

Arbeits- und Beschäftigungsqualität geförderter Beschäftigung im Geschlechtervergleich

*Mustafa Coban**

Zusammenfassung

Ein übliches Instrument der aktiven Arbeitsmarktpolitik für schwer vermittelbare Arbeitssuchende sind lohngeförderte Beschäftigungen. Sie zielen auf eine Verbesserung der Wettbewerbsfähigkeit der Geförderten und eine langfristige Reintegration in das Erwerbsleben ab. Die erfahrene Arbeits- und Beschäftigungsqualität der Geförderten ist bestimmend für die Stabilität der Erwerbstätigkeit. In den neuen Förderinstrumenten „Eingliederung von Langzeitarbeitslosen“ (§ 16e SGB II) und „Teilhabe am Arbeitsmarkt“ (§ 16i SGB II) entfalten die Geförderten eine hohe Arbeits- und Beschäftigungsqualität. Geschlechtsspezifische Unterschiede treten punktuell, aber dafür stärker auf. Frauen sind häufiger in Teilzeit und Männer eher in Vollzeit beschäftigt. Lediglich 15 bis 30 Prozent der Arbeitszeitlücke kann durch Strukturunterschiede erklärt werden. Darüber hinaus berichten Frauen eine schlechtere Vereinbarkeit von Arbeit und Familie. Die geschlechtsspezifische Lücke in den Vereinbarkeitskonflikten wird jedoch durch die Strukturunterschiede gedämpft.

Abstract: The Gender Gap in Job Quality of Subsidized Workers

A common measure of active labour market policy for jobseekers who are difficult to place is wage-subsidized employment. They aim to improve competitiveness of subsidized workers and to reintegrate them into working life. The job quality experienced by subsidized workers are decisive for their employment stability. Participants in the new measures “Integration of Long-Term Unemployed People” (Article 16e Social Code II) and “Participation in the Labour Market” (Article 16i Social Code II) experience and report jobs of quite high job quality. Gender differences occur occasionally, but are more pronounced once emerged. Women are more often employed part-time and men more often

* *Coban*, Dr. Mustafa, Institut für Arbeitsmarkt- und Berufsforschung, Regensburger Str. 104, 90478 Nürnberg, mustafa.coban@iab.de.

full-time. Merely 15 to 30 percent of the gender gap in working time can be explained by differences in characteristics. Moreover, women are more likely to experience more work-to-life conflicts. However, gender differences in characteristics dampen the gap in reconciliation conflicts.

JEL-Klassifizierung: I38, J16, J31, J71, J81

1. Einleitung

Mit der Einführung der beiden Förderungen „Eingliederung von Langzeitarbeitslosen“ (EvL) nach § 16e SGB II und „Teilhabe am Arbeitsmarkt“ (TaAM) nach § 16i SGB II in 2019 zielt der Gesetzgeber darauf ab, Langzeitarbeitslose und Personen mit einer langen SGB-II-Bezugsdauer in den Arbeitsmarkt zu reintegrieren. Die beiden Förderungen subventionieren die Aufnahme einer abhängigen Beschäftigung, indem den Arbeitgebern ein Teil der Lohnkosten der förderfähigen Person erstattet wird. Während die EvL-Förderung zeitlich auf zwei Jahre begrenzt ist, kann die TaAM-Förderung für einen Zeitraum von fünf Jahren genutzt werden (zur Stoßrichtung und Ausgestaltung der beiden Förderinstrumente siehe den Beitrag von *Ramos Lobato* et al. in diesem Heft). Die beiden Förderungen intendieren die Stärkung der sozialen Teilhabe und die Verbesserung der Beschäftigungsfähigkeit des geförderten Personenkreises. Erste Befunde aus der Evaluationsforschung zur Wirkung der Förderteilnahme auf die soziale Teilhabe geben *Kasrin/Schiele* (2023) in diesem Band.

Im Kontext der geförderten Beschäftigung bemisst die Beschäftigungsfähigkeit der Geförderten das individuelle Potenzial zur Aufrechterhaltung und Ausweitung einer Erwerbstätigkeit (vgl. *Apel/Fertig* 2009). Als multidimensionales latentes Konstrukt setzt es sich aus den individuellen und lokalen Ressourcen der Beschäftigten zusammen (vgl. *Bartelheimer* 2007). Die Arbeits- und Beschäftigungsqualität stellt dabei eine wichtige Dimension dar und gestaltet sich aus dem Zusammenspiel der lokalen und individuellen Ressourcen. Die lokalen Ressourcen subsumieren mitunter die gesetzlichen und betrieblichen Rahmenbedingungen des Beschäftigungsverhältnisses sowie Bemühungen, die Beschäftigungsfähigkeit und -stabilität zu verbessern. Dies kann unter anderem in Form von betrieblichen Weiterbildungsangeboten oder alternativen Arbeitszeitmodellen erfolgen (vgl. *Brussig/Knuth* 2009). Die individuellen Ressourcen manifestieren sich in den arbeitsplatz- und betriebsbezogenen Voraussetzungen, Fähigkeiten, Erfahrungen, Erwartungen und Präferenzen der Geförderten.

Der Begriff der „Arbeits- und Beschäftigungsqualität“ ist keineswegs tautologisch, sondern umfasst zwei Teilaspekte derselben Entität. Während sich in der Beschäftigungsqualität vor allem arbeitsvertraglich geregelte Aspekte, wie Arbeitszeitregelungen, Vereinbarung über Befristungen und die Entlohnung der

Arbeit, widerspiegeln, umfasst die Arbeitsqualität die konkreten Bedingungen, Erwartungen und Erfahrungen am Arbeitsplatz sowie die Einbettung der Arbeitstätigkeit in das individuelle Verwirklichungskonzept (vgl. *Achatz/Gundert* 2017; *Sen* 2002; *Munoz de Bustillo* et al. 2009). Die gemeinsame Betrachtung der Beschäftigungsqualität als „objektiven“ und der Arbeitsqualität als „subjektiven“ Ansatz ermöglicht, die Qualität des Erwerbslebens als eine Verwirklichungsform der eigenen Lebensführung zu bewerten.

Die verschiedenen Faktoren der Arbeitsqualität wirken sich unter anderem auf das Arbeitssuchverhalten (*Cornelißen* 2009), die Verrentungsabsichten (*Hintsa* et al. 2015; *Wahrendorf* et al. 2013; *Dragano* 2007), die Kündigungsabsichten (*Leontaridi/Ward* 2002; *Clark* 2001), die Anzahl an Krankheitstagen (*Leontaridi/Ward* 2002), die Arbeitsproduktivität (*Jones* et al. 2016) sowie die psychosomatische und körperliche Gesundheit der Beschäftigten (*Wang* et al. 2022) aus.

Die Ausstrahleffekte der Arbeits- und Beschäftigungsqualität in verschiedene Lebensbereiche und -entscheidungen der Beschäftigten begründen unter anderem die multidimensionale Exegese. Dementsprechend untersucht dieser Beitrag neben den Arbeitseinkommen und -zeiten in der geförderten Beschäftigung weitere Einzeldimensionen der Arbeitsqualität. Zu diesen gehören Maße zum subjektiven Wohlempfinden der Erwerbsarbeit und zur Erfüllung ausgewählter psychosozialer Bedürfnisse nach Anerkennung und Sinnstiftung. Abschließend wird die Arbeits- und Beschäftigungsqualität als Umwandlungspotenzial in das Verwirklichungskonzept einer selbstbestimmten Lebensführung eingebettet, indem die Vereinbarkeit von Arbeit und Familie der Geförderten näher untersucht wird.

Die Wertschätzung dieser Teilaspekte der Arbeits- und Beschäftigungsqualität aus Sicht der Beschäftigten wurde bereits in früheren Studien belegt (vgl. *Munoz de Bustillo* et al. 2009; *Achatz/Gundert* 2017; *Clark* 2010). Überdies zeigen *Maestas* et al. (2018) in einer experimentellen Studie, dass Beschäftigte für Verbesserungen in den nicht-monetären Arbeitsbedingungen auf einen Teil ihres Arbeitseinkommens verzichten würden. Der intrinsische Wert der Erwerbsteilhabe spiegelt sich auch in den starken psychologischen Kosten eines Erwerbsverlusts wider (vgl. *Knabe/Rätzel* 2011a, 2011b).

Im Brennpunkt der Forschung zur Arbeits- und Beschäftigungsqualität steht häufig der Geschlechtervergleich in den Arbeitseinkommen und -zeiten (vgl. für eine Übersicht *Altonji/Blank* 1999; *Blau/Kahn* 2017). Bisher waren geschlechtsspezifische Differenzen in den übrigen Dimensionen seltener Bestandteil einer gebündelten Untersuchung und häufig werden einzelne Aspekte diskutiert, wie z. B. die Vereinbarkeit von Arbeit und Familie (vgl. u. a. *Henz/Mills* 2015). Eine wesentliche Ausnahme stellen die kürzlich veröffentlichten Studien von *Anton* et al. (2023), *Nikolova/Cnossen* (2020) und *Maestas* et al. (2018) dar. Der Beitrag setzt an diesen Arbeiten zu einer umfassenderen Betrachtung der

Arbeits- und Beschäftigungsqualität an und unternimmt einen geschlechtsspezifischen Vergleich in verschiedenen Dimensionen der Arbeits- und Beschäftigungsqualität. Frauen und Männer in den beiden geförderten Beschäftigungen werden nach Förderart und dem Vorhandensein eines minderjährigen Kindes in vier Teilgruppen aufgeteilt und getrennt untersucht. Die Mittelwertdifferenzen in den Ergebnisgrößen der Arbeits- und Beschäftigungsqualität werden mittels einer Oaxaca-Blinder Dekomposition in erklärte und unerklärte Komponenten zerlegt, um den Einfluss einer unterschiedlichen Ausstattung mit demographischen und sozioökonomischen Prädiktoren zwischen den Geschlechtern zu berücksichtigen.

2. Datengrundlage und deskriptive Statistiken

Als Datengrundlage für die nachfolgenden Auswertungen dient die Panelbefragung „Lebensqualität und Teilhabe“. Sie ist die zentrale Datenbasis des Projekts „Analyse von Effekten geförderter Beschäftigung nach § 16e und § 16i SGB II auf Beschäftigungsfähigkeit und soziale Teilhabe“. Das Projekt ist Teil der Evaluation des Teilhabechancengesetzes, die das Institut für Arbeitsmarkt- und Berufsforschung (IAB) im Auftrag des Bundesministeriums für Arbeit und Soziales (BMAS) durchführt.

Im Rahmen der ersten Welle der Panelbefragung wurden insgesamt 16.792 EvL- und TaAM-Geförderte und nicht-geförderte erwerbsfähige Leistungsberechtigte telefonisch befragt. Für die Bruttostichprobe wurden Geförderte mit einem Förderbeginn zwischen April 2019 und Januar 2020 ausgewählt. Die Erhebung fand zwischen Mai 2020 und März 2021 statt (vgl. *Hülle et al.* 2022). Die vorliegenden Analysen basieren auf Daten aus der ersten Befragungswelle der Panelerhebung zu 5.444 Geförderten, von denen 62 Prozent eine TaAM-Förderung und 39 Prozent eine EvL-Förderung erhalten haben. Im Zentrum der Befragung steht die Erhebung der Beschäftigungsfähigkeit und der sozialen Teilhabe als Zieldimensionen der Evaluation. Da es sich bei den Geförderten um abhängig Beschäftigte handelt, fokussiert sich die Operationalisierung der Beschäftigungsfähigkeit auch auf Dimensionen, die für die Aufrechterhaltung und Ausweitung einer aufgenommenen Erwerbstätigkeit von Bedeutung sind. In diesem Kontext wurden die Geförderten zu verschiedenen Aspekten der Arbeits- und Beschäftigungsqualität befragt.

Um den vielfältigen Katalog an Einzelfragen für Auswertungen handhabbar zu halten, werden polychorische Hauptkomponenten- und Faktoranalysen umgesetzt. Insgesamt konnten im Bereich der Arbeitsqualität und -bedingungen drei Einzeldimensionen identifiziert werden. Hierzu gehören das wahrgenommene Verhältnis der Beschäftigten zu Vorgesetzten, die erfahrene körperliche und psychische Arbeitsbelastung in der Tätigkeit und der non-pekuniäre Nut-

zen aus der geförderten Beschäftigung. Der Bereich zur Vereinbarkeit von Arbeit und Familie begrenzt sich auf die Dimension der Vereinbarkeitskonflikte zwischen der Erwerbstätigkeit und den Familienrollen der Geförderten. Abschließend werden die Bruttostundenlöhne und die Wochenarbeitszeiten als dritter Auswertungsbereich definiert. Mit Ausnahme des Bruttostundenlohns und der Wochenarbeitszeit werden für die Einzeldimensionen mittelwertzentrierte Indikatorwerte ermittelt und in eine standardisierte Skala von Null bis 100 Skalenpunkten überführt.¹

Mit der Standardisierung und der Ausgabe von Skalenwerten für die Einzeldimensionen können nun einfache Mittelwertvergleiche zwischen Frauen und Männern unternommen werden. Da mitunter die Haushaltszusammenstellung für das individuelle Arbeitsangebot und für das Spannungsfeld zwischen Arbeit und Familie eine wichtige Rolle spielt, werden Geförderte mit und ohne ein minderjähriges Kind im Haushalt getrennt betrachtet. Zudem wird zwischen den beiden Förderarten unterschieden, da sich sowohl die Zielpopulation als auch die Eigenheiten der beiden Förderungen stark voneinander abheben. Die vier Teilgruppen weisen für den Bereich der Arbeitsqualität und -bedingungen nur geringe geschlechtsspezifische Unterschiede aus (vgl. *Tabelle 1*).

Lediglich beim Verhältnis zum Vorgesetzten zeigen EvL-geförderte Frauen mit mindestens einem minderjährigen Kind im Haushalt einen weitaus niedrigeren Wert von 66,2 Skalenpunkten gegenüber den Männern mit einem Wert von 81,0 Skalenpunkten. Über alle Teilgruppen hinweg schätzen die Geförderten unabhängig vom Geschlecht ihr Verhältnis zu den Vorgesetzten mit mindestens 70 Skalenpunkten als sehr positiv ein. Das Gleiche gilt für den nicht-pekuniären Nutzen aus der Tätigkeit.² Die durchgängig niedrigen Werte für die Arbeitsbelastung implizieren, dass die Geförderten im Durchschnitt eine geringe körperliche und psychische Arbeitsbelastung im Rahmen der geförderten Beschäftigung erfahren. Die Vereinbarkeitskonflikte fallen insgesamt zwar niedrig aus, sind jedoch bei Frauen geringfügig stärker ausgeprägt als bei Männern. Der geschlechtsspezifische Abstand bei der Entlohnung fällt gering und zu Gunsten der Männer aus. Im Durchschnitt lag die stündliche Vergütung für die Geförderten oberhalb des allgemeinen Mindestlohns in 2020. Stärker fällt der Abstand zwischen Frauen und Männern bei der vertraglichen Arbeitszeit aus. Frauen arbeiten im Durchschnitt unter 30 Wochenarbeitsstunden, während die

¹ Die Ergebnisse der Hauptkomponenten- und Faktoranalysen sowie die Beschreibung des Standardisierungsverfahrens sind nicht Bestandteil des Beitrags und können beim Autor erfragt werden.

² Die Dimension des nicht-pekuniären Nutzens der Tätigkeit umfasst die Einschätzungen der Geförderten zur erhaltenen Anerkennung für ihre Arbeit im näheren Umfeld, zur Sinnstiftung ihrer Tätigkeit und zur Möglichkeit persönlicher Weiterentwicklung durch die Tätigkeit.

Tabelle 1
Mittelwerte der Ergebnisgrößen zur Arbeits- und Beschäftigungsqualität

| | EvL | | | | TaAM | | | |
|--|---------------|--------|--------------|--------|---------------|--------|--------------|--------|
| | ohne Kind(er) | | mit Kind(er) | | ohne Kind(er) | | mit Kind(er) | |
| | Männer | Frauen | Männer | Frauen | Männer | Frauen | Männer | Frauen |
| Arbeitsqualität und -bedingungen (in Skalenpunkten) | | | | | | | | |
| Verhältnis zu Vorgesetzten | 72,4 | 70,5 | 81,0 | 66,2 | 74,7 | 76,1 | 72,7 | 75,7 |
| Non-pekuniärer Nutzen | 75,4 | 74,8 | 79,7 | 78,0 | 80,9 | 82,7 | 79,8 | 81,5 |
| Arbeitsbelastung | 38,7 | 37,0 | 40,0 | 41,5 | 33,8 | 34,1 | 35,0 | 35,2 |
| Vereinbarkeit von Arbeit und Familie (in Skalenpunkten) | | | | | | | | |
| Vereinbarkeitskonflikte | 30,0 | 34,4 | 39,0 | 36,6 | 29,8 | 38,3 | 37,6 | 40,4 |
| Arbeitseinkommen und -zeit (in Euro bzw. Stunden) | | | | | | | | |
| Bruttostundenlohn | 11,6 | 11,2 | 12,1 | 11,4 | 11,6 | 11,2 | 11,9 | 11,1 |
| Vertragliche Wochenarbeitszeit | 34,2 | 29,4 | 34,9 | 26,0 | 34,6 | 29,8 | 34,8 | 28,6 |

Quelle: Panelbefragung „Lebensqualität und Teilhabe“ (1. Welle), eigene Berechnungen.

Anmerkungen: Es wurden Gewichte zur Hochrechnung auf die Referenzpopulation verwendet. Ergebnisgrößen in Skalenpunkten können Werte zwischen Null und 100 annehmen. Bruttostundenlöhne wurden aus den Angaben zum Bruttomonatsarbeitseinkommen und zur vertraglich vereinbarten Wochenarbeitszeit ermittelt sowie auf das 5. Perzentil und 95. Perzentil gestutzt.

Wochenarbeitszeit bei den Männern durchgängig oberhalb von 30 Stunden liegt.

Den Ergebnisgrößen der Arbeits- und Beschäftigungsqualität liegen sowohl gemeinsame als auch verschiedene Determinanten zu Grunde. Unterschiede in der demographischen Komposition, den Beschäftigungsmerkmalen, den Arbeitsmarkterfahrungen und der Haushaltsstruktur zwischen den Geschlechtern können sich in divergierenden Mittelwerten widerspiegeln. Während sich Frauen und Männer in den demographischen Merkmalen geringfügig voneinander unterscheiden, fallen die Abweichungen in den Haushaltsmerkmalen stärker aus (vgl. *Tabelle 2*).

Geförderte Frauen haben seltener einen Lebenspartner, weniger Kinder und jüngere Kinder im Haushalt als geförderte Männer. Insbesondere in Haushalten mit Kindern sind Frauen mehrheitlich alleinerziehend, während Väter eher in Partnerschaften leben. Zudem wenden Frauen mehr Wochenstunden für die Kinderbetreuung sowie die Hausarbeit auf und pflegen häufiger Verwandte oder Bekannte. Auch in den Beschäftigungsmerkmalen unterscheiden sich die Geschlechter. Frauen sind häufiger befristet angestellt und bei einem gemeinnützigen Arbeitgeber beschäftigt. Basierend auf der Klassifikation des Berufs 2010 (KlDB-2010) arbeiten Frauen häufiger als Helferin in der geförderten Beschäftigung (vgl. *Paulus/Matthes 2013*). In der Verteilung der Geförderten über die Wirtschaftszweige der Förderbetriebe hinweg weisen die Männer eine gleichmäßigere Aufteilung auf die Branchen auf, während die Frauen sich besonders in den Sektoren „Gesundheit/Soziales“, „Gastgewerbe“ und „Handel/Verkehr“ klumpen.

3. Methodik

Die deskriptiven Auswertungen zur Arbeits- und Beschäftigungsqualität zeigen, dass Frauen und Männer sich entlang der Mittelwerte im Allgemeinen, aber auch nach Förderart und Haushaltskomposition in ausgewählten Ergebnisgrößen unterscheiden. Ein ähnliches Bild zeigt sich auch für ausgewählte Strukturmerkmale der beiden Geschlechter. Inwiefern die differente Verteilung wichtiger Strukturmerkmale der Geförderten einen Teil der Geschlechterdifferenz in den Ergebnisgrößen erklären, kann mittels einer Oaxaca-Blinder Dekomposition näher untersucht werden (vgl. *Oaxaca 1973; Blinder 1973*). Im Fokus dieses Beitrags liegt die Differenz in den Mittelwerten einer Ergebnisgröße. Für die Schätzungen werden eine linear-additive Funktion der Bestimmungsgrößen und die bedingte Unabhängigkeit angenommen. Somit kann die Mittelwertdifferenz einer Ergebnisgröße in Abhängigkeit der Erwartungsfunktion der individuellen Strukturmerkmale, gegeben der Geschlechtszugehörigkeit, definiert werden:

Tabelle 2
Mittel- und Anteilswerte der Bestimmungsfaktoren der Arbeits- und Beschäftigungsqualität

| | EvL | | | | TaAM | | | |
|---|-----------|--------|--------------|--------|---------------|--------|--------------|--------|
| | ohne Kind | | mit Kind(er) | | ohne Kind(er) | | mit Kind(er) | |
| | Männer | Frauen | Männer | Frauen | Männer | Frauen | Männer | Frauen |
| Demographische Merkmale | | | | | | | | |
| Alter | 45,56 | 49,38 | 44,01 | 41,62 | 49,75 | 51,10 | 44,73 | 40,10 |
| Wohnort: Westdeutschland | 0,61 | 0,58 | 0,69 | 0,61 | 0,64 | 0,60 | 0,72 | 0,69 |
| Kein Migrationshintergrund | 0,75 | 0,64 | 0,53 | 0,68 | 0,83 | 0,78 | 0,70 | 0,56 |
| Keine ärztlich festgestellte Erkrankung vorhanden | 0,58 | 0,57 | 0,69 | 0,63 | 0,57 | 0,53 | 0,59 | 0,68 |
| Höchster Ausbildungsabschluss | | | | | | | | |
| Ausländischer Abschluss | 0,02 | 0,02 | 0,10 | 0,01 | 0,01 | 0,02 | 0,01 | 0,04 |
| Kein Abschluss | 0,27 | 0,23 | 0,28 | 0,24 | 0,31 | 0,34 | 0,40 | 0,41 |
| Lehre/Ausbildung | 0,56 | 0,64 | 0,51 | 0,68 | 0,60 | 0,56 | 0,50 | 0,49 |
| Meister/Techniker | 0,04 | 0,04 | 0,00 | 0,00 | 0,03 | 0,04 | 0,01 | 0,01 |
| Hochschulabschluss | 0,12 | 0,07 | 0,10 | 0,06 | 0,05 | 0,05 | 0,07 | 0,04 |
| Haushaltsmerkmale | | | | | | | | |
| Kein Lebenspartner vorhanden | 0,62 | 0,68 | 0,20 | 0,62 | 0,70 | 0,64 | 0,15 | 0,49 |
| Minderjährige Kinder im Haushalt | | | | | | | | |
| 1 Kind | | | 0,45 | 0,58 | | | 0,44 | 0,46 |

| | | | | |
|--|--------|--------|--------|--------|
| 2 Kinder | 0,22 | 0,25 | 0,32 | 0,40 |
| 3 und mehr Kinder | 0,33 | 0,17 | 0,25 | 0,14 |
| Alter des jüngsten Kindes | 7,37 | 9,83 | 8,17 | 9,06 |
| Aufwand für Kinderbetreuung | | | | |
| 0-7 Wochenstunden | 0,42 | 0,32 | 0,40 | 0,30 |
| 8-14 Wochenstunden | 0,24 | 0,21 | 0,30 | 0,20 |
| 15-21 Wochenstunden | 0,18 | 0,11 | 0,14 | 0,21 |
| 22 und mehr Wochenstunden | 0,16 | 0,36 | 0,15 | 0,29 |
| Aufwand für Hausarbeit | | | | |
| 0-7 Wochenstunden | 0,75 | 0,52 | 0,67 | 0,56 |
| 8-14 Wochenstunden | 0,19 | 0,37 | 0,24 | 0,26 |
| 15 und mehr Wochenstunden | 0,06 | 0,11 | 0,08 | 0,12 |
| Pflege von Verwandten/Bekanntem | 0,10 | 0,20 | 0,14 | 0,17 |
| Arbeitsmarkterfahrung | | | | |
| Bisherige Arbeitslosigkeitsdauer (in Jahren) | 8,03 | 9,46 | 7,16 | 11,39 |
| Bisherige Dauer in sozialvers.pflicht. Beschäftigung (in Jahren) | 7,03 | 6,40 | 6,54 | 5,18 |
| Bisherige Förderdauer (in Tagen) | 378,96 | 386,27 | 433,83 | 430,89 |
| Beschäftigungsmerkmale | | | | |
| Befristeter Arbeitsvertrag | 0,59 | 0,66 | 0,70 | 0,84 |
| | | | 0,80 | 0,67 |
| | | | 0,84 | 0,67 |
| | | | 446,03 | 437,21 |

$$\Delta^\mu = E(X|G = M)\beta^M - E(X|G = F)\beta^F$$

Ein geeigneter Schätzer für die Erwartungsfunktionen ist der Vektor der Mittelwerte der Strukturmerkmale X für Frauen ($G = F$) und Männer ($G = M$). Der Koeffizientenvektor der Frauen β^F und der Männer β^M wird in getrennten linearen Schätzungen der Ergebnisgröße ermittelt. Als Referenz für die Mittelwertdekomposition werden die Schätzer der geförderten Männer verwendet. Somit wird als kontrafaktische Situation der nicht beobachtbare Zustand definiert, in dem die Strukturmerkmale der Frauen mit den Koeffizientenschätzern der Männer bewertet werden: $E(X|G = F)\beta^M$. Die Mittelwertdifferenzen zwischen den Geschlechtern kann daher in folgende Dekomposition überführt werden:

$$\Delta^\mu = E(X|G = M)\beta^M - E(X|G = F)\beta^F + E(X|G = F)\beta^M - E(X|G = F)\beta^M$$

$$\Delta_\mu = [E(X|G = M) - E(X|G = F)]\beta^M + E(X|G = F) \times (\beta^M - \beta^F)$$

$$\Delta^\mu = \Delta_X^\mu + \Delta_S^\mu$$

Der *Ausstattungsseffekt* Δ_X^μ stellt den erklärten Teil der Mittelwertdifferenz dar, da er den Wert Null annimmt, sobald die Verteilung der Strukturmerkmale für Frauen und Männer identisch ist. Positive (negative) Werte für den Ausstattungseffekt messen, um welchen Betrag die Ergebnisgröße der Männer im Mittel sinken (steigen), wenn die Verteilung ihrer Strukturmerkmale der Verteilung der Frauen entsprechen würde. Der *Preiseffekt* Δ_S^μ beschreibt den unerklärten Teil der Mittelwertdifferenz, da er nur dann einen Wert von Null annimmt, wenn die Strukturmerkmale für Frauen und Männer den identischen Einfluss auf die Ergebnisgröße aufweisen. Er misst, um welchen Betrag die Ergebnisgröße der Frauen sich im Mittel verändern würde, wenn ihre Strukturmerkmale mit den Koeffizientenschätzern der Männer bewertet würden. Infolgedessen wird der Preiseffekt üblicherweise als *bereinigte Lücke* bezeichnet, da eine Differenz zwischen Frauen und Männern selbst nach Berücksichtigung der Strukturmerkmale bestehen bleibt.

4. Empirische Ergebnisse

Die Oaxaca-Blinder-Dekomposition der Mittelwertdifferenzen zwischen Frauen und Männern wird auf alle Ergebnisgrößen der Arbeits- und Beschäftigungsqualität angewandt. Die Schätzungen erfolgen getrennt nach den beiden Förderarten und Befragten mit bzw. ohne minderjährige Kinder im Haushalt. Infolge der Additivität der Schätzfunktion kann der Ausstattungseffekt nach Strukturmerkmalen oder nach Gruppen an Strukturmerkmalen differenziert ermittelt werden (vgl. *Oaxaca/Ransom* 1999; *Yun* 2005). Für die empirischen Auswertungen wird der Ausstattungseffekt für die demographischen Merkmale, die Haushaltsmerkmale, die Arbeitsmarkterfahrung und die Beschäftigungsmerkmale der Geförderten jeweils gruppiert ausgegeben.

4.1 Arbeitseinkommen und Arbeitszeiten

Wie üblich in der empirischen Literatur werden die logarithmierten Bruttostundenlöhne für die Dekomposition verwendet. Demzufolge drücken die bereinigte Lohnlücke und die Ausstattungseffekte der Merkmalsgruppen jeweils prozentuale Veränderungen in den Bruttostundenlöhnen aus. Im Mittel verdienen Frauen ohne Kinder etwa drei bis vier Prozent je Stunde weniger als Männer (vgl. *Tabelle 3*).

Für Frauen mit Kindern fällt die Differenz mit sechs bis sieben Prozent je Stunde höher aus. Dennoch sind die bereinigten Lohnlücken aller Teilgruppen statistisch insignifikant. Sobald Frauen und Männer über die gleiche Ressourcenausstattung, d.h. die gleiche Verteilung an Strukturmerkmalen, verfügen, besteht kein signifikanter Unterschied in der stündlichen Entlohnung. Die einzelnen Ausstattungseffekte bzw. Ausstattungskomponenten geben Aufschluss darüber, welche Gruppen an Strukturmerkmalen einen stärkeren Einfluss auf die Höhe der unbereinigten Lohnlücke ausüben. Während bei den EvL-Geförderten die Ausstattungskomponenten keinen signifikanten Teil der unbereinigten Lohnlücke erklären können, senkt eine Angleichung in den Beschäftigungsmerkmalen zwischen den Geschlechtern die unbereinigte Lohnlücke der TaAM-Geförderten signifikant. Nach Ausgleich würde die Lohnlücke für Geförderte ohne Kinder $-1,1$ Prozent und für Geförderte mit Kindern $-1,4$ Prozent betragen.³

Bei der vertraglichen Wochenarbeitszeit fallen die Geschlechterlücken über alle Teilgruppen hinweg stärker aus. Selbst nach Angleichung aller Strukturmerkmale würden Frauen weiterhin zwischen vier und sieben Stunden pro Woche weniger arbeiten als die Männer. Bei Geförderten mit Kindern fallen die Differenzen sowohl für die unbereinigte als auch bereinigte Lücke größer aus. Während bei Geförderten ohne Kinder der Unterschied in den Beschäftigungsmerkmalen einen signifikanten Anteil der Lücke erklären, spielt bei Geförderten mit Kindern die Differenz in den Haushaltsmerkmalen eine stärkere Rolle. Eine identische Verteilung der Beschäftigungsmerkmale würde die Lücke unter den Geförderten ohne Kinder um 0,7 Stunden (1,1 Stunden) bzw. um 15 Prozent (23 Prozent) in der TaAM-Förderung (EvL-Förderung) senken, während eine Angleichung in der Haushaltsstruktur sowie Aufteilung der Hausarbeit und Kindererziehung die Lücke unter den Geförderten mit Kindern um 1,9 Stunden (2,1 Stunden) bzw. um 31 Prozent (24 Prozent) in der TaAM-Förderung (EvL-Förderung) schließen würde. Die signifikanten und relativ starken Preiseffekte weisen darauf hin, dass der Unterschied in den Arbeitszeiten maß-

³ Bei einer negativen Lücke bedingt ein positives Vorzeichen in den Veränderungswerten der Ausstattungskomponenten eine Reduzierung der Lücke. Umgekehrtes gilt für positive Lücken.

geblich der divergenten Wirkung der Strukturmerkmale zwischen den Geschlechtern zugeschrieben werden kann. Individuelle Determinanten, die das persönliche Arbeitsangebot senken, wie z. B. höhere Aufwendungen für Hausarbeit und Kinderbetreuung, sind für Männer weniger hemmend, während Einflussfaktoren, die das persönliche Arbeitsangebot stärken, wie z. B. die Branche des Betriebs, für Männer arbeitsfördernd sind.

4.2 Arbeitsqualität und Arbeitsbedingungen

Nach den Auswertungen zu den vertraglichen Rahmenbedingungen der geförderten Beschäftigung widmen wir uns der Bewertung und Wahrnehmung der Tätigkeit aus Sicht der Geförderten. Wir konzentrieren uns auf das Verhältnis der Geförderten zu den Vorgesetzten, den nicht-pekuniären Nutzen aus der Beschäftigung und der Arbeitsbelastung in der Tätigkeit. Für alle drei Dimensionen fallen die Unterschiede zwischen den beiden Geschlechtern sehr gering aus (vgl. *Tabelle 4*).

Weder die unbereinigten noch die bereinigten Lücken in den Skalenwerten sind signifikant. Folglich sammeln geförderte Frauen und Männer ähnliche Erfahrungen in der geförderten Beschäftigung und bewerten ihre Tätigkeit weitgehend kongruent. Lediglich bei EvL-Geförderten mit Kindern liegt eine größere Differenz in der Bewertung des Verhältnisses zu den Vorgesetzten vor. Frauen berichten ein weitaus schlechteres Verhältnis als die Männer. Obendrein nimmt diese Lücke zu, wenn die Strukturmerkmale berücksichtigt werden. Demzufolge ist zwar die aktuelle Ausstattung der Frauen in den Strukturmerkmalen vorteilhafter, aber die Strukturmerkmale wirken im Vergleich zu den Männern verschieden. So führt unter den Männern eine längere Arbeitslosigkeitserfahrung vor der Förderung zu einem leicht besseren Verhältnis zu den Vorgesetzten, während unter den Frauen die entgegengerichtete Wirkung zu beobachten ist.⁴ Würden die geförderten Frauen über die durchschnittliche Arbeitslosigkeitserfahrung der Männer, die höher ausfällt als bei den Frauen, verfügen, würde sich somit das Verhältnis zu den Vorgesetzten verschlechtern. Berücksichtigt man, dass die Bewertung der Qualität der Arbeit zum einen von den erlebten Bedingungen und Gegebenheiten und zum anderen von der eigenen Erwartungshaltung und Präferenzordnung abhängt, könnte die abweichende Wirkung der Arbeitslosigkeitserfahrung auf eine unterschiedliche Entwicklung von Erwartungen und Präferenzen zwischen Frauen und Männern in Phasen der Arbeitslosigkeit hinweisen (vgl. *Lene 2019*).

⁴ Ausführungen zur Dekomposition der bereinigten Lohnlücke und zu den Koeffizientenschätzern sind nicht Bestandteil des Beitrags und können beim Autor erfragt werden.

Tabelle 3

Dekomposition der Bruttostundenlöhne und der vertraglichen Wochenarbeitszeit

| | EvL | | TaAM | |
|--|---------------|---------------|---------------|---------------|
| | ohne Kind(er) | mit Kind(er) | ohne Kind(er) | mit Kind(er) |
| Bruttostundenlohn | | | | |
| Frauen (in Euro) | 11,2 | 11,4 | 11,2 | 11,1 |
| Männer (in Euro) | 11,6 | 12,1 | 11,6 | 11,9 |
| Unbereinigte Lücke (in Prozent) | -3,3 (2,1) | -6,5 (3,7) | -3,7 (1,4)** | -7,1 (2,6)** |
| Bereinigte Lücke (in Prozent) | -1,1 (2,1) | -5,4 (4,6) | -1,9 (1,6) | -3,0 (2,7) |
| <i>Veränderung der unbereinigten Lücke durch Ausstattungskomponenten (in Prozentpunkten)</i> | | | | |
| Demographische Merkmale | -0,5 (1,2) | 1,1 (1,9) | -0,3 (0,4) | -0,5 (1,5) |
| Beschäftigungsmerkmale | 1,3 (1,5) | 0,6 (3,4) | 2,6 (1,0)** | 5,8 (2,2)** |
| Arbeitsmarkterfahrung | 1,3 (0,7) | -0,7 (1,2) | -0,5 (0,3) | -1,3 (2,0) |
| Beobachtungen | 1265 | 464 | 2183 | 732 |
| Vertragliche Wochenarbeitszeit (in Stunden) | | | | |
| Frauen | 29,4 | 26,0 | 29,8 | 28,6 |
| Männer | 34,2 | 34,9 | 34,6 | 34,8 |
| Unbereinigte Lücke | -4,8 (0,8)*** | -8,9 (1,1)*** | -4,8 (0,6)*** | -6,2 (0,8)*** |
| Bereinigte Lücke | -3,9 (0,8)*** | -6,9 (1,5)*** | -3,7 (0,6)*** | -4,3 (1,2)*** |
| <i>Veränderung der unbereinigten Lücke durch Ausstattungskomponenten</i> | | | | |
| Demographische Merkmale | 0,1 (0,3) | 0,1 (0,6) | 0,2 (0,1) | 0,5 (0,5) |
| Beschäftigungsmerkmale | 1,1 (0,3)*** | 0,4 (0,7) | 0,7 (0,2)*** | 1,1 (0,5)* |
| Arbeitsmarkterfahrung | 0,1 (0,2) | -0,6 (0,4) | 0,0 (0,1) | -1,5 (0,7)* |
| Haushaltsmerkmale | -0,3 (0,3) | 2,1 (0,8)* | 0,1 (0,1) | 1,9 (0,5)*** |
| Beobachtungen | 1249 | 436 | 2124 | 683 |

Quelle: Panelbefragung „Lebensqualität und Teilhabe“ (1.Welle), eigene Berechnungen.

Anmerkungen: Es wurden Gewichte zur Hochrechnung auf die Referenzpopulation verwendet. Standardfehler wurden mittels der Delta-Methode ermittelt (vgl. Jann 2008). *** p < 0,001; ** p < 0,01; * p < 0,05.

4.3 Vereinbarkeitskonflikte

Abschließend erweitern wir die Analyse um die erfahrenen Konflikte der Geförderten zwischen ihrer Erwerbstätigkeit und ihren Familienrollen bzw. -verantwortungen. Im Fokus der *work-to-family conflicts* steht die Einschätzung der Befragten zu den negativen Auswirkungen ihrer Arbeit auf das Familienleben und die eigenen Familienrollen (vgl. Böhm 2015). Frauen berichten in drei aus vier Teilgruppen stärkere Vereinbarkeitskonflikte aufgrund der geförderten Beschäftigung (vgl. Tabelle 5).

Wird die unterschiedliche Ausstattung der beiden Geschlechter in den Strukturmerkmalen berücksichtigt, nimmt die Lücke stark zu und beläuft sich auf eine Differenz von acht bis zwölf Skaleneinheiten. Für TaAM-geförderte Frauen ist die bereinigte Lücke in beiden Teilgruppen signifikant. Demnach steht der vorteilhaften Ausstattung der Frauen eine stark abweichende Wirkung der Strukturmerkmale auf die Vereinbarkeitskonflikte gegenüber. Würden die einzelnen Strukturmerkmale den identischen Einfluss auf die Konflikte bei Frauen und Männern ausüben, würden sich die Vorzeichen der Differenzen drehen und Frauen hätten eine um 3,6 bis 7,0 Skaleneinheiten geringere Belastung als die geförderten TaAM-Männer. So wirken sich die Pflege von Angehörigen, eine geförderte Beschäftigung mit mehr als 30 Wochenarbeitsstunden und eine größere Anzahl an Kindern im Haushalt bei Frauen stärker auf die Zunahme an Vereinbarkeitskonflikten aus als bei Männern.

Auffallend sind zudem die Ergebnisse für die EvL-Geförderten mit Kindern. Während hier die einfache Mittelwertdifferenz zu Gunsten geringerer Belastungen bei den Frauen ausfällt, kehrt sich dies um, sobald die geschlechtsspezifische Verteilung der Strukturmerkmale ausgeglichen ist. Insbesondere die Haushaltsmerkmale fallen stark ins Gewicht. Bereits die Angleichung in der Kinderanzahl im Haushalt, im Alter des jüngsten Kindes und in den Zeitaufwendungen für Hausarbeit und Kinderbetreuung bedingen stärkere Vereinbarkeitskonflikte unter den Frauen als unter den Männern. Dieser Effekt ist dem Zusammenfallen zweier unvorteilhafter Gegebenheiten geschuldet. Zum einen verstärken eine höhere Kinderanzahl im Haushalt und ein geringeres Alter des jüngsten Kindes für beide Geschlechter die Vereinbarkeitskonflikte. Zum anderen kommen die geförderten Männer aus Haushalten mit mehr und jüngeren Kindern als die geförderten Frauen.

Die unterschiedliche Ausstattung der beiden Geschlechter in den Haushaltsmerkmalen deutet darauf hin, dass Frauen mit spezifischen Charakteristika seltener in den Förderungen vertreten sind. Dies bestätigen mitunter auch Selektivitätsanalysen, die im Rahmen des Zwischenberichts zur Evaluation der beiden Förderungen unternommen wurden (vgl. Bauer et al. 2021). Für beide Förderungen wurde eine Stichprobe an Geförderten mit einer Stichprobe an nicht-

Tabelle 4

Dekomposition der Arbeitsqualität und der Arbeitsbedingungen

| | EvL | | TaAM | |
|--|----------------------|---------------------|----------------------|---------------------|
| | <i>ohne Kind(er)</i> | <i>mit Kind(er)</i> | <i>ohne Kind(er)</i> | <i>mit Kind(er)</i> |
| Verhältnis zu Vorgesetzten (in Skalenwerten) | | | | |
| Frauen | 70,5 | 66,2 | 76,1 | 75,7 |
| Männer | 72,4 | 81,0 | 74,7 | 72,7 |
| Unbereinigte Lücke | -1,9 (2,4) | -14,8 (3,6)*** | 1,4 (1,9) | 3,1 (3,0) |
| Bereinigte Lücke | -2,8 (2,7) | -16,1 (4,0)*** | 3,2 (2,1) | 3,4 (4,2) |
| <i>Veränderung der unbereinigten Lücke durch Ausstattungskomponenten</i> | | | | |
| Demographische Merkmale | -1,1 (0,8) | -0,3 (1,3) | 0,4 (0,5) | 1,2 (2,1) |
| Beschäftigungsmerkmale | -0,0 (1,4) | -0,9 (2,6) | 1,2 (1,2) | 0,9 (2,6) |
| Arbeitsmarkterfahrung | 0,2 (0,6) | -0,2 (1,4) | 0,2 (0,6) | -1,7 (3,1) |
| Beobachtungen | 1215 | 442 | 2072 | 689 |
| Nicht-pekuniärer Nutzen (in Skalenwerten) | | | | |
| Frauen | 74,8 | 78,0 | 82,7 | 81,5 |
| Männer | 75,4 | 79,7 | 80,9 | 79,8 |
| Unbereinigte Lücke | -0,6 (1,9) | -1,7 (3,0) | 1,8 (1,5) | 1,7 (2,6) |
| Bereinigte Lücke | -0,5 (2,2) | -0,8 (4,0) | 2,9 (1,8) | 4,0 (3,2) |
| <i>Veränderung der unbereinigten Lücke durch Ausstattungskomponenten</i> | | | | |
| Demographische Merkmale | -0,3 (0,9) | -2,3 (1,3) | -0,2 (0,3) | 1,9 (1,5) |
| Beschäftigungsmerkmale | 0,4 (1,2) | 3,6 (3,0) | 0,9 (1,0) | 1,6 (2,1) |
| Arbeitsmarkterfahrung | -0,1 (0,4) | - | 0,4 (0,5) | -1,1 (2,5) |
| Beobachtungen | 1249 | 460 | 2157 | 723 |
| Arbeitsbelastung (in Skalenwerten) | | | | |
| Frauen | 37,0 | 41,5 | 34,1 | 35,2 |
| Männer | 38,7 | 40,0 | 33,8 | 35,0 |
| Unbereinigte Lücke | -1,7 (2,6) | 1,5 (3,8) | 0,3 (1,8) | 0,2 (2,5) |
| Bereinigte Lücke | 1,2 (2,9) | -0,0 (4,3) | 1,5 (1,9) | 1,7 (4,1) |

Veränderung der unbereinigten Lücke durch Ausstattungskomponenten

| | | | | |
|-------------------------|------------|------------|------------|------------|
| Demographische Merkmale | 1,5 (1,1) | -0,3 (1,6) | 0,1 (0,3) | -0,9 (1,7) |
| Beschäftigungsmerkmale | 2,1 (1,4) | -0,9 (3,6) | 1,5 (1,0) | 1,7 (2,2) |
| Arbeitsmarkterfahrung | -0,7 (0,5) | -0,3 (1,0) | -0,4 (0,3) | 0,6 (2,8) |
| Beobachtungen | 1246 | 447 | 2138 | 712 |

Quelle: Panelbefragung „Lebensqualität und Teilhabe“ (1.Welle), eigene Berechnungen.

Anmerkungen: Es wurden Gewichte zur Hochrechnung auf die Referenzpopulation verwendet. Standardfehler wurden mittels der Delta-Methode ermittelt (vgl. Jann 2008). *** $p < 0,001$; ** $p < 0,01$; * $p < 0,05$.

Geförderten, die jedoch die Zugangskriterien zur Förderung weitgehend erfüllten, verglichen. Der Frauenanteil unter den Geförderten in der EvL-Förderung lag um 11 Prozentpunkte und in der TaAM-Förderung um 17 Prozentpunkte niedriger als in der Vergleichsstichprobe der nicht-Geförderten. Insbesondere Frauen aus Partnerhaushalten und Mütter von jungen Kindern sind in beiden Förderungen unterrepräsentiert. Die Unterrepräsentanz der Frauen in den beiden Förderungen stellt keine Ausnahme dar. So fiel in 2019 der Frauenanteil in vergleichbaren Maßnahmen der aktiven Arbeitsmarktpolitik ähnlich gering aus (vgl. Bauer et al. 2021).

Dem geringeren Frauenanteil in der EvL- und TaAM-Förderung können verschiedene Bestimmungsfaktoren zu Grund liegen: die Erwerbspräferenzen von Frauen, die Arbeitsangebotsentscheidung im Haushalt und die Entscheidung der Fallmanager in den Jobcentern über eine Förderteilnahme. Kopf/Zabel (2017) zeigen für verschiedene Maßnahmen der aktiven Arbeitsmarktpolitik, dass gerade in Partnerhaushalten mit einer traditionellen Aufteilung des Haushaltsangebots in der Vergangenheit, die Teilnahmewahrscheinlichkeit an Aktivierungsprogrammen im SGB-II-Bezug geringer ausfällt. Traditionelle Geschlechterrollen in SGB-II-Haushalten oder bei Fallmanagern in den Jobcentern (vgl. Jaehrling 2015) können mitunter eine Erklärung dafür sein, dass EvL- und TaAM-geförderte Frauen im Durchschnitt weniger und ältere Kinder sowie geringere Wochenarbeitszeiten als die geförderten Männer ausweisen.

5. Fazit

Die beiden neuen Förderungen „Eingliederung von Langzeitarbeitslosen“ (EvL) nach § 16e SGB II und „Teilhabe am Arbeitsmarkt“ (TaAM) nach § 16i SGB II ermöglichen Leistungsbeziehenden die Aufnahme einer geförderten Beschäftigung über einen Zeitraum von zwei Jahren (EvL) bzw. fünf Jahren (TaAM). Frauen und Männer, die die Zugangskriterien erfüllen, kommen

Tabelle 5

Dekomposition der Vereinbarkeitskonflikte

| | EvL | | TaAM | |
|--|---------------|--------------|---------------|--------------|
| | ohne Kind(er) | mit Kind(er) | ohne Kind(er) | mit Kind(er) |
| Frauen | 34,4 | 36,6 | 38,3 | 40,4 |
| Männer | 30,0 | 39,0 | 29,8 | 37,6 |
| Unbereinigte Lücke | 4,4 (4,3) | -2,4 (3,0) | 8,5 (3,1)** | 2,8 (3,2) |
| Bereinigte Lücke | 8,2 (4,8) | 9,3 (4,0)* | 12,1 (3,3)*** | 9,8 (3,9)* |
| <i>Veränderung der unbereinigten Lücke durch Ausstattungskomponenten</i> | | | | |
| Demographische Merkmale | -1,0 (1,9) | -1,3 (1,5) | 2,1 (1,5) | 2,2 (2,2) |
| Beschäftigungsmerkmale | 3,0 (4,0) | 6,1 (3,4) | 2,4 (1,5) | 1,7 (2,6) |
| Arbeitsmarkterfahrung | 1,6 (1,8) | -0,6 (1,0) | -1,0 (2,0) | 3,2 (2,7) |
| Haushaltsmerkmale | 0,2 (1,8) | 7,4 (2,8)** | 0,2 (0,8) | -0,1 (1,5) |
| Beobachtungen | 205 | 382 | 346 | 611 |

Quelle: Panelbefragung „Lebensqualität und Teilhabe“ (1.Welle), eigene Berechnungen.

Anmerkungen: Es wurden Gewichte zur Hochrechnung auf die Referenzpopulation verwendet. Standardfehler wurden mittels der Delta-Methode ermittelt (vgl. Jann 2008). *** p < 0,001; ** p < 0,01; * p < 0,05.

de jure gleichberechtigt für eine geförderte Beschäftigung in Frage. Eine ähnliche bisherige Arbeitsmarkt- und Leistungsbezugserfahrung garantiert jedoch nicht, dass Frauen und Männer ähnliche Tätigkeiten in der geförderten Beschäftigung aufnehmen, über vergleichbare Arbeitsbedingungen verfügen und eine gleichwertige Qualität der Beschäftigung erfahren.

Die Ergebnisse des Geschlechtervergleichs zur Arbeits- und Beschäftigungsqualität in den geförderten Beschäftigungen fallen heterogen aus. Frauen arbeiten eher in Teilzeit und Männer häufiger in Vollzeit. Lediglich ein geringer Anteil von 15 bis 30 Prozent dieses Unterschieds ist auf die Verteilung der individuellen Strukturmerkmale der beiden Geschlechter zurückzuführen. Trotz der Berücksichtigung des Kinderbetreuungsaufwands, der Haushaltsstruktur und der Pflege von Angehörigen, verbleibt eine unerklärte Lücke in der vertraglichen Wochenarbeitszeit von vier bis sechs Stunden. Demnach wirken sich die Hemmnisse einer Arbeitsaufnahme stärker auf das Arbeitsangebot der Frauen aus.

Keine signifikanten geschlechtsspezifischen Unterschiede ergeben sich für die Bruttostundenlöhne, das Verhältnis zu den Vorgesetzten, den nicht-pekuniären Nutzen aus der Beschäftigung und die Arbeitsbelastung in der Tätigkeit. Obgleich Frauen und Männer sich in den Beschäftigungsmerkmalen unterscheiden, erfahren sie vergleichbare Arbeitsbedingungen und eine ähnliche Qualität der Arbeit in den Förderungen. Bei der Vereinbarkeit von Arbeit und Familie verschärfen sich hingegen die Konflikte für Frauen, sobald die individuellen Strukturmerkmale berücksichtigt werden. Insbesondere die Haushaltsmerkmale fallen hier stark ins Gewicht und indizieren, dass die Hürden zur Aufnahme einer geförderten Beschäftigung für Frauen und Männer unterschiedlich hoch sind. Geförderte Frauen haben im Durchschnitt weniger und ältere Kinder als Männer. Zudem wirken die Ressourcen der Frauen und Männer verschieden auf die Vereinbarkeitskonflikte. Während ein Wechsel von Teilzeit auf Vollzeit die Vereinbarkeit von Arbeit und Familie für Frauen stark verschlechtert, hat dies für Männer praktisch keinen Einfluss auf das Vereinbarkeitsproblem.

Die Ergebnisse des Beitrags zeigen auf, dass eine Angleichung der geschlechtsspezifischen Strukturmerkmale nicht zwangsläufig eine Verbesserung der Arbeits- und Beschäftigungsqualität zur Folge haben muss. Eine ähnliche Ressourcenausstattung erhöht zwar die Wochenarbeitszeit der Frauen, aber verursacht zugleich eine Verschlechterung der Vereinbarkeit von Arbeit und Familie. Um langfristig einen gleichwertigen Zugang zu den geförderten Beschäftigungen zu sichern, bedarf es eines Abbaus bestehender Hürden für Frauen im SGB-II-Bezug (vgl. *Beste et al. 2023*). Das im Rahmen der Bürgergeldreform eingeführte allgemeine Coaching könnte hier zielführend sein, wenn bereits vor Aufnahme einer Beschäftigung aus dem SGB-II-Bezug heraus Unterstützungsbedarfe bei der Kinderbetreuung, der Hausarbeit und der Pflege eruiert und gedeckt werden.

Die Bedeutung der „subjektiven“ Dimensionen der Arbeits- und Beschäftigungsqualität für die Beschäftigungsstabilität und Beschäftigungsfähigkeit wurde bereits in früheren Studien belegt. So weisen *Coban et al. (2022)* für die EvL- und TaAM-Förderung nach, dass mitunter Arbeitsplatzkonflikte zu den häufigsten Gründen eines vorzeitigen Abbruchs der Förderungen zählen. Ferner kommen sie zu dem Ergebnis, dass sich Geförderte mit einem vorzeitigen Beschäftigungsabbruch eine passgenauere Unterstützung durch das Coaching während der Förderung gewünscht hätten. Ein Coaching, das zwischen den Erwartungen sowie Präferenzen der Geförderten und den Arbeitsbedingungen im Betrieb vermittelt, könnte langfristig die Arbeits- und Beschäftigungsqualität in der geförderten Beschäftigung verbessern und die Beschäftigungsstabilität der Geförderten stärken. Somit kann eine hohe Qualität der Arbeit zur Vermeidung wiederholter Brüche in den Erwerbsbiographien beitragen und insgesamt die Tragfähigkeit der Arbeitsmarkt- und Sozialpolitik stärken.

Literatur

- Achatz, J./Gundert, S. (2017): Arbeitsqualität und Jobsuche von erwerbstätigen Grundversicherungsbeziehern, Institut für Arbeitsmarkt- und Berufsforschung (IAB), IAB-Forschungsbericht 10, S. 1–59.
- Altonji, J./Blank, R. (1999): Race and gender in the labor market, in: Ashenfelter, O./Card, D. (ed.), *Handbook of Labor Economics*, Vol. 3, Part C, North Holland, S. 3143–3259.
- Anton, J.-I./Grande, R./Munoz de Bustillo, R./Pinto, F. (2023): Gender Gaps in Working Conditions, *Social Indicators Research*, im Erscheinen.
- Apel, H./Fertig, M. (2009): Operationalisierung von „Beschäftigungsfähigkeit“. Ein methodischer Beitrag zur Entwicklung eines Messkonzepts, *Journal for Labour Market Research*, 42(1): S. 5–28.
- Bartelheimer, P. (2007): Politik der Teilhabe. Ein soziologischer Beipackzettel, Friedrich-Ebert-Stiftung (FES), *Fachforum. Analysen und Kommentare* 1, S. 1–32.
- Bauer, F./Bennett, J./Coban, M./Dietz, M./Friedrich, M./Fuchs, P./Gellermann, J./Globisch, C./Gottwald, M./Gricevic, Z./Hülle, S./Kiesel, M./Kupka, P./Nivorozhkin, A./Promberger, M./Raab, M./Ramos Lobato, P./Schmucker, A./Stockinger, B./Trappmann, M./Wenzig, C./Wolff, J./Zabel, C./Zins, S. (2021): Evaluation der Förderinstrumente nach § 16e und § 16i SGB II – Zwischenbericht. IAB-Forschungsbericht 03.
- Beste, J./Coban, M./Trappmann, M. (2023): Zahlreiche Faktoren verringern die Erfolgsaussichten von Grundsicherungsbeziehenden, *Wirtschaftsdienst*, 103(2): S. 123–129.
- Blau, F./Kahn, L. (2017): The gender wage gap. Extent, trends, and explanations, *Journal of Economic Literature*, 55(3): S. 789–865.
- Blinder, A. (1973): Wage Discrimination. Reduced Form and Structural Estimates, *Journal of Human Resources*, 8(4): S. 436–455.
- Böhm, S. (2015): Beruf und Privatleben – Ein Vereinbarkeitsproblem? Entstehungsfaktoren von erwerbsarbeitsbedingten Abstimmungsproblemen und Konflikten im Privatleben von Beschäftigten in Deutschland, Wiesbaden.
- Brussig, M./Knuth, M. (2009): Individuelle Beschäftigungsfähigkeit. Konzept, Operationalisierung und erste Ergebnisse, *WSI-Mitteilungen*, 62(6): S. 287–294.
- Clark, A. (2001): What really matters in a job? Hedonic measurement using quit data, *Labour Economics*, 8(2): S. 223–242.
- Clark, A. (2010): Work, jobs and well-being across the millennium, in: Diener, E./Kahnemann, D./Helliwell, J. (ed.), *International Differences in Well-Being*, Oxford (UK), S. 436–468.
- Coban, M./Kasrin, Z./Wenzig, C./Wolff, J./Zabel, C. (2022): Beschäftigungsbegleitende Betreuung im Sozialen Arbeitsmarkt: Geförderte sind mehrheitlich zufrieden mit dem Coaching, Institut für Arbeitsmarkt- und Berufsforschung, IAB-Kurzbericht 23.
- Cornelissen, T. (2009): The Interaction of Job Satisfaction, Job Search, and Job Changes. An Empirical Investigation with German Panel Data, *Journal of Happiness Studies*, 10(3): S. 367–384.

- Dragano, N.* (2007): Arbeit, Stress und krankheitsbedingte Frührenten. Zusammenhänge aus theoretischer und empirischer Sicht, Wiesbaden.
- Harter, J./Schmidt, F./Hayes, T.* (2002): Business-unit-level relationship between employee satisfaction, employee engagement, and business outcomes. A meta-analysis, *Journal of Applied Psychology*, 87(2): S. 268–279.
- Henz, U./Mills, C.* (2015): Work-Life Conflict in Britain. Job Demands and Resources, *European Sociological Review*, 31(1): S. 1–13.
- Hintsala, T./Kouvonen, A./McCann, M./Jokela, M./Elovainio, M./Demakakos, P.* (2015): Higher effort-reward imbalance and lower job control predict exit from the labour market at the age of 61 years or younger. Evidence from the English Longitudinal Study of Ageing, *Journal of Epidemiology and Community Health*, 69(6): S. 543–549.
- Hülle, S./Achatz, J./Coban, M./Friedrich, M./Gricevic, Z./Kiesel, M./Kleinemeier, R./Meß, A./Schels, B./Trappmann, M./Wagemann, U./Wenzig, C./Wolff, J./Zabel, C./Zins, S.* (2022): Panel Lebensqualität und Teilhabe – Feld- und Methodenbericht der Welle 1, Institut für Arbeitsmarkt- und Berufsforschung, IAB-Forschungsbericht 08.
- Jaehrling, K.* (2015): Does the new managerialism stabilise gender asymmetries in street-level interactions? The case of Germany after ‚Hartz IV‘, *Social Work & Society*, 13(1): S. 1–17.
- Jann, B.* (2008): The Blinder-Oaxaca decomposition for linear regression models, *Stata Journal*, 8(4): S. 453–479.
- Jones, M./Latreille, P./Sloane, P.* (2016): Job Anxiety, Work-Related Psychological Illness and Workplace Performance, *British Journal of Industrial Relations*. 54(4): S. 742–767.
- Kasrin, Z./Schiele, M.* (2023): Effekte der geförderten Beschäftigung auf die soziale Teilhabe der Geförderten, Sozialer Fortschritt, im Erscheinen.
- Knabe, A./Rätzel, S.* (2011a): Quantifying the psychological costs of unemployment. the role of permanent income, *Applied Economics*, 43(21): S. 2751–2763.
- Knabe, A./Rätzel, S.* (2011b): Scarring or scaring? The psychological impact of past unemployment and future unemployment risk, *Economica*, 78 (310): S. 283–293.
- Kopf, E./Zabel, C.* (2017): Activation programmes for women with a partner in Germany: Challenge or replication of traditional gender roles, *International Journal of Social Welfare*, 26 (3): S. 239–253.
- Lene, A.* (2019): Job Satisfaction and Bad Jobs. Why are Cleaners So Happy at Work? *Work, Employment and Society*, 33(4): S. 666–681.
- Leontaridi, R./Ward, M.* (2002): Work-Related Stress, Quitting Intentions and Absenteeism. Forschungsinstitut zur Zukunft der Arbeit (IZA), IZA Discussion Paper 493, S. 1–29.
- Maestas, N./Mullen, K./Powell, D./von Wachter, T./Wenger, J.* (2018): The value of working conditions in the United States and implications for the structure of wages, National Bureau of Economic Research (NBER), NBER Working Paper 25204, Cambridge (MA), S. 1–89.
- Munoz de Bustillo, R./Fernandez-Macias, E./Anton, J./Esteve, F.* (2009): Indicators of job quality in the European Union, Brüssel.

- Nikolova, M./Cnossen, F.* (2020): What Makes Work Meaningful and Why Economists Should Care about It, *Labour Economics*, 65(C).
- Oaxaca, R.* (1973): Male-Female Wage Differentials in Urban Labor Markets, *International Economic Review*, 14(3): S. 693–709.
- Oaxaca, R./Ransom, M.* (1999): Identification in Detailed Decompositions, *The Review of Economics and Statistics*, 81(1): S. 154–157.
- Paulus, W./Matthes, B.* (2013): Klassifikation der Berufe. Struktur, Codierung und Umsteigeschlüssel, Institut für Arbeitsmarkt- und Berufsforschung (IAB), FDZ-Methodenreport 8, S. 1–35.
- Sen, A.* (2002): *Ökonomie für den Menschen. Wege zu Gerechtigkeit und Solidarität in der Marktwirtschaft*, 5. Auflage, München.
- Wahrendorf, M./Dragano, N./Siegrist, J.* (2013): Social Position, Work Stress, and Retirement Intentions. A Study with Older Employees from 11 European Countries, *European Sociological Review*, 29(4): S. 792–802.
- Wang, S./Kamerade, D./Burchell, B./Coutts, A./Balderson, S.* (2022): What matters more for employees' mental health. Job quality or job quantity? *Cambridge Journal of Economics*, 46(2): S. 251–274.
- Yun, M.* (2005): A Simple Solution to the Identification Problem in Detailed Wage Decompositions, *Economic Inquiry*, 43(4): S. 766–772.