 0,664***	- 0,727***	- 0,662***
<b>Zufr. Kinderbetreuung (Ref: mittel)</b>				
niedrig	- 0,196	- 0,139	- 0,168	- 0,138
hoch	- 0,355**	- 0,570***	- 0,305	- 0,566***
<b>Partner Erwerbsstatus (Ref: kein Partner)</b>				
Partner nicht erwerbstätig	0,393***	- 0,0688	0,380***	- 0,0772
erwerbstätiger Partner	0,0827	0,0156	0,0905	0,0118
<b>Bildungsgrad (Ref: mittel)</b>				
niedrig	- 0,996***	- 0,745***	- 0,984***	- 0,758***
hoch	0,944***	1,407***	0,911***	1,401***
<b>Zahl der Kinder nach Alter</b>				
0-1	- 0,105	- 0,0882	- 0,0736	- 0,0974
2-4	0,420**	0,0386	0,400**	0,0249
5-7	0,533***	- 0,0499	0,471***	- 0,0677
8-10	0,243**	- 0,0298	0,192**	- 0,0464
11-12	0,100	- 0,0207	0,0615	- 0,0364
13-15	- 0,228**	- 0,152	- 0,293***	- 0,168
16-18	- 0,463***	- 0,310***	- 0,478***	- 0,314***
<b>Altersgruppe (Ref: 40-50)</b>				
17-25	- 1,568***	- 1,776***	- 1,568***	- 1,755***
26-39	- 0,378***	- 0,361***	- 0,412***	- 0,365***
51-67	0,602***	0,670***	0,648***	0,672***
<b>Geburtskohorte (Ref: 1970-1979)</b>				
1930-1939	1,103	- 1,127	1,291	- 1,144
1940-1949	- 0,273	- 0,666***	- 0,439**	- 0,688***
1950-1959	0,233	- 0,353**	0,0547	- 0,379**
1960-1969	0,108	- 0,0114	- 0,00142	- 0,0261
1980-1989	0,0675	- 0,0889	0,155	- 0,0579
1990-1999	0,440	0,332	0,615**	0,408
<b>Einkommensdezil Haushalt (Ref: 5. Dezil)</b>				
1. Dezil	- 1,494***	- 0,752**	- 1,817***	- 0,868***
2. Dezil	- 0,952***	- 0,120	- 1,168***	- 0,185
3. Dezil	- 0,592***	- 0,378**	- 0,721***	- 0,414**
4. Dezil	- 0,224	- 0,335**	- 0,265	- 0,352**
6. Dezil	0,288**	0,239	0,322**	0,252
7. Dezil	0,728***	0,180	0,754***	0,201
8. Dezil	1,276***	0,572***	1,288***	0,597***
9. Dezil	1,528***	0,987***	1,514***	1,011***
10. Dezil	2,465***	2,170***	2,362***	2,193***
<b>Partizipationsbelastung</b>				
PTR in 10 Prozent			0,159***	0,0414
Teilzeit × PTR in 10 Prozent			0,186***	0,268***
<b>Observationen</b>	54.447	58.211	54.447	58.211

Weitere Kontrollvariablen: Konstante. Quelle: SOEP v34, ifo-Mikrosimulationsmodell. \*p &lt; 0,05; \*\*p &lt; 0,01; \*\*\*p &lt; 0,001

| BertelsmannStiftung

TABELLE A.3 OLS: Arbeitszeitdiskrepanz in wöchentlichen Stunden (tats. – gew.), PASS-I

	(1) 2007–2017	(2) 2007–2017 o. Betreuung	(3) Interaktion Teilzeit x weiblich
<b>Geschlecht: weiblich</b>	3,902***	4,138***	1,763***
Teilzeit	- 15,80***	- 15,69***	- 20,03***
Teilzeit x Geschlecht weiblich			7,467***
Region: West	1,315***	1,344***	1,234***
Öffentlicher Dienst: ja	0,742	0,736	0,778
Regelmäßige Pflege	1,539**	1,542**	1,358**
<b>Partner im HH (Ref: kein Partner)</b>			
Partner	- 0,534	- 0,315	- 0,321
<b>Zufriedenheit Arbeit (Ref: mittel)</b>			
niedrig	- 0,829	- 0,827	- 0,655
hoch	- 1,553**	- 1,498**	- 1,397**
<b>Zufr. Einkommen (Ref: mittel)</b>			
niedrig	- 0,925	- 0,890	- 0,847
hoch	- 0,696	- 0,778	- 0,745
<b>Belastungen / Chancen im Job (Ref: keine)</b>			
großer Zeitdruck	1,398**	1,449**	1,415**
schlechte Arbeitssituation	0,971	1,053	1,111
Arbeitsplatz gefährdet	- 0,0251	- 0,0689	- 0,0674
Konflikte mit Vorgesetzten	0,293	0,224	0,307
Komme gut mit Arbeitskollegen aus.	- 0,963	- 1,144	- 1,141
gute Vereinbarkeit von Beruf und Familie	- 1,407**	- 1,437**	- 1,314**
<b>Wichtige Aspekte Arbeit (Ref: unwichtig)</b>			
Wunsch kein Zeitdruck	- 1,352	- 1,521	- 1,572
Wunsch flexible Arbeitszeit	0,912	0,974	0,979
<b>Bildungsgrad (Ref: mittel)</b>			
niedrig	0,713	0,786	0,519
hoch	- 0,266	- 0,318	- 0,307
<b>Zahl der Kinder nach Alter</b>			
0–1	- 0,616	0,839	0,750
2–4	0,262	1,843***	1,861***
5–7	0,294	1,600**	1,598**
8–10	0,449	0,922	0,788
11–12	0,187	1,621**	1,430**
13–15	- 0,991	0,672	0,337
16–18	- 1,386	- 0,000895	- 0,218
<b>Altersgruppe (Ref: 40–50)</b>			
17–25	- 0,648	- 0,720	- 0,965
26–39	0,467	0,539	0,355
51–67	0,419	0,281	0,358
<b>Geburtskohorte (Ref: 1970–1979)</b>			
1940–1949	6,921**	6,723**	6,587**
1950–1959	2,297**	2,099**	1,862**
1960–1969	1,360**	1,348**	1,151
1980–1989	0,364	0,299	0,431
1990–1999	0,339	0,258	0,813
<b>Betreuung Kind u. Gründe für Nichtbetreuung</b>			
Betreuung Kind	0,337		
Betreuungskosten für mind. ein Kind zu hoch	1,677		
Mind. ein Kind hat keinen Betreuungsplatz bekommen.	- 0,0269		
Für mind. ein Kind reicht Betreuungsumfang nicht aus.	2,421		
Mind. ein Kind zu jung für Kinderbetreuung	- 1,796		
Elternteil zu Hause zur Betreuung	1,126		
chron. Krankheit / Behinderung mind. eines Kindes	3,199		
<b>Observationen</b>	5.746	5.746	5.746

Weitere Kontrollvariablen: Konstante. Quelle: PASS 0617 v2. \*p &lt; 0,05; \*\*p &lt; 0,01; \*\*\*p &lt; 0,001

| BertelsmannStiftung

TABELLE A.4 OLS: Arbeitszeitdiskrepanz in wöchentlichen Stunden (tats. – gew.), PASS-II

	(1) Weiblich	(2) Männlich	(3) Weiblich m. Betreuung	(4) Männlich m. Betreuung
Geschlecht: weiblich	- 12,93***	- 20,30***	- 13,12***	- 20,28***
Region: West	2,202***	0,510	2,158***	0,454
Öffentlicher Dienst: ja	0,0556	1,693**	0,0428	1,773**
Regelmäßige Pflege	1,889**	0,787	1,864**	0,789
<b>Partner im HH (Ref: kein Partner)</b>				
Partner	0,839*	- 1,094**	0,937*	- 1,333**
<b>Zufriedenheit Arbeit (Ref: mittel)</b>				
niedrig	- 1,765*	0,535	- 1,838*	0,636
hoch	- 2,535***	- 0,437	- 2,504***	- 0,429
<b>Zufriedenheit Einkommen (Ref: mittel)</b>				
niedrig	- 0,718	- 0,969	- 0,768	- 1,131
hoch	- 1,528	0,133	- 1,312	0,0319
<b>Belastungen/Chancen im Job (Ref: keine)</b>				
großer Zeitdruck	2,721***	0,353	2,656***	0,350
schlechte Arbeitssituation	1,392	0,494	1,354	0,373
Arbeitsplatz gefährdet	- 0,736	0,436	- 0,800	0,576
Konflikt mit Vorgesetzten	- 0,877	1,462	- 0,640	1,436
komme gut mit Arbeitskollegen aus	- 0,915	- 1,340	- 0,805	- 1,057
gute Vereinbarkeit von Beruf und Familie	- 1,469*	- 1,400*	- 1,419*	- 1,301*
<b>Wichtige Aspekte Arbeit (Ref: unwichtig)</b>				
Wunsch kein Zeitdruck	- 0,279	- 2,059	- 0,0336	- 2,156
Wunsch flexible Arbeitszeit	0,176	1,297	- 0,0752	1,372
<b>Bildungsgrad (Ref: mittel)</b>				
niedrig	1,184	- 0,334	1,014	- 0,347
hoch	- 0,668	- 0,221	- 0,553	- 0,232
<b>Anzahl der Kinder nach Alter</b>				
Anzahl Kinder 0–1	4,249***	0,291	1,498	- 0,262
Anzahl Kinder 2–4	3,826***	1,145*	1,633*	0,420
Anzahl Kinder 5–7	3,417***	0,296	1,738**	- 0,133
Anzahl Kinder 8–10	2,381***	- 0,635	0,645	- 1,142
Anzahl Kinder 11–12	2,147**	0,749	0,426	0,340
Anzahl Kinder 13–15	0,899	- 0,106	- 1,113	- 0,528
Anzahl Kinder 16–18	- 0,858	1,008	- 2,656**	0,515
<b>Altersgruppe (Ref: 40–50)</b>				
Altersgruppe 17–25	- 2,340	0,107	- 2,061	- 0,101
Altersgruppe 26–39	- 0,141	- 0,0648	- 0,0879	- 0,212
Altersgruppe 51–67	0,849	- 0,598	0,982	- 0,548
Altersgruppe 68+		7,776	10,23***	7,748
<b>Geburtskohorte (Ref: 1970–1979)</b>				
1940–1949	9,755***	5,067*	1,179	5,031*
1950–1959	0,764	3,157**	0,653	3,106**
1960–1969	0,504	1,605*	0,831	1,504*
1980–1989	0,787	- 0,258	0,144	- 0,230
1990–1999	0,130	0,802		0,730
<b>Betreuung Kind u. Gründe für Nicht-Betreuung</b>				
Betreuung Kind			0,118	- 0,285
Betreuungskosten für mind. ein Kind zu hoch			- 3,428	4,206*
mind. ein Kind hat keinen Betreuungsplatz bekommen			- 1,439	0,864
für mind. ein Kind reicht Betreuungsumfang nicht			3,601	1,743
mind. ein Kind zu jung für Kinderbetreuung			8,701**	- 4,769**
Elternteil zu Hause zur Betreuung			- 5,259	4,258**
chron. Krankheit/Behinderung mind. eines Kindes			- 5,778	6,375
<b>Observationen</b>	2.699	3.047	2.699	3.047

Weitere Kontrollvariablen: Konstante. Quelle: PASS 0617 v2. \*p &lt; 0,05; \*\*p &lt; 0,01; \*\*\*p &lt; 0,001

| BertelsmannStiftung

TABELLE A.5 OLS: Arbeitszeitdiskrepanz in wöchentlichen Stunden (tats. – gew.), PASS-III

	(1) Teilzeit	(2) Vollzeit
Geschlecht: weiblich	8,308***	1,917***
Region: West	0,975	1,322***
Öffentlicher Dienst: ja	1,707*	0,0849
Regelmäßige Pflege	1,779	0,656
<b>Partner im HH (Ref: kein Partner)</b>		
Partner	-0,743	0,246
<b>Zufriedenheit Arbeit (Ref: mittel)</b>		
niedrig	-2,746**	0,468
hoch	-4,799***	0,486
<b>Zufriedenheit Einkommen (Ref: mittel)</b>		
niedrig	-2,716	-0,347
hoch	0,266	-0,291
<b>Belastungen/Chancen im Job (Ref: keine)</b>		
großer Zeitdruck	2,366**	1,861**
schlechte Arbeitssituation	0,694	1,436**
Arbeitsplatz gefährdet	0,375	-0,509
Konflikt mit Vorgesetzten	-2,440*	1,840**
komme gut mit Arbeitskollegen aus	-1,127	-0,858
gute Vereinbarkeit von Beruf und Familie	-0,579	-2,321***
<b>Wichtige Aspekte Arbeit (Ref: unwichtig)</b>		
Wunsch kein Zeitdruck	0,610	-2,315
Wunsch flexible Arbeitszeit	0,946	1,533
<b>Bildungsgrad (Ref: mittel)</b>		
niedrig	2,203*	-0,532
hoch	-0,631	-0,0734
<b>Anzahl der Kinder nach Alter</b>		
Anzahl Kinder 0-1	-0,440	1,134
Anzahl Kinder 2-4	1,156	1,923***
Anzahl Kinder 5-7	2,516***	0,540
Anzahl Kinder 8-10	0,979	0,190
Anzahl Kinder 11-12	2,675***	0,724
Anzahl Kinder 13-15	0,257	0,182
Anzahl Kinder 16-18	-1,981	0,531
<b>Altersgruppe (Ref: 40-50)</b>		
Altersgruppe 17-25	-0,223	-1,343
Altersgruppe 26-39	1,984*	-0,366
Altersgruppe 51-67	-1,653	1,080
Altersgruppe 68+		10,01
<b>Geburtskohorte (Ref: 1970-1979)</b>		
1940-1949	9,034**	5,559**
1950-1959	3,906**	0,741
1960-1969	1,673	0,926
1980-1989	1,496	0,260
1990-1999	-0,446	2,037*
<b>Observationen</b>	1.940	3.806

Weitere Kontrollvariablen: Konstante. Quelle: PASS 0617 v2. \*p &lt; 0,05; \*\*p &lt; 0,01; \*\*\*p &lt; 0,001

| BertelsmannStiftung

## Key findings at a glance

This study is devoted to the question of how various demographic, socio-economic and personal factors affect the discrepancy between an individual's actual and desired weekly working time. The investigation of working time discrepancies is particularly relevant in the context of existing under- and overemployment.

First, we look at the differences in the working time discrepancy by gender, type of employment and year of birth in a descriptive analysis. Further we use a regression analysis to determine which other factors exacerbate or reduce a working time discrepancy. For the regression analysis we use data from the Socio-Economic Panel (SOEP) and the Labour Market and Social Security Panel (PASS).

The results of this study show that full-time employees in the form of overemployment are affected by much stronger working time restrictions than part-time employees. Moreover, the weekly working time discrepancy is on average greater for women than for men. Furthermore, we note that a stricter restriction in the realisation of the desire for working hours is not fundamentally caused by having a child, but in particular by institutional factors such as the lack of or excessive costs of appropriate childcare. For example, mothers in particular have considerable difficulties in realising their desired working time if childcare facilities are inadequate.

As a result of the COVID-19 crisis, the gender-specific discrepancies in working time documented in this study could increase. Even before the outbreak of the pandemic, a significant proportion of overemployment in the presence of children could be explained by a more difficult childcare situation. The measures taken, such as the closure of kindergartens and schools, represent a considerable additional shock to the realisation of working time wishes and are likely to result in a tightening of the existing restrictions for parents, but especially mothers.

The expansion of more flexible working time arrangements, such as long part-time work or reduced full-time work, could reduce the existing working time discrepancies. Furthermore, an expansion of public childcare facilities, especially in terms of cost and scope, could lead to a better work-life balance and thus contribute to a reduction of the gender gap in the realisation of working time wishes.

## Die Autorinnen und Autoren

**Maximilian Blömer** ist Doktorand an der Humboldt-Universität zu Berlin und wissenschaftlicher Mitarbeiter am Zentrum für Makroökonomik und Befragungen am ifo Institut in München. Zuvor arbeitete er am Leibniz-Zentrum für Europäische Wirtschaftsforschung (ZEW) in Mannheim. Seine Arbeitsschwerpunkte sind Arbeitsmarktökonomik, Finanzwissenschaften und Mikroökonomie.

**Johanna Garnitz** ist Fachreferentin für internationale Unternehmensbefragungen am ifo Zentrum für Makroökonomik und Befragungen. Ihr Arbeitsschwerpunkt ist das ifo World Economic Survey (WES).

**Laura Gärtner** ist wissenschaftliche Hilfskraft am ifo Zentrum für Makroökonomik und Befragungen und absolviert aktuell ihren Master in Economics an der Ludwig-Maximilians-Universität (LMU) München.

**Prof. Dr. Andreas Peichl** ist Professor für Volkswirtschaftslehre, insbesondere Makroökonomie und Finanzwissenschaft, an der Ludwig-Maximilians-Universität (LMU) München und Leiter des ifo Zentrums für Makroökonomik und Befragungen. Zuvor war er Leiter der Forschungsgruppe „Internationale Verteilungsanalysen“ am Leibniz-Zentrum für Europäische Wirtschaftsforschung (ZEW) in Mannheim und Professor für Quantitative Finanzwissenschaft an der Universität Mannheim. Seine Forschungsschwerpunkte sind Verteilung und Ungleichheit, Arbeitsmärkte sowie Steuer- und Transfersysteme.

**Helene Strandt** ist wissenschaftliche Hilfskraft am ifo Zentrum für Makroökonomik und Befragungen und absolviert derzeit ihren Master in Economics an der Ludwig-Maximilians-Universität (LMU) München.

### Impressum

© März 2021  
Bertelsmann Stiftung, Gütersloh

Verantwortlich:  
Manuela Barišić  
Valentina Sara Consiglio

Unter Mitarbeit von:  
Caroline Hübner  
Luisa Kunze

Lektorat:  
Dr. Ute Gräber-Seißinger  
Jan W. Haas

Gestaltung:  
werkzwei Detmold

Druck:  
Gieselmann Druck und Medienhaus, Bielefeld

Bildnachweis:  
werkzwei Detmold

DOI 10.11586/2021019

## Adresse | Kontakt

Bertelsmann Stiftung  
Werderscher Markt 6  
10117 Berlin  
Telefon +49 30 275 788 100

Manuela Barišić  
Programm Arbeit neu denken  
Telefon +49 30 275788-131  
[manuela.barisic@bertelsmann-stiftung.de](mailto:manuela.barisic@bertelsmann-stiftung.de)

Valentina Sara Consiglio  
Programm Arbeit neu denken  
Telefon +49 30 275788-130  
[valentina.consiglio@bertelsmann-stiftung.de](mailto:valentina.consiglio@bertelsmann-stiftung.de)

[www.bertelsmann-stiftung.de](http://www.bertelsmann-stiftung.de)