



Gender Care Gap

Ursachen des Gap und Wirkungsprognose von Handlungsempfehlungen

Verfasst von:

Dr. Lena Calahorrano

Mara Rebaudo

Dr. Sven Stöwhase

**im Auftrag des
Bundesministeriums für Familie, Senioren, Frauen und Jugend**



Das Projekt wurde gefördert aus dem REC-Programme 2014-2020 der Europäischen Union (Grant Agreement Nr. 820308).

Die dargestellten Ergebnisse stellen lediglich die Ansicht der Autorinnen und Autoren dar. Die Europäische Kommission ist nicht für den Inhalt und den Gebrauch dessen verantwortlich.

29. November 2019

Fraunhofer-Institut für Angewandte Informationstechnik (FIT)

Schloss Birlinghoven

53754 Sankt Augustin

Telefon +49 2241 14-2808

Telefax +49 2241 14-2080

info@fit.fraunhofer.de

Ansprechpartnerin

Mara Rebaudo

Telefon +49 2241 14-3601

mara.rebaudo@fit.fraunhofer.de

Inhalt

ABBILDUNGSVERZEICHNIS	5
TABELLENVERZEICHNIS	6
ANHANGSVERZEICHNIS.....	7
ZUSAMMENFASSUNG.....	8
I. TEIL 1 – URSACHEN DES GENDER CARE GAP	11
I.1. EINLEITUNG.....	12
I.2. METHODIK	12
I.2.1. <i>Datengrundlage</i>	12
I.2.2. <i>Definition von Care-Arbeit und Gender Care Gap</i>	14
I.3. DESKRIPTIVE ANALYSE DES GENDER CARE GAP	15
I.3.1. <i>Deskriptive Auswertungen mit der Zeitverwendungserhebung</i>	15
I.3.2. <i>Deskriptive Auswertungen mit dem SOEP</i>	25
I.4. DETERMINANTEN DES GENDER CARE GAP.....	28
I.4.1. <i>Ursachenanalyse für die Gruppe der Erwerbstätigen</i>	28
I.4.2. <i>Ausweitung der Stichprobe auf Nichterwerbstätige</i>	35
I.4.3. <i>Ursachenanalyse nach Einkommensgruppen</i>	38
I.5. ZUSAMMENHANG ZWISCHEN GENDER CARE GAP UND GENDER PAY GAP	44
I.6. EXKURSE	49
I.6.1. <i>Exkurs Externalisierung</i>	49
I.6.2. <i>Exkurs Stereotype</i>	58
I.6.3. <i>Exkurs Paarebene</i>	67
I.6.4. <i>Exkurs Rentnerinnen und Rentner</i>	71
II. TEIL 2 – WIRKUNGSPROGNOSE VON HANDLUNGSEMPFEHLUNGEN.....	75
II.1. EINLEITUNG.....	76
II.2. METHODIK	77
II.2.1. <i>Allgemeine Annahmen</i>	77
II.2.2. <i>Analysen auf Basis von Mikrosimulationsmodellen</i>	79
II.2.3. <i>Analysen auf Basis von Gewichtsadjustierungen</i>	82
II.3. ZIELZUSTÄNDE UND ERGEBNISSE	83
II.3.1. <i>Entgeltgleichheit</i>	83

II.3.2. Steuerklassenkombination	86
II.3.3. Angleichung der Arbeitszeitvolumen von Männern und Frauen	87
II.3.4. Teilzeit von Vätern	96
II.3.5. Elternzeit von Vätern	101
II.4. INTERPRETATION DER ERGEBNISSE	104
LITERATUR	107
ANHANG	109

Abbildungsverzeichnis

Abbildung 1: Care-Arbeit und Gender Care Gap in Deutschland	17
Abbildung 2: Care-Arbeit und Gender Care Gap nach Siedlungsstruktur	18
Abbildung 3: Care-Arbeit und Gender Care Gap nach Altersgruppen	19
Abbildung 4: Care-Arbeit und Gender Care Gap nach Haushaltstyp	20
Abbildung 5: Care-Arbeit und Gender Care Gap nach Familienstand.....	21
Abbildung 6: Care-Arbeit und Gender Care Gap nach Bildungsniveau	22
Abbildung 7: Care-Arbeit und Gender Care Gap nach Erwerbsumfang.....	23
Abbildung 8: Care-Arbeit und Gender Care Gap nach Stunden Erwerbstätigkeit.....	24
Abbildung 9: Care-Arbeit und Gender Care Gap nach Erwerbsumfang des Partners / der Partnerin	25
Abbildung 10: Care-Arbeit und Gender Care Gap nach Haushaltseinkommen	26
Abbildung 11: Care-Arbeit und Gender Care Gap nach Bruttoarbeitseinkommen	27
Abbildung 12: Care-Arbeit und Gender Care Gap nach Nettoarbeitseinkommen	28
Abbildung 13: Hausarbeit und Gap in der Hausarbeit nach Externalisierung von Arbeiten im Haushalt.....	50
Abbildung 14: Hausarbeit und Gap in der Hausarbeit vor und nach Einstellung einer Haushaltshilfe	51
Abbildung 15: Kinderbetreuung und Gap in der Kinderbetreuung nach Externalisierung der Kinderbetreuung	54
Abbildung 16: Pflege und Gap in der Pflege nach Externalisierung von Pflegeleistungen	58
Abbildung 17: Care-Arbeit und direkte Stereotype.....	61
Abbildung 18: Care-Arbeit und Meinungen zur Wichtigkeit verschiedener Lebensbereiche	62
Abbildung 19: Care-Arbeit und „untypische“ Geschlechterrollen	63

Tabellenverzeichnis

Tabelle 1: Definition von Care-Arbeit in der Zeitverwendungserhebung und im SOEP.....	15
Tabelle 2: Ursachen des Gender Care Gap für die Gruppe der Erwerbstätigen	31
Tabelle 3: Ursachen des Gender Care Gap für die Gruppe der Erwerbsfähigen.....	37
Tabelle 4: Ursachen des Gender Care Gap nach Einkommensgruppen (Paare in Westdeutschland)	39
Tabelle 5: Ursachen des Gender Care Gap nach Einkommensgruppen (Paare in Ostdeutschland)	43
Tabelle 6: Effekt der Care-Arbeit auf den Bruttostundenlohn.....	48
Tabelle 7: Effekt der Externalisierung von Arbeiten im Haushalt auf die Zeitverwendung für Hausarbeit.....	53
Tabelle 8: Effekt der Externalisierung von Kinderbetreuung auf die Zeitverwendung für Kinderbetreuung	56
Tabelle 9: Ursachen des Gender Care Gap und Stereotype	66
Tabelle 10: Ursachen des Abstands in der Care-Arbeit auf Paarebene	70
Tabelle 11: Ursachen des Gender Care Gap für die Gruppe der Rentnerinnen und Rentner	73
Tabelle 12: Gender Care Gaps für die Gruppe der Erwerbstätigen	79
Tabelle 13: Effekt der Erhöhung der Bruttostundenlöhne von Frauen auf Gender Care Gaps der Erwerbstätigen	85
Tabelle 14: Effekt der Steuerklassenkombination IV/IV mit Faktor als einzige mögliche Kombination für Ehepaare auf Gender Care Gaps der Erwerbstätigen	87
Tabelle 15: Effekt der Anpassung der Arbeitszeit von Frauen und Männern auf Gender Care Gaps der Erwerbstätigen	89
Tabelle 16: Effekt der Anpassung der Arbeitszeit ohne Einkommensanpassung von Frauen und Männern auf Gender Care Gaps der Erwerbstätigen	94
Tabelle 17: Effekt der Erhöhung des Anteils von Vätern, der in Teilzeit arbeitet, auf Gender Care Gaps der Erwerbstätigen.....	100
Tabelle 18: Effekt der Erhöhung des Anteils von Vätern, der Elternzeit genommen hat, auf Gender Care Gaps der Erwerbstätigen.....	103

Anhangsverzeichnis

Tabelle A1: Ursachen des Gender Care Gap für die Gruppe der Erwerbstätigen (ohne Individual-Fixed-Effects)	110
Tabelle A2: Gender Care Gap und Externalisierung von Arbeiten im Haushalt.....	111
Tabelle A3: Gender Care Gap und Externalisierung der Kinderbetreuung.....	112

Zusammenfassung

Der Gender Care Gap wurde im Zweiten Gleichstellungsbericht der Bundesregierung (2017) definiert als prozentuale Differenz der durchschnittlichen täglichen Zeitverwendung für unbezahlte Sorgearbeit von Frauen im Verhältnis zur durchschnittlichen täglichen Zeitverwendung für unbezahlte Sorgearbeit von Männern. Dabei umfasst „Care“ sowohl Hausarbeit und Kinderbetreuung als auch Gartenarbeit, Reparaturen oder auch Einkäufe. Der Gender Care Gap ergänzt den Gender Pay Gap und den Gender Pension Gap als weitere Kennziffer für geschlechtsspezifische Ungleichheiten. Die Zeitverwendungserhebung 2012/13, die den Bezifferungen des Care Gap für den Zweiten Gleichstellungsbericht zugrunde liegt, zeigt, dass Frauen täglich etwa vier Stunden und 15 Minuten für unbezahlte Care-Arbeit verwenden, Männer dagegen nur etwa zwei Stunden und 45 Minuten. Damit beträgt der Care Gap gut 52 Prozent.

Der vorliegende Bericht gliedert sich in zwei Teile. Während der erste Teil des Berichts die Determinanten des Gender Care Gap sowie den Zusammenhang zwischen Gender Care Gap und Gender Pay Gap untersucht, widmet sich der zweite Teil des Berichts Wirkungsprognosen zu bestimmten Handlungsempfehlungen, die eine Reduktion des Gender Care Gap bewirken sollen.

Die deskriptiven Auswertungen im ersten Teil des Berichts zeigen, dass sich Care-Arbeit und Gender Care Gap nach Wohnort, Altersgruppen, Haushaltstyp, Erwerbsumfang und auch Einkommen unterscheiden. Aus solchen Korrelationen lässt sich jedoch nicht auf einen ursächlichen Zusammenhang schließen. Dass bspw. die tägliche Zeitverwendung für Care-Arbeit von Frauen im Alter von 25 bis 44 Jahren deutlich höher ist als bei jüngeren Frauen, hat vermutlich auch damit zu tun, dass der Anteil von Frauen mit (Klein-)Kindern in der älteren Altersgruppe deutlich höher ist. Um Ursachen für den Gender Care Gap zu identifizieren, empfiehlt sich deshalb eine multivariate Regressionsanalyse, bei der die verschiedenen möglichen Ursachen gleichzeitig berücksichtigt werden. Wir führen solche Regressionsanalysen auf Basis der Daten des Sozio-ökonomischen Panels (SOEP)¹ durch. Die Erfassung der Zeitverwendung ist im SOEP zwar weniger exakt als in der Zeitverwendungserhebung, dafür werden jedoch eine Vielzahl weiterer Charakteristika der Befragten erfasst, die teilweise notwendig für die durchgeführten Analysen sind. Die Regressionsanalysen

¹ Das SOEP ist eine repräsentative Wiederholungsbefragung, bei der seit 1984 jährlich rund 30.000 Personen in 14.000 Privathaushalten in Deutschland befragt werden. Wir verwenden die ungeraden Jahre seit 2001, da in diesen Jahren die Zeitverwendung für eine Vielzahl von Tätigkeiten werktags und am Wochenende erfasst ist.

schätzen jeweils den Effekt verschiedener Faktoren auf die individuelle Care-Arbeit von Frauen und Männern. Getrennte Analysen nach West- und Ostdeutschland und außerdem nach Alleinstehenden und Paaren berücksichtigen, dass sich alle geschätzten Effekte zwischen diesen Personengruppen unterscheiden können.

Es zeigt sich, dass Frauen in West- und Ostdeutschland ihre Care-Arbeit deutlich stärker erhöhen als Männer, wenn Kinder oder eine pflegebedürftige Person im Haushalt leben. Auch die Arbeitszeit, der Bruttostundenlohn und die relative Einkommensposition im Haushalt, also ob mehr oder weniger als der Partner oder die Partnerin verdient wird, beeinflussen die Zeit für Sorgearbeit von Frauen und Männern. Da höhere Einkommen und eine höhere Arbeitszeit tendenziell mit verringerter Care-Arbeit einhergehen und Frauen durchschnittlich weniger Zeit in Erwerbsarbeit verbringen und durchschnittlich weniger verdienen als Männer, stellen diese Faktoren ebenfalls Determinanten des Gender Care Gap dar. Für einige betrachtete Personengruppen ist außerdem die Zeitverwendung für Care-Arbeit höher, wenn die Betroffenen im ländlichen statt im städtischen Raum leben. Die Bedeutung der verschiedenen Faktoren, insbesondere der Einkommen, unterscheidet sich nach verschiedenen Einkommensgruppen. Außerdem zeigen wir, dass in jüngeren Kohorten der Gender Care Gap niedriger ist, was darauf hindeutet, dass der Gender Care Gap zukünftig sinken könnte.

Eine kausale Interpretation der geschätzten Effekte ist auch in multivariaten Regressionsanalysen nicht immer möglich. Dies ist dann problematisch, wenn die möglichen Ursachen für den Gender Care Gap selbst durch den Umfang der Care-Arbeit beeinflusst werden, wenn also bspw. Personen, die sehr viel Zeit mit Hausarbeit verbringen, tendenziell geringere Löhne erzielen. Wir zeigen bei der Analyse des Zusammenhangs zwischen Gender Care Gap und Gender Pay Gap, dass ein solcher Effekt der Care-Arbeit auf die Löhne für Deutschland nicht nachgewiesen werden kann. Den geschätzten Effekt des Bruttolohns auf die Care-Arbeit interpretieren wir deshalb als ursächlich.²

Weitere Analysen beziehen Indikatoren für den Grad der Externalisierung von Sorgearbeit oder für mögliche Stereotype ein. Während sich bei der Externalisierung von Sorgearbeit kein eindeu-

² In den meisten Regressionen beziehen wir zudem Individual-Fixed-Effects ein, die für unbeobachtete Unterschiede zwischen den Individuen, wie bspw. Begabungen oder Präferenzen, kontrollieren können, wenn sich diese nicht über die Jahre verändern.

tiger Effekt ergibt, zeigen unsere Analysen, dass ein deutlicher Zusammenhang zwischen der Ausprägung von Geschlechterstereotypen und dem Gender Care Gap besteht. Die beschriebenen Determinanten des Gender Care Gap haben jedoch auch bei Einbezug von möglichen stereotypen Rollenbildern einen statistisch signifikanten Einfluss.

Im zweiten Teil des Berichts widmen wir uns einer Wirkungsprognose verschiedener Handlungsempfehlungen, die sich aus den Erkenntnissen des Zweiten Gleichstellungsberichts ergeben. Da konkrete Politikmaßnahmen mit einer Vielzahl von Konsequenzen verbunden sind, darunter Verhaltensanpassungen, die sich kaum abschätzen lassen, untersuchen wir, wie sich die Erreichung bestimmter Zielzustände auf den Gender Care Gap auswirken würde. So untersuchen wir, wie sich eine Reduktion des Gender Pay Gap, die Einführung der Lohnsteuerklassenkombination IV/IV mit Faktor für alle Ehepaare und die Anpassung der Arbeitszeitvolumen von Männern und Frauen auf den Gender Care Gap auswirken würden. Mit der Methode der Mikrosimulation werden die resultierenden Einkommen neu berechnet, während alle anderen Einflussfaktoren konstant gehalten werden. Da einige Zielzustände möglicherweise mit nicht messbaren Änderungen in Einstellungen und Rollenbildern einhergehen, bedienen wir uns darüber hinaus noch der Methode der Gewichtsadjustierungen, bei der gezielt bestimmte Personengruppen stärker gewichtet werden. Mit dieser Methode untersuchen wir den Effekt, den die Erhöhung des Anteils an Vätern in Teilzeit und an Vätern, die Elternzeit genommen haben, auf den Gender Care Gap hätte.

Auch wenn die verschiedenen betrachteten Zielzustände per Definition schwer vergleichbar sind, zeigt sich, dass Änderungen in der Arbeitszeit im Verhältnis zu Änderungen in Einkommen einen größeren Einfluss auf den Gender Care Gap haben. Nichtsdestotrotz bewirken selbst große Änderungen im Bereich der Arbeitszeitvolumen von Frauen und Männern keine vollständige Schließung des Gender Care Gap. Dies unterstreicht, dass auch Geschlechternormen und Stereotype eine entscheidende Rolle spielen.

I. Teil 1 – Ursachen des Gender Care Gap

**Identifizierung von möglichen Ursachen des Gender Care Gap sowie
der Zusammenhänge zwischen Gender Care Gap und Gender Pay
Gap**

I.1. Einleitung

Der erste Teil des vorliegenden Berichts umfasst eine differenzierte Analyse der Ursachen des Gender Care Gap, sowie der Wirkungszusammenhänge zwischen Gender Care Gap und Gender Pay Gap. Der Gender Care Gap wurde im Zweiten Gleichstellungsbericht der Bundesregierung (2017) definiert als prozentuale Differenz der durchschnittlichen täglichen Zeitverwendung für unbezahlte Sorgearbeit von Frauen im Verhältnis zur durchschnittlichen täglichen Zeitverwendung für unbezahlte Sorgearbeit von Männern. Dabei umfasst „Care“ sowohl Hausarbeit und Kinderbetreuung als auch Gartenarbeit, Reparaturen oder auch Einkäufe. Der Gender Care Gap ergänzt den Gender Pay Gap und den Gender Pension Gap als weitere Kennziffer für geschlechtsspezifische Ungleichheiten.³

In Kapitel I.2 werden die Datengrundlage, sowie die gewählten Definitionen von Care-Arbeit diskutiert. In Kapitel I.3 folgen deskriptive Analysen der Zeitverwendung für Care-Arbeit von Frauen und Männern und des Gender Care Gap nach verschiedenen Merkmalen. Da diese deskriptiven Analysen jedoch keine Aussagen über mögliche Kausalitäten zulassen, werden in Kapitel I.4 Regressionsanalysen gezeigt, die Aufschluss über mögliche Kausalitätszusammenhänge und somit über die Determinanten des Gender Care Gap geben können. Diesen Analysen folgt die Diskussion zum Zusammenhang von Gender Care und Gender Pay Gap in Kapitel I.5. Abschließend werden in drei Exkursen in Kapitel I.6 noch die Zusammenhänge des Gender Care Gap mit Externalisierungen von Sorgearbeit und der Ausprägung verschiedener Stereotype analysiert, sowie die Determinanten des Care Gap für die Gruppe der Rentnerinnen und Rentner diskutiert. Im zweiten Teil des Berichts folgen Auswertungen zur Wirkungsprognose von Handlungsempfehlungen.

I.2. Methodik

I.2.1. Datengrundlage

Im Zweiten Gleichstellungsbericht der Bundesregierung (2017) wird der Gender Care Gap auf Basis der repräsentativen Zeitverwendungserhebung 2012/2013 des Statistischen Bundesamtes

³ Für Auswertungen zum Gender Pay Gap und Gender Pension Gap siehe zum Beispiel BMFSFJ (2009) und BMFSFJ (2011).

ermittelt. Bezüglich der Auswertungen zur Zeitverwendung für Care-Arbeit ist die Zeitverwendungserhebung sehr präzise: Insgesamt über 5.000 Haushalte und mehr als 11.000 Personen ab dem Alter von zehn Jahren werden an drei Tagen (davon zwei Werktagen, sowie ein Tag am Wochenende) detailliert zu ihrer täglichen Zeitverwendung befragt (Maier 2014). Neben einem Personen- und einem Haushaltsfragebogen füllen die Teilnehmenden Tagebücher aus, in denen Tätigkeiten in Zehn-Minuten-Takten erfasst werden. Wegen der Genauigkeit der Zeiterfassung greift der erste Teil dieses Berichts für den Großteil der deskriptiven Statistiken auf Daten der Zeitverwendungserhebung 2012/2013 zurück. Für die Regressionsanalysen zur Auswertung der Ursachen des Gender Care Gap und insbesondere der Zusammenhänge zwischen Gender Care Gap und Gender Pay Gap stützen wir uns auf das Sozio-ökonomische Panel (SOEP) als ergänzender Datengrundlage. Das SOEP ist eine repräsentative Wiederholungsbefragung, bei der seit 1984 jährlich rund 30.000 Personen in 14.000 Privathaushalten in Deutschland befragt werden. Eine detaillierte Beschreibung findet sich in Goebel et. al (2019). Im SOEP werden alle Haushaltsmitglieder, die mindestens 17 Jahre alt sind, gefragt, wie viele Stunden sie an einem durchschnittlichen Werktag (und analog an einem Samstag oder Sonntag) für verschiedene Tätigkeiten aufwenden. Somit lassen sich auch mit dem SOEP Aussagen über die Zeitverwendung für Care-Arbeit treffen. Das Verwenden dieser zusätzlichen Datenbasis hat zum einen den Grund, dass das SOEP bestimmte, für unsere Analysen notwendige, Merkmale enthält, die in der Zeitverwendungserhebung nicht abgefragt werden. Dies betrifft insbesondere das Bruttoarbeitseinkommen, aber auch weitere sozio-ökonomische Kennzahlen (wie z. B. Arbeitsmarkterfahrung, detaillierte Informationen über Unternehmen, in denen die befragten Personen beschäftigt sind etc.), die für unsere Analysen relevant sind. Da der Gender Pay Gap über Geschlechterunterschiede in Bruttostundenlöhnen definiert ist, reicht es für Aussagen über den Zusammenhang zwischen Gender Care und Gender Pay Gap nicht aus, sich auf das in der Zeitverwendungserhebung gegebene Nettoeinkommen zu stützen. Des Weiteren ist das SOEP eine Panel-Befragung, bei der also Individuen und Haushalte über längere Zeiträume wiederholt befragt werden. Diese Paneldimension bietet die Möglichkeit, unbeobachtete Unterschiede zwischen Individuen, welche für beobachtete Zusammenhänge mitverantwortlich sind, zumindest teilweise herauszurechnen.⁴ So ist es eher möglich,

⁴ Ein klassisches Beispiel für unbeobachtete Unterschiede zwischen Individuen ist die Begabung. So lässt sich ein Teil des beobachteten positiven Zusammenhangs zwischen Bildung und Gehalt damit erklären, dass Individuen mit einer höheren Begabung tendenziell sowohl höhere Bildungsabschlüsse als auch höhere Gehälter erzielen.

Aussagen über Kausalitätszusammenhänge zu treffen. Schließlich ist es aufgrund der Paneldimension möglich, die Effekte von Alter und Generation bzw. Geburtskohorte auseinanderzuhalten oder zusätzlich Effekte der Zeit zu berücksichtigen.

I.2.2. Definition von Care-Arbeit und Gender Care Gap

Für die Analysen auf Basis der Zeitverwendungserhebung folgen wir in diesem Bericht der Definition von Care-Arbeit im Zweiten Gleichstellungsbericht der Bundesregierung (2017), um die Konsistenz zwischen dessen und unseren Ergebnissen zu gewährleisten. Im SOEP kann keine exakt äquivalente Definition von Care-Arbeit getroffen werden. Dies liegt insbesondere daran, dass es im SOEP keine Daten zur stündlichen Zeitverwendung für ehrenamtliche Tätigkeiten gibt. Außerdem werden die Tätigkeitsbereiche grundsätzlich leicht abweichend definiert und auch die Art der Befragung im SOEP entspricht nicht der der Zeitverwendungserhebung (wie oben beschrieben). Dementsprechend wählen wir im SOEP eine Definition von Care-Arbeit, die der Definition der Zeitverwendungserhebung möglichst nahekommt. Die für die jeweiligen Definitionen verwendeten Tätigkeitsbereiche sind in Tabelle 1 dargestellt.

Der Gender Care Gap entspricht der prozentualen Differenz der durchschnittlichen täglichen Zeitverwendung für unbezahlte Care-Arbeit aller betrachteten Frauen zur durchschnittlichen täglichen Zeitverwendung für Care-Arbeit aller betrachteten Männer:

$$\text{Gender Care Gap (\%)} = \frac{(\text{\textit{\text{Ø CareArbeit der Frauen}}} - \text{\textit{\text{Ø Care Arbeit der Männer}}})}{\text{\textit{\text{Ø Care Arbeit der Männer}}} * 100$$

Je höher der Gender Care Gap, desto mehr unbezahlte Care-Arbeit verrichten Frauen durchschnittlich pro Tag im Verhältnis zu Männern. Ein negativer Gender Care Gap ergibt sich, wenn Männer täglich mehr Care-Arbeit verrichten als Frauen.

Auch wenn die unterschiedliche Abgrenzung von Care-Arbeit in der Zeitverwendungserhebung und im SOEP dazu führt, dass sich der Umfang von Care-Arbeit und damit auch die Höhe des Care Gap den beiden Datengrundlagen zufolge unterscheiden, ist zu erwarten, dass sich wichtige Determinanten von Care-Arbeit auch auf Basis der weniger umfangreichen Definition von Care-Arbeit im SOEP identifizieren lassen.

Tabelle 1: Definition von Care-Arbeit in der Zeitverwendungserhebung und im SOEP⁵

SOEP	Zeitverwendungserhebung
Hausarbeit (Waschen, Kochen, Putzen)	Zubereitung von Mahlzeiten / Hausarbeit in der Küche
	Instandhaltung von Haus und Wohnung
	Herstellen/Ausbessern/Umändern/Pflegen von Textilien
Reparaturen am Haus, in der Wohnung, am Auto, Gartenarbeit	Gartenarbeit, Pflanzen- und Tierpflege
	Bauen und handwerkliche Tätigkeiten
Besorgungen (Einkaufen, Beschaffungen, Behördengänge)	Einkaufen
	Behördengänge
Kinderbetreuung	Kinderbetreuung im Haushalt
Versorgung und Betreuung von pflegebedürftigen Personen	Unterstützung/Pflege/Betreuung von erwachsenen Haushaltsmitgliedern
	Unterstützung für andere Haushalte
	Ehrenamt / Freiwilliges Engagement

I.3. Deskriptive Analyse des Gender Care Gap

I.3.1. Deskriptive Auswertungen mit der Zeitverwendungserhebung

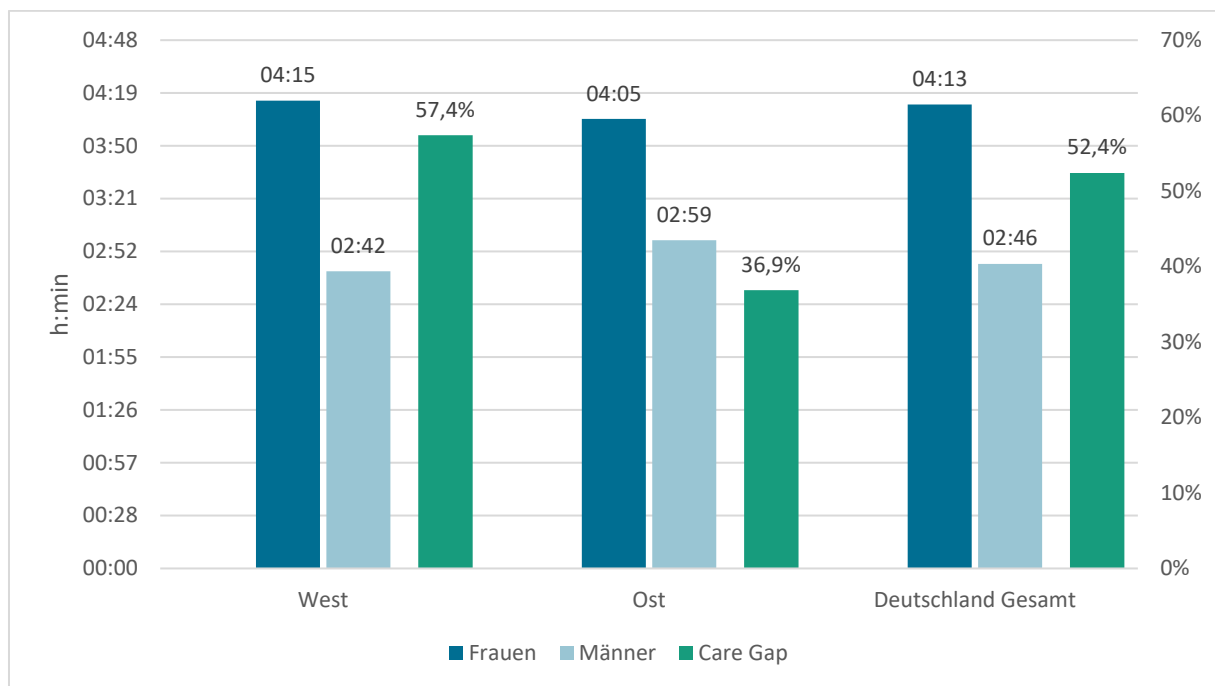
Das folgende Kapitel untersucht, wie sich die Care-Arbeit von Männern und Frauen und der Gender Care Gap nach verschiedenen Merkmalen unterscheiden und illustriert diese Unterschiede anhand von Abbildungen. Die aufgezeigten Unterschiede zwischen einzelnen Personengruppen

⁵ Die Zuordnung von Tätigkeitsbereichen der Zeitverwendungserhebung zu denen des SOEP dient nur der Übersichtlichkeit und steht nicht für eine direkte inhaltliche Äquivalenz. Es ist zu erwarten, dass sich einige Tätigkeitsbereiche überschneiden, sodass eine genaue Abgrenzung nicht möglich ist. Bspw. ist es denkbar, dass „Unterstützung für andere Haushalte“ im SOEP teilweise abgefangen wird durch „Versorgung und Betreuung von pflegebedürftigen Personen“, da hierbei im SOEP keine Beschränkung auf Haushaltsmitglieder vorgenommen wird.

beschreiben nicht den isolierten Effekt der jeweils betrachteten Merkmale, sondern werden zudem beeinflusst durch eine unterschiedliche Zusammensetzung der Gruppen in Bezug auf weitere Charakteristika, die wiederum die Care-Arbeit beeinflussen können. Deshalb lassen die folgenden Abbildungen keine Aussagen über mögliche Kausalitätszusammenhänge zu. In Kapitel I.4 werden Regressionsanalysen diskutiert, die Aufschluss über solche Zusammenhänge geben können. Alle Abbildungen in diesem Kapitel basieren auf den Daten der Zeitverwendungserhebung 2012/2013 und werden unter Berücksichtigung fallspezifischer Hochrechnungsfaktoren hochgerechnet. Die betrachtete Stichprobe ist auf Personen ab 18 Jahren begrenzt. Somit können Ergebnisse des Zweiten Gleichstellungsberichts der Bundesregierung (2017) repliziert werden.

Die Analysen zeigen große Unterschiede in der Zeitverwendung für unbezahlte Care-Arbeit zwischen Frauen und Männern. Wie bereits im Zweiten Gleichstellungsbericht der Bundesregierung gezeigt wurde, verbringen Frauen durchschnittlich vier Stunden und 13 Minuten pro Tag mit Care-Arbeit, während die durchschnittliche Zeitverwendung für Care-Arbeit von Männern pro Tag zwei Stunden und 46 Minuten beträgt (siehe Abbildung 1). Dies entspricht einem Gender Care Gap von 52,4 Prozent, was bedeutet, dass Frauen durchschnittlich pro Tag 52,4 Prozent mehr Zeit in Care-Arbeit investieren als Männer. Betrachtet man die Geschlechterunterschiede differenziert nach Regionen, wird deutlich, dass der Gender Care Gap in Ostdeutschland mit 36,9 Prozent deutlich geringer ausfällt als in Westdeutschland mit 57,4 Prozent. Dies ergibt sich durch ein Zusammenspiel von geringerer Zeitverwendung für Care-Arbeit von ostdeutschen Frauen (im Vergleich zu westdeutschen Frauen zehn Minuten weniger pro Tag) und höherer Zeitverwendung für Care-Arbeit von ostdeutschen Männern (im Vergleich zu westdeutschen Männern 17 Minuten mehr pro Tag).

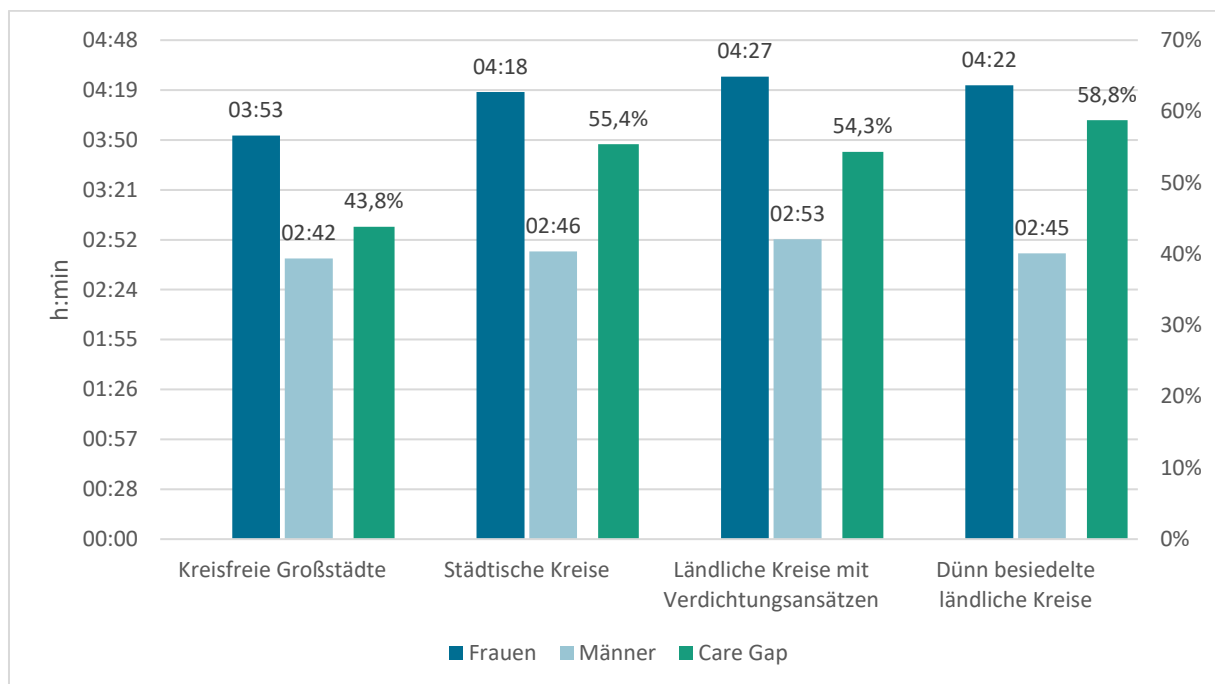
Abbildung 1: Care-Arbeit und Gender Care Gap in Deutschland



Quelle: FDZ der statistischen Ämter des Bundes und der Länder, Zeitverwendungserhebung 2012/13, eigene Berechnungen, nach Gewichtung der Einzelfälle.

Differenziert man den Care Gap nach verschiedenen Siedlungsstrukturen, fällt auf, dass er in ländlicheren Regionen höher ausfällt als in Großstädten (siehe Abbildung 2). Während die gesamte Care-Arbeit von Männern über verschiedene Siedlungsstrukturen hinweg nur um maximal elf Minuten schwankt, verbringen Frauen in ländlichen Kreisen mit Verdichtungsansätzen 34 Minuten mehr Zeit mit Care-Arbeit als Frauen in Großstädten. Am Größten fällt der Gender Care Gap in den ländlichsten Regionen aus, in denen Frauen rund 58,8 Prozent mehr Care-Arbeit leisten als Männer, während der Gap in kreisfreien Großstädten nur 43,8 Prozent beträgt. Das Wohnumfeld könnte den Care Gap also beeinflussen. Gleichzeitig ist es allerdings denkbar, dass sich Personen in städtischen und in ländlichen Regionen hinsichtlich weiterer Charakteristika unterscheiden, die ihrerseits die Care-Arbeit beeinflussen, wie bspw. hinsichtlich der durchschnittlichen Zahl der Kinder oder hinsichtlich ihres Durchschnittsalters.

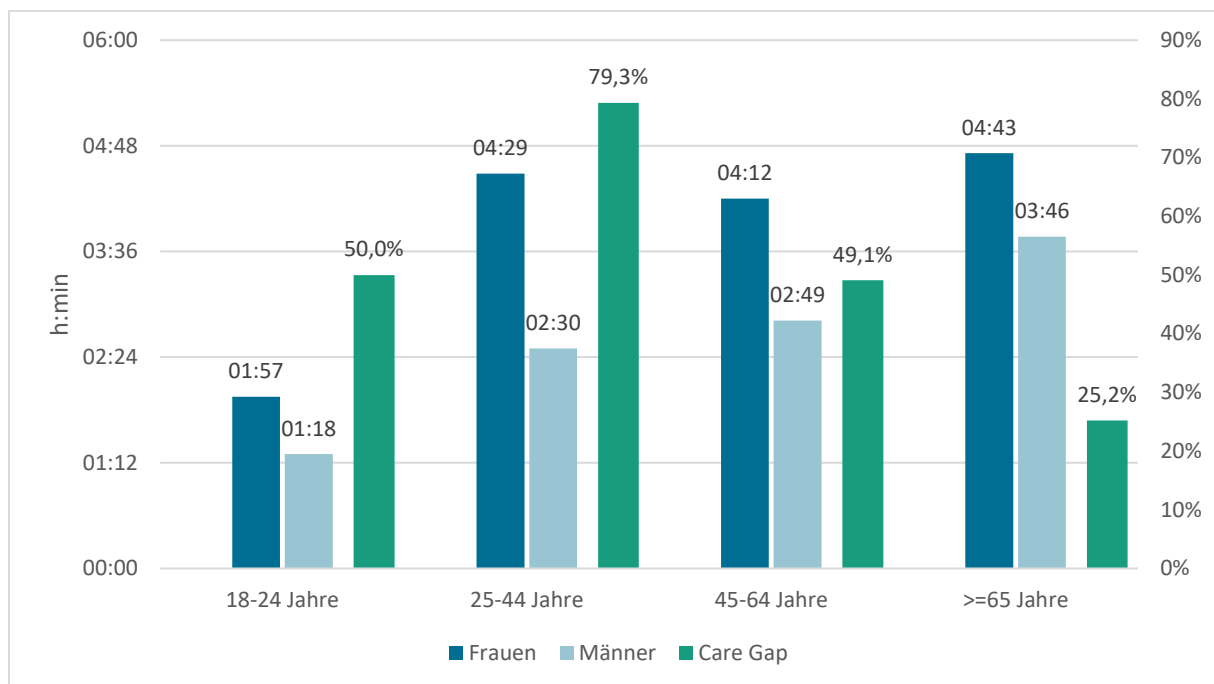
Abbildung 2: Care-Arbeit und Gender Care Gap nach Siedlungsstruktur



Quelle: FDZ der statistischen Ämter des Bundes und der Länder, Zeitverwendungserhebung 2012/13, eigene Berechnungen, nach Gewichtung der Einzelfälle.

In Abbildung 3 werden Care-Arbeit und Gender Care Gap nach verschiedenen Altersgruppen getrennt betrachtet. Dabei zeigt sich, dass der Care Gap in der Gruppe der 25 bis 44-jährigen am Größten ausfällt: In dieser Gruppe verrichten Frauen durchschnittlich pro Tag vier Stunden und 29 Minuten und Männer zwei Stunden und 30 Minuten Sorgearbeit, was einem Gender Care Gap von 79,3 Prozent entspricht. Auffällig ist, dass der Umfang der Care-Arbeit der Männer mit zunehmendem Alter steigt, während der Umfang der Care-Arbeit bei Frauen ab dem Alter von 25 Jahren bei um die vier Stunden schwankt. Interessanterweise verrichten Frauen und Männer in der Gruppe der über 65-jährigen am meisten Care-Arbeit, was jedoch durch die deutlich höhere Care-Arbeit der Männer im Verhältnis zu jüngeren Altersgruppen zu dem geringsten Care Gap der betrachteten Altersgruppen führt.

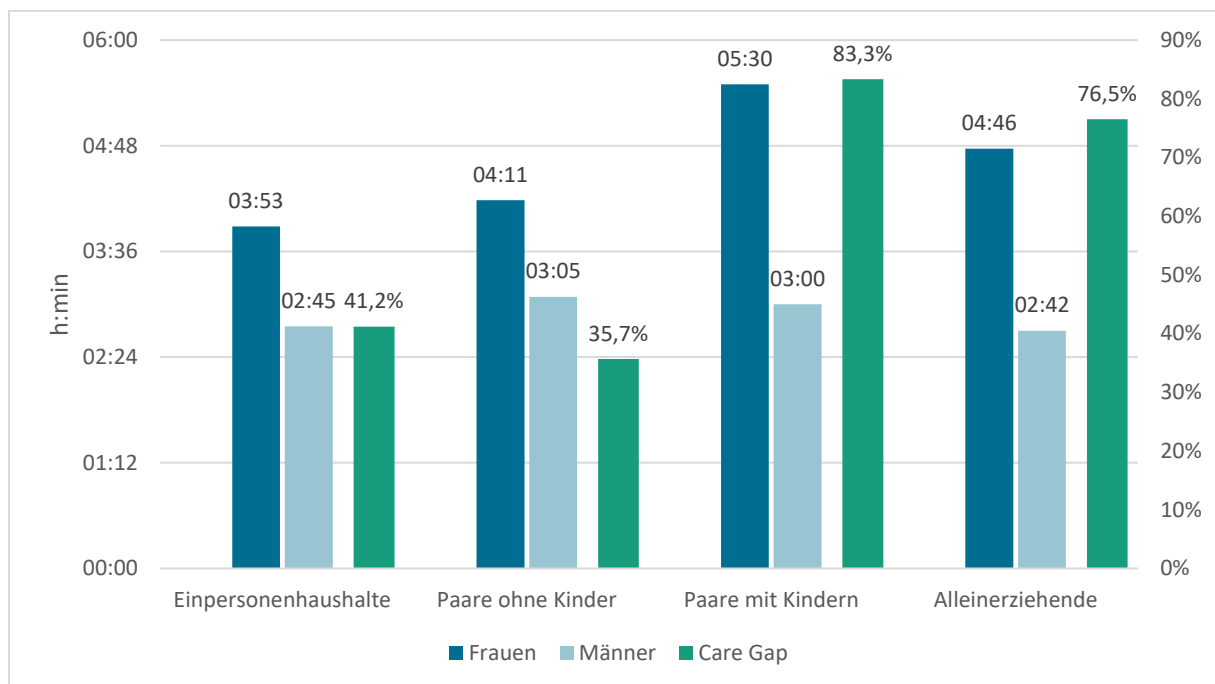
Abbildung 3: Care-Arbeit und Gender Care Gap nach Altersgruppen



Quelle: FDZ der statistischen Ämter des Bundes und der Länder, Zeitverwendungserhebung 2012/13, eigene Berechnungen, nach Gewichtung der Einzelfälle.

Die Differenzierung der Care-Arbeit nach verschiedenen Haushaltstypen, die in Abbildung 4 dargestellt wird, zeigt einige weitere Ergebnisse: Zum einen wird deutlich, dass auch in der Gruppe der Einpersonenhaushalte ein Gender Care Gap besteht. Dies ist ein Hinweis dafür, dass Aushandlung und Arbeitsteilung (bezahlter sowie unbezahlter Arbeit) innerhalb von Paaren nicht die alleinige Erklärung für den Gender Care Gap darstellen. Zwar sind verschiedene Erklärungen für den Unterschied in der Zeitverwendung für Care-Arbeit zwischen Frauen und Männern in der Gruppe der Einpersonenhaushalte denkbar: Bspw. könnte es sein, dass die heutige Care-Arbeit von geschiedenen oder verwitweten Personen noch durch Aufteilungen innerhalb ihrer vergangenen Partnerschaft bestimmt wird, was zu einem Gender Care Gap in der Gruppe der Einpersonenhaushalte führen würde. Allerdings wird in Abbildung 5 deutlich, dass auch in der Gruppe der Ledigen schon ein Gender Care Gap besteht, der sogar die Care Gaps der Gruppen „Verheiratet getrennt lebend“, „Verwitwet“ und „Geschieden“ übersteigt. Es ist wichtig zu berücksichtigen, dass diese Erkenntnisse auch die Möglichkeit zulassen, dass Unterschiede zwischen den Geschlechtern nicht nur beeinflussen, wie Care-Arbeit aufgeteilt wird, sondern auch, wie viel Care-Arbeit insgesamt verrichtet wird.

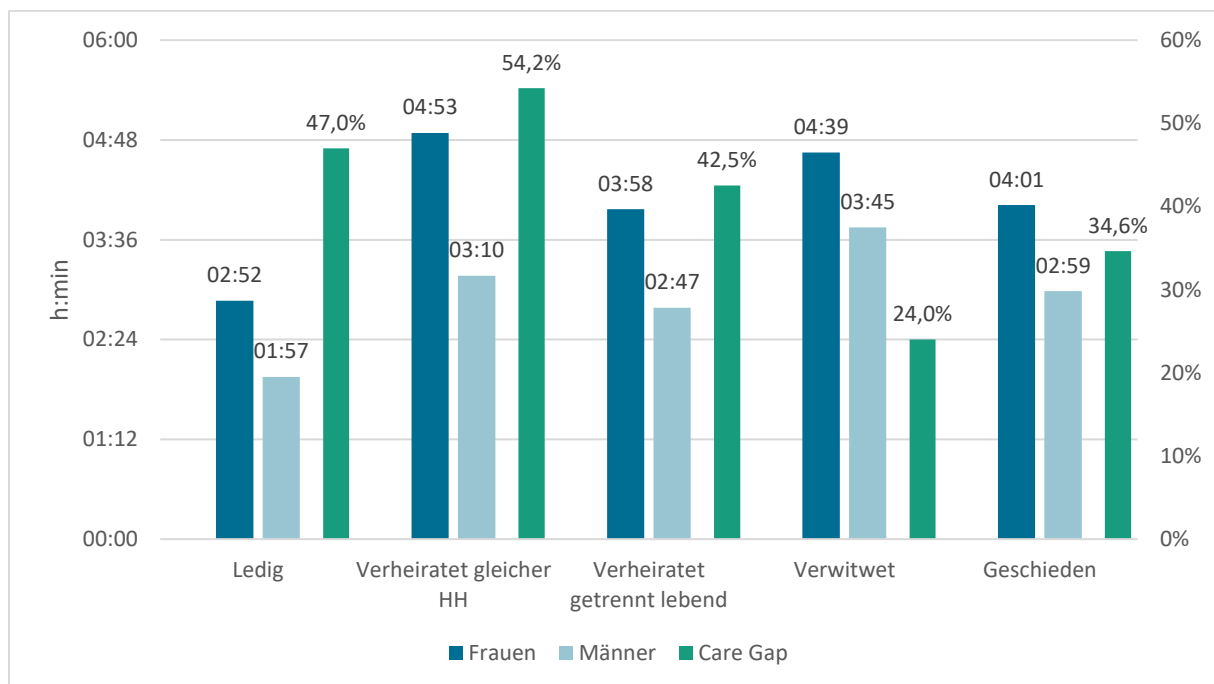
Abbildung 4: Care-Arbeit und Gender Care Gap nach Haushaltstyp



Quelle: FDZ der statistischen Ämter des Bundes und der Länder, Zeitverwendungserhebung 2012/13, eigene Berechnungen, nach Gewichtung der Einzelfälle.

Abbildung 4 zeigt außerdem, dass der Gender Care Gap bei Paaren mit Kindern mehr als doppelt so hoch ist wie bei Paaren ohne Kinder. Während Frauen in Paaren ohne Kinder circa 35,7 Prozent mehr Care-Arbeit am Tag leisten als Männer, beträgt der Unterschied bei Paaren mit Kindern 83,3 Prozent. Interessanterweise leisten Männer in Partnerschaften mit Kindern absolut gesehen sogar minimal *weniger* Care-Arbeit als in Paaren ohne Kinder, wobei dieser Effekt möglicherweise zu gering ist, um aus ökonomischer Sicht als signifikant zu gelten. Bei differenzierter Betrachtung der einzelnen Tätigkeitsbereiche kann der Unterschied dadurch erklärt werden, dass Männer in Paaren mit Kindern zwar mehr Zeit in Kinderbetreuung investieren, aber andererseits die Zeit für andere Tätigkeiten der Care-Arbeit in noch größerem Umfang reduzieren. Bei der Betrachtung der Alleinerziehenden wird deutlich, dass sowohl Frauen als auch Männer weniger Care-Arbeit leisten als in Partnerschaften mit Kindern. Das könnte zum einen durch Zeitbeschränkungen erklärt werden, durch die möglicherweise andere Tätigkeiten der Care-Arbeit reduziert werden müssen, oder aber auch dadurch, dass Kinder Alleinerziehender (zumindest alleinerziehender Väter) tendenziell älter sind (BMFSFJ 2012). Die Regressionen in Kapitel I.4 können Aufschluss über diese verschiedenen Erklärungsansätze geben.

Abbildung 5: Care-Arbeit und Gender Care Gap nach Familienstand

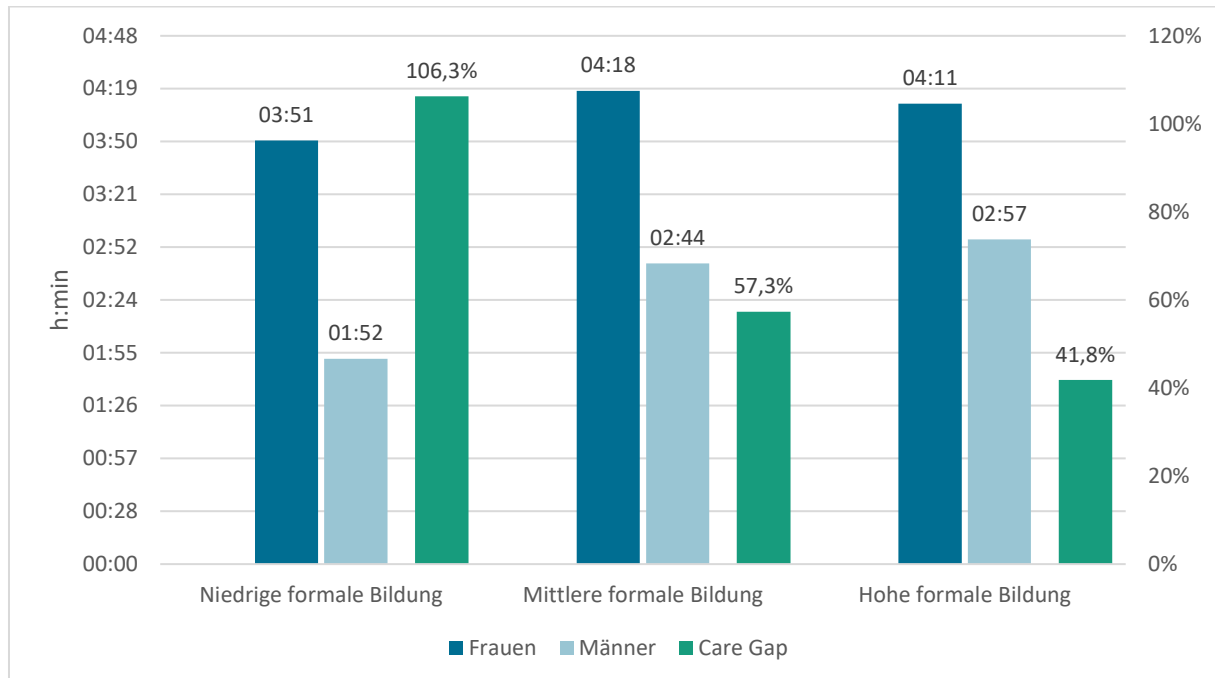


Quelle: FDZ der statistischen Ämter des Bundes und der Länder, Zeitverwendungserhebung 2012/13, eigene Berechnungen, nach Gewichtung der Einzelfälle.

Neben der familiären Situation ist es denkbar, dass auch zwischen Bildung und Erwerbsumfang und den Geschlechterunterschieden in der Care-Arbeit ein Zusammenhang besteht. In Abbildung 6 wird Care-Arbeit differenziert nach Bildungsniveau betrachtet. Die Typisierung erfolgt auf Basis der ISCED-97-Level, wobei Level 1 und 2 zu „niedriger formaler Bildung“, Level 3 und 4 zu „mittlerer formaler Bildung“ und Level 5 und 6 zu „höherer formaler Bildung“ zusammengefasst werden. Es zeigt sich, dass der höchste Gender Care Gap von 106,3 Prozent in der Gruppe der Personen mit vergleichsweise niedriger Bildung auftritt, und der niedrigste mit 41,8 Prozent in der Gruppe der Personen mit vergleichsweise hoher Bildung. Der deutlich niedrigere Gap bei höherem Bildungsniveau ist in erster Linie durch die höhere Care-Arbeit der Männer bedingt und nur beim Vergleich von mittlerer und hoher Bildung zusätzlich auch durch die etwas reduzierte Care-Arbeit der Frauen. Die großen Unterschiede der Care-Arbeit und des Care Gap bei verschiedenen Bildungsniveaus könnte möglicherweise (zumindest teilweise) über Unterschiede in Ausprägungen von Stereotypen erklärt werden: Tatsächlich ist das Bildungsniveau mit unterschiedlichen Stereotypen bezüglich Männer- und Frauenrollen korreliert. Bspw. wurden im SOEP im Jahr 2012 die Befragten nach ihrer Meinung zu unterschiedlichen Aussagen gebeten, darunter ob Frauen primär für Familie statt Karriere zuständig sind oder ob kleine Kinder darunter leiden, wenn ihre Mutter arbeitet. Bei Personen mit vergleichsweise niedrigem formalem Bildungsniveau ist die Zustimmung

zu solchen Aussagen durchschnittlich etwas höher. Weiterführende Analyseergebnisse zum Thema „Stereotype“ werden in Kapitel I.6.2 beschrieben.

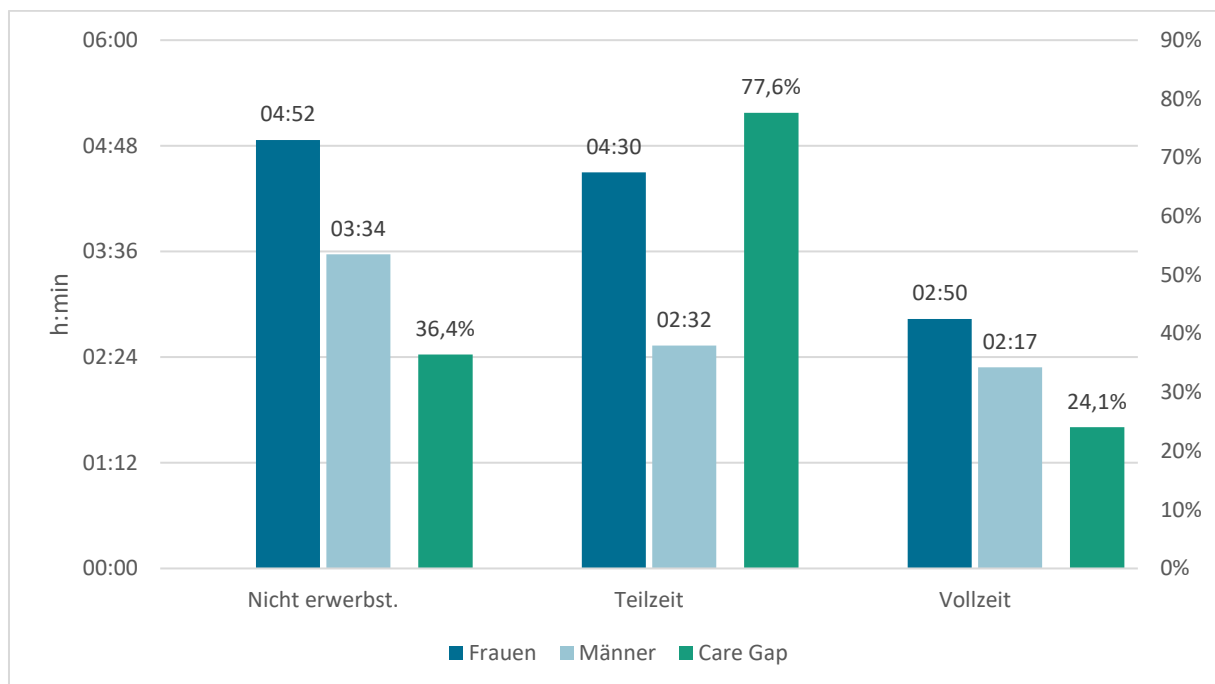
Abbildung 6: Care-Arbeit und Gender Care Gap nach Bildungsniveau



Quelle: FDZ der statistischen Ämter des Bundes und der Länder, Zeitverwendungserhebung 2012/13, eigene Berechnungen, nach Gewichtung der Einzelfälle.

Betrachtet man die Geschlechterunterschiede in der Care-Arbeit in Bezug auf den Erwerbsumfang, verbringen sowohl Frauen als auch Männer mit höheren Erwerbsumfängen weniger Zeit mit Care-Arbeit als Frauen und Männer mit niedrigen Erwerbsumfängen bzw. ohne Erwerbstätigkeit (siehe Abbildung 7). Da allerdings die Care-Arbeit von in Teilzeit erwerbstätigen Frauen nur um 22 Minuten geringer ist als die der nicht erwerbstätigen Frauen, bei Männern jedoch der Unterschied eine Stunde und zwei Minuten beträgt, ergibt sich bei Teilzeitbeschäftigten ein Care Gap von 77,6 Prozent, während der Care Gap von Nichterwerbstätigen nur 36,4 Prozent beträgt. Bei Vollzeit erwerbstätigen ergibt sich ein noch niedrigerer Care Gap von 24,1 Prozent, unter anderem da vollzeiterwerbstätige Frauen durchschnittlich eine Stunde und 40 Minuten weniger Care-Arbeit als Frauen in Teilzeit leisten, jedoch Männer in Vollzeit nur 15 Minuten weniger als Männer in Teilzeit.

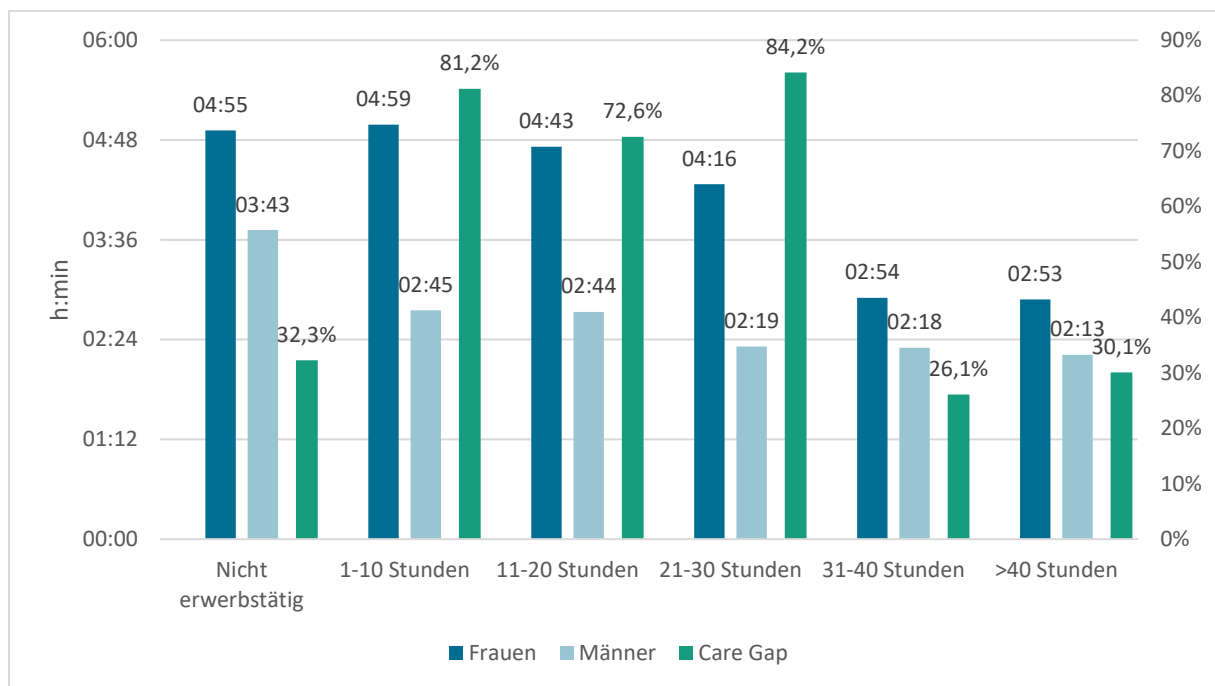
Abbildung 7: Care-Arbeit und Gender Care Gap nach Erwerbsumfang



Quelle: FDZ der statistischen Ämter des Bundes und der Länder, Zeitverwendungserhebung 2012/13, eigene Berechnungen, nach Gewichtung der Einzelfälle.

Diese Ergebnisse werden durch Abbildung 8 bestätigt, in der die Care-Arbeit differenziert nach Stunden, die für bezahlte Arbeit aufgewendet werden, betrachtet wird. Für Frauen und Männer lässt sich festhalten, dass mehr Zeit für Erwerbstätigkeit tendenziell mit weniger Zeit für Care-Arbeit einhergeht. Frauen, die nicht erwerbstätig sind, leisten durchschnittlich sogar etwas weniger Care-Arbeit als Frauen, die wöchentlich zwischen einer und zehn Stunden arbeiten. Bei Männern besteht der größte Unterschied bei der Care-Arbeit jedoch im Vergleich der Gruppe der in geringem Umfang Erwerbstätigen (ein bis zehn Stunden) mit der Gruppe der Nichterwerbstätigen (58 Minuten weniger Care-Arbeit), während bei Frauen, die mit Abstand größten Unterschiede beim Vergleich von weniger als 30 Stunden Erwerbstätigkeit zu 31 oder mehr Stunden Erwerbstätigkeit zu finden sind (eine Stunde und 22 Minuten weniger Care-Arbeit). Die Analysen der Care-Arbeit nach Erwerbsumfang und Stunden Erwerbstätigkeit erlauben zwar keine kausale Interpretation, da weitere Faktoren, welche die Care-Arbeit beeinflussen, auch mit dem Erwerbsumfang korreliert sein können. Sie legen aber nahe, dass Frauen im Vergleich zu Männern die Care-Arbeit erst bei deutlich höherem Erwerbsumfang signifikant reduzieren.

Abbildung 8: Care-Arbeit und Gender Care Gap nach Stunden Erwerbstätigkeit



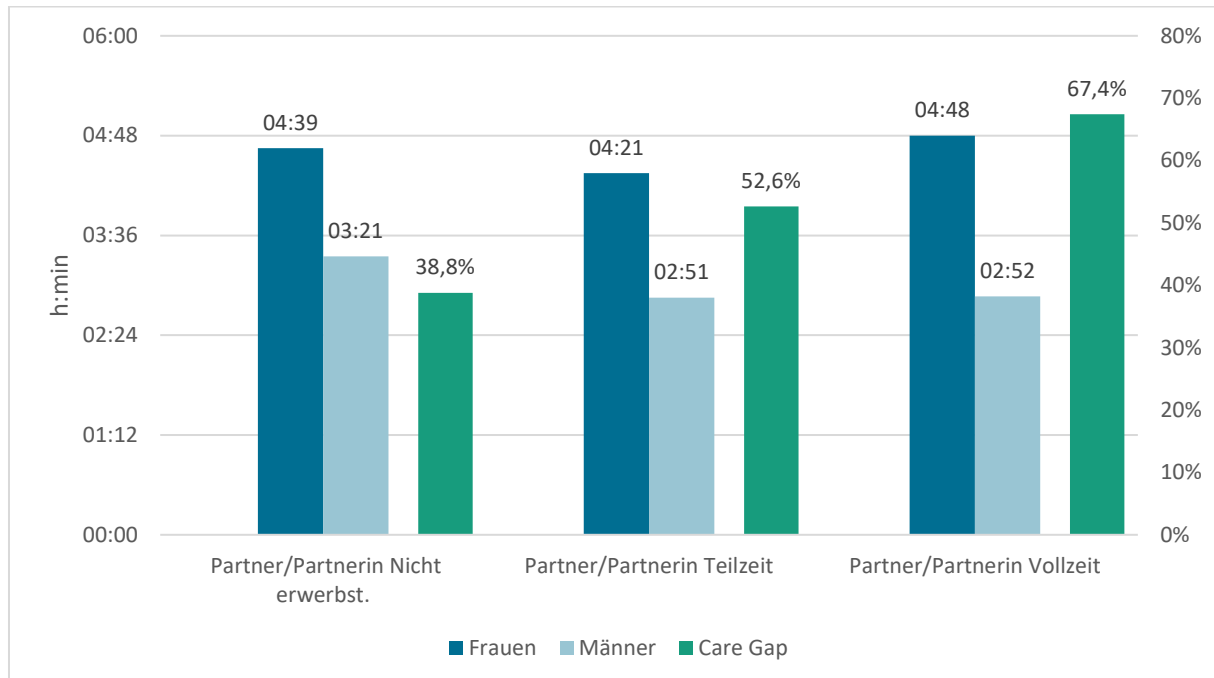
Quelle: FDZ der statistischen Ämter des Bundes und der Länder, Zeitverwendungserhebung 2012/13, eigene Berechnungen, nach Gewichtung der Einzelfälle.

Für Personen in Partnerschaften gibt es in der Zeitverwendungserhebung auch die Information über den Erwerbsumfang des Partners bzw. der Partnerin.⁶ Wie in Abbildung 9 deutlich wird, verbringen Männer deren Partnerin oder Partner Vollzeit arbeitet, etwa genauso viel Zeit mit Care-Arbeit wie Männer deren Partnerin oder Partner Teilzeit arbeitet. Dieser Zusammenhang darf jedoch nicht kausal interpretiert werden, da der Unterschied bspw. über eine Korrelation zwischen der Anzahl der Kinder und der Teilzeiterwerbstätigkeit des Partners oder der Partnerin bedingt sein könnte. Männer deren Partnerin oder Partner in Vollzeit oder in Teilzeit beschäftigt ist, verbringen sogar weniger Zeit mit Care-Arbeit als Männer deren Partnerin oder Partner nicht erwerbstätig ist. Im Unterschied dazu verbringen Frauen deren Partner oder Partnerin Vollzeit arbeitet 27 Minuten pro Tag mehr mit Care-Arbeit als Frauen deren Partner oder Partnerin Teilzeit arbeitet. Allerdings findet sich auch bei Frauen der Effekt, dass solche deren Partner oder Partnerin nicht erwerbstätig ist mehr Zeit für Care-Arbeit aufwenden als solche, deren Partner oder Partnerin in Teilzeit erwerbstätig ist. Dieser zunächst kontraintuitiv erscheinende Zusammenhang lässt sich

⁶ Betrachtet wird nur die Beziehung zwischen Haupteinkommensbezieher und Partner oder Partnerin.

möglicherweise mit den Gründen für die Nichterwerbstätigkeit des Partners oder der Partnerin, wie bspw. Krankheit oder anderen Verpflichtungen, erklären.

Abbildung 9: Care-Arbeit und Gender Care Gap nach Erwerbsumfang des Partners / der Partnerin



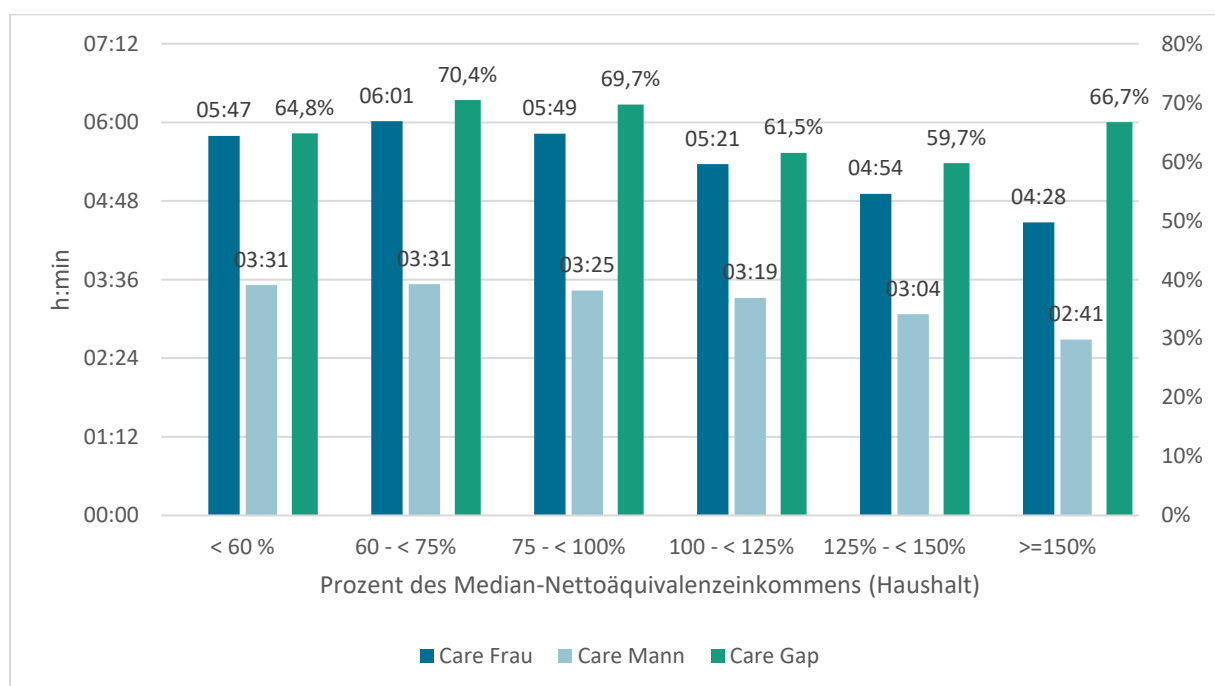
Quelle: FDZ der statistischen Ämter des Bundes und der Länder, Zeitverwendungserhebung 2012/13, eigene Berechnungen, nach Gewichtung der Einzelfälle.

I.3.2. Deskriptive Auswertungen mit dem SOEP

Für deskriptive Auswertungen der Care-Arbeit differenziert nach verschiedenen Einkommensgruppen greifen wir auf die Datenbasis des SOEP zurück. Zum einen erlaubt das SOEP die Ermittlung des jeweiligen Medianeinkommens, sodass Einkommensgruppen relativ zum Medianeinkommen gebildet werden können. Mit der Zeitverwendungserhebung ist dies nicht (exakt) möglich, da Einkommen nur in Abstufungen von mehreren hundert Euro angegeben werden. Weiterhin erlaubt das SOEP im Gegensatz zur Zeitverwendungserhebung die Betrachtung von Netto- und Bruttoarbeitseinkommen, sowie eine Nettoäquivalenzgewichtung des Haushaltseinkommens. Das Nettoäquivalenzeinkommen, das bei der Berechnung von Armutsquoten verwendet wird, berücksichtigt Skalenvorteile bei steigender Anzahl der Haushaltsmitglieder. Es wird berechnet als Nettohaushaltseinkommen geteilt durch die Summe der Personengewichte. Dabei erhält die erste erwachsene Person im Haushalt ein Gewicht von eins, alle weiteren Personen ab 14 Jahren ein Gewicht von 0,5 und alle Kinder unter 14 Jahren ein Gewicht von 0,3.

Die folgenden Auswertungen differenzieren die Care-Arbeit und den Gender Care Gap nach verschiedenen Einkommensgruppen, die jeweils relativ zum beobachteten Medianeinkommen dargestellt werden. Interessanterweise variiert der Care Gap⁷ über die Höhe des Nettoäquivalenzeinkommens auf der Haushaltsebene nicht sehr stark (siehe Abbildung 10). Die Care-Arbeit von Männern in den vier Einkommensgruppen bis 125 Prozent des Median-Nettoäquivalenzeinkommens schwankt nur um maximal sechs Minuten und sinkt ab einem Einkommen von mehr als 125 Prozent des Median-Nettoäquivalenzeinkommens um 15 Minuten (bzw. um weitere 23 Minuten ab einem Einkommen von mindestens 150 Prozent des Median-Nettoäquivalenzeinkommens).

Abbildung 10: Care-Arbeit und Gender Care Gap nach Haushaltseinkommen



Quelle: Sozio-ökonomisches Panel (DIW), eigene Berechnungen, nach Gewichtung der Einzelfälle.

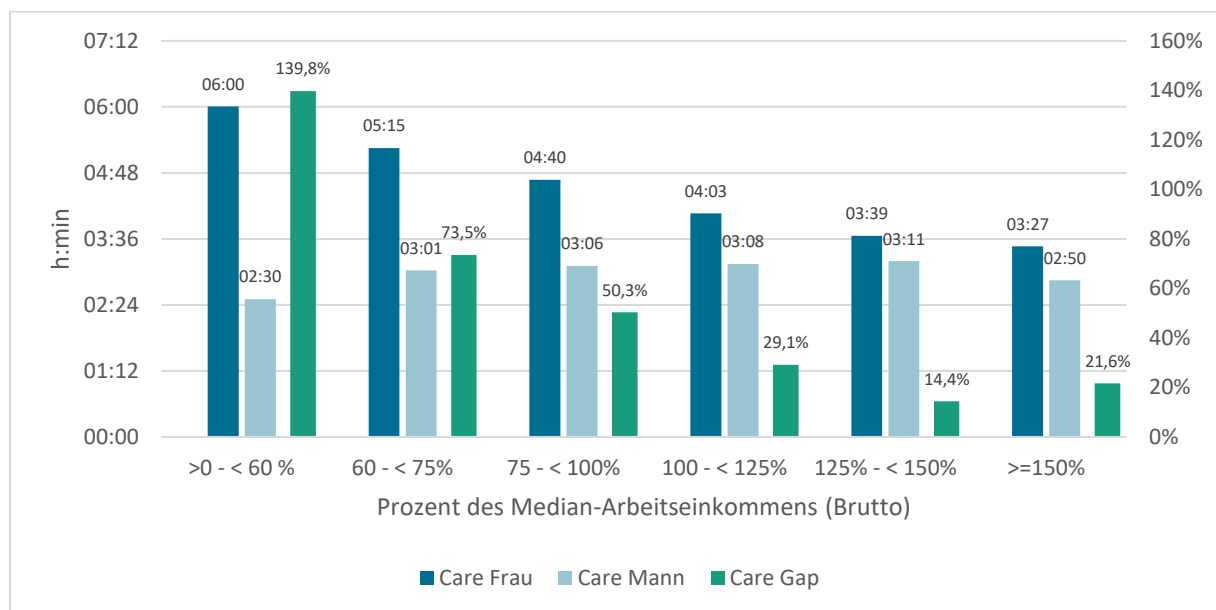
Die Differenzierung der Care-Arbeit nach Arbeitseinkommen unterscheidet sich deutlich von der Differenzierung nach Haushaltseinkommen. Das Haushaltseinkommen setzt sich aus der Summe der Einkommen sämtlicher Haushaltsmitglieder aus allen Quellen zusammen. Dazu gehören neben Einkommen aus selbständiger und nichtselbständiger Erwerbstätigkeit auch Einkommen aus

⁷ Da die Grundlage dieser Auswertungen das SOEP ist, weicht die Definition der Care-Arbeit von der bisher getroffenen Definition ab (siehe Kapitel I.2.2).

Transfers wie bspw. Kindergeld oder BAföG, aber auch Einkommen aus Vermietung und Verpachtung oder auch aus Kapitalanlagen oder Unternehmensbeteiligungen. Das Nettohaushaltseinkommen ist in den Daten des SOEP enthalten. Bei der Analyse der Arbeitseinkommen ist zu berücksichtigen, dass sich Personen in Paarhaushalten möglicherweise in unterschiedlichen Gruppen der Arbeitseinkommen wiederfinden, während sie bei der Analyse der Haushaltseinkommen derselben Gruppe zugeordnet sind.

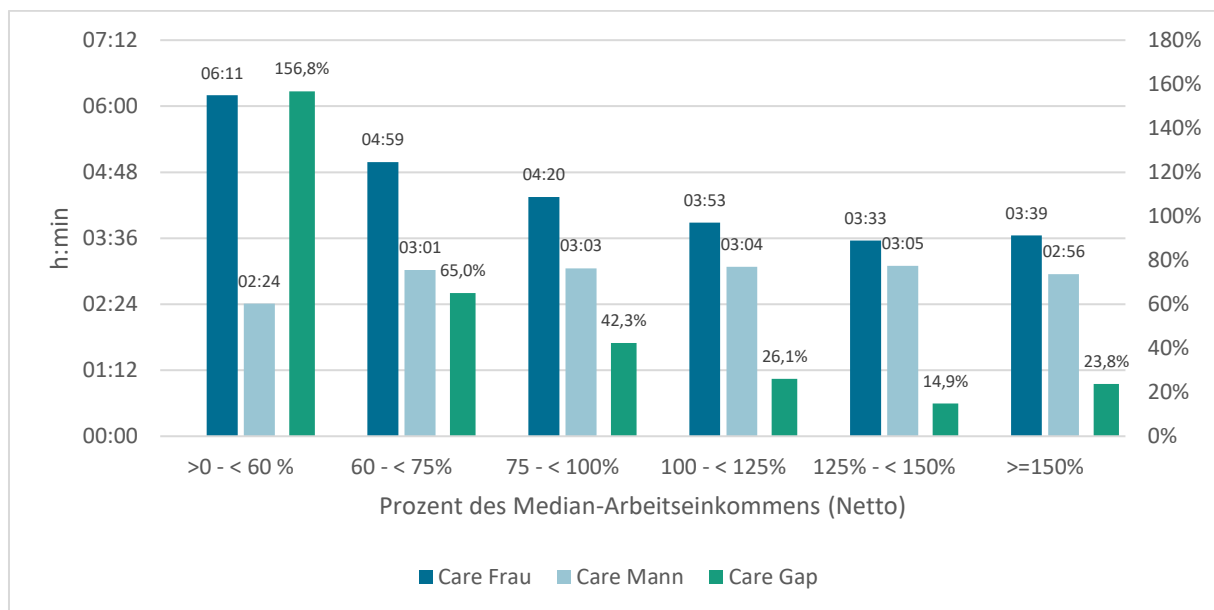
Sowohl bei der Betrachtung des Brutto- als auch des Nettoarbeitseinkommens ist der Gender Care Gap in Gruppen mit höherem Arbeitseinkommen niedriger (siehe Abbildung 11 und Abbildung 12). Dies wird vor allem durch die deutlich niedrigere Zeitverwendung für Care-Arbeit von Frauen mit höherem Arbeitseinkommen getrieben: Während Frauen, die bis zu 75 Prozent des Median-Bruttoarbeitseinkommens verdienen, zwischen fünf Stunden, 15 Minuten und sechs Stunden Care-Arbeit leisten, sind es für Frauen mit einem Arbeitseinkommen von mindestens 75 Prozent des Median-Bruttoarbeitseinkommens nur noch vier Stunden und 40 Minuten oder weniger.

Abbildung 11: Care-Arbeit und Gender Care Gap nach Bruttoarbeitseinkommen



Quelle: Sozio-ökonomisches Panel (DIW), eigene Berechnungen, nach Gewichtung der Einzelfälle.

Abbildung 12: Care-Arbeit und Gender Care Gap nach Nettoarbeitseinkommen



Quelle: Sozio-ökonomisches Panel (DIW), eigene Berechnungen, nach Gewichtung der Einzelfälle.

I.4. Determinanten des Gender Care Gap

I.4.1. Ursachenanalyse für die Gruppe der Erwerbstätigen

Im Folgenden werden die Determinanten des Gender Care Gap analysiert. Datengrundlage bilden die Informationen des SOEP für die Jahre 2001 bis 2017, das die Einbeziehung unterschiedlicher Kontrollvariablen in die Regressionsanalysen erlaubt. Da der hier verwendete Begriff der Care-Arbeit Stunden am Wochenende einschließt, diese Information im SOEP aber nur in ungeraden Jahren abgefragt wird, betrachten wir entsprechend auch nur die ungeraden Jahre innerhalb des oben genannten Zeitraums. Die Jahre vor 2001 betrachten wir nicht, da die Zeitverwendung für die Versorgung und Betreuung von pflegebedürftigen Personen erst ab dem Jahr 2001 erhoben wird. Die Identifizierung der Determinanten erfolgt im Rahmen von ökonometrischen Schätzmodellen anhand von verschiedenen Regressionen. Die Regressionen in Tabelle 2 sind für die Gruppe der Erwerbsfähigen (kein Rentenbezug und Alter zwischen 17 und 65) geschätzt, für die in den

Daten ein Bruttostundenlohn berechnet werden kann.⁸ Neben Voll- und Teilzeiterwerbstätigen beziehen wir somit unter anderem auch Selbstständige, Auszubildende und geringfügig Erwerbstätige ein. In Kapitel I.4.2 beziehen wir für eine Sensitivitätsanalyse auch Nichterwerbstätige mit ein, indem wir für sie einen potenziellen Stundenlohn schätzen. Die abhängige Variable in jeder der Regressionen ist die durchschnittliche Care-Arbeit pro Tag wie in Kapitel I.2.2 definiert.

Die Regressionen werden getrennt für Ost- und Westdeutschland und darüber hinaus noch getrennt für Paare und Alleinstehende geschätzt. Paare sind hier definiert als zusammenlebende verheiratete oder nicht verheiratete Paare. Als alleinstehend gilt jede Person, die nicht mit einem Partner oder einer Partnerin in einem Haushalt lebt, also sowohl ledige als auch alleinerziehende, geschiedene oder verwitwete Personen. Die Differenzierung nach diesen vier Gruppen erlaubt Interaktionen zwischen dem Familienstand und der Region mit jeder erklärenden Variable. So kann bspw. die Anzahl der Kinder im Haushalt für Alleinstehende in Westdeutschland einen anderen Effekt auf die individuelle Care-Arbeit haben als für Paare in Westdeutschland. Für jede dieser Gruppen (Alleinstehende in Westdeutschland, Paare in Westdeutschland, Alleinstehende in Ostdeutschland und Paare in Ostdeutschland) werden jeweils zwei Regressionen geschätzt; eine für Frauen und eine für Männer. Die Koeffizienten der einzelnen erklärenden Variablen zeigen den isolierten Effekt der jeweiligen Variable auf die Care-Arbeit für die jeweilige Gruppe, also den geschätzten Effekt, der durch eine Änderung dieser Variable zustande kommt, wenn alle anderen Variablen unverändert sind. Der Care Gap lässt sich anhand der Regressionen durch unterschiedliche Niveaus bei den Variablen, die Care-Arbeit beeinflussen, erklären, und durch unterschiedliche geschätzte Koeffizienten für Männer und Frauen. Wenn bspw. der Effekt der Arbeitszeit auf die Care-Arbeit für Frauen und Männer gleich groß und negativ wäre, Frauen aber durchschnittlich weniger Stunden in bezahlter Arbeit verbringen, erklärt dieser beobachtete Unterschied einen Teil des Care Gap. Vergleicht man darüber hinaus die Koeffizienten für Frauen und Männer in jeder Gruppe (z. B. Spalten 3 und 4), lässt sich auch der direkte Effekt der jeweiligen erklärenden Variable auf den Care Gap ablesen. Wenn bspw. der Effekt der Anzahl der Kinder auf die Care-Arbeit

⁸ Die Gruppe der Rentnerinnen und Rentner betrachten wir getrennt in einem Exkurs in Kapitel I.6.4. Es ist zu beachten, dass der in diesem Kapitel diskutierte Care Gap aufgrund der Altersbeschränkung von 17 bis 65 Jahren nicht gleichzusetzen ist mit dem Gender Care Gap des Zweiten Gleichstellungsberichts der Bundesregierung, der für alle Personen ab 18 Jahren definiert ist.

für Frauen deutlich höher ist als für Männer, weist dies daraufhin, dass Frauen bei einem zusätzlichen Kind im Haushalt einen größeren Anteil der Care-Arbeit übernehmen, was somit einen weiteren Teil des Gender Care Gap erklären kann.

In den Regressionen wird zum einen für das Jahr der jeweiligen Beobachtung und für das Bundesland, in dem die beobachtete Person lebt, kontrolliert. Hiermit soll sichergestellt werden, dass Unterschiede zwischen den Jahren bzw. zwischen den Bundesländern nicht zu einer Verzerrung der Ergebnisse führen. Wenn nicht anders erläutert, werden in den Regressionen außerdem Individual-Fixed-Effects einbezogen, die für unbeobachtete Heterogenität zwischen Individuen kontrollieren. Dadurch werden zumindest über die Zeit konstante unbeobachtete Faktoren wie zum Beispiel Präferenzen oder Fähigkeiten, die zu Unterschieden zwischen der Care-Arbeit der Individuen führen, herausgerechnet. Die Ergebnisse der OLS Regressionen ohne Individual-Fixed-Effects sind in diesem Fall ähnlich. Für manche Gruppen finden sich allerdings signifikante Effekte, die in den Fixed-Effects-Regressionen als nicht signifikant ausgewiesen werden. Das kann auftreten, wenn sich Personen, die sich bei einem bestimmten Merkmal unterscheiden, auch im Umfang ihrer Care-Arbeit unterscheiden, dieser unterschiedliche Umfang aber nur durch unbeobachtete Heterogenität zwischen den Individuen zustande kommt und nicht durch die erklärende Variable an sich. Wenn sich bspw. Frauen, denen die Mutterrolle sehr wichtig ist, entscheiden, weniger in Bildung zu investieren, dann kann ein geschätzter dämpfender Effekt des Bildungsniveaus auf die Care-Arbeit von Frauen auch auf diese Haltung zurückzuführen sein. Die grundlegenden Aussagen dieses Berichts lassen sich jedoch mit beiden Spezifikationen treffen. Da es in diesem Anwendungsfall gut denkbar ist, dass Effekte durch unbeobachtete Unterschiede zwischen den Individuen (bspw. bezüglich möglicher Stereotype) bedingt sind, erscheint das für die Regressionen von Tabelle 2 gewählte Modell mit Individual-Fixed-Effects als die zuverlässigere Spezifikation.

Aus der ersten Zeile der Tabelle 2 lässt sich ablesen, dass der Bruttostundenlohn einen statistisch signifikanten negativen Effekt auf die Care-Arbeit von Frauen und Männern in Paarbeziehungen in Westdeutschland und von Frauen in Paarbeziehungen in Ostdeutschland hat. Ob dieser Effekt allerdings tatsächlich einen kausalen Zusammenhang darstellt, oder ob die Kausalität möglicherweise in die andere Richtung verläuft, wird vorerst hintenangestellt und in Kapitel I.5 ausführlich diskutiert. Für alle Gruppen bis auf die Gruppe der alleinstehenden Männer in Ostdeutschland geht außerdem eine höhere Zeitverwendung für bezahlte Arbeit mit verringerter Zeitaufwendung für Care-Arbeit einher.

Tabelle 2: Ursachen des Gender Care Gap für die Gruppe der Erwerbstätigen

Abhängige Variable: Care-Arbeit (Std. pro Tag)

	West				Ost			
	Alleinstehende		Paare		Alleinstehende		Paare	
	(1) Frauen	(2) Männer	(3) Frauen	(4) Männer	(5) Frauen	(6) Männer	(7) Frauen	(8) Männer
Bruttostundenlohn (log.)	-0.072 (0.07)	0.012 (0.04)	-0.444*** (0.06)	-0.398*** (0.06)	0.064 (0.11)	0.028 (0.09)	-0.598*** (0.14)	-0.062 (0.11)
Arbeitszeit (Std. pro Woche)	-0.045*** (0.01)	-0.008*** (0.00)	-0.083*** (0.00)	-0.031*** (0.00)	-0.038*** (0.01)	-0.007 (0.01)	-0.051*** (0.01)	-0.024*** (0.01)
Relatives Einkommen			-0.473*** (0.12)	-0.454*** (0.13)			-0.463** (0.18)	-1.154*** (0.21)
Anzahl Kinder Alter < 3 im HH	3.696*** (0.74)	1.032* (0.59)	5.300*** (0.16)	1.422*** (0.07)	2.324*** (0.84)	-0.138 (0.69)	3.952*** (0.26)	1.501*** (0.14)
Anzahl Kinder Alter 3-6 im HH	3.109*** (0.30)	0.371 (0.28)	3.447*** (0.09)	1.161*** (0.05)	3.517*** (0.41)	0.894 (0.57)	3.019*** (0.16)	1.411*** (0.10)
Anzahl Kinder Alter 7-14 im HH	1.723*** (0.14)	0.341*** (0.11)	1.925*** (0.06)	0.673*** (0.03)	2.097*** (0.29)	0.771*** (0.26)	1.951*** (0.11)	0.871*** (0.07)
Pflegebedürftige Person im HH	1.483** (0.63)	0.617** (0.31)	2.337*** (0.44)	0.776*** (0.16)	3.365** (1.38)	0.733** (0.36)	2.671*** (0.64)	1.648*** (0.45)
Haushaltseinkommen (log.)	-0.172** (0.09)	-0.212*** (0.06)	-0.132 (0.10)	-0.096 (0.07)	-0.142 (0.16)	-0.234** (0.12)	-0.039 (0.16)	-0.069 (0.13)
Ländlicher Raum	0.307 (0.25)	0.144 (0.24)	0.873*** (0.33)	0.082 (0.30)	-0.140 (0.45)	0.470* (0.25)	0.311 (0.51)	0.630** (0.32)
Ausbildungsjahre	0.082*** (0.01)	0.023** (0.01)	0.184*** (0.06)	0.193*** (0.06)	0.069** (0.03)	0.044 (0.03)	0.316** (0.16)	0.141 (0.09)
Alter	0.274*** (0.04)	0.137*** (0.02)	0.324*** (0.04)	0.153*** (0.03)	0.244*** (0.08)	0.123*** (0.04)	0.210*** (0.06)	0.003 (0.05)
Alter quadriert	-0.003*** (0.00)	-0.002*** (0.00)	-0.004*** (0.00)	-0.001*** (0.00)	-0.003*** (0.00)	-0.001*** (0.00)	-0.002*** (0.00)	-0.000 (0.00)
Individuen	5798	4900	10716	11239	1550	1384	2831	2824
Beobachtungen	12690	10695	29399	32603	3463	3271	8888	8873

Anmerkungen: * $p < 0.1$, ** $p < 0.05$, *** $p < 0.01$. Alle Spezifikationen sind OLS Regressionen mit Individual-Fixed-Effects und Fixed-Effects für Bundesland und Befragungsjahr. Standardfehler (in Klammern) sind auf Individualebene geclustert. Relatives Einkommen = Einkommen / (Einkommen + Einkommen_Partner/Partnerin). Paare sind zusammenlebende verheiratete oder nicht verheiratete Paare. Alleinstehende sind alle Personen, die nicht mit einem Partner oder einer Partnerin im Haushalt leben. Pflegebedürftige Person im HH ist eine Dummy Variable mit dem Wert eins, falls eine pflegebedürftige Person im Haushalt lebt (und dem Wert null anderenfalls). Ländlicher Raum ist eine Dummy Variable mit dem Wert eins, falls der Haushalt in ländlichem im Gegensatz zu städtischem Raum lebt.

Dieser negative Effekt der Arbeitszeit auf die Care-Arbeit kann für sich genommen schon zur Erklärung des Gender Care Gap beitragen, da Männer durchschnittlich mehr Stunden in bezahlter Arbeit verbringen. Außerdem lässt sich festhalten, dass der negative Effekt in allen Gruppen für Frauen höher ausfällt. Wenn sich die Arbeitszeit pro *Woche* um eine Stunde erhöht, verringert sich die Care-Arbeit von Frauen pro *Tag* geschätzt um 0,038 bis 0,083 Stunden (entspricht circa 16 bis 35 Minuten Care-Arbeit pro *Woche*), und bei Männern geschätzt um 0,008 bis 0,031 Stunden pro *Tag* (entspricht circa drei bis 13 Minuten Care-Arbeit pro *Woche*). Für die Gruppen der Paarhaushalte lässt sich eine weitere interessante Aussage treffen: Über das individuelle Arbeits-einkommen hinaus reduziert das relative Einkommen (also der eigene Beitrag zum Einkommen des Paares) die individuelle Care-Arbeit. Das deutet darauf hin, dass Verhandlungsmacht innerhalb von Paaren, über den absoluten Beitrag zum Einkommen hinaus, die Aufteilung der Care-Arbeit beeinflusst.⁹ Da Frauen in Deutschland durchschnittlich weniger zum Einkommen des Paares beitragen als Männer, stellt auch dieses Ergebnis eine Erklärung für den Gender Care Gap dar.

Die Anzahl der Kinder im Haushalt erhöht für alle Gruppen die Stunden der Care-Arbeit. Bei alleinstehenden Männern tritt der positive Effekt auf die Care-Arbeit nicht bei Kindern aller Altersgruppen auf, was allerdings auch durch mangelnde Variation in den Daten bedingt sein könnte. Auffällig ist, dass in allen Spezifikationen jedes zusätzliche Kind die Stunden der Care-Arbeit von Frauen deutlich stärker erhöht als die von Männern. Ein zusätzliches Kind im Alter von bis zu zwei Jahren erhöht die Care-Arbeit von Frauen schätzungsweise zwischen zwei Stunden und 18 Minuten und fünf Stunden und 18 Minuten täglich und die von Männern nur um ein bis anderthalb Stunden pro Tag. Die Anzahl der Kinder höheren Alters erhöht insgesamt die Care-Arbeit weniger je älter die Kinder sind, doch es bleibt bei dem Zusammenhang, dass der Effekt für Frauen deutlich stärker ist als für Männer. Dieses Ergebnis, dass Frauen je zusätzlichem Kind mehr Zeit in Care-Arbeit investieren als Männer, stellt einen weiteren Einflussfaktor auf den Gender Care Gap dar.

Die deskriptiven Statistiken in Kapitel I.3 haben gezeigt, dass alleinerziehende Frauen und Männer weniger Care-Arbeit leisten als Frauen und Männer in Paarbeziehungen mit Kindern, was möglicherweise durch Zeitbeschränkungen oder das höhere Alter der Kinder bei Alleinerziehenden erklärt werden könnte. Die Auswertungen der Regressionen zeigen, dass dieser Zusammenhang auch nach Berücksichtigung des Alters der Kinder und der Zeitbeschränkungen durch bezahlte

⁹ Dieser Effekt des relativen Einkommens auf die Stunden der Sorgearbeit wurde unter anderem von Bertrand, Kamenica und Pan (2015) und für Deutschland von Lippmann, Georgieff, und Senik (2019) gezeigt.

Arbeit noch besteht. Die einzige Ausnahme bilden ostdeutsche, alleinerziehende Frauen, bei denen die Care-Arbeit bei Kindern im Alter zwischen drei und sechs Jahren stärker ansteigt als die der ostdeutschen Frauen in Paarbeziehungen. Allerdings machen diese Erkenntnisse deutlich, dass Zeitbeschränkungen und das Alter der Kinder bei Alleinerziehenden nicht die (alleinige) Erklärung für die Unterschiede zwischen Alleinerziehenden und Paaren darstellen können.

Analog zur Anzahl der Kinder deuten die Koeffizienten für die Anwesenheit einer pflegebedürftigen Person im Haushalt darauf hin, dass Frauen im Verhältnis zu Männern ihre Care-Arbeit deutlich stärker erhöhen, wenn eine pflegebedürftige Person im Haushalt ist. Der Umfang der Erhöhung der Care-Arbeit, wenn eine pflegebedürftige Person im Haushalt lebt, beträgt bei Frauen geschätzt zwischen anderthalb und drei Stunden und 21 Minuten täglich und bei Männern geschätzt zwischen 36 Minuten und einer Stunde und 36 Minuten pro Tag. Dass Frauen stärker bei der Pflege einer pflegebedürftigen Person im Haushalt mitwirken als Männer, stellt demnach einen weiteren Erklärungsfaktor für den Gender Care Gap dar.

Ein weiterer Bereich von Einflussfaktoren, die den Umfang der Care-Arbeit beeinflussen können, stellen das Haushaltseinkommen und damit möglicherweise einhergehende Externalisierungen von Care-Arbeit dar. Kontrolliert man für alle gegebenen erklärenden Variablen, reduziert das Haushaltseinkommen den Umfang der Care-Arbeit nur für die Gruppe der alleinstehenden Frauen und Männer im Westen, und die der alleinstehenden Männer in Ostdeutschland. Die Höhe des isolierten Effekts des Haushaltseinkommens fällt jedoch sehr gering aus.¹⁰ Eine einprozentige Erhöhung des Haushaltseinkommens bei gleichbleibendem Stundenlohn und relativem Einkommen hat jedoch auch in diesen Personengruppen mit weniger als einer Minute pro Tag kaum Einfluss auf die Care-Arbeit. Im Zusammenspiel mit dem Haushaltseinkommen stehen mögliche Externalisierungen von Care-Arbeit. Diese sind für sich genommen jedoch schwierig zu interpretieren, solange die abhängige Variable die gesamte Care-Arbeit umfasst und nicht nur die Form von Care-Arbeit, die durch die jeweilige Form von Externalisierung betroffen sein könnte. Darüber hinaus können Externalisierungen in dieser Art von Regression auch positive Effekte auf die Care-Arbeit haben, wenn eine Externalisierung bspw. nur dann auftritt, wenn ohnehin besonders viel Zeit in

¹⁰ Der Unterschied in der Care-Arbeit bei einer einprozentigen Erhöhung des Haushaltseinkommens bei gleichbleibendem Bruttostundenlohn, relativem Einkommen und anderen sozio-ökonomischen Faktoren beträgt weniger als eine Minute pro Tag. Dies ergibt sich insbesondere durch die *ceteris paribus* Betrachtung und impliziert nicht, dass das Haushaltseinkommen generell keinen Einfluss auf die Care-Arbeit hat.

Care-Arbeit investiert wird. Zum Beispiel könnte die Externalisierung von Pflege eher bei pflegebedürftigen Personen mit höherem Pflegegrad auftreten, sodass Externalisierung über die Korrelation mit der Schwere des Pflegefalls einen positiven Effekt auf die Care-Arbeit hat. Aufgrund dieser komplexen Zusammenhänge betrachten wir den Effekt von Externalisierung getrennt in einem Exkurs in Kapitel I.6.1.

Die Variable „Ländlicher Raum“ teilt das Wohnumfeld der befragten Personen in städtischen und ländlichen Raum ein. Wie die Ergebnisse in Tabelle 2 zeigen, verbringen auf dem Land lebende Frauen in Partnerschaften in Westdeutschland und Männer in Ostdeutschland insgesamt mehr Zeit mit Care-Arbeit als vergleichbare Personen, die in der Stadt leben. Dieses Ergebnis deckt sich zumindest für den westdeutschen Fall mit der Erkenntnis aus den deskriptiven Statistiken, dass der Gender Care Gap in ländlichen Gebieten höher ausfällt als in städtischen.¹¹

Mit zunehmendem Alter steigt für alle Personengruppen bis auf die der alleinstehenden Männer in Ostdeutschland der Umfang der Care-Arbeit, wobei die Zunahme nicht linear verläuft, sondern mit zunehmendem Alter abnimmt (gegeben durch den negativen Koeffizienten des quadrierten Alters¹²). Bei Frauen nimmt die Care-Arbeit mit steigendem Alter stärker zu als bei Männern, wobei die Zunahme bei Frauen mit steigendem Alter allerdings auch in größerem Maße abnimmt, was sich mit den Erkenntnissen aus den deskriptiven Statistiken deckt. Die Anzahl der Ausbildungsjahre erhöht die Stunden der Care-Arbeit für alle Gruppen, bis auf die der Männer in Ostdeutschland.

Um für mögliche Kohorteneffekte zu kontrollieren, könnte das Geburtsjahr als zusätzliche erklärende Variable verwendet werden. Das Geburtsjahr kann jedoch nicht gleichzeitig mit Alter und Beobachtungsjahr in eine Schätzung mit Individual-Fixed-Effects einbezogen werden. In Regressionen ohne Individual-Fixed-Effects und ohne Beobachtungsjahr als erklärender Variable hingegen

¹¹ Wie zuvor erläutert, beschreiben wegen der Individual-Fixed-Effects Spezifikation alle Effekte in Tabelle 2 Unterschiede in der Care-Arbeit, die sich aus Unterschieden in den betrachteten Variablen *innerhalb von Individuen über die Zeit* ergeben. Der Effekt des *ländlichen Raums* misst also nur Unterschiede in der Care-Arbeit von Personen, deren Wohnort innerhalb des Befragungszeitraums von städtischem zu ländlichem Raum (oder umgekehrt) wechselt. Durch die größere Variation sind in einer Spezifikation ohne Individual-Fixed-Effects die Effekte des *ländlichen Raums* für mehr Personengruppen statistisch signifikant (siehe Tabelle A1).

¹² Der negative Koeffizient des quadrierten Alters kann auch zu einer Umkehr des geschätzten positiven Effekts des Alters führen. Dieser negative Koeffizient ist jedoch in allen Regressionen so klein, dass eine Umkehr erst deutlich nach dem Höchstalter von 65 Jahren stattfindet.

kann das Geburtsjahr als zusätzliche erklärende Variable betrachtet werden. Die Hinzunahme ändert die übrigen Ergebnisse kaum (siehe Tabelle A1 im Anhang). Auch die Effekte des Alters bleiben bei Hinzunahme des Geburtsjahres als zusätzlicher erklärender Variable signifikant. Tatsächlich hat das Geburtsjahr in dieser Spezifikation einen signifikanten positiven Effekt auf die Care-Arbeit von west- und ostdeutschen Männern in Paarbeziehungen, was darauf hindeutet, dass später geborene Männer tendenziell mehr Zeit in Care-Arbeit investieren. Für Frauen hingegen ist der Koeffizient für westdeutsche Frauen in Paarbeziehungen signifikant und negativ, was auf eine reduzierte Care-Arbeit von später geborenen Frauen hinweist. Für ostdeutsche alleinstehende Frauen und Männer verlaufen die Effekte jedoch jeweils in die andere Richtung.

I.4.2. Ausweitung der Stichprobe auf Nichterwerbstätige

Um nicht nur Aussagen über die Gruppe der Erwerbstätigen zu treffen, wiederholen wir im Folgenden die Regressionen aus Tabelle 2, beziehen aber zusätzlich Personen ein, die zwar erwerbsfähig (zwischen 17 und 65 Jahren und kein Rentenbezug), aber zum Befragungszeitpunkt nicht erwerbstätig sind. Da für diese Personengruppe kein Bruttostundenlohn beobachtet wird, können sie nur schwerlich in eine Regression einbezogen werden, in der der beobachtete Bruttostundenlohn eine erklärende Variable ist. Um den Bruttostundenlohn als Indikator für den Trade-Off zwischen bezahlter und unbezahlter Arbeit trotzdem einbeziehen zu können, schätzen wir die potenziellen Stundenlöhne dieser Personengruppe. Hierfür werden auf Basis der beobachteten Löhne anderer Personen über eine Lohnregression mit Selektionskorrektur nach Heckman (1979), bei der für die „Selektion“ in Erwerbstätigkeit korrigiert wird, die Koeffizienten von Variablen geschätzt, die die Höhe der Stundenlöhne erklären können.¹³ Die potenziellen Löhne werden dann auf Basis der Variablen und ihrer geschätzten Koeffizienten berechnet. Ein mögliches Problem bei der Einbeziehung potenzieller Löhne in dieser Anwendung ist, dass das Geschlecht als erklärende Variable in die Schätzung der potenziellen Löhne einfließt und gleichzeitig die potenziellen Löhne verwendet werden, um Auswirkungen auf die Care-Arbeit zu analysieren. Dementsprechend ergibt sich über das Geschlecht automatisch ein Zusammenhang zwischen potenziellen Löhnen und Care-Arbeit.

¹³ Die Schätzung wird für Ost und West und jeweils für Frauen und Männer getrennt durchgeführt, wobei die Spezifikation der Regressionsgleichung jeweils über diese Subsamples variiert.

Die Ergebnisse einer Regression für den Umfang der Care-Arbeit, bei der zusätzlich zu den Erwerbstätigen auch Nichterwerbstätige und ihre potenziellen Bruttolöhne einbezogen werden, finden sich in Tabelle 3.

Auch unter Hinzunahme dieser zusätzlichen Beobachtungen bleiben unsere zentralen Aussagen bestehen. Für einige Personengruppen werden in dieser Spezifikation manche der Effekte signifikant, die es in den Regressionen aus Tabelle 2 nicht waren, (z. B. beeinflusst der Bruttostundenlohn in dieser Spezifikation auch die Care-Arbeit der alleinstehenden westdeutschen Frauen), und auch die Höhe der Koeffizienten ändert sich leicht. Einige Effekte sind nun nicht mehr signifikant, bspw. führt die Hinzunahme zusätzlicher Beobachtungen nicht erwerbstätiger Personen dazu, dass die Anwesenheit einer pflegebedürftigen Person im Haushalt die Care-Arbeit von alleinstehenden Frauen und Männern in Ostdeutschland nicht mehr signifikant beeinflusst. Für die anderen Personengruppen bleiben die Effekte jedoch signifikant. Die Unterschiede in den Ergebnissen lassen darauf schließen, dass sich die Personengruppe der Nichterwerbstätigen signifikant von der bisher betrachteten Gruppe der Erwerbstätigen unterscheidet. Bis auf wenige Ausnahmen bleiben allerdings auch bei Ausweitung der Stichprobe alle zuvor festgehaltenen Effekte und Zusammenhänge bestehen.

Tabelle 3: Ursachen des Gender Care Gap für die Gruppe der Erwerbsfähigen

Abhängige Variable: Care-Arbeit (Std. pro Tag)

	West				Ost			
	Alleinstehende		Paare		Alleinstehende		Paare	
	(1) Frauen	(2) Männer	(3) Frauen	(4) Männer	(5) Frauen	(6) Männer	(7) Frauen	(8) Männer
Bruttostundenlohn (log.)	-0.154*** (0.05)	-0.005 (0.04)	-0.507*** (0.05)	-0.289*** (0.06)	-0.069 (0.09)	0.016 (0.07)	-0.462*** (0.11)	-0.024 (0.09)
Arbeitszeit (Std. pro Woche)	-0.031*** (0.00)	-0.009*** (0.00)	-0.087*** (0.00)	-0.037*** (0.00)	-0.034*** (0.01)	-0.015*** (0.00)	-0.067*** (0.00)	-0.036*** (0.00)
Relatives Einkommen			-0.365*** (0.11)	-0.837*** (0.12)			-0.680*** (0.17)	-1.360*** (0.19)
Anzahl Kinder Alter < 3 im HH	5.472*** (0.42)	0.820* (0.42)	5.233*** (0.11)	1.519*** (0.07)	5.261*** (0.48)	0.580 (1.00)	5.083*** (0.20)	1.806*** (0.14)
Anzahl Kinder Alter 3-6 im HH	3.090*** (0.23)	0.497* (0.26)	3.130*** (0.08)	1.202*** (0.05)	3.384*** (0.33)	0.839** (0.38)	2.925*** (0.14)	1.388*** (0.10)
Anzahl Kinder Alter 7-14 im HH	1.502*** (0.11)	0.343** (0.13)	1.817*** (0.05)	0.699*** (0.03)	1.753*** (0.22)	0.800*** (0.28)	1.846*** (0.10)	0.840*** (0.07)
Pflegebedürftige Person im HH	1.769*** (0.55)	0.986*** (0.34)	2.595*** (0.39)	1.042*** (0.19)	1.099 (0.97)	0.504 (0.32)	4.164*** (0.66)	1.715*** (0.42)
Haushaltseinkommen (log.)	-0.177*** (0.07)	-0.194*** (0.04)	-0.086 (0.08)	-0.119* (0.07)	-0.328* (0.17)	-0.127 (0.10)	-0.252* (0.14)	-0.121 (0.14)
Ländlicher Raum	0.008 (0.22)	0.157 (0.19)	0.684** (0.35)	0.015 (0.28)	-0.235 (0.42)	-0.093 (0.33)	0.374 (0.42)	0.837** (0.34)
Ausbildungsjahre	0.066*** (0.01)	0.024*** (0.01)	0.279*** (0.04)	0.234*** (0.05)	0.060*** (0.02)	0.037*** (0.01)	0.379*** (0.10)	0.241*** (0.08)
Alter	0.362*** (0.03)	0.147*** (0.02)	0.333*** (0.04)	0.155*** (0.03)	0.464*** (0.08)	0.167*** (0.04)	0.219*** (0.06)	0.098* (0.05)
Alter quadriert	-0.004*** (0.00)	-0.002*** (0.00)	-0.004*** (0.00)	-0.001*** (0.00)	-0.005*** (0.00)	-0.002*** (0.00)	-0.002*** (0.00)	-0.001** (0.00)
Individuen	7469	6269	13502	11962	2030	1779	3372	3116
Beobachtungen	17172	14559	40436	35201	5146	4774	11259	10216

Anmerkungen: * p < 0.1, ** p < 0.05, *** p < 0.01. Alle Spezifikationen sind OLS Regressionen mit Individual-Fixed-Effects und Fixed-Effects für Bundesland und Befragungsjahr. Standardfehler (in Klammern) sind auf Individualebene geclustert. Relatives Einkommen = Einkommen / (Einkommen + Einkommen_Partner/Partnerin). Paare sind zusammenlebende verheiratete oder nicht verheiratete Paare. Alleinstehende sind alle Personen, die nicht mit einem Partner oder einer Partnerin im gleichen Haushalt leben. Pflegebedürftige Person im HH ist eine Dummy Variable mit dem Wert eins, falls eine pflegebedürftige Person im Haushalt lebt (und dem Wert null anderenfalls). Ländlicher Raum ist eine Dummy Variable mit dem Wert eins, falls der Haushalt in ländlichem im Gegensatz zu städtischem Raum lebt.

I.4.3. Ursachenanalyse nach Einkommensgruppen

Im Folgenden werden die Regressionen aus Kapitel I.4.1 differenziert nach verschiedenen Einkommensgruppen betrachtet. Die drei Einkommensgruppen werden über das Nettoäquivalenzeinkommen abgegrenzt. Für jedes Befragungsjahr wurde der Median des Nettoäquivalenzeinkommens bestimmt und jede Person entsprechend des Nettoäquivalenzeinkommens ihres Haushalts einer von drei Gruppen zugeordnet: Der ersten Gruppe werden Personen zugeordnet, deren Nettoäquivalenzeinkommen bis zu 80 Prozent des Medianwertes beträgt; der zweiten Gruppe wiederum Personen deren Nettoäquivalenzeinkommen mehr als 80 Prozent aber höchstens 150 Prozent des Medianwertes ausmacht, und der dritten Gruppe alle Personen mit einem Nettoäquivalenzeinkommen von mehr als 150 Prozent des Medianwertes.

In den bisher gezeigten Berechnungen wurde das Haushaltseinkommen als erklärende Variable einbezogen. Darüber hinaus eine Abgrenzung über verschiedene Einkommensgruppen vorzunehmen, kann sinnvoll sein, wenn einzelne erklärende Variablen je nach Höhe des Haushaltseinkommens unterschiedlich wirken. Bspw. ist es denkbar, dass die Anzahl der Kinder die Care-Arbeit von Personen verschiedener Einkommensgruppen unterschiedlich beeinflusst. Die Analyse zeigt, dass es durch die Abgrenzung nach Einkommensgruppen teilweise zu leichten Verschiebungen bei den beobachteten Effekten kommt. Berücksichtigt werden sollte bei der Interpretation der folgenden Ergebnisse allerdings, dass diese Verschiebungen in den Effekten auch durch die unterschiedlichen Stichproben und die genaue Definition der Einkommensgruppen bedingt sein können.

Die folgenden Regressionen beziehen sich jeweils auf die Gruppe der Erwerbstätigen, also auf Personen, für die ein Bruttostundenlohn beobachtet wird. Somit können die Ergebnisse mit denen der Tabelle 2 verglichen werden. Betrachtet werden außerdem nur Paare, da die Zahl der Beobachtungen bei Alleinstehenden, insbesondere in Ostdeutschland, in höheren Einkommensgruppen recht klein ist. Die Spalten 1 und 2 der folgenden beiden Tabellen replizieren die Spalten für Paare aus Tabelle 2, sodass der Vergleich mit den weiteren Spalten zeigt, ob die Abgrenzung über Einkommensgruppen die Ergebnisse verändert. Bei der Interpretation der Ergebnisse ist zu berücksichtigen, dass sich durch die Abgrenzung der Einkommensgruppen weniger Variation in den erklärenden Variablen ergibt, insbesondere bei solchen, die das Einkommen betreffen. Dadurch kann es dazu kommen, dass einige Koeffizienten nicht mehr statistisch signifikant von null verschieden sind.

Tabelle 4: Ursachen des Gender Care Gap nach Einkommensgruppen (Paare in Westdeutschland)

Abhängige Variable: Care-Arbeit (Std. pro Tag)

	Gesamt		<= 80% Medianein- kommen		>80 und <=150% Me- dianeinkommen		>150% Medianeinkom- men	
	(1) Frauen	(2) Männer	(3) Frauen	(4) Männer	(5) Frauen	(6) Männer	(7) Frauen	(8) Männer
Bruttostunden- lohn (log.)	-0.444*** (0.06)	-0.398*** (0.06)	-0.539*** (0.16)	-0.535*** (0.17)	-0.324*** (0.10)	-0.250** (0.11)	-0.600*** (0.12)	-0.403*** (0.10)
Arbeitszeit (Std. pro Woche)	-0.083*** (0.00)	-0.031*** (0.00)	-0.069*** (0.01)	-0.050*** (0.01)	-0.085*** (0.01)	-0.024*** (0.01)	-0.074*** (0.01)	-0.018*** (0.01)
Relatives Einkom- men	-0.473*** (0.12)	-0.454*** (0.13)	-0.708** (0.30)	-0.049 (0.39)	-0.358* (0.19)	-0.769*** (0.21)	-0.064 (0.20)	-0.339 (0.23)
Anzahl Kinder Al- ter < 3 im HH	5.300*** (0.16)	1.422*** (0.07)	4.254*** (0.55)	0.711*** (0.18)	5.230*** (0.22)	1.385*** (0.09)	5.258*** (0.35)	1.813*** (0.14)
Anzahl Kinder Al- ter 3-6 im HH	3.447*** (0.09)	1.161*** (0.05)	2.897*** (0.31)	0.558*** (0.11)	3.424*** (0.13)	1.210*** (0.06)	3.254*** (0.19)	1.390*** (0.11)
Anzahl Kinder Al- ter 7-14 im HH	1.925*** (0.06)	0.673*** (0.03)	1.474*** (0.17)	0.463*** (0.08)	1.912*** (0.08)	0.678*** (0.04)	2.036*** (0.13)	0.845*** (0.07)
Pflegebedürftige Person im HH	2.337*** (0.44)	0.776*** (0.16)	2.365*** (0.77)	1.171*** (0.38)	1.864*** (0.59)	0.818*** (0.22)	3.390*** (1.05)	0.642* (0.34)
Haushaltseinkom- men (log.)	-0.132 (0.10)	-0.096 (0.07)	-0.080 (0.41)	-0.148 (0.23)	-0.639*** (0.23)	-0.224 (0.16)	0.138 (0.17)	0.135 (0.11)
Ländlicher Raum	0.873*** (0.33)	0.082 (0.30)	1.443 (1.50)	0.392 (0.61)	0.957 (0.59)	-0.028 (0.54)	0.317 (0.31)	0.403 (0.25)
Ausbildungsjahre	0.184*** (0.06)	0.193*** (0.06)	0.484* (0.27)	0.060 (0.10)	0.130 (0.09)	0.192* (0.10)	0.020 (0.09)	0.435*** (0.15)
Alter	0.324*** (0.04)	0.153*** (0.03)	0.167 (0.15)	0.079 (0.09)	0.370*** (0.06)	0.168*** (0.04)	0.252*** (0.06)	0.074* (0.04)
Alter quadriert	-0.004*** (0.00)	-0.001*** (0.00)	-0.003* (0.00)	-0.001 (0.00)	-0.004*** (0.00)	-0.002*** (0.00)	-0.003*** (0.00)	-0.001 (0.00)
Individuen Beobachtungen	10716 29399	11239 32603	3209 5296	3687 6491	6901 15294	7220 16981	3659 8809	3767 9131

Anmerkungen: * p < 0.1, ** p < 0.05, *** p < 0.01. Alle Spezifikationen sind OLS Regressionen mit Individual-Fixed-Effects und Fixed-Effects für Bundesland und Befragungsjahr. Standardfehler (in Klammern) sind auf Individualebene geclustert. Relatives Einkommen = Einkommen / (Einkommen + Einkommen_Partner/Partnerin). Paare sind zusammenlebende verheiratete oder nicht verheiratete Paare. Betrachtet werden nur Personen, für die ein Arbeitseinkommen beobachtet wird. Das Medianeinkommen wird über das Nettoäquivalenzeinkommen berechnet. Pflegebedürftige Person im HH ist eine Dummy Variable mit dem Wert eins, falls eine pflegebedürftige Person im Haushalt lebt (und dem Wert null anderenfalls). Ländlicher Raum ist eine Dummy Variable mit dem Wert eins, falls der Haushalt in ländlichem im Gegensatz zu städtischem Raum lebt.

In Tabelle 4 werden Paare in Westdeutschland betrachtet. In Bezug auf den Bruttostundenlohn zeigt sich, dass der Effekt wie bei der Gesamtbetrachtung über alle Personen auch für jede der Einkommensgruppen signifikant und negativ ist. In der Gruppe des geringsten Nettoäquivalenzeinkommens ist der Effekt jedoch für Frauen und Männer ähnlich, während der Bruttostundenlohn in den höheren Einkommensgruppen die Care-Arbeit der Frauen stärker reduziert als die der Männer. Ein ähnlicher Zusammenhang findet sich bei der Betrachtung der Arbeitszeit. Interessanterweise beeinflusst das relative Einkommen nur die Care-Arbeit der Frauen in der ersten und zweiten Einkommensgruppe, wobei der Effekt in der ersten Gruppe deutlich stärker ausfällt. Bei Männern hat das Einkommen im Verhältnis zu ihrer Partnerin oder ihrem Partner nur in der mittleren Einkommensgruppe einen signifikanten Effekt auf die Care-Arbeit. Hier ist allerdings zu berücksichtigen, dass die nicht signifikanten Effekte möglicherweise durch geringe Variation im relativen Einkommen in diesen Spezifikationen zu erklären ist.

Bei dem Effekt der Anzahl der Kinder auf die Care-Arbeit findet sich bei einer nach Einkommensgruppen differenzierten Betrachtung ein vergleichbares Bild wie bei der Gesamtbetrachtung: Über alle Gruppen hinweg erhöht die Anzahl der Kinder die Care-Arbeit von Paaren, wobei der Effekt bei Frauen stärker ausfällt als bei Männern. Leichte Unterschiede ergeben sich in der Höhe der Koeffizienten, wobei Frauen und Männer in den höheren Einkommensgruppen ihre Care-Arbeit bei zusätzlichen Kindern tendenziell stärker erhöhen, als in der niedrigsten Einkommensgruppe. Durch die stärkere Erhöhung der Care-Arbeit von Frauen *und* Männern ergibt sich bei Differenzierung nach Einkommensgruppen jedoch kein deutlich abweichender Effekt auf den Care Gap. Bei einer pflegebedürftigen Person im Haushalt erhöht sich die Care-Arbeit von Frauen am stärksten in der höchsten Einkommensgruppe, die von Männern in dieser Gruppe am wenigsten. Dadurch beeinflusst eine pflegebedürftige Person im Haushalt den Care Gap von Personen in der höchsten Einkommensgruppe stärker als von Personen der niedrigeren Einkommensgruppen.

Auffällig ist außerdem, dass das Haushaltseinkommen, das bei der gesamten Betrachtung von Paaren in Westdeutschland keinen signifikanten Effekt auf die Care-Arbeit hat, die Care-Arbeit von Frauen der mittleren Einkommensgruppe signifikant reduziert. Der isolierte Effekt des Haushaltseinkommens ist jedoch analog zu den bisherigen Ergebnissen sehr gering.¹⁴ Ob der Haushalt

¹⁴ Eine Erhöhung des Haushaltseinkommens um ein Prozent reduziert die Care-Arbeit von westdeutschen Frauen in der mittleren Einkommensgruppe um weniger als eine Minute pro Tag.

in einem städtischen oder ländlichen Raum lebt, hat bei Betrachtung einzelner Einkommensgruppen keinen signifikanten Effekt auf die Care-Arbeit, was wiederum durch geringe Variation bedingt sein könnte. Die Zahl der Ausbildungsjahre hat den stärksten Effekt auf die Care-Arbeit von Frauen in der niedrigsten Einkommensgruppe und von Männern in der höchsten Einkommensgruppe. Das Alter beeinflusst die Care-Arbeit nur in den höheren Einkommensgruppen positiv. Tabelle 5 wiederholt die Regressionen aus Tabelle 4 für die Gruppe der Paare in Ostdeutschland. Es zeigt sich, dass der Bruttostundenlohn bei Frauen in allen Einkommensgruppen einen signifikanten Effekt auf die Care-Arbeit hat, der sich von der Höhe nur etwas vom Koeffizienten für die gesamte Gruppe unterscheidet. Bei Männern hat der Bruttostundenlohn für die gesamte Gruppe keinen signifikanten Effekt auf die Care-Arbeit, es ergibt sich jedoch ein signifikanter und positiver Effekt für die höchste Einkommensgruppe. Männer in Paarbeziehungen in Ostdeutschland mit einem hohen Nettoäquivalenzeinkommen leisten also bei einem höheren Bruttostundenlohn mehr Care-Arbeit. Weiterhin zeigt sich, dass der Effekt der Arbeitszeit auf die Care-Arbeit bei Männern nur von der Gruppe mit niedrigem Nettoäquivalenzeinkommen getragen zu sein scheint. In höheren Einkommensgruppen leisten Männer in Ostdeutschland nicht weniger Care-Arbeit, wenn sie mehr Stunden in bezahlter Arbeit verbringen. Bei Frauen hingegen reduziert eine höhere Arbeitszeit die Care-Arbeit über alle Einkommensgruppen hinweg. Wie auch schon bei westdeutschen Paaren, hat das relative Einkommen keinen signifikanten Effekt auf die Care-Arbeit von Paaren der höchsten Einkommensgruppe. Bei Frauen ergibt sich außerdem in keiner der Einkommensgruppen ein signifikanter Effekt des relativen Einkommens.

Die Anzahl der Kinder scheint über die Einkommensgruppen einen U-Förmigen Effekt auf die Care-Arbeit zu haben: Frauen und Männer erhöhen ihre Care-Arbeit bei einer höheren Anzahl Kinder in der mittleren Einkommensgruppe stärker als in der niedrigsten und in der höchsten Einkommensgruppe. Die Unterschiede zwischen der höchsten und der mittleren Einkommensgruppe sind jedoch eher gering. Festhalten lässt sich also wie im Falle von Westdeutschland, dass ostdeutsche Paare mit verhältnismäßig niedrigem Nettoäquivalenzeinkommen ihre Care-Arbeit bei einer höheren Anzahl Kinder im Haushalt tendenziell weniger erhöhen, als Paare mit höherem Nettoäquivalenzeinkommen. Bei der Anwesenheit einer pflegebedürftigen Person im Haushalt ergibt sich ein ähnliches Bild wie bei westdeutschen Paaren.

Das Haushaltseinkommen hat in der Basisregression für ostdeutsche Paare keinen signifikanten Effekt auf die Care-Arbeit, was bei Betrachtung der Einkommensgruppen unverändert bleibt. Die

Variable „Ländlicher Raum“ hat nur auf die Care-Arbeit von Frauen der mittleren Einkommensgruppe einen Effekt. Die Zahl der Ausbildungsjahre wirkt sich am stärksten auf die Care-Arbeit von Frauen in der höchsten Einkommensgruppe aus und in keiner Einkommensgruppe auf die Care-Arbeit der Männer. Im Gegensatz zum westdeutschen Fall erhöht das Alter tendenziell eher die Care-Arbeit von Frauen in niedrigeren Einkommensgruppen und hat keinen Effekt auf die Care-Arbeit von Männern.

Tabelle 5: Ursachen des Gender Care Gap nach Einkommensgruppen (Paare in Ostdeutschland)

Abhängige Variable: Care-Arbeit (Std. pro Tag)

	Gesamt		<= 80% Medianeinkommen		>80 und <=150% Medianeinkommen		>150% Medianeinkommen	
	(1) Frauen	(2) Männer	(3) Frauen	(4) Männer	(5) Frauen	(6) Männer	(7) Frauen	(8) Männer
Bruttostundenlohn (log.)	-0.598*** (0.14)	-0.062 (0.11)	-0.739*** (0.27)	0.021 (0.25)	-0.532*** (0.18)	-0.161 (0.17)	-0.638** (0.25)	0.362* (0.22)
Arbeitszeit (Std. pro Woche)	-0.051*** (0.01)	-0.024*** (0.01)	-0.041*** (0.01)	-0.035*** (0.01)	-0.060*** (0.01)	-0.011 (0.01)	-0.032*** (0.01)	-0.015 (0.01)
Relatives Einkommen	-0.463** (0.18)	-1.154*** (0.21)	-0.547 (0.35)	-1.211*** (0.35)	-0.430 (0.31)	-1.665*** (0.39)	-0.643 (0.41)	-0.721 (0.47)
Anzahl Kinder Alter < 3 im HH	3.952*** (0.26)	1.501*** (0.14)	3.198*** (0.56)	1.106*** (0.27)	3.877*** (0.41)	1.777*** (0.22)	3.569*** (0.71)	1.167*** (0.31)
Anzahl Kinder Alter 3-6 im HH	3.019*** (0.16)	1.411*** (0.10)	2.476*** (0.33)	0.884*** (0.21)	3.084*** (0.21)	1.686*** (0.15)	2.846*** (0.46)	1.514*** (0.25)
Anzahl Kinder Alter 7-14 im HH	1.951*** (0.11)	0.871*** (0.07)	1.544*** (0.18)	0.798*** (0.13)	1.961*** (0.16)	0.916*** (0.11)	1.937*** (0.32)	0.997*** (0.18)
Pflegebedürftige Person im HH	2.671*** (0.64)	1.648*** (0.45)	3.599*** (1.21)	1.426* (0.84)	2.368** (1.00)	1.630** (0.72)	3.014** (1.34)	0.119 (0.21)
Haushaltseinkommen (log.)	-0.039 (0.16)	-0.069 (0.13)	0.024 (0.37)	0.062 (0.31)	-0.226 (0.34)	-0.303 (0.30)	-0.368 (0.30)	-0.316 (0.29)
Ländlicher Raum	0.311 (0.51)	0.630** (0.32)	0.327 (0.84)	0.521 (0.81)	0.909* (0.52)	0.190 (0.42)	-0.135 (1.09)	-0.017 (0.50)
Ausbildungsjahre	0.316** (0.16)	0.141 (0.09)	0.451** (0.23)	-0.004 (0.15)	0.295 (0.52)	0.054 (0.23)	1.097** (0.50)	-0.246 (0.15)
Alter	0.210*** (0.06)	0.003 (0.05)	0.437*** (0.14)	0.065 (0.11)	0.142* (0.08)	0.089 (0.07)	0.092 (0.13)	0.019 (0.09)
Alter quadriert	-0.002*** (0.00)	-0.000 (0.00)	-0.005*** (0.00)	-0.001 (0.00)	-0.001 (0.00)	-0.001 (0.00)	-0.001 (0.00)	-0.000 (0.00)
Individuen	2831	2824	1213	1292	1927	1858	623	614
Beobachtungen	8888	8873	2388	2579	4943	4784	1557	1510

Anmerkungen: * p < 0.1, ** p < 0.05, *** p < 0.01. Alle Spezifikationen sind OLS Regressionen mit Individual-Fixed-Effects und Fixed-Effects für Bundesland und Befragungsjahr. Standardfehler (in Klammern) sind auf Individualebene geclustert. Relatives Einkommen = Einkommen / (Einkommen + Einkommen_PartnerIn). Paare sind zusammenlebende verheiratete oder nicht verheiratete Paare. Betrachtet werden nur Personen, für die ein Arbeitseinkommen beobachtet wird. Das Medianeinkommen wird über das Nettoäquivalenzeinkommen berechnet. Pflegebedürftige Person im HH ist eine Dummy Variable mit dem Wert eins, falls eine pflegebedürftige Person im Haushalt lebt (und dem Wert null anderenfalls). Ländlicher Raum ist eine Dummy Variable mit dem Wert eins, falls der Haushalt in ländlichem im Gegensatz zu städtischem Raum lebt.

1.5. Zusammenhang zwischen Gender Care Gap und Gender Pay Gap

Die Analyse der Bestimmungsgründe des Gender Care Gap weist auf einen möglichen Zusammenhang zwischen Bruttostundenlöhnen und Stunden an Care-Arbeit und somit auf einen potenziellen Zusammenhang zwischen Gender Care und Gender Pay Gap hin. Die Richtung der Kausalitätsbeziehung zwischen Gender Pay Gap und Gender Care Gap ist aber unklar: Einerseits wäre es möglich, dass Frauen durchschnittlich geringere Stundenlöhne haben und deshalb mehr Zeit in Care-Arbeit investieren als Männer, weil diese Zeit geringere Opportunitätskosten im Sinne entgangener Lohnzahlungen verursacht. Alternativ wäre es jedoch auch denkbar, dass Frauen aus anderen Gründen durchschnittlich mehr Zeit in Care-Arbeit investieren und in Folge dessen geringere Stundenlöhne erzielen. Somit trägt der Gender Pay Gap zur Erklärung des Gender Care Gap bei, oder umgekehrt der Gender Care Gap zur Erklärung des Gender Pay Gap.

In der Literatur finden sich vor allem Studien, die die zweite Richtung der Kausalität analysieren, nämlich den Effekt der Sorgearbeit (bzw. in der Literatur häufig Hausarbeit) auf den Bruttostundenlohn. Für die erste Richtung der Kausalität gibt es eine Vielzahl an Studien, die den Effekt des monatlichen Arbeitseinkommens und auch des relativen Einkommens im Vergleich zum Partner bzw. zur Partnerin auf die individuelle Zeit für Hausarbeit analysieren¹⁵. Allerdings wird in diesen Studien für gewöhnlich das Monatseinkommen, das auch durch die Arbeitszeit beeinflusst wird, und nicht der Bruttostundenlohn betrachtet. Der Gender Pay Gap basiert dagegen auf Bruttostundenlöhnen.

Wie in Kapitel 1.4 schon angedeutet, ergeben unsere Regressionsanalysen für die Ursachen des Gender Care Gap einen negativen Effekt des Bruttostundenlohns auf die individuelle Care-Arbeit. Allerdings könnte dieser Effekt auch durch umgekehrte Kausalität bedingt sein, wenn die individuelle Care-Arbeit den Bruttostundenlohn negativ beeinflusst. Wir diskutieren deshalb zunächst die Kanäle, über die der Umfang der Care-Arbeit den Stundenlohn beeinflussen könnte und weisen auf die entsprechenden wissenschaftlichen Veröffentlichungen hin. Anschließend zeigen wir eigene Regressionsergebnisse, welche die Studie von Hirsch und Konietzko (2013) auf Basis des SOEP replizieren und erweitern, um die Frage zu beantworten, ob es in Deutschland einen solchen negativen Effekt der Care-Arbeit auf den Stundenlohn gibt. Je nach Ergebnis ergibt sich dann, ob

¹⁵ Siehe zum Beispiel Bertrand, Kamenica und Pan (2015) oder Lippmann, Georgieff und Senik (2019) für eine Analyse mit Fokus auf Deutschland.

der zuvor gefundene negative Effekt des Bruttostundenlohns auf die individuelle Care-Arbeit tatsächlich kausal ist.

In der Theorie gibt es im Wesentlichen zwei Kanäle über die eine höhere Zeitverwendung für Care-Arbeit zu niedrigeren Bruttostundenlöhnen führen könnte.¹⁶ Der erste Kanal betrifft die Selbstselektion in schlechter bezahlte Berufe: Personen, die stärker in Care-Arbeit involviert sind, könnten sich für flexiblere Arbeitsbedingungen entscheiden (z. B. eine geringere Entfernung zum Arbeitsplatz oder eine größere Flexibilität bei der Festlegung der Arbeitszeiten), die entweder eher in weniger anspruchsvollen und deshalb schlechter bezahlten Jobs zu finden sind, oder die für Unternehmen mit höheren Kosten und deshalb mit geringeren Stundenlöhnen verbunden sind. Der zweite mögliche Kanal betrifft Beckers (1985) Theorie des Aufwands bzw. der Anstrengung. Dieser Theorie zufolge ist der individuell zu leistende Aufwand begrenzt, sodass vermehrtes Engagement für Care-Arbeit zwangsläufig mit verringertem Aufwand während der bezahlten Arbeitszeit einhergeht. Sofern Aufwand, Produktivität und Löhne positiv korreliert sind, geht dementsprechend eine vermehrte Zeitaufwendung für Care-Arbeit mit niedrigeren Stundenlöhnen einher, selbst wenn für beobachtbare Charakteristiken der Individuen kontrolliert wird. Anstrengung bzw. Aufwand können in diesem Zusammenhang sowohl als Energie und Fokussierung während der Arbeitszeit, aber auch als zusätzlicher Aufwand für andere Aktivitäten (z. B. Networking nach Feierabend, Dienstreisen, zusätzliche Qualifikationen etc.) interpretiert werden, die sich positiv auf den Lohn auswirken können.

Während der erste Kanal der Selbstselektion in schlechter bezahlte Berufe vor allem mit Fixed-Effects-Modellen analysiert wird, die außer für Industrie, Branche oder die Flexibilität von Arbeitsbedingungen auch für unbeobachtete Unterschiede zwischen den Individuen kontrollieren, gibt es für den zweiten Kanal hauptsächlich indirekte Analysen, z. B. durch den Fokus auf Selbstständige, bei denen sich verminderter Aufwand bzw. verringerte Anstrengung direkter auf das Einkommen auswirken als bei abhängig Beschäftigten. Einige Veröffentlichungen legen den Schwerpunkt auf Unterschiede zwischen Frauen und Männern und differenzieren nach Familienstand oder auch nach verschiedenen Arten der Sorgearbeit. In der Tat kommt eine Vielzahl von Studien für die USA, Großbritannien und weitere westliche Industrienationen zu dem Ergebnis, dass es einen negativen Effekt der Zeitverwendung für Sorgearbeit auf den Bruttostundenlohn gibt

¹⁶ Wenn nicht anders erläutert, orientiert sich die Zusammenfassung der Literatur an Maani und Cruickshank (2010), die einen umfassenden Überblick über die Literatur zum Effekt von Care-Arbeit auf die Löhne bieten.

(siehe z. B. Bryan und Sevilla-Sanz (2011) oder Hersch und Stratton (1997)). Dies gilt insbesondere für vollzeiterwerbstätige verheiratete Frauen. Diese Effekte bleiben zumeist auch bestehen, wenn durch Einbezug von industrie- und berufsspezifischen Variablen für den möglichen negativen Effekt durch Selbstselektion kontrolliert wird, und wenn durch Fixed-Effects-Modelle oder die Verwendung von Instrumentvariablen möglichen Endogenitätsproblemen begegnet wird.

Im Gegensatz zu diesen Studien zeigen Hirsch und Konietzko (2013), dass es in Deutschland nach dem Kontrollieren für Endogenität *keinen* negativen Effekt der Zeit für Sorgearbeit auf den Bruttostundenlohn gibt. Betrachtet wird in dieser Studie nur die Care-Arbeit, die von Montag bis Freitag geleistet wird, da vor allem bei diesen Stunden eine mögliche Auswirkung auf den Bruttostundenlohn erwartet wird. Um für mögliche Endogenität zu kontrollieren, schätzen Hirsch und Konietzko (2013) sowohl Fixed-Effects als auch Instrumentvariablen Modelle. Außerdem beziehen sie in ihre Regressionen unter anderem eine Variable für die Abbildung flexibler Arbeitsbedingungen ein, um für mögliche Selbstselektion in schlechter bezahlte Berufe zu kontrollieren. Sie betrachten die Jahre 2000 bis 2009 und beschränken ihre Stichprobe auf Personen im Alter von 16 bis 60 Jahren, die in Vollzeit oder Teilzeit erwerbstätig sind. Somit schließen sie unter anderem Selbstständige, geringfügig Erwerbstätige, Sozialdienstleistende und Auszubildende aus.

Das zentrale Ergebnis der Studie, dass es in Deutschland *keinen* negativen Effekt der Zeit für Care-Arbeit auf den Bruttostundenlohn gibt, können wir mit Hilfe der SOEP-Daten auch dann replizieren, wenn wir die Stichprobe erweitern, indem wir die Jahre 2000 bis 2017 betrachten und Personen im Alter von 17 bis 65 Jahre einbeziehen. Die Einbeziehung von Personen unter 17 Jahren wäre mit Einschränkungen bei den verwendbaren Variablen verbunden. Das Ergebnis dieser Regressionen findet sich in Tabelle 6. Der ersten Zeile ist zu entnehmen, dass die Stunden Care-Arbeit, die von Montag bis Freitag geleistet werden, keinen signifikanten negativen Effekt auf den Bruttostundenlohn haben. Dementsprechend wäre zumindest für diese Personengruppe der Vollzeit- oder Teilzeiterwerbstätigen keine umgekehrte Kausalität beim Effekt des Bruttostundenlohns auf die Care-Arbeit zu erwarten.

Weitet man die Stichprobe auf andere Arten der Erwerbstätigkeit aus (Selbstständige, geringfügig Erwerbstätige etc.) hat Care-Arbeit für Paare insgesamt und für alleinstehende Männer in Ostdeutschland einen geschätzten negativen Effekt auf den Bruttolohn. Dieser Effekt ist ökonomisch jedoch zu vernachlässigen: Eine weitere Stunde Care-Arbeit pro Werktagswoche bedeutet für diese Gruppen dann eine Reduktion des Bruttostundenlohns um durchschnittlich circa 0,1 Prozent. Dabei ist der negative Effekt vor allem durch den Einbezug von Selbstständigen zu erklären,

für die die Hypothese, dass die Anstrengung bei der Care-Arbeit über eine geringere Anstrengung bei der bezahlten Arbeit den Bruttolohn reduziert, am ehesten zutrifft. Betrachtet man Care-Arbeit während der gesamten Woche (statt nur während der Werktagswoche), so ist nur der Effekt für verheiratete Männer in Westdeutschland signifikant negativ, allerdings auch nur in einer Höhe von kleiner als 0,1 Prozent.

Da die Effekte auch bei Ausweitungen der Stichprobe auf die von uns für die Analysen in Kapitel I.4 verwendete Stichprobe nur minimal sind (schätzungsweise 0,1 Prozent weniger Bruttostundenlohn bei einer Stunde mehr Care-Arbeit pro Werktagswoche), lässt sich schlussfolgern, dass die Care-Arbeit den Bruttostundenlohn nicht signifikant beeinflusst. Auch wenn für bestimmte Untergruppen möglicherweise ein sehr geringer negativer Effekt der Care-Arbeit auf den Bruttostundenlohn besteht, lassen sich die in Kapitel I.4 dargestellten Effekte des Bruttostundenlohns auf die Care-Arbeit nicht vollständig durch umgekehrte Kausalität erklären. Offen bleibt jedoch die Fragestellung, ob sich möglicherweise über andere Kanäle ein zeitversetzter Effekt der Care-Arbeit auf den Bruttostundenlohn ergibt.

Tabelle 6: Effekt der Care-Arbeit auf den Bruttostundenlohn

Abhängige Variable: Bruttostundenlohn (logarithmiert)

	West				Ost			
	Alleinstehende		Paare		Alleinstehende		Paare	
	(1) Frauen	(2) Männer	(3) Frauen	(4) Männer	(5) Frauen	(6) Männer	(7) Frauen	(8) Männer
Care-Arbeit Std. Werktagswoche	-0.000 (0.00)	0.001* (0.00)	0.001** (0.00)	-0.000 (0.00)	0.001** (0.00)	0.000 (0.00)	-0.000 (0.00)	-0.000 (0.00)
Teilzeit Ja/Nein	0.021 (0.02)	-0.042 (0.06)	0.045*** (0.01)	-0.059** (0.03)	0.093** (0.04)	-0.150 (0.10)	0.048** (0.02)	-0.080 (0.06)
Teilzeit*Care-Ar- beit	0.000 (0.00)	-0.000 (0.00)	-0.001* (0.00)	0.001 (0.00)	-0.002 (0.00)	-0.002 (0.00)	-0.001 (0.00)	0.003 (0.00)
Erwerbsumfang Partner/Partnerin			0.004 (0.00)	0.001 (0.00)			0.005 (0.00)	-0.002 (0.00)
Anzahl Kinder im HH	0.005 (0.01)	-0.043** (0.02)	0.003 (0.01)	0.008** (0.00)	-0.007 (0.03)	0.072 (0.06)	0.011 (0.01)	0.010 (0.01)
Ausbildungsjahre	0.068*** (0.02)	0.086*** (0.02)	0.070** (0.03)	0.063*** (0.01)	0.097** (0.04)	0.114*** (0.04)	0.108*** (0.03)	0.102** (0.04)
Berufserfahrung	0.009 (0.01)	0.013 (0.01)	0.012** (0.01)	0.019*** (0.00)	0.023 (0.02)	0.005 (0.02)	0.024** (0.01)	0.017** (0.01)
Berufserfahrung quadriert	-0.001*** (0.00)	-0.001*** (0.00)	-0.000*** (0.00)	-0.000*** (0.00)	-0.001*** (0.00)	-0.000** (0.00)	-0.000*** (0.00)	-0.000*** (0.00)
Beschäftigungs- dauer	0.007*** (0.00)	0.005* (0.00)	0.003 (0.00)	0.003*** (0.00)	-0.005 (0.01)	0.005 (0.01)	0.006** (0.00)	0.001 (0.00)
Beschäftigungs- dauer quadriert	-0.000 (0.00)	0.000 (0.00)	0.000 (0.00)	-0.000 (0.00)	0.000* (0.00)	-0.000 (0.00)	-0.000*** (0.00)	0.000 (0.00)
Flexible Arbeitszeiten	0.018 (0.02)	0.047** (0.02)	-0.002 (0.01)	0.045*** (0.01)	0.006 (0.02)	0.025 (0.03)	0.005 (0.02)	0.055*** (0.01)
Befristet	-0.016 (0.02)	-0.064*** (0.02)	-0.045*** (0.01)	-0.016 (0.01)	-0.047 (0.03)	-0.084** (0.04)	-0.023 (0.02)	-0.058*** (0.02)
Individuen Beobachtungen	4053 11236	3055 7070	7433 22394	9305 31688	1035 2869	820 2011	2131 7150	2184 7717

Anmerkungen: * p < 0.1, ** p < 0.05, *** p < 0.01. Alle Spezifikationen sind OLS Regressionen mit Individual-Fixed-Effects und Fixed-Effects für Industrie, Betriebsgröße, Bundesland und Befragungsjahr. Standardfehler (in Klammern) sind auf Individualebene geclustert. Paare sind zusammenlebende verheiratete oder nicht verheiratete Paare. Alleinstehende sind alle Personen, die nicht mit einem Partner oder einer Partnerin im gleichen Haushalt leben. Pflegebedürftige Person im HH ist eine Dummy Variable mit dem Wert eins, falls eine pflegebedürftige Person im Haushalt lebt (und dem Wert null anderenfalls). Ländlicher Raum ist eine Dummy Variable mit dem Wert eins, falls der Haushalt in ländlichem im Gegensatz zu städtischem Raum lebt.

I.6. Exkurse

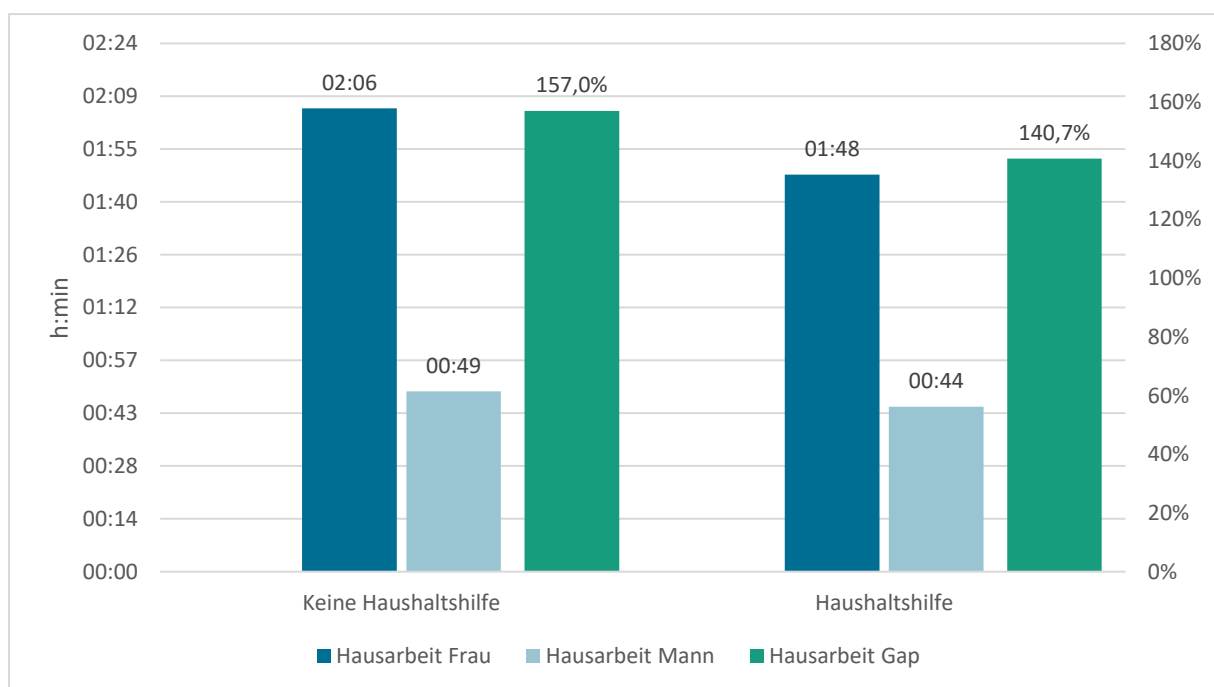
I.6.1. Exkurs Externalisierung

Bei der Externalisierung von Care-Arbeit und dessen möglicher Einflüsse auf den Gender Care Gap betrachten wir drei Bereiche: Die Externalisierung von Arbeiten im Haushalt, die Externalisierung von Kinderbetreuung und die Externalisierung von Pflegeleistungen. Alle Analysen beziehen sich auf das SOEP und die Stichprobe der erwerbsfähigen Personen im Alter von 17 bis 65 Jahren für ungerade Jahre zwischen 2001 und 2017. Da wir für deskriptive Auswertungen nur Unterschiede in der Sorgearbeit zwischen Personen, die Externalisierung in Anspruch nehmen und Personen, die diese nicht in Anspruch nehmen, betrachten können, besteht die Unklarheit, ob die Unterschiede tatsächlich durch Externalisierung zustande kommen, oder aber der Tatsache geschuldet sind, dass sich die Gruppe mit Externalisierung in anderen Aspekten substantiell von der Gruppe ohne Externalisierungsleistungen unterscheidet. Besonders deutlich wird dieses Problem bei der Analyse des Effekts einer spezifischen Form von Externalisierung auf die Care-Arbeit insgesamt. Zwar besteht dieses Problem auch, wenn nur die jeweils direkt betroffene Form der Sorgearbeit betrachtet wird (z. B. Hausarbeit bei der Externalisierung von Arbeiten im Haushalt), hierbei ist aber eher zu erwarten, dass tatsächlich die Externalisierung einen Teil des Unterschiedes erklärt. Deshalb betrachten wir bei den drei Formen von Externalisierung jeweils nur Unterschiede in der direkt betroffenen Form der Sorgearbeit und nicht der Care-Arbeit insgesamt.

Selbst in Individual-Fixed-Effects Regressionsanalysen geht die Analyse der Effekte der Externalisierung noch mit Problemen einher, die bei anderen erklärenden Variablen möglicherweise weniger stark ausfallen: Bspw. ist es denkbar, dass die Externalisierung von Leistungen die Antwort auf eine zu hohe Belastung in der Sorgearbeit darstellt, sodass Externalisierung auch nach Kontrolle für eine Vielzahl von Charakteristika noch mit höherer Sorgearbeit einhergehen kann. Externalisierung hätte dann möglicherweise zwar einen reduzierenden Effekt auf die Sorgearbeit, wird aber in Regressionen als positiver Effekt ausgewiesen, wenn Personen, die Externalisierung in Anspruch nehmen generell mehr Sorgearbeit leisten. In Individual-Fixed-Effects Regressionen wird zwar gegebenenfalls ein Teil dieses Effekts herausgerechnet; der in Regressionen ausgewiesene „Effekt“ der Externalisierung auf die Sorgearbeit kann aber trotzdem positiv sein, wenn die Externalisierung in Folge von zeitbegrenzten Ursachen (z. B. durch Krankheit eines Familienmitglieds, das normalerweise bei der Sorgearbeit unterstützt hat) in Anspruch genommen wird.

Die Externalisierung von Arbeiten im Haushalt messen wir über die Frage im SOEP, ob der befragte Haushalt regelmäßig oder gelegentlich eine Putz- oder Haushaltshilfe beschäftigt. Der deskriptive Vergleich der Zeitverwendung für Hausarbeit (Waschen, Kochen, Putzen) in Abbildung 13 zeigt, dass sowohl Frauen als auch Männer, die eine Haushaltshilfe beschäftigen, weniger Hausarbeit leisten als Personen, die keine Haushaltshilfe beschäftigen. Da der Unterschied bei Männern jedoch nur sehr gering ist und bei Frauen durchschnittlich 18 Minuten pro Tag ausmacht, ist die Differenz der Zeitverwendung für Hausarbeit zwischen Frauen und Männern mit Haushaltshilfe geringer als zwischen Frauen und Männern ohne Haushaltshilfe. Während Frauen in Haushalten mit Haushaltshilfe 157 Prozent mehr Hausarbeit leisten als Männer, beträgt diese Differenz bei Frauen und Männern mit Haushaltshilfe 140,7 Prozent.¹⁷

Abbildung 13: Hausarbeit und Gap in der Hausarbeit nach Externalisierung von Arbeiten im Haushalt



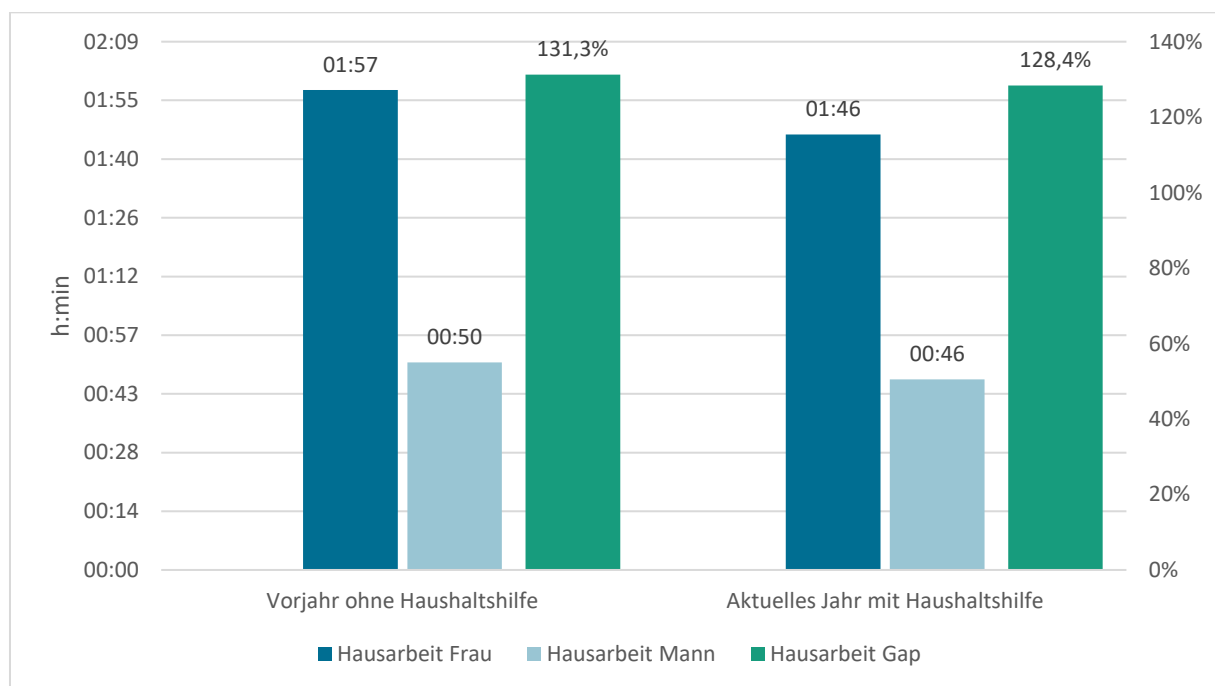
Quelle: Sozio-ökonomisches Panel (DIW), eigene Berechnungen, nach Gewichtung der Einzelfälle.

Diese deskriptive Auswertung lässt keine Aussagen über kausale Zusammenhänge zu, da es bspw. denkbar ist, dass sich Personen mit Haushaltshilfe hinsichtlich bestimmter Charakteristika unterscheiden, die sowohl die Zeitverwendung für Hausarbeit, als auch die Wahrscheinlichkeit eine

¹⁷ Die hier aufgezeigte Säule des Gaps beschreibt nicht den Gender Care Gap insgesamt, sondern nur den Gap in der Hausarbeit. Dies gilt auch für die anderen Abbildungen in diesem Kapitel.

Haushaltshilfe einzustellen, beeinflussen. Um diesem Problem zumindest teilweise zu begegnen, betrachten wir in Abbildung 14 nur Haushalte, bei denen in den Daten der Wechsel von keiner Externalisierung zu einer Externalisierung von Arbeiten im Haushalt innerhalb eines Jahres gegeben ist. Für diese Beobachtungen berechnen wir die durchschnittliche Zeitverwendung für Hausarbeit im Vorjahr, in dem noch keine Haushaltshilfe eingestellt war und für das aktuelle Jahr, in dem eine Haushaltshilfe eingestellt wurde. Zwar können auch hier keine Aussagen über kausale Effekte der Externalisierung von Arbeiten im Haushalt getroffen werden, ein möglicher Zusammenhang lässt sich jedoch eher ablesen als in Abbildung 13, die lediglich Personen mit und Personen ohne Haushaltshilfe vergleicht. Es zeigt sich jedoch ein ähnliches Bild wie zuvor: Die durchschnittliche tägliche Zeitverwendung für Hausarbeit von Frauen und Männern, die in einem bestimmten Jahr eine Haushaltshilfe eingestellt haben, ist niedriger als die durchschnittliche Zeitverwendung derselben Gruppe von Frauen und Männern im Jahr davor, in der noch keine Haushaltshilfe eingestellt war. Tatsächlich fällt die Reduktion der Hausarbeit in dieser Analyse sogar geringer aus als beim unspezifischen Vergleich von Personen mit und ohne Haushaltshilfe.

Abbildung 14: Hausarbeit und Gap in der Hausarbeit vor und nach Einstellung einer Haushaltshilfe



Quelle: Sozio-ökonomisches Panel (DIW), eigene Berechnungen, nach Gewichtung der Einzelfälle.

Bezieht man eine Variable für die Externalisierung der Arbeiten im Haushalt in die Hauptregression aus Kapitel I.4.1 mit ein, so ist für keine der Personengruppen der Koeffizient der Externalisierung der Hausarbeit signifikant (siehe Tabelle A2 im Anhang). Betrachtet man stattdessen jedoch nur

die Zeitverwendung für Hausarbeit und nicht die gesamte Care-Arbeit als abhängige Variable, wird der Koeffizient für west- und ostdeutsche Frauen in Partnerschaften (schwach) signifikant und negativ. Um dafür zu kontrollieren, dass möglicherweise Haushaltshilfen eher in größeren Wohnungen oder Häusern eingestellt werden, berücksichtigen wir in dieser Regression zusätzlich die Wohnfläche in Quadratmetern.¹⁸ Die Ergebnisse finden sich in Tabelle 7.

Demnach wenden Frauen in Partnerschaften zwischen drei und sieben Minuten täglich weniger für Hausarbeit auf, wenn sie eine Haushaltshilfe beschäftigt haben. Für Männer ist der Effekt in der Regression nicht signifikant. Auch wenn die Effekte der Externalisierung von Arbeiten im Haushalt auf die Care-Arbeit eher gering zu sein scheinen, ist Externalisierung dennoch mit einem verringerten Care Gap assoziiert. Bei verstärkter Externalisierung von Hausarbeit wären außerdem weitere indirekte Effekte denkbar über die Externalisierung zu gleichmäßigerer Verteilung der Care-Arbeit zwischen Frauen und Männern führen könnte: Wenn bspw. Externalisierung von Hausarbeit bei Frauen eher dazu führt, dass sie mehr Zeit in bezahlte Arbeit investieren und dementsprechend sowohl absolut mehr verdienen als auch mehr zum Einkommen des Paares beitragen, würde die Externalisierung indirekt zu verringerter Care-Arbeit von Frauen und demnach zu einem reduzierten Gender Care Gap führen. Sollten solche Effekte tatsächlich auftreten, ist der hier dargestellte Effekt der Externalisierung von Arbeiten im Haushalt auf den Gender Care Gap möglicherweise deutlich geringer als der tatsächliche Effekt über indirekte Kanäle.

¹⁸ Die Effekte bestehen jedoch auch in Regressionen ohne die Wohnfläche als erklärender Variable.

Tabelle 7: Effekt der Externalisierung von Arbeiten im Haushalt auf die Zeitverwendung für Hausarbeit

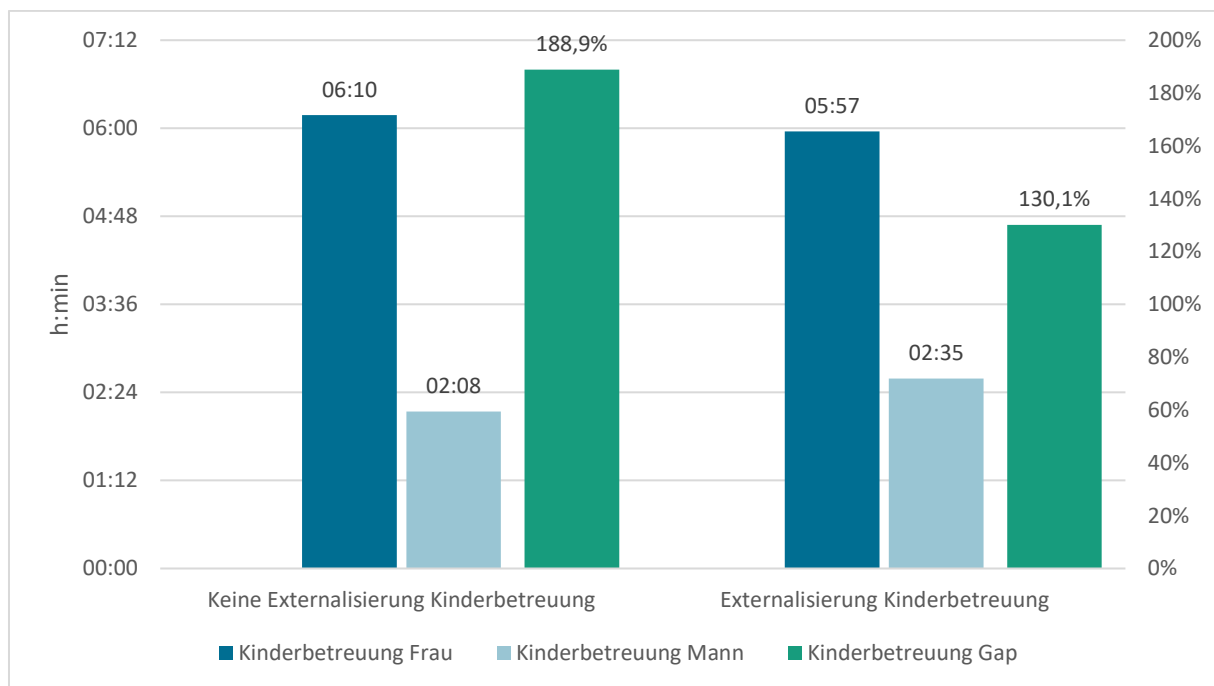
Abhängige Variable: Hausarbeit (Std. pro Tag)

	West				Ost			
	Alleinstehende		Paare		Alleinstehende		Paare	
	(1) Frauen	(2) Männer	(3) Frauen	(4) Männer	(5) Frauen	(6) Männer	(7) Frauen	(8) Männer
Bruttostundenlohn (log.)	-0.024 (0.02)	0.018 (0.02)	-0.136*** (0.02)	-0.073*** (0.02)	-0.013 (0.03)	-0.001 (0.04)	-0.147*** (0.04)	-0.044 (0.03)
Arbeitszeit (Std. pro Woche)	-0.007*** (0.00)	-0.004*** (0.00)	-0.018*** (0.00)	-0.006*** (0.00)	-0.012*** (0.00)	0.001 (0.00)	-0.014*** (0.00)	-0.006*** (0.00)
Relatives Einkommen			-0.182*** (0.04)	-0.349*** (0.04)			-0.167*** (0.06)	-0.294*** (0.06)
Externalisierung Hausarbeit	-0.036 (0.05)	0.007 (0.04)	-0.055* (0.03)	-0.010 (0.02)	-0.074 (0.10)	-0.065 (0.10)	-0.117* (0.06)	-0.054 (0.06)
Wohnfläche in m ²	0.000 (0.00)	-0.001** (0.00)	0.001*** (0.00)	-0.000 (0.00)	0.001 (0.00)	-0.000 (0.00)	0.001** (0.00)	0.001** (0.00)
Anzahl Kinder Alter < 3 im HH	0.088 (0.12)	0.166 (0.17)	0.370*** (0.04)	0.034** (0.01)	0.147 (0.15)	-0.328 (0.20)	0.201*** (0.05)	0.076*** (0.03)
Anzahl Kinder Alter 3-6 im HH	0.166*** (0.05)	0.042 (0.07)	0.215*** (0.02)	0.019* (0.01)	0.227*** (0.07)	-0.141 (0.12)	0.147*** (0.03)	0.007 (0.02)
Anzahl Kinder Alter 7-14 im HH	0.090*** (0.03)	0.001 (0.03)	0.161*** (0.01)	0.016** (0.01)	0.145*** (0.05)	0.052 (0.08)	0.121*** (0.03)	0.007 (0.02)
Haushaltseinkommen (log.)	-0.046* (0.03)	-0.154*** (0.02)	0.063** (0.03)	0.011 (0.02)	0.059 (0.05)	-0.182*** (0.05)	0.011 (0.05)	-0.051 (0.04)
Ländlicher Raum	0.088 (0.07)	0.020 (0.11)	0.088 (0.08)	-0.028 (0.05)	0.194** (0.09)	0.165* (0.09)	-0.087 (0.12)	-0.185** (0.09)
Pflegebedürftige Person im HH	0.093 (0.10)	0.076 (0.08)	0.120 (0.08)	0.027 (0.04)	-0.144 (0.30)	0.221** (0.11)	0.205* (0.12)	0.199* (0.11)
Ausbildungsjahre	0.016*** (0.00)	0.010** (0.00)	0.043*** (0.02)	0.031*** (0.01)	0.031** (0.01)	0.023** (0.01)	0.041 (0.03)	0.014 (0.02)
Alter	0.081*** (0.01)	0.057*** (0.01)	0.023** (0.01)	-0.009 (0.01)	0.060*** (0.02)	0.026* (0.02)	-0.023 (0.01)	-0.015 (0.01)
Alter quadriert	-0.001*** (0.00)	-0.001*** (0.00)	-0.000*** (0.00)	0.000*** (0.00)	-0.001*** (0.00)	-0.000 (0.00)	0.000 (0.00)	0.000 (0.00)
Individuen Beobachtungen	6259 13882	5141 11175	11497 31587	12198 35662	1626 3686	1402 3321	2952 9230	2951 9338

Anmerkungen: * p < 0.1, ** p < 0.05, *** p < 0.01. Alle Spezifikationen sind OLS Regressionen mit Individual-Fixed-Effects und Fixed-Effects für Bundesland und Befragungsjahr. Standardfehler (in Klammern) sind auf Individualebene geclustert. Relatives Einkommen = Einkommen / (Einkommen + Einkommen_Partner/Partnerin). Paare sind zusammenlebende verheiratete oder nicht verheiratete Paare. Alleinstehende sind alle Personen, die nicht mit einem Partner oder einer Partnerin im gleichen Haushalt leben. Pflegebedürftige Person im HH ist eine Dummy Variable mit dem Wert eins, falls eine pflegebedürftige Person im Haushalt lebt (und dem Wert null anderenfalls). Ländlicher Raum ist eine Dummy Variable mit dem Wert eins, falls der Haushalt in ländlichem im Gegensatz zu städtischem Raum lebt.

Da der Anteil der Kinder, die zu einem beliebigen Zeitpunkt einen Kindergarten oder eine Kindertagesstätte besuchen, sehr hoch ist,¹⁹ verwenden wir als Indikator für die Externalisierung von Kinderbetreuung stattdessen die ab 2005 gestellte Frage, ob Kinder im Haushalt in der Kita oder in der Schule ein Mittagessen erhalten. Dies ist ein Grad der Externalisierung, bei dem es mehr Variation gibt. Gegenüber einem Indikator, der auf sehr junge Kinder fokussiert ist, bspw. ob Kinder unter vier Jahren eine Kita besuchen, hat dieser Indikator zudem den Vorteil, dass auch Haushalte mit Kindern über das Kita-Alter hinaus einbezogen werden können. Für die deskriptive Analyse der Zeitverwendung für Kinderbetreuung von Personen, die Externalisierung von Kinderbetreuung in Anspruch nehmen und Personen, die dies nicht tun, beziehen wir uns jeweils nur auf Personen, bei denen wenigstens ein Kind, das jünger als 18 Jahre alt ist, im Haushalt lebt.

Abbildung 15: Kinderbetreuung und Gap in der Kinderbetreuung nach Externalisierung der Kinderbetreuung



Quelle: Sozio-ökonomisches Panel (DIW), eigene Berechnungen, nach Gewichtung der Einzelfälle.

¹⁹ Bspw. besuchten 97 Prozent der 5-jährigen Kinder laut SOEP 2017 eine Kita.

Die deskriptive Analyse zeigt, dass Frauen, die Externalisierung von Kinderbetreuung in Anspruch nehmen, etwas weniger Zeit pro Tag mit Kinderbetreuung verbringen als Frauen, die keine Externalisierung in Anspruch nehmen. Der geringe Unterschied von 13 Minuten pro Tag könnte möglicherweise durch eine höhere Anzahl oder das Alter der Kinder von Personen, die Externalisierung der Kinderbetreuung in Anspruch nehmen, bedingt sein. Dieser Effekt könnte auch dafür verantwortlich sein, dass Männer, die Externalisierung von Kinderbetreuung in Anspruch nehmen, mehr Zeit mit Kinderbetreuung verbringen, als Männer, die dies nicht tun.

Eine Individual-Fixed-Effects Regression mit der Zeitverwendung für Kinderbetreuung als abhängiger Variable unterstützt das Ergebnis der deskriptiven Auswertung (siehe Tabelle 8). Bei der Interpretation der Ergebnisse ist jedoch zu beachten, dass die recht hohe Zahl der Fälle, für die wir keine Information über die Externalisierung der Kinderbetreuung haben, zu teilweise sehr geringen Beobachtungszahlen für bestimmte Untergruppen der Regressionen führen, sodass die Ergebnisse mit höherer Unsicherheit behaftet sind. Die Ergebnisse zeigen, dass die Externalisierung von Kinderbetreuung auch nach Kontrolle für die gelisteten erklärenden Variablen die Zeitverwendung für Kinderbetreuung von Frauen reduziert und die von Männern erhöht. Signifikant sind die Effekte jedoch nur für westdeutsche Paare und ostdeutsche Männer in Paarbeziehungen. Der positive Effekt bei Männern könnte möglicherweise durch die oben geschilderten Zusammenhänge zu Stande kommen, wenn bspw. die Externalisierung eher in Anspruch genommen wird, wenn ohnehin mehr Zeit in Kinderbetreuung investiert wird. Alternativ ist auch denkbar, dass Männer deren Kinder ganztags betreut werden bspw. an Wochenenden mehr Zeit in Kinderbetreuung investieren als Männer, bei denen das nicht der Fall ist. Generell besteht außerdem die Möglichkeit, dass in Folge der Externalisierung bestimmte Arten der Kinderbetreuung (bspw. gemeinsame Mahlzeiten) reduziert werden, andere wie z. B. Spielen jedoch überproportional erhöht werden, sodass in Summe Externalisierung mit mehr Kinderbetreuung einhergehen kann.

Tabelle 8: Effekt der Externalisierung von Kinderbetreuung auf die Zeitverwendung für Kinderbetreuung

Abhängige Variable: Kinderbetreuung (Std. pro Tag)

	West				Ost			
	Alleinstehende		Paare		Alleinstehende		Paare	
	(1) Frauen	(2) Männer	(3) Frauen	(4) Männer	(5) Frauen	(6) Männer	(7) Frauen	(8) Männer
Bruttostundenlohn (log.)	-0.071 (0.15)	-0.033 (0.11)	-0.370*** (0.08)	-0.380*** (0.10)	0.117 (0.23)	-0.118 (0.20)	-0.635*** (0.17)	0.132 (0.18)
Arbeitszeit (Std. pro Woche)	-0.033*** (0.01)	0.000 (0.01)	-0.053*** (0.01)	-0.034*** (0.01)	-0.046** (0.02)	0.012 (0.02)	-0.032** (0.01)	-0.021*** (0.01)
Relatives Einkommen			-0.448** (0.21)	-0.628*** (0.20)			-0.576 (0.45)	-1.375*** (0.34)
Externalisierung Kinderbetreuung	-0.108 (0.18)	0.148 (0.19)	-0.208** (0.08)	0.084* (0.05)	-0.271 (0.35)	-0.497 (0.42)	-0.164 (0.20)	0.385*** (0.13)
Anzahl Kinder Alter < 3 im HH	1.155** (0.52)	0.280 (0.39)	1.592*** (0.17)	0.171** (0.07)	0.364 (0.64)	-0.285 (0.74)	1.338*** (0.27)	0.410*** (0.15)
Anzahl Kinder Alter 3-6 im HH	0.330 (0.34)	-0.460 (0.40)	0.983*** (0.11)	0.359*** (0.05)	0.855* (0.45)	-0.216 (0.66)	0.953*** (0.18)	0.524*** (0.10)
Anzahl Kinder Alter 7-14 im HH	0.319* (0.17)	-0.316* (0.18)	0.685*** (0.07)	0.296*** (0.03)	0.702** (0.29)	-0.076 (0.27)	0.761*** (0.13)	0.459*** (0.08)
Haushaltseinkommen (log.)	-0.067 (0.37)	0.302 (0.26)	-0.299 (0.18)	-0.041 (0.11)	-0.548 (0.46)	0.378 (0.52)	0.266 (0.38)	0.087 (0.25)
Ländlicher Raum	0.216 (0.60)	-5.590*** (0.88)	1.521*** (0.57)	-0.474 (0.45)	2.201 (1.54)		1.152 (0.96)	0.602 (0.38)
Ausbildungsjahre	0.090*** (0.03)	-0.006 (0.01)	0.041 (0.17)	-0.194* (0.11)	0.144 (0.09)	-0.008 (0.03)	-0.173 (0.45)	-0.136 (0.19)
Alter	0.135 (0.19)	0.295*** (0.09)	0.174 (0.11)	0.009 (0.06)	0.513* (0.28)	0.378** (0.16)	0.251 (0.19)	-0.212* (0.11)
Alter quadriert	-0.006*** (0.00)	-0.009*** (0.00)	-0.005*** (0.00)	-0.001** (0.00)	-0.009** (0.00)	-0.009*** (0.00)	-0.005** (0.00)	0.001 (0.00)
Individuen	2359	921	5602	6369	595	194	1298	1402
Beobachtungen	4046	1279	12350	15487	1064	282	3033	3485

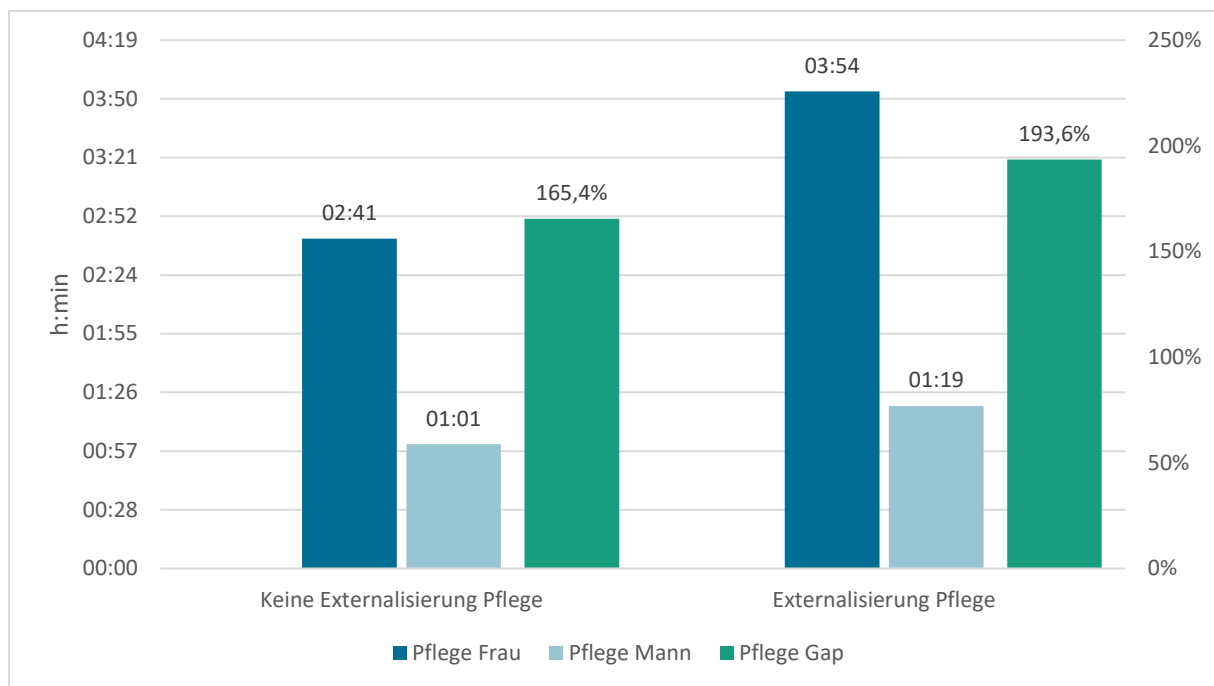
Anmerkungen: * p < 0.1, ** p < 0.05, *** p < 0.01. Alle Spezifikationen sind OLS Regressionen mit Individual-Fixed-Effects und Fixed-Effects für Bundesland und Befragungsjahr. Standardfehler (in Klammern) sind auf Individualebene geclustert. Relatives Einkommen = Einkommen / (Einkommen + Einkommen_Partner/Partnerin). Paare sind zusammenlebende verheiratete oder nicht verheiratete Paare. Alleinstehende sind alle Personen, die nicht mit einem Partner oder einer Partnerin im gleichen Haushalt leben. Ländlicher Raum ist eine Dummy Variable mit dem Wert eins, falls der Haushalt in ländlichem im Gegensatz zu städtischem Raum lebt.

Bezieht man den Proxy für Externalisierung der Kinderbetreuung in die Hauptregression aus Kapitel I.4.1 ein (mit der abhängigen Variable gesamte Care-Arbeit statt nur Kinderbetreuung), bleiben die Erkenntnisse zu den Bestimmungsgründen des Care Gaps bis auf wenige Ausnahmen bei einzelnen Personengruppen bestehen (siehe Tabelle A3 im Anhang). Der größte Unterschied tritt bei den Effekten der Anzahl Kinder auf die Care-Arbeit auf, die deutlich geringer sind, wenn zusätzlich für die Externalisierung von Kinderbetreuung kontrolliert wird. Der in Kapitel I.4.1 geschilderte Effekt, dass Frauen je zusätzlichem Kind ihre Care-Arbeit mehr erhöhen als Männer, bleibt jedoch bestehen. In dieser Regression hat die Externalisierung der Kinderbetreuung nur einen signifikanten Effekt auf die gesamte Care-Arbeit von Männern in Paarbeziehungen, wobei dieser Effekt wie in Tabelle 8 positiv ist.

Abbildung 16 zeigt die Zeitverwendung für die Versorgung und Betreuung von pflegebedürftigen Personen für die Untergruppe der Personen, bei denen eine pflegebedürftige Person im Haushalt lebt. Wir definieren Externalisierung von Pflegeleistungen hier als Inanspruchnahme von Unterstützung bei der Pflege (z. B. durch Sozialdienste, private Pflegedienste, oder auch Bekannte, wenn diese gegen Bezahlung erfolgt). Sowohl Frauen als auch Männer, die Externalisierung von Pflegeleistungen in Anspruch nehmen, verbringen mehr Zeit mit informeller Pflege als Personen, die diese Leistungen nicht in Anspruch nehmen. Dieser scheinbare positive Effekt der Externalisierung auf die Zeitverwendung für informelle Pflege, könnte möglicherweise dadurch bedingt sein, dass Externalisierung eher in besonders schwerwiegenden Pflegefällen in Anspruch genommen wird, bei denen generell mehr Zeit in die Pflege investiert wird.

In Regressionsanalysen weist die Externalisierung von Pflegeleistungen auch dann einen positiven Effekt auf, wenn für die Präsenz einer pflegebedürftigen Person im Haushalt kontrolliert wird. Signifikant ist der Effekt der Externalisierung allerdings nur für west- und ostdeutsche Frauen in Paarbeziehungen. Um für die Schwere des Pflegefalls zu kontrollieren, müssten weitere Variablen wie der Pflegegrad der pflegebedürftigen Person einbezogen werden, die möglicherweise zu einem dämpfenden Effekt der Externalisierung von Pflegeleistungen auf die Zeitverwendung für Pflege führen würden.

Abbildung 16: Pflege und Gap in der Pflege nach Externalisierung von Pflegeleistungen



Quelle: Sozio-ökonomisches Panel (DIW), eigene Berechnungen, nach Gewichtung der Einzelfälle.

I.6.2. Exkurs Stereotype

Es ist denkbar, dass der Gender Care Gap nicht nur durch Unterschiede in Einkommen, Arbeitszeit und in anderen beobachtbaren Merkmalen beeinflusst wird, sondern auch durch (möglicherweise unbeobachtbare) Stereotype, wie bspw. Rollenbilder von Männern und Frauen. Wenn unbeobachtete Stereotype mit den berücksichtigten erklärenden Merkmalen korreliert sind, kann es sogar sein, dass der Effekt dieser Merkmale verzerrt geschätzt wird. Dieser Exkurs soll die Frage beantworten, inwieweit Stereotype den Gender Care Gap beeinflussen und ob die bisherigen Ergebnisse weiterhin gültig sind, wenn Stereotype in irgendeiner Form berücksichtigt werden können.²⁰

Verschiedene Fragen im SOEP können als Proxy-Variablen für Stereotype verwendet werden, also als Variablen, die ein bestimmtes Stereotyp zumindest grob widerspiegeln. Allerdings werden viele

²⁰ Wie schon in Kapitel I.3 erläutert, ist bei allen deskriptiven Auswertungen zu beachten, dass die aufgezeigten Zusammenhänge keine kausalen Effekte beschreiben, sondern durch eine unterschiedliche Zusammensetzung der Personengruppen bezüglich anderer Merkmale bedingt sein können.

dieser Variablen nur in einzelnen Jahren erfasst; andere können nur für bestimmte Personengruppen konstruiert werden.

Im Personenfragebogen des Jahres 2012 für die Sondererhebung „Familien in Deutschland“ wurden die Befragten um ihre Meinung zu verschiedenen Aussagen über Familie und Familienleben gebeten. Die Antworten auf diese Fragen können den übrigen Daten des Jahres 2012 (bzw. 2013, da wir nur ungerade Jahre betrachten) zugespielt werden. Abbildung 17 beruht dementsprechend nur auf dem Jahr 2013. Sie zeigt, wie sich Care-Arbeit und Care Gap bei Personen unterscheiden, die den folgenden Aussagen entweder voll oder eher zustimmen oder umgekehrt überhaupt nicht oder eher nicht zustimmen:

- *Frauen sollten sich stärker um die Familie kümmern als um ihre Karriere.*
- *Männer sollten sich genauso an der Hausarbeit beteiligen wie Frauen.*
- *Am besten ist es, wenn der Mann und die Frau beide gleich viel erwerbstätig sind und sich beide in gleichem Maße um Haushalt und Familie kümmern.*
- *Ein Kind unter drei Jahren wird darunter leiden, wenn seine Mutter arbeitet.*
- *Kinder leiden oft darunter, dass sich ihre Väter zu sehr auf ihre Arbeit konzentrieren.*
- *Männer sollten sich stärker um die finanzielle Absicherung der Familie kümmern als Frauen.*

Wie in Abbildung 17 deutlich wird, ist der Care Gap in der Gruppe derjenigen Personen, die der Aussage zustimmen, dass sich Frauen stärker um die Familie als um ihre Karriere kümmern sollten, besonders groß. Dementsprechend ist auch der Unterschied zu der Gruppe, die diese Aussage ablehnt, mit 36,8 Prozentpunkten besonders groß. Gleichzeitig ist der Care Gap besonders niedrig bei den Personen, die der Meinung sind, Kinder leiden, wenn sich Väter zu sehr auf ihre Arbeit konzentrieren, und bei denen, die meinen, Männer sollten sich genauso an der Hausarbeit beteiligen wie Frauen, jeweils im Vergleich zu den Personen, die diese Aussagen ablehnen. Bei der Interpretation von Abbildung 17 ist jedoch zu beachten, dass diese Fragen nur in einem einzigen Jahr und auch nur Personen einer Untergruppe der ansonsten verwendeten Stichprobe gestellt wurden. Die Zahl der Care-Stunden der Frauen ist in dieser Untergruppe insgesamt besonders hoch.

Etwas mehr Beobachtungen gibt es bei der Frage nach der Wichtigkeit bestimmter Lebensbereiche. Diese Frage wurde seit 2008 in allen geraden Jahren außer 2014 gestellt. Für Aussagen über die ungeraden Jahre verwenden wir jeweils die Antworten des Vorjahres. Abbildung 18 zeigt

Care-Stunden und Care Gap nach Gruppen, welche die folgenden Dinge als sehr wichtig oder wichtig oder als weniger wichtig oder ganz unwichtig beurteilen:

- *Erfolg im Beruf haben*
- *Sich selbst verwirklichen*
- *Kinder haben*
- *Eine glückliche Ehe/Partnerschaft haben*

Bei der Frage danach, wie wichtig es ist, Kinder zu haben, betrachten wir Personen, die tatsächlich Kinder haben, und Personen ohne Kinder getrennt, da diese beiden Gruppen die Frage möglicherweise unterschiedlich interpretieren. Zudem werden so interessante Unterschiede zwischen den Gruppen deutlich. Der größte Unterschied beim Care Gap ergibt sich tatsächlich in der Gruppe derjenigen, die (noch) keine Kinder haben, zwischen den Personen, die es wichtig finden, Kinder zu haben, und den Personen, die es eher unwichtig finden. Bei denjenigen, die keine Kinder haben und es auch nicht wichtig finden, Kinder zu haben, beträgt der Care Gap nur etwa 30 Prozent. Bei den Personen, die Kinder haben wichtig finden, liegt der Care Gap dagegen mehr als 17 Prozentpunkte höher. In der Gruppe der Personen mit Kindern, liegen die Care Gaps zwischen denen, die Kinder wichtig finden, und denen, die das eher nicht tun, nur gut elf Prozentpunkte auseinander. Der Care Arbeit der Männer ist in der Gruppe mit Kindern etwas höher. Bei denen, die es wichtig finden, Kinder zu haben, liegt sie bei über viereinhalb Stunden, im Vergleich zu zweieinhalb Stunden bei Männern, die Kinder wichtig finden, aber selbst keine haben. Bei den Frauen, die Kinder wichtig finden, beträgt der Unterschied in der Care Arbeit zwischen denen ohne und denen mit Kindern jedoch über sieben Stunden.

Interessant ist auch, dass zwar der Care Gap in der Gruppe, die es wichtig findet, eine glückliche Ehe oder Partnerschaft zu haben, um 21 Prozentpunkte höher liegt, als in der Gruppe, die das nicht so wichtig findet, dass in dieser Gruppe aber die Care Arbeit beider Geschlechter deutlich höher ist. Nicht überraschend ist, dass auch bei den Personen, die es wichtig finden, Erfolg im Beruf zu haben oder sich selbst zu verwirklichen, der Care Gap geringer ist als bei den Personen, die diese Dinge nicht so wichtig finden. Auch hier ist die unterschiedliche Höhe der Care Arbeit der Frauen entscheidend. Der Stellenwert des Berufs hat dabei einen deutlich größeren Einfluss als der Stellenwert der Selbstverwirklichung.

Abbildung 17: Care-Arbeit und direkte Stereotype



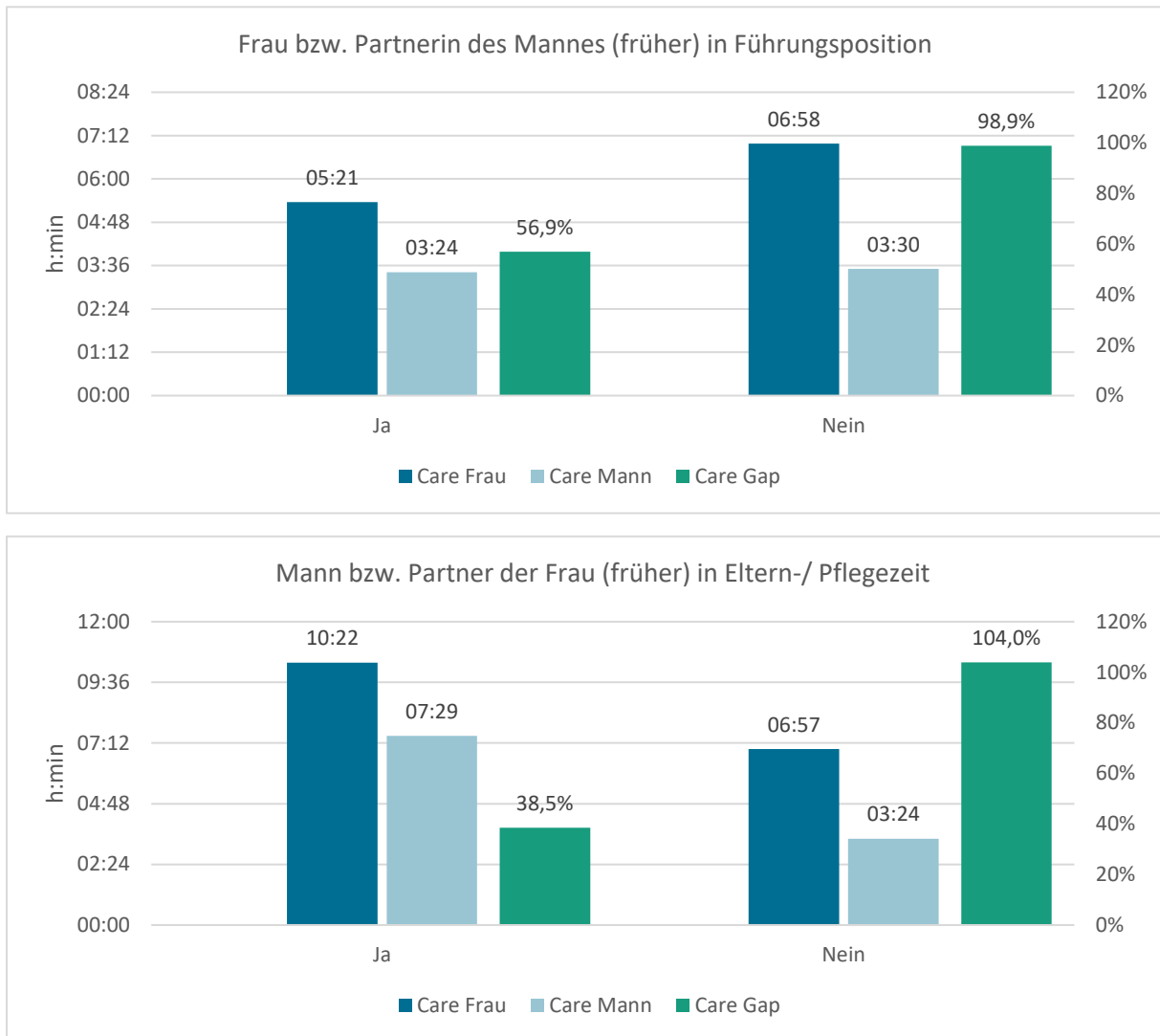
Quelle: Sozio-ökonomisches Panel (DIW), eigene Berechnungen, nach Gewichtung der Einzelfälle.

Abbildung 18: Care-Arbeit und Meinungen zur Wichtigkeit verschiedener Lebensbereiche



Quelle: Sozio-ökonomisches Panel (DIW), eigene Berechnungen, nach Gewichtung der Einzelfälle.

Abbildung 19: Care-Arbeit und „untypische“ Geschlechterrollen



Quelle: Sozio-ökonomisches Panel (DIW), eigene Berechnungen, nach Gewichtung der Einzelfälle. Nur für Paare.

Für Abbildung 19 haben wir Paare betrachtet, und zum einen solche Paare unterschieden, bei denen der Mann in Eltern- oder Pflegezeit ist oder in der Vergangenheit war bzw. nie in Eltern-/Pflegezeit war, und zum anderen Paare, bei denen die Frau eine Führungsposition hat oder in der Vergangenheit²¹ hatte und solche, bei denen das nicht der Fall ist. Die hier abgebildeten Unter-

²¹ Während Eltern- und Pflegezeiten ab 2001 abgefragt werden, wird danach Führungsverantwortung erst seit 2007 gefragt. Frauen, die vor 2007 eine Führungsposition hatten, danach aber nicht mehr, werden also nicht als solche abgebildet.

schiede zwischen Männern und Frauen in Partnerschaften mit und ohne „geschlechtsuntypischen“ Rollen sind frappierend. Bei Personen in Paarbeziehungen, in denen der Mann Eltern- oder Pflegezeiten genommen hat, ist der Care Gap mehr als 65 Prozentpunkte geringer als in bei Personen in Paarbeziehungen, wo dies nicht der Fall ist. Auch der Unterschied von 42 Prozentpunkten zwischen dem Care Gap bei Personen in Paarbeziehungen, in denen die Frau Führungsverantwortung wahrnimmt oder wahrgenommen hat, und dem Care Gap bei Personen in Paarbeziehungen, wo dies nicht der Fall ist, ist außergewöhnlich groß. Dennoch leisten auch Frauen in Paarbeziehungen, die eine Führungsposition bekleiden oder bekleidet haben, mehr Care Arbeit als Männer, deren Partnerin eine Führungsposition hat oder hatte. Wichtig ist zu beachten, dass wir auch hier keinen Vergleich innerhalb von Paaren anstellen, sondern alle Frauen in Paarbeziehungen und Führungsverantwortung mit allen Männern in Paarbeziehungen, in denen die Frau berufliche Führungsverantwortung hat, vergleichen, nicht mit ihrem jeweiligen Partner. Eine explizite Betrachtung der Paarebene erfolgt in Kapitel I.6.3.

Wie für die deskriptiven Analysen, gilt auch für die Regressionen, dass der beobachtete Zusammenhang nicht unbedingt einen Kausalzusammenhang darstellt. Es ist bspw. durchaus denkbar, dass Stereotype als Rechtfertigung für eine bestehende ungleiche Verteilung von Care-Arbeit geäußert werden. Dies führt zu der Art von Endogenitätsproblem, die in den Kapiteln I.4 und I.5 ausführlich diskutiert wird. Die folgende Tabelle 9 zeigt, wie sich die Regressionsergebnisse aus Kapitel I.4 ändern, wenn beispielhaft eine Dummy-Variable als weitere erklärende Variable in die Regression aufgenommen wird, die den Wert eins annimmt, wenn eine der folgenden Bedingungen erfüllt ist:

- die Person hat der Aussage zugestimmt, dass Männer sich genauso an der Hausarbeit beteiligen sollten wie Frauen
- die Person hat der Aussage zugestimmt, dass es am besten ist, wenn Erwerbsarbeit und Familie/Haushalt gleich aufgeteilt werden
- die Person hat der Aussage zugestimmt, dass Kinder leiden, wenn ihre Väter sich zu sehr auf die Arbeit konzentrieren
- die Person gehört zu einem Paar, bei dem der Mann in Eltern- oder Pflegezeit ist oder war oder die Frau eine Führungsposition hat oder hatte
- die Person eine Frau ist, die angegeben hat, dass sie es wichtig findet, Erfolg im Beruf zu haben

Ein Vergleich mit den Koeffizienten der Fixed-Effects-Schätzung in Tabelle 2 ist nicht sinnvoll, da mehrere der hier verwendeten Fragen nur in einem einzigen Jahr erhoben wurden. Die Tabelle zeigt, dass eine Präferenz für ähnliche Geschlechterrollen vor allem bei Personen in Partnerschaften einen Einfluss auf den Umfang der Care-Arbeit hat. Interessanterweise bewirkt eine solche Einstellung sowohl bei Frauen als auch bei Männern eine Erhöhung des Umfangs der Care-Arbeit. Der geschätzte Koeffizient ist bei Männern jedoch deutlich größer, so dass man sagen kann, dass solche Einstellungen zu einer Verringerung des Gender Care Gap beitragen. Die Wirkungsrichtung ist jedoch mit Vorsicht zu interpretieren. Zudem ist der Unterschied zwischen den geschätzten Koeffizienten für Frauen und für Männer in Westdeutschland größer als in Ostdeutschland.

Entscheidend ist, dass die bisher beschriebenen Effekte nicht verschwinden, wenn auf diese Art und Weise für mögliche „Stereotype“ kontrolliert wird. Der Bruttostundenlohn wirkt sich weiter dämpfend auf die Care Arbeit aus, wobei der Effekt für Frauen größer ist als für Männer. Die Arbeitszeit hat einen ähnlichen Effekt, und auch das Einkommen relativ zum Partner oder zur Partnerin hat einen dämpfenden Effekt auf den Umfang der Care Arbeit. Hier ist allerdings der Effekt für Männer deutlich größer. Auch an den weiteren geschätzten Koeffizienten aus Tabelle 2 ändert sich wenig. Die Anzahl der Kinder erhöht weiterhin den Umfang der Care Arbeit, mit einer einzigen Ausnahme: Bei alleinstehenden ostdeutschen Männern senkt bei gegebener Einstellung zu „Gleichheit“ die Anzahl der Kinder unter drei Jahren im Haushalt die Care Arbeit. Die Zahl alleinstehender Männer mit Kleinkindern im Haushalt ist ohnehin klein, so dass auch in Tabelle 2 der geschätzte Koeffizient für ostdeutsche Männer nicht signifikant positiv war.

Tabelle 9: Ursachen des Gender Care Gap und Stereotype

Abhängige Variable: Care-Arbeit (Std. pro Tag)

	West				Ost			
	Alleinstehende		Paare		Alleinstehende		Paare	
	(1) Frauen	(2) Männer	(3) Frauen	(4) Männer	(5) Frauen	(6) Männer	(7) Frauen	(8) Männer
Bruttostundenlohn (log.)	-0.028 (0.06)	-0.006 (0.03)	-0.464*** (0.05)	-0.368*** (0.05)	-0.057 (0.09)	0.012 (0.06)	-0.568*** (0.10)	-0.217*** (0.08)
Arbeitszeit (Std. pro Woche)	-0.056*** (0.00)	-0.005** (0.00)	-0.085*** (0.00)	-0.013*** (0.00)	-0.022*** (0.01)	0.001 (0.00)	-0.049*** (0.01)	-0.006 (0.01)
Relatives Einkommen			-0.491*** (0.09)	-1.059*** (0.10)			-0.448*** (0.16)	-1.174*** (0.18)
Stereotyp: Befürwortung von Gleichheit	0.118 (0.08)	0.439 (0.27)	0.208*** (0.06)	1.403*** (0.21)	0.176 (0.16)	1.374*** (0.48)	0.240** (0.10)	1.200*** (0.28)
Anzahl Kinder Alter < 3 im HH	3.774*** (0.97)	0.829* (0.43)	5.503*** (0.16)	1.557*** (0.06)	2.059** (0.99)	-1.165* (0.67)	4.341*** (0.24)	1.681*** (0.14)
Anzahl Kinder Alter 3-6 im HH	4.567*** (0.25)	0.279 (0.17)	3.899*** (0.07)	1.276*** (0.04)	3.906*** (0.37)	0.597 (0.52)	3.413*** (0.13)	1.595*** (0.09)
Anzahl Kinder Alter 7-14 im HH	2.355*** (0.09)	0.521*** (0.09)	2.068*** (0.05)	0.658*** (0.02)	2.288*** (0.20)	0.775*** (0.19)	2.086*** (0.09)	0.837*** (0.06)
Pflegebedürftige Person im HH	1.985*** (0.50)	0.563** (0.25)	3.606*** (0.42)	1.316*** (0.24)	2.912*** (0.97)	0.852** (0.39)	3.240*** (0.63)	1.728*** (0.47)
Haushaltseinkommen (log.)	-0.483*** (0.05)	-0.234*** (0.03)	-0.031 (0.08)	-0.085 (0.06)	-0.450*** (0.11)	-0.112 (0.08)	0.048 (0.14)	-0.266** (0.11)
Ländlicher Raum	0.350*** (0.10)	0.163*** (0.06)	0.447*** (0.08)	0.170*** (0.05)	-0.216 (0.16)	0.002 (0.12)	0.294*** (0.11)	0.060 (0.09)
Ausbildungsjahre	0.007 (0.01)	-0.010 (0.01)	-0.057*** (0.01)	-0.002 (0.01)	0.010 (0.02)	-0.004 (0.02)	-0.058*** (0.02)	-0.032** (0.02)
Alter	0.457*** (0.02)	0.166*** (0.01)	0.209*** (0.02)	0.103*** (0.01)	0.355*** (0.04)	0.166*** (0.03)	0.119*** (0.03)	0.052* (0.03)
Alter quadriert	-0.005*** (0.00)	-0.002*** (0.00)	-0.002*** (0.00)	-0.001*** (0.00)	-0.004*** (0.00)	-0.002*** (0.00)	-0.001*** (0.00)	-0.001** (0.00)
Beobachtungen	12690	10695	29399	32603	3463	3271	8888	8873

Anmerkungen: * p < 0.1, ** p < 0.05, *** p < 0.01. Alle Spezifikationen sind OLS Regressionen mit Fixed Effects für Bundesland und Befragungsjahr. Hier werden keine Individual Fixed Effects angenommen. Standardfehler (in Klammern) sind auf Individualebene geclustert. Relatives Einkommen = Einkommen / (Einkommen + Einkommen_Partner/Partnerin). Paare sind zusammenlebende verheiratete oder nicht verheiratete Paare. Alleinstehende sind alle Personen, die nicht mit einem Partner oder einer Partnerin im gleichen Haushalt leben. Pflegebedürftige Person im HH ist eine Dummy Variable mit dem Wert eins, falls eine pflegebedürftige Person im Haushalt lebt (und dem Wert null anderenfalls). Ländlicher Raum ist eine Dummy Variable mit dem Wert eins, falls der Haushalt in ländlichem im Gegensatz zu städtischem Raum lebt.

I.6.3. Exkurs Paarebene

In diesem Bericht wird der Gender Care Gap stets in seiner aggregierten Form betrachtet und entspricht demnach der prozentualen Differenz der durchschnittlichen täglichen Zeitverwendung für unbezahlte Care-Arbeit aller betrachteten Frauen zur durchschnittlichen täglichen Zeitverwendung für Care-Arbeit aller betrachteten Männer. Auch bei den Regressionsanalysen für Paare wurden in den vorherigen Kapiteln nur die Determinanten der individuellen Care-Arbeit von Frauen und Männern betrachtet. Der darüber hinaus interessanten Fragestellung welche Faktoren die Aufteilung der Care-Arbeit *innerhalb* von Paaren beeinflussen, widmen wir uns in diesem Exkurs.

Der Exkurs stellt keine abschließende Analyse der Determinanten der Care-Arbeit auf Paarebene dar, sondern dient einem Einblick in die Unterschiede zwischen der Paarebene und der bisher betrachteten aggregierten Ebene. Insbesondere muss berücksichtigt werden, dass mit der folgenden Herangehensweise nicht alle Aushandlungsprozesse innerhalb von Paaren betrachtet werden können. So ist es bspw. denkbar, dass Unterschiede zwischen den Geschlechtern die Aufteilung der bezahlten Arbeitszeit oder sogar die Partnerwahl als solche beeinflusst haben, was dann wiederum zu Unterschieden in der Care-Arbeit führen kann. Hier betrachten wir nur gegebene Unterschiede in sozio-ökonomischen Faktoren und deren mögliche Auswirkungen auf die Aufteilung der Care-Arbeit innerhalb von Paaren.

Anstelle von Einzelpersonen betrachten wir für diesen Exkurs das Paar als Analyseeinheit. Die abhängige Variable ist demzufolge nicht wie bisher die individuelle Care-Arbeit, sondern der Abstand in der Zeitverwendung für Care-Arbeit zwischen Frauen und Männern innerhalb eines Paares:²²

$$\text{Abstand CareArbeit Paar} = \text{CareArbeit Frau} - \text{Care Arbeit Mann}$$

Grundsätzlich kann die bisherige Analyse einzelner Effekte auf die individuelle Care-Arbeit von Frauen und Männern ähnliche Ergebnisse liefern wie die Analyse der Care-Arbeit auf Paarebene. Wenn bspw. die Anzahl der Kinder die individuelle Care-Arbeit von Frauen deutlich stärker erhöht

²² In der Literatur wird der Care Gap auf Paarebene zumeist nur über den Abstand in der Care-Arbeit zwischen Frauen und Männern definiert und nicht ins Verhältnis zur absoluten Care-Arbeit der Männer gesetzt, wie es bei der Definition des Gender Care Gap der Fall ist (siehe z. B. Lippmann, Georgieff, und Senik (2019)). Ergebnisse beider Varianten unterscheiden sich, da bspw. eine Erhöhung der Care-Arbeit von Frau und Mann um fünf Stunden den Abstand unverändert lässt, den prozentual definierten Gap jedoch verändern würde, insofern die ursprüngliche Care-Arbeit von Frau und Mann nicht identisch ist. Wir folgen in diesem Exkurs der in der Literatur üblichen Definition und beantworten dementsprechend nicht die Fragestellung welche Faktoren sich darauf auswirken wie viel Frauen *prozentual gesehen mehr* an Care-Arbeit leisten als Männer.

als die individuelle Care-Arbeit von Männern, ist zu erwarten, dass die Anzahl der Kinder in ähnlichem Maße den Abstand in der Care-Arbeit auf Paarebene erhöht. Unterschiede in den Erkenntnissen würden sich dann ergeben, wenn sich als Paare jeweils nur bestimmte Personen zusammenfinden, sodass sich die Effekte, die für alle Frauen und alle Männer *durchschnittlich* gelten, auf Paarebene nicht wiederfinden. Die Einschränkung der Personengruppe auf Erwerbstätige ist analog zu den Regressionen in Tabelle 2. Um den Bruttostundenlohn des Partners beziehungsweise der Partnerin einzubeziehen, betrachten wir für diesen Exkurs außerdem nur Paare, bei denen beide Personen erwerbstätig sind.²³ Da die Analyse Geschlechterunterschiede in der Aufteilung der Care-Arbeit darlegen soll, werden nur heterosexuelle Paare betrachtet. Die Ergebnisse der Regressionsanalysen finden sich in Tabelle 10.

Im Wesentlichen zeigen die Ergebnisse ein ähnliches Bild wie die aggregierte Analyse. Der Bruttostundenlohn der Frau reduziert den Abstand in der Care-Arbeit auf Paarebene, zumindest in Westdeutschland, was auf eine reduzierte Care-Arbeit der Frau und/oder eine erhöhte Care-Arbeit des Mannes zurückzuführen sein kann. Interessanterweise hat der Bruttostundenlohn des Mannes in Westdeutschland einen leicht positiven aber nicht statistisch signifikanten Effekt auf den Abstand in der Care-Arbeit auf Paarebene. Da die individuelle Care-Arbeit von Männern negativ durch den individuellen Bruttostundenlohn beeinflusst ist (siehe Tabelle 2), legt dieses Ergebnis nahe, dass die Care-Arbeit der Frau positiv durch den Bruttostundenlohn des Mannes beeinflusst ist, sodass sich der Abstand in der Care-Arbeit insgesamt leicht erhöht.²⁴ In Ostdeutschland hat weder der Bruttostundenlohn der Frau, noch der des Mannes einen statistisch signifikanten Effekt auf den Abstand in der Care-Arbeit auf Paarebene. Auch hier sind gegenläufige Effekt möglicherweise die Erklärung: Wenn Männer ihre Care-Arbeit reduzieren, wenn ihre Partnerin einen höheren Bruttostundenlohn hat, schwächt das den dämpfenden Effekt der reduzierten Care-Arbeit der Frau bei höherem Bruttostundenlohn, sodass sich insgesamt kein deutlicher Effekt auf den Abstand der Care-Arbeit ergibt.

²³ Da diese Einschränkung in den bisherigen Analysen nicht vorgenommen wurde, kann auch diese Änderung die Ergebnisse beeinflussen.

²⁴ Durch die Einbeziehung des relativen Einkommens und des Haushaltseinkommens wurde das Einkommen des Partners oder der Partnerin in den bisherigen Analysen bereits implizit berücksichtigt. Die hier vorliegenden Ergebnisse weisen jedoch darauf hin, dass möglicherweise auch bei gegebenem relativem Einkommen und Haushaltseinkommen der Bruttostundenlohn des Mannes die Care-Arbeit der Frau beeinflusst. Dieser Zusammenhang wurde in den vorherigen Analysen nicht berücksichtigt, um eine möglichst vergleichbare Grundlage zwischen Paaren und Alleinstehenden zu schaffen.

Sowohl in West- als auch in Ostdeutschland ist eine höhere Arbeitszeit der Frau mit einem geringeren Abstand in der Care-Arbeit auf Paarebene assoziiert und umgekehrt eine höhere Arbeitszeit des Mannes mit einem höheren Abstand. Ebenso analog zu den Analysen aus Tabelle 2 zeigt sich, dass ein höheres relatives Einkommen der Frau den Abstand in der Care-Arbeit auf Paarebene reduziert. Wie zu erwarten erhöht die Anzahl der Kinder verschiedener Altersgruppen sowie die Anwesenheit einer pflegebedürftigen Person im Haushalt den Abstand in der Care-Arbeit auf Paarebene. Das spiegelt das bisherige Ergebnis wieder, dass Frauen ihre Care-Arbeit bei Kindern oder einer pflegebedürftigen Person im Haushalt deutlich stärker erhöhen als Männer. Wie auch schon in der aggregierten Betrachtung hat das Haushaltseinkommen auf Paarebene keinen statistisch signifikanten Effekt auf den Abstand in der Care-Arbeit auf Paarebene. Während ein ländliches Wohnumfeld in der aggregierten Betrachtung mit einer höheren Care-Arbeit von westdeutschen Frauen bzw. ostdeutschen Männern in Paarbeziehungen assoziiert ist, ist dieser Effekt auf Paarebene zwar noch sichtbar, aber nicht statistisch signifikant. Auch bei den Koeffizienten des Alters und der Ausbildungsjahre zeigt sich ein vergleichbares Bild zu den bisherigen Analysen.

Zusammenfassend lässt sich aus dieser verkürzten Analyse festhalten, dass die zentralen zuvor dargestellten Ergebnisse nicht nur auf aggregierter, sondern auch auf Paarebene gelten.

Tabelle 10: Ursachen des Abstands in der Care-Arbeit auf Paarebene

Abhängige Variable: Abstand Care-Arbeit Paar (Care-Arbeit Frau - Care-Arbeit Mann)

	(1) West	(2) Ost
Bruttostundenlohn (log.) Frau	-0.157* (0.09)	-0.209 (0.22)
Bruttostundenlohn (log.) Mann	0.038 (0.14)	-0.227 (0.19)
Arbeitszeit (Std. pro Woche) Frau	-0.072*** (0.01)	-0.044*** (0.01)
Arbeitszeit (Std. pro Woche) Mann	0.026*** (0.01)	0.013 (0.01)
Relatives Einkommen Frau	-3.871*** (0.52)	-3.066*** (0.77)
Anzahl Kinder Alter<3 im HH	3.023*** (0.19)	1.633*** (0.34)
Anzahl Kinder Alter 3-6 im HH	1.855*** (0.10)	1.289*** (0.17)
Anzahl Kinder Alter 7-14 im HH	1.030*** (0.07)	0.895*** (0.12)
Pflegebedürftige Person im HH	1.776*** (0.69)	2.665*** (0.81)
Haushaltseinkommen (log.)	-0.113 (0.15)	0.175 (0.23)
Ländlicher Raum	0.524 (0.36)	-0.596 (0.64)
Ausbildungsjahre Frau	0.197** (0.09)	0.393** (0.17)
Ausbildungsjahre Mann	-0.060 (0.08)	-0.025 (0.14)
Alter Frau	0.171* (0.09)	-0.216 (0.18)
Alter Mann	0.017 (0.09)	0.300* (0.18)
Alter Frau quadriert	-0.002* (0.00)	0.001 (0.00)
Alter Mann quadriert	-0.001 (0.00)	-0.002 (0.00)
Paare	8351	2229
Beobachtungen	21964	6637

Anmerkungen: * $p < 0.1$, ** $p < 0.05$, *** $p < 0.01$. Analyseeinheit ist das Paar. Abhängige Variable ist Differenz in Care-Arbeit zwischen Frau und Mann. Betrachtet werden nur Zwei-Verdiener verheiratete oder zusammenlebende Paare. Alle Spezifikationen sind OLS Regressionen mit Couple Fixed Effects und Fixed Effects für Bundesland und Befragungsjahr. Standardfehler (in Klammern) sind auf Paarebene geclustert. Relatives Einkommen = Einkommen / (Einkommen + Einkommen_Partner/Partnerin). Pflegebedürftige Person im HH ist eine Dummy Variable mit dem Wert eins, falls eine pflegebedürftige Person im Haushalt lebt (und dem Wert null anderenfalls). Ländlicher Raum ist eine Dummy Variable mit dem Wert eins, falls der Haushalt in ländlichem im Gegensatz zu städtischem Raum lebt.

I.6.4. Exkurs Rentnerinnen und Rentner

Während wir in den bisherigen Regressionsanalysen nur die Gruppe der Erwerbsfähigen betrachtet haben, stellt sich die Frage nach den Ursachen der Care-Arbeit und des Gender Care Gap auch für Rentnerinnen und Rentner. Eine umfassende Analyse dieser Ursachen würde eine detaillierte Auswertung der Erwerbshistorien aller Personen erfordern, was den Rahmen des aktuellen Forschungsprojekts übersteigt. Daher sind die folgenden Ergebnisse eher als grobe Einschätzung zu interpretieren.

Die Gruppe der Rentnerinnen und Rentner definieren wir hier als Personen über 65 Jahren, die irgendeine Form von Altersrente beziehen. Für die Ergebnisse in Tabelle 11 ist die Rente definiert als das monatliche Einkommen aus Altersrenten insgesamt. Das relative Einkommen ist hier definiert als der Anteil, den die betrachtete Person an Rente zum Einkommen des Paares beiträgt. Falls der Partner oder die Partnerin keine Rente bezieht, wird die Rente zum Arbeitseinkommen des Partners oder der Partnerin in Relation gesetzt.

Tabelle 11 enthält Regressionen, die analog zu denen aus Kapitel I.4 den Effekt verschiedener Charakteristika auf die individuelle Care-Arbeit zeigen. Wegen der geringeren Variation in den Daten, unter anderem durch die geringere Zahl der Jahre über die Rentnerinnen und Rentner beobachtet werden, schätzen wir dieses Modell ohne Individual-Fixed-Effects. Da hier nicht zu erwarten ist, dass der aktuelle Umfang der Care-Arbeit die Höhe der Rente beeinflusst, wie es in den vorherigen Regressionen bei Einkommen der Fall war, ist der potenzielle Fehler durch Vernachlässigung von Individual-Fixed-Effects (vermutlich) geringer.

Interessanterweise hat die Höhe der Rente für westdeutsche Frauen und westdeutsche Männer in Paarbeziehungen einen signifikanten Effekt auf die individuelle Care-Arbeit. Dieses Ergebnis unterstützt die zuvor diskutierte Erkenntnis, dass das individuelle Einkommen nicht nur über Zeitbeschränkungen (im Falle von Erwerbstätigen), sondern auch über andere Mechanismen wie zum Beispiel Aushandlungen in Paarbeziehungen die Care-Arbeit zu beeinflussen scheint. Bei der Interpretation dieses Effektes muss allerdings berücksichtigt werden, dass der Umfang der Care-Arbeit durch vergangene Zeitverwendungen für Care-Arbeit beeinflusst sein kann. Letztere Hypothese wird gestützt durch die Tatsache, dass auch für alleinstehende Frauen in Westdeutschland ein signifikanter Effekt auftritt.

Im Gegensatz zum Arbeitseinkommen ist der Effekt der Rente für westdeutsche Männer in Partnerschaften positiv. Eine denkbare Erklärung für dieses Ergebnis ist, dass Männer, deren Rente höher ist, früher mehr gearbeitet haben und jetzt ihre frei gewordene Zeit mit vielen Aktivitäten füllen, oder aber die früher geringe Zeit an Care-Arbeit gegenüber der Partnerin oder dem Partner kompensieren.

Die Koeffizienten bei der relativen Rente sind ebenfalls überraschend: Während die Koeffizienten des relativen Einkommens im Falle der Erwerbstätigen auch für Regressionen ohne Individual-Fixed-Effects in allen Fällen signifikant und negativ sind, ist bei der relativen Rente der Koeffizient für westdeutsche Frauen in Partnerschaften signifikant und positiv. Dies bedeutet, dass Frauen, die mehr Renteneinkommen zum gesamten Renteneinkommen des Paares beitragen, auch mehr Care-Arbeit leisten und zwar unabhängig davon wie viel sie absolut an Rente beziehen.

Ob die jeweils betrachtete Person eigene Kinder hat, beeinflusst den Umfang der aktuellen Care-Arbeit nur bei westdeutschen Frauen in Partnerschaften. Da die Kinder bei Rentnerinnen und Rentnern in den meisten Fällen nicht mehr im Haushalt leben, könnte dieser positive Effekt bei westdeutschen Frauen entweder auf die Betreuung von Enkelkindern zurückzuführen sein, oder aber auf vergangene Gewohnheiten, die bis zum Rentenalter bestehen geblieben sind. Grundsätzlich wäre bei dem Vorhandensein von eigenen Kindern auch ein negativer Effekt auf die Care-Arbeit denkbar, wenn erwachsene Kinder bei verschiedenen Tätigkeiten unterstützend wirken. Die Abwesenheit von signifikanten Effekten bei den anderen Personengruppen könnte also auch durch ein Zusammenspiel von positiven und negativen Effekten, bei denen keiner eindeutig überwiegt, bedingt sein.

Der Effekt einer pflegebedürftigen Person im Haushalt ist für fast alle Gruppen signifikant, jedoch mit positiven Vorzeichen bei Paaren und negativen bei Alleinstehenden. Dies könnte damit zusammenhängen, dass die Wahrscheinlichkeit, dass die betrachtete Person selbst die pflegebedürftige Person ist, bei Rentnerinnen und Rentnern insgesamt, aber insbesondere im Falle der Alleinstehenden, recht hoch ist. Bezüglich des Care Gap lässt sich festhalten, dass bei westdeutschen Paaren Männer ihre Care-Arbeit sogar etwas stärker erhöhen als Frauen, wenn eine pflegebedürftige Person im Haushalt lebt, während bei der Gruppe der Erwerbstätigen, westdeutsche Frauen bei einer pflegebedürftigen Person mehr als drei Mal so viel Zeit in Care-Arbeit investieren wie Männer. Dieser positive Effekt auf die Care-Arbeit von Männern stützt im Zusammenspiel mit dem positiven Effekt der Rente und weiterer Faktoren die in Abbildung 3 gewonnene Erkenntnis, dass der Gender Care Gap in der Gruppe der Rentnerinnen und Rentner vergleichsweise gering ausfällt.

Tabelle 11: Ursachen des Gender Care Gap für die Gruppe der Rentnerinnen und Rentner

Abhängige Variable: Care-Arbeit (Std. pro Tag)

	West				Ost			
	Alleinstehende		Paare		Alleinstehende		Paare	
	(1) Frauen	(2) Männer	(3) Frauen	(4) Männer	(5) Frauen	(6) Männer	(7) Frauen	(8) Männer
Rente (log.)	-0.224*** (0.07)	0.270 (0.18)	-0.277*** (0.08)	0.299*** (0.09)	-0.171 (0.16)	0.341 (0.52)	-0.350 (0.26)	0.240 (0.29)
Relatives Einkommen			0.488* (0.26)	-0.014 (0.22)			0.156 (0.83)	0.225 (0.58)
Eigene Kinder	0.115 (0.11)	0.031 (0.13)	0.466*** (0.17)	0.039 (0.09)	0.207 (0.21)	-0.385 (0.29)	0.421 (0.34)	0.015 (0.15)
Pflegebedürftige Person im HH	-1.311*** (0.21)	-1.262*** (0.33)	1.343*** (0.29)	1.434*** (0.27)	-2.082*** (0.24)	-3.217*** (0.37)	0.512 (0.39)	0.819* (0.44)
Haushaltseinkommen (log.)	0.348*** (0.10)	-0.234 (0.19)	0.319*** (0.12)	-0.261** (0.10)	0.487** (0.20)	-0.635 (0.45)	0.279 (0.34)	-0.251 (0.27)
Ländlicher Raum	0.086 (0.12)	0.404*** (0.15)	0.196 (0.13)	0.251** (0.10)	0.595*** (0.18)	0.298 (0.30)	0.086 (0.18)	0.228 (0.16)
Mittleres Bildungsniveau	0.156 (0.10)	0.224 (0.20)	-0.149 (0.12)	0.197 (0.14)	0.324* (0.17)	-0.149 (0.55)	0.224 (0.24)	0.542 (0.38)
Hohes Bildungsniveau	0.030 (0.18)	0.025 (0.22)	-0.458*** (0.17)	0.050 (0.16)	0.377* (0.21)	-0.294 (0.53)	0.037 (0.29)	0.720* (0.38)
Alter	0.261** (0.11)	0.107 (0.13)	0.483*** (0.17)	0.323*** (0.12)	0.276* (0.15)	0.873** (0.34)	1.462*** (0.30)	0.125 (0.22)
Alter quadriert	-0.002*** (0.00)	-0.001 (0.00)	-0.004*** (0.00)	-0.002*** (0.00)	-0.002** (0.00)	-0.006*** (0.00)	-0.010*** (0.00)	-0.001 (0.00)
Beobachtungen	5492	2213	7111	10283	2154	617	2853	3721

Anmerkungen: * p < 0.1, ** p < 0.05, *** p < 0.01. Alle Spezifikationen sind OLS Regressionen mit Fixed-Effects für Bundesland und Befragungsjahr. In dieser Tabelle ohne Individual-Fixed-Effects. Standardfehler (in Klammern) sind auf Individualebene geclustert. Relatives Einkommen = Rente / (Rente + Rente_Partner/Partnerin). Einkommen des Partners oder der Partnerin, falls kein Rentenbezug. Paare sind zusammenlebende verheiratete oder nicht verheiratete Paare. Alleinstehende sind alle Personen, die nicht mit einem Partner oder einer Partnerin im gleichen Haushalt leben. Pflegebedürftige Person im HH ist eine Dummy Variable mit dem Wert eins, falls eine pflegebedürftige Person im Haushalt lebt (und dem Wert null anderenfalls). Ländlicher Raum ist eine Dummy Variable mit dem Wert eins, falls der Haushalt in ländlichem im Gegensatz zu städtischem Raum lebt.

Das Haushaltseinkommen hat bei Rentnerinnen und Rentnern für mehr Personengruppen einen signifikanten Effekt auf die Care-Arbeit als bei Erwerbstätigen. Außerdem ist der Effekt des Haushaltseinkommens für manche Gruppen von Rentnerinnen und Rentnern positiv, während er bei Erwerbstätigen ausschließlich negativ ist. Positiv wirkt sich das Haushaltseinkommen auf die Care-Arbeit von westdeutschen und alleinstehenden ostdeutschen Frauen aus, negativ auf die Care-Arbeit von westdeutschen Männern in Partnerschaften. So wäre es denkbar, dass Frauen aufgrund ihres Wohnumfeldes bei höherem Haushaltseinkommen auch mehr Care-Arbeit leisten, bspw. Gartenarbeit. Diese These wird dadurch unterstützt, dass die Care-Arbeit von in ländlichem Raum lebenden Rentnerinnen und Rentnern tendenziell höher ist.

Das Bildungsniveau hat über die Rente und das Haushaltseinkommen hinaus nur für wenige Untergruppen signifikante Effekte auf die Care-Arbeit. Ein hohes Bildungsniveau im Verhältnis zu einem eher niedrigen verringert die Care-Arbeit von westdeutschen Frauen in Partnerschaften und erhöht die von ostdeutschen Männern in Partnerschaften und von ostdeutschen Frauen, die alleinstehend sind. Dies könnte wie in Kapitel I.3.1 diskutiert möglicherweise im Zusammenhang mit der Ausprägung von Stereotypen stehen. Ein höheres Alter wirkt sich auch im Alter von über 65 Jahren noch positiv auf die Care-Arbeit aus, da der Effekt des quadrierten Alters nur vergleichsweise gering ist. Bei der Interpretation dieses Effekts ist jedoch zu berücksichtigen, dass möglicherweise ältere Menschen gar nicht „mehr“ Care-Arbeit leisten, sondern nur für die gleichen Tätigkeiten mehr Zeit benötigen. Das wäre eine mögliche Erklärung dafür, wieso der Effekt des Alters auf die Care-Arbeit auch in sehr hohem Alter noch positiv ist.

Dieser kurze Exkurs zu der Gruppe der Rentnerinnen und Rentner zeigt, dass die Care-Arbeit nicht ausschließlich durch vergangene Gewohnheiten bei der Care-Arbeit beeinflusst zu sein scheint, wobei dennoch ein Einfluss der früheren Care-Arbeit besteht. Wie zu Beginn angedeutet sind diese Ergebnisse eher als grobe Einschätzung zu interpretieren, da eine umfassende Analyse der Gruppe der Rentnerinnen und Rentner die Erwerbshistorien und Lebensverläufe untersuchen müsste, um die verschiedenen Einflussfaktoren der Vergangenheit und der Gegenwart besser differenzieren zu können. Zukünftige Analysen könnten hier helfen die auf den ersten Blick teils unerwarteten Ergebnisse zu erklären.

II. Teil 2 – Wirkungsprognose von Handlungsempfehlungen

II.1. Einleitung

Der zweite Teil dieses Berichts umfasst eine differenzierte Analyse bestimmter Handlungsempfehlungen bezüglich der Reduzierung des Gender Care Gap. Im Rahmen des Projekts fand im Juni 2019 ein Workshop mit Verbänden statt, die sich mit dem Thema unbezahlter Sorgearbeit beschäftigen. Bei diesem Workshop wurden seitens des Bundesministeriums in Anlehnung an den Zweiten Gleichstellungsbericht eine Liste von Handlungsempfehlungen vorgelegt, die durch die Verbände diskutiert und priorisiert wurden. Unsere Analysen zur Wirkungsprognose von Handlungsempfehlungen orientieren sich an dieser Priorisierung, weichen jedoch in wenigen Punkten davon ab.²⁵

Bei der Umsetzung einzelner Politikmaßnahmen ist es denkbar, dass diese schwer abschätzbare Verhaltensanpassungen von Personen bewirken und außerdem möglicherweise auch weitere nicht beabsichtigte Faktoren beeinflussen können. Somit ist eine Analyse der Effekte konkreter Politikmaßnahmen nur unter großer Unsicherheit möglich. Deshalb betrachten wir im zweiten Teil dieses Berichts den Effekt der Erreichung bestimmter Zielzustände anstelle des Effekts konkreter Handlungsempfehlungen. Somit untersuchen wir beispielsweise den Effekt, den das Erreichen von Entgeltgleichheit zwischen Männern und Frauen auf den Gender Care Gap hätte. Wie dieser Zielzustand erreicht werden könnte und ob sich durch dessen Erreichung noch weitere Faktoren ändern, ist nicht Teil des vorliegenden Berichts.

Für die Analyse der Wirkung verschiedener Zielzustände bedienen wir uns zwei verschiedener Methoden. Die erste Methode basiert auf der Berechnung von Nettoeinkommen mit Hilfe eines Mikrosimulationsmodells und die Zweite auf der Veränderung von Hochrechnungsfaktoren, um bestimmte Personengruppen stärker oder weniger stark zu gewichten. Beide Methoden sowie allgemeine, den Analysen zugrunde liegende Annahmen, werden in Kapitel II.2 erläutert. In Kapitel II.3 folgen die Auswertungen der betrachteten Zielzustände: In Kapitel II.3.1 untersuchen wir den Zielzustand, dass sich die Bruttostundenlöhne von Frauen um einen bestimmten Prozentsatz

²⁵ Dies betrifft insbesondere die Handlungsempfehlungen zur eigenständigen Existenzsicherung und zur Aufwertung unbezahlter Sorgearbeit. Der Effekt einer Aufwertung unbezahlter Sorgearbeit kann kaum quantifiziert werden. Eine verbesserte eigenständige Existenzsicherung, bspw. durch den Abbau von Minijobs, würde vermutlich zu Verhaltensanpassungen sowohl beim Arbeitsangebot als auch bei der Arbeitsnachfrage führen, die nur durch speziell zu entwickelnde Mikrosimulationsmodelle abgeschätzt werden können. Einen Effekt auszuweisen, der diese Verhaltensanpassungen ignoriert, erscheint in diesem Fall nicht sinnvoll.

erhöhen, was mit einer Reduktion des Gender Pay Gap einhergeht. In Kapitel II.3.2 folgt die Einführung der Steuerklassenkombination IV/IV mit Faktor als einziger möglicher Option für Ehepaare. Die Analyse des Zielzustands, dass sich die Arbeitszeitvolumen von Frauen und Männern auf dem Niveau einer „neuen Vollzeit“ angleichen, folgt in Kapitel II.3.3. In den beiden Folgekapiteln II.3.4 und II.3.5 untersuchen wir die Zielzustände, dass sich der Anteil an Vätern, die in Teilzeit arbeiten bzw. der Anteil an Vätern, die Elternzeit nehmen, erhöht.

II.2. Methodik

II.2.1. Allgemeine Annahmen

Wie die zentralen Auswertungen aus dem ersten Teil des Berichts, basieren die folgenden Analysen von Handlungsempfehlungen auf Daten des SOEP. Vorgenommene Einschränkungen der Stichprobe erfolgen analog und werden hier nicht erneut erläutert. Auch die Definition von Care-Arbeit erfolgt analog zu den bisherigen Auswertungen (siehe Tabelle 1 zum Vergleich).²⁶ In den Analysen im ersten Teil des Berichts wurde ein Fokus auf den Zusammenhang zwischen Gender Care Gap und Gender Pay Gap gelegt, sodass in erster Linie die Determinanten von Care-Arbeit für erwerbstätige Personen untersucht wurden. Analog dazu, und weil ein Großteil der hier betrachteten Zielzustände nur erwerbstätige Personen betrifft (z. B. Änderungen in der Arbeitszeit oder in Bruttostundenlöhnen) beziehen sich alle folgenden Analysen zur Auswirkung bestimmter Zielzustände nur auf die Gruppe der erwerbstätigen Personen.²⁷

Die sich durch eine Reform²⁸ ergebenden Unterschiede in Gender Care Gaps entsprechen folglich *nicht* dem Effekt einer bestimmten Reform auf den Gender Care Gap in der gesamten deutschen

²⁶ Wie bereits im ersten Teil des Berichts erläutert, entspricht aufgrund der unterschiedlichen Datenbasis und der leicht abweichenden inhaltlichen Definition der im Folgenden als Gender Care Gap bezeichnete Wert nicht exakt dem im Zweiten Gleichstellungsbericht der Bundesregierung (2017) bezifferten Wert. Trotz dieser Abweichungen ist zu erwarten, dass die zentralen Erkenntnisse bezüglich der Wirksamkeit bestimmter Maßnahmen übertragbar sind.

²⁷ Da die Methode der Mikrosimulation außerdem auf Koeffizienten von Regressionsanalysen basiert, die nur für Erwerbstätige gegeben sind, wären Auswertungen auf Basis dieser Methode ohnehin nur für Erwerbstätige möglich. Um innerhalb der Auswertungen der Zielzustände konsistent zu bleiben, schränken wir alle folgenden Ergebnisse auf die Gruppe der Erwerbstätigen ein.

²⁸ Wenn im Folgenden von Reformen gesprochen wird, ist damit die Erreichung des jeweils betrachteten Zielzustandes gemeint.

Bevölkerung, sondern nur in der Gruppe der Erwerbstätigen.²⁹ Damit sich besser abschätzen lässt, welche Personen stärker oder weniger stark von der jeweiligen Reform betroffen sind, berechnen wir darüber hinaus Gender Care Gaps von verschiedenen Untergruppen der Erwerbstätigen. Effekte von Reformen auf den Gender Care Gap der gesamten Bevölkerung wären erwartungsgemäß kleiner als die hier dargestellten Effekte, wenn Reformen nur erwerbstätige Personen betreffen. Beispielsweise würde eine die Arbeitszeit oder die Löhne betreffende Reform den Gender Care Gap aller Personen weniger stark betreffen als den Care Gap der erwerbstätigen Personen. Bei Reformen, die auch nicht-erwerbstätige Personen betreffen, ist unklar, ob die Effekte auf den gesamten Gender Care Gap stärker oder weniger stark ausfallen als auf den Gender Care Gap der Erwerbstätigen. Unsere Analysen geben also nur eingeschränkte Hinweise darauf, wie stark die betrachteten Reformen den Gender Care Gap der gesamten Bevölkerung verändern.

Da wir jedoch die Effekte der verschiedenen Reformen für jeweils analog berechnete Gender Care Gaps schätzen, ist ein Vergleich der Wirksamkeit verschiedener Reformen möglich. Wichtig ist jedoch anzumerken, dass die Reformen per Definition nur eingeschränkt zu vergleichen sind. Wir stellen weder sicher, dass die Reformen mit vergleichbaren Kosten verbunden sind, noch berücksichtigen wir mögliche Anpassungsreaktionen, die einige Reformen möglicherweise stärker hervorrufen als andere. Unsere Ergebnisse sind daher nur als grobe Richtwerte der Wirksamkeit verschiedener Maßnahmen zu interpretieren. Wichtig ist außerdem zu betonen, dass wir nicht dafür kontrollieren, ob nach der Erreichung des Zielzustands insgesamt noch vergleichbar viel Zeit in Care-Arbeit investiert wird wie davor. Es könnte durchaus sein, dass einige der betrachteten Zielzustände zwar eine Reduktion des Gender Care Gap implizieren, tatsächlich aber auch eine Veränderung des gesamten Care-Volumens verursachen. Dieser mögliche Effekt wird im Folgenden nicht berücksichtigt.

Alle Schätzungen berechnen jeweils den Effekt einer Reform auf den Gender Care Gap für Erwerbstätige im Jahr 2017, da dies den zu erwartenden Effekt der Erreichung der Zielzustände in zukünftigen Jahren besser widerspiegelt als es die zusätzliche Einbeziehung älterer Datenjahre tun würde.

²⁹ Diese Gruppe der Erwerbstätigen stellt laut SOEP im Jahr 2017 etwa 60 Prozent der erwachsenen Personen dar, für die der Gender Care Gap üblicherweise berechnet wird.

Berechnet wird jeweils die durch die betrachtete Reform verursachte prozentuale Veränderung des Gender Care Gap verschiedener Personengruppen. Wie im ersten Teil des Berichts erläutert, entspricht der auf Basis des SOEP berechnete Gender Care Gap nicht dem auf Basis der Zeitverwendungserhebung, unter anderem, da das Konzept von Care-Arbeit nicht identisch ist. Deshalb ist es nicht sinnvoll, die mit dem SOEP berechnete Höhe des jeweiligen Care Gap vor und nach Reform auszuweisen. Wenn man davon ausgeht, dass die im Folgenden dargestellten Ergebnisse auf die Daten der Zeitverwendungserhebung übertragbar sind, lassen sich jedoch Care Gaps vor und nach der jeweiligen Reform berechnen. Dazu finden sich in Tabelle 12 Gender Care Gaps für die jeweiligen Personengruppen, die auf Basis der Zeitverwendungserhebung für erwerbstätige Personen berechnet wurden. Ergibt sich also in den folgenden Auswertungen bspw. eine Reduktion des gesamten Gender Care Gap der Erwerbstätigen um zehn Prozent, würde dies auf Basis der Zeitverwendungserhebung einen neuen Gender Care Gap von etwa 53,9 Prozent implizieren. (10 Prozent von 59,9 sind 5,99; 59,9 minus 5,99 ergibt 53,91.)

Tabelle 12: Gender Care Gaps für die Gruppe der Erwerbstätigen

	Gesamt	West		Ost	
		Alleinstehende	Paare	Alleinstehende	Paare
Gender Care Gap	59,9%	66,7%	65,2%	48,7%	40,7%

Quelle: FDZ der statistischen Ämter des Bundes und der Länder, Zeitverwendungserhebung 2012/13, eigene Berechnungen, gewichtet. Gender Care Gaps für die jeweiligen Personengruppen sind definiert als $(\emptyset \text{ Care Arbeit der Frauen} - \emptyset \text{ Care Arbeit der Männer}) / \emptyset \text{ Care Arbeit der Männer}$. Paare sind zusammenlebende verheiratete und nicht verheiratete Paare. Alleinstehende sind alle Personen, die nicht mit einem Partner oder einer Partnerin im Haushalt leben. Berücksichtigt für die Berechnung der Gender Gaps sind nur erwerbstätige Personen.

II.2.2. Analysen auf Basis von Mikrosimulationsmodellen

Die erste Methode, die zur Analyse der Wirkung verschiedener Zielzustände verwendet wird, basiert auf der Berechnung von Nettoeinkommen mit Hilfe eines Mikrosimulationsmodells, das eine detaillierte Abbildung des Steuer- und Transfersystems beinhaltet. Wie die Schätzungen zu den Determinanten des Gender Care Gap basiert dieses Mikrosimulationsmodell auf Daten des SOEP. Zur Abschätzung der Wirkung verschiedener Zielzustände werden einzelne Variablen wie zum Beispiel der Bruttostundenlohn gezielt angepasst. Mithilfe des Mikrosimulationsmodells können dann die daraus resultierenden Nettoeinkommen berechnet werden. Diese Berechnung ist notwendig, da unseren Analysen im ersten Teil des Berichts zufolge die Care-Arbeit auch durch die

Nettolöhne und das Nettohaushaltseinkommen und nicht (nur) über den Bruttostundenlohn beeinflusst ist. Analog zur Berechnung von Nettolöhnen bei veränderten Bruttostundenlöhnen erlaubt das Mikrosimulationsmodell auch die Berechnung von Nettolöhnen bei veränderter Arbeitszeit oder bei veränderten Steuerklassenkombinationen.

Die Analyse der Wirkung der verschiedenen Zielzustände auf den Gender Care Gap erfolgt dann folgendermaßen: Die Schätzungen der Determinanten von Care-Arbeit für Erwerbstätige im ersten Teil des Berichts ergeben für die verschiedenen betrachteten Personengruppen Koeffizienten für alle Variablen, die als mögliche Determinanten berücksichtigt wurden (siehe Tabelle 2). Diese Koeffizienten messen den geschätzten Einfluss der jeweiligen Variablen auf die individuelle Care-Arbeit. Als Vergleichsgrundlage für die verschiedenen Reformszenarien berechnen wir auf Basis der geschätzten Koeffizienten und der tatsächlichen Ausprägungen der Variablen für jede Person die individuelle Care-Arbeit für das Jahr 2017.³⁰ Im nächsten Schritt verändern wir eine einzelne Variable, wie beispielsweise den Bruttostundenlohn und berechnen die daraus resultierenden Nettoeinkommen. Auf Basis der neu berechneten Einkommensvariablen und der gegebenen Koeffizienten berechnen wir die Care-Arbeit für jede Person neu. Mit der vor und nach Reform auf individueller Ebene berechneten Care-Arbeit können Gender Care Gaps berechnet und miteinander verglichen werden. Den resultierenden Unterschied im Gender Care Gap interpretieren wir als die Auswirkung der Reform.

Wie zuvor erläutert, fokussieren wir uns bei sämtlichen Analysen der Auswirkung der Zielzustände auf die Gruppe der erwerbstätigen Personen. Die einzige Personengruppe, die potenziell auch von den drei mit dieser Methode betrachteten Reformen betroffen ist, deren Reaktion wir aber nicht abbilden können, da die verwendeten Regressionskoeffizienten nur für erwerbstätige Personen gegeben sind, sind nicht erwerbstätige Personen, die in einer Partnerschaft mit einer erwerbstätigen Person leben.

³⁰ Der sich ergebende geschätzte Wert der Care-Arbeit einer Person stimmt nicht mit der tatsächlichen Care-Arbeit dieser Person überein, da Regressionsanalysen immer Schätzunsicherheiten beinhalten und somit nie eine perfekte Vorhersage für alle Personen treffen können. Da in unseren Analysen lediglich die Unterschiede in der geschätzten Care-Arbeit vor und nach der Reform verglichen werden, betreffen Schätzunsicherheiten die Ergebnisse des Status Quo und des Reformszenarios gleichermaßen, sodass der von uns interpretierte Effekt tatsächlich die Auswirkung der Reform misst und nicht systematisch durch die Schätzung der Care-Arbeit beeinflusst ist. Trotzdem ist die Abschätzung des Reformeffekts insgesamt durch die Spezifikation der Regressionen beeinflusst, sodass sich denkbarerweise abweichende Effekte ergeben, je nachdem welche Variablen als erklärende Variablen für die Care-Arbeit mit einbezogen werden und welche nicht.

Die Berechnungen mit Hilfe des Mikrosimulationsmodells beruhen auf verschiedenen Annahmen, die im Folgenden dargestellt werden. Erstens betrachten wir weder auf Angebots- noch auf Nachfrageseite Anpassungsreaktionen. Das bedeutet, dass wir nicht berücksichtigen, ob Personen beispielsweise ihre Arbeitszeit anpassen würden, wenn die Bruttostundenlöhne steigen, oder ob Unternehmen bei höheren Löhnen weniger Arbeitskräfte nachfragen würden. Auch innerhalb von Partnerschaften nehmen wir an, dass die Arbeitsmarktentscheidung einer Person nicht durch eine in Folge einer Reform veränderte Arbeitsmarktsituation des Partners oder der Partnerin beeinflusst wird.³¹ Für Reformen im Bereich der Arbeitszeit muss eine Annahme darüber getroffen werden, wie sich Veränderungen der Arbeitszeit auf das Arbeitseinkommen auswirken. Wie in der Literatur üblich treffen wir hier die vereinfachende Annahme, dass Stundenlöhne bei Veränderungen der Arbeitszeit konstant bleiben. Somit lässt sich das Arbeitseinkommen durch Multiplikation des Bruttostundenlohns mit der (hypothetischen) Arbeitszeit berechnen. Die Lohnsteuerklasse wird in den Daten des SOEP nicht erhoben, sodass für die Neuberechnung von Nettolöhnen den betrachteten Personen Lohnsteuerklassen zugewiesen werden müssen. Wir unterstellen für Verheiratete die Steuerklassenkombination IV/IV, wenn nicht eine von beiden Personen mehr als 60 Prozent zum gemeinsamen Bruttoarbeitseinkommen beiträgt. In solchen Fällen unterstellen wir die Steuerklassenkombination III/V bzw. V/III.³² In Kapitel II.3.2 wird explizit der Einfluss der Steuerklasse auf den Gender Care Gap analysiert.

Schätzungen der Auswirkungen von Reformen anhand der Methode der Mikrosimulation basieren auf der Annahme, dass sich bei Erreichung des jeweiligen Zielzustands *nur* die betreffenden Variablen ändern. Wenn sich beispielsweise die Stundenlöhne von Frauen und Männern angleichen, schätzen wir nur den direkten Effekt dieser Änderung auf die Care-Arbeit und beziehen nicht ein, dass sich damit einhergehend möglicherweise auch Rollenbilder, Berufswahl, Fertilität und andere Faktoren ändern. Dieser Methode gegenüber steht eine alternative Methode der Schätzung von Reformauswirkungen, die im folgenden Kapitel erläutert wird.

³¹ Wenn für ein Szenario beispielsweise der Bruttostundenlohn aller Frauen um 10 Prozent erhöht wird, nehmen wir an, dass sich bei den Partnern dieser Frauen weder die Arbeitszeit noch die Löhne anpassen. Trotzdem ist in einem solchen Szenario auch die Care-Arbeit von Männern beeinflusst, da sich durch die Änderungen bei den Einkommen der Frauen die erklärenden Variablen des relativen Einkommens und des Haushaltseinkommens ändern.

³² Eine Auswertung der aktuellsten für die Wissenschaft verfügbaren Daten der Lohn- und Einkommensteuerstatistik, der FAST 2010, hat ergeben, dass die Steuerklassenkombination „Mann III / Frau V“ tatsächlich die häufigste ist, wenn der Einkommensbeitrag der Frau unter 40 Prozent liegt, „IV/IV“ die häufigste, wenn ihr Beitrag zwischen 40 und 60 Prozent liegt, und „Frau III, Mann V“ die häufigste, wenn ihr Beitrag über 60 Prozent liegt.

II.2.3. Analysen auf Basis von Gewichtsadjustierungen

Neben der Analyse der Reformeffekte auf Basis von Mikrosimulationen analysieren wir einige Zielzustände auf Basis von Gewichtsadjustierungen. Die Idee hierbei ist, den Anteil bestimmter Personengruppen in der Gesellschaft künstlich zu erhöhen, während sich der Anteil anderer Personengruppen verringert. Beispielsweise kann man anhand dieser Methode untersuchen, wie sich eine Erhöhung des Anteils von Vätern, die Elternzeit in Anspruch genommen haben, auf den Gender Care Gap auswirkt. Der zentrale Unterschied zur Mikrosimulation besteht hier darin, dass man nicht den isolierten Effekt einer bestimmten Variable (wie beispielsweise Einkommen), sondern den aggregierten Effekt einer Veränderung in der Zusammensetzung der Bevölkerung analysiert. Beim Beispiel der Elternzeit könnte man entweder (analog zu der in Kapitel II.2.2 beschriebenen Methode) anhand von Regressionsanalysen den geschätzten direkten Effekt der Inanspruchnahme von Elternzeit auf die Care-Arbeit messen und anhand dieses Koeffizienten berechnen, welche Auswirkungen es hätte, wenn mehr Väter Elternzeit in Anspruch nähmen. Der geschätzte Effekt wäre dann unabhängig von Charakteristika, in denen sich Väter, die Elternzeit in Anspruch genommen haben von Vätern, die keine Elternzeit in Anspruch genommen haben, unterscheiden, solange man für diese Faktoren in den Regressionsanalysen kontrolliert. Alternativ kann man, wie wir es tun, mit Hilfe gezielter Gewichtsadjustierungen den Anteil an Vätern, die Elternzeit in Anspruch genommen haben, gegenüber Vätern, die dies nicht getan haben, erhöhen. Der hier geschätzte Effekt auf den Gender Care Gap misst dann nicht den isolierten Effekt der Inanspruchnahme von Elternzeit, sondern den aggregierten Effekt der veränderten Zusammensetzung der Gruppe von Vätern in der Gesellschaft.

Die Anpassung der Gewichte bzw. Hochrechnungsfaktoren erfolgt auf Basis des sogenannten Gradientenverfahrens (siehe Merz 1994). Der verwendete Algorithmus berücksichtigt, dass jedes einzelne Gewicht zur Erreichung der gewünschten Restriktion möglichst geringfügig angepasst wird, um die Struktur der Stichprobe möglichst wenig zu verändern. Darüber hinaus wird berücksichtigt, dass weitere zuvor festgelegte Restriktionen auch nach Anpassung der Gewichte noch erfüllt sein sollten. Somit kann beispielsweise sichergestellt werden, dass eine Erhöhung des Anteils an Vätern in Elternzeit nicht insgesamt zu einer höheren Zahl von Männern in Partnerschaften führt.

Der Vorteil dieser Methode besteht darin, dass der geschätzte Effekt das Zusammenspiel zahlreicher Faktoren berücksichtigt, die in ihrer Einzelform so nicht analysiert werden könnten. Eine hö-

here Gewichtung von Vätern, die in Elternzeit waren, würde also neben Unterschieden in Arbeitszeit, Einkommen und anderen messbaren Faktoren, denkbarerweise auch eine veränderte Verteilung bestimmter Rollenbilder implizieren. Der mit dieser Methode geschätzte Effekt der Erreichung des Zielzustands ergibt sich dementsprechend aus einem Zusammenspiel der verschiedenen Faktoren. Ein weiterer Vorteil gegenüber der Mikrosimulation besteht darin, dass die Ergebnisse nicht durch die Spezifikation von Regressionsgleichungen beeinflusst sind, da jeweils die tatsächlich angegebene Zeitverwendung für Care-Arbeit aller Personen zugrunde gelegt wird. Der Nachteil bei dieser Methode der Gewichtsanzpassung besteht darin, dass man den aggregierten Effekt der Reform nicht nach einzelnen Bestandteilen differenzieren kann. Es lässt sich also keine Aussage darüber treffen, ob berechnete Veränderungen des Care Gap bspw. darauf zurückzuführen sind, dass Väter, die Elternzeit genommen haben, andere Rollenbilder haben als Väter, die dies nicht getan haben, oder ob diese Väter weniger Überstunden machen, weniger verdienen oder ähnliches.

Da jede der erläuterten Methoden für die vorliegenden Fragestellungen Vorteile aufweist, werden beide in diesem Bericht verwendet. Bei den Analysen, die sich eher auf konkrete Einflussfaktoren der Care-Arbeit beziehen, wie beispielsweise Arbeitszeit und Einkommen, verwenden wir die Methode der Mikrosimulation, während wir bei den Analysen, die eher auch nicht messbare Unterschiede in Personen implizieren, wie beispielsweise bei der Elternzeit, die Methode der Gewichtsanzpassungen verwenden.

II.3. Zielzustände und Ergebnisse

II.3.1. Entgeltgleichheit

Die Analysen im ersten Teil des Berichts haben gezeigt, dass höhere Bruttostundenlöhne von Frauen und Männern mit einem geringeren Umfang an Care-Arbeit assoziiert sind. Diesen Ergebnissen zufolge würde eine Verringerung des Gender Pay Gap zu einer Verringerung des Gender Care Gap führen. Deshalb wird im Folgenden der Effekt der Verringerung der Lohnlücke auf die Care-Arbeit von Frauen und Männern untersucht. Hierzu gehen wir wie in Kapitel II.2.2 beschrieben von einer konkreten Annahme bezüglich der Veränderung in den Bruttostundenlöhnen aus, berechnen die resultierenden Nettoeinkommen und schätzen dann auf Basis der Koeffizienten der Regressionsanalysen den geschätzten Unterschied im Gender Care Gap, der sich durch die veränderte Einkommenssituation ergibt. Wie schon erläutert, misst der hier geschätzte Effekt lediglich

den direkten Effekt von veränderten Einkommen auf die Care-Arbeit und abstrahiert von Änderungen in zahlreichen Faktoren, die sich möglicherweise auf dem Weg zur Erreichung dieses Zielzustands ergeben würden. Es ist denkbar, dass die sich dabei ändernden Faktoren wie beispielsweise Berufswahl und Rollenbilder ebenfalls eine Reduzierung des Gender Care Gap bewirken, sodass der hier geschätzte Effekt eher eine Unter- als eine Überschätzung darstellt. Darüber hinaus muss berücksichtigt werden, dass die folgenden Ergebnisse durch die genaue Spezifikation der Regressionsgleichungen beeinflusst und deshalb eher als grober Richtwert zu interpretieren sind.

Laut Statistischem Bundesamt beträgt der Gender Pay Gap, also der allgemeine Verdienstunterschied zwischen Männern und Frauen im Jahr 2018 in Deutschland 21 Prozent (Destatis 2019). Würden sich die Bruttostundenlöhne aller erwerbstätigen Frauen um zehn Prozent erhöhen, entspräche dies einem Gender Pay Gap von 13 Prozent und damit einer Reduzierung des Gender Pay Gap um etwa 38 Prozent.³³ Geht man stattdessen von einer Erhöhung der Bruttostundenlöhne aller erwerbstätigen Frauen um 15 Prozent aus, ergibt sich ein Gender Pay Gap von etwa neun Prozent und damit eine Reduktion um etwa 57 Prozent.

Beide Varianten der Erhöhung der Bruttostundenlöhne führen dazu, dass sich die in den Regressionen betrachteten Variablen Bruttostundenlohn, Haushaltseinkommen und bei Paaren relatives Einkommen ändern. Alle anderen erklärenden Variablen der Regressionsanalysen werden konstant gehalten.

Die Auswirkung einer Erhöhung der Bruttostundenlöhne aller erwerbstätigen Frauen um zehn bzw. 15 Prozent ist in Tabelle 13 dargestellt.³⁴

³³ Die hier berechneten hypothetischen Gender Pay Gaps basieren auf Berechnungen anhand der vom Statistischen Bundesamt verwendeten durchschnittlichen Löhne, aus denen sich die Lohnlücke von 21 Prozent ergibt. Mit den hier verwendeten Daten des SOEP ergeben sich sowohl im Status Quo als auch nach möglichen Reformen abweichende, aber dennoch vergleichbare Gender Pay Gaps, sodass die betrachteten Reformen bezüglich der Löhne von Frauen ähnliche Auswirkungen auf den betrachteten gesamten Lohnunterschied haben wie bei den Zahlen des Statistischen Bundesamts.

³⁴ Bei den Regressionsanalysen wurde auch für Einkünfte aus selbstständiger Tätigkeit ein Bruttostundenlohn berechnet, indem die geschätzten monatlichen Einkünfte durch die Arbeitszeit geteilt wurden. Da Politikmaßnahmen jedoch wahrscheinlicher Bruttostundenlöhne aus nichtselbstständiger Tätigkeit beeinflussen können, erhöhen wir in den Reformszenarien auch nur diese.

Tabelle 13: Effekt der Erhöhung der Bruttostundenlöhne von Frauen auf Gender Care Gaps der Erwerbstätigen

	Gesamt	West		Ost	
		Alleinstehende	Paare	Alleinstehende	Paare
10 % Erhöhung	-2,2%	-1,5%	-2,2%	-0,1%	-5,0%
15 % Erhöhung	-3,3%	-2,1%	-3,2%	-0,2%	-7,3%

Quelle: Sozio-ökonomisches Panel (DIW), Jahr 2017, eigene Berechnungen, gewichtet. Gender Care Gaps für die jeweiligen Personengruppen sind definiert als $(\bar{\text{Care Arbeit der Frauen}} - \bar{\text{Care Arbeit der Männer}}) / \bar{\text{Care Arbeit der Männer}}$. Paare sind zusammenlebende verheiratete und nicht verheiratete Paare. Alleinstehende sind alle Personen, die nicht mit einem Partner oder einer Partnerin im Haushalt leben. Berücksichtigt für die Berechnung der Gender Gaps sind nur erwerbstätige Personen.

Es zeigt sich, dass eine zehn-prozentige Erhöhung der Bruttostundenlöhne aller Frauen den Gender Care Gap aller erwerbstätigen Personen um etwa 2,2 Prozent verringert. Diese Reduktion ergibt sich den Ergebnissen der Regressionsanalysen aus Tabelle 2 zufolge durch das Zusammenspiel verschiedener Faktoren: Frauen leisten weniger Care-Arbeit, weil sie höhere Bruttostundenlöhne, ein höheres Haushaltseinkommen und in Paarbeziehungen ein höheres relatives Einkommen haben. Männer sind von der Reform auch betroffen, wenn sie in Paarbeziehungen mit einer erwerbstätigen Frau leben. Dann ändert sich durch die Reform das relative Einkommen und das Haushaltseinkommen von Männern. Ein geringeres relatives Einkommen von Männern erhöht die Care-Arbeit, während ein höheres Haushaltseinkommen die Care-Arbeit etwas verringert. Durch diese gegensätzlichen Effekte ergibt sich insgesamt nur eine leicht erhöhte Care-Arbeit von Männern in Paarbeziehungen. Zusammenfassend ergibt sich durch die verringerte Care-Arbeit von Frauen und die leicht erhöhte Care-Arbeit von Männern insgesamt durch die Erhöhung der Bruttostundenlöhne ein reduzierter Gender Care Gap.

Da alleinstehende Männer nicht von der Reform betroffen sind und die Koeffizienten der Einkommensvariablen für alleinstehende Frauen tendenziell geringer ausfallen als für Frauen in Paarbeziehungen, fällt die Reduktion des Gender Care Gap für Alleinstehende geringer aus als für Paare. In Ostdeutschland ergibt sich für Alleinstehende nur ein minimaler Effekt auf den Gender Care Gap, da für Frauen dieser Personengruppe höhere Bruttostundenlöhne sogar tendenziell mit vermehrter Care-Arbeit assoziiert sind. Der Vergleich zwischen Ost- und Westdeutschland zeigt dar-

über hinaus, dass der Effekt für ostdeutsche Paare größer ist als für westdeutsche. Dieser Unterschied ergibt sich, da ostdeutsche Frauen in Paarbeziehungen ihre Care-Arbeit etwas mehr verringern als westdeutsche und analog ostdeutsche Männer ihre Care-Arbeit etwas mehr erhöhen als westdeutsche. Dieses Ergebnis spiegelt sich in den unterschiedlichen Größen der Koeffizienten wieder.

II.3.2. Steuerklassenkombination

Wie schon in Kapitel II.2.2 erläutert, gehen wir bei der Wahl der Steuerklasse von einer Daumenregel aus, nach der Personen, die mindestens 60 Prozent zum Paareinkommen beitragen, Steuerklasse III wählen und die andere Person im Paar entsprechend Steuerklasse V. Die möglichen negativen Anreize der Steuerklasse V insbesondere auf das Arbeitsangebot von Frauen, werden politisch immer wieder diskutiert. So wurde im Jahr 2010, die Möglichkeit eingeführt, die Steuerklassenkombination IV/IV mit Faktor zu wählen. Dabei berücksichtigt dieser Faktor bereits auf Ebene der Lohnsteuer Vorteile, die bei Ehepaaren, die unterschiedlich viel verdienen, durch das Ehegattensplitting bei der Einkommensteuer entstehen. Gleichzeitig entfallen bei dieser Steuerklassenkombination mögliche negative Arbeitsanreize, die bei Steuerklasse V durch einen erhöhten Grenzsteuersatz entstehen. Wir beziffern den Effekt einer Reform, bei der es für Ehepaare nur noch die Steuerklassenkombination IV/IV mit Faktor gibt. Diese Reform betrifft die Nettoarbeits-einkommen verheirateter Paare. Nicht betroffen von der Reform sind Alleinstehende sowie nicht verheiratete Paare.

Das Ergebnis findet sich in Tabelle 14. Neben den Effekten auf Care Gaps für Paare wird für die Vergleichbarkeit mit anderen Reformen weiterhin der Effekt auf den „gesamten“ Care Gap aller erwerbstätigen Personen berechnet. In diesem Fall also auch inklusive der Alleinstehenden, die von der Reform nicht betroffen sind. Deshalb ergibt sich ein entsprechend geringerer Gesamteffekt.

Die Reform führt zu durchschnittlich höheren Arbeitseinkommen von Frauen und somit höheren relativen Einkommen von Frauen und entsprechend geringeren Arbeitseinkommen von Männern und relativen Einkommen von Männern. Wie zu erwarten folgen aus diesen Effekten eine Verringerung der Care-Arbeit von Frauen und eine Erhöhung der Care-Arbeit von Männern, sodass sich ein reduzierter Gender Care Gap ergibt. Da die Änderungen in den Einkommen jedoch vergleichsweise gering sind und sich Änderungen außerdem nur im relativen Einkommen widerspiegeln

(nicht in der Arbeitszeit und nicht im Bruttostundenlohn), ergeben sich nur sehr geringe Änderungen in der Care-Arbeit von Frauen und Männern.³⁵ Wenn eine solche Reform allerdings dazu führt, dass Frauen ihr Arbeitsangebot ausweiten, sind deutlich größere Effekte zu erwarten.

Tabelle 14: Effekt der Steuerklassenkombination IV/IV mit Faktor als einzige mögliche Kombination für Ehepaare auf Gender Care Gaps der Erwerbstätigen

	Gesamt	West		Ost	
		Alleinstehende	Paare	Alleinstehende	Paare
Steuerklassenkombination IV/IV	-0,6%	-	-0,8%	-	-0,9%

Quelle: Sozio-ökonomisches Panel (DIW), Jahr 2017, eigene Berechnungen, gewichtet. Gender Care Gaps für die jeweiligen Personengruppen sind definiert als $(\bar{\emptyset} \text{ CareArbeit der Frauen} - \bar{\emptyset} \text{ Care Arbeit der Männer}) / \bar{\emptyset} \text{ Care Arbeit der Männer}$. Paare sind zusammenlebende verheiratete und nicht verheiratete Paare. Alleinstehende sind alle Personen, die nicht mit einem Partner oder einer Partnerin im Haushalt leben. Berücksichtigt für die Berechnung der Gender Gaps sind alle erwerbstätigen Personen.

Die betrachteten Paare in Tabelle 14 sind analog zu den anderen Schätzungen verheiratete und nicht verheiratete, zusammenlebende Paare, von denen letztere Gruppe nicht von der Reform betroffen ist. Betrachtet man anstelle aller zusammenlebender Paare nur den Effekt auf den Care Gap verheirateter Paare fällt der geschätzte Effekt jedoch nur minimal höher aus, da der Großteil der betrachteten Paare ohnehin verheiratet ist.

II.3.3. Angleichung der Arbeitszeitvolumen von Männern und Frauen

Die Ergebnisse im ersten Teil des Berichts haben gezeigt, dass die Arbeitszeit eine wichtige Determinante von Care-Arbeit darstellt. Sowohl für Frauen als auch für Männer ist eine höhere Arbeitszeit mit verringerter Care-Arbeit assoziiert, wobei der Effekt für Frauen größer ausfällt als für Männer. Da darüber hinaus Frauen tendenziell deutlich weniger Zeit in Erwerbstätigkeit verbringen,³⁶

³⁵ Die Effekte wären möglicherweise etwas höher, wenn das Nettoarbeitseinkommen anstelle des Bruttostundenlohns in der Regression berücksichtigt würde und somit die Schätzung der Care-Arbeit zusätzlich zum relativen Einkommen noch direkt vom Nettoarbeitseinkommen beeinflusst wäre. Um konsistent mit unseren bisherigen Ergebnissen zu bleiben, beruhen jedoch alle Schätzungen auf denselben Regressionsgleichungen, mit dem Bruttostundenlohn als zentraler erklärender Variable.

³⁶ Laut Zweitem Gleichstellungsbericht der Bundesregierung (2017) verbringen im Jahre 2015 Frauen durchschnittlich 8,2 Stunden weniger Zeit pro Woche in abhängig-beschäftigter Erwerbsarbeit als Männer.

stellt der Unterschied in Arbeitszeiten zwischen Frauen und Männern einen wichtigen Einflussfaktor des Gender Care Gap dar. Deshalb werden im Folgenden Zielzustände betrachtet, die einer Angleichung der Arbeitszeitvolumen von Männern und Frauen entsprechen. Die Idee hierbei beruht auf der Erreichung einer „neuen Vollzeit“ für Frauen und Männer.

Methodisch beruhen die Schätzungen, wie in Kapitel II.2.2 erläutert, auf der vereinfachenden Annahme, dass sich die monatlichen Bruttoarbeitseinkommen aus der Multiplikation der Bruttostundenlöhne mit der Arbeitszeit ergeben. In diesem Kontext bedeutet dies, dass durch Reformen der Arbeitszeit auch das relative Einkommen sowie das Haushaltseinkommen beeinflusst sind, die sich aus den durch die Mikrosimulation berechneten monatlichen Nettoeinkommen ergeben. Dieser Annahme zufolge wird der Bruttostundenlohn bei der Anpassung der Arbeitszeit konstant gehalten. Da sich in der Realität allerdings zeigt, dass insbesondere Halbtagsarbeit tendenziell mit geringeren Bruttostundenlöhnen assoziiert ist, erscheint es denkbar, dass eine Erhöhung der Arbeitszeit von Frauen auch zu höheren Bruttostundenlöhnen von Frauen führen könnte. Da wir von diesem Zusammenhang abstrahieren, stellen die Ergebnisse eher eine Unter- als eine Überschätzung des Effekts auf die Care-Arbeit dar.

Verschiedene Zielzustände bezüglich der Angleichung von Arbeitszeitvolumen sind denkbar. Zunächst betrachten wir zwei Szenarien, in denen die Arbeitszeit aller erwerbstätigen Personen auf 35 bzw. 30 Stunden gesetzt wird.³⁷ Da es äußerst unwahrscheinlich ist, dass auch Personen, die nur geringfügig beschäftigt sind, vollzeitnahe Beschäftigungen aufnehmen, berechnen wir zusätzlich ein Alternativszenario, in dem nur die Arbeitszeit von Personen auf 35 bzw. 30 Stunden gesetzt wird, die bisher auch schon mindestens 20 Stunden in abhängiger Erwerbstätigkeit beschäftigt sind. Für Personen, die bisher deutlich mehr als 40 Stunden pro Woche arbeiten, wird jedoch auch in diesem Alternativszenario von einer Reduzierung auf 35 bzw. 30 Stunden ausgegangen. Die Ergebnisse finden sich in Tabelle 15.

³⁷ Analog zu den Schätzungen bezüglich Bruttostundenlöhnen, passen wir nur Arbeitszeiten an, die im Zusammenhang mit abhängiger Beschäftigung stehen. Die Arbeitszeit für selbstständige Erwerbstätigkeit bleibt konstant.

Tabelle 15: Effekt der Anpassung der Arbeitszeit von Frauen und Männern auf Gender Care Gaps der Erwerbstätigen

	Gesamt	West		Ost	
		Alleinstehende	Paare	Alleinstehende	Paare
Alle Erwerbstätigen arbeiten 35 Stunden	-24,3%	-9,8%	-30,2%	-6,2%	-15,0%
Alle Erwerbstätigen arbeiten 30 Stunden	-16,9%	2,1%	-24,3%	3,3%	-10,6%
Alle Erwerbstätigen, die bisher mindestens 20 Stunden arbeiten, arbeiten 35 Stunden	-11,9%	-1,3%	-15,6%	-0,2%	-11,4%
Alle Erwerbstätigen, die bisher mindestens 20 Stunden arbeiten, arbeiten 30 Stunden	-7,5%	8,6%	-13,4%	7,9%	-7,9%

Quelle: Sozio-ökonomisches Panel (DIW), Jahr 2017, eigene Berechnungen, gewichtet. Gender Care Gaps für die jeweiligen Personengruppen sind definiert als $(\bar{\text{Care Arbeit der Frauen}} - \bar{\text{Care Arbeit der Männer}}) / \bar{\text{Care Arbeit der Männer}}$. Paare sind zusammenlebende verheiratete und nicht verheiratete Paare. Alleinstehende sind alle Personen, die nicht mit einem Partner oder einer Partnerin im Haushalt leben. Berücksichtigt für die Berechnung der Gender Gaps sind nur erwerbstätige Personen.

Es zeigt sich, dass eine Anpassung der Arbeitszeit aller Erwerbstätiger auf 35 Stunden pro Woche einen sehr großen negativen Effekt von 24,3 Prozent auf den Gender Care Gap der erwerbstätigen Personen hätte. Dieser Effekt setzt sich aus verschiedenen Faktoren zusammen: Die Anpassung der Arbeitszeit auf 35 Stunden pro Woche verringert die durchschnittliche Arbeitszeit erwerbstätiger Männer und damit auch deren Einkommen. Bei Frauen verhält es sich genau umgekehrt, sodass die durchschnittliche Arbeitszeit und Einkommen von Frauen steigen. Die Arbeitszeit, das relative Einkommen sowie das Haushaltseinkommen beeinflussen über die Koeffizienten der Regressionsanalysen die Care-Arbeit negativ. Somit führen höhere Arbeitszeiten und Löhne von Frauen zu einer verringerten Care-Arbeit von Frauen und umgekehrt geringere Arbeitszeiten und Löhne von Männern zu einer erhöhten Care-Arbeit von Männern. Insgesamt ergibt dies eine Reduktion des Gender Care Gap.

Es zeigt sich darüber hinaus, dass der Effekt für Paare wesentlich größer ausfällt als für Alleinstehende. Dies liegt einerseits daran, dass Frauen und Männer in Paarbeziehungen auch durch die veränderten Einkommens- und Arbeitszeitvariablen ihrer Partner bzw. Partnerinnen beeinflusst sind. Die Reform führt demnach schon für sich genommen durchschnittlich zu einer Erhöhung (Verringerung) des relativen Einkommens von Frauen (Männern). Dieser Effekt wird aber noch verstärkt, da auch die Einkünfte der Partner bzw. Partnerinnen angepasst werden. Darüber hinaus sind tendenziell die Koeffizienten der erklärenden Variablen bei Alleinstehenden kleiner als bei Paaren, sodass die Care-Arbeit von Alleinstehenden grundsätzlich weniger stark auf Änderungen von Einkommen und Arbeitszeit reagiert. Dieser Unterschied ist auch intuitiv nachvollziehbar, da Alleinstehende anders als Personen in Paarbeziehungen Care-Arbeit nicht umverteilen können.

Es besteht ein weiterer Unterschied zwischen Paaren und Alleinstehenden. Während bei alleinstehenden Frauen das Haushaltseinkommen durch die Reform durchschnittlich steigt und bei alleinstehenden Männern durchschnittlich sinkt, ergibt sich für Paare durchschnittlich ein geringeres Haushaltseinkommen. Das ist dadurch zu erklären, dass der durchschnittliche Einkommensverlust durch die reduzierte Arbeitszeit der Männer größer ausfällt als der durchschnittliche Einkommengewinn durch die erhöhte Arbeitszeit der Frauen. Der Effekt des Haushaltseinkommens führt bei Paaren also tendenziell zu einer Erhöhung der Care-Arbeit von Frauen und Männern. In Westdeutschland erhöhen Frauen in Paarbeziehungen ihre Care-Arbeit bei einer Verringerung des Haushaltseinkommens sogar stärker als Männer, was zu einer Erhöhung des Gender Care Gap führen würde. Das Haushaltseinkommen hat für Paare dementsprechend tendenziell einen zum relativen Einkommen gegenläufigen Effekt bezüglich des Gender Care Gap und verringert eher die Auswirkung der Reform als sie zu vergrößern. Da die Effekte der Arbeitszeit und des relativen Einkommens jedoch insgesamt einen stärkeren Einfluss haben, ergibt sich durch die Anpassung der Arbeitszeit dennoch ein größerer negativer Effekt für Paare als für Alleinstehende.

Unterschiede zwischen West- und Ostdeutschland ergeben sich vor allem durch die kleineren Koeffizienten in Ostdeutschland, sodass alle Änderungen in Arbeitszeit- und Einkommensvariablen in Ostdeutschland tendenziell einen geringeren Effekt haben als in Westdeutschland.³⁸ Der größte Unterschied ergibt sich zwischen Frauen in Paarbeziehungen: Westdeutsche Frauen in Paarbeziehungen reagieren mit einer deutlich größeren Erhöhung der Care-Arbeit auf die Reform als Frauen

³⁸ Eine Ausnahme stellt das relative Einkommen von ostdeutschen Männern in Paarbeziehungen dar, das einen recht großen Einfluss hat. Insgesamt überwiegen jedoch die anderen Effekte.

in Ostdeutschland. Neben den größeren Koeffizienten, kann dies auch dadurch erklärt werden, dass die durchschnittliche Arbeitszeit von ostdeutschen Frauen im Status Quo höher ist als die der westdeutschen, sodass nicht nur die Reaktion auf die Reform, sondern auch die Reform selbst für westdeutsche Frauen größer ausfällt.

Interessanterweise hätte eine Reform, die die Anpassung der Arbeitszeit aller Erwerbstätigen auf 30 Stunden bewirken würde, einen geringeren Effekt auf den Gender Care Gap als eine Anpassung auf 35 Stunden. Dieser Unterschied ergibt sich unter anderem aus den unterschiedlichen Ursprungsarbeitszeiten der Personen: Während die tatsächliche durchschnittliche Arbeitszeit aller erwerbstätigen Frauen näher an 30 als an 35 Stunden liegt, ist dies bei den Männern genau umgekehrt. Somit reduzieren Frauen bei der 35-Stunden-Reform ihre Care-Arbeit deutlich stärker als bei der 30-Stunden-Reform, weil die Arbeitszeit deutlich stärker erhöht wird. Umgekehrt reagieren Männer stärker auf die 30-Stunden-Reform als auf die 35-Stunden-Reform, weil bei ersterer die Arbeitszeit stärker verringert wird. Da den Regressionsanalysen zufolge Frauen generell stärker auf Änderungen in Einkommen und Arbeitszeit reagieren, überwiegt der stärkere Effekt bei Frauen bei der 35-Stunden-Reform, sodass diese insgesamt einen größeren Effekt hat. Darüber hinaus zeigt die Betrachtung der Einzelgruppen, dass sich bei der 30-Stunden-Reform der Care Gap für Alleinstehende sogar erhöht. Dieser Effekt ergibt sich, weil bei Alleinstehenden nicht nur für Männer, sondern auch für Frauen eine Anpassung der Arbeitszeit auf 30 Stunden durchschnittlich eine Reduzierung der Arbeitszeit impliziert. Dementsprechend erhöhen alleinstehende Frauen *und* Männer ihre Care-Arbeit. Da dieser Effekt jedoch für Frauen etwas stärker ausfällt, führt die Reform insgesamt zu einer Vergrößerung des Gender Care Gaps für Alleinstehende. Dieser gegenläufige Effekt bezüglich des Gender Care Gaps ist eine weitere Erklärung wieso der Effekt auf den gesamten Gender Gap bei der 30-Stunden-Reform kleiner ausfällt als bei der 35-Stunden-Reform.

Die beiden betrachteten Szenarien stellen Extremszenarien dar, da die Arbeitszeit aller Erwerbstätigen auf ein gemeinsames Niveau angehoben wird, also auch die Arbeitszeit von Personen, die bisher beispielsweise nur mit fünf Stunden wöchentlich erwerbstätig sind. In einem realistischeren Szenario passen wir nur die Arbeitszeit derjenigen Personen auf 35 bzw. 30 Stunden an, die im Status Quo bereits mindestens 20 Stunden pro Woche erwerbstätig sind. Es ergibt sich wie in Tabelle 15 dargestellt ein erheblich geringerer Effekt auf den Gender Care Gap von etwa 11,9 Prozent für die 35-Stunden-Variante und etwa 7,5 Prozent für die 30-Stunden-Variante.

Die Variante, in der die Arbeitszeit aller Personen, die bisher mindestens 20 Stunden erwerbstätig sind, auf 35 Stunden gesetzt wird, führt bei Frauen durchschnittlich zu einer höheren und bei Männern zu einer geringeren Arbeitszeit. Das monatliche Nettoeinkommen reduziert sich bei Männern viel stärker als es bei Frauen durchschnittlich steigt, was einerseits an höheren durchschnittlichen Löhnen, aber andererseits auch daran liegt, dass bei der Reform mehr Frauen ihre Arbeitszeit senken (diejenigen, die bisher über 35 Stunden arbeiten) als Männer ihre Arbeitszeit erhöhen (diejenigen, die bisher zwischen 20 und 35 Stunden arbeiten). Somit sinkt durch die Reform insgesamt das Haushaltseinkommen von Paaren durchschnittlich etwas, da die Einkommensverluste von Männern schwerer wiegen als die Einkommensgewinne von Frauen. Insgesamt ergibt sich folglich für die gesamte Gruppe der Erwerbstätigen eine Reduktion der Care-Arbeit von Frauen und eine Erhöhung der Care-Arbeit von Männern. Der Effekt auf den Gender Care Gap ist bei dieser Reform kleiner als bei den bisher betrachteten, weil Personen ausgeschlossen sind, die besonders stark auf veränderte Arbeitszeiten reagieren könnten (insbesondere Frauen, die bisher weniger als 20 Stunden arbeiten). Ähnlich wie schon bei der allgemeinen 30-Stunden-Reform führt die hier betrachtete Reform dazu, dass sich bei den Alleinstehenden auch die Care-Arbeit von Frauen erhöht, da deren tatsächliche durchschnittliche Arbeitszeit über 35 Stunden liegt, und somit die Reform mit einer Reduktion der Arbeitszeit einhergeht. Dass sich trotzdem leicht negative Effekte auf den Care Gap der Alleinstehenden ergeben, liegt an den minimal stärkeren Erhöhungen in der Care-Arbeit von Männern gegenüber den Erhöhungen von Frauen.

Analog zu den bisherigen Ergebnissen wirkt sich eine Reform, bei der die Arbeitszeit aller Personen, die bisher mindestens 20 Stunden erwerbstätig sind auf 30 Stunden gesetzt wird, weniger stark aus als bei einer hypothetischen Arbeitszeit von 35 Stunden. Dies lässt sich wiederum dadurch erklären, dass die tatsächliche durchschnittliche Arbeitszeit von Personen, die bisher mindestens 20 Stunden arbeiten, über 30 Stunden liegt, sodass sich bei der gesamten Gruppe der Erwerbstätigen eine durchschnittliche Reduktion in der Arbeitszeit von Frauen und Männern ergibt. Dementsprechend erhöhen in der gesamten Gruppe der Erwerbstätigen Frauen und Männer ihre Care-Arbeit. Da die Reduktion der Arbeitszeit und somit auch die Erhöhung der Care-Arbeit bei Männern jedoch stärker ausfällt, ergibt sich insgesamt trotzdem eine Reduktion des Care Gaps. Diese Reduktion fällt aber geringer aus als bei Reformen mit einer höheren „Ziel-Arbeitszeit“. Der vergleichsweise große positive Effekt der Reform auf den Care Gap der Allein-

stehenden lässt sich bei dieser Reform analog dadurch erklären, dass die Arbeitszeit der alleinstehenden Frauen und Männer über 30 Stunden liegt, wenn sie im Status Quo mindestens 20 Stunden arbeiten.³⁹

Die in Tabelle 15 dargestellten Ergebnisse beschreiben den Effekt einer Änderung in der Arbeitszeit, die automatisch Lohnänderungen mit einbezieht. Dass die Effekte der Änderung der Arbeitszeit dementsprechend deutlich größer ausfallen als die Effekte bezüglich der Änderung in Stundenlöhnen ohne eine Anpassung der Arbeitszeit (siehe Tabelle 13) ist wenig überraschend. Bei letzterem ändern sich lediglich einige der Einkommensvariablen (und außerdem nur die von Frauen), während bei ersterem Arbeitszeit und Löhne beeinflusst sind. Um einschätzen zu können wie stark die in Tabelle 15 dargestellten Effekte *nur* durch die Arbeitszeit und nicht durch die damit einhergehenden Einkommensanpassungen beeinflusst sind, betrachten wir in Tabelle 16 die diskutierten Änderungen in der Arbeitszeit, *ohne* dabei Änderungen in Einkommen mit einzubeziehen. Die betrachteten Effekte zeigen also den Effekt auf den Gender Care Gap, wenn bspw. alle erwerbstätigen Personen ihre Arbeitszeit auf 35 Stunden anpassen, aber nach wie vor dasselbe Monatseinkommen beziehen. Selbstverständlich ist dies eine sehr unrealistische Annahme, die lediglich dem Zweck dient, die relative Wichtigkeit von Arbeitszeit und Einkommen bezüglich des Gender Care Gap herauszuarbeiten.

Da Arbeitszeit und Monatseinkommen jeweils in die gleiche Richtung von der betrachteten Reform betroffen sind und außerdem auch mit dem gleichen Vorzeichen den Umfang der Care-Arbeit beeinflussen, zeigen sich tendenziell geringere Effekte auf den Gender Care Gap, wenn nur die Anpassung der Arbeitszeit ohne die gleichzeitige Anpassung von Einkommen berücksichtigt wird. Eine Ausnahme bilden die Personengruppen und Reformen, für die sich ein positiver Effekt auf den Gender Care Gap ergibt. Hier fällt der positive Effekt *größer* aus, wenn *nur* die Arbeitszeit angepasst wird. Dieser Zusammenhang ergibt sich wie folgt: Wie zuvor erläutert, ergibt sich für einige Untergruppen ein positiver Effekt auf den Gender Care Gap, weil Frauen *und* Männer ihre Arbeitszeit durchschnittlich reduzieren und dementsprechend ihre Care-Arbeit erhöhen, wobei der Effekt jedoch für Frauen stärker ausfällt. Betrachtet man nun nur Anpassungen in der Arbeitszeit, ohne Anpassungen in den Löhnen zu berücksichtigen, fallen die Erhöhungen in der Care-Arbeit insgesamt geringer aus, für Männer ist der Unterschied zwischen der Einbeziehung

³⁹ Wie zuvor erläutert, liegt die tatsächliche durchschnittliche Arbeitszeit dieser Personengruppe sogar über 35 Stunden, sodass der Effekt durch die Reduzierung der Arbeitszeit bei einer 30-Stunden-Reform noch verstärkt ist.

und der Vernachlässigung von Einkommensanpassungen jedoch größer. Männer erhöhen dementsprechend ihre Care-Arbeit bei zusätzlicher Einbeziehung von Lohnanpassungen stärker als Frauen es tun, sodass der positive Effekt auf den Care Gap bei Einbeziehung von Lohnanpassungen geringer ausfällt.

Insgesamt zeigt der Vergleich zwischen der Anpassung der Arbeitszeit mit und ohne gleichzeitiger Einkommensanpassung, dass der Unterschied in der Höhe der Koeffizienten vergleichsweise gering ausfällt. Dies lässt darauf schließen, dass der größte Teil des sich aus Arbeitszeitanpassungen ergebenden Effekts auf den Gender Care Gap durch die Anpassung der Arbeitszeit und nicht durch die resultierende Anpassung der Löhne bedingt ist.

Tabelle 16: Effekt der Anpassung der Arbeitszeit ohne Einkommensanpassung von Frauen und Männern auf Gender Care Gaps der Erwerbstätigen

	Gesamt	West		Ost	
		Alleinstehende	Paare	Alleinstehende	Paare
Alle Erwerbstätigen arbeiten 35 Stunden	-22,0%	-8,6%	-27,8%	-4,9%	-11,5%
Alle Erwerbstätigen arbeiten 30 Stunden	-14,3%	4,6%	-21,9%	6,1%	-6,9%
Alle Erwerbstätigen, die bisher mindestens 20 Stunden arbeiten, arbeiten 35 Stunden	-10,3%	0,1%	-14,2%	0,8%	-8,5%
Alle Erwerbstätigen, die bisher mindestens 20 Stunden arbeiten, arbeiten 30 Stunden	-5,5%	11,4%	-11,8%	10,6%	-4,7%

Quelle: Sozio-ökonomisches Panel (DIW), Jahr 2017, eigene Berechnungen, gewichtet. Gender Care Gaps für die jeweiligen Personengruppen sind definiert als $(\bar{\text{Care Arbeit der Frauen}} - \bar{\text{Care Arbeit der Männer}}) / \bar{\text{Care Arbeit der Männer}}$. Paare sind zusammenlebende verheiratete und nicht verheiratete Paare. Alleinstehende sind alle Personen, die nicht mit einem Partner oder einer Partnerin im Haushalt leben. Berücksichtigt für die Berechnung der Gender Gaps sind nur erwerbstätige Personen.

Abschließend sei bemerkt, dass die betrachteten Reformen fiktive Zielzustände darstellen und unter anderem nicht dafür kontrolliert wird, ob die Zahl der insgesamt gearbeiteten Stunden konstant bleibt. Um die Reformen besser vergleichen zu können, haben wir für jede der Reformen die Auswirkung auf die Gesamtzahl der gearbeiteten Stunden berechnet.⁴⁰ Die Festsetzung der Arbeitszeit aller Erwerbstätigen auf 35 Stunden geht mit einer Erhöhung der Gesamtarbeitszeit der Erwerbstätigen um etwa drei Prozent einher. Legt man stattdessen eine Arbeitszeit von 30 Stunden zugrunde, reduziert sich die insgesamt gearbeitete Zeit um etwa zehn Prozent. Hierin spiegelt sich wieder, dass ein Großteil der Erwerbstätigen, insbesondere erwerbstätige Männer, in Vollzeit arbeitet, sodass die durchschnittlich etwa zehnstündige Reduzierung dieser Personen stärker wiegt als die teilweise stärkere Erhöhung der Arbeitszeiten anderer Personen. Die alternativen Reformen, bei denen nur Personen ihre Arbeitszeit anpassen, die bereits mit mindestens 20 Stunden erwerbstätig sind, bewirken beide eine Reduktion des gesamten Arbeitsvolumens. Passen alle diese Personen ihre Arbeitszeit auf 35 Stunden an, entspricht dies einer Reduktion des Arbeitsvolumens um etwa vier Prozent, wohingegen die Reduktion bei einer Anpassung auf 30 Stunden etwa 16 Prozent beträgt. Diese vergleichsweise hohen negativen Effekte ergeben sich, weil Personen, die schon mindestens 20 Stunden arbeiten, tendenziell mit einer höheren Stundenzahl erwerbstätig sind und somit ihre Arbeitszeit in Folge der Reform stärker reduzieren.

Zusammenfassend lässt sich festhalten, dass die betrachteten Zielzustände, die einer Angleichung der Arbeitszeit von Frauen und Männern auf dem Niveau einer „neuen Vollzeit“ entsprechen, recht deutliche Effekte auf den Gender Care Gap implizieren. Die Größe des sich ergebenden Effekts hängt von der neu gewählten Arbeitszeit ab und ist dann am größten, wenn Frauen ihre Arbeitszeit durchschnittlich erhöhen und Männer ihre Arbeitszeit durchschnittlich verringern. Auch an dieser Stelle sei noch einmal erwähnt, dass die Effekte anders ausfallen würden, wenn sich durch die Erreichung des Zielzustands weitere Verhaltensanpassungen ergeben. Insbesondere abstrahieren wir wie erläutert von der Möglichkeit, dass sich innerhalb von Partnerschaften Anpassungseffekte ergeben. Beispielsweise wäre es denkbar, dass Frauen, deren Partner infolge der Reform mit einer niedrigeren Stundenzahl erwerbstätig und entsprechend stärker in die Care-Arbeit involviert ist, eher eine bezahlte Tätigkeit aufnehmen. Dies könnte sich einerseits dadurch ergeben, dass die Frau die Erwerbstätigkeit aufnimmt, um das verringerte Einkommen des Mannes

⁴⁰ Die Berechnungen erfolgen analog zu den anderen Schätzungen auf Basis des SOEP und sind wegen verschiedener Annahmen bezüglich der genauen Definition von Arbeitszeit eher als grobe Einschätzung zu interpretieren.

zu kompensieren, oder dadurch, dass die Frau erst bei vermehrter Übernahme von Care-Arbeit des Mannes die Möglichkeit für die Aufnahme einer Erwerbstätigkeit sieht. Ein solcher Effekt würde den Gender Care Gap noch stärker reduzieren als die dargestellten Ergebnisse.

II.3.4. Teilzeit von Vätern

Als nächstes betrachten wir eine Situation, in der der Anteil der Väter, die dauerhaft in Teilzeit erwerbstätig sind, deutlich angehoben wird. Dabei werden diejenigen als in Teilzeit erwerbstätig definiert, die entweder selbst angegeben haben, in Teilzeit zu arbeiten, oder deren reguläre wöchentliche Arbeitszeit 30 Stunden nicht übersteigt. Väter sind für diese Betrachtung definiert als Männer, die eigene Kinder haben und mit Kindern unter 18 Jahren im Haushalt leben. Anders als im vorangegangenen Kapitel wird der Einfluss einer solchen Veränderung auf den Gender Care Gap nicht quantifiziert, indem das Einkommen neu berechnet wird und der veränderte Umfang der Care-Arbeit auf Basis der Regressionskoeffizienten bestimmt wird. Stattdessen werden die Hochrechnungsfaktoren von Vätern, die teilzeiterwerbstätig sind, erhöht. Im Gegenzug werden die Hochrechnungsfaktoren von Vätern, die nicht teilzeiterwerbstätig sind, gesenkt, sodass sich an der hochgerechneten Gesamtzahl der Väter nichts ändert.

Laut SOEP gab es im Jahr 2017 etwa 3,3 Millionen erwerbstätige Väter in Westdeutschland, knapp 700.000 in Ostdeutschland und 2,9 Millionen erwerbstätige Mütter in West- und 650.000 in Ostdeutschland. Vor der Anpassung beträgt der Anteil der in Teilzeit Erwerbstätigen an allen erwerbstätigen Vätern in Ostdeutschland 7,5 Prozent und in Westdeutschland 5,4 Prozent. Die Zahl der Väter, die in Teilzeit arbeiten, wird in Ost- und Westdeutschland jeweils auf 20 Prozent aller Väter erhöht, während die Zahl der Väter, die nicht in Teilzeit arbeiten, entsprechend reduziert wird. Die Zahl der Personen, deren Partner ein teilzeiterwerbstätiger Vater ist, wird um den gleichen Faktor erhöht wie die Zahl der Väter, und die Zahl der Personen mit Partnern, die Väter aber nicht teilzeiterwerbstätig sind, wird entsprechend reduziert.

Inhaltlich impliziert dies, dass sich durch die Erreichung des Zielzustands nicht nur die Zusammensetzung von Vätern in der Gesellschaft ändert, sondern auch die Zusammensetzung der Partner oder Partnerinnen von Vätern in der Gesellschaft, da wir annehmen, dass sich die Inanspruchnahme von Teilzeit auf beide Personen in einer Paarbeziehung auswirkt. Auf Basis der alten und der neuen Hochrechnungsfaktoren werden Gender Care Gaps berechnet, um die prozentuale Auswirkung auf den Gender Care Gap bestimmen zu können. Die Effekte werden wie in den

vorangegangenen Kapiteln zur besseren Vergleichbarkeit nur für Erwerbstätige ausgewiesen, obwohl sich Auswirkungen bspw. auch für nicht erwerbstätige Partnerinnen von Vätern in Teilzeit ergeben würden.

Der Care Gap von Alleinstehenden würde sich ebenfalls ändern, wenn mehr alleinstehende Väter teilzeiterwerbstätig wären. Allerdings sind hier die Fallzahlen so klein, dass die berechneten Effekte auch rein zufällig zustande kommen könnten. Deshalb wird die differenzierte Veränderung des Care Gap nur für Paare ausgewiesen, während die gesamte Veränderung des Care Gap auf Paaren und Alleinstehenden beruht. Generell sei angemerkt, dass eine Anpassung der Hochrechnungsfaktoren impliziert, dass die Väter, die nun zusätzlich in Teilzeit arbeiten, in ihren Charakteristika den Vätern entsprechen, die bisher schon in Teilzeit arbeiten. In der Realität ist es wahrscheinlich tendenziell eher so, dass für viele Väter, die aktuell in Teilzeit arbeiten, Zeit mit der Familie einen höheren Stellenwert hat als für andere Väter. Wenn nun eine Reform für weitere Väter einen Anreiz schaffen würde, in Teilzeit zu arbeiten, dann würden sich diese in ihren Charakteristika von den bisher in Teilzeit erwerbstätigen Vätern unterscheiden. Gleichzeitig ist es aber auch möglich, dass sich die Inanspruchnahme von Teilzeit langfristig auf das Verhalten auswirkt, sodass es ebenfalls denkbar wäre, dass sich bestimmte Charakteristika *durch* die Inanspruchnahme von Teilzeit ändern. Dieser Ansatz entspricht bspw. den Forschungsergebnissen von Tamm (2019), der zeigt, dass Väter, die Elternzeit genommen haben, auch langfristig mehr Zeit mit ihren Kindern verbringen.

Während sich der Stellenwert von Zeit mit der Familie anhand der Daten des SOEP nicht identifizieren lässt, kann zumindest dargestellt werden, wie sich Väter in Paarbeziehungen, die teilzeiterwerbstätig sind, in den in den Regressionsanalysen aus Tabelle 2 verwendeten Variablen von vollzeiterwerbstätigen Vätern unterscheiden. Teilzeiterwerbstätige westdeutsche Väter verbringen etwa 17 Prozent mehr Zeit mit Care-Arbeit als vollzeiterwerbstätige westdeutsche Väter. In Ostdeutschland beträgt der Unterschied sogar etwa 20 Prozent. Ihre durchschnittliche wöchentliche Arbeitszeit beträgt im Westen rund 29 und im Osten rund 26 Stunden, gegenüber rund 40 Stunden bei den vollzeiterwerbstätigen Vätern. Auch ihr Bruttostundenlohn und ihr relatives Einkommen sind geringer. In Westdeutschland beträgt das durchschnittliche relative Einkommen von vollzeiterwerbstätigen Vätern in Paarbeziehungen (gemessen an der Summe der Nettoarbeitseinkommen beider Partner) rund 80 Prozent, und das von teilzeiterwerbstätigen Vätern 68 Prozent. In Ostdeutschland ist das relative Einkommen der Väter generell geringer, und auch der Unterschied

zwischen vollzeit- und teilzeiterwerbstätigen Vätern ist geringer. Während erstere mit durchschnittlich 69 Prozent zum gesamten Arbeitseinkommen des Paares beitragen, tun dies letztere mit 65 Prozent. Ostdeutsche Väter haben generell deutlich seltener Partnerinnen, die in Teilzeit arbeiten. Allerdings hat in Ostdeutschland ein größerer Anteil der teilzeiterwerbstätigen Väter Partnerinnen, die ebenfalls teilzeiterwerbstätig sind, als es bei den vollzeiterwerbstätigen Vätern der Fall ist. Auch das Haushaltseinkommen ist bei teilzeiterwerbstätigen Vätern geringer, und der Unterschied ist in Ostdeutschland stärker ausgeprägt. Gleichzeitig sind ihre durchschnittlichen Ausbildungsjahre sowohl in Ost- als auch in Westdeutschland etwas höher; der Unterschied beträgt aber nicht einmal ein Jahr. Dementsprechend sind die teilzeiterwerbstätigen Väter auch etwas älter, aber auch hier beträgt der Unterschied nur etwa ein Jahr. Ihre durchschnittliche Kinderzahl ist etwas höher als bei den Vätern, die mehr Stunden arbeiten: 2 statt 1,8 im Westen und 1,8 statt 1,6 im Osten, was zumindest zum Teil durch das höhere Alter gegeben sein kann. Sie wohnen im Westen zu einem geringeren Anteil im ländlichen Raum, im Osten aber zu einem höheren Anteil.

Auch die Unterschiede zwischen Müttern, deren Partner in Teilzeit arbeitet, und Müttern, deren Partner nicht in Teilzeit arbeitet, lassen sich darstellen. Bei ersteren sind die Care-Stunden in Westdeutschland höher, in Ostdeutschland jedoch deutlich geringer. Sowohl in Ost- als auch in Westdeutschland arbeiten sie häufiger selbst in Teilzeit. In Ostdeutschland ist dieser Unterschied deutlich größer. Dennoch ist auch unter den Müttern, deren Partner in Teilzeit arbeitet, die Teilzeitquote in Ostdeutschland deutlich geringer als in Westdeutschland. Ihre Bruttostundenlöhne sind höher, ihr Haushaltseinkommen wie bei den Vätern jedoch geringer. Ihr relatives Einkommen unterscheidet sich kaum und ist im Westen generell geringer. Ähnlich wie die Väter sind sie im Durchschnitt älter und haben mehr Kinder, aber auch mehr Ausbildungsjahre, wohnen im Westen zu einem geringeren Anteil im ländlichen Raum, im Osten aber zu einem höheren Anteil.

Da die Unterschiede zwischen ost- und westdeutschen teilzeiterwerbstätigen Vätern markant sind, macht eine getrennte Anpassung der Hochrechnungsfaktoren für Ost- und Westdeutschland Sinn. Würde man nur die Vorgabe machen, dass sich der Anteil teilzeiterwerbstätiger Väter in Deutschland insgesamt auf 20 Prozent erhöht, dann könnte es sein, dass der Algorithmus zur Bestimmung der neuen Hochrechnungsfaktoren diese vor allem bei westdeutschen oder vor allem bei ostdeutschen Vätern erhöht. Die geschätzte Veränderung des Care Gap wäre dann verzerrt.

Wie in Kapitel II.2.3 beschrieben, beruht die Anpassung der Hochrechnungsfaktoren auf einer Reihe von Restriktionen, die auch nach Anpassung noch erfüllt sein müssen. So wird die hochgerechnete Anzahl der Personen in Ost- und Westdeutschland konstant gehalten, ebenso die Zahl der Männer und der Frauen, die Zahl der Personen in sechs verschiedenen Altersgruppen, die Zahl der Alleinstehenden und der Personen in Paarbeziehungen, die Zahl der Mütter und der Väter mit minderjährigen Kindern im Haushalt in Ost- und Westdeutschland und die Zahl der Haushalte mit Kindern in vier verschiedenen Altersklassen.⁴¹

Der verwendete Algorithmus für die Anpassung der Gewichte verändert die Hochrechnungsfaktoren der Personen so, dass alle Restriktionen erfüllt sind, und jeder einzelne Hochrechnungsfaktor möglichst wenig verändert wird. Dementsprechend können sich durch die Anpassung theoretisch die Hochrechnungsfaktoren aller Personen ändern und nicht nur die derjenigen Personen, die ursprünglich von der Änderung betroffen sein sollen. Dies kann beispielsweise dazu führen, dass sich auch die Hochrechnungsfaktoren einzelner alleinstehender Frauen verändern, wobei weiterhin durch die Restriktionen sichergestellt ist, dass sich die hochgerechnete Gesamtzahl der alleinstehenden Frauen nicht ändert.

Die Erhöhung des Anteils an Vätern, die in Teilzeit erwerbstätig sind, führt erwartungsgemäß zu einer erhöhten durchschnittlichen Zeitverwendung für Care-Arbeit erwerbstätiger Männer. Gleichzeitig sinkt die durchschnittliche Zeitverwendung für Care-Arbeit von erwerbstätigen Frauen, allerdings in geringerem Maße. Insgesamt ergibt sich somit eine Reduktion des Gender Care Gap um 4,1 Prozent bei den Erwerbstätigen, wie die Ergebnisse in Tabelle 17 zeigen. Der berechnete Effekt ist für Personen in Paarbeziehungen in Ostdeutschland größer als in Westdeutschland, was hauptsächlich auf unterschiedliche Effekte bei Frauen zurückzuführen ist. Bei den erwerbstätigen westdeutschen Frauen wirkt sich eine Veränderung der Gewichtungsfaktoren so gut wie gar nicht auf die Care-Arbeit aus, während bei den ostdeutschen Frauen ein Rückgang der Care-Arbeit zu beobachten ist. Die Veränderung des Care Gap bei Eltern ist deutlich größer als die Veränderung des Care Gap für die Gesamtgruppe der Erwerbstätigen, da bei den Eltern die eigentlichen Veränderungen stattfinden. Hier sind auch die Unterschiede zwischen ost- und westdeutschen Paaren noch deutlicher sichtbar: In Westdeutschland sinkt der Care Gap bei den

⁴¹ Darüber hinaus werden außerdem die einzelnen Ausprägungen der Interaktion zwischen den Variablen „Vater (mit minderjährigen Kindern im Haushalt)“, „Alleinstehend/Paar“ und „Ost/West“ konstant gehalten, also bspw. die Zahl der Väter in Paarbeziehungen in Ostdeutschland, sowie die einzelnen Ausprägungen der Interaktion zwischen den Variablen „Partner ist Vater“ und „Ost/West“.

erwerbstätigen Eltern um 7,7 Prozent, in Ostdeutschland sogar um 17,5 Prozent. Der Anstieg der durchschnittlichen Care-Arbeit westdeutscher Männer ist etwa eineinhalb Mal so groß wie der Anstieg bei den ostdeutschen Männern. Dies ist nicht überraschend, da im Status Quo die Care-Stunden von Männern im Westen deutlicher geringer sind als im Osten. Tatsächlich ist dies auch nach der Anpassung der Gewichtungsfaktoren noch der Fall.

Tabelle 17: Effekt der Erhöhung des Anteils von Vätern, der in Teilzeit arbeitet, auf Gender Care Gaps der Erwerbstätigen

20 % aller Väter arbeiten in Teilzeit	Gesamt	West		Ost	
		Alleinstehende	Paare	Alleinstehende	Paare
Alle Erwerbstätigen	-4,1%	-	-4,0%	-	-8,7%
Nur Eltern	-9,2%	-	-7,7%	-	-17,5%

Quelle: Sozio-ökonomisches Panel (DIW), Jahr 2017, eigene Berechnungen, gewichtet. Gender Care Gaps für die jeweiligen Personengruppen sind definiert als $(\bar{\text{Care Arbeit der Frauen}} - \bar{\text{Care Arbeit der Männer}}) / \bar{\text{Care Arbeit der Männer}}$. Paare sind zusammenlebende verheiratete und nicht verheiratete Paare. Berücksichtigt für die Berechnung der Gender Gaps sind nur erwerbstätige Personen. In Teilzeit Erwerbstätige sind diejenigen, die sich entweder selbst als in Teilzeit erwerbstätig bezeichnen oder eine regelmäßige Wochenarbeitszeit haben, die 30 Stunden nicht übersteigt. Väter sind definiert als Männer, die eigene Kinder haben und mit Kindern unter 18 Jahren mit Haushalt leben.

Für die Partnerinnen der Väter, die in Teilzeit arbeiten, sind drei Effekte denkbar. Zum Ersten kann es zu einer Neuverteilung der Care-Arbeit innerhalb von Paaren kommen, die dazu führt, dass Frauen ihre Care-Stunden deutlich reduzieren. Zum Zweiten kann es aber auch einen Selektionseffekt geben: In Familien, in denen die Zeit mit den Kindern einen großen Stellenwert hat, arbeiten Väter eher Teilzeit. Zum Dritten kann es einen Doing-Gender-Effekt geben, wenn in Paaren eine eher untypische Rollenverteilung durch mehr Care-Arbeit von Frauen kompensiert wird. Lippmann et al. (2019) zeigen, dass ein solcher Effekt in Westdeutschland auftritt, für Ostdeutschland jedoch nicht nachgewiesen werden kann. Die beiden letztgenannten Erklärungsansätze implizieren, dass die Care-Arbeit von Müttern nicht unbedingt geringer ist, wenn es mehr Mütter gibt, deren Partner in Teilzeit arbeitet. Tatsächlich ist bei westdeutschen Müttern in Paarbeziehungen nach der Gewichts-anpassung das Volumen der Care-Arbeit durchschnittlich sogar geringfügig höher als vor der Gewichts-anpassung. Bei ostdeutschen Müttern reduziert sich die Care-Arbeit

durch die Gewichtsanzpassung; gleichzeitig erhöht sich aber der Anteil von ihnen, der selbst teilzeiterwerbstätig ist.

II.3.5. Elternzeit von Vätern

In Kapitel I.6.2 im ersten Teil des Berichts wurde gezeigt, dass Männer, die in der Vergangenheit in Elternzeit (oder Pflegezeit) waren, deutlich mehr Zeit mit Care-Arbeit verbringen als vergleichbare Männer, die keine familienbedingten Auszeiten genommen haben. Wie zuvor erläutert, ergibt sich dies auch durch die Forschungsergebnisse von Tamm (2019), der zeigt, dass Väter, die Elternzeit genommen haben, auch langfristig mehr Zeit mit ihren Kindern verbringen. Deshalb wird untersucht, wie sich der Care Gap ändert, wenn sich der Anteil von Vätern, die einmal in Elternzeit waren, erhöht. Methodisch analysieren wir diese Fragestellung, indem die Hochrechnungsfaktoren von Vätern, die einmal in Elternzeit waren, erhöht werden, und im Gegenzug die Hochrechnungsfaktoren von Vätern, die nicht in Elternzeit waren, gesenkt werden.

Von den 3,3 Millionen erwerbstätigen Vätern in Westdeutschland im Jahr 2017 waren 7,5 Prozent eigenen Angaben zufolge in der Vergangenheit in Elternzeit, von den knapp 700.000 ostdeutschen Vätern waren es 12,1 Prozent. Hier werden explizit Väter betrachtet, die in der Vergangenheit (nicht aktuell) in Elternzeit waren, um zu untersuchen, ob sich familienbedingte Auszeiten langfristig auf den Care Gap auswirken. Ein Teil der Väter, die in der Vergangenheit Elternzeit genommen haben, gehört zur Gruppe der teilzeiterwerbstätigen Väter. Dies betrifft in Westdeutschland rund 9 Prozent und in Ostdeutschland 22 Prozent.⁴²

Zur Implementierung des Zielzustands wird die Zahl der Väter, die in Elternzeit waren, in Ost- und Westdeutschland auf 50 Prozent aller Väter erhöht, und die Zahl der Väter, die nicht in Elternzeit waren, wird entsprechend reduziert. Ebenso wird die Zahl der Personen, deren Partner ein Vater ist, der mal in Elternzeit war, in Ost- und Westdeutschland um den gleichen Faktor erhöht wie die Zahl der Väter, die in Elternzeit waren. Die Zahl der Personen, deren Partner ein Vater ist, der nicht in Elternzeit war, wird entsprechend gesenkt, während die Zahl der Personen, die keinen Vater als Partner haben, konstant gehalten wird. Wie bereits in Kapitel II.3.4 beschrieben, ist davon auszugehen, dass sich die Inanspruchnahme der Elternzeit auf beide Personen in einer Partnerschaft

⁴² Die Angaben zur Elternzeit beziehen sich jeweils auf das Vorjahr der Befragung. Dementsprechend sind Elternzeiten nicht erfasst, wenn Personen im Jahr nach der Elternzeit nicht an der Befragung teilgenommen haben.

auswirkt. Auch hier beschränken wir die differenzierte Betrachtung auf Paare, da die Zahl alleinstehender Väter für statistische signifikante Aussagen zu gering ist. Im ausgewiesenen Gesamteffekt sind jedoch Paare und Alleinstehende enthalten.

Ähnlich wie sich Teilzeiterwerbstätigkeiten von Vätern in mehrfacher Weise auf die Care-Arbeit von Frauen in Paarbeziehungen auswirken können, sind auch hier mehrere Effekte denkbar; eine Neuverteilung von Care-Arbeit innerhalb von Paaren, ein Selektionseffekt, da vor allem Väter aus Familien, bei denen die gemeinsame Zeit einen hohen Stellenwert einnimmt, in Elternzeit gehen, und ein Doing-Gender-Effekt, wenn in Paaren eine eher untypische Rollenverteilung durch mehr Care-Arbeit von Frauen kompensiert wird. Um einschätzen zu können, wie die berechneten Gesamteffekte in Tabelle 18 zustande kommen, ist es sinnvoll, sich anzuschauen, wie sich Väter, die in der Vergangenheit in Elternzeit waren, von anderen erwerbstätigen Vätern unterscheiden, und wie sich ihre Partnerinnen von Müttern unterscheiden, deren Partner nicht in Elternzeit war.

Der Umfang der durchschnittlichen täglichen Care-Stunden ist in Westdeutschland bei Vätern, die in Elternzeit waren etwa 35 Prozent größer als bei Vätern, die nicht in Elternzeit waren. In Ostdeutschland sind es dagegen nur 14 Prozent mehr. Die durchschnittlichen Care-Stunden von Vätern, die in Elternzeit waren, sind in Ost- und Westdeutschland vergleichbar. Die Arbeitszeit von Vätern, die in Elternzeit waren, ist in Ost und West etwas geringer als die von Vätern, die nicht in Elternzeit waren. Gleichzeitig ist aber der Stundenlohn höher. Ihr relatives Einkommen ist in Westdeutschland etwas geringer (78 gegenüber 80 Prozent), in Ostdeutschland jedoch vergleichbar (rund 68 Prozent). Sowohl in Ost- als auch in Westdeutschland ist der Anteil der Männer, deren Partnerin (oder möglicherweise auch Partner) in Elternzeit war, unter denjenigen, die selbst in Elternzeit waren deutlich höher als unter denjenigen, die nicht in Elternzeit waren. Väter, die in Elternzeit waren, sind durchschnittlich etwas jünger, was Sinn macht, da das 2007 eingeführte Elterngeld die finanziellen Anreize für Elternzeiten deutlich erhöht hat. Gleichzeitig übersteigen die durchschnittlichen Ausbildungsjahre von erwerbstätigen Vätern, die in Elternzeit waren, die der erwerbstätigen Väter ohne vergangene Elternzeiten in Ost und West um etwa zwei Jahre. Dementsprechend ist tatsächlich auch das Haushaltseinkommen in Familien höher, in denen die Väter in Elternzeit waren. Die Zahl der Kinder ist in diesen Familien ebenfalls höher (2 statt 1,8 in Westdeutschland und 1,9 statt 1,6 in Ostdeutschland), und diese Kinder sind im Schnitt jünger. Im Westen lebt ein höherer Anteil von ihnen im ländlichen Raum als bei den Vätern, die nicht in Elternzeit waren, im Osten umgekehrt.

Erwerbstätige Mütter, deren Partner in Elternzeit war, verbringen sowohl in Ost- als auch in Westdeutschland deutlich mehr Zeit mit Care-Arbeit als Mütter, deren Partner nicht in Elternzeit war. Zudem unterscheidet sich der Umfang der Care-Arbeit von erwerbstätigen ostdeutschen Müttern, deren Partner in Elternzeit war, deutlich weniger vom Umfang bei den westdeutschen Müttern, als in der Gruppe derjenigen, deren Partner nicht in Elternzeit war. Ein deutlich größerer Teil von denjenigen, deren Partner in Elternzeit war, war ebenfalls in Elternzeit. Ihre Ausbildungsjahre, ihr Bruttostundenlohn und ihr Haushaltseinkommen sind höher, ihr relatives Einkommen jedoch geringer. Sie haben durchschnittlich mehr Kinder, als Mütter, deren Partner nicht in Elternzeit war.

Würden die Väter, die in der Vergangenheit in Elternzeit waren, 50 Prozent aller Väter ausmachen, dann würde sich die durchschnittliche Care-Arbeit von Vätern deutlich erhöhen, während sich die durchschnittliche Care-Arbeit von Müttern ebenfalls erhöhen würde, jedoch über alle erwerbstätigen Mütter hinweg in geringerem Umfang. Der Care Gap von Eltern würde insgesamt um geschätzte 13,6 Prozent sinken, wie Tabelle 18 zeigt. Da die Änderungen nur Eltern betreffen, ist der Effekt auf den Care Gap aller Erwerbstätigen kleiner. Dieser würde um 3,1 Prozent sinken.

Tabelle 18: Effekt der Erhöhung des Anteils von Vätern, der Elternzeit genommen hat, auf Gender Care Gaps der Erwerbstätigen

50 % aller Väter waren in der Vergangenheit in Elternzeit	Gesamt	West		Ost	
		Alleinstehende	Paare	Alleinstehende	Paare
Alle Erwerbstätigen	-3,1%	-	-5,3%	-	6,7%
Nur Eltern	-13,6%	-	-11,7%	-	2,4%

Quelle: Sozio-ökonomisches Panel (DIW), Jahr 2017, eigene Berechnungen, gewichtet. Gender Care Gaps für die jeweiligen Personengruppen sind definiert als $(\bar{\varnothing} \text{ Care Arbeit der Frauen} - \bar{\varnothing} \text{ Care Arbeit der Männer}) / \bar{\varnothing} \text{ Care Arbeit der Männer}$. Paare sind zusammenlebende verheiratete und nicht verheiratete Paare. Berücksichtigt für die Berechnung der Gender Gaps sind nur erwerbstätige Personen. Personen, die in der Vergangenheit in Elternzeit waren, sind diejenigen, die dies im Jahresrückblick der Jahre seit 1991 für mindestens einen Kalendermonat angegeben haben. Väter sind definiert als Männer, die eigene Kinder haben und mit Kindern unter 18 Jahren mit Haushalt leben.

Beschränkt man die Betrachtung auf Personen in Partnerschaften, dann ist der Rückgang des Care Gap geringer. Das ist dadurch zu erklären, dass der geschätzte Effekt auf die Care-Arbeit von westdeutschen alleinerziehenden Vätern, der hier explizit nicht ausgewiesen wird, besonders

groß ist. Der Umfang der Care-Arbeit westdeutscher Väter in Paarbeziehungen ist nach der Gewichtsanzpassung 9,9 Prozent größer als vorher, während der Umfang der Care-Arbeit westdeutscher Mütter um 4,2 Prozent größer ist. Der Care Gap sinkt damit bei westdeutschen Eltern in Paarbeziehungen um 11,7 Prozent. Bei ostdeutschen Eltern in Paarbeziehungen steigt er dagegen um 2,4 Prozent, da der Umfang der Care-Arbeit bei den Vätern nur um 4,2 Prozent steigt, bei den Müttern aber sogar um 5,0 Prozent. Übertragen auf alle Erwerbstätigen in Paarbeziehungen sind es bei den ostdeutschen Frauen 2,2 Prozent, bei den ostdeutschen Männern jedoch nur 0,5 Prozent. Der Anstieg des Care Gap ist mit 6,7 Prozent bei allen ostdeutschen Erwerbstätigen in Paarbeziehungen deshalb noch größer als bei den Eltern.

Während sich der Care Gap in Westdeutschland verringert, vergrößert er sich also in Ostdeutschland, anders als wenn der Anteil der Väter, die Teilzeit arbeiten, erhöht wird. Zum einen scheint die Neuverteilung von Care-Arbeit weder in Ost- noch in Westdeutschland eine besondere Rolle zu spielen, da sich in beiden Regionen der Umfang der Care-Arbeit auch bei den Müttern erhöht, während Mütter, deren Partner Teilzeit arbeitet, tendenziell weniger Care-Arbeit machen. Zum anderen ist der Effekt auf die Väter in Westdeutschland deutlich größer als in Ostdeutschland, wo der Umfang der Care-Arbeit von Männern generell höher ist. Schließlich hat der deskriptive Vergleich von Vätern, die in der Vergangenheit in Elternzeit waren, mit anderen erwerbstätigen Vätern, gezeigt, dass Elternzeiten in Westdeutschland mit einem geringeren relativen Einkommen von Vätern assoziiert sind, in Ostdeutschland jedoch nicht.

II.4. Interpretation der Ergebnisse

Die dargestellten Analysen geben eine Einschätzung, welche Effekte die Erreichung konkreter Zielzustände auf den Gender Care Gap von erwerbstätigen Personen hätte. Da wir etwaige Verhaltensanpassungen der Wirtschaftssubjekte nicht berücksichtigen, sind die gezeigten Ergebnisse eher als grober Richtwert zu interpretieren. Wie zuvor erläutert, ist es denkbar, dass die Erreichung der untersuchten Zielzustände mit weiteren Änderungen einhergeht, die wiederum auf den Gender Care Gap wirken können. Darüber hinaus sind auch Interaktionen zwischen verschiedenen Zielzuständen vorstellbar, die die entsprechenden Effekte noch verstärken oder auch verringern könnten.

Nichtsdestotrotz geben die gezeigten Ergebnisse, insbesondere im Vergleich miteinander, einen Eindruck über die Wirksamkeit konkreter Maßnahmen. Wichtig ist noch einmal zu betonen, dass ein direkter Vergleich der Ergebnisse nur unter Einschränkungen möglich ist. Die betrachteten

Zielzustände stellen keine marginalen Änderungen in einzelnen Faktoren, sondern konkrete, große Änderungen in der Gesellschaft dar. Würde man eine marginale Änderung in Bruttostundenlöhnen mit einer marginalen Änderung in der Arbeitszeit vergleichen, ließe sich eher eine Aussage über den relativen Effekt der jeweiligen Reform treffen. Die von uns betrachteten Zielzustände sind jedoch weder in ihrer Größenordnung noch in der Hürde ihrer Erreichung vergleichbar, sodass das Ausmaß der jeweiligen Auswirkung schon per Definition unterschiedlich sein kann. So erscheinen beispielsweise die dargestellten Effekte der Angleichung der Arbeitszeitvolumen von Männern und Frauen als vergleichsweise sehr groß, es muss jedoch berücksichtigt werden, dass diese Reform sehr viele Personen in sehr großem Ausmaß betrifft. Im Gegensatz dazu steht beispielsweise die Reform des Bruttostundenlohns, die nur die Löhne von erwerbstätigen Frauen betrifft, und unseren Schätzungen zufolge dementsprechend eine geringere Auswirkung auf den Gender Care Gap hat. Darüber hinaus sind die von uns nicht berücksichtigten Verhaltensanpassungen nicht bei jeder Reform in gleichem Maße zu erwarten, sodass man nicht generell von einer ähnlichen Unter- oder Überschätzung des Effekts sprechen kann.

Trotz der genannten Limitationen, erscheint es gerade beim Vergleich von Arbeitszeit und Einkommen trotzdem plausibel, dass die Angleichung der Arbeitszeit von Männern und Frauen möglicherweise größere Effekte verursacht, als die Erhöhung der Bruttostundenlöhne von Frauen. Diese These wird insbesondere dadurch gestärkt, dass die gleichzeitige Anpassung der Einkommen nur einen geringen Teil des Effekts, der durch Anpassungen in der Arbeitszeit verursacht wird, erklären kann. Dass die Arbeitszeit folglich einen größeren Effekt zu haben scheint als die Bruttostundenlöhne, ist deshalb plausibel, weil Anpassungen in der Arbeitszeit direkte Effekte auf Lohneinkünfte haben und somit selbst ohne zusätzliche Verhaltensanpassungen schon in mehrfacher Hinsicht auf die Care-Arbeit wirken. Lohnanpassungen hingegen wirken in direkter Weise nur auf Lohneinkünfte und würden nur in Folge weiterer Verhaltensanpassungen auch Effekte in der Arbeitszeit implizieren.

Obwohl die Angleichung der Arbeitszeitvolumen von Frauen und Männern folglich verhältnismäßig große Auswirkungen auf den Gender Care Gap hat, haben die Ergebnisse gezeigt, dass auch große Änderungen im Bereich der Arbeitszeit die Lücke in der Care-Arbeit zwischen Frauen und Männern nicht schließen können. Der größte hier geschätzte Effekt von etwa 24 Prozent, ergibt sich, wenn alle erwerbstätigen Personen 35 Stunden arbeiten. Obwohl dieser Zielzustand eine extreme Veränderung darstellt, würde sich der Gender Care Gap der erwerbstätigen Personen nur etwa vierteln; der Gender Care Gap aller Erwerbsfähigen wäre noch weniger stark betroffen. Diese

Ergebnisse verdeutlichen noch einmal, dass Faktoren abseits von Arbeitszeiten und Löhnen, beispielsweise Normen und Stereotype eine sehr große Rolle spielen.

Literatur

Becker, Gary S. (1985), "Human Capital, Effort, and the Sexual Division of Labor," *Journal of Labor Economics*, 3 (1), S33-S58.

Bertrand, Marianne, Emir Kamenica, und Jessica Pan (2015), "Gender Identity and Relative Income within Households," *The Quarterly Journal of Economics*, 130 (2), 571–614.

Bryan, Mark L. und Almudena Sevilla-Sanz (2011), "Does Housework Lower Wages? Evidence for Britain," *The Quarterly Journal of Economics*, 63 (1), 187–210.

Bundesministerium für Familie, Senioren, Frauen und Jugend (2009), "Entgeltungleichheit zwischen Frauen und Männern in Deutschland," Berlin.

Bundesministerium für Familie, Senioren, Frauen und Jugend (2011), "Gender Pension Gap – Entwicklung eines Indikators für faire Einkommensperspektiven von Frauen und Männern," Berlin.

Bundesministerium für Familie, Senioren, Frauen und Jugend (2012), "Alleinerziehende in Deutschland - Lebenssituationen und Lebenswirklichkeiten von Müttern und Kindern," *Monitor Familienforschung*, Ausgabe 28, Berlin.

Bundesministerium für Familie, Senioren, Frauen und Jugend (2017), "Zweiter Gleichstellungsbericht der Bundesregierung," Berlin.

Destatis (2019), Pressemitteilung vom 14. März 2019: „Verdienstunterschied zwischen Frauen und Männern 2018 unverändert bei 21 %.“

Goebel, Jan, Markus M. Grabka, Stefan Liebig, Martin Kroh, David Richter, Carsten Schröder, und Jürgen Schupp (2019), "The German Socio-Economic Panel (SOEP)," *Jahrbücher für Nationalökonomie und Statistik*, 239 (2), 345–360.

Heckman, James J. (1979), "Sample Selection Bias as a Specification Error," *Econometrica*, 47 (1), 153–161.

Hersch, Joni und Leslie S. Stratton (1997), "Housework, Fixed Effects, and Wages of Married Workers," *The Journal of Human Resources*, 32 (2), 285–307.

Hirsch, Boris und Thorsten Konietzko (2013), "The Effect of Housework on Wages in Germany: No Impact at all," *Journal for Labour Market Research*, 46 (2), 103–118.

Lippmann, Quentin, Alexandre Georgieff, und Claudia Senik (2019), "Undoing Gender with Institutions: Lessons from the German Division and Reunification," *IZA Discussion Paper Series*, No. 12212.

Maani, Sholeh A. und Amy A. Cruickshank (2010), "What is the Effect of Housework on the Market Wage, and can it Explain the Gender Wage Gap?," *Journal of Economic Surveys*, 24 (3), 402–427.

Maier, Lucia (2014), "Methodik und Durchführung der Zeitverwendungserhebung 2012/2013," in *Wirtschaft und Statistik*, Nr. 11, Statistisches Bundesamt, Hrsg., 672–679.

Merz, Joachim (1994), „Microdata Adjustment by the Minimum Information Loss Principle“, *FFB Discussion Paper No. 10*.

Sozio-oekonomisches Panel (SOEP), Daten für die Jahre 1984-2017, Version 34, SOEP, 2019, doi:10.5684/soep.v34.

Statistisches Bundesamt (2015), "Wichtige Informationen zur Nutzung des Scientific-Use-Files der Zeitverwendungserhebung 2012/2013," (Zugriff am November 5, 2019), [verfügbar unter <https://www.forschungsdatenzentrum.de/de/10-21242-63911-2013-00-00-3-1-0>].

Tamm, Marcus (2019), „Fathers' parental leave-taking, childcare involvement and labor market participation.“ *Labor Economics* 59, (184-197).

Anhang

Tabelle A1: Ursachen des Gender Care Gap für die Gruppe der Erwerbstätigen (ohne Individual-Fixed-Effects)

Abhängige Variable: Care-Arbeit (Std. pro Tag)

	West				Ost			
	Alleinstehende		Paare		Alleinstehende		Paare	
	(1) Frauen	(2) Männer	(3) Frauen	(4) Männer	(5) Frauen	(6) Männer	(7) Frauen	(8) Männer
Bruttostundenlohn (log.)	-0.022 (0.06)	-0.007 (0.03)	-0.450*** (0.05)	-0.388*** (0.05)	-0.051 (0.09)	0.019 (0.06)	-0.558*** (0.10)	-0.228*** (0.08)
Arbeitszeit (Std. pro Woche)	-0.055*** (0.00)	-0.005** (0.00)	-0.084*** (0.00)	-0.014*** (0.00)	-0.022*** (0.01)	0.002 (0.00)	-0.049*** (0.01)	-0.006 (0.01)
Relatives Einkommen			-0.493*** (0.09)	-1.118*** (0.11)			-0.451*** (0.16)	-1.228*** (0.18)
Anzahl Kinder Alter < 3 im HH	3.775*** (0.96)	0.806* (0.43)	5.499*** (0.16)	1.612*** (0.06)	2.033** (0.99)	-1.056 (0.72)	4.333*** (0.24)	1.733*** (0.14)
Anzahl Kinder Alter 3-6 im HH	4.560*** (0.25)	0.290* (0.17)	3.875*** (0.07)	1.323*** (0.04)	3.902*** (0.36)	0.723 (0.54)	3.405*** (0.13)	1.659*** (0.09)
Anzahl Kinder Alter 7-14 im HH	2.354*** (0.09)	0.524*** (0.09)	2.060*** (0.05)	0.667*** (0.02)	2.291*** (0.20)	0.824*** (0.19)	2.068*** (0.09)	0.850*** (0.06)
Pflegebedürftige Person im HH	1.984*** (0.50)	0.564** (0.25)	3.600*** (0.42)	1.344*** (0.24)	2.898*** (0.96)	0.840** (0.39)	3.243*** (0.63)	1.742*** (0.47)
Haushaltseinkommen (log.)	-0.482*** (0.05)	-0.234*** (0.03)	-0.028 (0.08)	-0.069 (0.06)	-0.449*** (0.11)	-0.115 (0.08)	0.039 (0.14)	-0.271** (0.11)
Ländlicher Raum	0.349*** (0.10)	0.164*** (0.06)	0.449*** (0.08)	0.173*** (0.05)	-0.217 (0.16)	-0.005 (0.12)	0.301*** (0.11)	0.051 (0.09)
Ausbildungsjahre	0.008 (0.01)	-0.011* (0.01)	-0.055*** (0.01)	0.001 (0.01)	0.012 (0.02)	-0.007 (0.02)	-0.055*** (0.02)	-0.031** (0.02)
Alter	0.453*** (0.02)	0.172*** (0.02)	0.190*** (0.02)	0.138*** (0.01)	0.381*** (0.04)	0.153*** (0.03)	0.113*** (0.03)	0.080*** (0.03)
Alter quadriert	-0.005*** (0.00)	-0.002*** (0.00)	-0.003*** (0.00)	-0.001*** (0.00)	-0.004*** (0.00)	-0.002*** (0.00)	-0.001*** (0.00)	-0.001** (0.00)
Geburtsjahr	-0.005 (0.01)	0.005 (0.00)	-0.021*** (0.00)	0.031*** (0.00)	0.024** (0.01)	-0.013* (0.01)	-0.011 (0.01)	0.027*** (0.01)
Beobachtungen	12690	10695	29399	32603	3463	3271	8888	8873

Anmerkungen: * p < 0.1, ** p < 0.05, *** p < 0.01. Alle Spezifikationen sind OLS Regressionen mit Fixed-Effects für das Bundesland. In dieser Tabelle ohne Individual-Fixed-Effects und ohne Fixed-Effects für das Befragungsjahr. Standardfehler (in Klammern) sind auf Individualebene geclustert. Relatives Einkommen = Einkommen / (Einkommen + Einkommen_Partner/Partnerin). Paare sind zusammenlebende verheiratete oder nicht verheiratete Paare. Alleinstehende sind alle Personen, die nicht mit einem Partner oder einer Partnerin im Haushalt leben. Pflegebedürftige Person im HH ist eine Dummy Variable mit dem Wert eins, falls eine pflegebedürftige Person im Haushalt lebt (und dem Wert null anderenfalls). Ländlicher Raum ist eine Dummy Variable mit dem Wert eins, falls der Haushalt in ländlichem im Gegensatz zu städtischem Raum lebt.

Tabelle A2: Gender Care Gap und Externalisierung von Arbeiten im Haushalt

Abhängige Variable: Care-Arbeit (Std. pro Tag)

	West				Ost			
	Alleinstehende		Paare		Alleinstehende		Paare	
	(1) Frauen	(2) Männer	(3) Frauen	(4) Männer	(5) Frauen	(6) Männer	(7) Frauen	(8) Männer
Bruttostund- enlohn (log.)	-0.070 (0.07)	0.012 (0.04)	-0.443*** (0.06)	-0.399*** (0.06)	0.065 (0.11)	0.028 (0.09)	-0.600*** (0.14)	-0.061 (0.11)
Arbeitszeit (Std. pro Woche)	-0.045*** (0.01)	-0.008*** (0.00)	-0.083*** (0.00)	-0.031*** (0.00)	-0.037*** (0.01)	-0.007 (0.01)	-0.051*** (0.01)	-0.024*** (0.01)
Relatives Einkom- men			-0.473*** (0.12)	-0.452*** (0.13)			-0.461** (0.18)	-1.153*** (0.21)
Ext. von Arbeiten im HH	0.178 (0.14)	0.067 (0.10)	-0.065 (0.09)	0.038 (0.06)	-0.240 (0.28)	-0.109 (0.24)	0.116 (0.28)	0.118 (0.20)
Ländlicher Raum	0.305 (0.25)	0.146 (0.24)	0.874*** (0.33)	0.082 (0.30)	-0.150 (0.45)	0.470* (0.26)	0.310 (0.51)	0.633** (0.32)
Anzahl Kinder Al- ter < 3 im HH	3.698*** (0.75)	1.034* (0.59)	5.301*** (0.16)	1.421*** (0.07)	2.333*** (0.84)	-0.138 (0.69)	3.948*** (0.26)	1.498*** (0.14)
Anzahl Kinder Al- ter 3-6 im HH	3.110*** (0.30)	0.370 (0.28)	3.449*** (0.09)	1.161*** (0.05)	3.518*** (0.41)	0.893 (0.57)	3.015*** (0.16)	1.408*** (0.10)
Anzahl Kinder Al- ter 7-14 im HH	1.724*** (0.14)	0.340*** (0.11)	1.926*** (0.06)	0.672*** (0.03)	2.092*** (0.30)	0.770*** (0.26)	1.949*** (0.11)	0.870*** (0.07)
Haushaltseinkom- men (log.)	-0.183** (0.09)	-0.215*** (0.06)	-0.128 (0.10)	-0.097 (0.07)	-0.135 (0.16)	-0.235** (0.12)	-0.042 (0.16)	-0.074 (0.13)
Pflegebedürftige Person im HH	1.471** (0.64)	0.617** (0.31)	2.338*** (0.44)	0.774*** (0.16)	3.327** (1.38)	0.737** (0.36)	2.670*** (0.64)	1.649*** (0.45)
Ausbildungsjahre	0.083*** (0.01)	0.023** (0.01)	0.184*** (0.06)	0.193*** (0.06)	0.069** (0.03)	0.043 (0.03)	0.316** (0.16)	0.141 (0.09)
Alter	0.273*** (0.04)	0.137*** (0.02)	0.324*** (0.04)	0.153*** (0.03)	0.243*** (0.08)	0.122*** (0.04)	0.210*** (0.06)	0.003 (0.05)
Alter quadriert	-0.003*** (0.00)	-0.002*** (0.00)	-0.004*** (0.00)	-0.001*** (0.00)	-0.003*** (0.00)	-0.001*** (0.00)	-0.002*** (0.00)	-0.000 (0.00)
Individuen Beobachtungen	5798 12690	4900 10695	10716 29399	11239 32603	1550 3463	1384 3271	2831 8888	2824 8873

Anmerkungen: * p < 0.1, ** p < 0.05, *** p < 0.01. Alle Spezifikationen sind OLS Regressionen mit Fixed-Effects für Bundesland und Befragungsjahr. Standardfehler (in Klammern) sind auf Individualebene geclustert. Relatives Einkommen = Einkommen / (Einkommen + Einkommen_Partner/Partnerin). Paare sind zusammenlebende verheiratete oder nicht verheiratete Paare. Alleinstehende sind alle Personen, die nicht mit einem Partner oder einer Partnerin im Haushalt leben. Pflegebedürftige Person im HH ist eine Dummy Variable mit dem Wert eins, falls eine pflegebedürftige Person im Haushalt lebt (und dem Wert null anderenfalls). Ländlicher Raum ist eine Dummy Variable mit dem Wert eins, falls der Haushalt in ländlichem im Gegensatz zu städtischem Raum lebt.

Tabelle A3: Gender Care Gap und Externalisierung der Kinderbetreuung

Abhängige Variable: Care-Arbeit (Std. pro Tag)

	West				Ost			
	Alleinstehende		Paare		Alleinstehende		Paare	
	(1) Frauen	(2) Männer	(3) Frauen	(4) Männer	(5) Frauen	(6) Männer	(7) Frauen	(8) Männer
Bruttostund- enlohn (log.)	0.080 (0.22)	0.026 (0.16)	-0.553*** (0.11)	-0.542*** (0.14)	0.238 (0.30)	0.215 (0.41)	-0.830*** (0.24)	0.015 (0.26)
Arbeitszeit (Std. pro Woche)	-0.053*** (0.02)	-0.003 (0.01)	-0.079*** (0.01)	-0.039*** (0.01)	-0.068*** (0.02)	-0.030 (0.03)	-0.051*** (0.02)	-0.032*** (0.01)
Relatives Einkom- men			-0.888*** (0.29)	-1.218*** (0.28)			-0.808 (0.53)	-1.957*** (0.51)
Externalisierung Kinderbetreuung	-0.128 (0.25)	0.203 (0.26)	-0.169 (0.11)	0.107* (0.06)	0.411 (0.63)	0.055 (0.77)	-0.142 (0.26)	0.582*** (0.18)
Anzahl Kinder Al- ter < 3 im HH	1.352* (0.81)	0.615 (0.58)	1.906*** (0.23)	0.300*** (0.09)	0.871 (0.78)	-1.267 (1.39)	1.337*** (0.33)	0.557*** (0.19)
Anzahl Kinder Al- ter 3-6 im HH	0.985** (0.49)	-0.416 (0.48)	1.177*** (0.16)	0.420*** (0.07)	1.179** (0.52)	-1.285 (1.10)	1.033*** (0.23)	0.591*** (0.14)
Anzahl Kinder Al- ter 7-14 im HH	0.497** (0.24)	-0.249 (0.20)	0.836*** (0.10)	0.316*** (0.04)	0.618* (0.37)	-0.513 (0.54)	0.888*** (0.16)	0.485*** (0.11)
Haushaltseinkom- men (log.)	-0.246 (0.50)	-0.355 (0.43)	-0.173 (0.25)	-0.181 (0.17)	-0.015 (0.56)	0.927 (1.19)	0.424 (0.47)	-0.190 (0.36)
Ländlicher Raum	0.705 (1.31)		3.052*** (1.18)	-0.344 (0.70)	0.592 (1.52)		1.354 (1.01)	0.858 (0.59)
Ausbildungsjahre	0.153*** (0.04)	0.045 (0.04)	0.006 (0.22)	-0.090 (0.17)	0.369** (0.17)	0.055 (0.07)	-0.081 (0.52)	-0.017 (0.23)
Alter	0.218 (0.23)	0.533*** (0.12)	0.105 (0.15)	-0.006 (0.08)	0.703* (0.38)	0.190 (0.28)	0.138 (0.25)	-0.107 (0.16)
Alter quadriert	-0.006** (0.00)	-0.012*** (0.00)	-0.004** (0.00)	-0.001 (0.00)	-0.011** (0.00)	-0.007 (0.01)	-0.004 (0.00)	0.000 (0.00)
Individuen Beobachtungen	2026 3233	845 1142	5253 11059	5900 13589	525 883	181 256	1201 2744	1304 3105

Anmerkungen: * p < 0.1, ** p < 0.05, *** p < 0.01. Alle Spezifikationen sind OLS Regressionen mit Fixed-Effects für Bundesland und Befragungsjahr. Standardfehler (in Klammern) sind auf Individualebene geclustert. Relatives Einkommen = Einkommen / (Einkommen + Einkommen_Partner/Partnerin). Paare sind zusammenlebende verheiratete oder nicht verheiratete Paare. Alleinstehende sind alle Personen, die nicht mit einem Partner oder einer Partnerin im Haushalt leben. Ländlicher Raum ist eine Dummy Variable mit dem Wert eins, falls der Haushalt in ländlichem im Gegensatz zu städtischem Raum lebt.