DOI: 10.5771/0342-300X-2018-2-114

Der Einfluss betrieblicher Strukturen auf die Verdienste von Frauen und Männern

Ergebnisse der Betriebsbefragung des Sozio-oekonomischen Panels (SOEP-LEE)

Während die Benachteiligungen von Frauen bei Bildung, Ausbildung und Erwerbsbeteiligung in der Tendenz rückläufig bzw. zum Teil ausgeglichen sind, bestehen andere soziale Ungleichheiten, etwa der geschlechtsspezifische Verdienstunterschied, auf dem deutschen Arbeitsmarkt fast unverändert weiter. Der nach wie vor zu konstatierende Gender Pay Gap wird vielfach mit angebotsseitigen Theorien, etwa mit der unterschiedlichen Humankapitalausstattung von Frauen und Männern, erklärt. Dieser Beitrag zieht nachfrageseitige Erklärungsansätze hinzu und beleuchtet betriebliche Strukturen, von denen angenommen werden kann, dass sie soziale Ungleichheiten reduzieren. Konkret wird danach gefragt, ob und inwieweit formalisierte betriebspolitische Strukturen einerseits und betriebliche Maßnahmen zur Vereinbarkeit von Familie und Beruf andererseits geeignet und wirksam sind, die Verdienstunterschiede zwischen Frauen und Männern zu reduzieren.[1]

ANNE BUSCH-HEIZMANN, TIMOTHY RINKE

© WSI Mitteilungen 2018
Diese Datei und ihr Inhalt sind urheberrechtlich geschützt. Nachdruck und Verwertung (gewerbliche Vervielfältigung, Aufnahme in elektronische Datenbanken, Veröffentlichung online oder offline) sind nicht gestattet.

1 Einleitung

Verdienstunterschiede zwischen Frauen und Männern auf dem deutschen Arbeitsmarkt lassen sich auf angebots- und nachfrageseitige erklärende Faktoren zurückführen.[2] Angebotsseitige Erklärungsansätze thematisieren unter anderem die unterschiedliche Ausstattung von Frauen und Männern mit erwerbsbezogenem Humankapital sowie Unterschiede bei ihren jeweiligen beruflichen Präferenzen (Becker 1985; Polachek 1978). Auch die Annahme (vermeintlich) unterschiedlicher Kompetenzen, die sich durch die Sozialisation von Frauen und Männern ergeben, wird zur Erklärung von geschlechterbezogenen Unterschieden bei beruflichen Entscheidungen herangezogen (Correll 2004). Daneben sind aus lebenslauftheoretischer Perspektive familienbedingte Berufsunterbrechungen und Arbeitszeitreduzierungen relevant, insbesondere für die Beschäftigungschancen von Frauen (Krüger/Levy 2000).

Zunehmend beziehen sich auch deutsche Studien auf nachfrageseitige Theorien und fokussieren den Einfluss betrieblicher Strukturen auf soziale Ungleichheiten zwischen Frauen und Männern (Achatz 2008; Huffman et al. 2017; Projektgruppe GiB 2010). Die Beschäftigungschancen von Arbeitnehmerinnen und Arbeitnehmern hängen, so eine Annahme in der Forschung, aufgrund der „Verbetrieblichung" von Beschäftigungsbedingungen zunehmend von den betrieblichen Rahmenbedingungen ab (Goedicke 2006). Das heißt: Betriebe sind für die Generierung sozialer Ungleichheiten zwischen Frauen und Männern bedeutsam und bilden den Kontext, „in dem Geschlechterunterschiede und -ungleichheiten erzeugt und legitimiert, aber auch relativiert werden" (Achatz 2008, S. 121f.).

In dem folgenden Beitrag soll daher, anknüpfend an bisherige Forschung, mittels eines aktuellen Betriebsdatensatzes für den deutschen Arbeitsmarkt der Zusammenhang zwischen betrieblichen Strukturen und den durchschnittlichen Verdiensten von Frauen und Männern differenziert untersucht werden. Die berücksichtigten unabhängigen Variablen des vorliegenden Beitrags entsprechen inhaltlich denen in aktuellen vergleichbaren Studien oder bilden die interessierenden betrieblichen Strukturen differenzierter ab (Huffman et al. 2017; Projektgruppe

1 Das Projekt, aus dem die hier dargestellten Ergebnisse stammen, wird gefördert durch die Deutsche Forschungsgemeinschaft (DFG): Projektnummer GZ BU 3143/2-1.

2 Für einen Überblick siehe Gottschall (2010).

GiB 2010). Betrachtet wird zum einen der Einfluss formalisierter betriebspolitischer Strukturen. Hierzu zählen wir u. a. die Existenz eines Betriebs- oder Personalrates, formalisierte Entlohnungsgrundsätze und Verfahren bei der Stellenbesetzung wie auch Richtlinien zur Chancengerechtigkeit. Zum anderen untersuchen wir in puncto der Verdienstunterschiede die Wirkungen betrieblicher Maßnahmen zur Vereinbarkeit von Familie und Beruf. Zunächst kann vermutet werden, dass solche betrieblichen Strukturen einen egalisierenden Effekt auf soziale Ungleichheiten, wie Verdienstunterschiede zwischen Frauen und Männern, haben können. Ob diese Annahme durch die Empirie bestätigt wird, ist das Erkenntnisinteresse des vorliegenden Beitrags. Wir fragen im Detail danach,

(1) ob Betriebe durch den Grad der Formalisierung, beispielsweise von personalwirtschaftlichen Verfahren, die Verdienstchancen für Frauen und Männer angleichen können. Die Formalisierung von betrieblichen Strukturen kann, so eine Annahme in der Literatur (vgl. Stainback et al. 2010), Entscheidungsträgerinnen und Entscheidungsträger in den Betrieben dazu anhalten, weniger auf Basis von eigenen Präferenzen und Vorurteilen zu entscheiden. So zeigen bspw. Studien auf Basis der Linked-Employer-Employee-Daten des IAB (LIAB), dass Verdienstunterschiede zwischen den Geschlechtern in Betrieben mit Betriebsrat und in Betrieben mit betrieblicher Tarifbindung geringer sind als in Betrieben ohne entsprechende Strukturen (Ziegler et al. 2010) und dass formalisierte betriebliche Strukturen den Verdienstunterschied zwischen Frauen und Männern generell, aber insbesondere bei Beschäftigten im unteren Bereich der Einkommensverteilung reduzieren können (Huffman et al. 2017). Anknüpfend an neo-institutionalistische Arbeiten (Müller 2010) kann andererseits aber auch vermutet werden, dass solche betrieblichen Strukturen nicht unbedingt mit kongruentem Handeln einhergehen, sondern dass beispielsweise betriebliche Richtlinien zur Chancengerechtigkeit lediglich der Legitimierung gegenüber internen sowie externen Umwelten dienen. Eine gute Sichtbarkeit und hohe Verbindlichkeit solcher Maßnahmen sind, das legen Forschungsergebnisse nahe, wichtige Bedingungen für die tatsächliche (und nicht nur symbolische) Wirksamkeit betrieblicher Maßnahmen (Dobbin et al. 2015; Kalev et al. 2006; Stainback et al. 2010).

(2) Und wir untersuchen weiterhin, ob betriebliche Maßnahmen zur Förderung der Vereinbarkeit von Familie und Beruf zur Angleichung der Verdienste von Frauen und Männern beitragen. Auch hier sind ambivalente Effekte zu vermuten: Einerseits kann angenommen werden, dass insbesondere Frauen durch betriebliche Maßnahmen zur Vereinbarkeit zeitlich entlastet werden und in der Folge mehr Zeit in ihr berufliches Fortkommen investieren können, denn Frauen kommen traditionellerweise häufiger als Männer familiären Verpflichtungen nach. Ergebnisse von Huffman et al. (2017) deuten an, dass familienbezogene betriebliche Maßnahmen Verdienstungleichheiten reduzieren; allerdings ebenfalls vor allem im unteren Einkommenssegment. Gleichzeitig zeigen Williams et al. (2013) für die USA, dass Maßnahmen zur Arbeitszeitflexibilisierung zwar zunehmend angeboten werden, dass diese aufgrund eines „Flexibility Stigmas" jedoch nur vergleichsweise selten in Anspruch genommen werden. Ähnlich stellen Lott und Klenner (2016) für Deutschland fest, dass die Inanspruchnahme entsprechender Maßnahmen für Beschäftigte negative Bewertungen nach sich ziehen kann, da sie die kulturelle Norm der voll dem Arbeitsmarkt zur Verfügung stehenden Arbeitskraft verletzen. Ein solches Stigma mag sich in der Konsequenz auch negativ auf die Löhne auswirken. Daneben diskutieren Ansätze aus dem arbeits- und industriesoziologischen Diskurs, dass die Flexibilisierung der Arbeitszeit eine Ressource sein kann, die insbesondere Frauen für sich nutzen können: Sie seien, möglicherweise aufgrund ihrer vergleichsweise höheren Kompetenz im „Wandelmanagement" (Frey 2004), besser als Männer befähigt, im Sinne eines Arbeitskraftunternehmers (Voß/Pongratz 1998) zu agieren und so von Formen flexibler Arbeitsorganisation zu profitieren, auch im Hinblick auf ihre Verdienste.

Diese Ausgangsüberlegungen sollen im Folgenden empirisch überprüft werden. Abschnitt 2 erläutert zunächst die Datengrundlage und die Methoden der Analyse. Anschließend werden deskriptive Ergebnisse vorgestellt, die die Zusammenhänge zwischen dem (Nicht-)Vorliegen auf Chancengleichheit orientierter betrieblicher Strukturen und den Verdiensten von Frauen und Männern zeigen (3). Diese Analyse wird in Abschnitt 4 durch zusätzliche multivariate Regressionsmodelle vertieft. Der Beitrag schließt mit einem Fazit (5).

2 Daten und Methoden

Betriebliche Strukturen werden in dem vorliegenden Beitrag durch die in den Jahren 2012/13 erstmalig durchgeführte Betriebsbefragung des Sozio-oekonomischen Panels (SOEP-LEE) (Schupp/Liebig 2014) differenziert abgebildet. Hierfür wurden die Befragten des Sozio-oekonomischen Panels (SOEP) (Wagner et al. 2007) der Welle 2012 zu den Adressen ihrer Arbeitgeber und Arbeitgeberinnen[3] des Jahres 2011 befragt, sodass die SOEP-Befragten den Betrieben, in denen sie tätig waren, zugeordnet

3 Als Arbeitgeber/Arbeitgeberinnen wurden die lokalen Betriebseinheiten der Beschäftigten definiert und nicht die gesamte Organisation beziehungsweise das gesamte Unternehmen (Weinhardt et al. 2016).

ÜBERSICHT 1

SOEP-LEE-Variablen zur Analyse betrieblicher Strukturen [A]

Formalisierung	Vereinbarkeit
1 Regeln der Entlohnung *(verbindliche Maßnahme)* Zusammengesetzt aus den Fragen 1A Ist die Entlohnung der Beschäftigten in diesem Betrieb durch einen Tarifvertrag verbindlich geregelt? Sowie (wenn dies nicht zutrifft) 1B Gibt es in Ihrem Betrieb schriftlich fixierte Regeln, Richtlinien oder Leitlinien der Entlohnung?	6 Können in Ihrem Betrieb die nicht leitenden Angestellten ihre täglichen Arbeitszeiten gemäß ihren individuellen Erfordernissen frei einteilen? *(Arbeits(zeit)flexibilisierung)*
2 Gibt es in Ihrem Betrieb einen Betriebs- oder Personalrat, gewählt nach dem Betriebsverfassungs- oder Personalvertretungsgesetz? *(verbindliche Maßnahme)*	Welche der folgenden Möglichkeiten bieten Sie Ihren Beschäftigten, um diese bei ihren außerbetrieblichen, familiären Verpflichtungen zu unterstützen?
3 Zustimmung: Dieser Betrieb hat bürokratische Strukturen mit umfangreichen formellen Regelungen. *(weniger verbindliche Maßnahme)*	7 Möglichkeit, Arbeit mit nach Hause zu nehmen *(Arbeits(zeit)flexibilisierung)*
4 Gibt es in Ihrem Betrieb formal festgelegte Verfahren bei der Stellenbesetzung? *(weniger verbindliche Maßnahme)*	8 Möglichkeit, die Länge oder Lage der Arbeitszeiten anzupassen *(Arbeits(zeit)flexibilisierung)*
5 Gibt es in Ihrem Betrieb Richtlinien, Regeln oder Leitlinien zur Chancengerechtigkeit, zu Diversity oder gegen Diskriminierung, unabhängig von den gesetzlichen Vorgaben? *(weniger verbindliche Maßnahme)*	9 Betriebliche Kindergärten oder Kinderbetreuung *(Kinderbetreuung)* 10 Finanzielle Unterstützung für die private Kinderbetreuung *(Kinderbetreuung)* 11 Eltern-Kind-Arbeitsplatz für z. B. Betreuungsnotfälle *(Kinderbetreuung)*

A Variablen mit mehr als zwei Antwortmöglichkeiten wurden für die Analysen dichotomisiert, indem die teilweise und die volle Zustimmung zusammengefasst wurden.

Quelle: SOEP-LEE, eigene Zusammenstellung

WSI Mitteilungen

werden können. In den auf diese Weise identifizierten Betrieben wurde der Fragebogen jeweils von einer Person beantwortet, „die mit diesem Betrieb gut vertraut ist, z. B. ein Mitglied der Geschäftsführung oder -leitung“ (Weinhardt et al. 2016, S. 26f.). Entsprechend sind rund neun von zehn der Befragten in den Betrieben in einer Management- bzw. einer anderen ausführenden Position tätig.[4] Es liegen für 1708 Betriebe Informationen vor, die für die Analysen mit 1834 Personendaten des SOEPs der Welle 2011 zusammengeführt wurden. Befragte, die inkonsistente Angaben zu ihrer Stellung im Beruf gemacht haben, jünger als 18 Jahre bzw. älter als 64 Jahre waren oder einen fehlenden Wert bei einer der berücksichtigten Variablen hatten, gingen nicht in die Stichprobe ein, wodurch sich diese auf insgesamt 1422 Fälle (abhängig Beschäftigte im erwerbsfähigen Alter) verringert.

Bei der Interpretation von Ergebnissen auf Basis der SOEP-LEE-Daten muss berücksichtigt werden, dass bei der Ziehung der Stichprobe Verzerrungen entstanden sind. Von besonderer Bedeutung für die Generalisierbarkeit der Ergebnisse dieses Beitrags ist, dass der öffentliche Sektor in der Stichprobe überrepräsentiert ist (Weinhardt et al. 2016). Darüber hinaus sind Betriebe mit weniger als fünf Beschäftigten nicht in der Stichprobe enthalten. Diese Selektionseffekte führen dazu, dass soziale Ungleichheiten zwischen Frauen und Männern, etwa der Gender Pay Gap, in der Tendenz unterschätzt sind. Zudem ist zu berücksichtigen, dass die Ergebnisse nicht auf gesamte Unternehmen, sondern nur auf lokale Betriebseinheiten bezogen sind (vgl. Fußnote 3).

Die abhängige Variable der vorliegenden deskriptiven Analysen ist der durchschnittliche Bruttostundenverdienst der Befragten. *Übersicht 1* zeigt die unabhängigen Variablen bzw. die entsprechenden Fragen zum (Nicht-) Vorliegen der erfragten betrieblichen Strukturen. Die Ausprägungen dieser Variablen sind jeweils 0 (Maßnahme liegt nicht vor) oder 1 (Maßnahme liegt vor). Die Variablen zu (1) Merkmalen der *Formalisierung* der Betriebe wurden bei den Auswertungen nochmals getrennt nach *verbindlichen Maßnahmen* und *weniger verbindlichen Maßnahmen*. Mit verbindlichen Maßnahmen sind solche gemeint, die stärker von außen kontrolliert werden und auch rechtlich bindend sind. Hierunter fällt die Existenz eines Betriebs- oder Personalrats sowie die generierte Variable „Regeln der Entlohnung“. Diese Variable wurde für die Analysen aus zwei (Filter-)Fragen zusammengefügt (siehe Frage 1a und 1b in *Übersicht 1*) und umfasst somit auch das Vorhandensein von Branchen- oder Flächentarifverträgen oder von Haus- oder Firmentarifverträgen. Zudem werden (2) betriebliche Maßnahmen zur *Vereinbarkeit* von Familie und Beruf nochmals nach Maßnahmen zur *Arbeits(zeit)flexibilisierung* und solchen zur Unterstützung der *Kinderbetreuung* differenziert. Für die deskriptiven Verteilungen wurde der im SOEP für die Welle 2011 enthaltene Querschnittgewichtungsfaktor verwendet.

Darüber hinaus wurden auch multivariate lineare Regressionsmodelle (ungewichtet) getrennt für Frauen und für Männer geschätzt. Dies dient dazu zu zeigen, ob die in der Deskription abgebildeten Zusammenhänge zwischen betrieblichen Strukturen und Verdiensten von Frauen und Männern nach Kontrolle von weiteren relevanten Drittvariablen[5] signifikant sind, oder ob die in der Deskription gezeigten Zusammenhänge beispielsweise reine „Brancheneffekte“ sind. Die multivariaten Regressionsmodelle ermöglichen somit die Interpretation der hier im Zentrum stehenden nachfrageseitigen Annahmen unter Kontrolle angebotsseitiger (individueller) sowie struktureller Merkmale. Zudem kann die Berücksichtigung der individuellen Merkmale die mit hoher Wahrscheinlichkeit vorhandene Selektivität beim Zugang zu Betrieben mit starken oder

4 Zu weiteren Informationen zu dem Sample-Prozess sowie zu Merkmalen der Befragten in den Betrieben vgl. Weinhardt et al. (2016).

5 Zu den relevanten Drittvariablen zählen wir diejenigen a) zur Organisation (Wirtschaftsbranche, Betriebsgröße, öffentlicher Dienst/Privatwirtschaft, Arbeitsstätte Ost-/Westdeutschland), b) zum Humankapital und Familienverpflichtungen der Befragten (Bildung, Berufserfahrung, quadrierte Berufserfahrung, Betriebszugehörigkeit, Familienstand, Kinder bis 16 Jahre im Haushalt), c) zu weiteren individuellen Merkmalen der Befragten (Alter, Berufliche Stellung, Vollzeit/Teilzeit). Für die Ausprägungen der Kontrollvariablen siehe Tabelle 3.

TABELLE 1

Betriebliche Strukturmerkmale zur Förderung von Chancengleichheit[A]

Angaben in Prozent

	Gesamt	Wirtschaftsbranche[B]				Betriebsgröße				Im öffentlichen Dienst		Arbeitsstätte Ost-/Westdeutschland	
		Produzierendes Gewerbe	Kreditgewerbe u. a.	Erziehung u. a.	Sonstiges	5–9 Beschäftigte	10–49 Beschäftigte	50–249 Beschäftigte	250 und mehr Beschäftigte	Privatwirtschaft	Im öffentlichen Dienst	Westdeutschland	Ostdeutschland
Vorliegen von Formalisierungsmaßnahmen													
1 Regeln der Entlohnung	85	76	95	92	87	72	79	84	96	77	99	84	89
2 Betriebs- oder Personalrat	62	53	87	66	64	(21)	35	69	92	48	85	63	57
3 Bürokratische Strukturen	37	21	(60)	43	44	(21)	28	33	54	25	56	37	33
4 Formal Verf. Stellenbes.	60	42	84	74	64	(28)	41	66	81	46	83	59	66
5 Richtlinien zur Chanceng.	52	41	70	59	56	(22)	36	59	69	43	69	53	52
Vorliegen von Maßnahmen zur Vereinbarkeit von Familie und Beruf													
6 Flexible Arbeitszeiten	49	57	82	36	51	41	37	45	70	48	52	52	39
7 Arbeit von zu Hause	51	54	82	44	52	(22)	37	49	76	45	61	53	41
8 Länge oder Lage Arbeitszeit	77	76	96	69	81	56	67	76	92	73	83	77	74
9 Betriebliche Kindergärten	14	8	(32)	21	13	(8)	7	8	30	9	22	14	12
10 Finanz. Unterstütz. Kinderb.	10	12	(17)	7	9	(14)	8	8	12	11	8	10	8
11 Eltern-Kind-Arbeitsplatz	18	10	(33)	21	22	(19)	14	16	24	15	23	18	20

A nach Wirtschaftsbranche, Betriebsgröße, öffentlicher Dienst/Privatwirtschaft, Arbeitsstätte Ost-/Westdeutschland. Gewichtete Spaltenprozente bei Vorliegen der Merkmale.
B Kategorisierung der Wirtschaftsbranchen angelehnt an Berninger/Schröder (2015): Männerdominierte Branchen (Produzierendes Gewerbe)/Geschlechterintegrierte Branchen (Kreditgewerbe, Versicherungsgewerbe, Immobilien, Vermietung/Verpachtung)/Frauendominierte Branchen (Erziehung, Gesundheits-, Veterinär- und Sozialwesen).
N=1422; Zahlen in Klammern bei Zellenbesetzungen < 30;

Quelle: SOEP.V28 2011, SOEP-LEE; eigene Berechnungen

WSI Mitteilungen

schwachen formalisierten Strukturen – was die Ergebnisse verzerren könnte – ein Stück weit kompensieren. So wäre etwa denkbar, dass Frauen mit Kindern eher in Betrieben mit guten Vereinbarkeitsbedingungen zu finden sind, was zu einer Unterschätzung durchschnittlicher etwaiger Verdienstvorteile in jenen Betrieben für Frauen führen könnte.

Die abhängigen Variablen der multivariaten linearen Regressionsmodelle sind die logarithmierten Bruttostundenverdienste von Frauen und Männern. Die Verwendung der logarithmierten Bruttostundenverdienste ermöglicht es – neben weiteren methodischen Vorteilen –, die Regressionskoeffizienten der unabhängigen Variablen näherungsweise als prozentuale Veränderung der Verdienste zu interpretieren.[6] Um möglichen Multikollinearitätsproblemen vorzubeugen, wurden für die unabhängigen Variablen zu den betrieblichen Maßnahmen zur Chancengleichheit jeweils additive Summenindizes zu verbindlichen Maßnahmen, weniger verbindlichen Maßnahmen, Arbeits(zeit)flexibilisierung und Kinderbetreuung gebildet und in die Modelle eingefügt.[7] Der additive Summenindex zu den verbindlichen Maßnahmen reicht von 0 „keine Maßnahme“ bis 2 „zwei Maßnahmen“, die additiven Summenindizes bezüglich der weniger verbindlichen Maßnahmen sowie zur Arbeits(zeit)flexibilisierung reichen entsprechend von 0 „keine Maßnahme“ bis 3 „drei Maßnahmen“. Der additive Summenindex zu den Maßnahmen der Kinderbetreuung reicht von 0 „keine Maßnahme“ bis 2 „mindestens zwei Maßnahmen“, weil alle drei Maßnahmen zur Kinderbetreuung nur sehr vereinzelt gemeinsam in Betrieben vorlagen und so methodische Probleme durch gering besetzte Zellen vermieden werden konnten.

Tabelle 1 zeigt zunächst die Verteilung der betrieblichen Merkmale insgesamt sowie differenziert nach Wirtschaftsbranche, Betriebsgröße, öffentlicher Dienst/Privatwirtschaft und Region (Arbeitsstätte Ost-/Westdeutschland). Dies dient dazu, einen ersten Überblick zu Strukturmerkmalen zu erhalten, nach denen die betrachteten betrieblichen Maßnahmen zur Chancengleichheit vergleichsweise

6 Hierzu vgl. Amlinger (2014).

7 Die multivariaten Regressionsmodelle wurden unter anderem auch mit den einzelnen unabhängigen Variablen sowie mit den Summenindizes als kategoriale Variablen geschätzt, wobei sich die Ergebnisse nicht substanziell von den in Tabelle 3 gezeigten Modellen unterschieden.

TABELLE 2

Durchschnittliche Bruttostundenverdienste und Gender Pay Gap (GPG) in Betrieben mit und ohne Maßnahmen zur Chancengleichheit

Angaben in Euro und in Prozentpunkten

		Bruttostundenverdienste[A]		Gender Pay Gap[B]
		Männer	Frauen	GPG
	Gesamt	17,93	15,12	15,70
	Formalisierung			
1 Regeln der Entlohnung	Nein	15,15	13,26	12,46
	Ja	18,46	15,41	16,51
2 Betriebs- oder Personalrat	Nein	14,57	12,24	16,04
	Ja	19,94	16,95	14,99
3 Bürokratische Strukturen	Nein	17,00	14,68	13,67
	Ja	19,56	15,87	18,86
4 Formal festgelegte Verfahren Stellenbesetzung	Nein	16,09	13,74	14,61
	Ja	19,20	16,01	16,63
5 Richtlinien zur Chancengerechtigkeit	Nein	15,67	13,90	11,27
	Ja	19,74	16,39	16,97
	Vereinbarkeit			
6 Flexible Arbeitszeiten	Nein	17,08	13,88	18,72
	Ja	18,72	16,55	11,58
7 Arbeit von zu Hause	Nein	15,21	13,22	13,07
	Ja	20,21	17,27	14,55
8 Länge oder Lage Arbeitszeit	Nein	14,62	13,49	7,72
	Ja	18,93	15,62	17,46
9 Betriebliche Kindergärten	Nein	17,42	14,76	15,30
	Ja	21,80	16,91	22,42
10 Finanzielle Unterstützung Kinderbetreuung	Nein	17,78	14,96	15,88
	Ja	19,21	16,95	11,74
11 Eltern-Kind-Arbeitsplatz	Nein	17,41	14,86	14,63
	Ja	20,09	16,39	18,41

A gewichtete Mittelwerte in Euro.
B Berechnet aus der Differenz der (ungerundeten) durchschnittlichen Bruttostundenverdienste der Männer und der Frauen im Verhältnis zum (ungerundeten) durchschnittlichen Bruttostundenverdienst der Männer (Abweichungen in den Nachkommastellen sind entsprechend rundungsbedingt).
N = 1422

WSI Mitteilungen

Quelle: SOEP.V28 2011, SOEP-LEE; eigene Berechnungen

häufiger anzutreffen sind. Ohne auf die Tabelle im Detail eingehen zu können, zeigt sich beispielsweise, dass rund 85 % der Befragten in Betrieben mit verbindlichen Entlohnungsregelungen arbeiten. Darüber hinaus zeigt sich, dass der Anteil von Personen in Betrieben mit den berücksichtigten betrieblichen Maßnahmen am größten in den eher geschlechterintegrierten Branchen (Kreditgewerbe u. a.) ist. Es arbeiten beispielsweise rund 95 % der Befragten, die im Kreditgewerbe (u. a.) tätig sind, in Betrieben mit Entlohnungsregeln. Mit zunehmender Betriebsgröße steigt, mit wenigen Ausnahmen, der Anteil von Personen in Betrieben mit formalisierten Strukturen sowie Maßnahmen zur Vereinbarkeit von Familie und Beruf. Erwartungsgemäß weisen die Betriebe der Befragten des öffentlichen Dienstes einen höheren Grad der Formalisierung auf und bieten häufiger Maßnahmen für die Vereinbarkeit von Familie und Beruf an als die Betriebe der Befragten aus der Privatwirtschaft. Im öffentlichen Dienst arbeiten beispielsweise rund 61 % der Befragten in Betrieben, die die Möglichkeit von Heimarbeit anbieten. Diese Option haben im Vergleich nur rund 45 % der Befragten, die in der Privatwirtschaft arbeiten. Diese und weitere Branchen-, Betriebsgrößen- und Regionaleffekte sind demnach in den folgenden Betrachtungen zu berücksichtigen und gemeinsam mit individuellen Merkmalen der Befragten in den multivariaten Modellen zu kontrollieren.

3 Durchschnittliche Verdienste von Frauen und Männern in Betrieben mit und ohne Maßnahmen zur Chancengleichheit

Im Folgenden wird dargelegt, inwiefern betriebliche Maßnahmen zur Chancengleichheit das Ausmaß geschlechtsspezifischer Verdienste und entsprechend den Gender Pay Gap beeinflussen.

Die abhängig beschäftigten Frauen haben einen durchschnittlichen Bruttostundenverdienst von rund 15,12 € und verdienen damit in etwa 15,70 Prozentpunkte weniger als die abhängig beschäftigten Männer mit einem durchschnittlichen Bruttostundenverdienst von rund 17,93 € *(Tabelle 2)*. Damit liegt der beobachtete Gender Pay Gap unter dem Wert der amtlichen Statistik, die für das Jahr 2011 eine Verdienstdifferenz von 22 Prozentpunkten angibt (Statistisches Bundesamt 2016). Der geringere Wert des Gender Pay Gap im Vergleich zur amtlichen Statistik lässt sich auf die bereits genannten Verzerrungen der SOEP-LEE-Stichprobe zurückführen.

Die deskriptiven Ergebnisse zeigen, dass die durchschnittlichen Bruttostundenverdienste von Frauen und von Männern in Betrieben mit Formalisierungsmaßnahmen höher sind als in Betrieben ohne solche Maßnahmen (*Tabelle 2* sowie *Abbildung 1*). Differenziert nach Geschlecht lässt sich allerdings auch erkennen, dass sich die Verdienste von Frauen und Männern eher mit dem Vorhandensein verbindlicher Maßnahmen angleichen, da Frauen teilweise stärkere Verdienstzuwächse als Männer aufweisen. So profitieren Frauen in Betrieben mit Betriebs- oder Personalräten im Hinblick auf die durchschnittlichen Bruttostundenverdienste offenbar stärker als Männer, sodass der Gender Pay Gap in Betrieben mit Betriebs- oder Personalräten geringer ausfällt als in Betrieben ohne Interessenvertretung. Bei den weiteren berücksichtigten betriebspolitischen Maßnahmen deutet sich (überraschender Weise) an, dass der Gender Pay Gap größer ausfällt, wenn formalisierte betriebliche Strukturen vorhanden sind, als wenn sie fehlen. Dieses Muster zeigt sich besonders deutlich beim Vorhandensein bürokrati-

scher Strukturen und Richtlinien zur Chancengerechtigkeit.

Auch mit Blick auf betriebliche Maßnahmen zur Arbeits(zeit)flexibilisierung sowie zur Kinderbetreuung sind die durchschnittlichen Bruttostundenverdienste der Befragten auf einem höheren Niveau als in Betrieben, in denen solche Angebote fehlen (*Tabelle 2* sowie *Abbildung 2*). Mit Bezug auf die durchschnittlichen Verdienste zeigen sich größere Chancen einer gelingenden Gleichstellungspolitik bei den Maßnahmen zur Arbeits(zeit)-flexibilisierung. Hier profitieren Frauen im Hinblick auf flexible Arbeitszeiten. Der Gender Pay Gap ist in Betrieben, in denen die nicht-leitenden Angestellten ihre täglichen Arbeitszeiten gemäß ihren individuellen Belangen frei einteilen können, geringer als in Betrieben mit starren Arbeitszeitmodellen. Gleichzeitig verdienen Männer durchschnittlich *etwas* besser in Betrieben, die die Möglichkeit, Heimarbeit zu leisten, anbieten. Und sie verdienen *deutlich* besser in Betrieben, die flexible Modelle hinsichtlich Länge oder Lage der Arbeitszeit zur Verfügung stellen, was sich wiederum verstärkend auf den Gender Pay Gap auswirkt.

Schließlich wirken sich auch betriebliche Maßnahmen zur Kinderbetreuung positiv auf die Verdienste von Frauen und von Männern aus. In Betrieben, die eine finanzielle Unterstützung der privaten Kinderbetreuung anbieten, zeigt sich ein geringerer Gender Pay Gap als in Betrieben ohne diese Maßnahme. In Betrieben mit betrieblichen Kindergärten sowie mit Eltern-Kind-Arbeitsplätzen wiederum erzielen Männer stärker als Frauen höhere durchschnittliche Bruttostundenverdienste als in Betrieben ohne diese Maßnahmen, was im Ergebnis zu einem höheren Gender Pay Gap in diesen Betrieben führt.

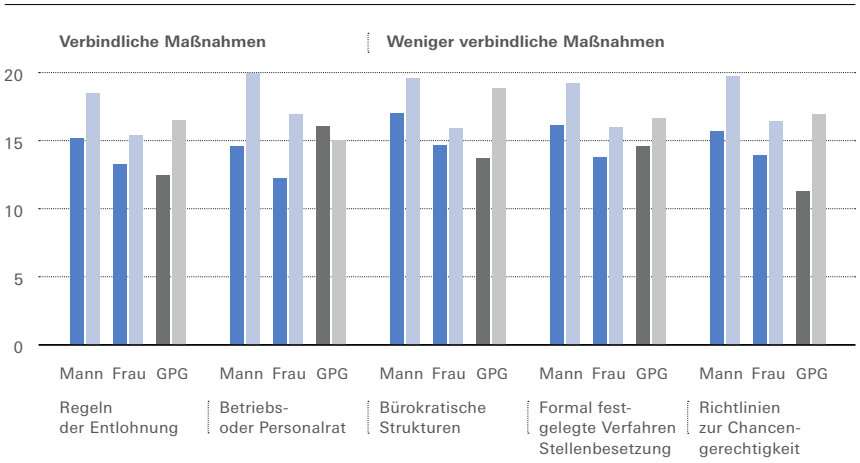
4 Multivariate Ergebnisse

Im Folgenden werden die im vorherigen Abschnitt dargestellten deskriptiven Ergebnisse durch multivariate lineare Regressionsmodelle bezüglich der durchschnittlichen Bruttostundenverdienste von Frauen und Männern ergänzt. Es werden für Männer (Modell 1) und für Frauen (Modell 2) getrennte Regressionsmodelle geschätzt, mit den logarithmierten Bruttostundenverdiensten der Befragten als abhängige Variable. Die zentralen erklärenden Variablen zu den betrieblichen Maßnahmen wurden hierfür in Anlehnung an Huffman et al. (2017) zu additiven Summenindizes zusammengefasst (siehe Abschnitt 2). Neben den additiven Summenindizes gehen eine Vielzahl weiterer Kontrollvariablen unter anderem zu weiteren relevanten Betriebsmerkmalen (Wirtschaftsbranche, Betriebsgröße, öffentlicher Dienst/Privatwirtschaft, Arbeitsstätte Ost-/Westdeutschland), zum Humankapital und

ABBILDUNG 1

Durchschnittliche Bruttostundenverdienste und Gender Pay Gap (GPG) in Betrieben mit und ohne formalisierte betriebspolitische Strukturen[A]

Angaben in Euro und Prozentpunkten



A gewichtete Mittelwerte in Euro und Gender Pay Gap (GPG) in Prozentpunkten; N=1422

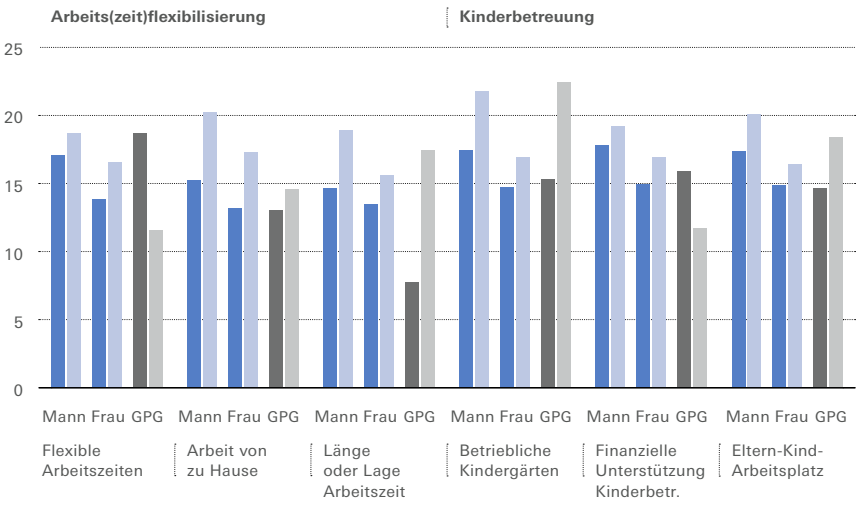
Quelle: SOEP.V28 2011, SOEP-LEE; eigene Berechnungen

WSI Mitteilungen

ABBILDUNG 2

Durchschnittliche Bruttostundenverdienste und Gender Pay Gap (GPG) in Betrieben mit und ohne Maßnahmen zur Vereinbarkeit[A]

Angaben in Euro und Prozentpunkten



A gewichtete Mittelwerte in Euro und Gender Pay Gap (GPG) in Prozentpunkten; N=1422

Quelle: SOEP.V28 2011, SOEP-LEE; eigene Berechnungen

WSI Mitteilungen

Familienverpflichtungen der Befragten (Bildung, Berufserfahrung, quadrierte Berufserfahrung, Betriebszugehörigkeit, Familienstand, Kinder bis 16 Jahre im Haushalt) sowie weitere Kontrollvariablen (Alter, Berufliche Stellung, Vollzeit/Teilzeit) in die Analysen ein.

Tabelle 3 zeigt, dass die unabhängigen Variablen im Modell 1 (Männer) rund 61 % der Varianz der durchschnittlichen logarithmierten Bruttostundenverdienste erklären können, während dies im Modell 2 (Frauen) nur rund 43 % sind. Mit Bezug auf die interessierenden betrieblichen Strukturen zeigt sich, dass in beiden Modellen hochsignifikante positive Zusammenhänge zwischen den verbindlichen Formalisierungsmaßnahmen und den durchschnittlichen logarithmierten Bruttostundenverdiensten der Befragten bestehen. Der Regressionskoeffizient im Modell der Frauen ist dabei etwas höher als der Koeffizient im Modell der Männer. Arbeitnehmerinnen verdienen demnach mit jeder verbindlichen Formalisierungsmaßnahme im Betrieb durchschnittlich 9,1 Prozentpunkte mehr; bei Männern sind es in diesem Fall durchschnittlich 7,8 Prozentpunkte. Bezüglich der weniger verbindlichen Formalisierungsmaßnahmen zeigen sich keine statistisch bedeutsamen Effekte auf die durchschnittlichen logarithmierten Bruttostundenverdienste der Befragten, wenngleich hier, bei gebotener interpretativer Vorsicht, das negative Vorzeichen im Modell der Frauen interessant ist. Die unterschiedlichen Vorzeichen der Regressionskoeffizienten deuten damit in die Richtung des in der Deskription gezeigten Musters der stärkeren Verdienstvorteile von Männern in Betrieben mit weniger verbindlichen Formalisierungsmaßnahmen. Signifikante positive Zusammenhänge zeigen sich in den Modellen zwischen den betrieblichen Maßnahmen der Arbeits(zeit)flexibilisierung und den durchschnittlichen logarithmierten Bruttostundenverdiensten der Befragten. Auch hier lässt sich ein höherer positiver Regressionskoeffizient im Modell der Frauen erkennen. Arbeitnehmerinnen verdienen mit jeder zusätzlichen Maßnahme der Arbeits(zeit)flexibilisierung durchschnittlich 5,1 Prozentpunkte mehr, während Männer durchschnittlich 3,2 Prozentpunkte durch zusätzliche Maßnahmen der Arbeits(zeit)flexibilisierung mehr verdienen. Ähnlich wie bei den verbindlichen Maßnahmen sind etwaige stärkere Verdienstzuwächse der Männer im Vergleich zu den Frauen, wie sie in den Deskriptionen zum Teil gezeigt wurden, offenbar durch andere relevante Drittvariablen erklärbar. Schließlich interessieren auch die Effekte der betrieblichen Maßnahmen der Kinderbetreuung. Hier zeigt sich ein schwach signifikanter positiver Effekt im Modell der Männer, während im Modell der Frauen ein nicht signifikanter negativer Effekt von diesen Maßnahmen ausgeht. Die durchschnittlichen Verdienste von Arbeitnehmern steigen demnach durch jede zusätzliche betriebliche Kinderbetreuungsmaßnahme im Betrieb um 2,9 Prozentpunkte, während dies für Arbeitnehmerinnen nicht der Fall ist. Eine Verringerung des Gender Pay Gap durch jene Maßnahmen, wie sie sich in den Deskriptionen zumindest bei dem Indikator „finanzielle Unterstützung für private Kinderbetreuung" zeigte, ist den Ergebnissen der multivariaten Modelle entsprechend nicht zu erwarten.

5 Fazit

Ausgangspunkt unserer Analyse war die Annahme, dass der zwischen den Verdiensten von Männern und Frauen bestehende Gender Pay Gap auch infolge betrieblicher Strukturen erklärt bzw. durch diese positiv oder negativ beeinflusst werden kann. Betrachtet wurde zum einen der Einfluss betriebspolitischer Strukturen wie bspw. die Existenz eines Betriebs- oder Personalrates, formalisierte Entlohnungsgrundsätze und Verfahren bei der Stellenbesetzung wie auch Richtlinien zur Chancengerechtigkeit. Zum anderen wurden die Wirkungen von Maßnahmen zur Vereinbarkeit von Familie und Beruf auf die Verdienststrukturen untersucht. Im Ergebnis präsentiert der vorliegende Beitrag deskriptive Ergebnisse zu Verdiensten von Frauen und Männern in Betrieben mit und ohne Maßnahmen zur Chancengleichheit. Darüber hinaus wurden multivariate lineare Regressionsmodelle gezeigt, in denen für eine Vielzahl relevanter Drittvariablen (zu betrieblichen Merkmalen wie auch zu Humankapital und Familienverpflichtungen der Befragten sowie weiteren Kontrollvariablen) kontrolliert wurde.

Es zeigt sich in den multivariaten Regressionsmodellen, dass die durchschnittlichen Verdienste von Frauen und Männern steigen, wenn Betriebe über verbindliche formalisierte betriebspolitische Praktiken verfügen. Dieser positive Effekt zeigt sich für die Verdienste von Frauen deutlicher als für die Verdienste von Männern. Auch die deskriptiven Analysen deuten darauf hin, dass der Gender Pay Gap in Betrieben mit Betriebs- oder Personalrat geringer ist. Diese Ergebnisse entsprechen damit den Befunden von Ziegler et al. (2010). Deutlich wird aber auch: Weniger verbindliche formalisierte Regelungen zeigen eine geringere Wirkung hinsichtlich einer Verringerung geschlechtsspezifischer sozialer Ungleichheiten. Dies zeigt sich bspw. bei betrieblichen Richtlinien zur Chancengerechtigkeit. Die nicht signifikanten Befunde in den Regressionsmodellen und der sogar (wenn auch nicht signifikante) negative Zusammenhang mit den Verdiensten der Frauen deuten darauf hin, dass es Regelungen gibt, die eher legitimatorischen Charakter haben, worauf auch neo-institutionalistische Arbeiten (Müller 2010) verweisen. Dass hier keine ungleichheitsmindernden Effekte sichtbar werden, könnte demnach dadurch erklärt werden, dass bestimmte betriebliche Strukturen und Maßnahmen zwar in den Betrieben eingeführt, jedoch in der Praxis nicht entsprechend umgesetzt werden. Formalisier-

TABELLE 3

Ergebnisse der OLS-Regressionen[A]

		Logarithmierte Bruttostundenverdienste	Mann	Frau
Betriebliche Maßnahmen		Verbindliche Formalisierungsmaßnahmen (0–2: keine/eine/zwei Maßnahmen)	0,078*** (0,022)	0,091*** (0,024)
		Weniger verbindliche Formalisierungsmaßnahmen (0–3: keine/eine/zwei/drei Maßnahmen)	0,011 (0,015)	–0,002 (0,015)
		Maßnahmen der Arbeits(zeit)flexibilisierung (0–3: keine/eine/zwei/drei Maßnahmen)	0,032** (0,012)	0,051*** (0,014)
		Maßnahmen der Kinderbetreuung (0–2: keine/eine/zwei u. mehr Maßnahmen)	0,029+ (0,017)	–0,007 (0,020)
Organisation	Wirtschaftsbranche *(Referenz: Produzierendes Gewerbe)*	Kreditgewerbe u. a.	–0,010 (0,083)	–0,028 (0,084)
		Erziehung u. a.	–0,189*** (0,047)	–0,137** (0,049)
		Sonstiges	–0,123*** (0,033)	–0,192*** (0,045)
	Betriebsgröße *(Referenz: Mittelgroße Betriebe, 50–249 Beschäftigte)*	Kleinstbetriebe (5–9 Beschäftigte)	–0,041 (0,050)	–0,091* (0,044)
		Kleinbetriebe (10–49 Beschäftigte)	–0,098** (0,031)	–0,072* (0,032)
		Großbetriebe (250 und mehr Beschäftigte)	–0,010 (0,028)	–0,058 (0,038)
	Im öffentlichen Dienst *(Referenz: Privatwirtschaft)*		–0,038 (0,033)	0,088* (0,034)
	Arbeitsstätte Ost-/Westdeutschland *(Referenz: Westdeutschland)*		–0,291*** (0,029)	–0,193*** (0,031)
Humankapital, Familienverpflichtungen	Bildung[B] *(Referenz: Mittlere Bildung)*	Geringe Bildung	–0,098** (0,031)	–0,122** (0,040)
		Hohe Bildung	0,129*** (0,038)	0,178*** (0,032)
	Berufserfahrung (Teilzeit mit halbem Gewicht, in Jahren)		0,024*** (0,006)	0,006 (0,006)
	Quadrierte Berufserfahrung (Teilzeit mit halbem Gewicht)		–0,001*** (0,000)	–0,000 (0,000)
	Betriebszugehörigkeit (in Jahren)		0,007*** (0,001)	0,005** (0,002)
	Familienstand (Verheiratet zusammenlebend) *(Referenz: Alle anderen)*		0,039 (0,029)	0,039 (0,031)
	Kinder bis 16 Jahre im Haushalt *(Referenz: Nein)*		0,054+ (0,029)	0,028 (0,033)
Weitere Kontrollvariablen	Alter (in Jahren)		0,003 (0,003)	–0,000 (0,002)
	Berufliche Stellung *(Referenz: Angestellte)*	Arbeiter/Arbeiterin	–0,152*** (0,029)	–0,208*** (0,041)
		Beamter/Beamtin	0,022 (0,050)	0,203*** (0,050)
		Führungsposition	0,357*** (0,038)	0,245*** (0,040)
	Vollzeit/Teilzeit *(Referenz: Vollzeit)*		–0,059 (0,065)	–0,003 (0,035)
Konstante			2,286*** (0,093)	2,415*** (0,088)
Beobachtungen			737	685
Korrigiertes R-Quadrat			0,609	0,434

A mit robusten Standardfehlern in Klammern; abhängige Variablen: logarithmierte Bruttostundenverdienste
B geringe Bildung: CASMIN 1; mittlere Bildung: CASMIN 2; hohe Bildung: CASMIN 3
Signifikanzniveaus: *** p < 0,001; ** p < 0,01; * p < 0,05; + p < 0,1;

Quelle: SOEP.V28 2011, SOEP-LEE; eigene Berechnungen

WSI Mitteilungen

te betriebspolitische Maßnahmen sind demnach offenbar nur dann besonders wirksam, wenn sie, Stainback et al. (2010) entsprechend, mit einer guten Sichtbarkeit und hohen Verbindlichkeit einhergehen, wie es bspw. bei Existenz einer betrieblichen Interessenvertretung der Fall ist.

Weitere Chancen zur Verminderung von geschlechterbezogenen sozialen Ungleichheiten wurden dann vermutet, wenn Betriebe Maßnahmen zur Vereinbarkeit von Familie und Beruf anbieten. Wie sich in den Analysen zeigt, steigt der durchschnittliche Bruttostundenverdienst von Arbeitnehmern mit jeder Maßnahme der Arbeits(zeit)flexibilisierung in den Betrieben um 3,2 Prozentpunkte. Interessant ist auch hier der etwas höhere positive Regressionskoeffizient in dem Modell, das die Bruttostundenverdienste der Frauen ausweist (*Tabelle 3*, Modell 2). Arbeitnehmerinnen verdienen durchschnittlich 5,1 Prozentpunkte mehr mit jeder zusätzlichen betrieblichen Maßnahme der Arbeits(zeit)flexibilisierung. In den deskriptiven Auswertungen zeigt sich analog hierzu in Betrieben mit flexiblen Arbeitszeiten ein geringerer Gender Pay Gap als in Betrieben ohne dieses Angebot. Dieses Muster lässt sich möglicherweise unter Rückgriff auf die Annahmen zum „weiblichen Arbeitskraftunternehmer" (Frey 2004) erklären. Empirischen Studien zufolge zeigen insbesondere gut qualifizierte Frauen eine Erwerbsorientierung im Sinne des „Arbeitskraftunternehmers" (Pongratz/Voß 2004). Das heißt, sie besitzen aufgrund ihres beruflichen und familialen Hintergrundes besondere Kompetenzen der Selbstorganisation und Eigeninitiative, die Frey (2004) als „Wandelmanagement" bezeichnet. Mit diesen Kompetenzen können Frauen möglicherweise besser als Männer die besonderen Anforderungen flexibler Formen der Arbeitsorganisation erfüllen und deren Potenziale nutzen.

Bei den betrieblichen Maßnahmen der Kinderbetreuung zeigte sich im Regressionsmodell der Männer ein schwach signifikanter positiver Effekt auf die durchschnittlichen Verdienste, während sich für die Frauen hier kein signifikanter Effekt zeigte, was im Ergebnis den Gender Pay Gap vergrößert. Männer verdienen demnach mit jeder zusätzlichen betrieblichen Maßnahme zur Kinderbetreuung durchschnittlich 2,9 Prozentpunkte mehr. Dieses Muster zeigte sich in (fast) allen Fällen, in denen Betriebe Maßnahmen zur Kinderbetreuung anbieten – mit Ausnahme der Variante, dass Betriebe die private Kinderbetreuung finanziell unterstützen: Männer scheinen damit stärker als Frauen von betrieblichen Maßnahmen der Kinderbetreuung profitieren zu können. Dies ist ein überraschender, wenn nicht gar paradoxer Befund. Er könnte ggf. dadurch erklärt werden, dass es kulturelle Erwartungen bzw. Assoziationen gibt, die die aufzubringende zeitliche Fürsorge für Kinder primär der Mutterrolle zuschreiben, sodass die Vaterrolle der Männer weit weniger mit reduzierten Leistungserwartungen assoziiert wird (Ridgeway/Correll 2004). Wenn Mütter betriebliche Kinderbetreuungsmöglichkeiten also nutzen, kann ein „Flexibility Stigma" (Williams et al. 2013) ausgelöst und die „statistische Diskriminierung"[8] von Frauen befördert werden, was die eigentlich zu erwartenden Verdienstvorteile dämpft.

Insgesamt weisen die Ergebnisse erstens darauf hin, dass es – wie eingangs vermutet – durchaus einen sichtbaren Zusammenhang zwischen betrieblichen Strukturen und den Chancen zum Abbau von Geschlechterungleichheiten in den Betrieben gibt. Zweitens werden Differenzierungen erkennbar: stärker verbindliche Formalisierungsmaßnahmen, wie die Existenz eines Betriebsrates, sowie Maßnahmen zur Arbeits(zeit)flexibilisierung, haben einen sichtbar positiven Effekt. Sie reduzieren den Gender Pay Gap. Dagegen sind weniger verbindliche Formalisierungsmaßnahmen und betriebliche Maßnahmen zur Kinderbetreuung eher ambivalent zu bewerten. Diese Erkenntnisse sollten in künftiger Forschung vertieft werden, um die konkreten Mechanismen, die sich hinter den gezeigten Mustern verbergen, aufzudecken. So ist zu fragen, unter welchen Bedingungen sich das Potenzial von betrieblichen Maßnahmen zur Chancengleichheit zeigt, und unter welchen sie eher ins Leere laufen. Hier ist insbesondere die Rolle der Betriebskultur im Auge zu behalten. Unsere Befunde deuten zumindest auf ein „Passungsproblem" hin: Nur wenn Betriebsstrukturen zur Chancengleichheit auch zu den Wertvorstellungen des Betriebes passen, wenn sie also mit einer „egalitären" Betriebskultur einhergehen, scheinen sie ihre Wirkung entfalten zu können, während sie ansonsten eher als Legitimationsfassade fungieren und ein „Flexibility Stigma" befördern könnten (Busch-Heizmann et al. 2018).

Schließlich muss einschränkend berücksichtigt werden, dass aufgrund des Querschnittsdesigns der verwendeten Daten keine Rückschlüsse auf die Kausalität möglich sind. So wäre denkbar, dass Maßnahmen zur Chancengleichheit auch als ein Ergebnis von hohen geschlechterbezogenen Chancendisparitäten in den Betrieben überhaupt erst eingeführt werden. Zudem ist es auch möglich, dass vergleichsweise gut verdienende Beschäftigte eher über Ressourcen verfügen, um Betriebsstrukturen für Chancengleichheit in den Betrieben durchzusetzen. Doch trotz solcher noch vorhandener interpretativen Unwägbarkeiten liefert die vorliegende Analyse aufschlussreiche Hinweise zum Zusammenhang zwischen Betriebsstrukturen und sozialen Ungleichheiten. ■

8 Zur „statistischen Diskriminierung" vgl. Phelps (1972).

LITERATUR

Achatz, J. (2008): Die Integration von Frauen in Arbeitsmärkten und Organisationen, in: Wilz, S. M. (Hrsg.): Geschlechterdifferenzen, Geschlechterdifferenzierungen. Ein Überblick über gesellschaftliche Entwicklungen und theoretische Positionen, Wiesbaden, S. 105–138

Amlinger, M. (2014): Lohnhöhe und Tarifbindung, in: WSI Report (20), https://www.boeckler.de/wsi_5356.htm?produkt=HBS-005990&chunk=1&jahr=2014

Becker, G. S. (1985): Human capital, effort, and the sexual division of labor, in: Journal of Labor Economics 3 (1), S. 33–58

Berninger, I. / Schröder, T. (2015): Niedriglohn und Working Poor: Normalarbeit differenziert nach Geschlecht und Branche, in: Dingeldey, I. / Holtrup, A. / Warsewa, G. (Hrsg.): Wandel der Governance der Erwerbsarbeit, Wiesbaden, S. 169–191

Busch-Heizmann, A. / Rastetter, D. / Rinke, T. (2018): Geschlechtergerechtigkeit in Erwerbsorganisationen. Zur Verschränkung von „Struktur" und „Kultur", erscheint in: Arbeit 27 (1)

Correll, S. J. (2004): Constraints into preferences: Gender, status, and emerging career aspirations, in: American Sociological Review 69 (1), S. 93–113

Dobbin, F. / Schrage, D. / Kalev, A. (2015): Rage against the iron cage: the varied effects of bureaucratic personnel reforms on diversity, in: American Sociological Review 80 (5), S. 1014–1044

Frey, M. (2004): Ist der „Arbeitskraftunternehmer" weiblich? „Subjektivierte" Erwerbsorientierungen von Frauen in Prozessen betrieblicher Diskontinuität, in: Arbeit. Zeitschrift für Arbeitsforschung, Arbeitsgestaltung und Arbeitspolitik 13 (1), S. 61–77

Goedicke, A. (2006): Organisationsmodelle in der Sozialstrukturanalyse: Der Einfluss von Betrieben auf Erwerbsverläufe, in: Berliner Journal für Soziologie 16 (4), S. 503–523

Gottschall, K. (2010): Arbeit, Beschäftigung und Arbeitsmarkt aus der Genderperspektive, in: Böhle, F. / Voß, G. G. / Wachtler, G. (Hrsg.): Handbuch Arbeitssoziologie, Wiesbaden, S. 671–698

Huffman, M. L. / King, J. / Reichelt, M. (2017): Equality for whom? Organizational policies and the gender gap across the German earnings distribution, in: Industrial and Labor Relations Review 70 (1), S. 16–41

Kalev, A. / Dobbin, F. / Kelly, E. (2006): Best practices or best guesses? Assessing the efficacy of corporate affirmative action and diversity policies, in: American Sociological Review 71 (4), S. 589–617
Krüger, H. / Levy, R. (2000): Masterstatus, Familie und Geschlecht, in: Berliner Journal für Soziologie 10 (3), S. 379–401
Lott, Y. / Klenner, C. (2016): Ideal workers and ideal parents. Working-time norms and the acceptance of part-time and parental leave at the workplace in Germany. WSI-Working Paper 204,https://www.boeckler.de/wsi_5351.htm?produkt=HBS-006423&chunk=1&jahr=
Müller, U. (2010): Organisation und Geschlecht aus neoinstitutionalistischer Sicht. Betrachtungen am Beispiel von Entwicklungen in der Polizei, in: Feministische Studien 28 (1), S. 40–55
Phelps, E. (1972): The statistical theory of racism and sexism, in: The American Economic Review 62 (4), S. 659–661
Polachek, S. W. (1978): Sex differences in college major, in: Industrial and Labor Relations Review 31 (4), S. 498–508
Pongratz, H. J. / Voß, G. G. (2004): Arbeitskraftunternehmer: Erwerbsorientierungen in entgrenzten Arbeitsformen, Berlin
Projektgruppe GiB (2010): Geschlechterungleichheiten im Betrieb: Arbeit, Entlohnung und Gleichstellung in der Privatwirtschaft, Berlin
Ridgeway, C. L. / Correll, S. J. (2004): Motherhood as a status characteristic, in: Journal of Social Issues 60 (4), S. 683–700
Schupp, J. / Liebig, S. (2014): SOEP-LEE Betriebsbefragung – Die Betriebsbefragung des Sozio-oekonomischen Panels. Datenzugang über DSZ-BO. DOI:10.7478/s0549.1.v1
Stainback, K. / Tomaskovic-Devey, D. / Skaggs, S. (2010): Organizational approaches to inequality: Inertia, relative power, and environments, in: Annual Review of Sociology 36 (1), S. 225–247
Statistisches Bundesamt (2016): Verdienstunterschied zwischen Frauen und Männern in Deutschland bei 21 %. Pressemitteilung Nr. 097/16 vom 16. 03. 2016
Voß, G. G. / Pongratz, H. J. (1998): Der Arbeitskraftunternehmer. Eine neue Grundform der „Ware Arbeitskraft"?, in: Kölner Zeitschrift für Soziologie und Sozialpsychologie 50 (1), S. 131–158
Wagner, G. / Frick, J. / Schupp, J. (2007): The German Socio-Economic Panel Study (SOEP) – Scope, evolution and enhancements, in: Schmollers Jahrbuch 127 (1), S. 139–170
Weinhardt, M. / Meyermann, A. / Liebig, S. / Schupp, J. (2016): The Linked Employer-Employee Study of the Socio-Economic Panel (SOEP-LEE), Project Report, Deutsches Institut für Wirtschaftsforschung, Berlin
Williams, J. C. / Blair-Loy, M. / Berdahl, J. L. (2013): Cultural schemas, social class, and the flexibility stigma, in: Journal of Social Issues 69 (2), S. 209–223
Ziegler, A. / Gartner, H. / Tondorf, K. (2010): Entgeltdifferenzierung und Vergütungspraxis, in: Projektgruppe GiB 2010, S. 271–346

AUTOREN

ANNE BUSCH-HEIZMANN, Dr., Professorin für Soziologie an der Universität Duisburg-Essen. Forschungsschwerpunkte: Soziale Ungleichheit, Genderforschung, Arbeitsmarkt, Berufe und Organisationen, Quantitative Methoden

@ anne.busch-heizmann@uni-due.de

TIMOTHY RINKE, M. A., Wissenschaftlicher Mitarbeiter an der Universität Duisburg-Essen. Forschungsschwerpunkte: Arbeitsmarkt, Berufe und Organisationen, Soziale Ungleichheit, Quantitative Methoden

@ timothy.rinke@uni-due.de