

Arbeitsmarkt

# Der Gender Pay Gap im Haushaltskontext – Entgelt und Aufgabenverteilung von Paaren

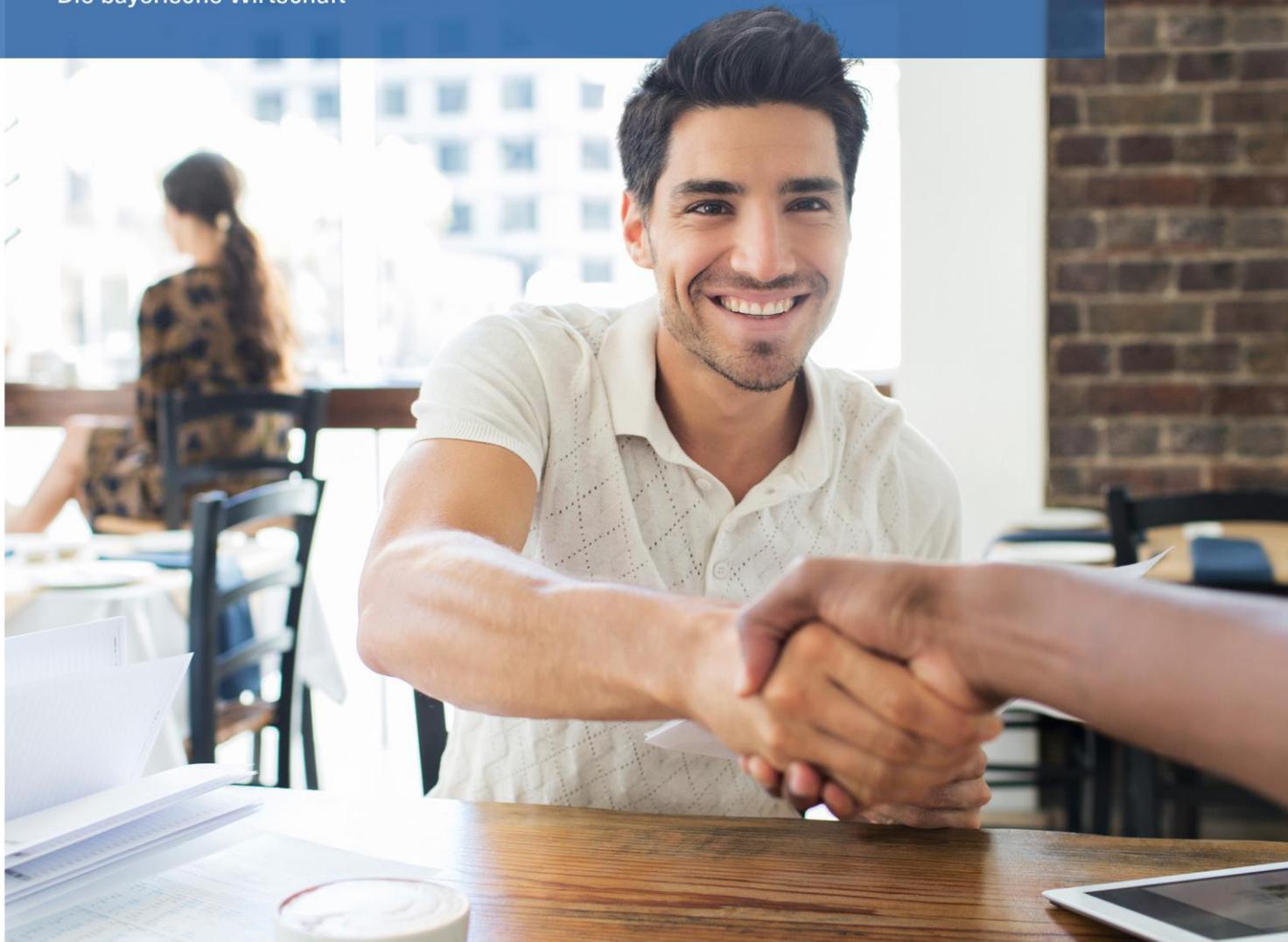
Studie

Stand: März 2021

Eine vbw Studie, erstellt vom IW Köln

Die bayerische Wirtschaft

vbw



## Hinweis

Dieses Werk darf nur von den Mitgliedern der vbw – Vereinigung der Bayerischen Wirtschaft e. V. zum internen Gebrauch sowie zur Unterstützung der jeweiligen Verbandsmitglieder im entsprechend geschlossenen Kreis unter Angabe der Quelle vervielfältigt, verbreitet und zugänglich gemacht werden. Eine darüber hinausgehende Nutzung – insbesondere die Weitergabe an Nichtmitglieder oder das Einstellen im öffentlichen Bereich der Homepage – stellt einen Verstoß gegen urheberrechtliche Vorschriften dar.

## Vorwort

Mehr Lohngleichheit braucht andere Rollenbilder, aber keine Vorgaben.

Die durchschnittliche unbereinigte Entgeltlücke (Gender Pay Gap) wird regelmäßig vom Statistischen Bundesamt veröffentlicht und ist vielfach Ausgangspunkt irriger Annahmen bezüglich der Lohndiskriminierung von Frauen. Unbereinigte Auswertungen zum Gender Pay Gap erlauben grundsätzlich keine validen Aussagen zur Entlohnung von Frauen und Männern bei gleicher oder gleichwertiger Arbeit, da allein die Durchschnittsverdienste der Geschlechter in ihrer Gesamtheit miteinander verglichen werden. Lohnrelevante Merkmale wie der Umfang der Arbeitszeit, Erwerbsunterbrechungen, Branchen oder die ausgeübten Berufe und bleiben unberücksichtigt.

Unsere Studie zeigt: Unter Einbeziehung dieser Merkmale verbleibt im Jahr 2018, für das die aktuellen Daten vorliegen, eine bereinigte Entgeltlücke in Höhe von rund 5,3 Prozent für Deutschland. Da der Prozess der Lohnfindung nur näherungsweise abgebildet und nicht alle lohnrelevanten Merkmale erfasst werden können, ist es unzulässig, die bereinigte Entgeltlücke pauschal als Maß für die Lohndiskriminierung von Frauen zu interpretieren.

Darüber hinaus beleuchtet die Studie einen bislang blinden Fleck in der Diskussion um die Entgeltunterschiede von Frauen und Männern: die gemeinschaftliche Entscheidung über die Aufgabenteilung und die gemeinsame wirtschaftliche Haushaltsführung als Paar. Der Blick auf den Haushalt ist deswegen wichtig, weil diese individuellen Entscheidungen von Paaren die gesellschaftlichen Verdienstunterschiede insgesamt wesentlich beeinflussen.

Die Aufgabenteilung wurde zwar in den letzten Jahren egalitärer und die Entgeltlücke im Haushaltskontext kleiner. Paare mit zwei abhängig beschäftigten Partnern organisieren die Aufgabenteilung im Haushalt dennoch weiterhin überwiegend traditionell. Der Staat muss zwar für bessere Rahmenbedingungen sorgen, damit beide Geschlechter Job und Familie gut vereinbaren können, kann die gemeinschaftlich getroffenen Paarentscheidung über die Aufgabenverteilung aber nicht aushebeln. Die Lohnpolitik der Arbeitgeber kann und darf nicht dafür verantwortlich gemacht werden, diesen gesellschaftlichen Tatsachen entgegenzuwirken.

Bertram Brossardt  
März 2021

# Inhalt

<b>1</b>	<b>Einleitung</b>	<b>1</b>
<b>2</b>	<b>Geschlechterbezogene Auswirkungen der Corona-Krise auf den Arbeitsmarkt</b>	<b>4</b>
<b>3</b>	<b>Ursachenanalyse für Deutschland und Bayern</b>	<b>14</b>
3.1	Daten und Methodik	14
3.2	Der durchschnittliche Gender Pay Gap im Zeitverlauf	15
3.3	Erwerbsstrukturen	16
3.3.1	Bildung	17
3.3.2	Erwerbsumfang von abhängig Beschäftigten	18
3.3.3	Erwerbserfahrung von abhängig Beschäftigten	21
3.3.4	Unternehmensbezogene Merkmale	24
3.3.5	Sonstige berufsbezogene Merkmale	27
3.3.6	Regionale Verteilung	30
3.4	Bereinigte Entlohnungsunterschiede von Frauen und Männern	31
3.4.1	Vorbemerkungen	32
3.4.2	Empirische Ergebnisse	32
3.4.3	Hinweise zur Interpretation des bereinigten Entgeltunterschieds	39
<b>4</b>	<b>Entgeltunterschiede von Paaren</b>	<b>41</b>
4.1	Spezialisierungsmuster in Paarhaushalten	41
4.1.1	Spezialisierungsindizes	42
4.1.2	Spezialisierungsindex 1 ( $SI_1$ )	42
4.1.3	Spezialisierungsindex 2 ( $SI_2$ )	43
4.1.4	Spezialisierungsindex 3 ( $SI_3$ )	44
4.2	Der Gender Pay Gap in Paarhaushalten im Spiegel der haushaltsinternen Spezialisierung	46
4.3	Merkmale und Merkmalsunterschiede in Paarhaushalten	54
4.3.1	Alter	55
4.3.2	Dauer der Ausbildung	56
4.3.3	Lebenspartnerschaft und Ehe	57
4.3.4	Region	58
4.3.5	Kinder	62
4.4	Einflussfaktoren der haushaltsinternen Spezialisierung von Paaren	69

4.4.1	Determinanten einer eher traditionellen Aufgabenteilung im Paarhaushalt (SI2)	70
4.4.2	Determinanten einer Aufgabenteilung im Paarhaushalt nach ökonomischem Kalkül (SI3)	73
5	<b>Fazit</b>	<b>87</b>
	Literaturverzeichnis	89
	Ansprechpartner / Impressum	96

# 1 Einleitung

## Paarentscheidungen beeinflussen die Lohnunterschiede zwischen Frauen und Männern

Die Entgeltunterschiede von Frauen und Männern stehen seit Jahren im Zentrum einer breit angelegten Debatte über die Ungleichbehandlung von Frauen und Männern am Arbeitsmarkt. Die durchschnittliche Entgeltlücke (Gender Pay Gap) wird regelmäßig vom Statistischen Bundesamt veröffentlicht und ist häufig Ausgangspunkt einer medialen Berichterstattung, die eine hohe Aufmerksamkeit für das Thema generiert. Diese Entgeltlücke ist allerdings in den letzten Jahren nur geringfügig gesunken und betrug im Jahr 2019 etwa 19 Prozent (Statistisches Bundesamt, 2020a). Vor diesem Hintergrund wurden zuletzt mit dem Entgelttransparenzgesetz im Juli 2017 gesetzliche Regelungen implementiert, von denen insbesondere der ab Anfang 2018 geltende Auskunftsanspruch einen Beitrag zur Verringerung der Entgeltunterschiede zwischen Frauen und Männern leisten soll.

Im wissenschaftlichen Diskurs wird jedoch die Aussagefähigkeit der durchschnittlichen Entgeltlücke im Hinblick auf eine Ungleichbehandlung von Frauen und Männern bei der Entlohnung zum Teil kritisch bewertet. Ein einfaches Beispiel mag dies veranschaulichen: Das Unternehmen Ryanair weist für seine Beschäftigten im Vereinigten Königreich eine durchschnittliche Entgeltlücke von rund 62 Prozent für das Jahr 2018 aus (Ryanair, 2019)<sup>1</sup>. Demnach sind dort 689 Männer und 15 Frauen als Piloten und 234 Männer und 464 Frauen als Flugbegleiter tätig<sup>2</sup>. Ryanair betont, dass die Löhne aller Pilotinnen und Piloten sowie Flugbegleiterinnen und Flugbegleiter im Vereinigten Königreich durch Tarifverträge erfasst sind und weiblichen Piloten und Flugbegleitern dieselben Grundgehälter und dieselben variablen Vergütungen gezahlt werden wie ihren männlichen Kollegen. Der hohe Gender Pay Gap dürfte dann vor allem das Ergebnis des relativ geringen Anteils weiblicher Piloten unter allen beschäftigten Frauen (3,0 Prozent) und dem relativ hohen Anteil männlicher Piloten unter allen beschäftigten Männern (72,4 Prozent) sein. Denn es darf davon ausgegangen werden, dass das Gehalt eines Piloten deutlich höher ausfällt als das Gehalt eines Flugbegleiters. Das Beispiel zeigt, dass Schlussfolgerungen über eine ungleiche Entlohnung von Frauen und Männern auf Basis des durchschnittlichen Gender Pay Gaps wenig aussagekräftig sind.

Vor diesem Hintergrund ist eine sogenannte Bereinigung der Entgeltlücke wichtig, um einen möglichst präzisen Vergleich der Löhne von Frauen und Männern herzustellen und die zentralen Ursachen des Entgeltunterschieds aufzudecken. Dazu liegen bereits eine Reihe von wissenschaftlichen Publikationen vor, die bei Berücksichtigung einer Vielzahl von lohnrelevanten Merkmalen eine deutlich kleinere Entgeltlücke ausweisen. Diese beträgt in Abhängigkeit des verwendeten Datensatzes, der verwendeten Methodik, der verfügbaren Informationen und des jeweils betrachteten Untersuchungsjahrs im

---

<sup>1</sup> Der durchschnittliche Lohn von Frauen wird hier als Referenz angegeben. Dadurch fällt der Gender Pay Gap häufig höher aus.

<sup>2</sup> Daneben sind noch 48 sog. Non-Crew Mitarbeiterinnen/Mitarbeiter genannt (19 Frauen und 29 Männer).

## Einleitung

Wesentlichen etwa 2 bis 7 Prozent. Demnach bewegen sich die durchschnittlichen Entgelte von Frauen und Männern auf einem ähnlichen Niveau, wenn sich Frauen und Männer zum Beispiel hinsichtlich der Berufserfahrung, des Beschäftigungsumfangs, der Art der Tätigkeit, der Branche sowie weiterer Kriterien gerade nicht unterscheiden würden. Zudem zeigt ein Blick in die Literatur, dass der durchschnittliche Entgeltunterschied in Deutschland im internationalen Vergleich besonders groß, die bereinigte Lohnlücke hingegen relativ gering ausfällt.

Ferner ist bislang wissenschaftlich umstritten, ob der geschlechtsspezifische Entgeltunterschied auch durch Intransparenz verursacht wird und ob daher Transparenzregelungen einen Beitrag zur Reduzierung des Gender Pay Gaps leisten können. So weist eine IW-Studie darauf hin, dass (erzwungene) Lohnvergleiche das Risiko bergen können, zur Unzufriedenheit und Störung des betrieblichen Friedens beizutragen (vgl. Schmidt, 2017a und die dort zitierte Literatur).

Um den durchschnittlichen Verdienstunterschied zwischen den Geschlechtern zu schließen, sollten daher primär die in den Studien identifizierten Ursachen als Ansatzpunkte für Handlungsoptionen dienen. Hier setzt der erste Teil der vorliegenden Untersuchung an (vgl. Abschnitt 3). Dieser fokussiert auf abhängig Beschäftigte in der Privatwirtschaft. Im Zentrum steht neben einer Betrachtung der Erwerbsstrukturen von Frauen und Männern, die bereits erste Hinweise auf mögliche Ursachen der Entgeltdifferenz liefern können, eine Zerlegung des Entgeltunterschieds (Dekompositionsanalyse). Diese Form der statistischen Berechnung weist nicht nur den bereinigten Entgeltunterschied aus, sondern zeigt auch die wesentlichen Einflussfaktoren auf. Abschließend erfolgt eine Diskussion, welche Aspekte bei der Interpretation des bereinigten Entgeltunterschieds zu beachten sind und warum dieser nicht als Maß für eine Benachteiligung von Frauen bei der Entlohnung herangezogen werden kann.

Im Allgemeinen fokussieren Analysen zu den Entgeltunterschieden zwischen Frauen und Männern auf Einzelpersonen und blenden den Haushaltskontext aus, in dem sich diese bewegen. Die vorliegende Analyse erweitert den Untersuchungshorizont, indem sie sich im zweiten Teil dem Lohnunterschied in Paarhaushalten widmet (vgl. Abschnitt 4). Das Ziel der Untersuchung besteht darin, den Zusammenhang zwischen dem Lohnunterschied der beiden Partner und dem jeweils beobachteten Arrangement der hauswirtschaftlichen und beruflichen Arbeitsteilung empirisch näher zu beleuchten. Die zentrale Frage lautet, inwieweit eine besonders hohe oder geringe Entgeltlücke auf Haushaltsebene mit einem eher (anti-)traditionellen Spezialisierungsmuster sowie einem (eher) ökonomisch motivierten Spezialisierungsmuster einhergeht. Die Studie gibt Hinweise, ob Paarhaushalte einem eher rationalen Kalkül folgen und sich demnach der Partner mit dem höheren Bruttostundenlohn überwiegend auf die Erwerbsarbeit und der andere Partner primär auf die Hausarbeit fokussiert. Daneben können auch Ableitungen getroffen werden, in welchem Umfang ein geschlechtsbezogenes Spezialisierungsmuster die Arbeitsteilung auf hauswirtschaftliche und berufliche Aufgaben kennzeichnet. Dabei werden auch Kontextfaktoren, wie das Alter und das Bildungsniveau der beiden Partner, die Art der Partnerschaft (Ehepaare versus unverheiratete Paare) sowie das Vorhandensein von Kindern berücksichtigt.

### Einleitung

Abschließend wird in ökonometrischen Berechnungen untersucht, inwieweit die Kontextfaktoren und der Lohnabstand der beiden Partner unter sonst gleichen Bedingungen einen Einfluss auf die Spezialisierung im Haushalt haben. Die entsprechenden Berechnungen stehen dabei unter mehreren methodischen Prämissen, die eine direkte Vergleichbarkeit der Ergebnisse der Untersuchungen in Abschnitt 3 und in Abschnitt 4 nicht zulassen. So muss beispielsweise eine unterschiedliche Abgrenzung der Stichprobe sowie eine abweichende Berechnung des Gender Pay Gaps erfolgen (vgl. die Abschnitte 3.1 und 4.1).

Der Forschungsansatz in Abschnitt 4 beleuchtet einen weitgehend blinden Fleck in der Diskussion um die Entgeltunterschiede von Frauen und Männern. Zwar wird häufig auch im Zusammenhang mit dem Gender Pay Gap über die Erwerbsbeteiligung von Frauen und – zu Recht – auch über eine Verbesserung der Rahmenbedingungen und insbesondere der Vereinbarkeit von Familie und Beruf diskutiert, allerdings entziehen sich die partnerschaftlich getroffenen Entscheidungen im Haushalt häufig einer datengestützten Analyse. Dies dürfte zum einen auf die begrenzte Verfügbarkeit von geeigneten Daten zurückzuführen sein und zum anderen vor allem auf die schwierige bzw. komplexe Modellierung der Entscheidungsfindung von Paaren, für die eine Reihe von unterschiedlichen Theorien zur Verfügung stehen (vgl. dazu beispielsweise die Erläuterungen in Boll, 2016 zu den folgenden Theorien: Neue Haushaltsökonomik, Kooperative Verhandlungstheorien, Gender Display-Theorie und Identity Economics).

Vor diesem Hintergrund erhebt die vorliegende Untersuchung nicht den Anspruch, die Entscheidungen im Paarhaushalt umfassend erklären zu wollen. Die Ergebnisse können allerdings Fallkonstellationen und Zusammenhänge aufzeigen, die einen tieferen Einblick in die Arbeitsteilung von Paarhaushalten im Zusammenspiel mit einer unterschiedlichen Entlohnung beider Partner geben können.

## 2 Geschlechterbezogene Auswirkungen der Corona-Krise auf den Arbeitsmarkt

### Frauen und Männer von vergleichbaren Belastungen betroffen

Das Wichtigste in Kürze:

- In der Corona-Krise waren Männer zunächst stärker von Kurzarbeit betroffen als Frauen. Aktuelle Daten (bis einschließlich Juli 2020) deuten darauf hin, dass die Betroffenheit von Frauen tendenziell geringer ausfällt, allerdings der Arbeitsausfall möglicherweise geringfügig höher ist als bei Männern. Anhand von Schätzungen auf Basis von Daten zur angezeigten Kurzarbeit, die bis Dezember 2020 vorliegen, deutet sich an, dass Frauen bis zum Jahresende 2020 etwas stärker betroffen sein könnten.
- Ein ähnliches Bild liefert die Entwicklung der sozialversicherungspflichtigen Beschäftigung. Hier ist ein stärkerer Beschäftigungsrückgang im Vergleich zum Vorjahr bei Männern zu beobachten (bis Juli 2020). Die auf Basis von Vorausschätzungen vorliegenden Daten deuten auf eine Angleichung der Situation von Männern und Frauen bis zum Jahresende 2020 hin. Demgegenüber sind Frauen von einem Rückgang der Minijobs während der Corona-Pandemie etwas stärker als Männer betroffen.
- Frauen sind während der Corona-Krise in etwa gleicher Weise von Arbeitslosigkeit betroffen wie Männer. Im Übrigen zeigt sich, dass Männer auch im ersten Quartal 2021 eine höhere Arbeitslosenquote aufweisen. Der Anstieg der Zahl der Arbeitslosen ist bei Männern im Vergleich zum Vorjahr zunächst stärker ausgefallen, allerdings nähern sich die Veränderungsraten zuletzt denen der Frauen an.
- Bei der Beurteilung hinsichtlich der Wahrscheinlichkeit eines Arbeitsplatzverlusts gibt es zwischen Männern und Frauen keine nennenswerten Unterschiede, allerdings dürften Männer zu Beginn der Corona-Pandemie häufiger von Einkommenseinbußen betroffen gewesen sein, später (im Juni 2020) lagen offenbar keine Geschlechterunterschiede vor.
- Vorliegende Studien zur Aufgabenteilung zeigen, dass sich insbesondere Männer zu Beginn der Corona-Pandemie stärker in der Kinderbetreuung engagiert haben, allerdings Frauen überwiegend (nach wie vor) den größten Teil der Kinderbetreuung übernehmen. Die Studien deuten größtenteils nicht auf eine Verstärkung der Tradionalisierung bei der Kinderbetreuung infolge der Corona-Pandemie hin, es liegen jedoch aktuell kaum detaillierte Studien vor.

Die Corona-Pandemie prägt weiterhin die wirtschaftspolitische Diskussion. Daher liegt derzeit ein großer Bedarf nach möglichst aktuellen Informationen vor. Allerdings sind amtliche Daten zum Arbeitsmarkt zum Teil mit einer (erheblichen) zeitlichen Verzögerung verfügbar, sodass die datengestützte Diskussion nur in begrenztem Umfang die Entwicklungen bis ins Jahr 2021 hinein berücksichtigen kann. Insofern ist bei Studienergebnissen die Aktualität der verwendeten Daten besonders zu beachten.

Die Geschlechterunterschiede am Arbeitsmarkt während der Corona-Krise wurden international bereits in einer Reihe von Studien thematisiert – teilweise bereits zu Beginn der Corona-Pandemie (vgl. etwa OECD, 2020 und Alon et al., 2020 und die dort zitierte Literatur). Die folgenden Auswertungen fokussieren auf Deutschland und auf die Position von Frauen auf dem Arbeitsmarkt<sup>3</sup>. In diesem Kontext zeigen etwa Schäfer und Schmidt (2020, 1) auf Basis von Daten der Bundesagentur für Arbeit, dass „die geschätzte Gesamtzahl von Frauen, für die im März und April 2020 Kurzarbeit angezeigt wurde, rund 4,1 Millionen Beschäftigte“ beträgt, „während etwa 6,0 Millionen Männer von (angezeigter) Kurzarbeit betroffen sein dürften“. Da jedoch der geschätzte Anteil von Frauen unter den Anzeigen auf Kurzarbeit (März und April 2020) mit 41 Prozent etwas geringer ausfällt als ihr Anteil unter den sozialversicherungspflichtig Beschäftigten, waren Frauen von (angezeigter) Kurzarbeit zu Beginn der Corona-Pandemie mutmaßlich unterdurchschnittlich betroffen (Schäfer/Schmidt, 2020). Ergänzend dazu verweisen Hammerschmid et al. (2020) auf einzelne Wirtschaftsbereiche, die offenbar einen höheren Frauenanteil unter den Beschäftigten aufweisen als unter allen sozialversicherungspflichtig Beschäftigten und die relativ stark von angezeigter Kurzarbeit betroffen sind, wie etwa das Gastgewerbe und der Bereich Kunst, Kultur und Erholung.

Eine Studie von Kruppe und Osiander (2020) hat auf Basis der Befragung „Leben und Erwerbstätigkeit in Zeiten von Corona“ des Instituts für Arbeitsmarkt -und Berufsforschung die Betroffenheit von Kurzarbeit näher untersucht. Die Befragung fand im Mai 2020 statt. Die Autoren verweisen auf einen Anteil von 22 Prozent der Männer und 19 Prozent der Frauen, die in Kurzarbeit tätig waren. Dabei lag der Arbeitsausfall bei Frauen mit 62 Prozent ihrer Arbeitszeit etwas höher als bei Männern (55 Prozent). Insofern deuten die Daten darauf hin, dass Frauen und Männer seinerzeit in etwa gleichem Umfang betroffen waren. In einer Regressionsanalyse bestätigen sie, dass Frauen relativ zu Männern seltener von Kurzarbeit betroffen sind. Dies bedeutet, dass Frauen unter sonst gleichen Bedingungen (u. a. auch bei gleicher Qualifikation, gleichem Alter, gleichem Vorhandensein von Kindern und gleicher Möglichkeit, mobil arbeiten zu können) eine um 3,3 Prozentpunkte niedrigere Wahrscheinlichkeit als Männer aufweisen, in Kurzarbeit tätig zu sein.

Derzeit liegen Daten zur realisierten Kurzarbeit – nach Geschlecht – bis Juli 2020 vor (Stand: Februar 2021, Bundesagentur für Arbeit, 2021a). Da die Bundesagentur für Arbeit seit Oktober 2020 auch eine Kurzarbeiterquote berichtet (Bundesagentur für Arbeit, 2020), lassen sich monatsgenaue Daten für Frauen und Männer jeweils in Relation zu den sozialversicherungspflichtig Beschäftigten (am Arbeitsort) direkt vergleichen. Wie Abbildung 2-1 zeigt, waren Frauen und Männer zwar noch im März 2020 in ähnlicher Weise von Kurzarbeit betroffen, allerdings lag die Kurzarbeiterquote von Männern im weiteren Verlauf der Corona-Pandemie bis zum Sommer des Jahres 2020 im Durchschnitt über derjenigen von Frauen. Dies bedeutet, dass der Anteil der (realisierten) Kurzarbeit bei Frauen an den sozialversicherungspflichtig beschäftigten Frauen jeweils niedriger als der entsprechende Wert von Männern ausfiel.

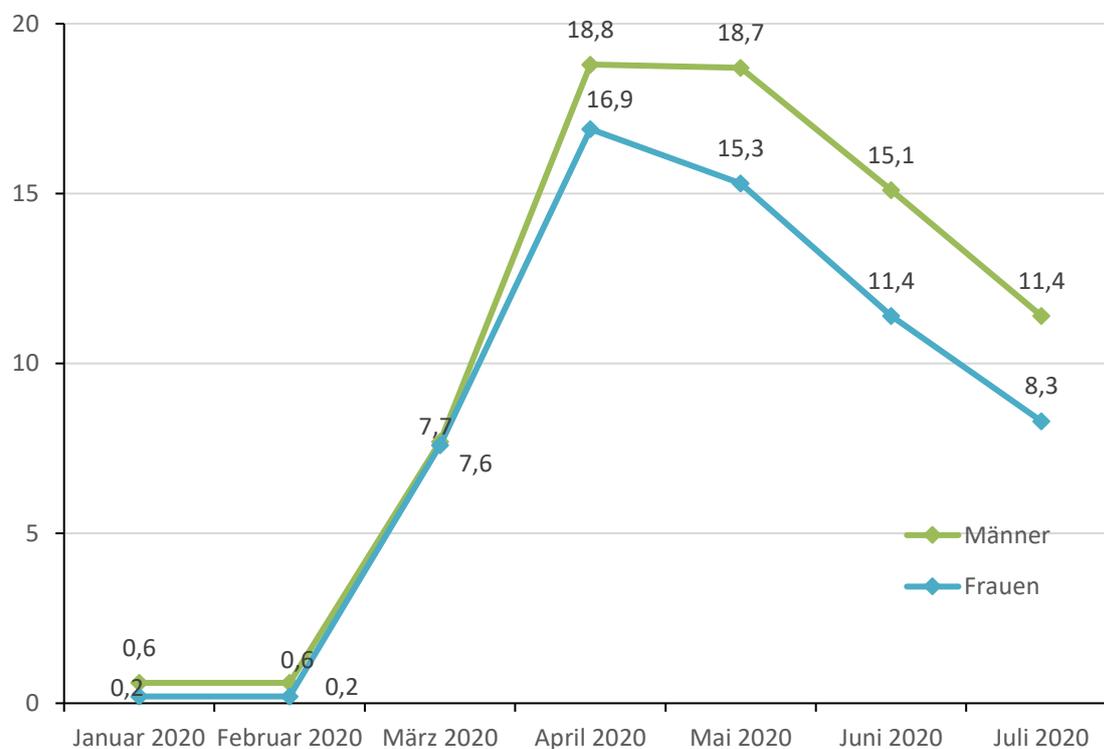
---

<sup>3</sup> Strukturelle Unterschiede von Frauen und Männern werden in Abschnitt 3.3 thematisiert.

Abbildung 2-1

Betroffenheit von Kurzarbeit: Entwicklung der Kurzarbeiterquote

Jahr 2020, Monatsdaten



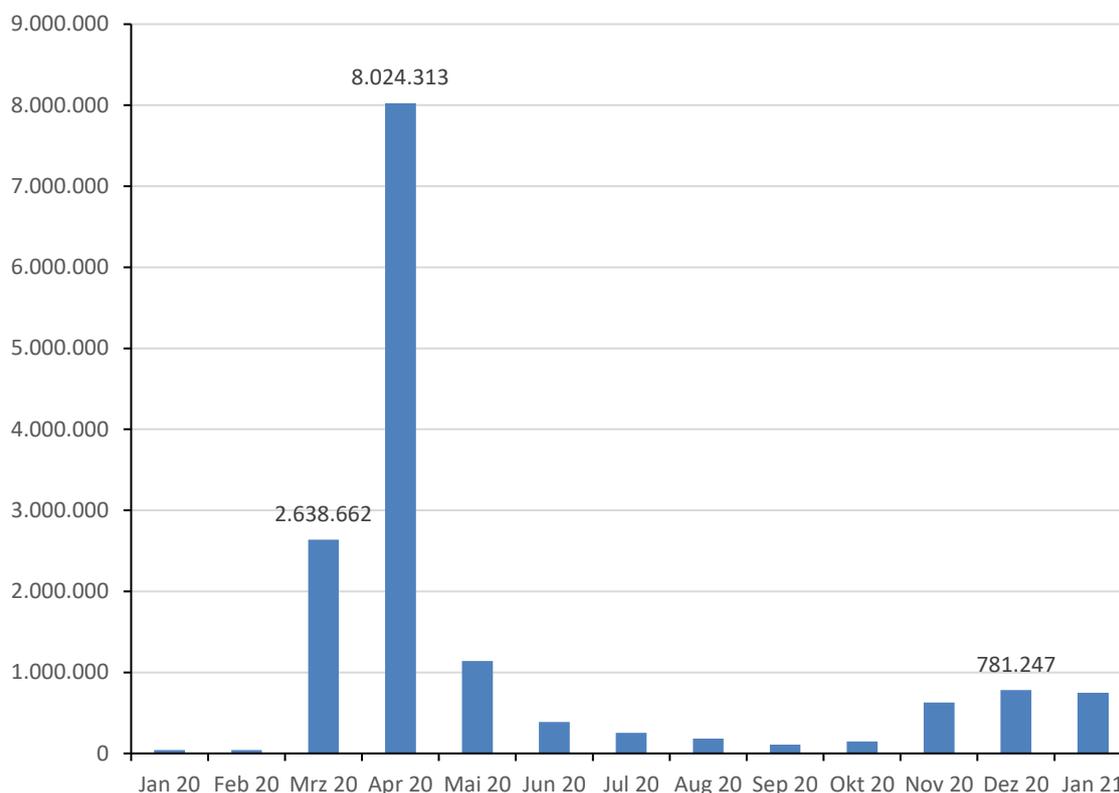
Konjunkturelles Kurzarbeitergeld. Daten zur realisierten Kurzarbeit liegen derzeit bis Juli 2020 vor. Die Kurzarbeiterquote wird als Anteil der Personen in Kurzarbeit an den sozialversicherungspflichtig Beschäftigten berechnet (Bundesagentur für Arbeit, 2020, 8)

Werden vor diesem Hintergrund aktuelle Zahlen für die in Anzeigen auf Kurzarbeit genannte Personenzahl herangezogen, wurde im Dezember 2020 für rund 780.000 Personen Kurzarbeit angezeigt (Bundesagentur für Arbeit, 2021b). Damit ist die Gesamtzahl der in den Anzeigen genannten Personen seit dem Höhepunkt im April 2020 zwar deutlich abgesunken, hat allerdings seit September 2020 wieder zugenommen (Abbildung 2-2). Würde man – ähnlich wie in Schäfer und Schmidt (2020) – die Betroffenheit von Frauen und Männern von angezeigter Kurzarbeit ermitteln, könnten Aussagen über die aktuelle Entwicklung am getroffen werden. Diese sind jedoch mit einer größeren Unsicherheit verbunden, da aufgrund der fehlenden Aktualität der Beschäftigtendaten und der fehlenden Differenzierung nach Geschlecht in den Daten der Anzeigen auf Kurzarbeit nur Schätzungen möglich sind. Während vor diesem Hintergrund der geschätzte Frauenanteil unter den Anzeigen auf Kurzarbeit im April 2020 noch bei etwa 40 Prozent lag, beträgt er im Dezember 2020 etwa 50 Prozent. Insofern hat zwar die Gesamtzahl der Anzeigen auf Kurzarbeit abgenommen, die (geschätzte) relative Betroffenheit von Frauen hat zuletzt allerdings zugenommen (vgl. dazu auch Schäfer/Schmidt, 2020).

Abbildung 2-2

Entwicklung der Anzahl der Personen, für die Kurzarbeit angezeigt wurde

Anzahl, Jahr 2020



Konjunkturelles Kurzarbeitergeld, Datenstand: 26. Januar 2021. Daten für Januar 2021 (1. 1.-25. 1.2021) sind vorläufig.

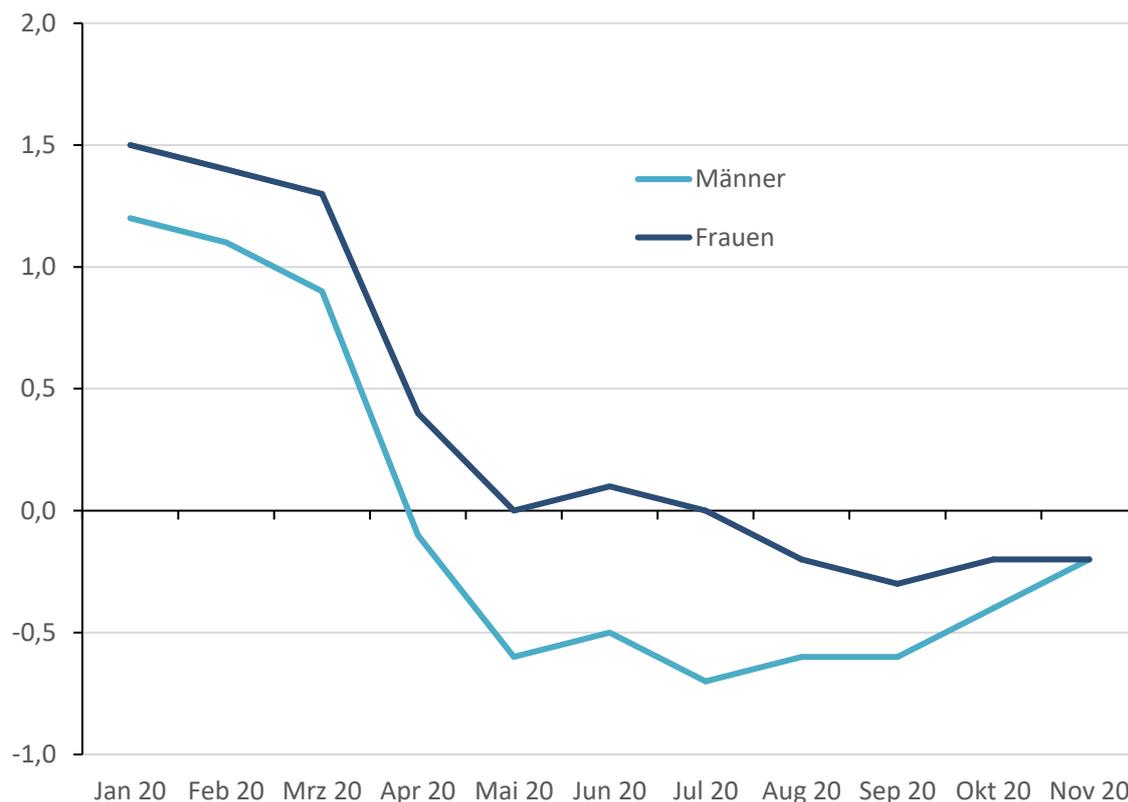
Quelle: Bundesagentur für Arbeit, 2021b, mehrere Ausgaben; eigene Darstellung

Wird ergänzend dazu die sozialversicherungspflichtige Beschäftigung betrachtet, lässt sich die Entwicklung im Vergleich zum Vorjahresmonat nachzeichnen (vgl. Bundesagentur für Arbeit, 2021c). Wie Abbildung 2-3 verdeutlicht, hat die sozialversicherungspflichtige Beschäftigung im Zuge der Corona-Pandemie gegenüber dem Vorjahr nicht mehr zugenommen (wie noch in den Monaten Januar bis März 2020), sondern ist insbesondere bei Männern im Monat April 2020 unter das Vorjahresniveau gefallen, während bei Frauen noch bis Juli 2020 die Beschäftigung in etwa unverändert geblieben ist. Im Unterschied dazu hat die Beschäftigung bei Männern in den Monaten Mai bis Juli 2020 gegenüber dem Vorjahr abgenommen. Mit Blick auf die hochgerechneten Werte ab August 2020 ist davon auszugehen, dass die Beschäftigung bei Männern und Frauen jeweils unter dem Vorjahresniveau verbleibt und sich eine Annäherung bei den Beschäftigungsverlusten abzeichnet.

Abbildung 2-3

Entwicklung der sozialversicherungspflichtigen Beschäftigung während der Corona-Pandemie

Jahr 2020, in Prozent, Vergleich zum Vorjahresmonat



Ab August 2020: hochgerechnete Werte.

Quelle: Bundesagentur für Arbeit, 2021c; eigene Darstellung

Diese Befunde spiegeln sich zum Teil auch hinsichtlich der Anzahl der Minijobs wider. Wie Abbildung 2-4 zeigt, waren bereits im März 2020 entsprechende Beschäftigungsverluste der Minijobs gegenüber dem Vorjahr zu verzeichnen, die im Verlauf der Corona Pandemie zunahm (vgl. Minijob-Zentrale, 2020a-d). In diesem Kontext verweisen etwa Schmieder und Wrohlich (2020) auf einen besonders großen relativen Geschlechterunterschied im März 2020 gegenüber dem Vorjahr, der prozentual knapp doppelt so hoch für Frauen wie für Männer ausfiel. Allerdings zeigen die vorliegenden Auswertungen, dass zwar ein Geschlechterunterschied vorliegt, dieser aber betragsmäßig nur relativ gering ausfällt und im Dezember 2020 knapp 3 Prozentpunkte betrug.

Hinzu kommt, dass das Erwerbepersonenpotenzial im Zuge der Corona-Krise deutlich gesunken ist (vgl. Fuchs et al., 2020). Neben dem Abbau von Minijobs könnte jedoch auch ein Rückzug bestimmter Personengruppen als weitere Ursache in Betracht kommen. So

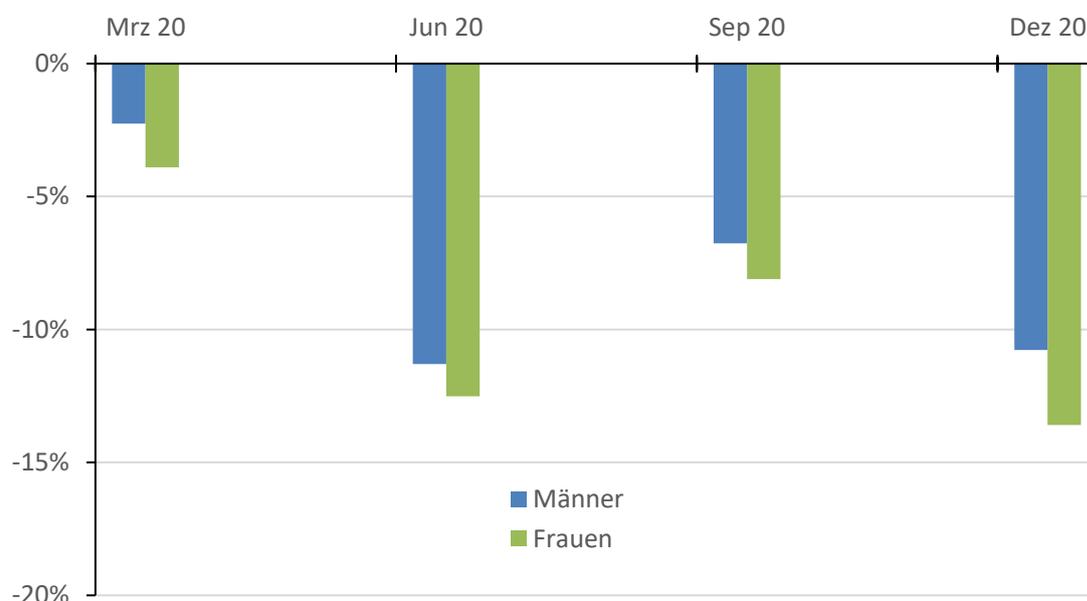
sind laut Körner et al. (2013) knapp zwei Drittel der geringfügig Beschäftigten weiblich und hinsichtlich der Bedeutung des Geldes aus dieser Beschäftigung gibt knapp die Hälfte der Gruppe der „Hausfrauen/-männer“ an, dass es sich um einen Hinzuverdienst handelt.

Insofern könnten sich infolge der krisenbedingten Kita- oder Schulschließungen möglicherweise Minijobber und damit insbesondere Frauen verstärkt vom Arbeitsmarkt zurückgezogen haben, wenn diese Tätigkeit einen Hinzuverdienst darstellt und gerade Mütter (im Vergleich zu Vätern) angeben, eine stark gestiegene Belastung durch die Kinderbetreuung zu empfinden (vgl. Fuchs-Schündeln/Stephan, 2020).

Abbildung 2-4

Entwicklung der Minijobs während der Corona-Pandemie

Jahr 2020, in Prozent, Vergleich zum Vorjahr



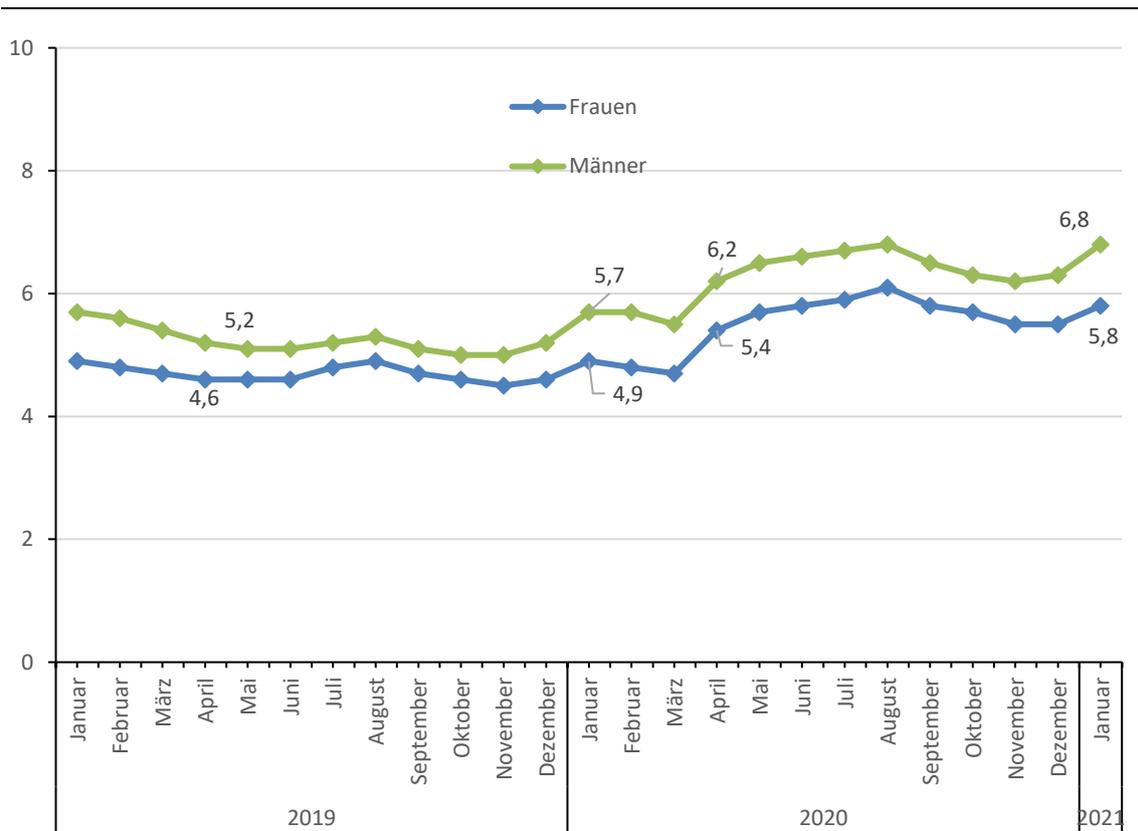
Daten umfassen Minijobs im gewerblichen Bereich sowie in Privathaushalten.

Quelle: Minijob-Zentrale, 2020a-d; eigene Darstellung

Daneben tritt die Frage, wie sich die Arbeitslosigkeit von Frauen und Männern in der Corona-Krise entwickelt hat. Sind demnach Frauen oder Männer stärker von Arbeitslosigkeit betroffen? Wie bereits Schäfer und Schmidt (2020) auf Basis von Daten der Bundesagentur für Arbeit bis April 2020 erläutern, sind die geschlechtsspezifischen Arbeitslosenquoten in einem etwa gleichen Umfang angestiegen. Dabei liegt die Arbeitslosenquote der Männer bereits seit Ende der 2000er Jahre oberhalb der Arbeitslosenquote der Frauen. Die derzeit verfügbaren Daten (Stand: 27.1.2021) verdeutlichen, dass die Arbeitslosigkeit im Zuge der Corona-Krise nicht nur seit dem Monat April 2020 im Allgemeinen spürbar zunahm, sondern in etwa auch gleichermaßen Frauen und Männer betroffen sind (vgl. Bundesagentur für Arbeit, 2021d, Abbildung 2-5). So hat beispielsweise die

Arbeitslosenquote von Männern im April 2020 im Vergleich zum Vorjahresmonat um 1,0 Prozentpunkte und bei Frauen um 0,8 Prozentpunkte zugenommen. In ähnlicher Weise sind auch die Quoten am aktuellen Rand (Januar 2021) des Betrachtungszeitraums im Vergleich zum Vorjahresmonat angestiegen: So nahm die Quote der Männer um 1,1 Prozentpunkte zu, während die Quote der Frauen um 0,9 Prozentpunkte anstieg.

Abbildung 2-5  
 Geschlechtsspezifische Arbeitslosenquoten im Zeitverlauf (in Prozent)

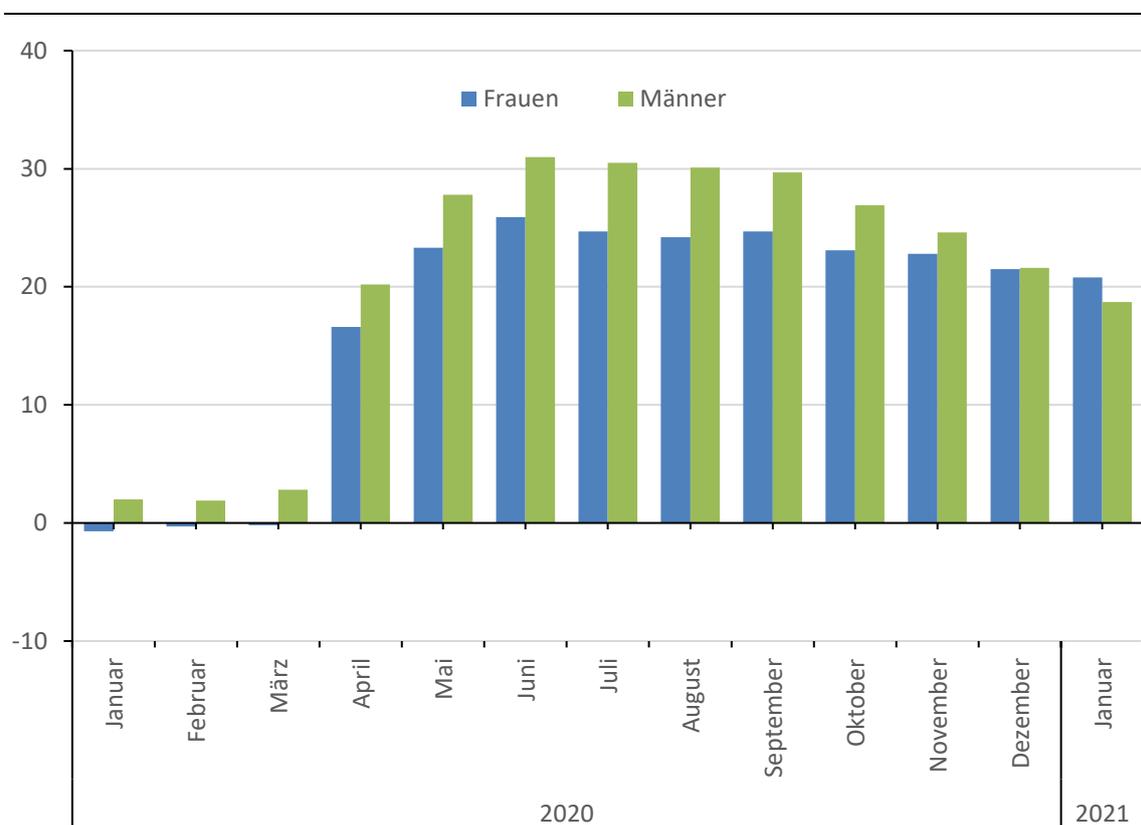


Quelle: Bundesagentur für Arbeit, 2021d; eigene Darstellung

Zudem ist der Vergleich der Anzahl der Arbeitslosen mit dem jeweiligen Vorjahresmonat besonders aussagekräftig, um den Effekt der Corona-Krise zu beschreiben. Wie Abbildung 2-6 zeigt, liegt die Anzahl der arbeitslosen Männer im Januar 2021 um 18,7 Prozent über dem Wert des Vorjahresmonats. Für Frauen beträgt dieser Anteil 20,8 Prozent. Wenn man zunächst unterstellt, dass sich weitere Einflussfaktoren auf die Arbeitslosigkeit in etwa gleich auf die Geschlechter ausgewirkt haben (z. B. Ein- und Austritte aufgrund von Arbeitsunfähigkeit oder der Rückgang bei Inanspruchnahme von arbeitsmarktpolitischen Maßnahmen), dann deuten die Befunde auf eine zunächst etwas stärkere Betroffenheit bei Männern hin. Im Verlauf der Pandemie lässt sich jedoch eine Annäherung in den Daten erkennen, die zuletzt eine etwas größere „Erholung“ bei Männern gegenüber Frauen andeutet, wenn jeweils ein Vergleich mit den Vorjahresdaten erfolgt.

Abbildung 2-6

Veränderung der Anzahl der Arbeitslosen zum Vorjahresmonat – nach Geschlecht (in Prozent)



Quelle: Bundesagentur für Arbeit, 2021d; eigene Darstellung

Die Gefahr von Arbeitsplatz- und Einkommensverlusten und weiteren Folgen der Corona-Krise untersuchen Adams-Prassl et al. (2020) auf Basis von Befragungsdaten für die Vereinigten Staaten, das Vereinigte Königreich sowie Deutschland. Die Daten für Deutschland wurden zwischen dem 9. und 12. April 2020 erhoben. Sie zeigen unter anderem auf Basis von multivariaten statistischen Analysen, dass Frauen in Deutschland keine signifikant unterschiedliche Wahrscheinlichkeit als Männer aufweisen, ihren Job zu verlieren. Dieser Befund fällt für die Vereinigten Staaten und das Vereinigte Königreich anders aus: Hier zeigt sich, dass Frauen – verglichen mit Männern – eine statistisch höhere Wahrscheinlichkeit auf einen Arbeitsplatzverlust aufweisen<sup>4</sup>. Für die Wahrscheinlichkeit von Einkommensverlusten liegt für alle drei Staaten kein signifikant unterschiedlicher Befund für Frauen und Männer vor, das heißt die Gefahr von Einkommensverlusten scheint sich für Frauen und Männer nicht (wesentlich) zu unterscheiden.

<sup>4</sup> Für das Vereinigte Königreich fällt der Effekt schwach signifikant aus.

Hövermann und Kohlrausch (2020) zeigen, dass rund die Hälfte der Befragten in ihrer Studie auf Basis der Erwerbstätigenbefragung der Hans-Böckler-Stiftung (HBS) nicht davon ausgeht, dass sich die Corona-Pandemie negativ auf ihr Einkommen auswirkt, während 26 Prozent von negativen Auswirkungen auf ihr Einkommen berichten (Befragung der 2. Welle im Juni 2020). Die Autoren kommen auf Basis multivariater Auswertungen zu dem Ergebnis, dass insbesondere bei Männern zu Beginn der Pandemie größere Einkommenseinbußen als bei Frauen auftraten, allerdings später (im Juni 2020) kein Unterschied zwischen den Geschlechtern zu erkennen war.

Die Corona-Krise hat auch die Bedeutung von Sorge- und Erwerbsarbeit in den Fokus gerückt. So ist eine Vielzahl von Publikationen erschienen, die sich mit der Frage beschäftigen, inwieweit insbesondere Frauen als Verliererinnen der Corona-Pandemie gelten können. Neben der Partizipation am Arbeitsmarkt und der Betroffenheit von Kurzarbeit wird dabei auch die Arbeitsteilung zwischen den Geschlechtern thematisiert (vgl. beispielsweise Globisch/Osiander, 2020; Kohlrausch/Zucco, 2020; WSI, 2020; Zinn, 2020; Zinn et al., 2020; BMFSFJ, 2020; Fuchs-Schündel/Stephan, 2020).

So zeigen beispielsweise Globisch und Osiander (2020) mit Daten des IAB-HOPP (Hochfrequentes Online-Personen-Panel „Leben und Erwerbstätigkeit in Zeiten von Corona“ des IAB), dass Männer im Juni 2020 ihre Wochenarbeitszeit stärker reduzierten als Frauen (gegenüber der Zeit vor der Pandemie), allerdings ihre durchschnittliche Arbeitszeit noch über derjenigen von Frauen lag (Frauen: 30,9 Stunden, Männer 36,3 Stunden). Daneben zeigen ihre Daten, dass die Aufteilung der Kinderbetreuung während der Corona-Pandemie tendenziell zwar häufiger von beiden Partnern übernommen wurde als vor der Corona-Pandemie, allerdings nach wie vor Frauen überwiegend die Kinderbetreuung übernehmen<sup>5</sup>.

Einen vergleichbaren Befund erhalten beispielsweise Kohlrausch und Zucco (2020) auf Basis der Erwerbstätigenbefragung der Hans-Böckler-Stiftung (HBS) mit Daten für die Zeit vom 3. bis 14. April 2020. Zwar verweisen die Autorinnen auf eine teilweise stattfindende Re-Traditionalisierung bei Paaren, die vor der Corona-Pandemie die Kinderbetreuung gleich aufgeteilt hatten. Allerdings zeigt auch hier der Gesamtbefund, dass Männer sich etwas stärker in der Kinderbetreuung im Vergleich zu der Zeit vor der Corona-Krise engagieren, allerdings Frauen in deutlich größerem Umfang die Kinderbetreuung (vor und während der Corona-Pandemie) übernehmen.

Ähnliche Befunde finden sich in BMFSFJ (2020). Diese basieren auf einer Erhebung und Auswertung des Instituts Allensbach mit Daten für den Zeitraum März/April 2020. Demnach hat sich bei Eltern mit Kindern unter 15 Jahren überwiegend keine Änderung bei der Aufteilung der Kinderbetreuung in der Corona-Krise ergeben und eine Verkürzung der Arbeitszeit kam in etwa so häufig bei Vätern wie bei Müttern vor. Allerdings geben etwa 44 Prozent der Väter an, mehr Betreuungsaufgaben übernommen zu haben. Interessant

---

<sup>5</sup> Einen ähnlichen Befund erhält Zinn (2020) mit Daten des SOEP-Cov für April 2020. Demnach hat sich der zeitliche Mehraufwand zu Beginn der Corona-Pandemie nur marginal zwischen Frauen und Männern unterschieden. Zudem zeigen Zinn et al. (2020) auf Basis der SOEP-Cov Tranchen 1 bis 4, dass insbesondere Männer ihren Betreuungsumfang im Zuge der Corona-Pandemie ausgeweitet haben.

ist, dass der überwiegende Teil der berufstätigen Eltern, die ihren Arbeitgeber auf die Problematik der Kinderbetreuung angesprochen haben, von einem entgegenkommenden Verhalten ihres Arbeitgebers berichten.

Ergänzend zu den Auswertungen in Kohlrausch und Zucco (2020) stellt das WSI (2020) in einer Pressemitteilung Ende Dezember 2020 auf Basis von Daten der Erwerbstätigenbefragung der Hans-Böckler-Stiftung (HBS) bis Oktober 2020 fest, dass der Unterschied in den durchschnittlichen Arbeitszeiten (einschließlich möglicher Überstunden) zwischen Männern und Frauen im Oktober 2020 bei sechs Wochenstunden lag, während dieser Abstand vor der Corona-Pandemie fünf Stunden betrug. Insofern könnte sich im weiteren Verlauf der Krise ein Wandel vollzogen haben. Bei Erwerbstätigen mit Kindern mit Betreuungsbedarf bestand eine größere Lücke als bei Erwerbstätigen ohne betreuungsbedürftige Kinder, allerdings war die Lücke zwischen den Geschlechtern jeweils im Durchschnitt eine Stunde größer als vor der Corona-Pandemie. Unklar bleibt dabei, auf welchen Zeitpunkt sich die Angaben vor der Corona-Pandemie genau beziehen und inwiefern etwa Überstunden eine Rolle gespielt haben könnten. Interessant wäre, inwieweit sich auch die vereinbarten Arbeitszeiten verändert haben, da dies möglicherweise einen Hinweis auf eine längerfristige Entwicklung geben könnte.

## 3 Ursachenanalyse für Deutschland und Bayern

### Lohnrelevante Merkmale müssen berücksichtigt werden

#### 3.1 Daten und Methodik

Für die folgenden Analysen werden Daten des Sozio-oekonomischen Panels (SOEP) des Deutschen Instituts für Wirtschaftsforschung (DIW) verwendet. Das SOEP ist eine seit 1984 laufende jährliche Wiederholungsbefragung in den alten und neuen Bundesländern (Goebel et al., 2019). Im Auftrag des DIW werden dazu jedes Jahr in Deutschland mittlerweile rund 30.000 Personen von Kantar Public befragt (Kantar Public, 2019). Den aktuellen Rand der Daten bildet das Jahr 2018 (SOEP Distribution v35). Das SOEP bietet sich an, weil es aufgrund der Vielzahl der erhobenen Merkmale eine detaillierte Untersuchung der Lohnungleichheit von Frauen und Männern ermöglicht und bereits zahlreiche Analysen auf dieser Datenbasis vorliegen. Da allerdings nicht jeder Person stets zu allen Fragen eine gültige Antwort zugeordnet werden kann, ist zu jeder Forschungsfrage oder Auswertung sicherzustellen, dass ausreichende Fallzahlen vorliegen, um repräsentative Aussagen treffen zu können, die auf Basis von auf die Grundgesamtheit hochgerechneten Ergebnissen abgeleitet werden. Dies kann dazu führen, dass bei sehr detaillierten Forschungsfragen oder einer Fokussierung auf ein Bundesland (hier: Bayern) eine Komplexitätsreduktion bzw. eine Aggregation erforderlich wird. In der Auswertung werden Ergebnisse, die auf Fallzahlen von weniger als 30 basieren, mit „k.A.“ gekennzeichnet.

In den folgenden Auswertungen zum Gender Pay Gap wird zunächst versucht, die Grundgesamtheit der Beschäftigten nach den Abgrenzungen des Statistischen Bundesamts weitgehend nachzubilden (vgl. etwa Finke, 2011; Finke et al., 2017). Aufgrund der Informationen im Datensatz ist dies jedoch nicht in jedem Detail möglich. Daher umfassen die folgenden Auswertungen insbesondere abhängig Beschäftigte im erwerbsfähigen Alter, die in der Privatwirtschaft tätig sind (ohne Land-, Forstwirtschaft, Fischerei, Beschäftigte im öffentlichen Sektor sowie in Privathaushalten). Dies bedeutet, dass Schülerinnen, Schüler und Studierende, Rentnerinnen und Rentner, Beschäftigte in Wehr- oder Zivildienst und Beschäftigte in Werkstätten für behinderte Menschen sowie Umschülerinnen und Umschüler nicht berücksichtigt werden. Aus Gründen der Vergleichbarkeit werden Auszubildende und Beschäftigte in nicht zuzuordnenden Branchen ausgeschlossen. Zudem werden Angaben mit einem berechneten Bruttostundenlohn von weniger als drei Euro als unplausibel betrachtet und nicht berücksichtigt. Außerdem wird die Stichprobe auf Beschäftigte in Unternehmen mit mehr als zehn Beschäftigten eingegrenzt<sup>6</sup>. Insgesamt verbleibt demnach für die Auswertungen eine Bruttostichprobe von rund 5.800 Beschäftigten für Deutschland und rund 1.000 Beschäftigten für Bayern.

---

<sup>6</sup> Grundsätzlich liegen zwar Informationen zur Befristung von Beschäftigungsverhältnissen im SOEP vor, allerdings fallen bei einer Hochrechnung der Ergebnisse für das Jahr 2018 jedoch – im Unterschied zu den Vorjahren – unplausible Ergebnisse auf, wenn die genannte Datenselektion angewendet wird. Daher bleibt dieses Merkmal im Folgenden unberücksichtigt.

Der unbereinigte – durchschnittliche – Gender Pay Gap (GPG) wird nach der üblichen Notation des Statistischen Bundesamts als Differenz zwischen den durchschnittlichen Bruttostundenlöhnen von Männern und Frauen als Anteil des durchschnittlichen Bruttostundenlohns von Männern berechnet (vgl. Statistisches Bundesamt, 2020a).

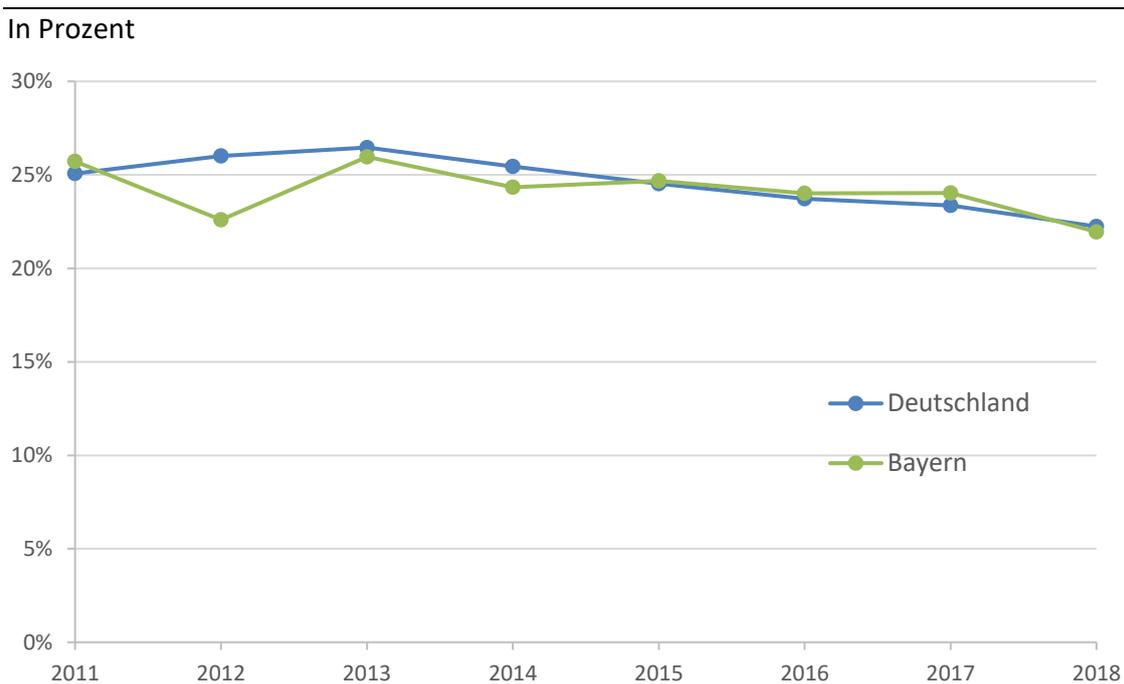
### 3.2 Der durchschnittliche Gender Pay Gap im Zeitverlauf

Das Wichtigste in Kürze:

- Die durchschnittliche Entgeltlücke zwischen Frauen und Männern ist in Bayern und in Deutschland seit 2011 leicht gesunken.
- Die Aussagekraft der durchschnittlichen (unbereinigten) Entgeltlücke ist begrenzt, da keine Aussagen über die Ursachen getroffen werden können.

Abbildung 3-1

Die durchschnittliche Entgeltlücke zwischen Frauen und Männern: Deutschland und Bayern im Zeitverlauf



Quellen: SOEP v35; eigene Berechnungen

Die Lohnungleichheit zwischen Frauen und Männern wird üblicherweise anhand der durchschnittlichen oder unbereinigten Entgeltlücke (Gender Pay Gap) gemessen. Abbildung 3-1 zeigt, dass der Gender Pay Gap aktuell (im Jahr 2018) in Bayern wie auch in Deutschland rund 22 Prozent beträgt. Er hat im Zeitverlauf in den letzten Jahren leicht abgenommen und unterscheidet sich nicht nennenswert zwischen Bayern und

Deutschland. Der vorliegende Befund spiegelt damit in etwa auch die Angaben des Statistischen Bundesamts zur Entgeltlücke wider, wenn auch die amtlichen Daten für Deutschland im Niveau etwas geringer ausfallen (vgl. Statistisches Bundesamt, 2020b).

Die Aussagekraft der unbereinigten Entgeltlücke zwischen Frauen und Männern ist jedoch begrenzt, wenn Schlussfolgerungen zur Benachteiligung von Frauen bei der Entlohnung gezogen werden sollen. Sie erlaubt keine Aussagen zur Entlohnung *bei gleicher oder gleichwertiger Arbeit*, da allein die Durchschnittsverdienste der Geschlechter miteinander verglichen werden und beispielsweise Erwerbsunterbrechungen sowie die ausgeübten Berufe und Branchen unberücksichtigt bleiben. Wenn etwa Frauen und Männer schwerpunktmäßig unterschiedliche Berufe und Branchen wählen, deren Entlohnung sich unterscheidet, und Frauen aufgrund von kindbedingten Erwerbspausen ihre Berufstätigkeit länger als Männer unterbrechen, wirken sich diese Ursachen auch auf ihre aktuelle Entlohnung sowie auf ihre Lohnentwicklung aus (im Fall von Erwerbspausen ist mit einem dämpfenden Effekt zu rechnen). Daher wird im Folgenden ein detaillierter Blick auf eine Reihe von Merkmalen geworfen, die für die Lohnhöhe relevant sind, und herausgearbeitet, inwieweit sich Frauen und Männer unterscheiden. In Abhängigkeit der verfügbaren Daten wird dabei auch ein besonderer Fokus auf den Freistaat Bayern gelegt. Im Anschluss wird dann anhand von statistischen Regressionsrechnungen ein präziserer Einblick in die Entlohnungsunterschiede von Frauen und Männern gegeben.

### 3.3 Erwerbsstrukturen

Das Wichtigste in Kürze:

- Das Bildungsprofil von Männern und Frauen ist relativ ähnlich. Allerdings weisen Männer einen etwas größeren Anteil von Hochqualifizierten auf. Dieser Unterschied ist in Bayern noch stärker ausgeprägt.
- Frauen arbeiten deutlich häufiger in Teilzeit und weisen daher eine geringere durchschnittliche Arbeitszeit pro Woche auf. Sie machen weniger Überstunden und ihre durchschnittliche Wunscharbeitszeit ist geringer als die von Männern – dies gilt auch dann, wenn keine Kinder unter 14 Jahren im Haushalt leben. Dieser Befund entspricht weitgehend auch dem Befund für Bayern.
- Die Unterschiede in der Berufserfahrung von Frauen und Männern sind wesentlich von dem Vorhandensein von Kindern abhängig. Die Berufserfahrung von Männern ist im Durchschnitt von langjähriger Vollzeitbeschäftigung geprägt, während Frauen gut 7,5 Jahre weniger Vollzeiterfahrung, aber rund 6 Jahre mehr Berufserfahrung in Teilzeit aufweisen. Die Unterschiede treten im Erwerbsverlauf insbesondere ab einem Alter von 30 bis 35 Jahren auf.
- Für Männer und Frauen im Alter von 50 bis unter 65 Jahren ist eine durchschnittliche Lücke in der Berufserfahrung in Vollzeittätigkeiten von rund 15 Jahren auszumachen, wenn sie Kinder haben. Ohne Kinder beträgt diese Differenz im Durchschnitt knapp drei Jahre.
- Männer sind in Großbetrieben (2000 und mehr Beschäftigte) prozentual stärker und in Kleinbetrieben weniger stark als Frauen vertreten.

- Die branchenbezogene Verteilung von Frauen und Männern steht zum Teil in einem engen Zusammenhang mit der Berufswahl, da viele Berufe sich auf bestimmte Branchen konzentrieren. Die geschlechterbezogene Verteilung über die Branchen folgt den bekannten Mustern: Männer sind im „Bergbau, Verarbeitenden Gewerbe und Bau“ überrepräsentiert, während Frauen insbesondere in den Bereichen „Erziehung/Unterricht, Gesundheits- und Sozialwesen, sonstige Dienstleistungen“ überrepräsentiert sind – allerdings auch deutlich stärker in der Branchengruppe „Handel, Gastgewerbe, Nachrichten, Verkehr“. Dies gilt zwar auch für Bayern, allerdings sind Frauen dort etwas stärker als im bundesdeutschen Durchschnitt im Produzierenden Gewerbe vertreten.
- Frauen und Männer setzen bei der Berufswahl unterschiedliche Schwerpunkte. Besonders große Unterschiede ergeben sich für die Gruppen der „Handwerks- und verwandten Berufen“ und „Bedienern von Anlagen und Maschinen sowie Montageberufe“ auf der einen Seite sowie „Bürokräfte und verwandte Berufe“ und „Dienstleistungsberufe und Verkäufer“ auf der anderen Seite.
- Frauen sind in Führungspositionen unterrepräsentiert. Nach den vorliegenden Daten des SOEP beträgt der Frauenanteil in hochqualifizierten Tätigkeiten sowie Leitungsfunktionen in Deutschland etwa 26 Prozent und rund 23 Prozent in Bayern (im Jahr 2018). Allerdings fällt auch der Frauenanteil an allen Beschäftigten in Deutschland nach den vorliegenden Abgrenzungen mit gut 41 Prozent und in Bayern mit 38 Prozent etwas geringer aus als in der amtlichen Statistik (rund 46 Prozent in Deutschland<sup>7</sup>).
- Die Verteilung von Frauen und Männern über Tätigkeiten nach ihren Qualifikationsanforderungen zeigt, dass Männer in Tätigkeiten überrepräsentiert sind, die einen Hochschulabschluss erfordern. Verglichen mit ihrem tatsächlichen Bildungsniveau sind Frauen im Durchschnitt etwas häufiger in Tätigkeiten vertreten, die geringere Bildungsabschlüsse erfordern.
- In Bayern wie auch in Ostdeutschland arbeitet der überwiegende Anteil der Beschäftigten in ländlichen Gebieten, während sich in Westdeutschland die Beschäftigung stärker auf städtische Räume fokussiert. Geschlechterunterschiede sind in diesen Regionen nur in geringem Umfang auszumachen.

### 3.3.1 Bildung

Grundsätzlich stellt der Bildungsabschluss eine wesentliche Einflussgröße für die Entlohnung dar. Je höher der Abschluss, umso besser sind die Verdienstchancen. Mit Blick auf die Ausbildungsabschlüsse sind abhängig beschäftigte Männer gegenüber Frauen in Deutschland und insbesondere in Bayern im Durchschnitt noch etwas besser ausgebildet, obwohl die Bildungsexpansion bei Frauen in den letzten Jahren etwas größer war als bei Männern<sup>8</sup>. Es ist zu erwarten, dass sich die Bildungsunterschiede zwischen den Geschlechtern im Zeitverlauf nivellieren und der Einfluss der Bildungsabschlüsse auf die Entgeltlücke abnimmt. So zeigen Boll und Leppin (2015) und Schmidt (2016) beispielsweise, dass das Bildungsniveau im Vergleich zu anderen Merkmalen nur einen relativ geringen Einfluss auf die Entgeltlücke ausübt.

---

<sup>7</sup> Stichtag: 31.12.2018, sozialversicherungspflichtig Beschäftigte, Beschäftigtenstatistik der Bundesagentur für Arbeit (2019).

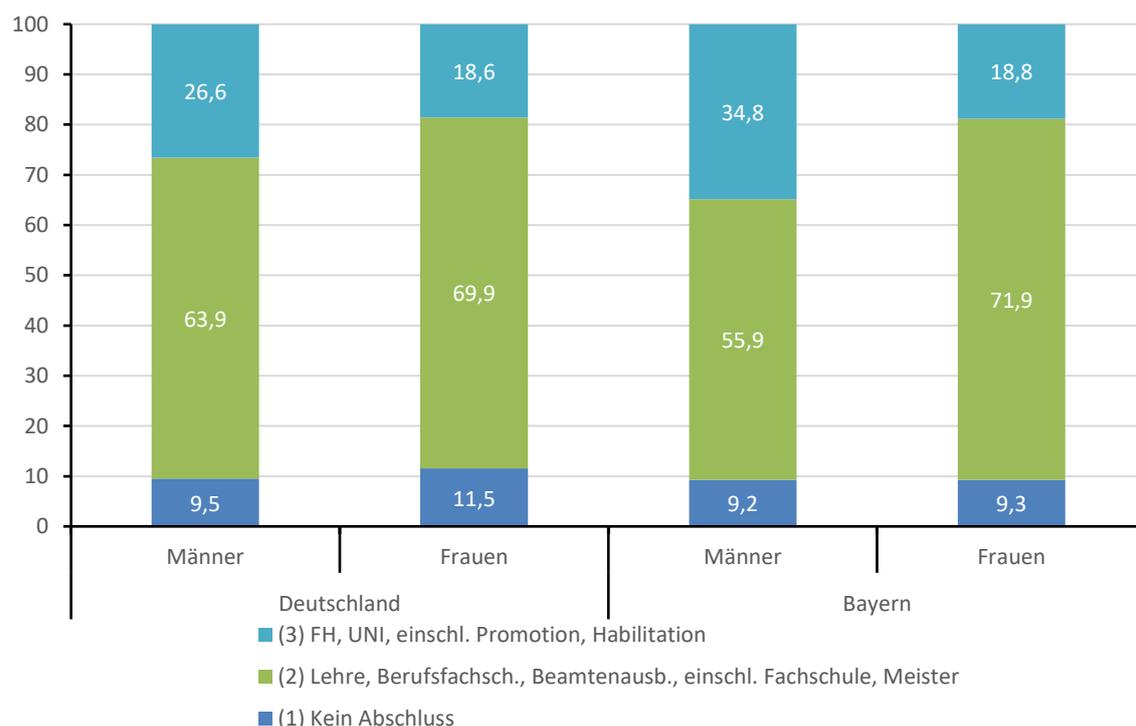
<sup>8</sup> Dies gilt beispielsweise für die Studienberechtigungen (Statistisches Bundesamt, 2020c).

Abbildung 3-2 illustriert, dass die Bildungsprofile von Frauen und Männern in Deutschland wie auch in Bayern noch voneinander abweichen und besonders der Anteil der höherqualifizierten Männer in Bayern mit knapp 35 Prozent rund 16 Prozentpunkte über dem Anteil der Frauen liegt. Für Deutschland liegt der Anteil der hochqualifizierten Männer ebenfalls höher als bei Frauen, allerdings deutlich unter dem entsprechenden Wert für Bayern. Auf Bundesebene ist die Abweichung daher geringer. Insofern könnten die Bildungsunterschiede in Bayern einen etwas höheren Stellenwert bei der Erklärung der Entgeltlücke einnehmen als in Deutschland. Das Bildungsprofil von Frauen in Bayern und Deutschland (im Durchschnitt) unterscheidet sich nur unwesentlich.

Abbildung 3-2

Bildungsstruktur von abhängig beschäftigten Frauen und Männern in Deutschland und Bayern

Jahr 2018



Quellen: SOEP v35; eigene Berechnungen

### 3.3.2 Erwerbsumfang von abhängig Beschäftigten

Abhängig beschäftigte Frauen weisen eine tatsächliche Arbeitszeit in Deutschland von im Durchschnitt knapp 34 Stunden pro Woche auf. Damit arbeiten sie knapp neun Stunden pro Woche kürzer als Männer (vgl. Tabelle 3-1). Ihre Arbeitszeit „stret“ allerdings stärker

als die von Männern, das heißt die Angaben bewegen sich in einer größeren Bandbreite. Die vereinbarte Arbeitszeit von Frauen liegt etwa sieben Stunden pro Woche unterhalb der Arbeitszeit von Männern. Demnach leisten Männer im Durchschnitt knapp zwei Überstunden mehr pro Woche als Frauen. Die Angaben spiegeln sich auch in der Teilzeitquote, die bei Frauen bei rund 46 Prozent liegt und damit deutlich über der von Männern. Die vereinbarten Arbeitszeiten entsprechen in etwa den Arbeitszeitwünschen, die bei Frauen mit im Durchschnitt 31,0 Stunden deutlich geringer als die von Männern ausfallen (37,4 Stunden).

Tabelle 3-1

## Erwerbsumfang von abhängig beschäftigten Frauen und Männern

Jahr 2018

	Männer		Frauen	
	Durchschnitt	Standardabweichung	Durchschnitt	Standardabweichung
<b>Deutschland</b>				
Tatsächliche Arbeitszeit (Std. pro Woche)	42,5	7,4	33,7	10,9
Vereinbarte Arbeitszeit (Std. pro Woche)	38,6	4,9	31,5	9,5
Differenz	3,9	–	2,2	–
Gewünschte Arbeitszeit (Std. pro Woche)	37,4	6,0	31,0	8,7
Anteil Teilzeitarbeit, einschließlich geringfügiger Beschäftigung (in Prozent)	5,2	–	45,8	–
<b>Bayern</b>				
Tatsächliche Arbeitszeit (Std. pro Woche)	42,9	6,8	32,8	11,5
Vereinbarte Arbeitszeit (Std. pro Woche)	38,9	3,6	30,8	9,8
Differenz	4,0	–	2,0	–
Gewünschte Arbeitszeit (Std. pro Woche)	37,5	5,5	30,2	9,5
Anteil Teilzeitarbeit, einschließlich geringfügiger Beschäftigung (in Prozent)	k.A.	–	47,5	–

Quellen: SOEP v35; eigene Berechnungen

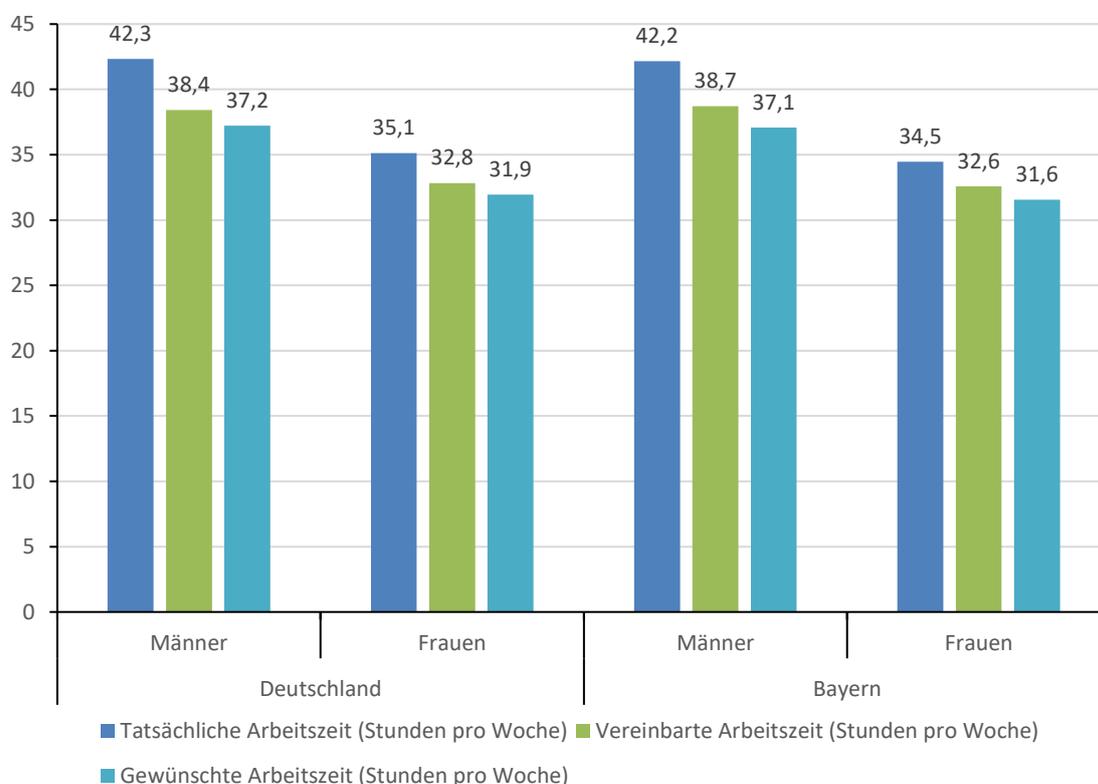
Für Bayern sind ähnliche Relationen wie für Deutschland zu beobachten. Während Männer in Bayern im Durchschnitt etwas höhere Arbeitszeiten aufweisen, liegen die Arbeitszeiten von Frauen geringfügig unter den Durchschnittswerten für Deutschland. In diesem Kontext wird häufig und kontrovers diskutiert, inwiefern eine Teilzeittätigkeit von Frauen als „Teilzeitfalle“ gelten kann, weil aufgrund fehlender Vollzeitarbeitsplätze unfreiwillig Teilzeit gearbeitet wird. Es existiert eine Reihe von Gründen, warum eine Teilzeitbeschäftigung ausgeübt wird. Dazu zählen eine Schulausbildung oder ein Studium, die Folgen von Unfällen

oder Krankheiten oder die Betreuung von Kindern oder pflegebedürftigen Angehörigen. Die amtlichen Daten zeigen, dass die Betreuung von Kindern sowie sonstige persönliche und familiäre Verpflichtungen von Frauen als Hauptgründe für die Ausübung einer Teilzeittätigkeit genannt werden (insgesamt etwa 46 Prozent), während ein unerfüllter Vollzeitwunsch von rund 9 Prozent der teilzeitbeschäftigten Frauen als Hauptgrund angegeben wird<sup>9</sup>.

Abbildung 3-3

Durchschnittlicher Erwerbsumfang von Frauen und Männern ohne Kinder unter 14 Jahre im Haushalt

Jahr 2018



Quellen: SOEP v35; eigene Berechnungen

Schäfer (2018) zeigt in diesem Kontext, dass der überwiegende Anteil von Teilzeitbeschäftigten mit Vollzeitwunsch mittelfristig diesen Wunsch auch erfüllen konnte (bezogen auf die Jahre 2013 bis 2016). Schäfer und Schmidt (2017) zeigen mit Daten für das Jahr 2015, dass Betreuungsverpflichtungen für Kinder oder die Pflege von Angehörigen einen erheblichen Einfluss auf die Arbeitszeitwünsche ausüben – insbesondere für die von Frauen.

<sup>9</sup> Eigene Berechnungen auf Basis von Daten des Statistischen Bundesamts (2019a).

So lagen die Arbeitszeitwünsche von Frauen bei rund 33 Stunden pro Woche, wenn keine Betreuungsverpflichtungen vorliegen, während die gewünschte Wochenarbeitszeit bei im Durchschnitt gut 27 Stunden lag, wenn Kinder oder pflegebedürftige Angehörige zu betreuen waren. Bei Männern betragen die entsprechenden (gewünschten) Arbeitszeiten 37,0 bzw. 37,5 Stunden pro Woche.

Allerdings kann auch ein Alterseffekt von Bedeutung sein. So fallen für Deutschland insbesondere die Arbeitszeitwünsche von Frauen im Alter von 50 bis unter 65 Jahren mit durchschnittlich 30,0 Stunden pro Woche deutlich geringer aus als die von Männern der gleichen Altersgruppe (36,9 Stunden pro Woche). Für Bayern betragen die zugehörigen Werte 28,4 Stunden (Frauen) und 37,1 Stunden (Männer). Hinzu kommt, dass für die Altersgruppe der 50- bis unter 65-jährigen (abhängig beschäftigten) Frauen in Deutschland auch ein unerfüllter Vollzeitwunsch offenbar nur eine untergeordnete Rolle für die Ausübung einer Teilzeittätigkeit spielt.

So zeigen amtliche Daten, dass rund 11 Prozent der teilzeitbeschäftigten Frauen in dieser Altersgruppe in Teilzeit tätig sind, weil eine Vollzeittätigkeit nicht zu finden ist, während rund 26 Prozent der Befragten angeben, aus sonstigen persönlichen oder familiären Verpflichtungen (einschließlich der Betreuung von pflegebedürftigen Angehörigen) in Teilzeit tätig zu sein. Der größte Anteil (rund 51 Prozent) entfällt auf „sonstige Gründe einschließlich ohne Angabe des Grundes“<sup>10</sup>. Darunter dürften auch diejenigen Beschäftigten zu finden sein, die eine Teilzeitbeschäftigung ausüben, weil sie zum eigenen gewünschten Lebensmodell passt<sup>11</sup>.

### 3.3.3 Erwerbserfahrung von abhängig Beschäftigten

Die Erwerbserfahrung bildet einen zentralen Einflussfaktor für die Höhe der Entlohnung. Eine längere Erwerbserfahrung impliziert ein höheres Niveau von beruflichem (Erfahrungswissen und Fertigkeiten sowie von im Arbeitsalltag ausgebauten sozialen Kompetenzen. Wenn demnach Frauen länger als Männer ihre Tätigkeit – beispielsweise wegen der Betreuung von Kindern – unterbrechen, kann dies ihre Lohnentwicklung dämpfen und zur Entstehung oder Vergrößerung der Entgeltlücke beitragen (vgl. etwa Boll, 2009).

Da Mütter häufig im Anschluss an eine Erwerbsunterbrechung in Teilzeit in den Beruf zurückkehren (vgl. Drahs et al., 2015), weisen sie im Durchschnitt auch eine längere Arbeitsmarkterfahrung in Teilzeittätigkeiten auf. So lassen sich deutliche Abweichungen zwischen Frauen und Männern in den vorliegenden Daten nachweisen (vgl. Tabelle 3-2).

---

<sup>10</sup> Eigene Berechnungen auf Basis von Daten des Statistischen Bundesamts (2019a). Im Übrigen entfallen auf diese Kategorie knapp 19 Prozent der Befragten in der Altersgruppe der 20- bis 25-jährigen teilzeitbeschäftigten Frauen.

<sup>11</sup> Zum Beispiel aufgrund eines eher traditionellen Rollenverständnisses, einer Beschäftigung in Altersteilzeit oder eines ehrenamtlichen Engagements (vgl. für Letzteres etwa Statistisches Bundesamt, 2019b).

Tabelle 3-2

## Erwerbserfahrung von Frauen und Männern

Jahr 2018, im Durchschnitt, in Jahren

	Männer		Frauen	
	Durchschnitt	Standardabweichung	Durchschnitt	Standardabweichung
<b>Deutschland</b>				
Arbeitsmarkterfahrung, Vollzeit	21,1	11,8	13,5	10,9
Arbeitsmarkterfahrung, Teilzeit	0,9	2,6	7,1	8,2
Arbeitsmarkterfahrung, Arbeitslosigkeit	0,6	1,7	0,8	2,1
<b>Bayern</b>				
Arbeitsmarkterfahrung, Vollzeit	21,2	11,6	13,9	10,9
Arbeitsmarkterfahrung, Teilzeit	0,7	1,8	7,6	9,0
Arbeitsmarkterfahrung, Arbeitslosigkeit	0,4	1,2	0,4	1,2

Quellen: SOEP v35; eigene Berechnungen

Um den Einfluss von Kindern und der damit zusammenhängenden Erwerbspausen aufzuzeigen, werden im Folgenden Beschäftigte im Alter von 50 bis unter 65 Jahren näher betrachtet und danach differenziert, ob sie Kinder haben (vgl. Tabelle 3-3)<sup>12</sup>. Es ist zu erkennen, dass Frauen mit Kindern im Alter von 50 bis unter 65 Jahren im Durchschnitt rund elf Jahre weniger Vollzeit-Berufserfahrung aufweisen als kinderlose Frauen der gleichen Altersgruppe. Die Berufserfahrung in Teilzeit fällt – spiegelbildlich – bei kinderlosen Frauen deutlich geringer aus. Dies kann zwar voraussichtlich überwiegend auf Teilzeitphasen während der Kinderbetreuung zurückzuführen sein, allerdings auch andere Gründe haben, beispielsweise die Betreuung von pflegebedürftigen Angehörigen, krankheitsbedingte Teilzeitphasen, Teilzeit während Fort- oder Weiterbildung, freiwillige Teilzeit, unerfüllte Vollzeitwünsche, Altersteilzeit. Dieser Befund spiegelt sich auch in den unterschiedlichen Rentenansprüchen von Frauen und Männern wider und dürfte den (weit) überwiegenden Anteil des sogenannten Gender Pension (Pay) Gaps erklären (vgl. etwa BMFSFJ, 2017; Kochskämper, 2020).

<sup>12</sup> Für diese Auswertung wurden Daten aus der SOEP-Biografie verwendet. Damit ist häufig eine Reduktion der Fallzahlen verbunden.

Tabelle 3-3

Erwerbserfahrung von Frauen und Männern mit/ohne Kinder

Jahr 2018, im Durchschnitt, in Jahren, Beschäftigte im Alter von 50 bis unter 65 Jahren

Deutschland	Männer			Frauen		
	Kinder nein	Kinder ja	Diffe- renz	Kinder nein	Kinder ja	Diffe- renz
Arbeitsmarkterfahrung, Vollzeit	31,3	32,1	0,9	28,5	17,2	-11,3
Arbeitsmarkterfahrung, Teilzeit	1,1	0,8	-0,4	4,2	11,7	7,4

Kinder: Kinder in der SOEP-Biografie vorhanden (ja/nein).

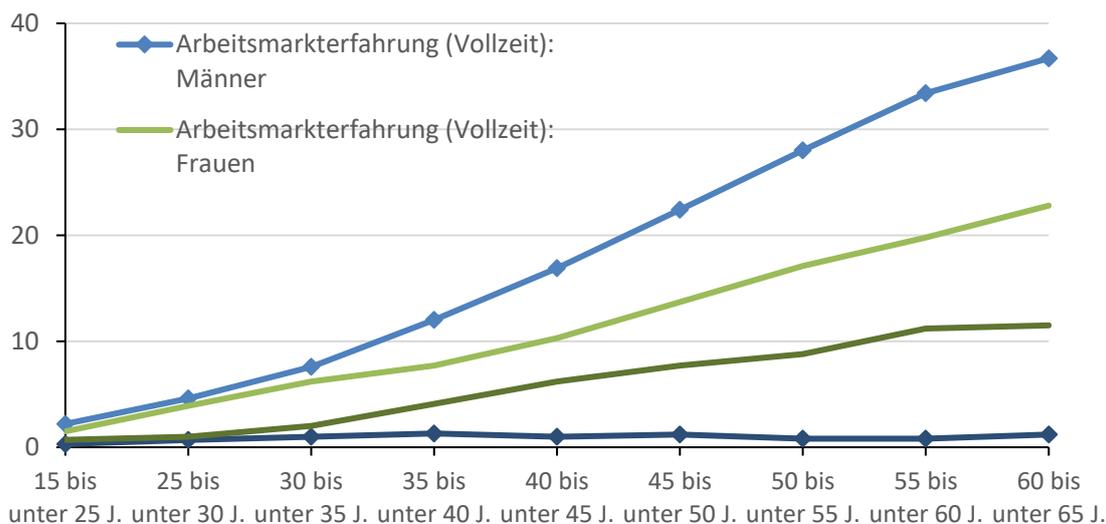
Quelle: SOEP v35; eigene Berechnungen

Die zwischen Frauen und Männern unterschiedlichen Erwerbsverläufe zeigen sich auch mit Blick auf Abbildung 3-4 für Deutschland sowie Abbildung 3-5 für Bayern. Während Männer im gesamten Erwerbsverlauf überwiegend in Vollzeit tätig sind, ändert sich der Erwerbsumfang bei Frauen vor allem in der sogenannten „Rush Hour“ des Lebens.

Abbildung 3-4

Erwerbserfahrung von Frauen und Männern – nach Altersgruppen

Jahr 2018, Durchschnittswerte, Deutschland



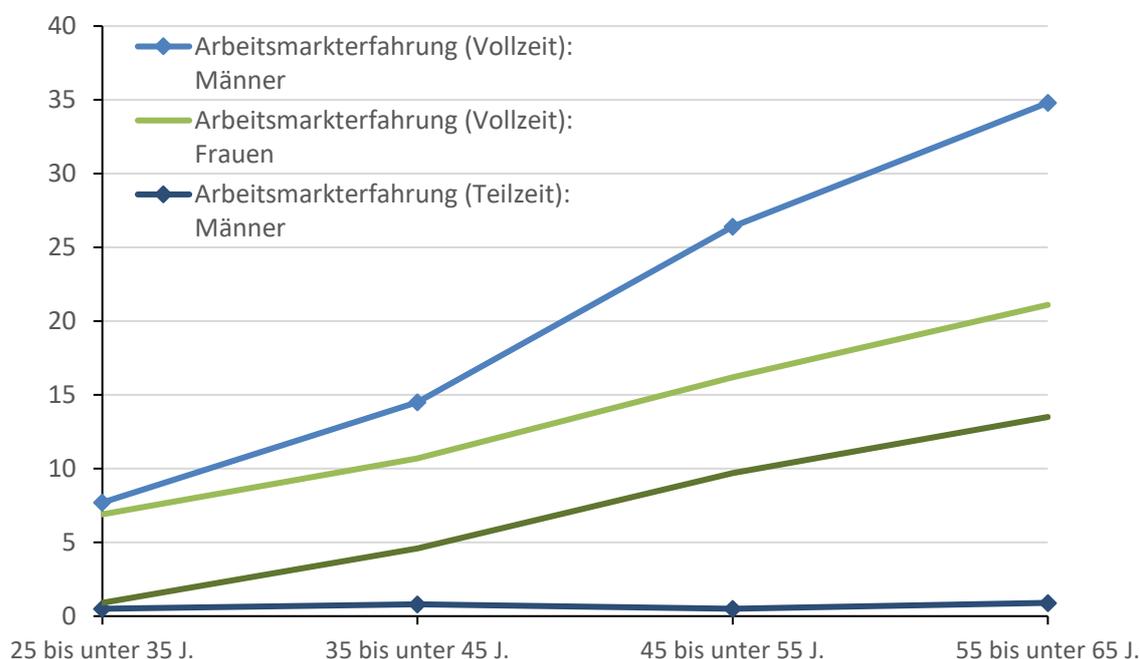
Arbeitsmarkterfahrung in Jahren.

Quellen: SOEP v35; eigene Berechnungen

Zudem ist zu erkennen, dass im Anschluss an diese Phase eine Vollzeitbeschäftigung seltener als bei Männern ausgeübt wird und eine Lücke in der Vollzeiterfahrung zwischen Frauen und Männern entsteht, die im Zeitverlauf zunimmt. Dies gilt auch für Bayern, allerdings wurden die Altersgruppen aufgrund geringerer Fallzahlen stärker aggregiert als für Deutschland.

Abbildung 3-5  
 Erwerbserfahrung von Frauen und Männern in Bayern – nach Altersgruppen

Jahr 2018, Durchschnittswerte, Bayern



Arbeitsmarkterfahrung in Jahren.

Quellen: SOEP v35; eigene Berechnungen

### 3.3.4 Unternehmensbezogene Merkmale

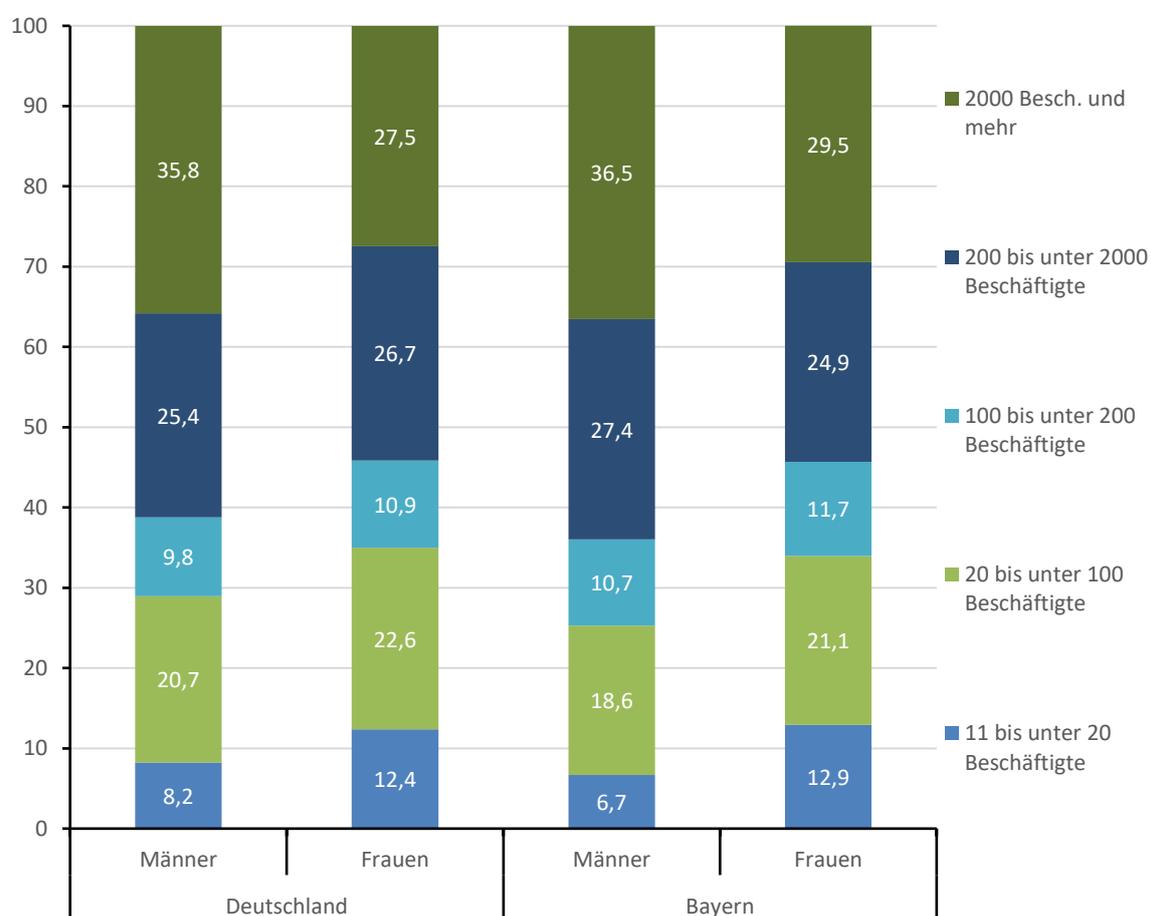
Im Allgemeinen bildet die Unternehmensgröße einen zentralen Einflussfaktor für die Entgeltlücke. Da in größeren Unternehmen grundsätzlich höhere Durchschnittslöhne gezahlt werden (vgl. Statistisches Bundesamt, 2020d), ist dies für den Gender Pay Gap relevant, wenn sich Frauen und Männer unterschiedlich über die Unternehmen entsprechend ihrer Größe verteilen. Wie Abbildung 3-6 zeigt, sind deutliche Unterschiede zwischen den Geschlechtern festzustellen – in Deutschland und in Bayern. Frauen sind anteilig in kleineren und mittelgroßen Unternehmen bis 2000 Beschäftigte überrepräsentiert (in Bayern bis 200 Beschäftigte), Männer hingegen deutlich stärker in Großunternehmen. Insofern ist zu vermuten, dass die Unternehmensgröße auch einen erkennbaren Beitrag zur Erklärung des

Gender Pay Gaps leisten kann (vgl. etwa Boll/Leppin, 2015; Schmidt, 2016). Dies könnte auch mit der Berufswahl in Verbindung stehen, da eine Reihe von Dienstleistungsberufen, wie beispielweise Verkäuferin/Verkäufer, (Zahn-)Medizinische Fachangestellte bzw. Fachangestellter, Friseurin/Friseur, Steuerfachangestellte/Steuerfachangestellter, die von Frauen relativ häufig gewählt werden, auch häufiger in kleineren Betrieben verortet sind.

Abbildung 3-6

Verteilung von Männern und Frauen nach Unternehmensgrößenklassen

Jahr 2018, Durchschnittswerte in Prozent



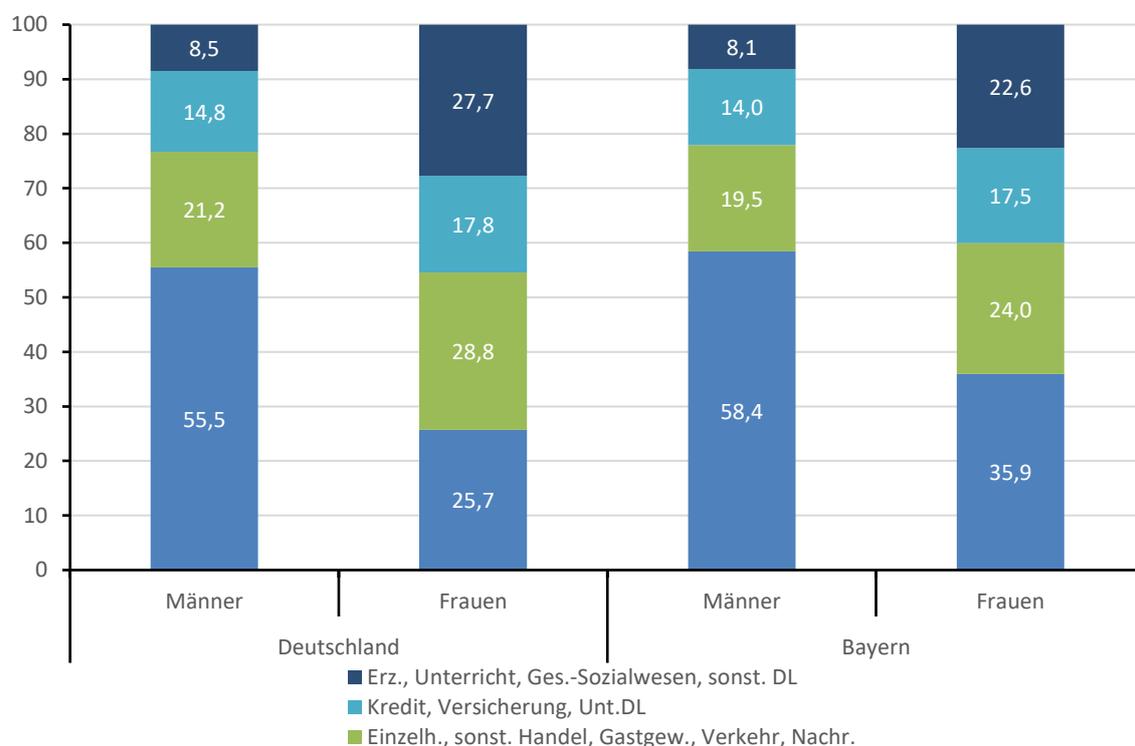
Quellen: SOEP v35; eigene Berechnungen

In diesem Kontext ist auch die Branchenverteilung von Frauen und Männern relevant. Diese steht ebenfalls in einer engen Verbindung zur Berufswahl, da viele Berufe vorrangig in bestimmten Branchen vorkommen. Insofern leitet sich die Wahl einer Branche zum Teil implizit aus der Berufswahl ab (vgl. dazu auch Tabelle 3-4).

Der Wirtschaftszweig hat einen erheblichen Einfluss auf die Lohnhöhe (vgl. Statistisches Bundesamt, 2017, 33). Wenn demnach beispielsweise Frauen besonders häufig im Dienstleistungssektor tätig sind, der zum Teil relativ geringe Löhne aufweist, und Männer überwiegend in der Industrie, die durch relativ hohe Durchschnittslöhne gekennzeichnet ist, kann dies auch auf die Lohnlücke einen (mit)entscheidenden Einfluss haben. Abbildung 3-7 zeigt, dass sich Frauen und Männer am Arbeitsmarkt unterschiedlich über die verschiedenen Branchen verteilen. Während Männer in industrienahen Wirtschaftszweigen überrepräsentiert sind, liegt der Schwerpunkt der Branchen bei Frauen im Dienstleistungsbereich. Dies gilt gleichermaßen für Deutschland wie auch für Bayern. Allerdings fällt auf, dass Frauen in Bayern mit knapp 36 Prozent – im Unterschied zu dem Befund für Deutschland (knapp 26 Prozent) – deutlich häufiger im Produzierenden Gewerbe tätig sind und etwas seltener im Bereich „Erziehung/Unterricht, Gesundheits- und Sozialwesen und sonstige Dienstleistungen“ sowie im Sektor „Handel, Gastgewerbe und Verkehr/Nachrichten“. Insofern ist für Deutschland ein (noch) größerer Einfluss der Branche auf den Gender Pay Gap zu erwarten als in Bayern.

Abbildung 3-7  
 Branchenverteilung von Männern und Frauen

Jahr 2018, Durchschnittswerte in Prozent



Aus Gründen der Vergleichbarkeit werden für Deutschland nur die Branchengruppen unterschieden, die sich aufgrund der Fallzahlen auch für Bayern differenzieren lassen. (Nur Privatwirtschaft, vgl. Abschnitt 3.1).

Quellen: SOEP v35; eigene Berechnungen

### 3.3.5 Sonstige berufsbezogene Merkmale

#### 3.3.5.1 Frauen in Führungspositionen

Neben den bereits analysierten Merkmalen sind noch weitere individuelle Merkmale im SOEP verfügbar, von denen ein Einfluss auf den Gender Pay Gap erwartet werden kann. Zum einen gehört dazu die vertikale Segregation beziehungsweise die Vertretung von Frauen in Führungspositionen. Je geringer der Anteil von Frauen in Führungspositionen ausfällt, umso größer fällt der durchschnittliche Verdienstabstand aus. Im Jahr 2018 betrug nach den Daten des SOEP der Frauenanteil in hochqualifizierten Tätigkeiten sowie Leitungsfunktionen in Deutschland rund 26 Prozent und in Bayern knapp 23 Prozent. Zur Einordnung dieser Daten ist aber auch zu berücksichtigen, inwieweit Frauen am Arbeitsmarkt teilhaben. Während demnach der Frauenanteil unter den Beschäftigten in Deutschland bei gut 41 Prozent (im Jahr 2018) liegt, betrug dieser in Bayern 38 Prozent (Eigene Berechnungen auf Basis des SOEP).

Die Gründe für die Unterrepräsentanz von Frauen in Führungspositionen sind vielfältig. Im Zentrum der Diskussion steht häufig die Frage, inwieweit eine Wahrnehmung von Führungspositionen im zeitlichen Konflikt mit der Betreuung von Kindern (oder pflegebedürftigen Angehörigen) steht. Entsprechende Forschungsergebnisse signalisieren beispielsweise, dass mit einer Führungsposition häufig höhere Arbeitszeiten verbunden (Schmidt, 2017b) und insbesondere Frauen in der Phase der Familienbildung häufig einem zeitlichen Zielkonflikt ausgesetzt sind (Hammermann et al., 2015). Insofern mag auch das aus der Wissenschaft und Forschung bekannte Phänomen der „Leaky Pipeline“ hier ein Beispiel sein: Während etwa die Hälfte aller Absolventen weiblich ist, beträgt der Frauenanteil unter dem hauptberuflich wissenschaftlichen und künstlerischen Personal 39 Prozent und unter den C4/W3-Professoren rund 19 Prozent (im Jahr 2016, Bundeszentrale für politische Bildung, 2018, 118). Die Bundeszentrale für politische Bildung (2018) weist auch darauf hin, dass zwischen der Ersteinschreibung und der Erstberufung zum Professor/zur Professorin etwa 20 Jahre vergehen und der Erwerb von akademischen Abschlüssen sehr zeitaufwendig ist. Insofern ist davon auszugehen, dass sich die Qualifikationsphase zur Erreichung akademischer Spitzenpositionen und der Zeitraum der Familiengründung überlagern. Die damit einhergehenden zeitlichen Zielkonflikte könnten daher – wie auch in der Privatwirtschaft – eine wesentliche Ursache für die Unterrepräsentanz von Frauen in Führungspositionen markieren und rücken damit auch die Betreuungssituation von (Klein-)Kindern in das Zentrum der Debatte um eine Erhöhung des Frauenanteils in Führungspositionen.

#### 3.3.5.2 Berufswahl

Im Übrigen stellt die Berufswahl eine wichtige Determinante des geschlechtsspezifischen Entgeltabstands dar. Abhängig von den persönlichen Präferenzen entscheidet bereits die Wahl des Ausbildungsberufs oder Studienfachs über die Verdienstchancen im späteren Erwerbsleben. Dabei können eine Reihe von Berufsmerkmalen von Bedeutung sein, wie etwa der Arbeitsinhalt, die Arbeitsbedingungen einschließlich der Vereinbarkeit von Familie und Beruf, der Lohn, die Aufstiegschancen. Trotz der Vielzahl von Studien gelten die

Ursachen der beruflichen Geschlechtertrennung am Arbeitsmarkt als nicht abschließend erforscht. Allerdings zeigt sich grundsätzlich das bekannte Muster, dass Frauen häufiger Dienstleistungsberufe und Männer häufiger technische Berufe wählen (vgl. Schmidt, 2020). Daraus leiten sich dann oft über eine (zum Teil) implizite Branchenwahl, die wiederum mit der Unternehmensgröße in Verbindung stehen kann, höhere oder geringere Verdienstchancen ab.

Tabelle 3-4 zeigt, dass Frauen und Männer bei der Berufswahl unterschiedliche Schwerpunkte setzen. Aufgrund zum Teil geringer Fallzahlen ist eine Auswertung nur für bestimmte Berufsgruppen möglich, die zudem für Bayern mit stärkeren datentechnischen Einschränkungen verbunden ist. Grundsätzlich lässt sich anhand der Daten ein grobes Differenzierungsmuster ausmachen, das sich zwischen Deutschland und Bayern nicht nennenswert unterscheidet.

Tabelle 3-4

## Verteilung von Männern und Frauen nach Berufsgruppen

Jahr 2018, Durchschnittswerte in Prozent(punkten)

	Deutschland			Bayern		
	Männer	Frauen	Differenz	Männer	Frauen	Differenz
Angehörige gesetzgebender Körperschaften, leitende Verwaltungsbedienstete und Führungskräfte	8,1	3,9	<b>4,2</b>	7,2	k.A.	k.A.
Akademische Berufe/Wissenschaftler	21,1	12,9	<b>8,3</b>	24,5	14,2	<b>10,3</b>
Techniker und gleichrangige nicht-technische Berufe	15,6	27,8	<b>-12,2</b>	14,2	26,1	<b>-12,0</b>
Bürokräfte und verwandte Berufe	8,4	15,5	<b>-7,0</b>	9,0	16,9	<b>-8,0</b>
Dienstleistungsberufe und Verkäufer	8,1	23,5	<b>-15,4</b>	7,9	20,8	<b>-12,9</b>
Handwerks- und verwandte Berufe	19,7	3,0	<b>16,6</b>	20,7	k.A.	k.A.
Bediener von Anlagen und Maschinen und Montageberufe	13,5	3,3	<b>10,2</b>	9,9	k.A.	k.A.
Hilfsarbeitskräfte	5,7	10,2	<b>-4,5</b>	6,6	10,7	<b>-4,1</b>

Grundlage: ISCO-08 (Internationale Standardklassifikation der Berufe in der Fassung des Jahres 2008), 1steller. Ohne Fach- und Hilfskräfte in der Land-/Forstwirtschaft und Fischerei und ohne Angehörige der regulären Streitkräfte. „k.A.“: Keine Antwort aufgrund geringer Fallzahlen.

Quellen: SOEP v35; eigene Berechnungen

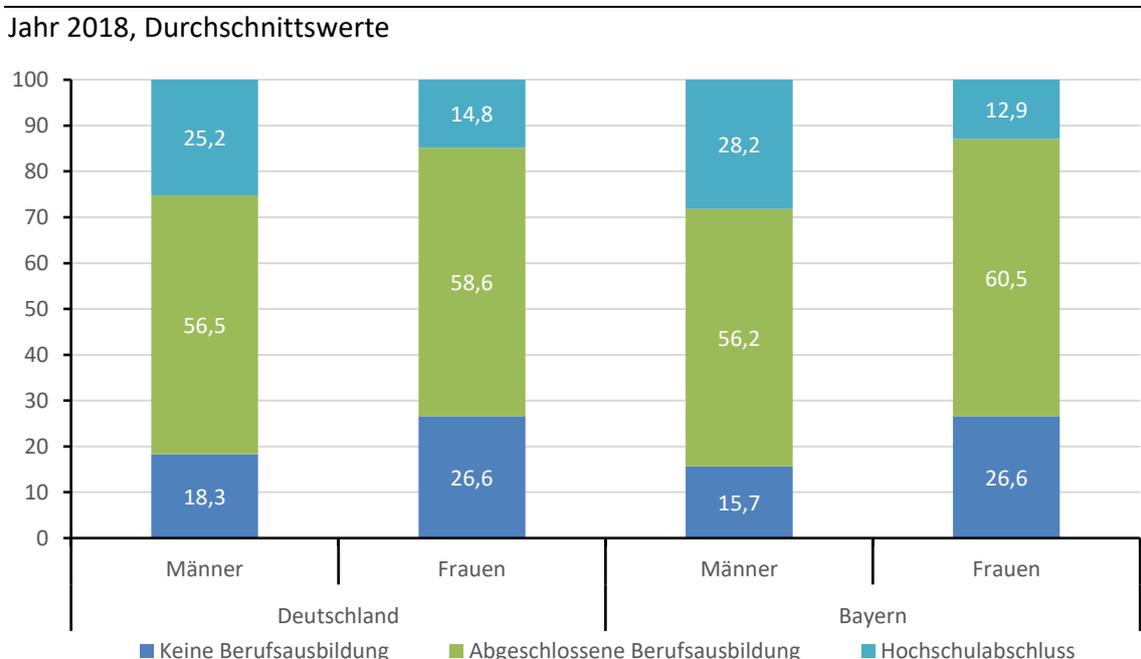
Die Gruppe „Techniker und gleichrangige nichttechnische Berufe“ ist sehr weit gefasst. Daher mag auf den ersten Blick der deutlich größere Anteil von Frauen in dieser Berufsgruppe überraschen. Allerdings lassen insbesondere die Daten zu „Handwerks- und verwandten Berufen“ und „Bedienern von Anlagen und Maschinen sowie Montageberufe“ auf der einen Seite sowie „Bürokräfte und verwandte Berufe“ und „Dienstleistungsberufe und Verkäufer“ auf der anderen Seite bereits deutliche berufsbezogene Unterschiede zwischen Frauen und Männern erkennen, die sich letztlich auch auf die Entlohnung auswirken dürften.

### 3.3.5.3 Qualifikationsanforderungen der aktuellen Tätigkeit

Neben dem Bildungsniveau eines Beschäftigten sind vor allem die Qualifikationsanforderungen wichtig, die für die aktuelle Tätigkeit vorausgesetzt werden. Damit wird ein zentrales Detail bei der Lohnfindung berücksichtigt. Bei einer Einstufung in Entgeltgruppen oder in Gehaltsbänder werden häufig Stellenbewertungen zugrunde gelegt, die sich am Tätigkeitsprofil der jeweiligen Stelle sowie – daraus abgeleitet – an den Mindestanforderungen orientieren, die an das Bildungsniveau und die beruflichen Kompetenzen und Erfahrungen eines Kandidaten gestellt werden. Damit werden die Spezifika einer Tätigkeit und die qualifikatorischen Mindeststandards in Einklang gebracht.

Abbildung 3-8

#### Erforderliche Ausbildung von Männern und Frauen



Quellen: SOEP v35; eigene Berechnungen

Vor diesem Hintergrund gibt Abbildung 3-8 Auskunft über die Verteilung von Männern und Frauen entsprechend der Qualifikationsanforderungen in ihrer Tätigkeit. Es ist zu erkennen, dass Männer häufiger Stellen mit höheren Qualifikationsanforderungen besetzen als Frauen. Während etwa ein Viertel der Männer auf beruflichen Positionen arbeiten, die einen Hochschulabschluss erfordern, beträgt dieser Anteil bei Frauen knapp 15 Prozent. Umgekehrt fällt der Anteil der weiblichen Beschäftigten deutlich höher aus, die in Tätigkeiten arbeiten, die keine Berufsausbildung erfordern. Diese Zusammenhänge gelten auch für Bayern und sind dort noch etwas stärker ausgeprägt.

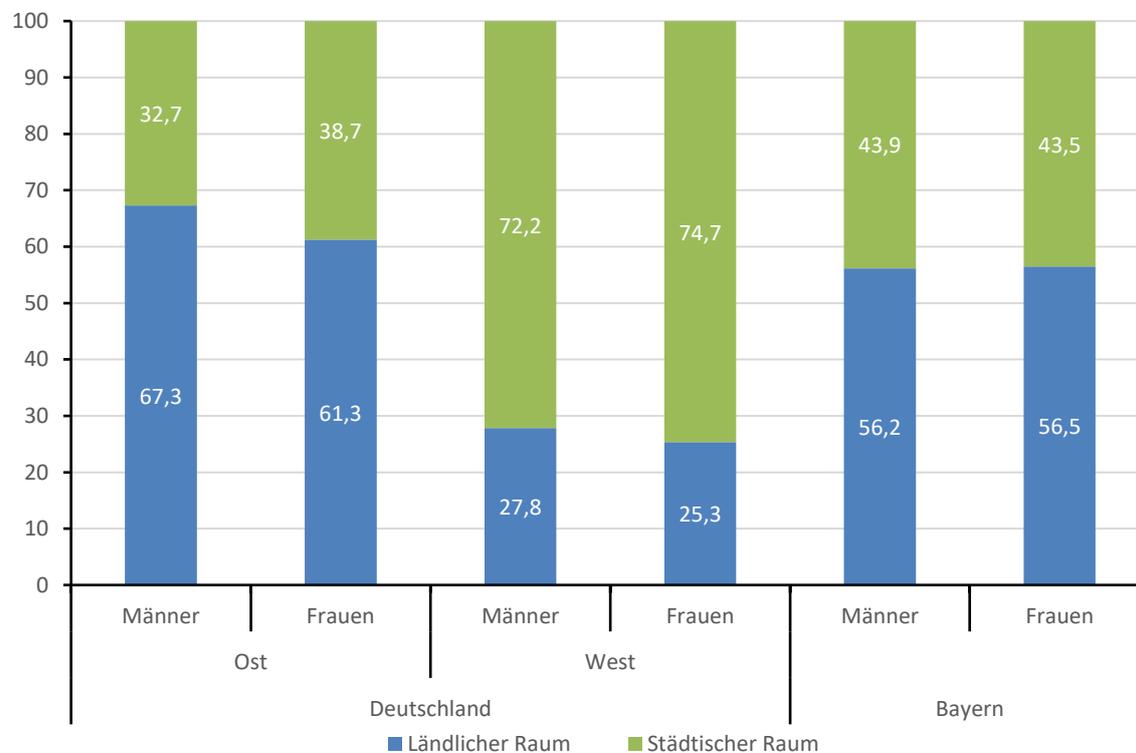
### 3.3.6 Regionale Verteilung

Die regionale Verteilung von Frauen und Männer (anhand des Wohnorts) kann ebenfalls relevant sein. So ist bekannt, dass beispielsweise die Entgeltlücke in vielen westdeutschen Regionen deutlich höher ausfällt als in Ostdeutschland (Fuchs, 2018). Hier dürften sich besonders die unterschiedlichen Wirtschaftsstrukturen und die damit verbundenen unterschiedlichen Berufswahlmöglichkeiten auswirken.

Abbildung 3-9

Verteilung von Frauen und Männern nach Regionen

Jahr 2018, Durchschnittswerte in Prozent



Quellen: SOEP v35; eigene Berechnungen

Hinzu kommen auch Unterschiede im Ausbau der Kinderbetreuungsinfrastruktur und der Arbeitsmarktposition von Frauen, das heißt in Ostdeutschland weisen Frauen eine im Durchschnitt höhere Wochenstundenanzahl auf als in Westdeutschland (Statistisches Bundesamt, 2019a)<sup>13</sup>. Daneben sind auch die regionalen Strukturen von Bedeutung, also inwiefern ein Arbeitsplatz primär in städtischen Zentren oder ländlichen Gebieten verortet ist (vgl. etwa Busch/Holst, 2008). Demnach unterscheiden sich insbesondere die Qualifikationsstrukturen von Frauen zwischen Großstädten und ländlichen Räumen. Vor diesem Hintergrund zeigt Abbildung 3-9, dass insbesondere in Ostdeutschland und Bayern der überwiegende Anteil der Beschäftigten in ländlichen Gebieten arbeitet, während sich in den westdeutschen Bundesländern die Beschäftigung allgemein stärker auf städtische Räume fokussiert. Obwohl keine nennenswerten Unterschiede bei der Aufteilung von Frauen und Männern auf städtische und ländliche Räume erkennbar sind, sollten aufgrund der unterschiedlichen regionalen Verdienstmöglichkeiten entsprechende Merkmale bei einer detaillierten Analyse der Entgeltlücke berücksichtigt werden (vgl. Abschnitt 3.4).

### 3.4 Bereinigte Entlohnungsunterschiede von Frauen und Männern

Das Wichtigste in Kürze:

- Da Schlussfolgerungen über die Entlohnungsunterschiede von Frauen und Männern auf Basis des unbereinigten Entgeltunterschieds (Gender Pay Gap) wenig aussagekräftig sind, werden statistische Berechnungen zum bereinigten Gender Pay Gap durchgeführt. Dadurch wird ein möglichst präziser Vergleich der Löhne von Frauen und Männern hergestellt, wenn andere lohnrelevante Kriterien als Ursachen der Entlohnungsunterschiede ausgeschlossen werden.
- Es verbleibt eine bereinigte Entgeltlücke in Höhe von rund 5,3 Prozent für Deutschland im Jahr 2018. Eine statistische Dekompositionsanalyse zeigt, dass Unterschiede in der Verteilung von Männern und Frauen über die Wirtschaftszweige (und damit auch die Berufswahl) sowie die Berufserfahrung und die damit einhergehenden kindbedingten Erwerbspausen die wesentlichen Ursachen für den Gender Pay Gap bilden.
- Die bereinigte Entgeltlücke fällt im Vergleich zum Jahr 2013 etwas höher aus. Dies ist aber auch darauf zurückzuführen, dass neue Merkmale in die Berechnung aufgenommen wurden und andere Merkmale hingegen nicht mehr zur Verfügung standen. Ferner könnte die Einführung des Mindestlohns im Jahr 2015 zur Erhöhung des bereinigten Entgeltabstands beigetragen haben.
- Die bereinigte Entgeltlücke kann nicht als Maß für die Benachteiligung von Frauen bei der Entlohnung interpretiert werden. Da im Allgemeinen nicht sämtliche Merkmale, die die Höhe des Lohns eines Beschäftigten determinieren, für eine Analyse zur Verfügung stehen (der sogenannte omitted variable bias) und die verwendeten Kriterien zum Teil nur unscharf die im Einzelfall zu berücksichtigenden Merkmale erfassen können (wie zum Beispiel im Rahmen einer Arbeitsbewertung), kann der Prozess der Lohnfindung nur näherungsweise abgebildet werden.

---

<sup>13</sup> Bezogen auf alle Erwerbstätigen im Jahr 2018.

- Zudem kann die Interaktion von geschlechterbezogenen Verhaltensunterschieden, dem Ablauf von Gehaltsverhandlungen und individuellen Präferenzen oder Prioritäten der Beschäftigten nicht im Detail abgebildet werden.

### 3.4.1 Vorbemerkungen

Im Folgenden wird zunächst mithilfe einer multivariaten Regressionsrechnung (Kleinste-Quadrate Schätzung) untersucht, wie groß der bereinigte Entgeltunterschied zwischen Frauen und Männern ausfällt, wenn möglichst viele lohnrelevante Charakteristika in die Berechnung einfließen. Dahinter steht die Idee herauszufinden, welchen (quantitativen) Einfluss das Geschlecht unter sonst gleichen Bedingungen auf die Entlohnung ausübt, wenn andere lohnbestimmende Merkmale als Ursachen für Entlohnungsdifferenzen ausgeschlossen werden. Der bereinigte Lohnabstand kann daher als die verbleibende Entgeltlücke interpretiert werden, wenn die Löhne von Frauen und Männern miteinander verglichen werden, die sich hinsichtlich der (weiteren) berücksichtigten Merkmale, wie etwa Erwerbserfahrung, Beruf, Branche etc., gerade nicht unterscheiden würden. Allerdings kann auch der bereinigte Entgeltabstand nicht als Maß für die Benachteiligung von Frauen herangezogen werden, wie in Abschnitt 3.4.3 im Detail erläutert wird.

Im Anschluss wird eine sogenannte Oaxaca-Blinder Dekompositionsanalyse durchgeführt (Blinder, 1973; Oaxaca, 1973). Dieses Verfahren gibt nicht nur Auskunft über die Höhe des durchschnittlichen Lohndifferenzials und der bereinigten Entgeltlücke, sondern deckt die Erklärungsanteile einzelner Einflussfaktoren auf. Es lässt sich ablesen, welcher Erklärungsbeitrag jeweils von den im Modell berücksichtigten Merkmalen ausgeht (vgl. dazu auch Boll/Leppin, 2015 oder Schmidt, 2016).

### 3.4.2 Empirische Ergebnisse

#### 3.4.2.1 Deutschland

Für Deutschland finden sich in Tabelle 3-5 die Ergebnisse der Basis-Schätzung zur Erklärung des Bruttostundenlohns. Wie zu erkennen ist, lassen sich im Wesentlichen die vermuteten Effekte der berücksichtigten Merkmale nachweisen. Mit zunehmendem Alter, einer umso längeren Berufserfahrung (Vollzeit), einer umso längeren Betriebszugehörigkeitsdauer und einer umso höheren (erforderlichen) Qualifikation nimmt *ceteris paribus* auch die Entlohnung zu. Schrenker und Zucco (2020) zeigen anhand einer deskriptiven Auswertung auf Basis einer gepoolten Stichprobe der Jahre 2014 bis 2017, dass bei einem Vergleich der Bruttostundenlöhne von Männern und in Vollzeit arbeitenden Frauen ohne Kinder keine nennenswerten Lohnunterschiede im Erwerbsverlauf vorliegen. Die Koeffizienten zum Merkmal Führungspositionen weisen ergänzend dazu auf den zentralen Zusammenhang von Entlohnung und Führungsverantwortung hin und dokumentieren (im Vergleich mit den übrigen Koeffizienten) den betragsmäßig größten Effekt für die Entlohnung. Die OLS-

Schätzung bestätigt auch die erwarteten Zusammenhänge zwischen Entlohnungshöhe und dem Wohnort, der Berufswahl, der Betriebsgröße und der Branchenzugehörigkeit.

Der Koeffizient von  $-0,053$  signalisiert, dass der Lohn von Frauen rund 5,3 Prozent hinter dem Lohn von Männern zurückbleibt, wenn diese relativ ähnliche Merkmale aufweisen. Dieser „unerklärte Rest“ fällt etwas höher aus als in einer vergleichbaren Berechnung für das Jahr 2013 (vgl. Schmidt, 2016)<sup>14</sup> und etwas niedriger als der zuletzt vom Statistischen Bundesamt für das Jahr 2018 bekanntgegebene Wert von 6 Prozent (vgl. Statistisches Bundesamt 2020a). Grundsätzlich ist davon auszugehen, dass infolge der Einführung des Mindestlohns im Jahr 2015 zwar die durchschnittliche Lohnlücke tendenziell sinkt, allerdings gegebenenfalls eine (geringfügige) Zunahme der bereinigten Entgeltlücke – deren Ausmaß von den Annahmen über mögliche Beschäftigungseffekte und der Lohnelastizität abhängt – erwartet werden kann (vgl. Boll et al., 2017).

Ferner hat sich der Arbeitsmarkt in den letzten Jahren bis zum Jahr 2018 relativ dynamisch entwickelt. Da der unerklärte Anteil der Entgeltlücke offenbar in höheren Lohnbereichen größer ausfällt (vgl. Boll/Leppin, 2015), ist davon auszugehen, dass ein unterschiedliches Verhalten von Frauen und Männern in Gehaltsverhandlungen eine größere Bedeutung aufweisen könnte – beispielsweise im sogenannten AT-Bereich. Die günstige Arbeitsmarktlage impliziert eine bessere Verhandlungsposition der Beschäftigten gegenüber dem Arbeitgeber, die von Personen mit einem offensiveren Verhandlungsstil dann auch in höhere Lohnsteigerungen umgesetzt werden kann. Zudem steigt in einem von Fachkräfteengpässen geprägten Umfeld die Wahrscheinlichkeit, dass Arbeitgeber durch implizite Wechselprämien Beschäftigten zu einem Wechsel motivieren<sup>15</sup>.

Wenn sich Männer und Frauen in ihrem Verhalten in Verhandlungen unterscheiden, was zum Beispiel auf unterschiedliche Präferenzen und Risikoeinstellungen zurückzuführen wäre, könnte dies auch zur Erklärung des bereinigten Gender Pay Gaps beitragen. Entsprechende Hinweise finden sich in Niederle und Vesterlund (2007), Möllerström und Wrohlich (2017), Ruppert und Voigt (2009), Wüst und Burkhart (2012), Babcock et al. (2006) und Sæve-Söderbergh (2005). Hier könnten ebenfalls unterschiedliche Erwartungen von Frauen und Männern hinsichtlich ihrer Einstiegsgehälter bzw. ihrer Lohnentwicklung eine Rolle spielen: So zeigen Kiessling et al. (2019), dass bereits vor Eintritt in den Arbeitsmarkt geschlechtsspezifische Unterschiede in den erwarteten Einstiegsgehältern vorliegen, die sich im Rahmen einer multivariaten Analyse nicht vollständig erklären lassen. Breuning et al. (2020) verweisen beispielsweise auf geringere erwartete Lohnsteigerungen von Frauen gegenüber Männern – insbesondere für Frauen mit Hochschulausbildung.

---

<sup>14</sup> Bei diesem Vergleich ist auch zu beachten, dass teilweise andere Variablen verfügbar bzw. nicht mehr verfügbar sind – zum Beispiel ist der Arbeitsort als Merkmal nur im Rahmen der Regionalstichprobe des SOEP und die berufliche Autonomie als ergänzendes Merkmal zur Beschreibung der Tätigkeit nicht mehr verfügbar. Im Übrigen wurden beispielsweise auch Angaben zur Tarifbindung, die zuvor nicht vorlagen, und Angaben zu verschiedenen Zulagen berücksichtigt, die im Jahr 2013 nicht zur Verfügung standen.

<sup>15</sup> Diese implizite Wechselprämie ist an dem mit dem Arbeitgeberwechsel verbundenen Lohnanstieg abzulesen.

Tabelle 3-5

## Basis-Schätzung zur Erklärung des Bruttostundenlohns

Jahr 2018, Kleinste-Quadrate Schätzung

Abh. Variable: Logarithmierter Bruttostundenlohn	Koeffi- zient	Standard- fehler
Arbeitsmarkterfahrung, Vollzeit (Jahre)	0,003**	(0,001)
Arbeitsmarkterfahrung, Teilzeit (Jahre)	-0,002	(0,002)
Arbeitsmarkterfahrung, Arbeitslosigkeit (Jahre)	-0,015**	(0,003)
Betriebszugehörigkeitsdauer (Jahre)	0,006**	(0,001)
<i>Bildungsabschluss (Ref. Kein Abschluss)</i>		
Lehre/Berufsfachschule/Beamtenausbildung	0,069**	(0,027)
Fachschule, Meister	0,133**	(0,037)
Fachhochschule	0,151**	(0,039)
Universität	0,134**	(0,035)
<i>Erforderliche Ausbildung (Ref. Keine Berufsausbildung)</i>		
Abgeschlossene Berufsausbildung	0,074**	(0,022)
Hochschulabschluss	0,203**	(0,032)
Teilzeit- oder geringfügig beschäftigt (ja)	-0,033	(0,023)
Westdeutschland (ja)	0,170**	(0,015)
Städtischer Raum (ja)	0,035**	(0,014)
Tarifliche Bindung im Arbeitsverdienst (ja)	0,052**	(0,014)
<i>Berufsgruppen (Ref. Angestellte der gesetzgebenden. Körperschaft, etc.)</i>		
Akademische Berufe/Wissenschaftler	-0,044	(0,032)
Techniker und gleichrangige nichttechnische Berufe	-0,122**	(0,031)
Bürokräfte und verwandte Berufe	-0,203**	(0,037)
Dienstleistungsberufe und Verkäufer	-0,321**	(0,035)
Handwerks- und verwandte Berufe	-0,238**	(0,035)
Bediener von Anlagen und Maschinen und Montageberufe	-0,277**	(0,038)
Hilfsarbeitskräfte	-0,345**	(0,043)
<i>Führungspositionen (Ref. Keine Führungsposition)</i>		
Angestellte mit hochqualifizierter Tätigkeit, Leitungsfunktion	0,184**	(0,019)
Angestellte mit umfassenden Führungsaufgaben	0,411**	(0,064)
<i>Unternehmensgröße (Ref. Unternehmen mit 11 bis unter 20 Beschäftigten)</i>		
Unternehmen mit 20 bis unter 100 Beschäftigten	0,020	(0,022)
Unternehmen mit 100 bis unter 200 Beschäftigten	0,035	(0,029)
Unternehmen mit 200 bis unter 2000 Beschäftigten	0,086**	(0,022)
Unternehmen mit 2000 und mehr Beschäftigten	0,170**	(0,024)

## Ursachenanalyse für Deutschland und Bayern

<i>Branche (Ref. Bergbau, verarbeitendes Gewerbe, ohne M+E)</i>	
Bau	-0,019 (0,030)
Einzelhandel	-0,112** (0,030)
Sonstiger Handel	-0,002 (0,035)
Gastgewerbe	-0,245** (0,042)
Verkehr, Nachrichtenübermittlung	-0,084** (0,034)
Kredit, Versicherungsgewerbe	0,120** (0,036)
Unternehmensdienstleistungen	-0,034 (0,028)
Erziehung und Unterricht	-0,127** (0,047)
Gesundheits-, Sozialwesen	-0,124** (0,029)
Sonstige Dienstleistungen	-0,166** (0,045)
Metall- und Elektroindustrie	0,051** (0,022)
Überstundenzuschläge im letzten Monat (ja)	0,000 (0,026)
Erschwerniszulagen im letzten Monat (ja)	0,166** (0,036)
Schicht-/Spät-/Wochenendzuschläge im letzten Monat (ja)	0,043** (0,020)
Funktionszulagen oder persönliche Zulagen im letzten Monat (ja)	0,053* (0,031)
Ausbezahlte Überstunden im letzten Monat (ja)	-0,028 (0,022)
<i>Altersgruppe (Ref. 15 bis unter 30 Jahre)</i>	
30 bis unter 50 Jahre	0,099** (0,026)
50 bis unter 65 Jahre	0,080** (0,037)
<i>Migrationshintergrund (Ref. Kein Migrationshintergrund)</i>	
Direkter Migrationshintergrund	-0,022 (0,023)
Indirekter Migrationshintergrund	0,060** (0,024)
Frau (ja)	-0,053** (0,016)
Konstante	2,402** (0,058)
Adj. R <sup>2</sup>	0,607
Beobachtungen	4.859

\*/\*\* signalisieren statistische Signifikanz auf dem 5 Prozent- / 1 Prozent-Niveau.

Nur Privatwirtschaft (vgl. zur Datenselektion Abschnitt 2). Rundungsdifferenzen möglich.

Quellen: SOEP v35; eigene Berechnungen

Im Anschluss zeigt Tabelle 3-6 die Ergebnisse einer Blinder-Oaxaca-Dekompositionsanalyse in komprimierter Form. Das Ziel der Zerlegung ist es, den quantitativen Erklärungsanteil einzelner Merkmalsgruppen für den Gender Pay Gap aufzuzeigen. Wie zu erkennen ist, sind die Branche sowie die damit in Zusammenhang stehende Berufswahl und die Erwerbserfahrung (Merkmalsgruppe) die beiden Einflussfaktoren mit den größten Erklärungsbeiträgen. Würden sich demnach beispielsweise Frauen und Männer gleich über alle Branchen verteilen, würde der Lohnabstand um rund 18 Prozent geringer ausfallen. Aufgrund der teilweise abweichenden Modellspezifikation zu der Studie von Schmidt (2016) lassen sich die Ergebnisse nicht vollständig vergleichen. Allerdings lässt sich festhalten, dass etwa der Einfluss von Beruf und Branche sowie Führungspositionen (in Prozent)

deutlich zugenommen haben. Zudem ist der Effekt der Erwerbserfahrung etwas zurückgegangen, das heißt die Unterschiede in der Berufserfahrung von Frauen und Männern haben sich etwas weniger stark auf den Gender Pay Gap ausgewirkt.

Tabelle 3-6:

## Blinder-Oaxaca Zerlegung des geschlechtsspezifischen Lohndifferenzials

Jahr 2018, pooled-Modell, Deutschland, komprimierte Darstellung

	Koeffizient	entspricht $e^\beta$
Männer	2,977	19,629
Frauen	2,717	15,135
Differenz	0,260	1,297
Erklärter Anteil	0,207	
Unerklärter Anteil	0,053	
Beobachtungen	4.859	
Differenz	0,260	100,0%
<b><u>Erklärter Anteil (Merkmale-bzw. Merkmalsgruppen)</u></b>	0,207	79,6%
Personenbezogene Merkmale	0,010	3,8%
Erwerbsumfang	0,013	5,0%
Erwerbserfahrung	0,044	16,9%
Tätigkeitsbezogene Merkmale	0,026	10,0%
Führungsposition	0,031	11,9%
Beruf	0,021	8,1%
Unternehmensgröße	0,012	4,6%
Branche	0,047	18,1%
Regionale Merkmale	0,002	0,8%
<b><u>Unerklärter Anteil</u></b>	0,053	20,4%

Nur Privatwirtschaft (vgl. zur Datenselektion Abschnitt 3.1). Ohne Angabe der statistischen Signifikanz und der Regressionskonstanten. Aufgrund der höheren Datenanforderungen gegenüber dem OLS-Modell werden bei einzelnen Variablenausprägungen zum Teil geringere Fallzahlen akzeptiert, da die Vergleichbarkeit bzw. Anschlussfähigkeit der Ergebnisse mit dem OLS-Modell im Vordergrund stehen. Rundungsdifferenzen möglich. Merkmalsgruppen: Personenbezogene Merkmale (Migrationshintergrund, Altersgruppen, Bildungsabschluss), Erwerbserfahrung (Arbeitsmarkterfahrung in Vollzeit, Teilzeit und Arbeitslosigkeit, Betriebszugehörigkeitsdauer), Erwerbsumfang (teilzeit- oder geringfügige Beschäftigung), tätigkeitsbezogene Merkmale (erforderliche Ausbildung, tarifliche Bindung im Arbeitsverdienst, Zuschläge/Zulagen, ausbezahlte Überstunden), Führungsposition, Beruf (Berufsgruppen), Unternehmensgröße (Unternehmensgrößenklassen), Branche, Regionale Merkmale (Westdeutschland, städtischer Raum). Grundsätzlich hat die Wahl der Referenzkategorie bei kategorialen Variablen im Rahmen der Zerlegung einen Einfluss auf die berechneten Effekte (Identifikationsproblem). Um dies zu vermeiden, werden durch eine Normalisierung der kategorialen Variablen die einzelnen Effekte als Abweichungen vom variablen-spezifischen Mittelwert ausgedrückt. Die Ergebnisse sind damit unabhängig von der Wahl der Referenzkategorie (vgl. Gardeazabal/Ugidos, 2004; Yun, 2005 und Oaxaca/Ransom, 1999).

Quellen: SOEP v35; eigene Berechnungen

### 3.4.2.2 Bayern

Da der Datenumfang im SOEP für den Freistaat Bayern nicht ausreicht, um identisch spezifizierte Berechnungen durchzuführen, sind einige Modellanpassungen erforderlich. Einzelne Variablen können aufgrund der Fallzahlen gar nicht oder nur auf einem höheren Aggregationsniveau in der Auswertung berücksichtigt werden. Dadurch sinkt im Allgemeinen die Güte der Modellanpassung und die bereinigte Entgeltlücke fällt größer aus. Daher wird im Folgenden auf eine detaillierte Zerlegung für Bayern verzichtet. Um dennoch die Ergebnisse für Bayern mit Deutschland vergleichen zu können, wird das Schätzergebnis für Bayern mit einem identisch spezifizierten Modell für Deutschland verglichen. Wie Tabelle 3-7 zeigt, ergibt sich mit 7,3 Prozent eine etwas höhere bereinigte Entgeltlücke als in Tabelle 3-5. Der bereinigte Entgeltunterschied in Bayern ist kleiner als für Deutschland insgesamt (7,7 Prozent in einem identisch spezifizierten Modell).

Es liegt die Vermutung nahe, dass bei geeigneten datentechnischen Voraussetzungen und Anwendbarkeit eines umfangreicheren Variablensets für Bayern auch eine etwas geringere bereinigte Entgeltlücke wie für Deutschland verbleiben dürfte (vgl. Tabelle 3-5). Dies steht im Einklang mit amtlich Daten (für das Jahr 2014), die eine etwas bereinigte Entgeltlücke für Bayern als für Deutschland (insgesamt) ausweisen (vgl. Statistisches Bundesamt, 2018)

Tabelle 3-7

#### Schätzung zur Erklärung des Bruttostundenlohns für Bayern

Jahr 2018, Kleinste-Quadrate Schätzung

Abh. Variable: Logarithmierter Bruttostundenlohn	Bayern		Deutschland	
	Koeffizient	Standard fehler	Koeffizient	Standard fehler
Arbeitsmarkterfahrung, Vollzeit (Jahre)	0,004	(0,003)	0,002*	(0,001)
Arbeitsmarkterfahrung, Teilzeit (Jahre)	-0,000	(0,004)	-0,002	(0,002)
Arbeitsmarkterfahrung, Arbeitslosigkeit (Jahre)	-0,052**	(0,013)	-0,022**	(0,004)
Betriebszugehörigkeitsdauer (Jahre)	0,004**	(0,002)	0,006**	(0,001)
<i>Bildungsabschluss (Ref. Kein Abschluss)</i>				
Lehre/Berufsfachschule/Beamtenausbildung	0,112**	(0,053)	0,056**	(0,027)
Fachschule, Meister	0,223**	(0,077)	0,110**	(0,038)
Fachhochschule	0,223**	(0,067)	0,140**	(0,039)
Universität	0,179**	(0,065)	0,124**	(0,035)
<i>Erforderliche Ausbildung (Ref. Keine Berufsausbildung)</i>				
Abgeschlossene Berufsausbildung	0,094*	(0,050)	0,075**	(0,022)
Hochschulabschluss	0,248**	(0,069)	0,199**	(0,033)
Teilzeit- oder geringfügig beschäftigt (ja)	-0,061	(0,060)	-0,028	(0,023)
Städtischer Raum (ja)	0,115**	(0,033)	0,073**	(0,014)
Tarifliche Bindung im Arbeitsverdienst (ja)	0,053*	(0,030)	0,064**	(0,015)

<i>Berufsgruppen (Ref. Angestellte der gesetzgebenden Körperschaft, etc.)</i>				
Akademische Berufe/Wissenschaftler	-0,170**	(0,071)	-0,076**	(0,033)
Techniker und gleichrang. nichttechn. Berufe	-0,151**	(0,065)	-0,143**	(0,032)
Bürokräfte und verwandte Berufe	-0,209**	(0,072)	-0,193**	(0,037)
Dienstleistungsberufe und Verkäufer	-0,352**	(0,076)	-0,356**	(0,037)
Handwerks- und verwandte Berufe	-0,202**	(0,075)	-0,273**	(0,036)
Bediener von Anlagen /Maschinen; Montageberufe	-0,273**	(0,085)	-0,293**	(0,039)
Hilfsarbeitskräfte	-0,279**	(0,090)	-0,388**	(0,044)
Führungspositionen (Ref. Keine Führungsposition) <sup>1)</sup>	0,185**	(0,041)	0,199**	(0,020)
<i>Unternehmensgröße (Ref. Unternehmen mit 11 bis unter 20 Beschäftigten)</i>				
Unternehmen mit 20 bis unter 100 Beschäftigten	0,051	(0,045)	0,024	(0,022)
Unternehmen mit 100 bis unter 200 Beschäftigten	0,066	(0,054)	0,036	(0,030)
Unternehmen mit 200 bis unter 2000 Beschäftigten	0,107**	(0,048)	0,091**	(0,022)
Unternehmen mit 2000 und mehr Beschäftigten	0,245**	(0,054)	0,187**	(0,024)
<i>Branche (Ref. Bergbau, verarbeitendes Gewerbe, Bau, einschließlich M+E)</i>				
Einzelhandel, sonstiger Handel, Gastgewerbe, Verkehr, Nachrichten	-0,105**	(0,041)	-0,122**	(0,020)
Kredit, Versicherungsgewerbe, Unternehmensdienstleistungen	0,007	(0,038)	-0,021	(0,021)
Erziehung und Unterricht, Gesundheits-, Sozialwesen, Sonstige Dienstleistungen	-0,036	(0,054)	-0,151**	(0,023)
Zuschläge/Zulagen im letzten Monat (ja) <sup>2)</sup>	-0,008	(0,037)	0,031*	(0,018)
Ausbezahlte Überstunden im letzten Monat (ja)	0,001	(0,038)	-0,028	(0,021)
<i>Altersgruppe (Ref. 15 bis unter 30 Jahre)</i>				
30 bis unter 50 Jahre	0,117*	(0,067)	0,101**	(0,027)
50 bis unter 65 Jahre	0,101	(0,108)	0,092**	(0,038)
<i>Migrationshintergrund</i>				
Direkter Migrationshintergrund	-0,015	(0,041)	-0,009	(0,023)
Indirekter Migrationshintergrund	-0,022	(0,049)	0,070**	(0,025)
Frau (ja)	-0,073*	(0,039)	-0,077**	(0,016)
Konstante	2,523**	(0,120)	2,580**	(0,055)
Adj. R <sup>2</sup>	0,575		0,576	
Beobachtungen	822		4.859	

\*/\*\* signalisieren statistische Signifikanz auf dem 5 Prozent- / 1 Prozent-Niveau; nur Privatwirtschaft (vgl. zur Datenselektion Abschnitt 3.1).

1) Führungspositionen: Angestellte mit hochqualifizierter Tätigkeit, Leitungsfunktion oder umfassenden Führungsaufgaben;

2) Zuschläge/Zulagen: Überstundenzuschläge, Erschwerniszulagen, Schicht-/Spät-/Wochenendzuschläge etc.; Gleiches Variablen-set für Deutschland wie für Bayern; Rundungsdifferenzen möglich.

Quellen: SOEP v35; eigene Berechnungen

### 3.4.3 Hinweise zur Interpretation des bereinigten Entgeltunterschieds

Mit der Berechnung des bereinigten Gender Pay Gaps wird der Teil des Verdienstunterschieds aus dem Blick genommen, der auf strukturelle Unterschiede zwischen den Geschlechtergruppen zurückzuführen ist (Finke, 2011). Sie soll damit erstens einen möglichst präzisen Vergleich der Löhne von Frauen und Männern herstellen und zweitens die Ursachen für die Entgeltunterschiede aufdecken. Die bereinigte Entgeltlücke gibt daher den Anteil der durchschnittlichen Entgeltlücke an, der *nicht* durch die im Modell berücksichtigten Faktoren erklärt werden kann. Sollten demnach lohnrelevante Faktoren fehlen, die nicht im Modell enthalten sind, kann der Wert der bereinigten Entgeltlücke kleiner oder auch größer ausfallen. Da die Lohnhöhe im Einzelfall nicht allein von den berücksichtigten Merkmalen abhängen dürfte, sondern sich aus einer Vielzahl von Einflussfaktoren ergibt, unterliegen die Ergebnisse jedes Modells einer Unschärfe, die sich auch im unerklärten Teil des Lohnunterschieds widerspiegelt (Omitted Variable Bias). Zudem können die verwendeten Variablen häufig die lohnrelevanten Merkmale der Person oder des Arbeitsplatzes ebenfalls nur näherungsweise abbilden. Vor diesem Hintergrund ist es unzulässig, die bereinigte Entgeltlücke unmittelbar als Entgeltdiskriminierung zu interpretieren.

Diese Aspekte sind auch für Berechnungen auf Basis des SOEP zu beachten:

- Die Tätigkeitsanforderungen (z. B. psychische oder physische Anforderungen) können nicht in der Tiefe modelliert werden, wie dies etwa im Rahmen einer Arbeitsbewertung im konkreten Einzelfall möglich wäre. Es wird daher versucht, die beruflichen Anforderungen zumindest näherungsweise im Rahmen von Berufsgruppen zu erfassen. Allerdings wird die Aussagekraft der Schätzergebnisse zusätzlich abgeschwächt, weil die Fallzahlen im SOEP nur eine geringe Differenzierung der beruflichen Tätigkeiten zulassen<sup>16</sup>. Durch die Integration von bestimmten Arten von Zulagen kann zwar der Erklärungsanteil für die Variablen zunehmen, die die berufliche Tätigkeit charakterisieren, allerdings verbleibt ein sehr weites Spektrum unterschiedlicher Tätigkeitsstrukturen in den einzelnen Berufsgruppen.
- Die Führungsverantwortung einer Person ist ebenfalls nur näherungsweise abgebildet. Die entsprechende Variable in der Stichprobe zeigt lediglich an, ob eine qualifizierte Fachposition oder Leitungsfunktion ausgeübt wird bzw. ob umfassende Führungsaufgaben wahrgenommen werden. Für das Jahr 2018 stehen aber keine Informationen zur Anzahl der geführten Mitarbeiterinnen und Mitarbeiter (Leitungsspanne) zur Verfügung. Auch die Position der Stelle in der Führungshierarchie ist unbekannt (z. B. Teamleitung, Abteilungsleitung). Schließlich fehlen grundsätzlich Angaben zur Budgetverantwortung, die mutmaßlich ebenfalls eine erhebliche Rolle für die Höhe der Entlohnung spielen.
- Es bleibt in den Berechnungen offen, welche Rolle Verhandlungen zwischen dem einzelnen Mitarbeiter bzw. der einzelnen Mitarbeiterin und der Arbeitgeberseite für die Höhe der Löhne und damit das Ausmaß der Entgeltlücke spielen. Ihnen kommt je nach Entgeltsystem im Unternehmen (z. B. Bindung an einen Tarifvertrag; Existenz einer

---

<sup>16</sup> Daher kann nur eine relativ grobe Gliederung der Berufsgruppen erfolgen (Internationale Standardklassifikation der Berufe in der Fassung von 2008, 1 steller-Ebene).

expliziten betrieblichen Entgeltsystematik, implizite Gehaltsgrundsätze) ein unterschiedlicher Stellenwert bei der Festsetzung des aktuellen Lohnes, aber auch für die individuelle Lohnentwicklung zu. Es ist zudem unklar, unter welchen Umständen entsprechende Gehaltsverhandlungen stattfinden (z. B. regelmäßig oder anlassbezogen; zu Beginn eines Arbeitsverhältnisses oder in einer bestimmten Phase des Arbeitsverhältnisses). Daher muss in den Berechnungen unberücksichtigt bleiben, ob in den Gehaltsverhandlungen nicht nur monetäre Entgeltbestandteile diskutiert, sondern auch für die jeweilige Person geldäquivalente Vorteile beziehungsweise Arbeitsbedingungen ausgehandelt werden, die nicht in der abhängigen Variable des Bruttostundenlohns erfasst werden können. Dazu zählen zum Beispiel Essens- oder Tankgutscheine, mobile Endgeräte, die auch privat genutzt werden können, Unterstützungsleistungen bei der Kinderbetreuung oder der Pflege Angehöriger). Zudem sind der Ablauf und entsprechende Verhaltensweisen in Lohnverhandlungen nicht dokumentiert. Die konkrete Lohnvereinbarung hängt mutmaßlich ebenso davon ab, ob die Verhandlungen eher kooperativ oder aggressiv geführt werden, mit welchen Einstiegsforderungen die Verhandlungen beginnen und mit welchen Erwartungen oder Zielen die Gesprächsteilnehmer in ein solches Gespräch gehen<sup>17</sup>.

Damit wird deutlich, dass das Ausmaß der bereinigten Entgeltlücke (hier: 5,3 bzw. 7,7 Prozent für Deutschland und 7,3 Prozent für Bayern) nicht pauschal mit Entgeltdiskriminierung gleichzusetzen ist. Ähnliche Hinweise finden sich auch in der Literatur (vgl. etwa Boll et al., 2017; Boll/Leppin, 2015; Schmidt, 2016; Finke et al., 2017).

Zudem wird teilweise die These vertreten, dass der erklärte Anteil der Entgeltlücke benachteiligende Strukturen enthalten könne, wenn etwa „Frauen und Männer keine gleichen Zugangschancen zu lohnattraktiven Merkmalen, wie zum Beispiel Führungspositionen [...] oder gut bezahlten Berufe haben“ (vgl. Boll et al., 2017, 145). Die Autoren konstatieren aber selbst, dass die Zuordnung zu lohnattraktiven Merkmalen aufgrund von Wahlentscheidungen oder äußeren Restriktionen erfolgen kann (ebd.). Es scheint aufgrund einer Reihe von Studien plausibel, dass insbesondere individuelle Präferenzen eine erhebliche Rolle beispielsweise bei der Berufswahlentscheidung oder den Arbeitszeitwünschen spielen. Letztere hängen zudem von den Rahmenbedingungen der Kinderbetreuungsinfrastruktur ab und sind ferner im Zeitverlauf nicht stabil (vgl. zu letzterem Schäfer, 2018). Restriktionen für das zeitliche Engagement im Beruf können sich dann erheblich auf die Chancen von Frauen auswirken, in Führungspositionen aufzurücken, und zwar insbesondere dort, wo das zeitliche Engagement als Auswahlfaktor eine Rolle spielt (vgl. Hammermann et al., 2015). Daher richtet sich der Fokus im Folgenden auf gemeinsam im Haushalt getroffene Entscheidungen, wie sich ein Paar Erwerbsarbeit und Hausarbeit aufteilt (vgl. dazu Abschnitt 4).

---

<sup>17</sup> In Abschnitt 3.4.2 wurde bereits auf Studien verwiesen, die signalisieren, dass Frauen und Männer in Verhandlungssituationen häufig unterschiedlich agieren und teilweise auch andere Präferenzen und Risikoeinstellungen aufweisen.

## 4 Entgeltunterschiede von Paaren

### Zum Zusammenhang zwischen Arbeitsteilung und Entgeltlücke in Paarhaushalten

#### 4.1 Spezialisierungsmuster in Paarhaushalten

Um der Frage nachzugehen, welche Konsequenzen eine Entgeltlücke zwischen Frauen und Männern in einem Haushaltskontext auslösen kann bzw. welche Haushaltskonstellationen mit einem höheren oder niedrigeren Verdienstunterschied einhergehen, ist es zunächst erforderlich, die Haushaltskonstellation näher zu beschreiben. Hierfür werden drei Indizes (**Spezialisierungsindizes 1 bis 3**) und zwei Subindizes (**Indizes Markt- und Hausarbeit**) berechnet, die darüber Auskunft geben, in welchem zeitlichen Umfang sich die beiden Partner eines Haushalts jeweils in beruflichen und hauswirtschaftlichen Verpflichtungen engagieren.

Die Berechnung erfolgt auf Basis von Angaben zur Zeitverwendung im SOEP, die in drei Schritten für die Analyse aufbereitet werden (vgl. Kantar Public, 2019). In einem ersten Schritt werden (für jede Person) alle Angaben für die abgefragten Tätigkeiten als fehlend kodiert, wenn in der Summe der abgefragten Tätigkeiten mehr als 24 Stunden angegeben wurden. In einem zweiten Schritt werden alle Zeitangaben mit Null kodiert, wenn eine Zeitangabe als fehlend gilt, aber dieselbe Person bei mindestens einer anderen Tätigkeit einen Zeitaufwand von mindestens einer Stunde pro Werktag angegeben hat. Dies bedeutet, dass fehlende Angaben im Folgenden nicht als Antwortverweigerung interpretiert werden. Wird hingegen für (einige) Tätigkeiten ein Zeitaufwand von null Stunden angegeben und liegt kein Eintrag mit mindestens einer Stunde pro Werktag vor, werden – in einem dritten Schritt – für diese Personen alle Zeitangaben aufgrund vermuteter Antwortverweigerung als fehlend kodiert.

#### Informationen zur Stichprobenszusammensetzung und zur Berechnung des Entgeltunterschieds von Paaren (Gender Pay Gap auf Haushaltsebene, GPGHH)

Für die Analyse des Zusammenhangs zwischen dem Gender Pay Gap auf Haushaltsebene und den Merkmalen eines Paarhaushaltes werden zwei Stichproben auf Basis des SOEP gebildet, die allerdings auf einer anderen Datenselektion als in Abschnitt 3 basieren:

Die erste Stichprobe umfasst alle Paarhaushalte, das heißt alle Ehepaare und eheähnlich zusammenlebende Lebenspartnerschaften ohne gleichgeschlechtliche Paare (**Sample 1**).

Die zweite Stichprobe umfasst eine Teilstichprobe von Sample 1. Hier werden nur Paare berücksichtigt, in denen jeweils beide Partner eine abhängige Beschäftigung ausüben und Angaben zum Lohn und zur Arbeitszeit gemacht haben. Zudem verbleiben nur Beschäftigte im erwerbsfähigen Alter (von über 15 Jahren und unter 65 Jahren) in der Stichprobe, hingegen werden Rentner\*innen, Schüler\*innen und Studierende, Beschäftigte in Wehr- und Freiwilligendiensten, Beschäftigte in Rehabilitationsmaßnahmen und Umschulungen sowie in Werkstätten für behinderte Menschen nicht berücksichtigt. Auch (Solo-)Selbstständige und Auszubildende werden nicht betrachtet, da beide Gruppen andere Arbeitsbedingungen als abhängig Beschäftigte aufweisen (**Sample 2**).

Das Forschungsinteresse richtet sich insbesondere auf **Sample 2**, denn die Ermittlung des Gender Pay Gaps auf Haushaltsebene (GPGHH) ist nur möglich, wenn für beide Partner ein Bruttostundenlohn berechnet werden kann. Dabei wird auf die eigenständig abgefragte tatsächliche Arbeitszeit (pro Woche) zurückgegriffen. Bruttostundenlöhne von weniger als 3 Euro werden grundsätzlich als unplausibel betrachtet und als fehlend kodiert. Der GPGHH ergibt sich dann durch den direkten Vergleich der Bruttostundenlöhne der (Ehe-)Partner (auf Haushaltsebene) und wird als Differenz zwischen dem Bruttostundenlohn der Frau und des Mannes als Anteil des Bruttostundenlohns des Mannes berechnet und anschließend als Durchschnittswert für alle (Ehe-)Paare ausgewiesen.

Die Entgeltlücke auf Haushaltsebene weicht von der gesamtwirtschaftlichen Lohnlücke ab, da die Löhne von Beschäftigten unberücksichtigt bleiben, die in Paarhaushalten mit einem Alleinverdiener bzw. einer Alleinverdienerin leben, die alleinstehend sind, die im Haushalt ihrer Eltern leben und die mit Partnern zusammenleben, die nicht abhängig beschäftigt sind (z. B. Selbstständige, Studierende, Rentnerinnen/Rentner). Alle Ergebnisse werden auf Haushaltsebene hochgerechnet bzw. bei Verlaufsanalysen im Längsschnitt gewichtet.

#### 4.1.1 Spezialisierungsindizes

Die Berechnung der drei Indizes erfolgt in Anlehnung an Siminski und Yetsenga (2020)<sup>18</sup>.

1. Der **Spezialisierungsindex  $SI_1$**  bildet den allgemeinen Grad der häuslichen und beruflichen Arbeitsteilung eines Paares unabhängig von weiteren Merkmalen ab. Zwei Subindizes signalisieren Unterschiede zwischen den beiden Haushaltsmitgliedern in der zeitlichen Aufteilung auf Erwerbs- und Hausarbeit.
2. Am **Spezialisierungsindex  $SI_2$**  lässt sich ablesen, inwieweit diese Aufgabenteilung eines Paares einem (eher) traditionellen Lebensmodell folgt, wonach der Mann sich stärker auf die Erwerbsarbeit und die Frau sich stärker auf hauswirtschaftliche Tätigkeiten konzentriert.
3. Der **Spezialisierungsindex  $SI_3$**  dokumentiert, inwieweit diese Aufgabenteilung eines Paares mit einer Spezialisierung einhergeht, die sich vor dem Hintergrund unterschiedlich hoher Bruttostundenlöhne der beiden Partner ergibt.

#### 4.1.2 Spezialisierungsindex 1 ( $SI_1$ )

Der Spezialisierungsindex  $SI_1$  als Grad der häuslichen und beruflichen Arbeitsteilung eines Paares wird nach dieser Formel berechnet:

$$SI_1 = \left| \frac{MW_1}{MW_1 + MW_2} - \frac{DW_1}{DW_1 + DW_2} \right| = \left| \frac{MW_2}{MW_1 + MW_2} - \frac{DW_2}{DW_1 + DW_2} \right|$$

<sup>18</sup> Im Unterschied zu Siminski und Yetsenga (2020) wird jedoch nicht der Anteil des Zeitaufwands, der für Erwerbs- bzw. Hausarbeit am gesamten Zeitbudget einer Person ( $j$ ) bei der Ableitung der Spezialisierungsindizes verwendet ( $MW_j + DW_j + L_j = 1$ , mit  $j \in (1,2)$  und  $L := \text{Freizeit}$ ). Es wird direkt auf den tatsächlichen Zeitumfang in Stunden abgestellt, der für Markt- bzw. Hausarbeit aufgewendet wird. Dies hat den Vorteil, dass der gleiche zeitliche Umfang für Markt- oder Hausarbeit einer Person nicht mit einem geringeren oder höheren Wert/Gewicht in die Indikatorik eingeht, wenn eine Person beispielsweise mehr oder weniger Zeit für körperliche Aktivitäten, Hobbies usw. angibt. Insofern wird im Folgenden eine Spezialisierung zwischen den beiden Bereichen Marktarbeit und Hausarbeit betrachtet.

Es gilt dabei folgende Notation:

- Marktarbeit ( $MW_{1,2}$ ): = Zeitaufwand an Werktagen für die Berufstätigkeit für Person 1 bzw. Person 2.
- Hausarbeit ( $DW_{1,2}$ ): = Zeitaufwand an Werktagen für Besorgungen, Hausarbeit, Kinderbetreuung, Versorgung und Betreuung von pflegebedürftigen Personen, Reparaturen am Haus, in der Wohnung, am Auto, Gartenarbeit für Person 1 bzw. Person 2.

$SI_1$  liegt im Intervall  $0 \leq SI_1 \leq 1$ . Je größer der Wert von  $SI_1$ , umso stärker konzentriert sich ein Ehe- oder Lebenspartner auf einen der beiden Bereiche ( $MW$  oder  $DW$ ). Ein Wert von Null bedeutet, dass beide Partner den jeweils gleichen Anteil am gesamten Zeitaufwand für Erwerbsarbeit und hauswirtschaftliche Aufgaben aufwenden.  $SI_1$  lässt allerdings keine Aussagen zu, ob beide Partner auch den gleichen zeitlichen Umfang (in Stunden) für Hausarbeit und Marktarbeit aufwenden. Der Index beschreibt das relative Ungleichgewicht hinsichtlich der Arbeitsteilung des Paares, also inwieweit sich einer der beiden Partner in einem oder beiden Bereichen zeitlich stärker oder weniger stark als der andere Partner engagiert. Wenn beispielsweise ein Partner ein Viertel der gesamten Hausarbeit ( $DW$ ) übernimmt, wäre der Indexwert gleich Null, wenn derselbe Partner auch ein Viertel des (gesamten) Zeitaufwands für den Beruf ( $MW$ ) übernehmen würde, das heißt im gleichen *relativen* Umfang in den Beruf eingebunden wäre.  $SI_1$  kann sowohl für das **Sample 1** als auch das **Sample 2** berechnet werden.

Zwei Subindizes quantifizieren den Spezialisierungsgrad innerhalb eines Haushalts auf die Marktarbeit bzw. auf die Hausarbeit:

#### Subindex Marktarbeit:

$$MWC = \frac{|MW_1 - MW_2|}{|MW_1 + MW_2|}$$

#### Subindex Hausarbeit:

$$DWC = \frac{|DW_1 - DW_2|}{|DW_1 + DW_2|}$$

$MWC$  und  $DWC$  können ebenfalls jeweils Werte im Intervall  $0 \leq MWC, DWC \leq 1$  annehmen. Je größer die Werte von  $MWC$  bzw.  $DWC$  ausfallen, umso größer sind die Unterschiede (geschlechtsunabhängig) in der Zeitverwendung zwischen beiden Partnern hinsichtlich Marktarbeit bzw. Hausarbeit.

### 4.1.3 Spezialisierungsindex 2 ( $SI_2$ )

Der Spezialisierungsindex  $SI_2$  bildet die Geschlechterverteilung auf die beiden Bereiche Erwerbsarbeit ( $MW$ ) und Hausarbeit ( $DW$ ) ab. Der Index wird gemäß dieser Formel berechnet:

$$SI_2 = \frac{DW_F}{DW_F + DW_M} - \frac{MW_F}{MW_F + MW_M}$$

Dabei gelten folgende Notationen:

- $F$ : = Frau und  $M$ : = Mann
- $DWF = \frac{DW_F}{DW_F + DW_M}$  bzw.  $MWF = \frac{MW_F}{MW_F + MW_M}$  geben dabei an, wieviel Prozent des gesamten Zeitaufwands für Hausarbeit einschließlich Betreuungsaufgaben auf die Frau entfällt ( $DWF$ ) bzw. wieviel Prozent des gesamten Zeitaufwands für den Beruf auf die Frau entfällt ( $MWF$ ). Beide Indikatoren können Werte im Intervall  $0 \leq MWF, DWF \leq 1$  annehmen.

$SI_2$  liegt im Intervall  $-1 \leq SI_2 \leq 1$  und erreicht den Maximalwert Eins, wenn eine Frau allein die haushaltsbezogenen Aufgaben übernimmt und ihr Partner allein berufstätig ist (traditionelle Aufgabenteilung). Beim Minimalwert von minus Eins ist die Aufgabenteilung genau umgekehrt (anti-traditionelle Aufgabenteilung). Je stärker sich demnach eine Frau auf die Hausarbeit konzentriert und/oder je geringer ihr zeitliches Engagement im Beruf ausfällt, desto größer ist  $SI_2$  (bei jeweils unveränderten Werten ihres Partners). Dies gilt auch, wenn – bei unveränderten Werten der Frau – ihr Partner sein Engagement im Haushalt einschränkt und/oder er seine Arbeitszeit im Beruf ausweitet.  $SI_2$  kann sowohl für das **Sample 1** als auch das **Sample 2** berechnet werden.

#### 4.1.4 Spezialisierungsindex 3 ( $SI_3$ )

Der Spezialisierungsindex  $SI_3$  beziffert die Verteilung auf die Erwerbs- ( $MW$ ) und Hausarbeit ( $DW$ ) in Abhängigkeit von der Höhe des Bruttostundenlohns beider Partner anhand der Formel

$$SI_3 = \frac{MW_H}{MW_H + MW_L} - \frac{DW_H}{DW_H + DW_L}$$

Dabei gelten folgende Notationen:

- $H$ : = Partner mit dem höheren Bruttostundenlohn und  $L$ : = Partner mit dem niedrigeren Bruttostundenlohn.

$SI_3$  kann Werte im Intervall  $-1 < SI_3 < 1$  annehmen. Der Index nähert sich dem Wert Eins, wenn sich der Partner mit dem höheren Bruttostundenverdienst zunehmend auf den Beruf konzentriert und immer weniger Aufgaben im Haushalt übernimmt. Dagegen strebt der Wert gegen minus Eins, wenn der Partner mit dem höheren Lohn sich mehr und mehr auf die Hausarbeit (und Betreuungsaufgaben) fokussieren würde. Bei Werten von größer Null spiegelt  $SI_3$  ein stärker wirtschaftlich-rationales Kalkül des Paares bei der Aufgabenteilung wider (Theorie der komparativen (Kosten-)Vorteile). Negative Werte signalisieren, dass monetäre Spezialisierungsvorteile gegenüber anderen Faktoren eine geringere Rolle spielen (z. B. Präferenzen, Rollenbilder etc.).  $SI_3$  kann nur für Paarhaushalte berechnet werden, in denen beide Partner ein Arbeitseinkommen erzielen. Zudem bleiben wenige Paare unberücksichtigt, in denen die Stundenverdienste exakt gleich hoch sind. Eine Analyse ist daher nur für das **Sample 2** möglich.

Zwischen  $SI_2$  und  $SI_3$  besteht eine eindeutige funktionale Beziehung (Abbildung 4-1). Bei einem gegebenen Wert für  $SI_2$  gibt  $SI_3$  in Abhängigkeit des Lohnverhältnisses der beiden Partner an,

Entgeltunterschiede von Paaren

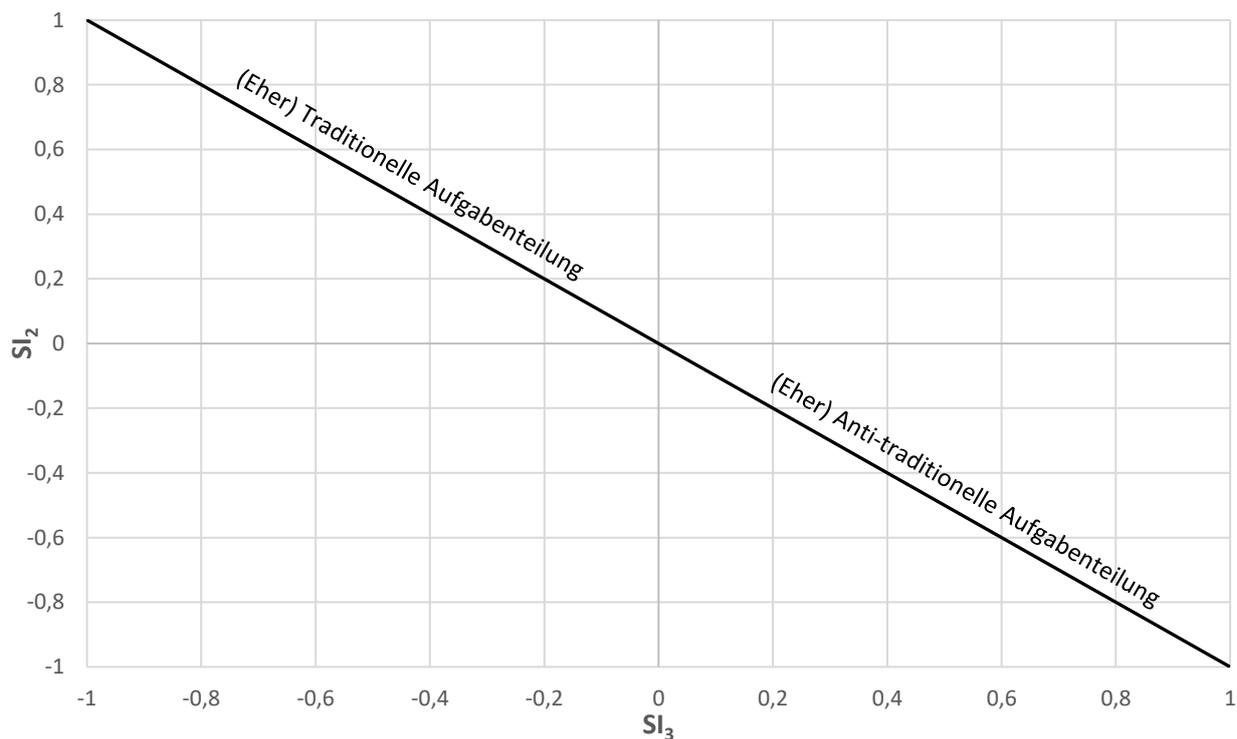
inwieweit eine Aufgabenteilung in Paarhaushalten stattfindet, die einem ökonomischen Kalkül folgt (und sich am Verhältnis der Bruttostundenlöhne beider Partner orientiert). Findet beispielsweise eine eher traditionelle Aufgabenteilung eines Paares statt ( $SI_2 > 0$ ), dann würde diese Aufteilung tendenziell auch einem ökonomisch-rationalen Kalkül folgen, wenn der Mann einen höheren Lohn erzielen würde als die Frau ( $SI_3 > 0$ , vgl. Teil b) in Abbildung 4-1).

Umgekehrt würde eine eher traditionelle Aufgabenteilung eines Paares ( $SI_2 > 0$ ) nicht mit einem ökonomischen Kalkül einhergehen, wenn die Frau einen höheren Lohn erzielen würde als der Mann ( $SI_3 < 0$ , vgl. Teil a) in Abbildung 4-1). Bei negativen Indexwerten für  $SI_3$  wird demnach ein potenzielles ökonomisches Kalkül von anderen Faktoren überkompensiert. Dies könnten beispielsweise unterschiedliche Präferenzen, der Einfluss von Rollenbildern oder Erwartungen über künftige Verdienstperspektiven sein. Dabei ist allerdings zu beachten, dass für die Berechnung von  $SI_3$  die Höhe des Entgeltunterschieds keine Rolle spielt.

Abbildung 4-1

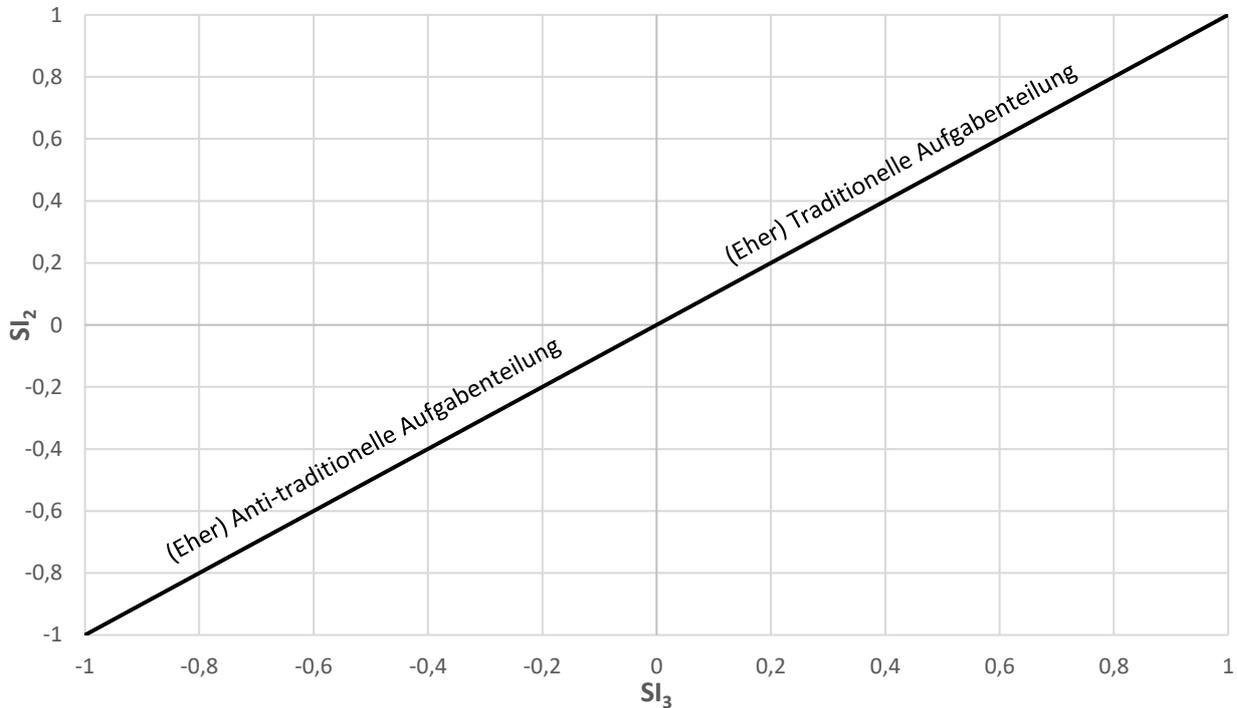
Zusammenhang von  $SI_2$  und  $SI_3$  auf Haushaltsebene

a) Lohn (Frau) > Lohn (Mann)



Entgeltunterschiede von Paaren

**b) Lohn (Frau) < Lohn (Mann)**



Nur Paare, in denen beide Partner abhängig beschäftigt sind. Ohne Paare, bei denen beide Partner den gleichen Bruttostundenlohn erzielen.

Quelle: Eigene Darstellung

## 4.2 Der Gender Pay Gap in Paarhaushalten im Spiegel der haushaltsinternen Spezialisierung

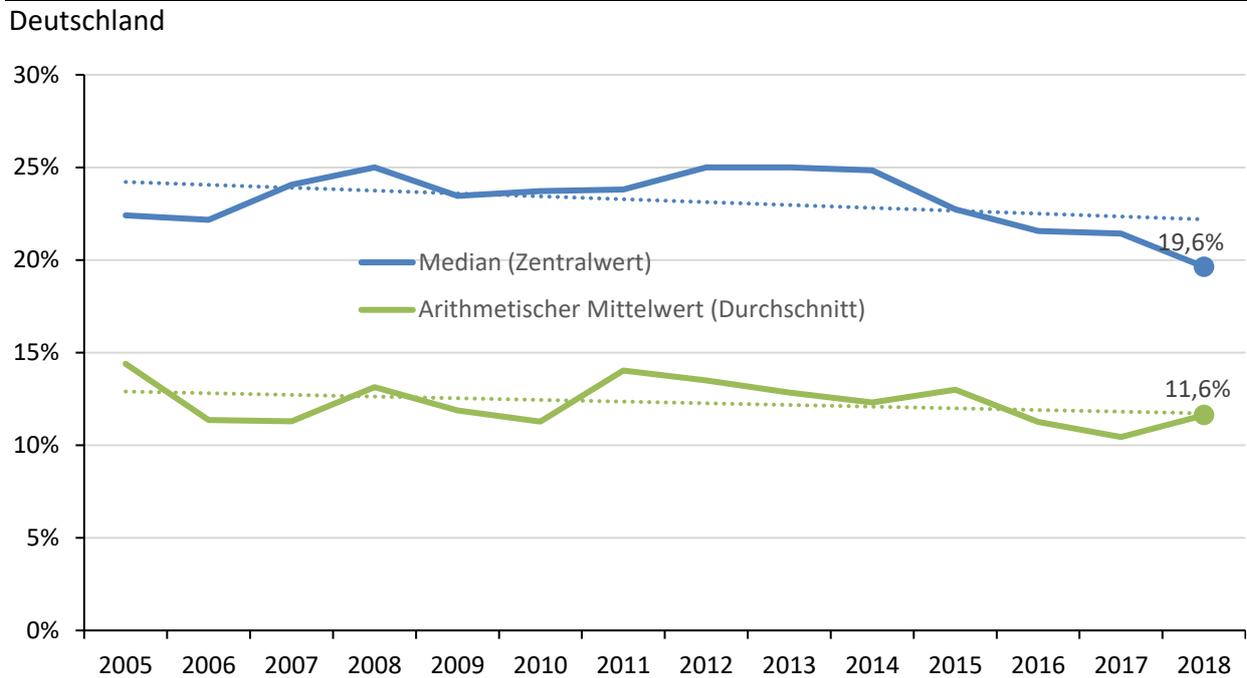
Wenn im Folgenden der Gender Pay Gap auf Haushaltsebene (GPGHH) betrachtet wird, rückt der direkte Vergleich der Bruttostundenlöhne der Partner auf Haushaltsebene in den Fokus. Er ergibt sich aus der Differenz zwischen dem Bruttostundenlohn der Frau und des Mannes in einem Haushalt, der dann ins Verhältnis zum Bruttostundenlohn des Mannes gesetzt wird. Anschließend wird über alle Paarhaushalte der Durchschnittswert ermittelt. Die Datengrundlage bildet daher das Sample 2, also Paare, in denen beide Partner abhängig beschäftigt sind (vgl. Kasten 1 in Kap. 4.1).

Abbildung 4-2 verdeutlicht, dass der haushaltsbezogene Verdienstunterschied zwischen Männern und Frauen im Zeitverlauf abgenommen hat. Im Jahr 2018 lag er bei 11,6 Prozent (Arithmetischer Mittelwert)<sup>19</sup> bzw. bei 19,6 Prozent (Median)<sup>20</sup>. Das ist deutlich weniger als die korrespondierenden Höchstwerte (Mittelwert: 14,4 Prozent in 2005 bzw. 14 Prozent in 2011, Median: 25 Prozent in 2008, 2012, 2013).

<sup>19</sup> Dies würde einem GPG von 21,5 Prozent im Jahr 2018 entsprechen.

<sup>20</sup> Der Median oder Zentralwert ist der Wert einer Verteilung, der genau in der Mitte der ihrer Höhe nach sortierten Werte liegt (und demnach die Verteilung genau in zwei gleich große Teile aufteilt), d. h. jeweils oberhalb und unterhalb dieses Wertes liegen 50 Prozent aller Werte.

Abbildung 4-2:  
 Der Gender Pay Gap auf Haushaltsebene im Zeitverlauf



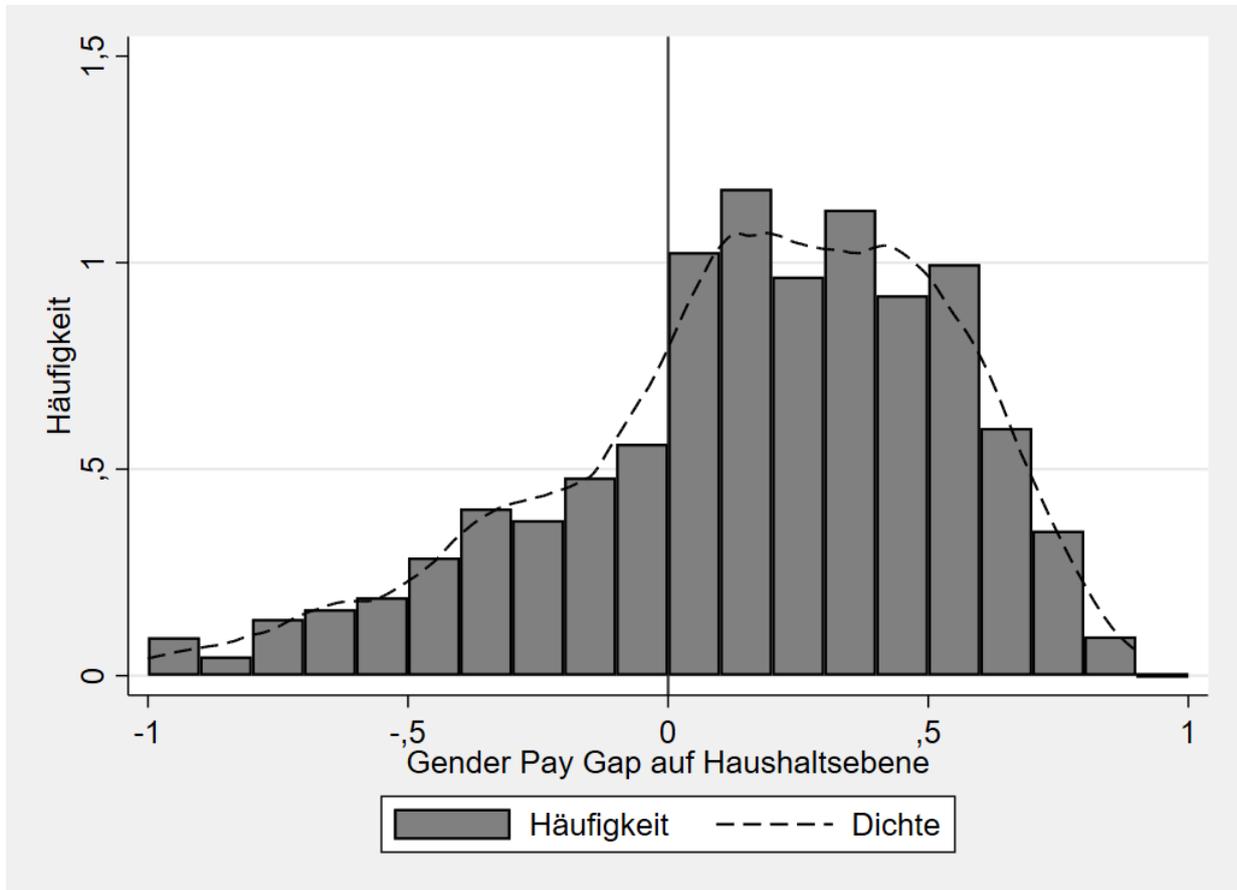
Datengrundlage: Sample 2 (Paare, in denen beide Partner abhängig beschäftigt sind).  
 Quellen: SOEP v35; eigene Berechnungen

Da der Median größer als der arithmetische Mittelwert ausfällt, ist die Verteilung der haushaltsbezogenen Entgeltlücke linksschief, das heißt die Verteilung des GPGHH ist in diesem Fall nach rechts geneigt (Abbildung 4-3). Bei dem Übergang vom positiven in den negativen Wertebereich geht die Häufigkeit der Beobachtungen deutlich zurück (vgl. etwa den Bereich  $[-0,1 \leq GPGHH \leq +0,1]$ ). Die Anzahl der Haushalte, in denen Frauen einen um die Hälfte höheren Verdienst haben als ihre Partner ( $GPGHH = -0,5$ ), ist zum Beispiel deutlich kleiner als die Anzahl der Haushalte, in denen die Männer derartige Verdienstvorsprünge aufweisen.

Ein vergleichbarer Befund ergibt sich, wenn der Anteil des gesamten Bruttomonatseinkommens eines Paares betrachtet wird, der von der Frau erzielt wird. Sobald der Einkommensanteil der Frau über 50 Prozent steigt, sinkt die Anzahl der beobachteten Haushalte stark ab. Vergleichbare Befunde finden sich bereits in anderen Studien (vgl. Roth/Slotwinski, 2020; Sprengholz et al., 2019; Wieber/Holst, 2015; Bertrand et al., 2015). Dies kann beispielsweise mit noch vorherrschenden Geschlechternormen zusammenhängen, die dazu beitragen, dass innerhalb von Haushalten zum Teil verzerrte Angaben zum Einkommen gemacht werden, um der Norm des männlichen Haupternährers zu entsprechen (Roth/Slotwinski, 2020) oder dass haushaltsinterne Allokationen bei Ehepaaren bewusst vermieden werden, in denen Frauen mehr als ihre Partner verdienen (Bertrand et al., 2015). In diesem Kontext zeigen Wieber/Holst (2015), dass Geschlechteridentitäten insbesondere einen Einfluss auf die Arbeitsergebnisse von vollzeitbeschäftigten Ehefrauen in Westdeutschland haben können.

Abbildung 4-3  
 Verteilung des Gender Pay Gaps auf Haushaltsebene

Jahr 2018, Deutschland



Datengrundlage: Sample 2 (Paare, in denen beide Partner abhängig beschäftigt sind). Nur Werte im Intervall von -1 bis +1 dargestellt.

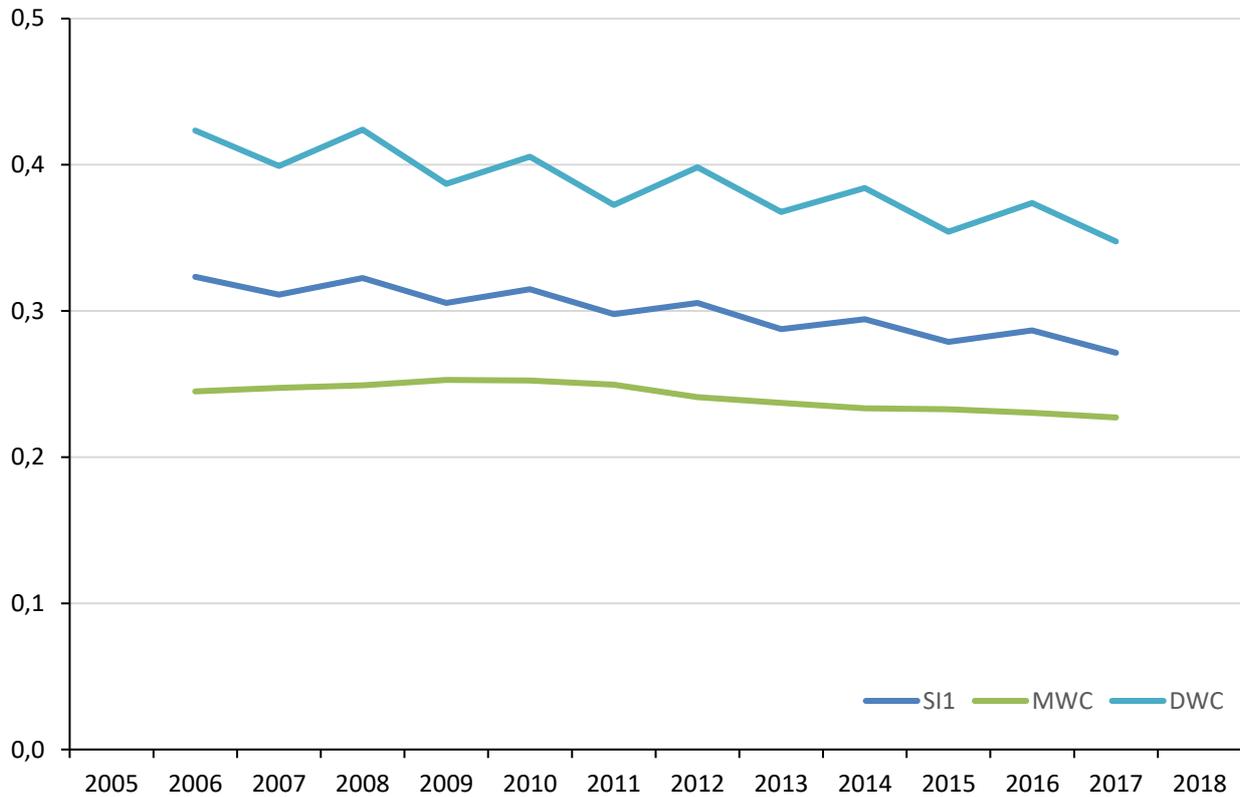
Quellen: SOEP v35; eigene Berechnungen

Abbildung 4-4 zeigt, dass der Grad der Spezialisierung bei Paaren in Deutschland, in denen beide abhängig beschäftigt sind (Sample 2), rückläufig ist (vgl.  $SI_1$ ). Der Subindex Hausarbeit ( $DWC$ ) sinkt im Trend etwas stärker als der Subindex Marktarbeit ( $MWC$ ), bewegt sich allerdings auf einem höheren Niveau. Dies impliziert, dass der abnehmende Spezialisierungsindex  $SI_1$  stärker von einer Angleichung im Zeitaufwand für Hausarbeit (und Betreuungsaufgaben) innerhalb der Partnerschaften ausgelöst wird als auf die ebenfalls leicht abnehmende Spezialisierung auf Marktarbeit zwischen den Partnern. Gleichwohl existiert in beiden Bereichen am Ende des Betrachtungszeitraums noch immer eine Spezialisierung der Partner, die bei der Hausarbeit (einschließlich Betreuungsaufgaben) größer ausfällt als beim zeitlichen Engagement für berufliche Aktivitäten.

Abbildung 4-4

**SI<sub>1</sub>, MWC und DWC** im Zeitverlauf

Deutschland, Durchschnittswerte



Datengrundlage: Sample 2 (Paare, in denen beide Partner abhängig beschäftigt sind). Gleitende Durchschnitte der Ordnung 3<sup>21</sup>.

Quellen: SOEP v35; eigene Berechnungen

Die beiden Spezialisierungsindizes  $SI_2$  und  $SI_3$  für Paarhaushalte, in denen beide Partner abhängig beschäftigt sind, sind größer null und im Zeitablauf zurückgegangen (Abbildung 4-5). Dies gilt besonders für eine eher traditionelle (geschlechterbezogene) Arbeitsteilung<sup>22</sup>. Der Indexwert  $SI_2$  ist aber weiterhin deutlich größer als  $SI_3$ . Dies bedeutet, dass zwar das durchschnittliche Verhältnis im Zeitaufwand für hauswirtschaftliche Aufgaben und Erwerbsarbeit auch von dem Umstand abhängt, ob ein Verdienstabstand zwischen beiden Partnern existiert, allerdings noch stärker von Faktoren beeinflusst wird, die sich in einer geschlechtsspezifischen Arbeitsteilung niederschlagen. Welche Faktoren hier eine Rolle spielen (z. B. unterschiedliche Präferenzen, Erwartungen, Orientierung an

<sup>21</sup> Die unregelmäßige Linie für *DWC* ist mutmaßlich auf ein unterschiedliches Antwortverhalten zurückzuführen, das mit der Abfrage zur Zeitverwendung im SOEP zusammenhängt. Im Abstand von zwei Jahren werden im Fragebogen des SOEP neben den Zeitangaben für Werkstage auch die Angaben für Samstags und Sonntags erhoben. Demnach fällt *DWC* zum Teil deutlich höher in den Jahren mit Abfrage der Wochenenden aus als in den Jahren ohne Abfrage der Wochenenden.

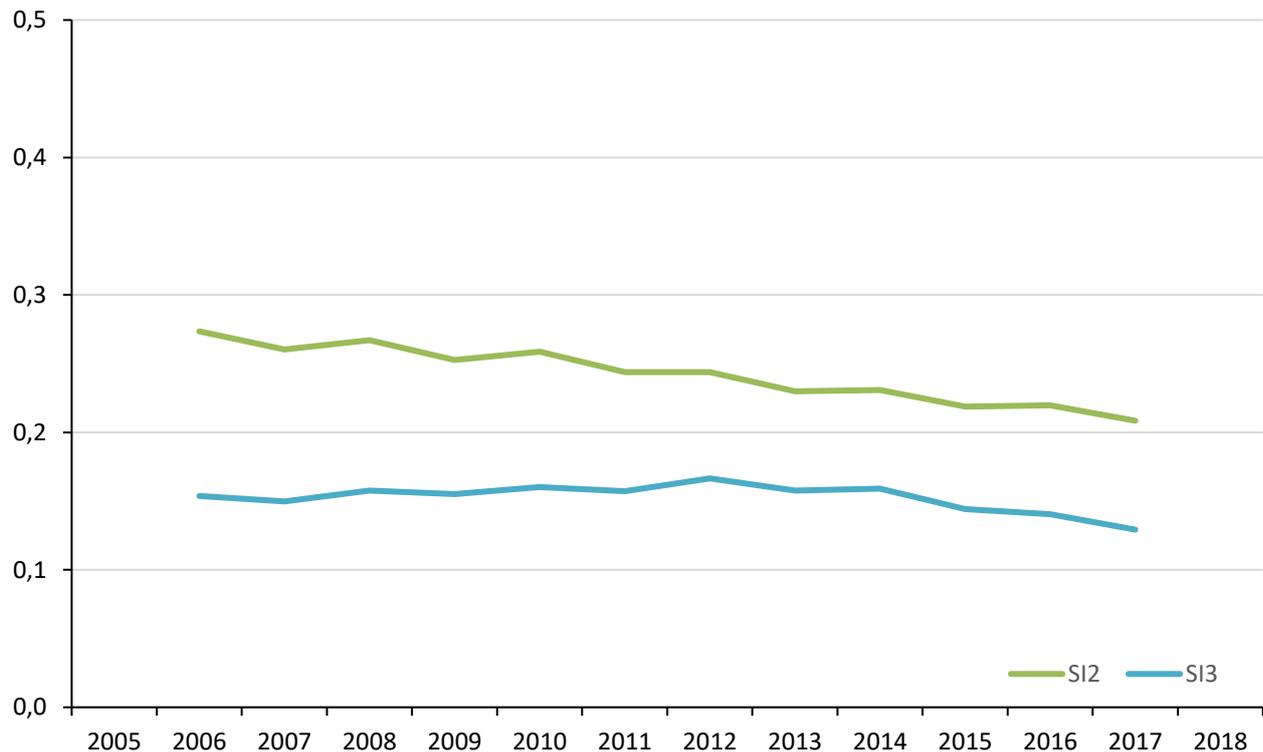
<sup>22</sup> Da beide Partner am Arbeitsmarkt partizipieren, wird eine klassisch-traditionelle Rollenverteilung (Einverdiener-Paare) nicht betrachtet.

Entgeltunterschiede von Paaren

Rollenbildern etc.), lässt sich mit den vorliegenden Daten nicht klären. Für die Bewertung ist es wichtig, im Auge zu behalten, dass die Entscheidung über die Aufteilung auf häusliche oder berufliche Aktivitäten stets von beiden Partnern gemeinsam getroffen wird. Im Zuge des Corona-bedingten Lockdowns könnte  $SI_2$  ebenfalls gesunken sein, weil Männer ihr zeitliches Engagement in der Kinderbetreuung relativ stark ausgeweitet haben. Männer betreuten ihre Kinder knapp 2,5 Stunden pro Werktag länger als im Jahr 2019 (2,8 Stunden). Frauen weiteten ihr Betreuungsengagement von 6,7 Stunden auf 9,6 Stunden aus (Zinn et al., 2020, 2). Der Quotient  $DWF = \frac{DW_F}{DW_F + DW_M}$  würde sinken<sup>23</sup>. Da die Betroffenheit durch Kurzarbeit bzw. Arbeitslosigkeit bei Männern und Frauen etwa gleich groß ist und derzeit keine Informationen über unterschiedliche Arbeitszeitanpassungen vorliegen, darf man davon ausgehen, dass sich das relative zeitliche Engagement, das von der Frau und dem Mann in Paarhaushalten in berufliche Aktivitäten investiert wird – im Unterschied zum Engagement in der häuslichen Arbeit – nicht verändert hat.

Abbildung 4-5  
 $SI_2$  und  $SI_3$  im Zeitverlauf

Deutschland, Durchschnittswerte



Datengrundlage: Sample 2 (Paare, in denen beide Partner abhängig beschäftigt sind). Gleitende Durchschnitte der Ordnung 3. Rundungsdifferenzen möglich.

Quellen: SOEP v35; eigene Berechnungen

<sup>23</sup> Setzt man lediglich die Betreuungszeit für Kinder als Komponente für die Hausarbeit ein, würde DWF von rund 0,70 in 2019 auf 0,64 im Frühjahr 2020 sinken.

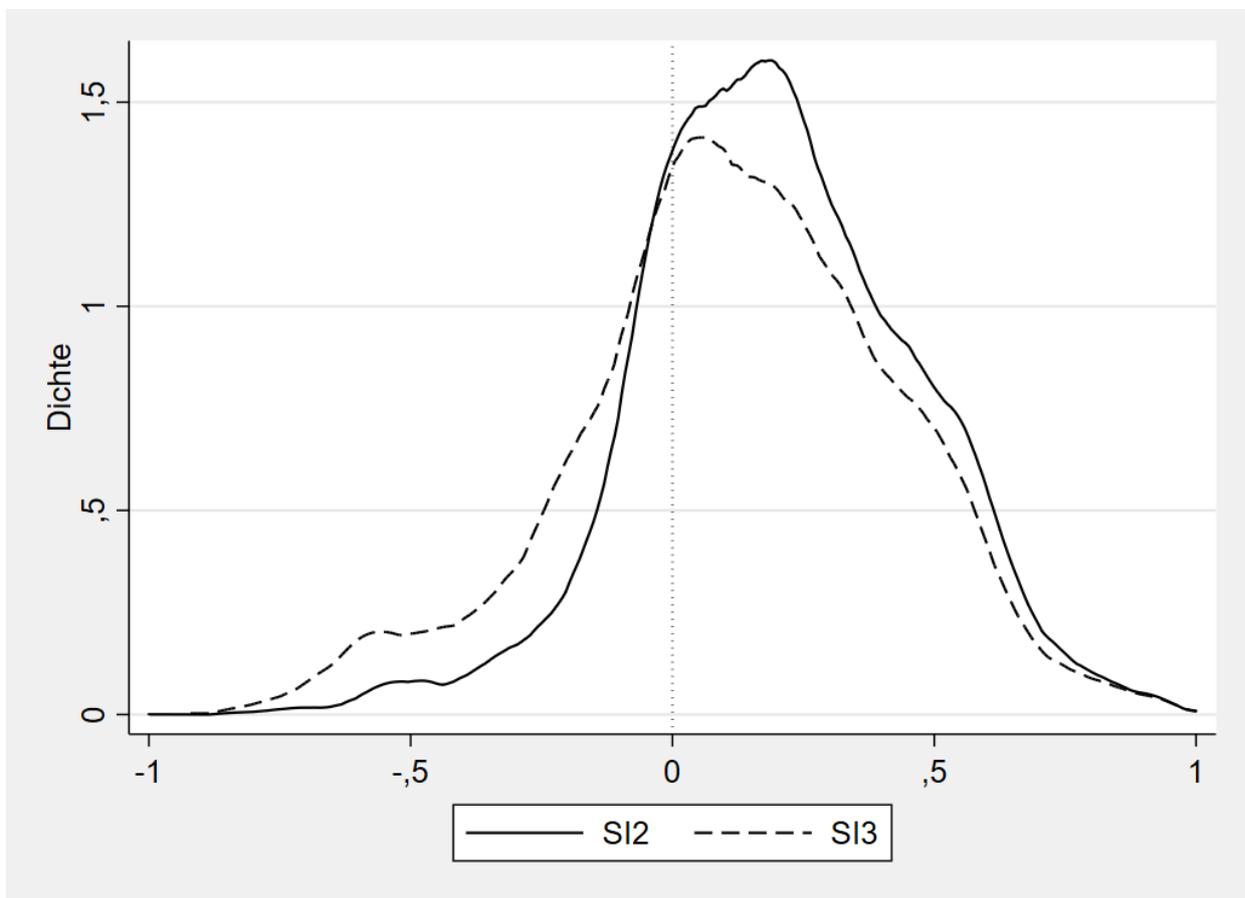
Entgeltunterschiede von Paaren

Um das Ausmaß beschreiben zu können, in dem Paarhaushalte mit zwei abhängig beschäftigten Partnern eine (eher) traditionelle Aufgabenteilung bzw. eine ökonomisch ausgerichtete Aufgabenverteilung in Deutschland verfolgen, wird die Dichteverteilung von  $SI_2$  und  $SI_3$  im Jahr 2018 näher betrachtet. Wie Abbildung 4-6 verdeutlicht, sind beide Verteilungen annähernd symmetrisch. Der arithmetische Mittelwert liegt für  $SI_2$  ( $SI_3$ ) bei 0,197 (0,120) und die Standardabweichung bei 0,259 (0,304). Auch dies legt den Schluss nahe, dass der Grad der haushaltsinternen Spezialisierung eher mit Geschlechternormen zusammenzuhängt als mit Spezialisierungsvorteilen, wenn diese anhand des jeweils höheren Bruttostundenlohns gemessen werden.

Abbildung 4-6

Verteilung von  $SI_2$  und  $SI_3$

Jahr 2018, Deutschland, Durchschnittswerte



Datengrundlage: Sample 2 (Paare, in denen beide Partner abhängig beschäftigt sind).

Quellen: SOEP v35; eigene Berechnungen

Der Gender Pay Gap auf Haushaltsebene korreliert signifikant positiv mit beiden Spezialisierungsindizes (Tabelle 4-1). Dies ist mit Blick auf  $SI_3$  wenig überraschend, da Männer in Paarbeziehungen im Durchschnitt über einen höheren Lohn verfügen als ihre Partnerinnen (vgl. dazu auch Abbildung

## Entgeltunterschiede von Paaren

4-3). Der Korrelationskoeffizient zwischen  $SI_2$  und dem Gender Pay Gap auf Haushaltsebene ist ebenfalls signifikant positiv, fällt allerdings deutlich kleiner aus. Die Befunde signalisieren, dass nicht nur ein wirtschaftliches Kalkül, sondern auch traditionelle Rollenbilder bei der Aufgabenteilung in einem Paarhaushalt von Bedeutung sind.

Die vorliegende Analyse basiert zwar auf einer Querschnittserhebung, erlaubt aber die Bildung folgender Hypothese: Wird vor dem Hintergrund eines vorhandenen Verdienstunterschieds zugunsten des Mannes die Arbeitsteilung des Paares eher traditionell organisiert – das heißt, die Frau übernimmt verstärkt hauswirtschaftliche Aufgaben und der Mann spezialisiert sich stärker auf den Beruf – kann dies dazu führen, dass sich der Verdienstunterschied zwischen dem Mann und der Frau im Zeitablauf vergrößert<sup>24</sup>. In der Folge könnte eine Abkehr von dem in der Vergangenheit vereinbarten Spezialisierungsmuster unwahrscheinlicher werden und sich im Zeitverlauf ein entsprechendes Spezialisierungsmuster verfestigen.

Tabelle 4-1

 Paarweise (lineare) Korrelationen zwischen GPGHH,  $SI_2$  und  $SI_3$ 

Jahr 2018, im Durchschnitt

	GPGHH	$SI_2$	$SI_3$	Beobachtungen
GPGHH	1,000			2.977
$SI_2$	0,190*	1,000		2.874
$SI_3$	0,434*	0,374*	1,000	2.837

\* kennzeichnet statistische Signifikanz auf dem 5 Prozent-Niveau.

Quellen: SOEP v35; eigene Berechnungen

Vor diesem Hintergrund kann auch der Entgeltunterschied in Abhängigkeit der haushaltsinternen Spezialisierung dargestellt werden (Abbildung 4-7). Im Fall einer eher traditionellen Aufgabenteilung, das heißt Frauen leisten relativ mehr Hausarbeit (einschließlich Betreuungsaufgaben) und arbeiten relativ weniger „am Markt“ als ihre Partner ( $SI_2 > 0$ ), liegt der GPGHH mit 16,3 Prozent über dem durchschnittlichen GPGHH. Im umgekehrten Fall – einer eher antitraditionellen Aufgabenteilung ( $SI_2 < 0$ ) – verdienen Frauen im Durchschnitt etwa 6,6 Prozent mehr als ihr Partner. Bei einer Aufgabenteilung, bei der Frauen in *relativ* gleichem Umfang in die Hausarbeit wie in die Erwerbsarbeit eingebunden sind ( $SI_2 = 0$ ), ist de facto kein GPGHH zu erkennen (0,1 Prozent). In diesen Paarkonstellationen wenden sowohl Männer als auch Frauen einen Zeitaufwand für den Beruf von im Durchschnitt rund 9,1 Stunden pro Werktag und jeweils rund 3,2 Stunden pro Werktag für Hausarbeit (einschließlich Kinderbetreuung) auf. Das heißt, beide Partner sind in Vollzeit tätig.

<sup>24</sup> Die Lohnentwicklung des Mannes erfolgt dynamischer, weil das größere zeitliche Engagement des Mannes im Beruf seine Chancen auf beruflichen Aufstieg und den Erwerb neuer, produktivitätssteigernder Kompetenzen und Qualifikationen erhöht, während das vergleichsweise geringere zeitliche Engagement seiner Partnerin im Beruf ihre Chancen auf eine entsprechende berufliche Entwicklung beeinträchtigt.

Entgeltunterschiede von Paaren

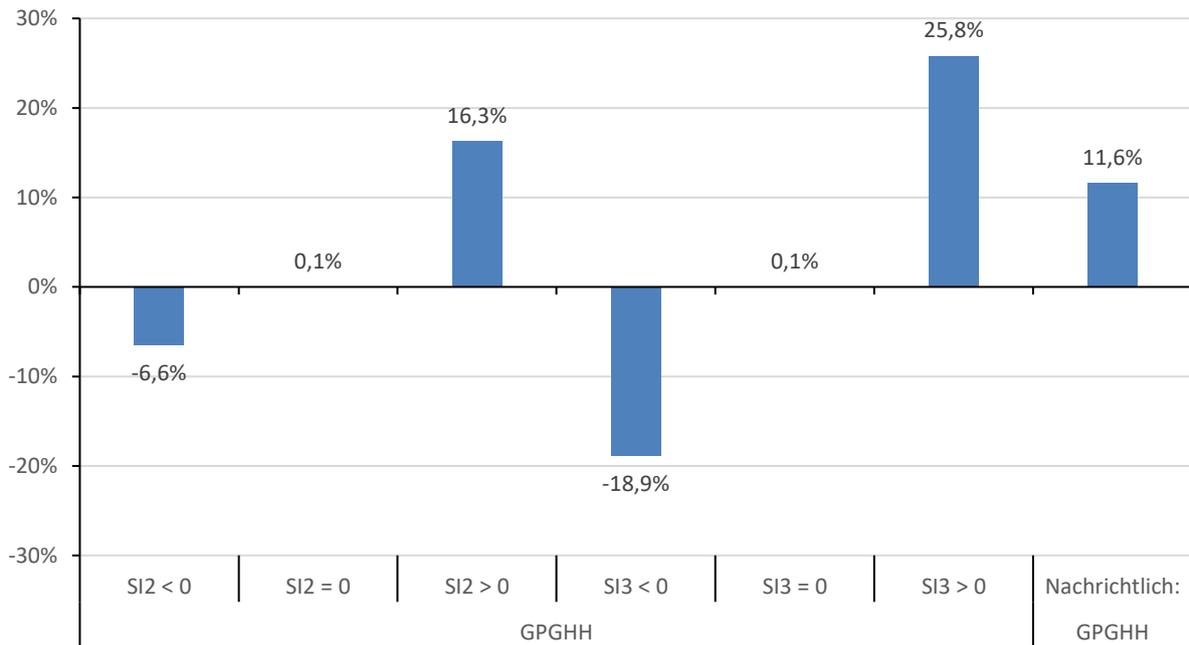
Diese Zeitkombination kennzeichnet die **Referenzgröße einer gleichberechtigten Aufgabenteilung in Paarhaushalten**<sup>25</sup>, was bedeutet, dass beide Partner in jeweils gleichem zeitlichem Umfang im Beruf und in der Hausarbeit tätig sind und es keine (relative) Spezialisierung stattfindet ( $SI_2 = 0$ ,  $SI_3 = 0$ <sup>26</sup>).

Der Gender Pay Gap auf Haushaltsebene liegt mit 25,8 Prozent deutlich über dem durchschnittlichen Verdienstunterschied in Paarhaushalten, wenn sich die Partnerin/der Partner mit dem höheren Bruttostundenlohn auch relativ stärker im Beruf engagiert ( $SI_3 > 0$ ). Wenn sich hingegen die Partnerin/der Partner mit dem höheren Bruttostundenlohn relativ stärker im Haushalt engagiert, ist der GPGHH negativ ( $SI_3 < 0$ ). Letztlich dokumentieren die Ergebnisse, dass die Aufgabenteilung im Haushalt und die haushaltsbezogenen Lohnunterschiede in einem engen Zusammenhang stehen. Dabei stellt sich die Frage, in welchem Zusammenhang die Merkmale beziehungsweise Merkmalsunterschiede in den analysierten Paarhaushalten sowie die Spezialisierungsmuster und der Gender Pay Gap auf Haushaltsebene stehen. Dieser Frage wird im Folgenden nachgegangen.

Abbildung 4-7

Gender Pay Gap auf Haushaltsebene für unterschiedliche Spezialisierungsmuster

Jahr 2018, Deutschland, Durchschnittswerte



Datengrundlage: Sample 2 (Paare, in denen beide Partner abhängig beschäftigt sind).

Quellen: SOEP v35; eigene Berechnungen

<sup>25</sup> Paarhaushalte, in denen beide Partner abhängig beschäftigt sind.

<sup>26</sup> In  $SI_3$  sind allerdings Paare nicht enthalten, die beide den gleichen Bruttostundenlohn aufweisen. Rundungsdifferenzen möglich.

### 4.3 Merkmale und Merkmalsunterschiede in Paarhaushalten

Das Wichtigste in Kürze:

- Bei dem überwiegenden Anteil der analysierten Paare ist der Mann älter als die Frau. Ein Zusammenhang zwischen Altersunterschied, Gender Pay Gap auf Haushaltsebene und Spezialisierungsmuster bei der Aufgabenteilung im Haushalt ist nicht zu erkennen.
- Ein Bildungsvorsprung des Mannes gegenüber der Frau geht sowohl mit einem relativ hohen Gender Pay Gap auf Haushaltsebene als auch mit hohen Indexwerten für  $SI_2$  und  $SI_3$  einher.
- Ehepaare weisen gegenüber Lebensgemeinschaften nicht nur einen höheren Gender Pay Gap auf Haushaltsebene und einen im Durchschnitt höheren Spezialisierungsgrad auf, der einem ökonomischen Kalkül folgt. Ehepaare weisen auch einen höheren Grad der Spezialisierung auf, der mit einem eher traditionellen Rollenverständnis einhergeht. Letzteres kann aber die Folge eines Selektionseffekts sein, das heißt, dass Paare mit einem solchen Rollenbild eher eine Ehe eingehen als andere Paare.
- Mit Blick auf den Gender Pay Gap auf Haushaltsebene und die beiden Spezialisierungsindizes wird in Westdeutschland ein Gefälle zwischen den norddeutschen und den anderen Bundesländern deutlich – darunter auch Bayern. Zudem ist der geschlechtsbezogene Spezialisierungsindex  $SI_2$  in Städten grundsätzlich kleiner als auf dem Land. Ostdeutsche Städte weisen gegenüber westdeutschen Städten die Besonderheit auf, dass der durchschnittliche Entgeltunterschied in Paarhaushalten negativ ist. Der das ökonomische Kalkül abbildende Spezialisierungsindex  $SI_3$  fällt in ländlichen Räumen in Westdeutschland größer aus als in städtischen Regionen. Dies ist in Ostdeutschland umgekehrt, allerdings ist  $SI_3$  im Niveau in Ostdeutschland deutlich kleiner als in Westdeutschland.
- Im Zuge der Geburt, der Adoption eines Kleinkindes etc. verändert sich das geschlechtsbezogene Spezialisierungsmuster ( $SI_2$ ) stark in Richtung einer eher traditionellen Aufgabenteilung (verglichen mit dem Vorjahr ohne Kleinkind im Haushalt). Im darauffolgenden Jahr – dieses Jahr markiert häufig den Wiedereinstieg in den Beruf – sinkt der Grad der eher traditionellen Aufgabenteilung. Er bleibt aber auf einem höheren Niveau als im Ausgangsjahr (ohne Kleinkind im Haushalt).
- Traditionelle Rollenmuster haben im Zeitverlauf an Bedeutung verloren, wenn (noch) keine Kleinkinder im Haushalt leben. Darüber hinaus zeigt ein Blick auf die Arbeitszeitmodelle von Paaren, in denen beide Partner berufstätig sind, dass sich der Anteil von Zweiverdiener-Paarhaushalten (mit beiden Partnern jeweils in Vollzeit) mit dem Vorhandensein von Kindern unter 14 Jahren merklich reduziert. Dem gegenüber nimmt der Anteil der Paare deutlich zu, die in einer solchen Konstellation in einem Hinzuverdiener-Modell leben (Mann: Vollzeit, Frau: Teilzeit).
- Mit zunehmender Anzahl der Kinder unter 14 Jahren steigt der Verdienstunterschied in Paarhaushalten. Der Vergleich von verschiedenen Arbeitszeitmodellen mit Blick auf das Vorhandensein von Kindern unter 14 Jahren in einem Haushalt signalisiert, dass sowohl ökonomische Überlegungen als auch andere Faktoren das Spezialisierungsmuster in Paarhaushalten treiben und sich dabei gegenseitig verstärken können. Interessant ist, dass in allen Konstellationen ein mehr oder weniger großes Ausmaß einer geschlechterbezogenen Spezialisierung beobachtet werden kann ( $SI_2$ ).

Entgeltunterschiede von Paaren

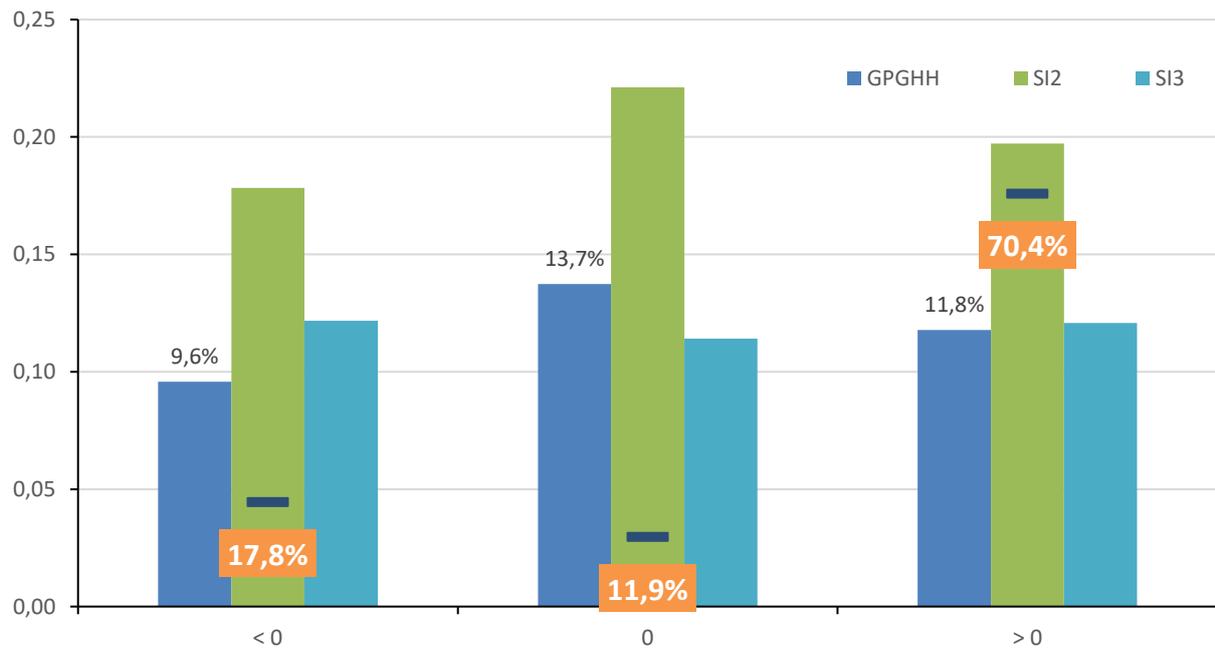
4.3.1 Alter

Zunächst ist festzuhalten, dass Männer in Paarhaushalten im Jahr 2018 im Durchschnitt etwa 2,5 Jahre älter sind als ihre Partnerinnen. Üblicherweise wird vermutet, dass das Qualifikationsniveau mit zunehmendem Alter ansteigt, weil nicht nur die Wahrscheinlichkeit größer ist, dass zeitaufwändigere (Aus-)Bildungsprozesse bereits abgeschlossen worden sind, sondern auch mehr Zeit für das Lernen im Beruf zur Verfügung gestanden hat. Da zwischen dem Kompetenz- bzw. Qualifikationsniveau und der Lohnhöhe ein gesicherter Zusammenhang existiert, liegt die Hypothese nahe, dass mit zunehmendem Altersunterschied eines Paares auch die Entgeltlücke zwischen beiden Partnern zunimmt. Der aufgrund des höheren Alters unterstellte Vorsprung in der beruflichen Entwicklung dürfte sich in dem Befund widerspiegeln, dass sich mit zunehmendem Altersunterschied auch bereits stärker arbeitsteilige Strukturen herausgebildet haben.

Abbildung 4-8

GPGHH und Spezialisierungsindizes nach Altersdifferenz des Paares

Jahr 2018, Deutschland, Durchschnittswerte



Datengrundlage: Sample 2 (Paare, in denen beide Partner abhängig beschäftigt sind). Altersdifferenz = Alter des Mannes – Alter der Frau. Rot: Verteilung der Paare (in Prozent).

Quelle: SOEP v35; eigene Berechnungen

Wie Abbildung 4-8 zeigt, ist in rund 70 Prozent aller Paare, in denen beide Partner abhängig beschäftigt sind, der Mann älter als seine Partnerin. Diese Paarhaushalte weisen zwar einen höheren haushaltsinternen Entgeltunterschied als Paare auf, in denen die Frau älter als ihr Partner ist, allerdings besteht der größte durchschnittliche Entgeltunterschied bei Paaren, die das gleiche Alter haben (13,7 Prozent). Die Unterschiede zwischen den drei Gruppen sind aber relativ gering (maximal vier Prozentpunkte) und gehen daher auch mit einer ökonomisch motivierten Aufgabenteilung

Entgeltunterschiede von Paaren

in ähnlich großem Umfang einher ( $SI_3$ ). In allen drei Fällen deutet sich auch ein Spezialisierungsmuster für eine eher traditionelle Aufgabenteilung an ( $SI_2$ ). Auch hier sind die Unterschiede zwischen den drei Gruppen relativ gering. Eine Korrelationsanalyse des bivariaten Zusammenhangs der drei Variablen GPGHH,  $SI_2$  und  $SI_3$  zum Altersunterschied eines Paares signalisiert ebenfalls keine signifikante Korrelation<sup>27</sup>. In allen drei Alterskonstellationen übersteigt der Index  $SI_2$  deutlich den Wert von  $SI_3$ . Demnach liegen im Rahmen der vorliegenden bivariaten Betrachtung keine Hinweise vor, dass traditionelle Spezialisierungsmuster mit dem Altersunterschied in einem Paarhaushalt zusammenhängen.

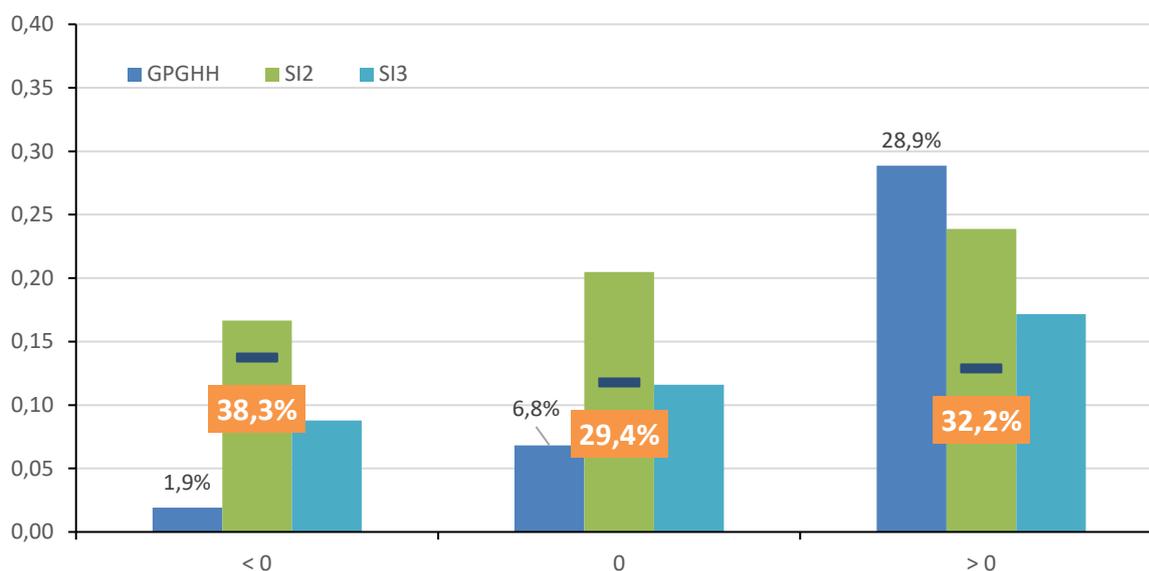
### 4.3.2 Dauer der Ausbildung

Männer in Paarhaushalten, in denen beide Partner abhängig beschäftigt sind, weisen im Jahr 2018 im Durchschnitt etwa 0,1 Bildungsjahre weniger auf als ihre Partnerinnen. Gemessen an der Dauer ihrer Ausbildung haben Paare im Durchschnitt ein gleiches Bildungsniveau. In knapp vier von zehn Haushalten (einem Drittel der Haushalte) ist die Frau (der Mann) die Person, die mehr Zeit in der (Aus-)Bildung verbracht hat. Vor diesem Hintergrund ist zu vermuten, dass mit größeren Bildungsunterschieden in Paarhaushalten auch die Entgeltlücke zunimmt und der Index  $SI_3$  größer ausfällt.

Abbildung 4-9

#### GPGHH und Spezialisierungsindizes nach Differenz in der Dauer der Ausbildung

Jahr 2018, Deutschland, Durchschnittswerte



Datengrundlage: Sample 2 (Paare, in denen beide Partner abhängig beschäftigt sind). Differenz in der Dauer der Ausbildung = Dauer der Ausbildung des Mannes (in Jahren) – Dauer der Ausbildung der Frau (in Jahren). Rot: Verteilung der Paare (in Prozent).

Quellen: SOEP v35; eigene Berechnungen

<sup>27</sup> Eine multivariate Analyse folgt in Abschnitt 4.4.

## Entgeltunterschiede von Paaren

Wenn Bildungsunterschiede zugunsten von Männern vorliegen (Differenz der Bildungsjahre  $> 0$ ), gehen diese mit einer Entgeltlücke von knapp 29 Prozent einher (Abbildung 4-9). Der Gender Pay Gap auf Haushaltsebene ist damit nicht nur deutlich größer als der Durchschnittswert (11,9 Prozent), sondern auch deutlich größer als bei Paaren mit einer gleich langen Ausbildungszeit (6,8 Prozent). Er verschwindet nahezu, wenn die Frau durchschnittlich mehr Ausbildungsjahre aufweist als ihr Partner. Die bivariate Korrelation zwischen dem Bildungsunterschied und dem Gender Pay Gap auf Haushaltsebene erweist sich als signifikant positiv (der Korrelationskoeffizient beträgt 0,21)<sup>28</sup>.

Diese Befunde korrespondieren auch mit den Werten für  $SI_3$  in den drei Gruppen. Eine aus einem ökonomischen Kalkül induzierte Aufgabenteilung ist bei Paaren, in denen die Frau das höhere Bildungsniveau (gemessen in Ausbildungsjahren) aufweist, weniger ausgeprägt als bei Paaren mit dem gleichen Bildungsniveau. Sie ist am ausgeprägtesten bei Paaren, in denen Männer eine längere (Aus-)Bildungszeit aufweisen als ihre Partnerinnen. Der Korrelationskoeffizient ist mit 0,11 signifikant, aber deutlich kleiner als bei einer Betrachtung des Zusammenhangs zwischen den Bildungsunterschieden und dem Gender Pay Gap auf Haushaltsebene.

Das Ausmaß einer eher traditionell ausgerichteten Aufgabenteilung ( $SI_2$ ) entwickelt sich ähnlich wie das Spezialisierungsmuster, das sich aus dem am Bruttostundenlohn ausgerichteten Kalkül ergibt. Ein Bildungsvorsprung des Mannes geht mit einem stärker traditionell ausgeprägten geschlechtsspezifischen Spezialisierungsmuster einher als ein Bildungsvorsprung der Frau. Der Korrelationskoeffizient zwischen  $SI_2$  und dem Bildungsunterschied beträgt 0,12 und ist signifikant. Analog zum Befund der bivariaten Betrachtung beim Alter übersteigt der Wert von  $SI_2$  den Wert von  $SI_3$  deutlich.

#### 4.3.3 Lebenspartnerschaft und Ehe

Die Art der Partnerschaft könnte einen Einfluss auf die Entgeltlücke ausüben, wenn Ehepaare ein grundsätzlich von Lebenspartnerschaften abweichendes Arbeitsteilungsarrangement präferieren – unabhängig davon, ob dies auf Einstellungen, Wünsche, Rollenbilder oder unterschiedliche Verdienstmöglichkeiten zurückzuführen ist. Darüber hinaus könnte auch ein Effekt des Ehegattensplittings relevant sein. So wirkt sich der steuermindernde Effekt des Ehegattensplittings im Zuge einer gemeinsamen Veranlagung besonders dann stark aus, wenn die Ehepartner unterschiedlich hohe (Monats- bzw. Jahres-)Einkommen aufweisen. Dies impliziert, dass Paare mit unterschiedlich hohen Verdiensten einen Anreiz haben, aus ökonomischen Gründen zu heiraten.

Abbildung 4-10 zeigt, dass Ehepaare mit 13,0 Prozent einen im Durchschnitt deutlich höheren Lohnunterschied aufweisen als Lebenspartnerschaften (3,9 Prozent). Auch das ökonomisch induzierte Spezialisierungsmuster fällt ausgeprägter aus ( $SI_3$ ). Auffällig ist, dass die Arbeitsteilung bei Ehepaaren nicht nur deutlich stärker traditionell erfolgt als bei Lebenspartnerschaften ( $SI_2$ ), sondern das geschlechtsspezifische Spezialisierungsmuster bei Letzteren ein geringeres Ausmaß annimmt als der ökonomisch induzierte Spezialisierungsgrad. Wenn  $SI_2$  bei Ehepaaren (deutlich) größer als bei Lebenspartnerschaften ausfällt, könnte dies auf einen sogenannten Selektionseffekt hindeuten, das heißt Paare mit einem eher traditionellen Rollenverständnis gehen offenbar häufiger eine Ehe ein.

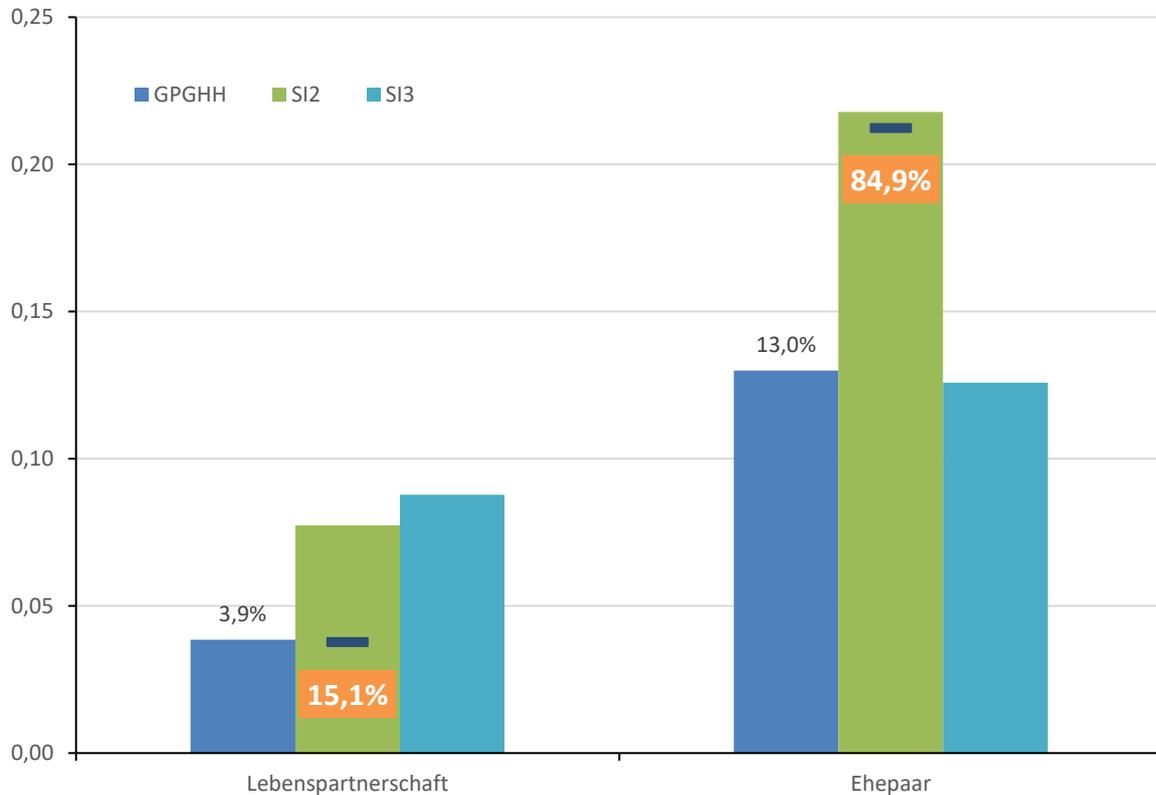
---

<sup>28</sup> Die Korrelation ist positiv, weil der Bildungsunterschied anhand der Differenz zwischen Anzahl der Bildungsjahre des Mannes und der Anzahl der Bildungsjahre der Frau gemessen wird.

Abbildung 4-10

GPGHH und Spezialisierungsindizes nach Art der Partnerschaft

Jahr 2018, Deutschland, Durchschnittswerte



Datengrundlage: Sample 2 (Paare, in denen beide Partner abhängig beschäftigt sind). Rot: Verteilung der Paare (in Prozent).

Quellen: SOEP v35; eigene Berechnungen

4.3.4 Region

Da zwischen West- und Ostdeutschland nicht nur hinsichtlich der geschlechtsspezifischen Lohnlücke große Differenzen bestehen, sondern sich auch die Erwerbsstrukturen von Frauen und Männern deutlich unterscheiden, dürften bei der haushaltsbezogenen Aufgabenteilung und beim Gender Pay Gap auf Haushaltsebene ebenfalls Unterschiede zu beobachten sein.

Die Entgeltlücke auf Haushaltsebene ist in westdeutschen Paarhaushalten, in denen beide Partner abhängig beschäftigt sind, mit 15,1 Prozent überdurchschnittlich groß (Abbildung 4-11). Dagegen weisen Frauen in ostdeutschen Paarhaushalten im Durchschnitt einen höheren Bruttostundenlohn auf als ihre Partner. Der haushaltsbezogene Gender Pay Gap zugunsten ostdeutscher Frauen ist mit 4,7 Prozent aber deutlich kleiner als der Lohnunterschied zugunsten westdeutscher Männer. Die unterschiedlich großen Entgeltunterschiede spiegeln sich auch in unterschiedlich hohen Spezialisierungsgraden in Ost- und Westdeutschland wider, die aus einem ökonomischen Kalkül resultieren.

Entgeltunterschiede von Paaren

Der Spezialisierungsindex  $SI_3$  ist in Westdeutschland fast viermal so hoch. Der positive Wert für  $SI_3$  in Ostdeutschland ist trotz eines durchschnittlich negativen Entgeltunterschieds von 4,7 Prozent darauf zurückzuführen, dass zwar bei knapp 60 Prozent der Paare der Mann pro Stunde einen höheren Lohn bezieht als die Frau, die Verdienstvorteile der Frauen in den anderen Haushalten sich aber stärker auf den Durchschnittswert niederschlagen.

Der geschlechtsbezogene Spezialisierungsindex  $SI_2$  signalisiert, dass Frauen in beiden Teilen Deutschlands – relativ zu ihren Partnern – im Durchschnitt stärker in die Hausarbeit eingebunden und/oder in weniger starkem Umfang berufstätig sind als ihre Partner. Der Wert von  $SI_2$  fällt aber bei Paaren in Westdeutschland deutlich größer aus als in Ostdeutschland und könnte daher auf ein stärker ausgeprägtes traditionelles Rollenverständnis schließen lassen. Abbildung 4-12 zeigt, dass eine stärker traditionelle Aufgabenteilung eher in ländlichen Räumen vorzufinden ist als in städtischen Räumen ( $SI_2$ ). Der Index fällt jedoch in Ostdeutschland betragsmäßig kleiner aus.

Abbildung 4-11

GPGHH und Spezialisierungsindizes für West- und Ostdeutschland

Jahr 2018, Durchschnittswerte



Datengrundlage: Sample 2 (Paare, in denen beide Partner abhängig beschäftigt sind). Rot: Verteilung der Paare (in Prozent).

Quellen: SOEP v35; eigene Berechnungen

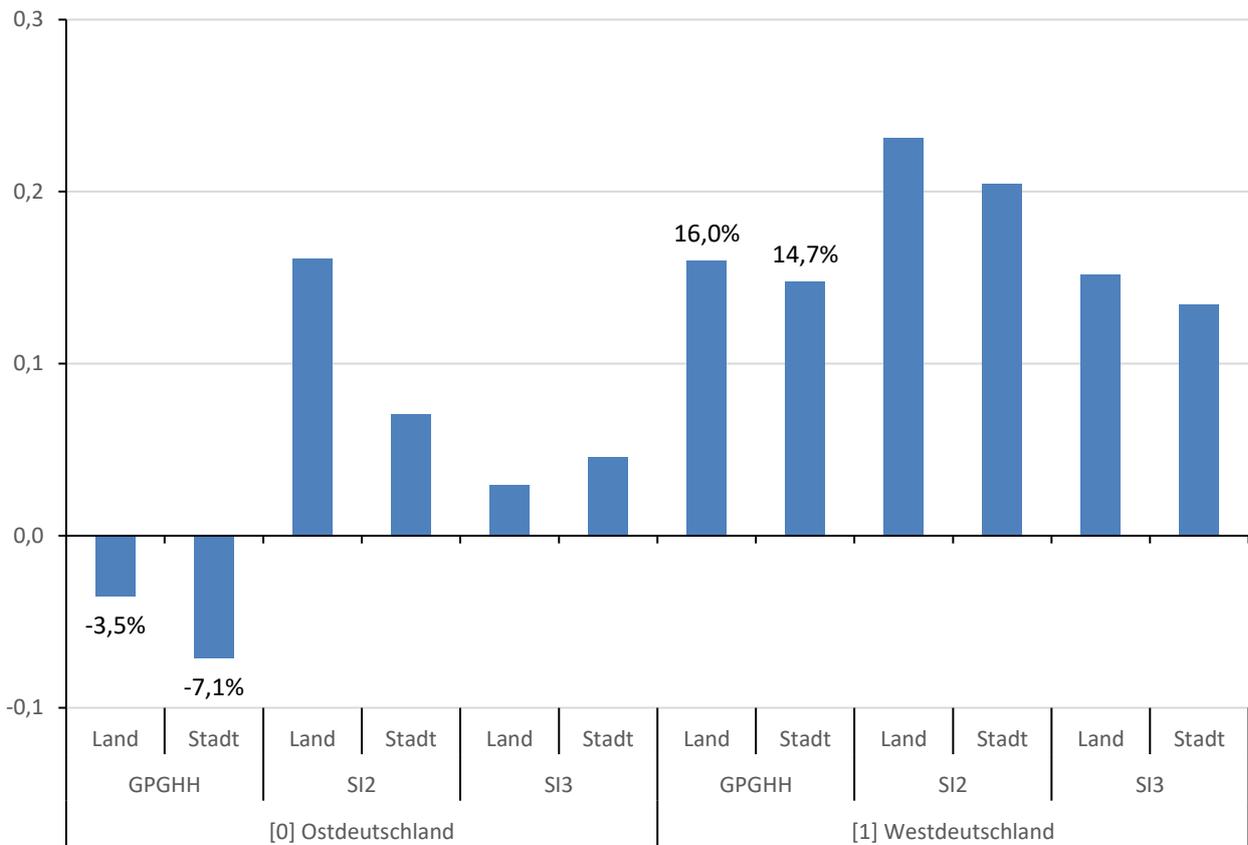
Entgeltunterschiede von Paaren

Während in Westdeutschland der Wert von  $SI_3$  in städtischen Regionen etwas kleiner ausfällt als in ländlichen Regionen, ist dies in Ostdeutschland (auf sehr niedrigem Niveau) umgekehrt. Beide Beobachtungen korrespondieren allerdings mit den jeweiligen Gender Pay Gaps auf Haushaltsebene: Männer weisen in westdeutschen Städten einen etwas geringeren Lohnvorteil auf als auf dem Land und Frauen in Ostdeutschland erzielen im Durchschnitt etwas größere Verdienstvorteile in städtischen Regionen als im ländlichen Raum.

Abbildung 4-12

GPGHH und Spezialisierungsindizes nach regionalen Merkmalen

Jahr 2018, Durchschnittswerte



Datengrundlage: Sample 2 (Paare, in denen beide Partner abhängig beschäftigt sind). Stadt: Städtischer Raum, Land: Ländlicher Raum.

Quellen: SOEP v35; eigene Berechnungen

Geringe Fallzahlen lassen keine differenzierte Auswertung über alle Bundesländer zu. Daher werden einzelne Bundesländer zu regionalen Clustern zusammengefasst, wenn die Fallzahlen nicht ausreichen. Lediglich für Bayern, Baden-Württemberg und Nordrhein-Westfalen ist ein bundeslandspezifischer Befund ausweisbar. In Westdeutschland zeichnet sich mit Blick auf den Gender Pay Gap auf Haushaltsebene und auf die Spezialisierungsmuster ein Süd-Nord-Gefälle ab (Abbildung 4-13). Baden-Württemberg weist im Durchschnitt den höchsten Entgeltunterschied in Paarhaushalten auf (19,9 Prozent), gefolgt vom Cluster Hessen/Rheinland-Pfalz/Saarland (17,8 Prozent) und Nordrhein-

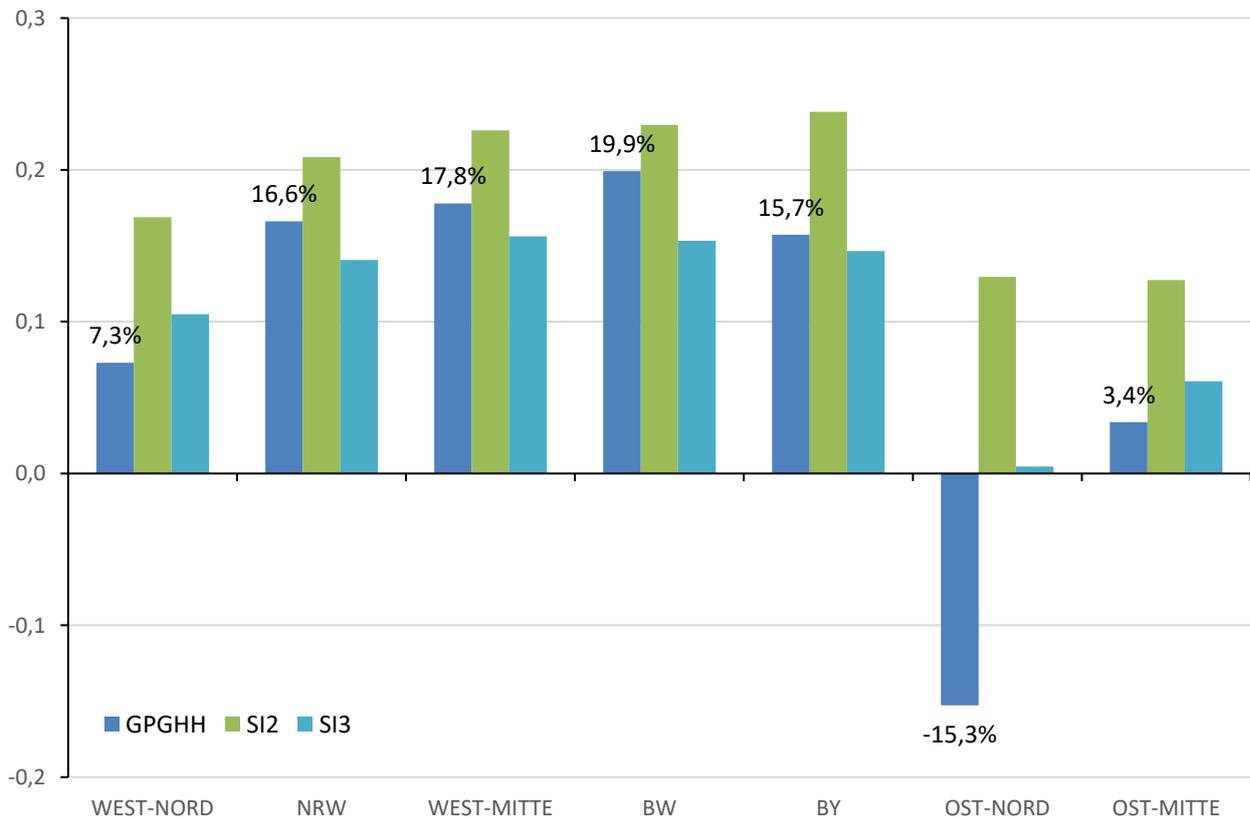
Entgeltunterschiede von Paaren

Westfalen (16,6 Prozent). Der Wert für Bayern liegt mit durchschnittlich 15,7 Prozent nur geringfügig über dem Durchschnittswert für Westdeutschland (15,1 Prozent). Dagegen fällt der durchschnittliche Entgeltunterschied im Cluster Schleswig-Holstein/Hamburg/Niedersachsen/Bremen mit 7,3 Prozent nur halb so groß aus.

Entsprechend lässt sich das Süd-Nord-Gefälle auch an den Werten von  $SI_3$  ablesen. Eine eher traditionelle Aufgabenteilung ist – gemessen anhand von  $SI_2$  – in Bayern, Baden-Württemberg und dem Cluster Hessen/Rheinland-Pfalz/Saarland am stärksten ausgeprägt. Der durchschnittlich sehr hohe Verdienstvorschub der Frauen im Cluster Ost-Nord ist im Wesentlichen auf einen Verteilungseffekt zurückzuführen. In diesem Cluster bezieht in rund 53 Prozent der Paare der Mann pro Stunde einen höheren Lohn als die Frau, die Verdienstvorteile der Frauen in den anderen Haushalten schlagen sich aber besonders stark auf den Durchschnittswert nieder und führen zu dem vergleichsweise hohen durchschnittlichen Gender Pay Gap auf Haushaltsebene.

Abbildung 4-13  
 GPGHH und Spezialisierungsindizes nach Regionsclustern

Jahr 2018, Durchschnittswerte



Datengrundlage: Sample 2 (Paare, in denen beide Partner abh. beschäftigt sind). WEST-NORD: Schleswig-Holstein/Hamburg/Niedersachsen/Bremen; NRW: Nordrhein-Westfalen; WEST-MITTE: Hessen/Rheinland-Pfalz/Saarland; BW: Baden-Württemberg; BY: Bayern; OST-NORD: Mecklenburg-Vorpommern/Berlin/Brandenburg; OST-MITTE: Sachsen/Sachsen-Anhalt/Thüringen

Quelle: SOEP v35; eigene Berechnungen

## 4.3.5 Kinder

### 4.3.5.1 Zu den Auswirkungen der Geburt, der Adoption eines Kindes / Aufnahme eines Pflegekindes auf die geschlechtsspezifische Aufgabenteilung im Haushalt

Im Folgenden wird zunächst auf Grundlage von **Sample 1** untersucht, inwieweit ein Kind unter drei Jahren die Aufgabenteilung im Haushalt beeinflusst<sup>29</sup>. Dazu wird die Situation von Paaren genauer betrachtet, die im ersten Jahr ( $t$ ) „kinderlos“ waren (d. h. kein Kind unter drei Jahren lebte im Haushalt), aber in den beiden Folgejahren (Jahre:  $t+1$ ,  $t+2$ ) mit einem Kind unter drei Jahren im Haushalt lebten.<sup>30</sup> Die Analyse bezieht sich demnach auf Dreijahreszeiträume. Um mögliche Einflüsse der Einführung des Erziehungsgelds auszuschließen, beschränkt sich der Beobachtungszeitraum auf die Jahre nach 2007. Das Vorgehen birgt das Risiko einer Beobachtungsverzerrung, da in der Auswertung nur Paare vertreten sind, in deren Haushalt ein Kleinkind in einem der Jahre hinzugekommen ist und die zugleich in den beiden darauffolgenden Jahren auch im SOEP beobachtet werden konnten. Dies bedeutet, dass in der Stichprobe keine Paare vertreten sind, die sich in den beiden Folgejahren nach der Geburt, der Adoption oder der Aufnahme eines Pflegekindes getrennt haben oder den Fragebogen des SOEP nicht beantwortet haben. Da nicht davon auszugehen ist, dass sich das Trennungsrisiko oder die Gründe für eine Antwortverweigerung systematisch innerhalb des Untersuchungszeitraums 2008 bis 2018 geändert haben, gehen wir davon aus, dass die Analyse hinreichend valide Ergebnisse zum Einfluss von Geburten, Adoptionen etc. auf die haushaltsbezogene Aufgabenteilung liefern können<sup>31</sup>.

Mit Blick auf den geschlechtsbezogenen Spezialisierungsindex  $SI_2$  fällt auf, dass im Vergleich der Jahre 2008, 2012 und 2016 der Grad einer eher traditionellen Arbeitsteilung in den Paarhaushalten zurückgegangen ist, wenn (noch) kein Kleinkind im Haushalt lebte (jeweils die linke Säule in Abbildung 4-14).<sup>32</sup> Der Indexwert  $SI_2$  ist aber jeweils deutlich größer als Null. Dies kann auf den Umstand zurückzuführen sein, dass die Arbeitsteilung in diesen Haushalten im Zusammenhang mit dem Vorhandensein und/oder der Betreuung von älteren Kindern steht. Im Folgejahr ( $t+1$ : 2009, 2013 und 2017) ist im Zusammenhang mit der Geburt, einer Adoption etc. nunmehr ein Kind im Alter von unter drei Jahren zu betreuen. Dies verändert das geschlechtsspezifische Spezialisierungsmuster schlagartig. Mütter übernehmen dann wesentlich mehr Aufgaben (als ihr Partner) im Haushalt bzw. der Kinderbetreuung ( $SI_2$  steigt deutlich an). Im anschließenden Jahr ( $t+2$ : 2010, 2014, 2018) sinkt  $SI_2$  wieder geringfügig. In vielen Fällen kehren Frauen nach der Elternzeit wieder in den Beruf zurück. Allerdings bleibt  $SI_2$  auch zwei Jahre nach der Geburt, Adoption etc. höher als im Ausgangsjahr ( $t$ ) und Mütter übernehmen (relativ zu ihrem Partner) in der Folge einen größeren Teil der Hausarbeit (und Betreuung) bzw. investieren im Vergleich zu ihrem Partner relativ wenig Zeit in den Beruf als noch vor der Geburt des Kindes. Dies dürfte darauf zurückzuführen sein, dass ein Teil der

<sup>29</sup> Mögliche Fallkonstellationen sind neben der Geburt eines Kindes, eine Adoption oder die Aufnahme eines Pflege- oder Stiefkindes. Ausgeschlossen sind Kinder, die im Rahmen eines Partnerwechsels (neu) im Haushalt leben.

<sup>30</sup> Paare, in denen im Jahr  $t+2$  ein weiteres Kind zur Familie hinzukommt, werden in der Analyse nicht berücksichtigt, weil der Geburts- oder Adoptionseffekt des zweiten Kindes den Zusammenhang zwischen Aufgabenteilung und ersten Kind überlagern würde.

<sup>31</sup> Eine Analyse für abhängig beschäftigte Paare (Sample 2), die auch eine Untersuchung des GPGHH einschließen würde, wäre zwar wünschenswert, allerdings ist diese aufgrund geringer Fallzahlen nicht möglich.

<sup>32</sup> Bei der Interpretation der Daten ist zu beachten, dass es sich jeweils um Relationen handelt, d. h. dass beispielsweise eine Zunahme bei MWF daraus resultieren kann, dass Frauen ihren tatsächlichen Zeitaufwand für Erwerbsarbeit ausweiten und/oder Männer ihren tatsächlichen Zeitaufwand für Erwerbsarbeit einschränken!

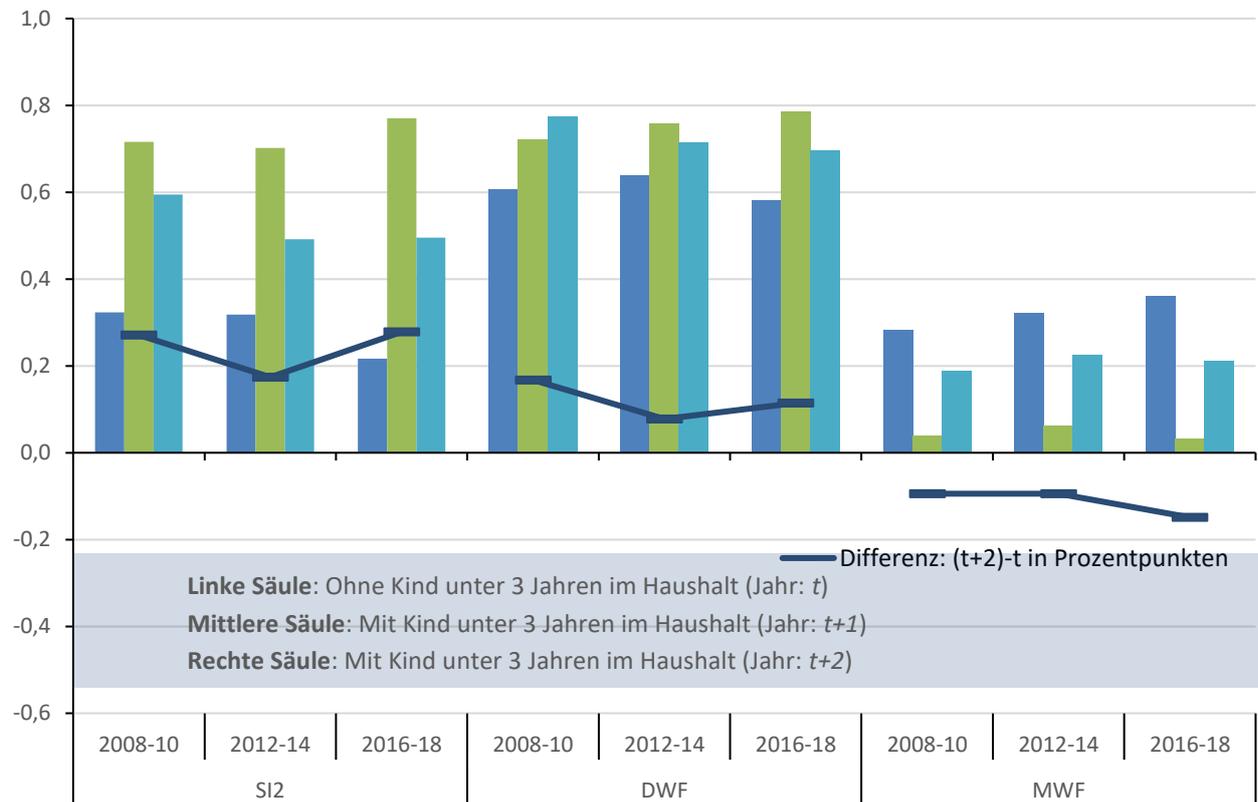
Entgeltunterschiede von Paaren

Mütter (noch) nicht wieder in den Beruf zurückgekehrt ist und dass zum Teil der Wiedereinstieg mit einer geringeren Arbeitszeit erfolgte (und/oder der Partner seinen Arbeitsumfang erhöht hat).

Am aktuellen Rand (2016, 2017, 2018) des Betrachtungszeitraums lässt sich erkennen, dass die Spezialisierung von Frauen auf die Hausarbeit (einschließlich Kinderbetreuung) im Jahr nach der Geburt (hier: 2017) verglichen mit dem ersten Zeitraum 2008 bis 2010 (hier: 2009) zugenommen und im zweiten Jahr (2018 vs. 2010) abgenommen hat. Die Befunde implizieren daher eine moderate Enttraditionalisierung im Zeitablauf bei Paaren vor einer Geburt etc. und (mutmaßlich) auch im Zusammenhang mit dem Auslaufen des Elterngelds sowie mit dem Wiedereinstieg in den Beruf. Abbildung 4-14 signalisiert gleichwohl, dass die Existenz von Kleinkindern zu einer traditionelleren Aufgabenteilung in den Haushalten führt.

Abbildung 4-14  
**SI<sub>2</sub>, DWF und MWF im Zeitverlauf**

Deutschland, Durchschnittswerte



Datengrundlage: Sample 1 (alle Paare), aber es werden jeweils Dreijahreszeiträume von Paaren betrachtet, die im ersten Jahr kein Kind unter 3 Jahren im Haushalt hatten und die in den beiden Folgejahren mit einem Kind unter 3 Jahren im Haushalt lebten.

Quellen: SOEP v35; eigene Berechnungen

Entgeltunterschiede von Paaren

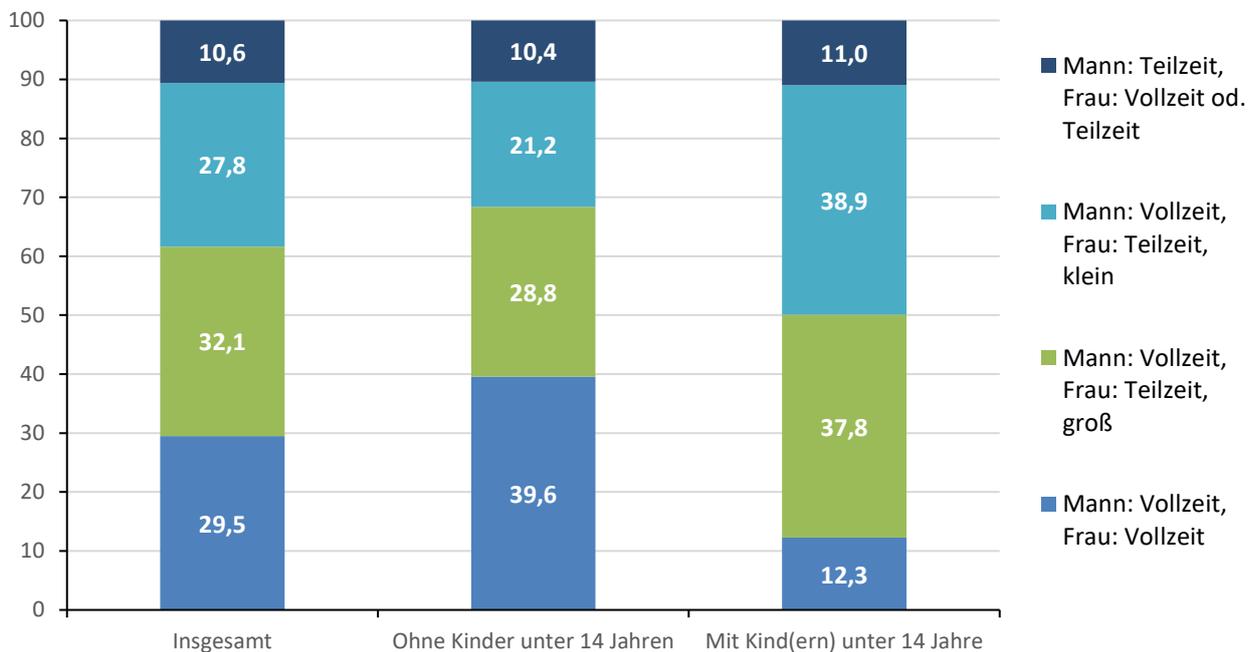
Der Blick auf die Anteile des zeitlichen Engagements, die die Frauen in den beobachteten Haushalten jeweils für häusliche (*DWF*) und berufliche (*MWF*) Verpflichtungen aufwenden, verdeutlicht diese Befunde. Bereits vor der Geburt sind Frauen stärker als ihre Partner in der Hausarbeit engagiert. Dies ist an den Werten für *DWF* in den drei erfassten Zeiträumen (linke Säule; *DWF* > 0,5) ablesbar. Allerdings kann das auch bereits das Ergebnis einer Aufgabenteilung sein, die infolge der Betreuung älterer Kinder entstanden ist. Am Ende des Betrachtungszeitraums ist die geschlechtsspezifische Aufteilung in der häuslichen Arbeit etwas neutraler geworden. Dies gilt zunächst nur für Frauen in Paarhaushalten (noch) ohne Kleinkinder. Der (relative) zeitliche Umfang, den Frauen für Hausarbeit und Kinderbetreuung etc. aufwenden, nimmt nach der Geburt stark zu und verbleibt auf relativ hohem Niveau, auch wenn in den beiden jüngeren Zeiträume der Wert von *DWF* im Jahr t+2 etwas abnimmt.

Das relative zeitliche Engagement von Frauen im Beruf (*MWF*) im Jahr vor der Geburt steigt im Zeitverlauf (linke Säule). Es liegt aber auch zu diesem Zeitpunkt deutlich unter dem Wert von 0,5 und signalisiert, dass Frauen in einem geringeren zeitlichen Umfang als ihre Partner im Beruf tätig sind. Dies könnte auch mit der Betreuung von älteren Kindern zusammenhängen, die hier nicht in die Betrachtung einfließen (können).

Abbildung 4-15

Arbeitszeitmodelle von Paaren mit Kindern unter 14 Jahren

Jahr 2018, Durchschnittswerte



Datengrundlage: Sample 2 (Paare, in denen beide Partner abhängig beschäftigt sind). Anzahl der Kinder unter 14 Jahren im Haushalt lebend. Arbeitszeit: Vollzeit (mehr als 35 Stunden), Teilzeit (mehr als 0 und bis zu 35 Stunden), Teilzeit, groß (mehr als 20 und bis zu 35 Stunden), Teilzeit, klein (mehr als 0 und bis zu 20 Stunden); Grundlage: vereinbarte Arbeitszeit.

Quellen: SOEP v35; eigene Berechnungen

## Entgeltunterschiede von Paaren

Im Jahr nach der Geburt des Kindes waren Mütter (in Relation zu ihrem Partner) in wesentlich geringerem Umfang im Beruf tätig (mittlere Säule). Der Wert von  $MWF$  liegt nur knapp über null und dürfte auf den kombinierten Effekt von Mutterschutz und Elterngeldbezug der Frau zurückzuführen sein. Im darauffolgenden Jahr nimmt das relative Engagement der Frau wieder etwas zu (rechte Säule), erreicht allerdings nicht das Niveau vor der Geburt des Kindes. Die sich im Jahr  $t+2$  herausbildende geschlechterbezogene Spezialisierung ist im Zeitverlauf nahezu konstant geblieben, obwohl sich Frauen vor der Geburt zeitlich zunehmend mehr (in Relation zu ihrem Partner) im Beruf engagieren. Die am aktuellen Rand des Betrachtungszeitraums größere Lücke könnte entweder durch eine stärkere Ausweitung des Arbeitsumfangs der Väter und/oder durch eine größere Reduktion des Arbeitsumfangs der Mütter erklärt werden.

Ein ergänzender Blick auf die Arbeitszeitmodelle von beschäftigten Paaren (**Sample 2**) zeigt, dass sich infolge des Vorhandenseins von Kindern deutliche Verschiebungen ergeben (vgl.

Abbildung 4-15). Leben keine Kinder unter 14 Jahren im Haushalt, arbeiten in knapp 40 Prozent aller Paarhaushalte beide Partner in Vollzeit. Dieser Anteil reduziert sich auf etwa 12 Prozent, sobald mindestens ein Kind unter 14 Jahren im Haushalt lebt. Dem gegenüber nimmt der Anteil der Paare deutlich zu, die in einem Hinzuverdiener-Modell leben (Mann: Vollzeit, Frau: Teilzeit). Dabei fällt auf, dass der Anteil der Modelle, in denen die Frau in „kleiner“ Teilzeit arbeitet, deutlich stärker zunimmt als der Anteil der Modelle, in denen die Frau in „großer“ Teilzeit arbeitet. Zu beachten ist, dass diejenigen Paare, die in einem Alleinverdiener-Modell leben, hier nicht betrachtet werden.

#### 4.3.5.2 Kleinkinder im Haushalt und der Gender Pay Gap auf Haushaltsebene

Abbildung 4-16 a) zeigt, dass der durchschnittliche Verdienstunterschied von Paaren ohne Kinder unter 14 Jahren im Haushalt im Zeitverlauf in etwa konstant geblieben ist. Dies spiegelt sich in der Entwicklung von  $SI_3$  im Zeitablauf wider, der ebenfalls einen mehr oder weniger konstanten Grad der Spezialisierung auf Basis eines ökonomischen Kalküls signalisiert. Etwas anders stellt sich das Bild in Haushalten mit Kindern unter 14 Jahren dar (Abbildung 4-16 b)). Beide Spezialisierungsindizes und der Lohnunterschied zwischen Frauen und Männern innerhalb eines Paares haben abgenommen. Allerdings bewegen sich alle drei Größen, insbesondere der Index  $SI_2$  auch weiterhin auf einem deutlich höheren Niveau als in Haushalten ohne Kinder unter 14 Jahren.

Es liegt die Vermutung nahe, dass die Anzahl der Kinder einen erheblichen Einfluss auf das Spezialisierungsmuster hat und damit auch in einem Zusammenhang mit der Höhe der Lohnlücke auf Haushaltsebene stehen wird. Mit Blick auf das aktuelle Erhebungsjahr 2018 wird deutlich, dass der durchschnittliche Gender Pay Gap auf Haushaltsebene mit der Anzahl der Kinder unter 14 Jahren ansteigt (Abbildung 4-17). Die beiden Trendgeraden für  $SI_2$  und  $SI_3$  signalisieren, dass mit zunehmender Anzahl von Kindern sowohl eine ökonomisch motivierte Spezialisierung ( $SI_3$ ) als auch eine eher traditionelle Rollenverteilung ( $SI_2$ ) zu beobachten ist<sup>33</sup>. Dabei fällt auf, dass die geschlechtsbezogene Arbeitsteilung mit steigender Kinderzahl stärker zunimmt als die Arbeitsteilung, die mit einem Verdienstvorsprung einhergeht. Insofern überwiegt offenbar mit zunehmender Kinderzahl eine eher traditionelle Arbeitsteilung verglichen mit einer ökonomisch motivierten Arbeitsteilung.

---

<sup>33</sup> Dies steht im Einklang mit dem Befund, dass Mütter den Beruf für die Familie häufiger zurückstellen als Väter und Mütter deutlich häufiger Teilzeit arbeiten (Statistisches Bundesamt, 2020d, e).

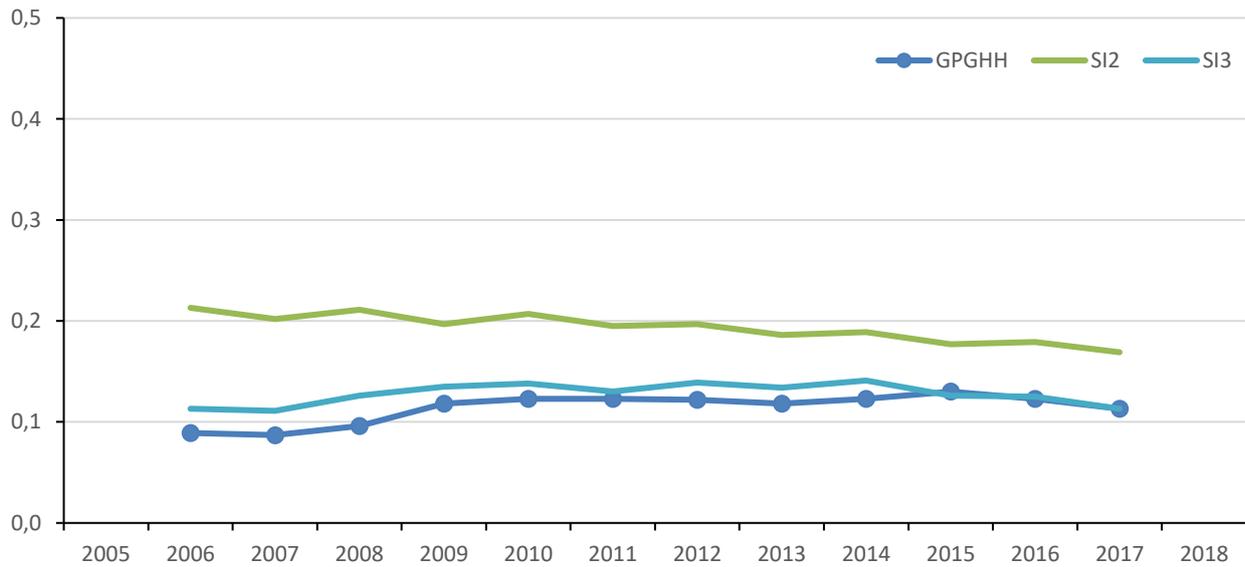
Entgeltunterschiede von Paaren

Abbildung 4-16

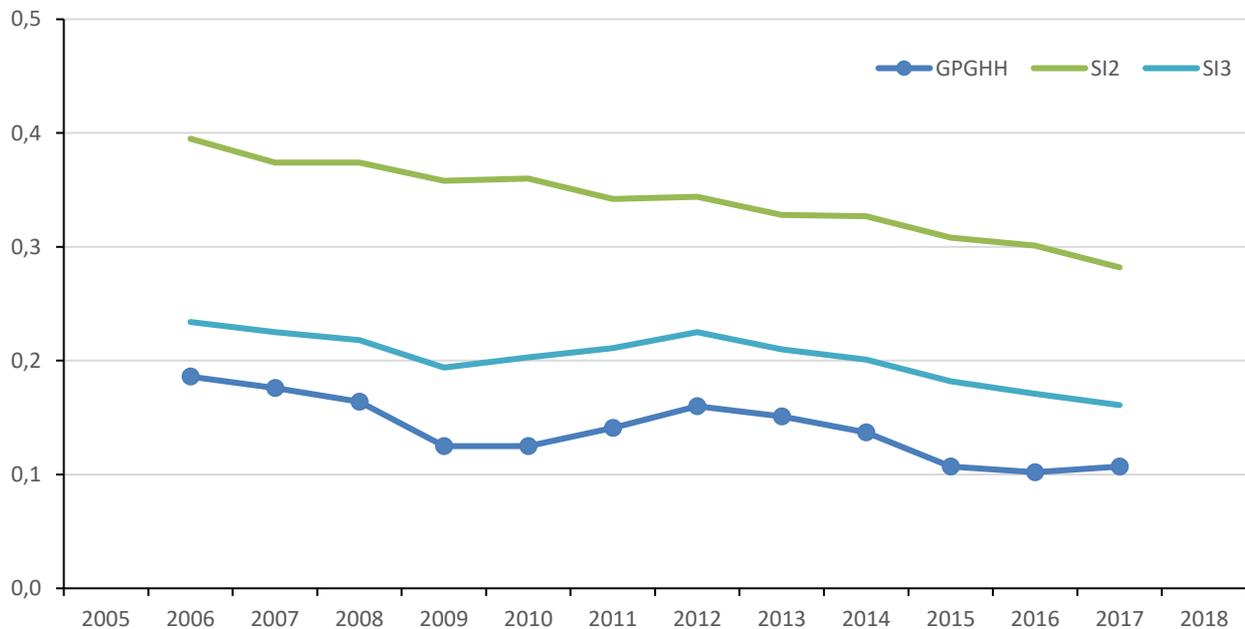
GPGHH und Spezialisierungsindizes im Zeitverlauf bei Paaren mit Kindern und ohn Kinder unter 14 Jahren

Jahr 2018, Durchschnittswerte

**a) Ohne Kinder unter 14 Jahren im Haushalt**



**b) Mit Kind(ern) unter 14 Jahren im Haushalt**



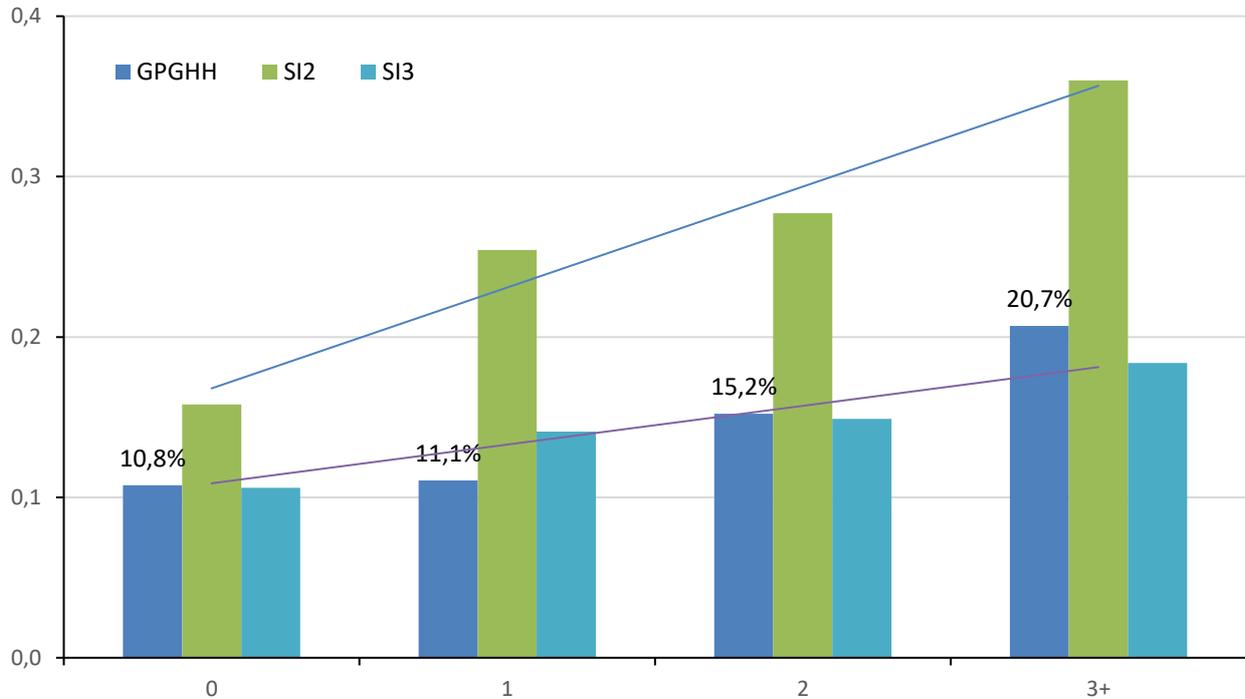
Datengrundlage: Sample 2 (Paare, in denen beide Partner abhängig beschäftigt sind). Gleitende Durchschnitte der Ordnung 3. Rundungsdifferenzen möglich.

Quellen: SOEP v35; eigene Berechnungen

Abbildung 4-17

GPGHH und Spezialisierungsindizes nach Anzahl der Kinder unter 14 Jahren

Jahr 2018, Durchschnittswerte



Datengrundlage: Sample 2 (Paare, in denen beide Partner abhängig beschäftigt sind). Anzahl der Kinder unter 14 Jahren im Haushalt lebend.

Quellen: SOEP v35; eigene Berechnungen

Auch in Haushalten ohne Kinder unter 14 Jahren, in denen beide Partner abhängig beschäftigt sind, existiert ein Lohnunterschied von knapp 11 Prozent. Zudem ist ebenfalls eine moderate Spezialisierung ( $SI_2$  und  $SI_3$ ) zu beobachten. Dies dürfte zum Teil auf das Vorhandensein älterer Kinder zurückzuführen sein, da der durchschnittliche Gender Pay Gap in Paarhaushalten bei 6,8 Prozent liegt, wenn das Paar bis dato keine Kinder hatte<sup>34</sup>. Auch die beiden Spezialisierungsindizes sind in diesem Fall deutlich kleiner ( $SI_2 = 0,054$  und  $SI_3 = 0,071$ , gerundet). Daher liegt die Vermutung nahe, dass der hier verbleibende Verdienstunterschied auf die berufliche Geschlechtersegregation zurückzuführen ist (vgl. hierzu Schmidt, 2020).

Ein Blick auf die von den beiden Partnern gewählten Arbeitszeitmodelle in Kombination ohne/mit bestehende(n) Betreuungsverpflichtungen für Kinder unter 14 Jahren signalisiert, dass sowohl ökonomische Überlegungen als auch Faktoren wie Präferenzen, Rollenerwartungen etc. einen Einfluss auf die Aufgabenteilung ausüben können. Paarhaushalte, in denen beide Partner in Vollzeit arbeiten, weisen im Durchschnitt einen Lohnabstand von 3,0 Prozent auf, wenn keine Kinder unter

<sup>34</sup> Für diese Auswertung wurden Daten aus der SOEP-Biografie verwendet. Damit ist häufig eine Reduktion der Fallzahlen verbunden.

Entgeltunterschiede von Paaren

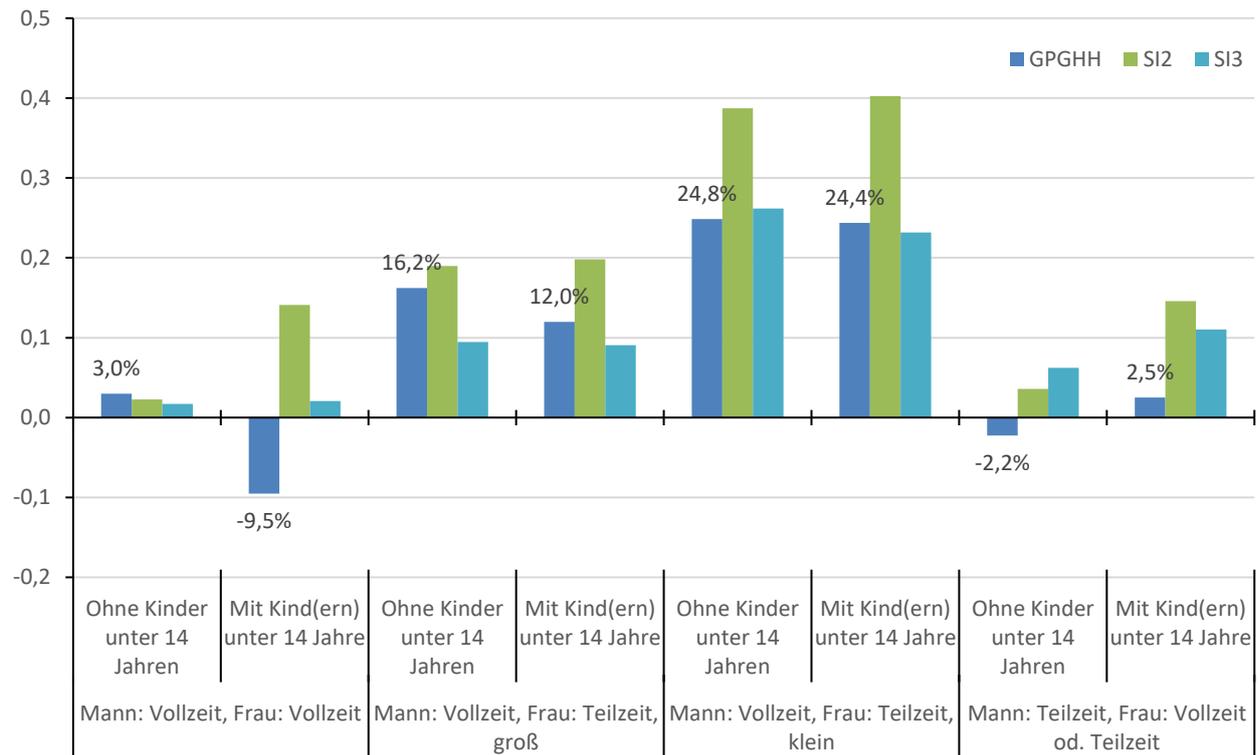
14 Jahren im Haushalt leben (Abbildung 4-18). Es findet nahezu keine (relative) Spezialisierung der Frau oder des Mannes auf häusliche bzw. berufliche Aktivitäten statt. Arbeiten beide Partner in Vollzeit und leben Kinder unter 14 Jahren in ihrem Haushalt, beziehen Frauen im Durchschnitt einen deutlich höheren Bruttostundenlohn als Männer (GPGHH = -9,5 Prozent).

Auch hier könnte ein „Verteilungseffekt“ vorliegen, das heißt in jeweils etwa der Hälfte der Paarhaushalte weist die Frau bzw. der Mann einen Verdienstvorsprung auf. Dieser ist in den Haushalten mit einem Verdienstvorteil der Frau besonders groß und führt im Ergebnis zu dem betragsmäßig hohen Gender Pay Gap auf Haushaltsebene. Allerdings ist auch in dieser Konstellation der geschlechtsbezogene Spezialisierungsindex  $SI_2$  größer null. Dies bedeutet, dass Frauen in diesem Modell ebenfalls (relativ) stärker in die Hausarbeit und Kinderbetreuung eingebunden sind als ihre Partner.

Abbildung 4-18

GPGHH und Spezialisierungsindizes nach Arbeitszeitmodellen von Paaren mit Kindern unter 14 Jahren

Jahr 2018, Durchschnittswerte



Datengrundlage: Sample 2 (Paare, in denen beide Partner abhängig beschäftigt sind). Anzahl der Kinder unter 14 Jahren im Haushalt lebend. Vereinbarte Arbeitszeit (Stunden pro Woche): Vollzeit: mehr als 35 Stunden, Teilzeit: mehr als 0 und bis zu 35 Stunden, Teilzeit, groß: mehr als 20 und bis zu 35 Stunden, Teilzeit, klein: mehr als 0 und bis zu 20 Stunden.

Quellen: SOEP v35; eigene Berechnungen

## Entgeltunterschiede von Paaren

Das an einem traditionellen Rollenbild orientierte Muster ist aber deutlich geringer ausgeprägt als in anderen Arbeitszeitmodellen, in denen der Mann einer Vollzeitbeschäftigung und die Frau einer Teilzeitbeschäftigung nachgeht.

In den Konstellationen eines Hinzuverdiener-Modells übernehmen Frauen in Abhängigkeit ihres Erwerbsumfangs einen (relativ zu ihren Partnern) größeren Anteil der Hausarbeit, auch wenn keine Kinder unter 14 Jahren im Haushalt leben. Insbesondere wenn Frauen in „kleiner“ Teilzeit tätig sind, ist der Wert von  $SI_2$  besonders hoch. Dementsprechend fällt auch der Lohnunterschied zwischen den Partnern und der Spezialisierungsindex  $SI_3$  aus. Je größer der Lohnabstand der Partner ausfällt, umso stärker erfolgt eine Spezialisierung der Frau auf die Hausarbeit (einschließlich Kinderbetreuung). Der Umstand, dass in der Konstellation (Mann: Vollzeit; Frau: kleine Teilzeit) kaum Unterschiede zwischen Paarhaushalten ohne und mit Kind(ern) zu beobachten sind, kann möglicherweise auch auf ältere Kinder zurückzuführen sein. So kann sich ein entsprechendes Spezialisierungsmuster bereits in der Vergangenheit herausgebildet haben und wird zum Beobachtungszeitpunkt gegebenenfalls aus anderen Gründen aufrechterhalten.

In den Konstellationen, in denen der Mann in Teilzeit und die Frau in Voll- oder Teilzeit arbeitet, sind nur sehr geringe Lohnunterschiede zu erkennen. Wenn Kinder im Haushalt vorhanden sind, übernehmen Frauen (relativ zu ihrem Partner) ebenfalls in stärkerem Umfang Aufgaben im Haushalt und eine ökonomisch motivierte Spezialisierung nimmt ebenfalls zu. Allerdings lassen sich aufgrund geringer Fallzahlen keine weitergehenden Aussagen treffen, inwieweit dies primär auf Frauen in Voll- oder Teilzeittätigkeiten zutrifft.

#### 4.4 Einflussfaktoren der haushaltsinternen Spezialisierung von Paaren

Das Wichtigste in Kürze

- Ein Gender Pay Gap in Paarhaushalten mit zwei abhängig beschäftigten Partnern (Sample 2) steht in einem positiven Zusammenhang mit einer eher traditionellen Aufgabenteilung hinsichtlich häuslicher und beruflicher Verpflichtungen. Mit anderen Worten: Mit zunehmendem Entgeltunterschied (zugunsten des Mannes) steigt ceteris paribus der Grad einer eher traditionellen Aufgabenteilung zwischen den Geschlechtern im Haushalt.
- Dieses Spezialisierungsmuster wird ausgeprägter mit zunehmender Altersdifferenz des Mannes in Relation zu seiner Partnerin, dem Vorhandensein von Kindern im Haushalt bzw. einer zunehmenden Anzahl von Kindern (unter 14 Jahren) und wenn beide Partner verheiratet sind.
- Ein Lohnunterschied in Paarhaushalten mit zwei abhängig beschäftigten Partnern steht in einem positiven Zusammenhang mit einem ökonomisch-rationalen Kalkül für die Aufgabenteilung hinsichtlich häuslicher und beruflicher Aufgaben. Mit anderen Worten: Mit zunehmendem Entgeltunterschied eines Paares steigt ceteris paribus der Grad einer Spezialisierung, bei der der/die besser verdienende Partner/Partnerin sich zeitlich relativ stärker im Beruf und/oder weniger stark in der Hausarbeit einschließlich Kinderbetreuung engagiert (im Vergleich zu seinem/ihrer Partner).
- Dieser Effekt ist betragsmäßig stärker hinsichtlich eines ökonomisch-rationalen Kalküls als der entsprechende Effekt der Lohndifferenz auf den Grad einer eher traditionellen Aufgabenteilung. Dies verdeutlicht, dass Lohnunterschiede im Haushalt einen vergleichsweise starken Anreiz zu einer ökonomisch motivierten Aufgabenteilung ausüben, allerdings auch zu einer stärker traditionellen Aufgabenteilung beitragen (können).

## Entgeltunterschiede von Paaren

- Die Altersdifferenz (zwischen dem besser und dem geringer verdienenden Partner), das Vorhandensein von Kleinkindern und eine umso größere Anzahl von Kindern (unter 14 Jahren) gehen mit einer stärkeren ökonomisch induzierten Aufgabenteilung einher.
- Die Ehe als Institution korreliert hingegen entgegen der Erwartungen nicht mit dem Ausmaß der ökonomisch induzierten Aufgabenteilung zwischen zwei berufstätigen Partnern.

#### 4.4.1 Determinanten einer eher traditionellen Aufgabenteilung im Paarhaushalt ( $SI_2$ )

Im Folgenden wird der Frage nachgegangen, welchen Einfluss die bislang ausschließlich deskriptiv analysierten Merkmale bzw. Merkmalsunterschiede in Paarhaushalten auf das geschlechtsbezogene Spezialisierungsmuster und damit auf  $SI_2$  ausüben. Dazu wird eine OLS-Schätzung angewendet, an der sich ablesen lässt, inwieweit sich der Grad einer eher traditionellen Aufgabenteilung zwischen den Geschlechtern im Haushalt ändert, wenn bestimmte Merkmale gleichzeitig untersucht werden. Besondere Aufmerksamkeit liegt dabei erstens auf dem Einfluss von Kindern im Haushalt sowie zweitens auf der Lohnrelation der beiden Partner zueinander. Dazu werden in Anlehnung an Siminski und Yetsenga (2020) mehrere Modellenschätzungen (Modelle (1) bis (5)) mit dem **Sample 1** durchgeführt, das alle Paare umfasst, demzufolge auch Paare, in denen beispielsweise allein der Mann oder allein die Frau erwerbstätig sind (vgl. Tabelle 4-2). Die Berechnungen der Modelle (6) bis (11) basieren auf dem **Sample 2** und berücksichtigen nur Paare, in denen beide Partner abhängig beschäftigt sind.

Die Modelle (1) bis (5) zeigen, dass der Grad einer eher traditionellen Aufgabenteilung in Paarhaushalten mit dem Alter des Mannes (bei einem gegebenen Alter der Frau) ansteigt und mit dem Alter der Frau (bei gegebenem Alter des Mannes) sinkt. Der multivariate Befund impliziert anders als die bivariate Betrachtung einen signifikanten Einfluss von Altersunterschieden. In separaten Modellen wurde zusätzlich der sogenannte Beta-Koeffizient berechnet, der in Schätzmodellen einen Vergleich der Effektstärke von Merkmalen mit unterschiedlichen Dimensionen erlaubt (Werte sind hier nicht ausgewiesen). Der Beta-Koeffizient<sup>35</sup> signalisiert, dass der Einfluss des Alters unter allen Kovariaten (das heißt im Modell berücksichtigten Merkmalen) am größten ist. Auch die jeweilige Ausbildungsdauer wirkt sich in gleicher Weise wie das Alter signifikant auf die geschlechtsbezogene Aufgabenteilung von beruflichen und häuslichen Aktivitäten aus. Eine Veränderung der Ausbildungsdauer der Frau beeinflusst  $SI_2$  dabei aber etwa doppelt so stark wie eine vergleichbare Veränderung der Ausbildungsdauer des Mannes.

Ferner verfolgen Ehepaare (verglichen mit Lebenspartnerschaften) eher eine stärker traditionelle Aufgabenteilung und das Vorhandensein von Kindern, insbesondere von Kleinkindern unter drei Jahren, erweist sich als Katalysator für eine Spezialisierung der Frau auf häusliche Aufgaben. Die Befunde deuten darauf hin, dass insbesondere mit der Geburt eines Kindes eine stärkere (Re-)Traditionalisierung der Geschlechterrollen verbunden ist, die sich zudem bei Geburt eines zweiten oder dritten Kindes verstärkt.

---

<sup>35</sup> Der Beta-Koeffizient von 1,781 für das Alter des Mannes (Modell (5)) bedeutet, dass eine Erhöhung der unabhängigen Variablen (Alter des Mannes) um eine Standardabweichung mit einer Erhöhung des Indexwertes  $SI_2$  um 1,781 Standardabweichungen einhergeht.

## Entgeltunterschiede von Paaren

Diese Ergebnisse lassen sich mit den Ergebnissen für Paare vergleichen, die beide abhängig beschäftigt sind (vgl. Modelle (6) bis (11)). Wie sich erkennen lässt, bleiben die Vorzeichen der Koeffizienten gleich, allerdings nimmt die Effektstärke der Kovariaten Alter<sup>36</sup>, Dauer der Ausbildung und dem Vorhandensein von Kindern im Haushalt ab. Dies überrascht insofern nicht, weil Paare, in denen der Mann die Rolle des Alleinverdieners einnimmt, nicht mehr in der Analyse berücksichtigt werden. Der Gesamtbefund bleibt jedoch im Wesentlichen unverändert. Die Dauer der Ausbildung des Mannes korreliert – und das auch nur in drei Modellen – schwach signifikant mit  $SI_2$ . Dies impliziert, dass primär die Ausbildung der Frau (ceteris paribus) über den Grad einer (eher) traditionellen Aufgabenteilung in Paarhaushalten mit zwei abhängig beschäftigten Partnern entscheidet.

Von besonderem Interesse ist der Einfluss des (logarithmierten) Verhältnisses des Bruttostundenlohns der Frau zum Bruttostundenlohn des Mannes auf die geschlechterbezogene Aufgabenteilung (Modell (11)). Mit zunehmendem Lohnunterschied zwischen den Partnern geht eine eher traditionelle Aufgabenteilung einher, selbst wenn die bereits angesprochenen Merkmale berücksichtigt werden. Der eigenständig berechnete Beta-Koeffizient signalisiert, dass sich eine Veränderung des (logarithmierten) Lohnverhältnisses zwar etwas schwächer auf das geschlechtsbezogene Spezialisierungsmuster auswirkt als die Anzahl der Kinder unter 14 Jahren, gleichwohl betragsmäßig stärker ausfällt als zum Beispiel die Institution der Ehe.

Zwei Erklärungsansätze bieten sich für diesen Befund an. Möglicherweise verfügt der Partner mit dem höheren (Bruttostunden-)Verdienst erstens über eine stärkere Verhandlungsposition, wenn ein Paar zu einem bestimmten Zeitpunkt gemeinsam darüber entscheidet, wer sich relativ stark in der Hausarbeit und wer sich relativ stark im Beruf engagiert. Dabei ist allerdings zu bedenken, dass das Schätzmodell keine Aussage darüber erlaubt, ob in einem konkreten Fall die Frau gegenüber ihrem Partner auch beruflich zurücktritt. Das Ergebnis kann auch dadurch zustande kommen, dass die Frau lediglich einen wachsenden Anteil der Hausarbeit übernimmt, wodurch  $SI_2$  bei einem gleichen hohen beruflichen Engagement ansteigt. Zweitens kann der Lohnunterschied bereits die Folge einer geschlechtsbezogenen Aufgabenteilung in der Vergangenheit sein, für die sich das Paar zu dem damaligen Zeitpunkt aus einem wirtschaftlichen Kalkül oder aufgrund entsprechender Präferenzen entschieden hatte (umgekehrte Kausalität).

Lohnunterschiede zwischen Mann und Frau und Präferenzen bzw. Rollenbilder können sich gegenseitig im Zeitablauf verstärken und eine einmal getroffene eher traditionelle Aufgabenteilung verfestigen.

---

<sup>36</sup> Die Korrelation mit dem Alter der Frau ist nicht in jedem Modell auf dem 5-Prozent-Fehlerniveau signifikant.

Entgeltunterschiede von Paaren

Tabelle 4-2  
 Determinanten von  $SI_2$

Jahr 2018, OLS-Regressionen auf Haushaltsebene

Abhängige Variable: $SI_2$	Sample 1					Sample 2					
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)	(11)
Alter (Mann)	0,065** (0,009)	0,068** (0,008)	0,067** (0,008)	0,066** (0,008)	0,063** (0,008)	0,035** (0,010)	0,036** (0,010)	0,035** (0,010)	0,027** (0,010)	0,026** (0,010)	0,021** (0,010)
Alter <sup>2</sup> (Mann)	-0,001** (0,000)	-0,001** (0,000)	-0,001** (0,000)	-0,001** (0,000)	-0,001** (0,000)	-0,000** (0,000)	-0,000** (0,000)	-0,000** (0,000)	-0,000** (0,000)	-0,000** (0,000)	-0,000** (0,000)
Alter (Frau)	-0,057** (0,008)	-0,051** (0,008)	-0,049** (0,008)	-0,052** (0,008)	-0,054** (0,008)	-0,019* (0,010)	-0,018* (0,010)	-0,016 (0,010)	-0,023** (0,010)	-0,021** (0,009)	-0,019** (0,009)
Alter <sup>2</sup> (Frau)	0,001** (0,000)	0,001** (0,000)	0,001** (0,000)	0,001** (0,000)	0,001** (0,000)	0,000** (0,000)	0,000** (0,000)	0,000* (0,000)	0,000** (0,000)	0,000** (0,000)	0,000** (0,000)
Dauer der Ausbildung (Mann)	0,017** (0,003)	0,017** (0,003)	0,016** (0,003)	0,016** (0,003)	0,016** (0,003)	0,007* (0,004)	0,006* (0,004)	0,006* (0,004)	0,006 (0,004)	0,005 (0,004)	0,001 (0,003)
Dauer der Ausbildung (Frau)	-0,030** (0,004)	-0,031** (0,004)	-0,031** (0,004)	-0,031** (0,004)	-0,030** (0,004)	-0,017** (0,003)	-0,018** (0,003)	-0,018** (0,003)	-0,019** (0,003)	-0,019** (0,003)	-0,013** (0,003)
Ehepaar (Ref. Lebenspartnerschaft)	0,129** (0,023)	0,105** (0,023)	0,097** (0,023)	0,081** (0,022)	0,087** (0,023)	0,128** (0,022)	0,124** (0,022)	0,121** (0,022)	0,107** (0,021)	0,106** (0,022)	0,099** (0,020)
Kinder# unter 3 Jahre		0,330** (0,027)	0,320** (0,026)	0,335** (0,026)			0,106** (0,029)	0,110** (0,029)	0,134** (0,029)		
Kinder# von 3 bis unter 6 Jahre			0,099** (0,022)	0,082** (0,022)				0,055** (0,024)	0,049** (0,024)		
Kinder# von 6 bis unter 14 Jahre				0,118** (0,016)					0,108** (0,016)		
Anzahl Kinder unter 14 Jahre					0,106** (0,009)					0,076** (0,009)	0,074** (0,009)
Log. relativer Lohn $SI_2$ <sup>a)</sup>											-0,100** (0,016)
Regionencluster <sup>b)</sup>	ja										
Regionstyp <sup>c)</sup>	ja										
Konstante	0,291* (0,151)	0,031 (0,145)	-0,025 (0,144)	0,007 (0,141)	0,165 (0,139)	-0,054 (0,177)	-0,100 (0,175)	-0,127 (0,174)	0,140 (0,181)	0,139 (0,176)	0,134 (0,177)
Adj. R <sup>2</sup>	0,182	0,213	0,217	0,228	0,213	0,094	0,099	0,102	0,129	0,131	0,166
Beobachtungen	5.343	5.343	5.343	5.343	5.343	2.735	2.735	2.735	2.735	2.735	2.735

Robuste Standardfehler in Klammern. \*\*/\* signalisieren statistische Signifikanz auf dem 5 Prozent-/ 10 Prozent-Niveau. a) Log relativer Lohn  $SI_2$ : Log [Bruttostundenlohn (Frau) / Bruttostundenlohn (Mann)]. b) Regionencluster: vgl. Abbildung 4-13 c) Regionstyp: ländlicher Raum/städtischer Raum. # Mindestens ein Kind in den angegebenen Altersgrenzen lebt im Haushalt (binäre Variable). Alter und Dauer der Ausbildung sind in Jahren ausgedrückt.

Quellen: SOEP v35; eigene Berechnungen

#### 4.4.2 Determinanten einer Aufgabenteilung im Paarhaushalt nach ökonomischem Kalkül ( $SI_3$ )

Abschließend ist die Frage zu beantworten, wie stark ein ökonomisches Kalkül die Aufgabenteilung eines Paares beeinflusst. Auch hier werden mehrere Schätzmodelle berechnet, die sich an Siminski und Yetsenga (2020) anlehnen. Ein ökonomisches Kalkül unterstellt, dass derjenige Partner oder diejenige Partnerin in einem größeren zeitlichen Umfang im Beruf bzw. einem geringeren Umfang im Haushalt tätig ist, der/die den höheren Bruttostundenlohn aufweist.  $SI_3$  sollte also mit einem wachsenden Lohnunterschied zunehmen.

Tabelle 4-3 zeigt zunächst, dass Altersunterschiede unabhängig von der Modellspezifikation ein ökonomisch begründetes Spezialisierungsmuster fördern. Die Dauer der Ausbildung der beiden Partner spielt hingegen eine geringere Rolle. Die entsprechenden Koeffizienten sind allenfalls schwach signifikant. Der Befund könnte den Umstand widerspiegeln, dass Paare häufig ein ähnliches Ausbildungsniveau aufweisen (sogenanntes „assortative mating“ mit Blick auf das Bildungsniveau), Männer aber im Durchschnitt etwas älter als ihre Partnerinnen sind und damit bereits eine längere Erwerbsbiografie aufweisen.<sup>37</sup>

Ehepaare unterscheiden sich mit Blick auf eine ökonomisch motivierte Spezialisierung nicht signifikant von anderen Lebenspartnerschaften. Dies gilt für alle Modelle und selbst nach Kontrolle des Lohnunterschieds. Dies dürfte der gängigen Hypothese widersprechen, dass der Splittingvorteil eines Ehepaares bei einer gemeinsamen Veranlagung die ökonomische Ratio eines häuslichen Spezialisierungsmusters fördert. Robustheitschecks bestätigen diesen Befund. Dabei wurde  $SI_3$  als abhängige Variable durch den Anteil der Personen mit dem höheren (niedrigeren) Stundenlohn an dem gesamten zeitlichen Engagement des Paares für berufliche Aktivitäten ersetzt. Dies kann auch damit erklärt werden, dass in einer Ehe beide Partner ihre Arbeitszeit im Vergleich zu anderen Lebensgemeinschaften absolut reduzieren. Die Befunde spiegeln damit den ökonomischen Einkommenseffekt des Splittingvorteils für beide Ehepartner wider.

In den Haushalten, in denen (mindestens) ein Kind unter drei Jahren lebt, ist ein ökonomisch begründetes Spezialisierungsmuster deutlich ausgeprägter als in Haushalten ohne Kleinkind, insbesondere dann, wenn für weitere Kinder im Haushalt kontrolliert wird. Wird die Anzahl der Kinder unter 14 Jahren in einer eigenständigen Schätzung betrachtet, ist der Zusammenhang ebenfalls signifikant (Modell (16)). Die Schätzergebnisse, die auf Basis des **Sample 1** berechnet worden sind, werden damit im Kern bestätigt. Allerdings bleibt bei der hier vorgenommenen Schätzung, bei der ausschließlich Paare betrachtet werden, in denen sowohl die Frau als auch der Mann abhängig beschäftigt ist (Sample 2), die Stärke des Zusammenhangs zur Anzahl der Kinder unter 14 Jahren (gemessen am Beta-Koeffizienten) deutlich hinter dem Effekt zurück, der von einem Lohnunterschied zwischen den Partnern ausgeht (Modell (17)).

---

<sup>37</sup> Da wir für Erwerbserfahrung nicht kontrollieren können, liegt die Hypothese nahe, dass die Variablen Alter der Frau und Alter des Mannes auch den Zusammenhang zwischen  $SI_3$  und der Länge der jeweiligen Erwerbsbiografie widerspiegeln.

Tabelle 4-3

 Determinanten von  $SI_3$ 

Jahr 2018, OLS-Regressionen auf Haushaltsebene

Abhängige Variable: $SI_3$	Sample 2					
	(12)	(13)	(14)	(15)	(16)	(17)
Alter (H)	0,038** (0,011)	0,039** (0,011)	0,039** (0,011)	0,037** (0,011)	0,035** (0,011)	0,031** (0,011)
Alter <sup>2</sup> (H)	-0,000** (0,000)	-0,000** (0,000)	-0,000** (0,000)	-0,000** (0,000)	-0,000** (0,000)	-0,000* (0,000)
Alter (L)	-0,019* (0,011)	-0,019* (0,011)	-0,019* (0,011)	-0,021* (0,011)	-0,020* (0,011)	-0,019* (0,011)
Alter <sup>2</sup> (L)	0,000 (0,000)	0,000 (0,000)	0,000 (0,000)	0,000 (0,000)	0,000 (0,000)	0,000 (0,000)
Dauer der Ausbildung (H)	-0,003 (0,005)	-0,003 (0,005)	-0,003 (0,004)	-0,003 (0,004)	-0,004 (0,005)	-0,007* (0,004)
Dauer der Ausbildung (L)	-0,007* (0,004)	-0,008* (0,004)	-0,008* (0,004)	-0,008* (0,004)	-0,008* (0,004)	-0,002 (0,004)
Ehepaar (Ref. Lebenspartnerschaft)	0,015 (0,022)	0,012 (0,022)	0,014 (0,022)	0,011 (0,022)	0,007 (0,023)	-0,006 (0,022)
Kinder <sup>#</sup> unter 3 Jahre		0,068* (0,036)	0,065* (0,036)	0,071** (0,036)		
Kinder <sup>#</sup> von 3 bis unter 6 Jahre			-0,030 (0,031)	-0,031 (0,031)		
Kinder <sup>#</sup> von 6 bis unter 14 Jahre				0,027 (0,021)		
Anzahl Kinder unter 14 Jahre					0,024** (0,012)	0,023** (0,011)
Log. relativer Lohn $SI_3$ <sup>a)</sup>						0,212** (0,026)
Regionencluster <sup>b)</sup>	ja	ja	ja	ja	ja	ja
Regionstyp <sup>c)</sup>	ja	ja	ja	ja	ja	ja
Konstante	-0,170 (0,209)	-0,202 (0,206)	-0,184 (0,206)	-0,119 (0,215)	-0,115 (0,213)	-0,135 (0,204)
Adj. R <sup>2</sup>	0,082	0,083	0,084	0,085	0,084	0,147
Beobachtungen	2.700	2.700	2.700	2.700	2.700	2.700

Robuste Standardfehler in Klammern. \*\*/\* signalisieren statistische Signifikanz auf dem 5 Prozent-/ 10 Prozent-Niveau. H (L) bezeichnet jeweils den Partner oder die Partnerin mit dem höheren (niedrigeren) Bruttostundenlohn. Ohne Paare mit gleichem Bruttostundenlohn. a) Log relativer Lohn  $SI_3$ : Log [Bruttostundenlohn (H) / Bruttostundenlohn (L)]. b) Regionencluster: vgl. Abbildung 4-13 c) Regionstyp: ländlicher Raum/städtischer Raum. # Mindestens ein Kind in den angegebenen Altersgrenzen lebt im Haushalt (binäre Variable). Alter und Dauer der Ausbildung sind in Jahren ausgedrückt.

Quellen: SOEP v35, eigene Berechnungen

## Entgeltunterschiede von Paaren

Modell (17) bestätigt folglich die begründete Hypothese, dass mit einem steigenden Lohnunterschied zwischen den Partnern der Indexwert  $SI_3$  höher ist. Mit zunehmendem Lohnabstand spezialisiert sich die Person mit dem höheren Lohn demnach relativ stark auf den Beruf und/oder reduziert ihr zeitliches Engagement für Haushaltsaktivitäten. Darüber hinaus signalisiert der Blick auf die Beta-Koeffizienten, dass Lohnunterschiede eine größere Bedeutung für das Ausbilden eines ökonomisch induzierten Spezialisierungsmuster aufweisen als für geschlechtsbezogene Spezialisierungsmuster (Modelle (11) und (17)).

Zusammengefasst gehen Kinder besonders stark mit einem geschlechtsbezogenen Spezialisierungsmuster einher, bei denen sich die Frau in relativ stärkerem Umfang auf hauswirtschaftliche Tätigkeiten einschließlich der Kinderbetreuung fokussiert. Hier könnten Präferenzen und Rollenbilder eine große Bedeutung haben, allerdings dürfte generell auch die Verfügbarkeit von Kinderbetreuungsplätzen einen Einfluss haben. Lohnunterschiede begünstigen besonders stark eine ökonomisch getriebene Spezialisierung. Da Frauen im Durchschnitt auch auf Haushaltsebene geringere Stundenlöhne aufweisen als ihre Partner, geht eine ökonomisch geprägte Aufgabenteilung zugleich häufig mit einer geschlechtsbezogenen Aufgabenteilung einher. Daher ist zu vermuten, dass sich im Zeitablauf eine eher traditionelle Aufgabenteilung und die Entwicklung der Lohnunterschiede zwischen Frauen und Männern gegenseitig verstärken:

- Ein vorhandener Gender Pay Gap in Paarhaushalten zum Zeitpunkt der Geburt eines Kindes, der zum Beispiel auf eine unterschiedliche Berufs- oder Arbeitgeberwahl zurückzuführen ist (vgl. Abschnitt 2.5), dürfte den *relativen* Rückzug der Frau aus dem Beruf unterstützen und damit ihre Verdienstperspektiven in der Zukunft verschlechtern. Demnach würde der Lohnunterschied im Zeitablauf ansteigen und damit der Anreiz der Frau weiter reduziert, sich zeitlich im Beruf zu engagieren (relativ zu ihrem Partner).
- Umgekehrt kann bei vorliegender Lohngleichheit der Partner zum Zeitpunkt der Geburt eines Kindes ein vorhandener Wunsch, fehlende oder ungeeignete Kinderbetreuungsmöglichkeiten oder eine gefühlte Verpflichtung auf Seiten der Frau, sich insbesondere im ersten Jahr, aber auch den Folgejahren, relativ (zeit-)intensiv dem Kind zu widmen, die eigenen Verdienstaussichten relativ zu denen ihres Partners verschlechtern. In der Folge könnte ein geschlechtsbezogenes Spezialisierungsmuster sukzessive in ein ökonomisch induziertes Spezialisierungsmuster übergehen.

## 5 Fazit

Traditionelle Rollenmuster zementieren Entgeltunterschiede, nicht aber die Lohnpolitik von Arbeitgebern.

Zunächst wurden auf Basis der üblichen ökonometrischen Methoden die zentralen Einflussfaktoren für das Ausmaß der durchschnittlichen Lohndifferenzen zwischen Frauen und Männern auf gesamtwirtschaftlicher Ebene aufgedeckt. Demnach bilden Unterschiede in der Verteilung von Frauen und Männern auf die Wirtschaftszweige (und damit auch die Berufswahl), die Berufserfahrung und die damit einhergehenden kindbedingten Erwerbspausen sowie geschlechtsspezifische Unterschiede in der Wahrnehmung von Führungsverantwortung die wesentlichen Ursachen für den Gender Pay Gap. Es verbleibt eine bereinigte Entgeltlücke von rund 5,3 Prozent für Deutschland im Jahr 2018. Diese bewegt sich in etwa auf einem Niveau, das bereits aus einer Reihe von weiteren Studien bekannt ist.

In einer modifizierten Modellspezifikation wird für Bayern ein bereinigter Lohnunterschied von 7,3 Prozent ermittelt (Vergleichswert für Deutschland: 7,7 Prozent). Es ist davon auszugehen, dass dieser Wert deutlich niedriger ausfallen würde, wenn keine datentechnischen Einschränkungen zu berücksichtigen wären und das ursprüngliche Modell für Deutschland zugrunde gelegt werden könnte. Die unbereinigte wie auch die bereinigte Lücke dürfen jedoch grundsätzlich nicht als Maß für die Benachteiligung von Frauen bei der Entlohnung interpretiert werden. So fehlen selbst in der ursprünglichen Berechnung für Deutschland bereits Merkmale, die die Höhe des Lohns eines Beschäftigten determinieren (omitted variable bias), und eine Reihe von Merkmalen kann nur ansatzweise die Informationen liefern, die im Einzelfall die Lohnfindung bestimmen.

In einem zweiten Schritt wurde der Zusammenhang zwischen dem Gender Pay Gap in Paarhaushalten und der haushaltsinternen Arbeitsteilung analysiert. Dabei lag der Fokus auf Paaren mit zwei abhängig beschäftigten Partnern, sodass Paare mit einer Alleinverdienerin beziehungsweise einem Alleinverdiener nicht betrachtet wurden. Unter Berücksichtigung von verschiedenen Kontextfaktoren, wie etwa dem Alter und dem Bildungsniveau der Partner sowie der Art der Partnerschaft (Ehepaare versus unverheiratete Paare) und dem Vorhandensein von Kindern, wurde untersucht, inwieweit eine Spezialisierung im Haushalt einem eher traditionellen Rollenverständnis bzw. einem ökonomisch-rationalen Kalkül folgt, das eine stärkere Fokussierung des Partners mit dem höheren Bruttostundenlohn auf die Erwerbsarbeit und des anderen Partners auf die Hausarbeit bedeutet.

Die empirischen Befunde signalisieren, dass beide Erklärungen greifen. Eine eher traditionelle Aufgabenteilung ist in unterschiedlichem Ausmaß in nahezu allen Kontextbetrachtungen ebenso sichtbar wie eine Aufgabenteilung nach einem ökonomischen Kalkül. So nimmt der Grad einer eher traditionellen Aufgabenteilung im Haushalt zu, wenn der Lohn des Mannes relativ zu dem Lohn der Frau ansteigt. Der Effekt unterschiedlich hoher Löhne zwischen den Partnern ist mit Blick auf eine geschlechtsbezogene Arbeitsteilung aber deutlich schwächer ausgeprägt als bei einer rein ökonomisch motivierten Arbeitsteilung, bei der

## Fazit

derjenige/diejenige sich relativ stark im Beruf engagiert, der/die den höheren Stundenlohn aufweist.

Die Ergebnisse deuten auf eine komplexe Entscheidungsfindung in Paarhaushalten mit zwei abhängig beschäftigten Partnern hin, die von weiteren Faktoren beeinflusst wird. Demnach stellen neben dem Verhältnis der Stundenlöhne das Alter der beiden Partner, und das Vorhandensein von Kindern wichtige Einflussfaktoren für die Entscheidung über die Aufgabenteilung eines Paares dar. Die Ehe erweist sich nur im Kontext einer eher traditionellen Aufgabenteilung als signifikanter Einflussfaktor. Ein Splitting-Effekt, wonach eine gemeinsame Veranlagung der beiden Partner eine ökonomisch motivierte Spezialisierung begünstigt, lässt sich nicht erkennen. Dies könnte darauf hindeuten, dass Ehepartner möglicherweise bereits vor der Ehe häufiger eher traditionelle Wertvorstellungen, Rollenbilder und Einstellungen aufweisen.

Die Befunde erlauben die Formulierung einer Hypothese: Partnerschaftliche Entscheidungen im Haushalt können sich verstärkend auf den Gender Pay Gap auswirken. Wenn demnach Paare einen Haushalt bilden, in denen der Mann einen höheren Bruttostundenlohn erzielt als die Frau, könnte dies bereits eine Voreinstellung für nachfolgende haushaltsinterne Entscheidungen über die künftige Aufgabenteilung bedeuten. Dies könnte mittelfristig zu einer Reduzierung der Erwerbsbeteiligung der Frau beitragen – vor allem wenn Kinder geboren werden oder im Haushalt leben. Eine geringere Erwerbsbeteiligung birgt stets das Risiko, dass die Lohnentwicklung der Frau gedämpft wird, sich der Lohnnachteil gegenüber ihrem Partner im Zeitablauf vergrößert und das vorhandene Spezialisierungsmuster zementiert wird. Dabei ist zu betonen, dass diese Befunde explizit nicht im Widerspruch zu den bestehenden Bemühungen um eine Verbesserung der Vereinbarkeit von Familie und Beruf stehen und diese auch weiterhin größte öffentliche Aufmerksamkeit verdienen. Die Ergebnisse könnten allerdings einen Erklärungsansatz bieten, warum trotz dieser Anstrengungen die messbaren Fortschritte bislang nicht größer ausfallen.

Abschließend sei angemerkt, dass gerade die Untersuchung zum Gender Pay Gap im Haushalt nur ein erster Schritt zur empirischen Analyse der Entscheidungsprozesse im Haushalt sein kann. Weitere Analysen auf Basis geeigneter Daten sind wünschenswert, um die ange deuteten Zusammenhänge zu überprüfen. In jedem Fall scheint der methodische Ansatz vielversprechend (vgl. Siminski/Yetsenga, 2020) und könnte auch zukünftig die Grundlage für weitere Analysen bilden.

## Literaturverzeichnis

---

- Adams-Prassl, Abi / Boneva, Teodora / Golin, Marta / Rauh, Christopher, 2020,**  
 Inequality in the Impact of the Coronavirus Shock: Evidence from Real Time Surveys, IZA Discussion Papers, Nr. 13183, Institut zur Zukunft der Arbeit (IZA), Bonn
- Alon, Titan / Doepke, Matthias / Olmstead-Rumsay, Jane / Tertilt, Michéle, 2020,**  
 The Impact of COVID-19 on Gender Equality, NBER Working Papers, Nr. 26947, Cambridge, MA
- Babcock, Linda / Gelfand, Michele / Small, Deborah / Stayn, Heidi, 2006,**  
 Gender Differences in the Propensity to Initiate Negotiations, in: De Cremer, David / Zeelenberg, Marcel / Murnighan, J. Keith (Hrsg.), *Social Psychology and Economics*, S. 239–259
- Bertrand, Marianne / Kamenica, Emir / Pan, Jessica, 2015,**  
 Gender Identity and Relative Income Within Households, in: *The Quarterly Journal of Economics*, Bd. 130, Nr. 2, S. 571–614
- Blinder, Alan S., 1973,**  
 Wage Discrimination – Reduced Form and Structural Estimates, in: *Journal of Human Resources*, 8. Jg., Nr. 4, S. 436–455
- BMFSFJ – Bundesministerium für Familie, Senioren Frauen und Jugend, 2017,**  
 Zweiter Gleichstellungsbericht der Bundesregierung, Deutscher Bundestag, Drucksache 18/12840, Berlin
- BMFSFJ – Bundesministerium für Familie, Senioren, Frauen und Jugend (Hrsg.), 2020,**  
 Familien in der Corona-Zeit – Herausforderungen, Erfahrungen und Bedarfe, Ergebnisse einer repräsentativen Elternbefragung im April und Mai 2020, Berlin
- Boll, Christina, 2009,**  
 Lohnneinbußen durch geburtsbedingte Erwerbsunterbrechungen – fertilitätstheoretische Einordnung, Quantifizierung auf Basis von SOEP-Daten und familienpolitische Implikationen, *HWWI Research Paper*, Nr. 1-19, Hamburgisches WeltWirtschaftsinstitut, Hamburg
- Boll, Christina, 2016,**  
 Die Arbeitsteilung im Paar: Theorien, Wirkungszusammenhänge, Einflussfaktoren und exemplarische empirische Evidenz, Expertise für den Zweiten Gleichstellungsbericht der Bundesregierung, Hamburg
- Boll, Christina / Leppin, Julian, 2015,**  
 Die geschlechtsspezifische Lohnlücke in Deutschland: Umfang, Ursachen und Interpretation, *Wirtschaftsdienst*, Bd. 95, Nr. 4, S. 249–254
- Boll, Christina / Hüning, Hendrik / Puckelwald, Johannes, 2017,**  
 Potenzielle Auswirkungen des Mindestlohnes auf den Gender Pay Gap in Deutschland, in: *Sozialer Fortschritt* Bd. 66, Nr. 2, S. 123–153
- Breuning, Christoph / Grabova, Iulia / Haan, Peter / Weinhardt, Felix / Weizsäcker, Georg, 2020,**  
 Frauen erwarten geringere Lohnsteigerungen als Männer, *DIW Wochenbericht*, Nr. 10, Deutsches Institut für Wirtschaftsforschung, Berlin, S. 154–158

**Bundesagentur für Arbeit, 2019,**

Beschäftigte nach Wirtschaftszweigen (WZ 2008) (Quartalszahlen), Stichtag: 31. Dezember 2018, Nürnberg

**Bundesagentur für Arbeit, 2020,**

Einführung einer Kurzarbeiterquote, Grundlagen: Methodenbericht, Nürnberg

**Bundesagentur für Arbeit, 2021a,**

Realisierte Kurzarbeit (hochgerechnet) (Monatszahlen), Februar 2021, Nürnberg

**Bundesagentur für Arbeit, 2021b,**

Angezeigte Kurzarbeit (Zeitreihe Monatszahlen), mehrere Ausgaben (Januar 2020 bis Januar 2021), Nürnberg

**Bundesagentur für Arbeit, 2021c,**

Beschäftigte nach Wirtschaftszweigen (WZ 2008) - Deutschland, Länder und Regionaldirektionen, Stichtag: 30. November 2020, Nürnberg

**Bundesagentur für Arbeit, 2021d,**

Arbeitsmarkt für Frauen und Männer (Monatszahlen), Januar 2021, Nürnberg

**Bundeszentrale für politische Bildung, 2018,**

Datenreport 2018 – Ein Sozialbericht für die Bundesrepublik Deutschland, Bonn

**Busch, Anne / Holst, Elke, 2008,**

„Gender Pay Gap“: In Großstädten geringer als auf dem Land, DIW-Wochenbericht, Nr. 33, Deutsches Institut für Wirtschaftsforschung, Berlin

**Drahs, Sascha / Schneider, Ulrich / Schrauth, Philipp, 2015,**

Geplante und tatsächliche Erwerbsunterbrechungen von Müttern, Korrigierte Fassung, DIW-Roundup, Nr. 64, Deutsches Institut für Wirtschaftsforschung, Berlin

**Finke, Claudia, 2011,**

Verdienstunterschiede zwischen Frauen und Männern - Eine Ursachenanalyse auf Grundlage der Verdienststrukturerhebung 2006, in: Wirtschaft und Statistik, Bd. 1, S. 36–50

**Finke, Claudia / Dumpert, Florian / Beck, Martin, 2017,**

Verdienstunterschiede zwischen Frauen und Männern – Eine Ursachenanalyse auf Grundlage der Verdienststrukturerhebung 2014, in: Wirtschaft und Statistik, Bd. 2, S. 43–62

**Fuchs, Michaela, 2018,**

Regionale Lohnunterschiede zwischen Männern und Frauen in Deutschland, Aktuelle Daten und Indikatoren, Institut für Arbeitsmarkt- und Berufsforschung, Nürnberg

**Fuchs, Johann / Weber, Brigitte / Weber, Enzo, 2020,**

Rückzug vom Arbeitsmarkt? Das Angebot an Arbeitskräften sinkt seit Beginn der Corona-Krise stark, in: IAB-Forum, 12. August 2020, <https://www.iab-forum.de/rueckzug-vom-arbeitsmarkt-das-angebot-an-arbeitskraeften-sinkt-seit-beginn-der-corona-krise-stark/> [31.8.2020]

**Fuchs-Schündeln, Nicola / Stephan, Gesine, 2020,**

Bei drei Vierteln der erwerbstätigen Eltern ist die Belastung durch Kinderbetreuung in der Covid-19-Pandemie gestiegen, In: IAB-Forum 18. August 2020, <https://www.iab-forum.de/bei-drei-vierteln-der-erwerbstaetigen-eltern-ist-die-belastung-durch-kinderbetreuung-in-der-covid-19-pandemie-gestiegen/> [31.8.2020]

**Gardeazabal, Javier / Ugidos, Argantza, 2004,**

More on identification in detailed wage decompositions, in: The Review of Economics and Statistics, 86. Jg., Nr. 4, S. 1034–1036

**Globisch, Claudia / Osiander, Christopher, 2020,**

Sind Frauen die Verliererinnen der Covid-19-Pandemie?, in: IAB-Forum 12. November 2020, <https://www.iab-forum.de/sind-frauen-die-verliererinnen-der-covid-19-pandemie/> [24.2.2021]

**Goebel, Jan / Grabka, Markus M. / Liebig, Stefan / Kroh, Martin / Richter, David / Schröder, Carsten / Schupp, Jürgen, 2019,**

The German Socio-Economic Panel Study (SOEP), in: Jahrbücher für Nationalökonomie und Statistik, Bd. 239, Nr. 2, S. 345–360

**Hammermann, Andrea / Schmidt, Jörg / Stettes, Oliver, 2015,**

Beschäftigte zwischen Karriereambitionen und Familienorientierung - Eine empirische Analyse auf Basis der BIBB/BAuA-Erwerbstätigenbefragung 2012, in: IW-Trends, 42. Jg., Nr. 1, S. 37–55

**Hammerschmid, Anna / Schmieder, Julia / Wrohlich, Katharina, 2020,**

Frauen in der Corona-Krise stärker am Arbeitsmarkt betroffen als Männer, DIW aktuell, Nr. 42, Berlin

**Hövermann, Andreas / Kohlrausch, Bettina, 2020,**

Soziale Ungleichheit und Einkommenseinbußen in der Corona-Krise – Befunde einer Erwerbstätigenbefragung, WSI-Mitteilungen, 73. Jg., Nr. 6, S. 485–492

**Kantar Public, 2019,**

SOEP-Core – 2018: Personenfragebogen, Stichproben A-L3. SOEP Survey Papers 608, Series A., Berlin: DIW/SOEP

**Kiessling, Lukas / Pinger, Pia / Seegers, Philipp / Bergerhoff, Jan, 2019,**

Gender Differences in Wage Expectations: Sorting, Children, and Negotiation Styles, IZA Discussion Paper, Nr. 12522, Institut zur Zukunft der Arbeit, Bonn

**Kochskämper, Susanna, 2020,**

Gender Pension Pay Gap – Lehren für die Zukunft?, IW-Kurzbericht, Nr. 19, Köln

**Körner, Thomas / Meinken, Holger / Puch, Katharina, 2013,**

Wer sind die ausschließlich geringfügig Beschäftigten? Eine Analyse nach sozialer Lebenslage, Wirtschaft und Statistik, Nr. 1, S. 42–61

**Kohlrausch, Bettina / Zucco, Aline, 2020,**

Die Corona-Krise trifft Frauen doppelt – Weniger Erwerbseinkommen und mehr Sorgearbeit, WSI Policy Brief, Nr. 5, Düsseldorf

**Kruppe, Thomas / Osiander, Christopher, 2020,**

Kurzarbeit in der Corona-Krise: Wer ist wie stark betroffen?, IAB-Forum, 30. Juni 2020,  
<https://www.iab-forum.de/kurzarbeit-in-der-corona-krise-wer-ist-wie-stark-betroffen/> [31.8.2020]

**Minijob-Zentrale, 2020a,**

1. Quartalsbericht 2020, Essen

**Minijob-Zentrale, 2020b,**

2. Quartalsbericht 2020, Essen

**Minijob-Zentrale, 2020c,**

3. Quartalsbericht 2020, Essen

**Minijob-Zentrale, 2020d,**

4. Quartalsbericht 2020, Essen

**Möllerström, Johanna / Wrohlich, Katharina, 2017,**

Frauen messen sich weniger an anderen als Männer, aber kein Unterschied im Wettbewerb gegen sich selbst, DIW Wochenbericht, Nr. 22, Deutsches Institut für Wirtschaftsforschung, Berlin

**Niederle, Muriel / Vesterlund, Lise, 2007,**

Do Women shy away from Competition – Do Men compete too much, in: The Quarterly Journal of Economics, 72. Jg., Nr. 490, S. 1067–1101

**Oaxaca, Ronald, 1973,**

Male-Female Wage Differentials in Urban Labor Markets, in: International Economic Review, 14. Jg., Nr. 3, S. 693–709

**Oaxaca, Ronald / Ransom, Michael, 1999,**

Identification in Detailed Wage Decompositions, in: The Review of Economics and Statistics, 81. Jg., Nr. 1, S. 154–157

**OECD – Organisation für wirtschaftliche Zusammenarbeit und Entwicklung, 2020,**

Women at the core of the fight against COVID-19 crisis, in URL: [https://read.oecd-ilibrary.org/view/?ref=127\\_127000-awfnqj80me&title=Women-at-the-core-of-the-fight-against-COVID-19-crisis](https://read.oecd-ilibrary.org/view/?ref=127_127000-awfnqj80me&title=Women-at-the-core-of-the-fight-against-COVID-19-crisis) [31.8.2020]

**Roth, Anja / Slotwinski, Michaela, 2020,**

Gender Norms and Income Misreporting within Households, ZEW Discussion Paper Nr. 20-001, Zentrum für Europäische Wirtschaftsforschung, Mannheim

**Ruppert, Andrea / Voigt, Martina, 2009,**

Gehalt und Aufstieg: Mythen – Fakten – Modelle erfolgreichen Verhandeln, Aachen

**Ryanair, 2019,**

Gender Pay Report 2018, <https://investor.ryanair.com/wp-content/uploads/2019/04/Ryanair-Gender-Pay-Gap-2018.pdf> [28.8.2020]

**Säve-Söderbergh, Jenny, 2005,**

Are Women Asking for Low Wages – Gender Differences in Wage Bargaining Strategies and Ensuing Bargaining Success, Working Paper, Nr. 7, Swedish Institute for Social Research, Stockholm University, Stockholm

**Schäfer, Holger, 2018,**

Arbeitszeitwünsche von Arbeitnehmern im Längsschnitt, in: IW-Trends, 45. Jg., Nr. 3, S. 61–78

**Schäfer, Holger / Schmidt, Jörg, 2017,**

Arbeitszeitwünsche von Frauen und Männern, IW-Kurzbericht, Nr. 5, Köln

**Schäfer, Holger / Schmidt, Jörg, 2020,**

Arbeitsmarkt in Corona-Zeiten: kein Nachteil für Frauen, IW-Kurzbericht, Nr. 64, Köln

**Schmidt, Jörg, 2016,**

Welche Ursachen hat der Gender Pay Gap?, IW-Kurzbericht, Nr. 30, Köln

**Schmidt, Jörg, 2017a,**

Unerwünschte Effekte von Lohntransparenz!? Mögliche Auswirkungen von Entgeltvergleichen auf die individuell empfundene Lohngerechtigkeit, IW-Report, Nr. 21, Köln

**Schmidt, Jörg, 2017b,**

Sind Führungspositionen mit einer reduzierten Arbeitszeit vereinbar?, IW-Kurzbericht, Nr. 47, Köln

**Schmidt, Jörg, 2020,**

Die berufliche Geschlechtersegregation am Arbeitsmarkt: Welche Rolle spielen persönliche Präferenzen?, in: IW-Trends, 47. Jg., Nr. 1, S. 63–81

**Schmieder, Julia / Wrohlich, Katharina, 2020,**

Gleichstellungspolitische Antworten auf die Arbeitsmarktwirkungen der COVID-19-Pandemie, Politikberatung kompakt, Nr. 154, Deutsches Institut für Wirtschaftsforschung, Berlin

**Schrenker, Annetrin / Zucco, Aline, 2020,**

Gender Pay Gap steigt ab dem Alter von 30 Jahren stark an, DIW- Wochenbericht, Nr. 10, Deutsches Institut für Wirtschaftsforschung, Berlin

**Siminski, Peter / Yetsenga, Rhiannon, 2020,**

Rethinking Specialisation and the Sexual Division of Labour in the 21st Century, IZA Discussion Paper, Nr. 12977, Institut zur Zukunft der Arbeit, Bonn

**SOEP v35 – Sozio-oekonomisches Panel Daten der Jahre 1984–2018, Version 35, Berlin****Sprengholz, Maximilian / Wieber, Anna / Holst, Elke, 2019,**

Gender identity and wives' labor market outcomes in West and East Germany between 1984 and 2016, SOEPpapers, Nr. 1030, Deutsches Institut für Wirtschaftsforschung, Berlin

**Statistisches Bundesamt, 2017,**

Verdienste auf einen Blick, Wiesbaden, in URL: [https://www.destatis.de/DE/Themen/Arbeit/Verdienste/Verdienste-Verdienstunterschiede/Publikationen/Downloads-Verdienste-und-Verdienstunterschiede/broschuere-verdienste-blick-0160013179004.pdf?\\_\\_blob=publicationFile](https://www.destatis.de/DE/Themen/Arbeit/Verdienste/Verdienste-Verdienstunterschiede/Publikationen/Downloads-Verdienste-und-Verdienstunterschiede/broschuere-verdienste-blick-0160013179004.pdf?__blob=publicationFile) [24.8.2020]

**Statistisches Bundesamt, 2018,**

Bruttostundenverdienste und Gender Pay Gap 2014 nach Bundesländer, in URL: <https://www.destatis.de/DE/Themen/Arbeit/Verdienste/Verdienste-Verdienstunterschiede/Tabellen/bgbp-stunden-laender.html> [26.8.2020]

**Statistisches Bundesamt, 2019a,**

Bevölkerung und Erwerbstätigkeit, Jahr 2018, Fachserie 1 Reihe 4.1 Wiesbaden

**Statistisches Bundesamt, 2019b,**

Durchschnittliche Zeitverwendung von Personen nach Alter, Zeitverwendungserhebung 2012/2013, in URL: <https://www.destatis.de/DE/Themen/Gesellschaft-Umwelt/Einkommen-Konsum-Lebensbedingungen/Zeitverwendung/Tabellen/aktivitaeten-alter-zve.html> [21.8.2020]

**Statistisches Bundesamt, 2020a,**

Gender Pay Gap 2019: Verdienstunterschied zwischen Männern und Frauen erstmals unter 20 %, Pressemitteilung Nr. 484, 8.12.2020, Wiesbaden

**Statistisches Bundesamt, 2020b,**

Unbereinigter Gender Pay Gap nach Bundesländern von 2014 bis 2019, in URL: <https://www.destatis.de/DE/Themen/Arbeit/Verdienste/Verdienste-Verdienstunterschiede/Tabellen/ugpg-02-bundeslaender-ab-2014.html> [15.6.2020]

**Statistisches Bundesamt, 2020c,**

Bildung und Kultur, Allgemeinbildende Schulen, Fachserie 11 Reihe 1, Wiesbaden

**Statistisches Bundesamt, 2020d,**

Verdienststrukturerhebung, Fachserie 16 Reihe 1, Wiesbaden

**Statistisches Bundesamt, 2020e,**

Qualität der Arbeit, Erwerbsbeteiligung von Eltern, in URL: <https://www.destatis.de/DE/Themen/Arbeit/Arbeitsmarkt/Qualitaet-Arbeit/Dimension-3/erwerbsbeteiligung-eltern.html> [9.6.2020]

**Wieber, Anna / Holst, Elke, 2015,**

Gender Identity and Women's Supply of Labor and Non-Market Work: Panel Data Evidence for Germany, IZA Discussion Paper Nr. 9471, Institut zur Zukunft der Arbeit, Bonn

**WSI – Wirtschafts- und Sozialwissenschaftliches Institut der Hans-Böckler-Stiftung (Hrsg.), 2020,**

Neue Ergebnisse der Böckler-Erwerbspersonenbefragung, Corona und Arbeitszeit: Lücke zwischen den Geschlechtern bleibt – Frauen erhalten seltener Aufstockung bei Kurzarbeit, Pressemitteilung v. 29.12.2020, Düsseldorf

**Wüst, Kirsten / Burkart, Brigitte, 2012,**

Schlecht gepokert? Warum schneiden Frauen bei Gehaltsverhandlungen schlechter ab als Männer?, in: GENDER, Heft 3, S. 106–121

**Yun, Myeong-Su, 2005,**

A Simple Solution to the Identification Problem in Detailed Wage Decompositions, in: Economic Inquiry, 43. Jg., Nr. 4, S. 766–772

## Literaturverzeichnis

**Zinn, Sabine, 2020,**

Familienleben in Corona-Zeiten, Spotlights der SOEP-CoV Studie (1), Ergebnisbericht, Version: 21. Juni 2020, [https://www.soep-cov.de/Spotlight\\_1/](https://www.soep-cov.de/Spotlight_1/) [24.2.2021]

**Zinn, Sabine / Kreyenfeld, Michaela / Bayer, Michael, 2020,**

Kinderbetreuung in Corona-Zeiten: Mütter tragen die Hauptlast, aber Väter holen auf, DIW-Aktuell, Nr. 51 [https://www.diw.de/documents/publikationen/73/diw\\_01.c.794303.de/diw\\_aktuell\\_51.pdf](https://www.diw.de/documents/publikationen/73/diw_01.c.794303.de/diw_aktuell_51.pdf) [Download: 22.9.2020]

## Ansprechpartner / Impressum

---

### Dr. Markus Meyer

Abteilung Sozial- und Gesellschaftspolitik

Telefon 089-551 78-215

Telefax 089-551 78-91 215

[markus.meyer@vbw-bayern.de](mailto:markus.meyer@vbw-bayern.de)

### Impressum

Alle Angaben dieser Publikation beziehen sich ohne jede Diskriminierungsabsicht grundsätzlich auf alle Geschlechter.

#### Herausgeber

**vbw**

Vereinigung der Bayerischen  
Wirtschaft e. V.

Max-Joseph-Straße 5  
80333 München

[www.vbw-bayern.de](http://www.vbw-bayern.de)

#### Weiterer Beteiligter

IW Köln

Dr. Oliver Stettes  
Telefon: 0221 4981-697  
[stettes@iwkoeln.de](mailto:stettes@iwkoeln.de)

Dr. Jörg Schmidt  
Telefon: 030 27877-133  
[joerg.schmidt@iwkoeln.de](mailto:joerg.schmidt@iwkoeln.de)