

Hohmeyer, Katrin; Wolff, Joachim

Research Report

Selektivität von Ein-Euro-Job-Ankündigungen

IAB-Forschungsbericht, No. 2/2015

Provided in Cooperation with:

Institute for Employment Research (IAB)

Suggested Citation: Hohmeyer, Katrin; Wolff, Joachim (2015) : Selektivität von Ein-Euro-Job-Ankündigungen, IAB-Forschungsbericht, No. 2/2015, Institut für Arbeitsmarkt- und Berufsforschung (IAB), Nürnberg

This Version is available at:

<https://hdl.handle.net/10419/118663>

Standard-Nutzungsbedingungen:

Die Dokumente auf EconStor dürfen zu eigenen wissenschaftlichen Zwecken und zum Privatgebrauch gespeichert und kopiert werden.

Sie dürfen die Dokumente nicht für öffentliche oder kommerzielle Zwecke vervielfältigen, öffentlich ausstellen, öffentlich zugänglich machen, vertreiben oder anderweitig nutzen.

Sofern die Verfasser die Dokumente unter Open-Content-Lizenzen (insbesondere CC-Lizenzen) zur Verfügung gestellt haben sollten, gelten abweichend von diesen Nutzungsbedingungen die in der dort genannten Lizenz gewährten Nutzungsrechte.

Terms of use:

Documents in EconStor may be saved and copied for your personal and scholarly purposes.

You are not to copy documents for public or commercial purposes, to exhibit the documents publicly, to make them publicly available on the internet, or to distribute or otherwise use the documents in public.

If the documents have been made available under an Open Content Licence (especially Creative Commons Licences), you may exercise further usage rights as specified in the indicated licence.

Institut für Arbeitsmarkt-
und Berufsforschung

Die Forschungseinrichtung der
Bundesagentur für Arbeit

IAB

IAB-Forschungsbericht

2/2015

Aktuelle Ergebnisse aus der Projektarbeit des Instituts für Arbeitsmarkt- und Berufsforschung

Selektivität von Ein-Euro-Job-Ankündigungen

Katrin Hohmeyer
Joachim Wolff

ISSN 2195-2655

Selektivität von Ein-Euro-Job-Ankündigungen

Katrin Hohmeyer (IAB)

Joachim Wolff (IAB)

Mit der Publikation von Forschungsberichten will das IAB der Fachöffentlichkeit Einblick in seine laufenden Arbeiten geben. Die Berichte sollen aber auch den Forscherinnen und Forschern einen unkomplizierten und raschen Zugang zum Markt verschaffen. Vor allem längere Zwischen- aber auch Endberichte aus der empirischen Projektarbeit bilden die Basis der Reihe.

By publishing the Forschungsberichte (Research Reports) IAB intends to give professional circles insights into its current work. At the same time the reports are aimed at providing researchers with quick and uncomplicated access to the market.

Inhaltsverzeichnis

| | |
|---|----|
| Zusammenfassung..... | 4 |
| Abstract | 4 |
| 1 Einleitung..... | 6 |
| 2 Institutioneller Rahmen | 7 |
| 3 Literaturüberblick: Selektivität von Ein-Euro-Job-Teilnahmen | 10 |
| 4 Unterschiede zwischen Maßnahme-Ankündigung und -Teilnahme | 11 |
| 5 Daten und Methode | 12 |
| 6 Ergebnisse..... | 15 |
| 6.1 Selektivität der Ankündigungen..... | 15 |
| 6.2 Determinanten der Teilnahme an einem angekündigten Ein-Euro-Job | 20 |
| 7 Zusammenfassung und Schlussfolgerung..... | 22 |
| Literatur | 23 |
| Tabellen und Abbildungen..... | 25 |

Zusammenfassung

Ein-Euro-Jobs verfolgen vielfältige Zielsetzungen. Zum einen sollen sie arbeitsmarktfernen Leistungsbeziehern helfen, mittelfristig wieder auf dem ersten Arbeitsmarkt zu arbeiten. Zum anderen können sie eingesetzt werden, um die Arbeitsbereitschaft von ALG-II-Beziehern zu überprüfen. Der vorliegende Beitrag hat mit Daten des Panels ‚Arbeitsmarkt und soziale Sicherung‘ (PASS) und Logit-Modellen für den Zeitraum zwischen 2009 bis 2012 untersucht, welche Faktoren die Wahrscheinlichkeit beeinflussen, dass ALG-II-Beziehern ein Ein-Euro-Job zur Teilnahme vorgeschlagen wird. Für eine Teilstichprobe wurde anschließend untersucht, welche Faktoren eine tatsächliche Teilnahme an dem angekündigten Ein-Euro-Job begünstigen oder hemmen. Wir stellen eine gewisse Konzentration von Ein-Euro-Job-Ankündigungen auf arbeitsmarktferne Personen insofern fest, als dass bei Männern ein fehlender Schulabschluss und eine unzureichende Berufsausbildung sowie bei Frauen und Männern eine längere Zeit seit der letzten nicht-geringfügigen Beschäftigung mit einer höheren Wahrscheinlichkeit einhergehen, eine Ankündigung zu erhalten. Ferner konzentrieren sich Ein-Euro-Job-Ankündigungen tendenziell auf Personen, die ohnehin in der Aufmerksamkeit des Jobcenters stehen.

Knapp zwei Drittel der Personen nehmen innerhalb von drei Monaten an einem angekündigten Ein-Euro-Job tatsächlich teil. Für die Nicht-Teilnahme an einem angekündigten Ein-Euro-Job spielen Restriktionen wie der Gesundheitszustand und Pfllegetätigkeiten eine gewichtige Rolle. Hinweise auf starke Ankündigungseffekte oder Abgänge aus dem Leistungsbezug als Grund für eine Nicht-Teilnahme können wir hingegen nicht finden.

Abstract

The German workfare programme ‘One-Euro-Jobs’ can be used for different goals. On the one hand, they aim at improving employment prospects of long-term jobless welfare recipients. On the other hand, they can also be used to test the willingness to work of welfare recipients. Based on data from the panel study ‘Labour Market and Social Security’ and logit models, this paper studies the selectivity of One-Euro-Job announcements. For a subsample we also study what determines whether a welfare recipient actually participates in an announced One-Euro-Job. We find a concentration of One-Euro-Jobs on welfare recipients with below average employment prospects and those who are anyway in the attention of jobcentres. We cannot find evidence for a strong use of One-Euro-Jobs as work-test. Concerning the actual participation in an announced One-Euro-Job, we find health condition and commitment in long-term care to hinder participation. We do not find evidence for strong announcement effects or welfare recipients leaving benefit receipt as reason for non-participation.

Danksagungen

Wir danken Arne Bethmann und Mark Trappmann für geduldige Antworten auf alle Fragen zur Datengrundlage. Außerdem danken wir den KollegInnen im Forschungsbereich C2, insbesondere Andreas Moczall, sowie Arne Bethmann und Christian Hohendanner für hilfreiche Anmerkungen zu früheren Versionen des Texts.

1 Einleitung

Das im Jahr 2005 in Kraft getretene Sozialgesetzbuch (SGB) II fasste die vorher existierende Sozialhilfe und Arbeitslosenhilfe zu einer einheitlichen Grundsicherung für Arbeitsuchende zusammen und ersetzte diese Leistungen durch das Arbeitslosengeld (ALG) II. Ziel war einen großen Personenkreis von ALG-II-Beziehern zu aktivieren und in den Arbeitsmarkt zu integrieren. Zur Heranführung von arbeitsmarktfernen Personen an den Arbeitsmarkt wurden Ein-Euro-Jobs geschaffen und insbesondere in den ersten Jahren nach ihrer Einführung häufig eingesetzt. Ein-Euro-Jobs konnten und können für unterschiedliche Zielsetzungen eingesetzt werden, wie zur Verbesserung der Beschäftigungschancen, der sozialen Integration der Teilnehmer oder der Überprüfung ihrer Arbeitsbereitschaft. Dabei können mit der Förderung einzelne oder mehrere Ziele verfolgt werden. Nicht zuletzt aufgrund ihrer vielfältigen – und unter Umständen miteinander in Konflikt stehenden – Ziele wird die Ausrichtung der Ein-Euro-Jobs auch rund zehn Jahre nach ihrer Einführung noch kontrovers diskutiert.

Der vorliegende Forschungsbericht untersucht mit Daten des Panels Arbeitsmarkt und soziale Sicherung (PASS) die Selektivität von Ein-Euro-Job-Ankündigungen und liefert damit Erkenntnisse über den praktischen Einsatz von Ein-Euro-Jobs. Es geht also unter anderem um die Frage, ob Ein-Euro-Jobs sich auf die Heranführung von Personen mit eher schlechten Arbeitsmarktchancen an den Arbeitsmarkt konzentrieren oder vermehrt als Test auf Arbeitsbereitschaft eingesetzt werden. Neben Erkenntnissen zu Einsatz und Wahrnehmung von Ein-Euro-Jobs liefern Selektionsanalysen wichtige Erkenntnisse für die Methode von Wirkungsanalysen (Heckman/Smith 2004). Ein starker Einfluss der Leistungsbezieher auf die Teilnahmeentscheidung beispielsweise würde die Annahme der Selektion alleinig auf Basis von beobachtbaren Merkmalen, die dem häufig genutzten, statistischen Matching-Ansatz zugrunde liegt, weniger glaubhaft machen (Weber 2008).

Wir betrachten Ein-Euro-Job-Ankündigungen im Zeitraum zwischen 2009 und 2012 und damit in einem späteren Zeitraum nach der Einführung des SGB II als bisherige Analysen. Außerdem sieht sich der vorliegende Beitrag im Gegensatz zu früheren Selektionsanalysen nicht (nur) die Selektivität von Teilnahmen an Ein-Euro-Jobs an, sondern die von möglichen Teilnahmen an Ein-Euro-Jobs, die ALG-II-Beziehern durch ihr Jobcenter angekündigt wurden. Nicht jeder Leistungsbezieher, dem ein Ein-Euro-Job zur Teilnahme genannt wird, nimmt auch tatsächlich an diesem teil. Gründe hierfür können zum Beispiel in Restriktionen in der Verfügbarkeit für den Arbeitsmarkt (wie Kinderbetreuungsaufgaben, Pfl egetätigkeiten und gesundheitliche Einschränkungen) oder im Verlassen des Leistungsbezugs oder der Aufnahme einer Erwerbstätigkeit liegen. Ferner können für unterschiedliche Personengruppen unterschiedliche Anreize bestehen eine Teilnahme herbeizuführen oder auch zu umgehen. Bisherige Analysen, die nur die Selektion der eigentlichen Teilnahme betrachten, blenden damit einen großen Teil der Selektionsdynamik aus. Verglichen mit vorherigen Analysen auf Basis von administrativen Daten haben wir zudem ein

weiteres Spektrum an Informationen zu den Leistungsbeziehern (u. a. zu ihrer Arbeitseinstellung oder ihrem Anspruchslohn), die wir in die Analysen miteinbeziehen können.

Unsere Logit-Analyse einer Stichprobe von Personen, deren Jobcenter ihnen eine Teilnahme ankündigen kann, stellt eine gewisse Konzentration von Ein-Euro-Job-Ankündigungen auf arbeitsmarktferne Personen fest. Eine sehr geringe Schulbildung und Berufsausbildung bei Männern und bei Männern und Frauen eine längere Zeit (sechs Jahre oder mehr) seit der letzten nicht-geringfügigen Beschäftigung gehen mit einer höheren Wahrscheinlichkeit einher, eine Ein-Euro-Job-Ankündigung zu erhalten. Ferner konzentrieren sich Ein-Euro-Job-Ankündigungen auf Personen, die ohnehin in der Aufmerksamkeit des Jobcenters stehen (gemessen an der Verpflichtung zur Arbeitssuche, dem Abschluss einer Eingliederungsvereinbarung und einer hohen Kontakthäufigkeit). Wir finden keine Hinweise auf einen Einsatz des Instruments als Test auf Arbeitsbereitschaft.

Knapp zwei Drittel der Personen, denen ein Ein-Euro-Job zur Teilnahme genannt wird, nimmt an diesem spätestens nach drei Monaten tatsächlich teil. Nach der Einschätzung von Weber (2008) ist der Einfluss der Leistungsbezieher auf die eigentliche Teilnahme größer als auf die Ankündigung bzw. Zuweisung. Daher untersuchen wir zusätzlich für eine Teilstichprobe, welche ALG-II-Bezieher tatsächlich innerhalb von drei Monaten nach der Ankündigung an dem angekündigten Ein-Euro-Job teilnehmen. Dabei geht es zum einen um die Frage, ob Restriktionen wie gesundheitliche Einschränkungen, Pfl egetätigkeiten und Kinderbetreuung für die tatsächliche Teilnahme eine Rolle spielen. Zum anderen interessiert uns, welche Rolle Anreize zur Teilnahme, die Aufnahme einer Erwerbstätigkeit oder das Verlassen der Hilfebedürftigkeit spielen. Unsere Ergebnisse weisen darauf hin, dass für die tatsächliche Teilnahme an einem angekündigten Ein-Euro-Job gesundheitliche Einschränkungen oder eine Pfl egetätigkeit relevant sind. Auf verstärkte Ankündigungseffekte oder Abgänge aus dem Leistungsbezug hingegen finden wir keine Hinweise.

2 Institutioneller Rahmen

Im Januar 2005 trat das SGB II in Kraft und fasste die frühere Arbeitslosen- und Sozialhilfe zu einer einheitlichen Grundsicherung – dem ALG II – für erwerbsfähige Personen, die hilfebedürftig sind, zusammen. Im Fokus des SGB II steht die Aktivierung eines breiten Personenkreises, so ist der Begriff Erwerbsfähigkeit – mit drei Stunden täglich zu regulären Arbeitsmarktbedingungen – im internationalen Vergleich weit gefasst. Die Hilfebedürftigkeit wird im Kontext der Bedarfsgemeinschaft gemessen, also einer Person, dem Partner und unverheirateten Kindern unter 25 Jahren im Haushalt (soweit vorhanden). Im Gegensatz zum vorherigen System der Arbeitslosenhilfe sollen alle erwerbsfähigen Mitglieder einer Bedarfsgemeinschaft dazu beitragen, die Hilfebedürftigkeit zu reduzieren.

Das SGB II steht unter dem Grundsatz von „Fördern und Fordern“: Auf der einen Seite werden Anforderungen an ALG-II-Bezieher gestellt (zum Beispiel an ihre Ar-

beitsuche und Konzessionsbereitschaft), die in einer Eingliederungsvereinbarung vom Jobcenter schriftlich festgehalten und vom erwerbsfähigen Leistungsberechtigten unterschrieben werden. Auf der anderen Seite bestehen mehr Möglichkeiten, Leistungsbezieher bei der Arbeitssuche zu unterstützen (zum Beispiel durch Weiterbildungsmaßnahmen). Eine viel genutzte Maßnahme des Fördern und Fordern sind Ein-Euro-Jobs (Arbeitsgelegenheiten in der Mehraufwandsvariante nach § 16d SGB II), deren quantitative Bedeutung seit ihrer Einführung mit über 700.000 Zugängen pro Jahr in den Jahren 2006 bis 2009 besonders hoch war und dann auf knapp 279.000 Zugänge im Jahr 2013 sank (Statistik der Bundesagentur für Arbeit 2014).¹ Die Tätigkeiten im Rahmen von Ein-Euro-Jobs müssen im öffentlichen Interesse, zusätzlich und (seit April 2012) wettbewerbsneutral sein. Der Teilnehmer erhält während der Teilnahme weiterhin ALG II plus eine Mehraufwandsentschädigung von durchschnittlich etwa 1,25 Euro die Stunde (Statistik der Bundesagentur für Arbeit 2010).

Mit Ein-Euro-Jobs können für unterschiedliche Teilnehmer unterschiedliche Ziele oder auch mehrere unterschiedliche Ziele gleichzeitig verfolgt werden. Zum einen sollen Ein-Euro-Jobs Teilnehmer an den allgemeinen Arbeitsmarkt (wieder-)heranführen und ihre Beschäftigungschancen erhöhen (Bundesagentur für Arbeit 2009). Das soll durch einen geregelten Tagesablauf und soziale Kontakte geschehen. Darüber hinaus soll die soziale Integration der Teilnehmer verbessert werden (siehe hierzu auch Christoph et al. 2015).² Zum anderen können Ein-Euro-Jobs als Gegenleistung für den Erhalt von Sozialleistungen interpretiert werden und eingesetzt werden, um die Arbeitsbereitschaft von Leistungsbeziehern zu überprüfen. Die Teilnahme ist verpflichtend. Lehnen oder brechen erwerbsfähige Leistungsberechtigte ohne einen wichtigen Grund eine Teilnahme ab, so kann das Jobcenter ihre ALG-II-Leistungen drei Monate lang absenken (Sanktion).³

Die Teilnahme an Ein-Euro-Jobs ist – wie auch Teilnahmen an anderen Maßnahmen der öffentlich geförderten Beschäftigung – nachrangig gegenüber der Vermittlung in Arbeit, Ausbildung, Qualifikation und anderen Maßnahmen (Heyer et al. 2012). Aus der Ausgestaltung der Ein-Euro-Jobs und der Nachrangigkeit ergibt sich, dass insbesondere arbeitsmarktferne Personen als Teilnehmer in Frage kommen, „denen es besonders schwer fällt, eine Arbeit auf dem allgemeinen Arbeitsmarkt zu finden (Bundesagentur für Arbeit 2009: 21)“. Als besondere Zielgruppen nennt die Bundesagentur für Arbeit (2009) Jugendliche und Ältere ab 58 Jahre, langzeitar-

¹ Ihre gesetzliche Grundlage sowie die fachlichen Hinweise der Bundesagentur für Arbeit wurden seit 2005 mehrfach geändert. Diese Beschreibung bezieht sich auf unseren Untersuchungszeitraum von 2009 bis 2012.

² Das Ziel der Verbesserung der sozialen Integration und die Überprüfung der Arbeitsbereitschaft werden seit 2012 nicht mehr in der Arbeitshilfe genannt.

³ Das Gesetz räumt den Fallbearbeitern bei Leistungskürzungen keinen Ermessensspielraum ein. Jedoch existieren in der Praxis solche Spielräume (zum Beispiel bei der Anerkennung von wichtigen Gründen, die erwerbsfähige Leistungsberechtigte zur Rechtfertigung ihres Verhaltens vorbringen) (Wolff/Moczall 2012).

beitslose ältere Menschen, erwerbsfähige Leistungsberechtigte mit Migrationshintergrund und erwerbsfähige Leistungsberechtigte mit besonderen Vermittlungshemmnissen (zum Beispiel Alleinerziehende).⁴ Achatz/Trappmann (2011) identifizieren folgende Risikomerkmale, die mit einer verringerten Wahrscheinlichkeit einhergehen, den ALG-II-Bezug durch die Aufnahme einer Erwerbstätigkeit zu verlassen: fehlende Bildungs- bzw. Ausbildungsabschlüsse, gesundheitliche Einschränkungen, eine lange Verweildauer im Grundsicherungsbezug, ein Alter von mehr als 50 Jahren, Migrationshintergrund sowie eine begrenzte Beherrschung der deutschen Sprache, die Pflege von Angehörigen und die Tatsache, Mutter zu sein. Eine Kumulation von Risikomerkmale reduziert dabei die Übergangschancen in eine bedarfsdeckende Erwerbstätigkeit.

Aus der Funktion der Ein-Euro-Jobs als Test auf Arbeitsbereitschaft können sich jedoch auch andere Zielgruppen als arbeitsmarktferne Personen ergeben, zum Beispiel Personen mit guten Chancen auf dem Arbeitsmarkt, bei denen eine Tätigkeit in der Schattenwirtschaft vermutet wird.

Der Weg in einen Ein-Euro-Job kann bis auf die letztendliche Zuweisung durch den Jobcenter-Mitarbeiter auf unterschiedliche Weise erfolgen (siehe auch Hohmeyer/Kopf 2009). Der erste Schritt, in dem das Thema Ein-Euro-Job zur Sprache gebracht wird, kann sowohl vom ALG-II-Bezieher als auch vom Jobcenter-Mitarbeiter ausgehen. Laut Angaben des PASS ist es in knapp zwei Drittel der Fälle der Jobcenter-Mitarbeiter, der das Thema Ein-Euro-Job als erster anschneidet.⁵ In der Regel schlägt der Jobcenter-Mitarbeiter dann auch einen konkreten Ein-Euro-Job vor. Häufig findet daraufhin für den ALG-II-Bezieher ein Gespräch beim Träger statt. Letztendlich erfolgt die Teilnahme an einem Ein-Euro-Job immer über die schriftliche Zuweisung durch den Jobcenter-Mitarbeiter. Die Nicht-Teilnahme an einem zumutbaren Ein-Euro-Job ohne wichtigen Grund kann sanktioniert werden (§ 31 SGB II).⁶ Zu den wichtigen Gründen gehören die in § 10 SGB II genannten Gründe für die Nicht-Zumutbarkeit von Arbeit. Diese sind beispielsweise gegeben, wenn die Person zur Arbeit körperlich, seelisch oder geistig nicht in der Lage ist oder die Betreuung von Kindern unter drei Jahren und/oder Pflege von Angehörigen der Teilnahme entgegenstehen (siehe auch Wolff/Moczall 2012 für eine Diskussion wichtiger Gründe).

⁴ Mit dem Gesetz zur Verbesserung der Eingliederungschancen am Arbeitsmarkt, das im April 2012 in Kraft trat, entfällt die gesetzliche Verpflichtung eines Arbeitsgelegenheiten-Angebotes für Jugendliche und Ältere ab 58 Jahren (Bundesagentur für Arbeit 2012).

⁵ Eigene Berechnung auf Basis der Wellen 4 bis 6, N=2.283, gewichtet.

⁶ Die Nichtteilnahme an einer Maßnahme kann nur dann sanktioniert werden, wenn sie hinreichend bestimmt ist (siehe Wolff/Moczall 2012). In den Fällen, in denen der Jobcenter-Mitarbeiter keinen konkreten Ein-Euro-Job vorschlägt, sind keine Sanktionen möglich.

3 Literaturüberblick: Selektivität von Ein-Euro-Job-Teilnahmen

Bisher existieren quantitative Erkenntnisse nur zur Selektion der eigentlichen Teilnahme und nicht zur Ankündigung der Teilnahme. Ein guter Teil dieser Studien betrachtet Ein-Euro-Jobs kurz nach deren Einführung im Jahr 2005. Wolff/Hohmeyer (2006) zeigen, dass in diesem Zeitraum Personengruppen mit deutlich geringeren Chancen auf eine Arbeitsmarktintegration durch eigenständige Arbeitsuche (ältere Personen, Personen ohne Berufsausbildung, Personen mit gesundheitlichen Einschränkungen und schwerbehinderte Personen) nicht überproportional in Ein-Euro-Jobs gefördert werden. Sie kommen zu dem Schluss, dass die Förderung nicht zielgruppenorientiert ist. Einzige Ausnahme sind Jugendliche und junge Erwachsene unter 25 Jahren, die zum damaligen Zeitpunkt eine Zielgruppe der Ein-Euro-Jobs waren. Hintergrund war die Rechtslage vor April 2012, nach der Jugendliche und junge Erwachsene unter 25 Jahren unverzüglich in Arbeit, Ausbildung oder Arbeitsgelegenheiten zu vermitteln waren (vor April 2012 geregelt in: § 3 Abs. 2 SGB II). Die deskriptiven Ergebnisse von Wolff/Hohmeyer (2006) werden durch die multivariate Analyse von Hohmeyer/Kopf (2009) bestätigt. Hohmeyer/Wolff (2010) untersuchen drei Beschäftigung schaffende Maßnahmen (Ein-Euro-Jobs, Arbeitsgelegenheiten in der Entgeltvariante, Arbeitsbeschaffungsmaßnahmen) für ALG-II-Empfänger im Frühsommer 2005. Sie kommen zu dem Ergebnis, dass sich Ein-Euro-Jobs zwar nicht auf arbeitsmarktferne ALG-II-Bezieher konzentrieren, aber nachrangig zu den anderen beiden Maßnahmen genutzt werden (ausgemacht an einer kürzeren Beschäftigungsdauer der Ein-Euro-Job-Teilnehmer in den fünf Jahren zuvor). Gründe für mangelnde Zielgruppenorientierung von Ein-Euro-Jobs könnten Creaming (Zuweisung von Personen mit vergleichsweise guten Chancen auf dem Arbeitsmarkt, zum Beispiel um hohe Integrationsquoten zu erzielen), der Gebrauch des Instruments als Work-Test sowie die starke Belastung der Jobcenter-Mitarbeiter in der Einführungsperiode des SGB II bzw. Anlaufprobleme mit der neuen Maßnahme sein.

Ergebnisse späterer Studien weisen darauf hin, dass sich die Zielgruppenorientierung von Ein-Euro-Jobs im Zeitverlauf verbessert hat. Thomsen/Walter (2010) stellen auf Basis von Daten der Jahre 2006 und 2007 für Personen, die 2006 ihren ALG-II-Bezug beginnen, fest, dass – neben einem immer noch starken Fokus auf Leistungsbezieher unter 25 Jahren – die Teilnahmewahrscheinlichkeit mit dem Bildungsniveau abnimmt und dass Personen mit einer schlechteren Arbeitsmarktpersonalperformance in den Vorjahren eine höhere Teilnahmewahrscheinlichkeit aufweisen. Huber et al. (2011) finden darüber hinaus für eine ALG-II-Bestandsstichprobe vom Oktober 2006, dass Ein-Euro-Job-Teilnehmer in den Jahren 2006 bis 2007 kürzere Beschäftigungszeiten und längere vergangene Maßnahmeteilnahme- und Leistungsbezugszeiten seit 2005 aufweisen als Nicht-Teilnehmer und Teilnehmer an Trainingsmaßnahmen und Förderungen beruflicher Weiterbildungen.

Nicht nur die Arbeitsmarkthistorie sondern auch das private Umfeld können die Teilnahmewahrscheinlichkeiten beeinflussen. Zabel (2012) betrachtet Übergangsraten von ALG-II-Bezieherinnen in Ein-Euro-Jobs zwischen Oktober 2005 und Dezember 2008 unter der Berücksichtigung, ob sie einen Partner und/oder Kinder haben. Alleinerziehende mit Kindern, die drei Jahre oder älter sind, haben ähnliche Eintrittsraten in Ein-Euro-Jobs wie kinderlose Alleinstehende. Mütter mit Partner weisen niedrigere Zugangsraten in Ein-Euro-Jobs auf. Möglichkeiten der Kinderbetreuung spielen hier eine Rolle sowie das Rollenverständnis (des Fallmanagers). Diesen Aspekt greifen Kopf/Zabel (2014) auf und untersuchen im gleichen Zeitraum Maßnahmezugänge von Frauen mit einem Fokus auf den Haushaltshintergrund und die vormalige Arbeitsteilung im Haushalt. Sie finden geringere Zugangsraten in Ein-Euro-Jobs für Frauen mit Partner als Frauen ohne Partner, besonders in Westdeutschland. Die Zugangsraten von Frauen mit Partner sind noch mal geringer, wenn es sich um einen vormaligen männlichen Ernährer-Haushalt mit traditioneller Arbeitsteilung handelt. Auch der gegenwärtige Arbeitsmarktstatus des Partners beeinflusst die Teilnahmewahrscheinlichkeit: sie ist höher, wenn der Partner sozialversicherungspflichtig beschäftigt ist oder an einer aktiven arbeitsmarktpolitischen Maßnahme teilnimmt.

4 Unterschiede zwischen Maßnahme-Ankündigung und -Teilnahme

Die oben zitierten Studien beziehen sich auf die Selektivität der eigentlichen Teilnahme an einem Ein-Euro-Job. Teilnahmeselektivität ist jedoch nicht unbedingt das Gleiche wie die Selektivität der Ankündigungen, da nicht jeder angekündigte Ein-Euro-Job auch zu einer Teilnahme führt. Nach Heckman/Smith (2004) findet Selektion auf verschiedenen Stufen des Wegs in eine Maßnahme statt. Was diese Studien auf der letzten Stufe – der tatsächlichen Teilnahme – beobachten, ist das Resultat von Selektion auf verschiedenen Stufen. In der von uns verwendeten Stichprobe (siehe unten) nahmen 58 Prozent der Personen, denen ein Ein-Euro-Job zur Teilnahme genannt wurde, tatsächlich bis zum nächsten Interview an dem angekündigten Ein-Euro-Job teil. Verschiedene Gründe können für eine Nicht-Teilnahme trotz Ankündigung und damit auch für mögliche Abweichungen zwischen der Selektivität der Ankündigungen und der Selektivität der Teilnahme verantwortlich sein:

- Der Leistungsempfänger lehnt die Teilnahme ab, weil „wichtige Gründe“ vorliegen, die einer Teilnahme entgegenstehen (zum Beispiel gesundheitliche Einschränkungen, Kinderbetreuung, Pflege von Angehörigen, siehe oben) und daher auch keine Pflicht nach § 31 SGB II verletzt wird. Möglicherweise werden diese Gründe schon vom für die Person zuständigen Jobcenter-Mitarbeiter antizipiert, sodass dieser die Ankündigung gar nicht erst ausspricht.
- Der erwerbsfähige Leistungsberechtigte lehnt die Teilnahme ohne wichtigen Grund ab und riskiert eine Sanktion.

- Der Leistungsempfänger verlässt nach der Ankündigung den ALG-II-Bezug und/oder beginnt eine Beschäftigung, Ausbildung/Studium oder andere Maßnahme. Diese Abgänge können selektiv und durch die Ankündigung der Teilnahme induziert sein. Beispielsweise könnte der Leistungsbezug beendet werden, um die Teilnahme zu umgehen (*Droheffekt*). Es könnte aber auch das Gegenteil der Fall sein, dass Personen vermehrt im Leistungsbezug verbleiben (zum Beispiel da sie ihre Arbeitsuchanstrengungen reduzieren), um an der Maßnahme teilnehmen zu können (auch bekannt als *Ashenfelter's (1978) Dip*).
- Der Träger lehnt den ALG-II-Bezieher als Teilnehmer ab, sofern auf dieser Ebene eine Auswahl erfolgt.

Das PASS liefert folgende Anhaltspunkte zu den Gründen der Nicht-Teilnahme an einem angekündigten Ein-Euro-Job (siehe Abbildung 1): Häufigster Grund war in knapp einem Drittel aller Fälle Krankheit, gefolgt von kein Interesse an der Teilnahme seitens des Leistungsempfängers (24 %). 22 Prozent wurden durch den Betrieb abgelehnt. Knapp zwölf Prozent haben eine Erwerbstätigkeit, Ausbildung oder ein Studium begonnen. In 15 Prozent der Fälle spielten sonstige Gründe eine Rolle. Weitere zehn Prozent haben wegen der Betreuung von Kindern oder pflegebedürftigen Angehörigen nicht teilgenommen. Knapp vier Prozent haben einen anderen Ein-Euro-Job begonnen. Nur ein Prozent hat nicht teilgenommen, weil kein ALG-II-Bezug mehr vorlag.

Diese Ergebnisse verdeutlichen, dass Selektionsaspekte verwischt werden, wenn man nur tatsächliche Teilnahmen von ALG-II-Beziehern und nicht die Ankündigungen betrachtet. Die vorliegende Analyse untersucht, welche Faktoren den Erhalt einer Ein-Euro-Job-Ankündigung beeinflussen und daran anschließend welche Faktoren die tatsächliche Teilnahme an diesem Ein-Euro-Job beeinflussen. Sie kann daher wichtige Erkenntnisse darüber liefern, wie Ein-Euro-Jobs von Jobcenter-Mitarbeitern eingesetzt und von ALG-II-Beziehern angenommen werden. Während im ersten beobachteten Schritt – der Nennung eines Ein-Euro-Jobs zur Teilnahme – der Jobcenter-Mitarbeiter in der Regel den stärkeren Einfluss haben dürfte, vergrößert sich der Einfluss des ALG-II-Beziehers bei der letztendlichen Teilnahme.

5 Daten und Methode

Die Analysen beruhen auf Daten der ersten sechs Wellen des PASS.⁷ Das PASS wird seit Dezember 2006 jährlich zur Erforschung von Themen wie Arbeitslosigkeit, Armut und soziale Lage erhoben und durch das Institut für Arbeitsmarkt- und Berufsforschung (IAB) unter Finanzierung des Bundesministeriums für Arbeit und Soziales geplant und durchgeführt (für eine Beschreibung des PASS siehe Trappmann et al. 2013).

⁷ Ankündigungen von Ein-Euro-Jobs werden ab Welle 4 erhoben. Welle 1 bis 3 werden unter anderem für die Bildung von Kovariablen herangezogen.

Die Stichprobe des PASS besteht aus zwei Teilstichproben. Für die erste Teilstichprobe wurden per Zufallsprinzip Bedarfsgemeinschaften, in denen mindestens eine Person ALG II erhält, aus den administrativen Daten der Bundesagentur für Arbeit (BA) gezogen. Die befragten Haushalte der zweiten Teilstichprobe stammen aus einer Stichprobe der Wohnbevölkerung Deutschlands. Um Ausfälle im Panel-Verlauf zu kompensieren und die Veränderungen der Personenzusammensetzung der ALG-II-Bezieher über den Zeitverlauf zu berücksichtigen, wurden für die erste Teilstichprobe ab der zweiten Welle in jeder Welle Auffrischungstichproben in die Befragung einbezogen. Für die zweite Teilstichprobe geschah das nur in Welle 5. In der ersten Welle wurden knapp 19.000 Personeninterviews in gut 12.000 Haushalten realisiert. In Welle 6 waren es über 14.600 Interviews in gut 9.500 Haushalten (Berg et al. 2013). Wir nutzen für die vorliegenden Analysen die erste Teilstichprobe und die zugehörigen Auffrischungstichproben von Personen, deren Haushalt im Juli des Jahres vor dem Panelzugang ALG II bezogen hat.

Die Stichprobenkonstruktion wird im Folgenden erläutert und ist in Tabelle 1 übersichtlich dargestellt. Ab der vierten Welle werden Ein-Euro-Job-Ankündigungen und -Teilnahmen in einem eigenen Modul erhoben. Darin werden Personen (ohne Schüler) zwischen 15 und 64 Jahren, die angeben, Ein-Euro-Jobs zu kennen und die in einem Haushalt leben, der im Vorjahr ALG II bezogen hat, gefragt, ob ihnen seit der letzten Welle ein konkreter Ein-Euro-Job genannt wurde, an dem sie teilnehmen sollten.^{8,9} Offen ist hierbei, ob es sich bereits um eine schriftliche Zuweisung handelt oder um eine mündliche Ankündigung (zum Beispiel mit der Verpflichtung beim Maßnahmeträger vorzusprechen).

Die Kovariablen im Modell werden auf dem Stand der Vorwelle gemessen, um umgekehrte Kausalität weitgehend auszuschließen. Aufgrund dieses Vorgehens beinhaltet unsere Stichprobe nur Personen, die in der Vorwelle an der Befragung teilgenommen haben. Die Angaben der Wellen 4 bis 6 liefern Informationen zu Ein-Euro-Job-Ankündigungen aus dem Zeitraum zwischen dem aktuellen Interview und dem der Vorwelle. Die Interviews stammen aus dem Zeitraum Februar 2010 bis Juli 2012 und die berichteten Ankündigungen aus dem Zeitraum zwischen Januar 2009 und Juli 2012.

Neben den oben genannten Einschränkungen dadurch, dass die Fragen nicht allen Befragten gestellt wurden, haben wir die Stichprobe weiter auf Personen einge-

⁸ Für Neubefragte oder Personen, die an der Befragung in der vorherigen Welle nicht teilgenommen haben, werden Ein-Euro-Job-Ankündigungen seit Januar des Vorjahres abgefragt. Personen, die zum Befragungszeitpunkt der Vorwelle an einem Ein-Euro-Job teilgenommen haben, werden nach angekündigten Ein-Euro-Jobs nach Ende des zur Vorwelle andauernden Ein-Euro-Jobs gefragt.

⁹ Die konkrete Frageformulierung lautet: „Egal ob in so einem Gespräch oder auf anderem Wege: Wurde Ihnen von [dem Jobcenter] mindestens einmal ein konkreter Ein-Euro-Job genannt, an dem Sie teilnehmen sollten? Bitte nennen Sie hier auch Ein-Euro-Jobs, an denen Sie später doch nicht teilgenommen haben.“

schränkt, für die eine Ein-Euro-Job-Teilnahme in Frage kommt. Diese Ausschlusskriterien beziehen sich auf den Interviewzeitpunkt der Welle vor dem potenziellen Ankündigungszeitraum einer Teilnahme an Ein-Euro-Jobs. Ausgeschlossen wurden Personen, die zu diesem Zeitpunkt einen der folgenden Erwerbszustände angaben: Schule, Ausbildung, Ein-Euro-Job, Wehr-/Ersatzdienst, Mutterschutz, Erziehungszeit, Elternzeit und in Rente sowie Krankheit oder Berufs-/Erwerbsunfähigkeit. Ausgeschlossen wurden auch Personen, die einer Erwerbstätigkeit mit einem monatlichen Einkommen von über 400 Euro nachgingen, da sie nur sehr selten eine Ein-Euro-Job-Ankündigung erhalten. Des Weiteren ergaben sich einige Einschränkungen der Stichprobe aufgrund von fehlenden Angaben zu den Fragen zu Ein-Euro-Jobs (zum Beispiel das Ankündigungsdatum) und in zentralen Kovariablen. Es bleiben 5.590 Beobachtungen im Sample (Tabelle 1), von denen 676 (gut 12 %) seit dem Interview der letzten Welle ein konkreter Ein-Euro-Job zur Teilnahme genannt wurde (Tabelle 2).¹⁰ Um den Einfluss einzelner Kovariablen auf die Wahrscheinlichkeit, eine Ein-Euro-Job-Ankündigung zu erhalten, zu untersuchen, verwenden wir Logit-Modelle und nutzen Survey-Gewichte.

Das PASS beinhaltet eine große Bandbreite an Informationen, die die Situation von Personen beschreiben und die Wahrscheinlichkeit einer Ein-Euro-Job-Ankündigung beeinflussen könnten. Für unseren Zweck sind dies soziodemografische Merkmale, Merkmale zu Arbeitsmarktstatus/-historie, Jobcenter-Kontakt, zum Haushaltskontext und zum Partner, zur Region (teilweise aus Daten der Statistik der Bundesagentur für Arbeit zugespielt) und zu weiteren Faktoren, die in administrativen Personendaten fehlen, wie der persönlichen Einschätzung der sozialen Teilhabe, der Lebenszufriedenheit, des Reservationslohns und Einstellungen zur Arbeit. Die Vorauswahl der Kontrollvariablen erfolgte auf Basis theoretischer Überlegungen. Einige Variablen wurden fest ins Modell aufgenommen, da sie theoretisch bedeutsam sind (zum Beispiel zur Soziodemografie). Um zu prüfen, ob weitere Variablen einbezogen werden sollten, wurde ihr Erklärungsgehalt für die Ankündigungs- und Teilnahme-wahrscheinlichkeit mit Hilfe von Wald-Tests untersucht. Zu diesen weiteren Variablen gehören zum Beispiel Indikatoren zur Einschätzung der eigenen gesellschaftlichen Teilhabe, Wertschätzung von Arbeit, Höhe des Anspruchslohns, früherer Sozialhilfebezug sowie zusätzliche Variablen, die den Gesundheitszustand der befragten Personen charakterisieren. Durch die Wald-Tests wurde für diese Variable allerdings weder einzeln noch zusammen ein statistisch nachweisbarer Einfluss festgestellt. Wir stellen hier jeweils ein Modell A vor, in dem regionale Unterschiede zwischen Ost- und Westdeutschland durch Indikatoren der regionalen Arbeitsmarktlage und einen Westdeutschland-Dummy repräsentiert werden und ein zweites Modell B, das nur einen Westdeutschland-Dummy enthält und keine weiteren Indikatoren zur regionalen Arbeitsmarktlage. Deskriptive Statistiken zu den ausgewählten Kontrollvariablen sind in Tabelle 3 dargestellt.

¹⁰ Die Beobachtungen stammen von 2.409 Personen, von denen 323 einmal in die Analysen miteingehen, 871 zwei Mal und 1.215 drei Mal.

6 Ergebnisse

6.1 Selektivität der Ankündigungen

In diesem Abschnitt wird der Frage nachgegangen, welche Faktoren eine Ein-Euro-Job-Ankündigung für einen ALG-II-Empfänger begünstigen. Die Größenordnung des Koeffizienten einer Kovariablen im Logit-Modell lässt sich kaum interpretieren. Daher werden nicht die Koeffizienten sondern marginale Effekte ausgewiesen, die angeben wie sich infolge einer Veränderung einer Kovariablen die Teilnahmewahrscheinlichkeit einer Person ändert. In unseren Beispielen handelt es sich um Veränderungen einer Kovariablen um eine Einheit, was einem Vergleich einer Situation mit einer Referenzsituation entspricht (Cameron/Trivedi 2005). Die Größenordnung dieser marginalen Effekte ist nicht fix, sondern hängt bei Logit-Modellen mit von der Ausgangswahrscheinlichkeit vor der Veränderung eines Kovariablenwertes ab. Daher muss zur Bestimmung der marginalen Effekte eine solche Ausgangswahrscheinlichkeit festgelegt werden. Als Ausgangsankündigungswahrscheinlichkeit wird der Erwartungswert der Ankündigungswahrscheinlichkeit einer hypothetischen Person mit durchschnittlichen Werten der Determinanten der Ein-Euro-Job-Ankündigungswahrscheinlichkeit angenommen. Tabelle 4 weist die Schätzungen der Ausgangswahrscheinlichkeit (erwartete Wahrscheinlichkeit) in Prozent und der marginalen Effekte in Prozentpunkten aus. Tabelle 5 weist zusätzlich noch die Relation zwischen dem marginalen Effekt einer Kovariablen und der Ausgangsteilnahmewahrscheinlichkeit als prozentuale Veränderung der Ausgangsteilnahmewahrscheinlichkeit aus. Die Modelle wurden für Männer und Frauen getrennt geschätzt und jeweils zwei Modellspezifikationen verwendet, um zu prüfen, ob die Ergebnisse mit und ohne die Kontrolle für Variablen zur Arbeitsmarktlage im Kreis des Wohnortes der Befragungspersonen stabil bleiben. Modell A kontrolliert für regionale Indikatoren der Arbeitsmarktlage im Kreis. Modell B enthält diese Kontrollvariablen nicht, weshalb sich auch die marginalen Effekte für Westdeutschland maßgeblich ändern, da im Untersuchungszeitraum die Arbeitsmarktlage im Westen Deutschlands deutlich besser war als im Osten Deutschlands. Auch die marginalen Effekte der Dummy-Variablen für die verschiedenen BIK-Regionen ändern sich wegen systematischer Unterschiede in der Arbeitsmarktlage. Ansonsten liegen nur für die Kontrollvariable der Welle 6 bei Männern größere Unterschiede zwischen den marginalen Effekten von Modell A und B vor. Für die anderen Kovariablen liegen die Unterschiede zwischen den marginalen Effekten der Modelle A und B dem Betrage nach unter 1,5 Prozentpunkten, und die Vorzeichen der marginalen Effekte in Modell A und in Modell B unterscheiden sich nur bei einer einzigen Variablen, bei der der marginale Effekt allerdings nahe Null liegt. Daher konzentrieren wir uns auf die Ergebnisse des einfacheren Modells B.

Die Ergebnisse implizieren für einen Mann mit durchschnittlichen Eigenschaften für Modell B eine Ein-Euro-Job-Ankündigungswahrscheinlichkeit bezogen auf den Zeitraum zwischen zwei Interviews von 13,6 Prozent (Tabelle 4). Für eine durchschnittliche Frau hingegen sind es rund acht Prozent. Das besagt noch nicht, dass Frauen mit den gleichen Eigenschaften wie Männer seltener eine Ankündigung einer Ein-

Euro-Job-Teilnahme erhalten, da sich die Frauen und Männer in den Durchschnittswerten der Kontrollvariablen unterscheiden. Wir haben daher zusätzlich die Ankündigungswahrscheinlichkeit einer Frau für die Kovariablenwerte eines Durchschnittsmanns errechnet; sie liegt mit rund 8,9 Prozent etwas höher als die erwartete Ankündigungswahrscheinlichkeit einer Durchschnittsfrau aber immer noch deutlich niedriger als die eines Durchschnittsmanns. Dafür sind andere im Modell nicht abgebildete Unterschiede zwischen Männern und Frauen in den Determinanten der Ankündigungswahrscheinlichkeit verantwortlich, inklusive womöglich der Einstellungen und Verhaltensweisen der Jobcenter-Mitarbeiter.

Die Resultate in Tabelle 4 weisen in Modell B, das nicht für die Kreisarbeitsmarktindikatoren kontrolliert, auf keine signifikanten Unterschiede zwischen Ost- und Westdeutschland in der Ankündigungspraxis für Männer hin. Für eine durchschnittliche Frau zeigen die Befunde allerdings, dass ihre Zuweisungswahrscheinlichkeit in Westdeutschland um mehr als fünf Prozentpunkte niedriger ausfällt als in Ostdeutschland, was einer Reduktion der Ein-Euro-Job-Ankündigungswahrscheinlichkeit von mehr als 66 Prozent (Tabelle 5) entspricht. Das ist auf die schlechtere Arbeitsmarktlage im Osten Deutschlands zurückzuführen, weswegen erwerbslosen ALG-II-Bezieher dort vermutlich mangels verfügbarer Alternativen häufiger als im Westen Ein-Euro-Job-Teilnahmeangebote unterbreitet werden.

Die Wahrscheinlichkeit, eine Ein-Euro-Job-Ankündigung zu erhalten, sinkt von Welle 4 (Referenzwelle) bis zu Welle 6: Die relativen marginalen Effekte in Tabelle 5 belegen einen Rückgang von etwa 65 Prozent für Männer und für Frauen. Das hängt damit zusammen, dass die Förderung im Laufe der Zeit im Untersuchungszeitraum zurückgefahren wurde: Mit Hilfe von Angaben der Statistik der Bundesagentur für Arbeit lässt sich zeigen, dass im Jahr 2009, dem ersten Jahr aus dem wir Ankündigungsangaben verwenden, auf 100 ALG-II-Bezieher im Arbeitslosenbestand 32,5 neue Ein-Euro-Job-Förderungen kamen, im Jahr 2012 waren es nur noch 17,2. Die gemessene Ankündigungswahrscheinlichkeit ist aber auch über die hier verwendeten Wellen des PASS hinweg etwas rückläufig, weil sich der durchschnittliche zeitliche Abstand zwischen zwei Interviews zweier aufeinanderfolgender Wellen verkürzt hat.

Im Folgenden werden marginale Effekte weiterer Determinanten einer Ein-Euro-Job-Ankündigung mit Hinblick auf eine mögliche Zielgruppenorientierung auf arbeitsmarktferne Personen betrachtet. Bis März 2012 und damit in nahezu dem gesamten Beobachtungszeitraum sahen die gesetzlichen Regelungen vor, dass unter 25-Jährige mit dem Beginn ihres ALG-II-Leistungsbezugs unmittelbar in Arbeit, Ausbildung oder Arbeitsgelegenheiten vermittelt wurden. Zudem sollten ALG-II-Bezieher im Alter von mindestens 58 Jahren bis März 2012 unmittelbar in Arbeit oder Arbeitsgelegenheiten vermittelt werden. Die Regelungen zur unmittelbaren Vermittlung in Arbeitsgelegenheiten entfielen allerdings für beide Altersgruppen ab April 2012 und damit in den letzten vier Monaten unseres Untersuchungszeitraums. Aufgrund der bis März 2012 geltenden Sonderregelungen könnte man annehmen,

dass unter 25-Jährige in unseren Beobachtungszeitraum eher eine Ein-Euro-Job-Ankündigung erhalten als Personen aus anderen Altersgruppen. Die marginalen Effekte für die Alterskategorien 25 bis 34 Jahre, 35 bis 44 Jahre sowie 45 bis 54 Jahre zeigen den Unterschied zwischen der Ankündigungswahrscheinlichkeit einer Person aus einer dieser Altersgruppen im Vergleich zur Ankündigungswahrscheinlichkeit einer Person im Alter von unter 25 Jahren. In keinem Fall sind diese Unterschiede statistisch signifikant. Zudem deutet der Unterschied nur bei Männern und nur bei der Alterskategorie 25 bis 34 Jahre drauf hin, dass Jüngere deutlich häufiger als diese Altersgruppe eine Ankündigung erhalten. Ein Grund dafür mag sein, dass unsere Stichprobe aus Bestandsstichproben von ALG-II-Beziehern zu den Interviewzeitpunkten der verschiedenen betrachteten Wellen des PASS zusammengesetzt sind, von denen nur wenige Personen am Beginn des Leistungsbezugs stehen.¹¹ Anders als bei unter 25-Jährigen am Beginn des Leistungsbezugs werden unter 25-Jährigen, die schon länger im Leistungsbezug sind, womöglich nicht häufiger als älteren ALG-II-Beziehern mit sonst gleichen Eigenschaften Ein-Euro-Jobs angeboten. Ein anderer Grund könnte allerdings sein, dass die unter 25-jährigen ALG-II-Bezieher im PASS eine bezüglich der unterbreiteten Förderangebote stark selektive Stichprobe darstellen und dies durch die Gewichtung nicht ausreichend korrigiert wird. Als letzte Altersgruppe haben wir aufgrund von sehr geringen Fallzahlen nicht die 58- bis 64-Jährigen sondern die 55- bis 64-Jährigen gewählt, obwohl Personen erst im Alter von ab 58 Jahren von den Jobcenter unmittelbar nach Eintritt in den Leistungsbezug in Arbeit oder Arbeitsgelegenheiten vermittelt werden sollten. Die Ergebnisse für die 55- bis 64-Jährigen lassen aber nicht darauf schließen, dass ihre Ein-Euro-Job-Ankündigungswahrscheinlichkeit aufgrund der Sonderregelung höher ausfällt als für andere Altersgruppen.

Die in Tabelle 4 dargestellten marginalen Effekte für den höchsten Schulabschluss müssen im Vergleich zum Referenzabschluss „Hauptschule/Polytechnische Oberschule (POS) 8“ interpretiert werden. Die Referenzkategorie beim höchsten Berufsausbildungsabschluss ist „Anlern-/anderer Abschluss“. Für Frauen bestätigen die Ergebnisse keinerlei statistisch gesicherte Effekte für die unterschiedlichen Schulabschluss- und Berufsausbildungsabschlusskategorien. Die Ergebnisse zum Schulabschluss für Männer zeigen, dass Personen mit der niedrigsten Schulbildung (kein Abschluss, Fehlend, Sonderschule, anderer) die höchste Ankündigungswahrscheinlichkeit aufweisen, die in Modell B um 9,7 Prozentpunkte höher liegt als für die Referenzgruppe Hauptschule/POS8. Der marginale Effekt der Gruppe „Mittlere Reife/POS10“ ist ebenso signifikant positiv, während für die Gruppe mit den höchst möglichen Schulabschlüssen „Fachhochschulreife (FHR)/Abitur“ ein negativer und insignifikanter Effekt vorliegt. Die Ergebnisse weisen daher nicht nach, dass die Ankündigungswahrscheinlichkeit umso höher ausfällt je niedriger der Schulabschluss

¹¹ Mit dem PASS könnte zwar eine Stichprobe des Zugangs in den ALG-II-Bezug gebildet werden. Sie wäre aber viel zu klein, um die hier diskutierten Analysen durchführen zu können.

ist. Die Resultate zum Berufsausbildungsabschluss für Männer sprechen allerdings dafür, dass für ALG-II-Bezieher mit den niedrigeren Bildungskategorien „kein Abschluss“ und der Referenzkategorie „Anlern-/anderer Abschluss“ höher ausfallen als für ALG-II-Bezieher, die über einen höheren Abschluss verfügen (Kategorien „Lehre, Ausbildung, Meister oder ähnliches (o. Ä.)“ und „Studium an Berufsakademie (BA), Fachhochschule (FH) oder Universität“). Insgesamt ist damit für Männer erkennbar, dass die Ankündigungen tendenziell stärker auf Personen mit niedrigerem als mit einem vergleichsweise hohen Bildungsstand konzentriert werden. Insofern wurde damit eher Personen mit Vermittlungshemmnissen eine Ein-Euro-Job-Teilnahme angekündigt.

Ein Einfluss auf die Ein-Euro-Job-Ankündigungswahrscheinlichkeit des Migrationshintergrunds, einer amtlich festgestellten Behinderung, einer subjektiven Einschätzung eines tendenziell schlechten Gesundheitszustandes oder von Kindern im Alter von unter 7 Jahren oder Kinder ab 15 Jahre konnte durch die Schätzungen nicht nachgewiesen werden. Allerdings hängt die Ankündigungswahrscheinlichkeit für Frauen nicht aber für Männer signifikant damit zusammen, ob eigene Kinder im Alter von 7 bis 14 Jahren im Haushalt leben. Sie ist 2,4 Prozentpunkte niedriger als für eine Frau ohne Kinder. Das dürfte damit zusammenhängen, dass anders als für Vorschulkinder in Kindertageseinrichtungen für Schulkinder nur eine Betreuung am Morgen gesichert ist, sodass Mütter aufgrund der Kinderbetreuungspflichten nicht an einem Ein-Euro-Job teilnehmen müssen oder können und deswegen weniger häufig als andere ALG-II-Bezieherinnen eine Ein-Euro-Job-Ankündigung erhalten.

Die marginalen Effekte für die Variable „registriert arbeitslos“ sind gering und insignifikant. Das liegt aber mit daran, dass wir auch für „zur Arbeitssuche verpflichtet“ kontrolliert haben. Betrachtet man außerdem Variablen zum Kontakt mit dem Jobcenter, so ergibt sich der Eindruck, dass Aktivierungsbemühungen durch Ein-Euro-Jobs auf bestimmte Personen konzentriert werden, die ohnehin im Fokus des Jobcenters stehen. Das zeigt sich für Personen, die zur Arbeitssuche verpflichtet sind. Die Verpflichtung zur Arbeitssuche ist mit einer signifikant höheren Ankündigungswahrscheinlichkeit von 4,6 Prozentpunkten für Männer und 3,6 Prozentpunkten für Frauen verbunden (Tabelle 4). Die Ankündigungswahrscheinlichkeit steht tendenziell in einer positiven Relation mit der Anzahl der Kontakte zum Jobcenter, aber dieser Zusammenhang ist laut den Ergebnissen des Modells B für beide Geschlechter nicht signifikant. Der Abschluss einer Eingliederungsvereinbarung hingegen impliziert für Männer eine höhere Ankündigungswahrscheinlichkeit im Vergleich zu einer Situation ohne eine abgeschlossene Eingliederungsvereinbarung.

Die Ausübung eines Minijobs geht mit einer Ein-Euro-Job-Ankündigungswahrscheinlichkeit einher, die für Männer um etwas weniger als fünf und Frauen etwas weniger als vier Prozentpunkte niedriger ausfällt als für Männer und Frauen, die keinem geringfügigen Beschäftigungsverhältnis nachgehen. Hintergrund könnte sein, dass sich eine Ein-Euro-Job-Teilnahme verglichen mit der Ausübung eines Minijobs weder für die Jobcenter noch für den Leistungsbezieher finanziell lohnt.

Darüber hinaus könnte die Ausübung eines Minijobs auch ein Indiz dafür sein, dass die Person nicht unbedingt als arbeitsmarktfern einzustufen ist und daher auch die Ein-Euro-Job-Förderung nicht benötigen würde.

Betrachtet man die Resultate für die Zeit seit der letzten (nicht geringfügigen) Erwerbstätigkeit wird deutlich, dass im Vergleich zur Referenzgruppe „letzte Erwerbstätigkeit endete vor weniger als zwei Jahren“ eine länger zurückliegende Erwerbstätigkeit und bei Frauen auch keine vorangegangene Erwerbstätigkeit tendenziell mit (teils deutlich und signifikant) höheren Ankündigungswahrscheinlichkeiten verbunden sind: für eine letzte Erwerbstätigkeit, die vor mindestens sechs Jahren endete, liegt die Wahrscheinlichkeit im Vergleich zur Wahrscheinlichkeit der Referenzgruppe für Männer um immerhin mehr als fünf Prozentpunkte höher und für Frauen um beinahe 6,5 Prozentpunkte höher; für Frauen, die niemals erwerbstätig waren, liegt der marginale Effekt sogar bei mehr als acht Prozentpunkten, was einer Verdopplung der Ankündigungswahrscheinlichkeit im Vergleich zur Referenzgruppe entspricht. Dies spricht dafür, dass bei den Bestandsarbeitslosen durchaus eine Konzentration der Ankündigung von Ein-Euro-Job-Teilnahmen auf Personen vorliegt, die nie oder lange Zeit nicht mehr einer Erwerbstätigkeit nachgingen, die nicht geringfügig war.

Betrachtet man nun die Kovariablen zum Haushaltskontext, so sieht man, dass Männer ohne Partner (Referenzgruppe) eine höhere Wahrscheinlichkeit aufweisen, eine Ein-Euro-Job-Ankündigung zu erhalten als Männer mit Partner im Haushalt. Es lässt sich kein signifikanter Zusammenhang mit der Höhe des Haushaltsäquivalenzeinkommens nachweisen, ebenso wenig zeigt sich, dass ein langer ALG-II-Bezug des Haushalts von zwölf Monaten oder mehr mit einer höheren Ankündigungswahrscheinlichkeit verbunden ist als eine kürzere Bezugsdauer.

Fasst man die Ergebnisse zu den Determinanten für Ein-Euro-Job-Ankündigungen zusammen, so stellt man fest, dass zwar nicht alle in der Arbeitshilfe der Bundesagentur für Arbeit (2009) genannten Zielgruppen fokussiert werden, aber sich in Hinblick auf die Zeit seit der letzten Beschäftigung und bei Männern der Schul- und Berufsausbildung tendenziell ein Fokus auf (vermutlich) arbeitsmarktferne Leistungsbezieher erkennen lässt. Hinweise auf Creaming oder auf einen starken Einsatz der Ein-Euro-Jobs als Test auf Arbeitsbereitschaft können wir nicht finden.¹² Diese würden zum Beispiel dann vorliegen, wenn auch andere Zielgruppen als arbeitsmarktferne Personen fokussiert würden. Es ist kein Fokus auf Personen mit Eigenschaften wie zum Beispiel eine hohe Ausbildung oder die Ausübung einer Erwerbsarbeit noch vor weniger als zwei Jahren, die relativ hohe Eingliederungschancen erwarten lassen, zu erkennen. Darüber hinaus zeigte sich kein Einfluss der

¹² Die Ergebnisse können natürlich nicht ausschließen, dass ein Test auf Arbeitsbereitschaft bei einer nennenswerten Anzahl von Personen vorliegt. So könnte beispielsweise das Ergebnis, dass die Bildungsvariablen bei Frauen keine Rolle spielen, damit zusammenhängen, dass bei arbeitsmarktfernen Frauen das Ziel der Verbesserung von Beschäftigungsfähigkeit und sozialer Integration im Vordergrund steht und bei Frauen mit relativ hoher Bildung der Test auf Arbeitsbereitschaft.

Variablen zum Reservationslohn und der Arbeitseinstellung auf die Ankündigungswahrscheinlichkeit, die auf einen Einsatz von Ein-Euro-Jobs als Test auf Arbeitsbereitschaft hinweisen würden.¹³

6.2 Determinanten der Teilnahme an einem angekündigten Ein-Euro-Job

Nicht alle Personen nehmen an dem Ein-Euro-Job teil, der ihnen zur Teilnahme genannt wurde. Im Folgenden gehen wir der Frage nach, welche Faktoren begünstigen, dass Personen, die eine Ankündigung erhalten haben, tatsächlich innerhalb von drei Monaten an dem angekündigten Ein-Euro-Job teilnehmen. Hier können wir nur Personen mit Ankündigungen (n=550) betrachten, deren Interview mindestens drei Monate nach der Ankündigung stattfand, da sonst die eventuelle Ein-Euro-Job-Teilnahme nicht sicher beobachtet wird.

Nach Geschlecht getrennte Schätzungen waren aufgrund der geringen Fallzahlen nicht möglich. Zudem mussten verglichen mit der Schätzung der Ankündigungswahrscheinlichkeit einige Kategorien von Variablen zusammengefasst werden.

Analog zum Vorgehen in Abschnitt 6.1 werden marginale Effekte in Tabelle 6 und relative marginale Effekte in Tabelle 7 dargestellt. Ausgangswahrscheinlichkeit ist die Wahrscheinlichkeit einer hypothetischen Person mit durchschnittlichen Eigenschaften und mit Ein-Euro-Job-Ankündigung, an dem angekündigten Ein-Euro-Job teilzunehmen. Die Teilnahmewahrscheinlichkeit an einem angekündigten Ein-Euro-Job liegt für eine Person mit durchschnittlichen Eigenschaften bei etwa 62 Prozent (Tabelle 6).

Auch hier werden ein Modell A (mit Indikatoren zur regionalen Arbeitsmarktlage) und ein Modell B (nur ein Dummy für Wohnort in Westdeutschland) dargestellt, deren Ergebnisse weitgehend stabil sind, als dass sich die Größe der marginalen Effekte und deren statistische Signifikanz in der Regel nicht deutlich voneinander unterscheiden. Ausnahme sind ostdeutsche Frauen, für die in Modell A ein negativer und statistisch signifikanter marginaler Effekt von -32 Prozent zu beobachten ist, wohingegen im Modell B ohne regionale Arbeitsmarktindikatoren der entsprechende Effekt vergleichsweise klein ist und insignifikant ausfällt, was damit zusammenhängt, dass die marginalen Effekte der regionalen Arbeitsmarktsituation in Modell B in die marginalen Effekte der Interaktionsterme von Geschlecht und Region eingehen. Wir werden uns hier bei der Interpretation wieder auf die Ergebnisse des einfacheren Modells B konzentrieren.

Welche Faktoren beeinflussen nun die tatsächliche Teilnahme an einem angekündigten Ein-Euro-Job? Frauen in Westdeutschland erhalten zwar seltener eine An-

¹³ Für diese Variablen konnte bereits im Rahmen der Wald-Tests (siehe Abschnitt 5) kein signifikanter Erklärungsgehalt nachgewiesen werden. Daher sind sie in den dargestellten Modellen nicht mehr ausgewiesen.

kündigung (siehe Abschnitt 6.1), nehmen dann aber häufiger teil als westdeutsche Männer, aber ähnlich häufig wie ostdeutsche Männer und Frauen. Die geringere Ankündigungswahrscheinlichkeit verglichen mit westdeutschen Männern könnte auf eine sorgfältigere Auswahl und eine größere Passgenauigkeit zwischen Ein-Euro-Job und ALG-II-Bezieherin deuten. Möglicherweise erfolgen Teilnahmen auch öfter freiwillig und es erhalten häufig nur solche westdeutsche Frauen eine Ankündigung, die auch bereit sind teilzunehmen. So arbeiten westdeutsche Frauen überdurchschnittlich häufig in Ein-Euro-Jobs in den Bereichen „Gesundheit und Pflege“ und „Kinderbetreuung und Jugendhilfe“. Aus Evaluationsstudien wissen wir, dass sich bei ihnen die Eingliederungschancen durch eine Teilnahme stärker verbessern als für andere Gruppen (Hohmeyer/Kopf 2009; Wolff/Hohmeyer 2008). Die Teilnahmewahrscheinlichkeit unterscheidet sich weder nach dem Alter des ALG-II-Beziehers noch nach dem Migrationshintergrund. Die Teilnahmewahrscheinlichkeit sinkt hingegen mit steigender Schulbildung. Sie ist signifikant höher (um knapp 15 Prozentpunkte) für Personen ohne Schulabschluss als für Personen mit einem Abschluss der Hauptschule oder POS8.

Welche Rolle spielen nun Einschränkungen in der Verfügbarkeit für den Arbeitsmarkt, wie sie in § 10 SGB II formuliert sind? Hierzu gehören gesundheitliche Einschränkungen, die Pflege von Angehörigen und die Betreuung von Kindern unter drei Jahren. Ein schlechter/weniger guter Gesundheitszustand geht mit einer um 18 Prozentpunkte geringeren Teilnahmewahrscheinlichkeit an einem genannten Ein-Euro-Job einher. Auch die Pflege von Angehörigen geht mit einer um 18 Prozentpunkte verringerten Wahrscheinlichkeit einher, an einem genannten Ein-Euro-Job teilzunehmen. Bei den Variablen zum Vorhandensein von eigenen Kindern in bestimmten Altersklassen im Haushalt war es leider aufgrund zu geringer Fallzahlen nicht möglich, nach Geschlecht zu differenzieren. Daher werden hier nur Gesamtergebnisse dargestellt. Es zeigen sich negative marginale Effekte für Kinder unter 7 Jahren und in geringerem Ausmaß zwischen 7 und 14 Jahren, die jedoch nicht signifikant von Null verschieden sind.

Betrachten man nun den Haushaltskontext, so stellt man fest, dass weder vom Partnerschaftsstatus noch vom Haushaltsäquivalenzeinkommen ein signifikanter Einfluss ausgeht. Im Vergleich zur Teilnahmewahrscheinlichkeit von Personen in einem Haushalt mit weniger als 18 Monaten ALG-II-Bezugsdauer fällt die Teilnahmewahrscheinlichkeit ceteris paribus bei Personen mit ALG-II-Bezugsdauern des Haushalts von mindestens 18 Monaten geringer aus. Das mag daran liegen, dass in der Personengruppe mit längeren Bezugsdauern häufiger Personen besonders arbeitsmarktfern sind und womöglich die Teilnahme doch nicht in Frage kommt.

Die Variablen, die den Kontakt zum Jobcenter beschreiben, betreffend, geht nur von einer Variable zur Kontakthäufigkeit ein signifikanter Einfluss aus: Personen, die im vorangegangenen Jahr über 20 Mal persönlichen Kontakt mit dem Jobcenter hatten, nehmen nach einer Teilnahmeankündigung mit einer höheren Wahrscheinlichkeit an einem Ein-Euro-Job teil als solche ohne Kontakt (nur in Modell A signifikant).

Wenn wir nun die Ergebnisse zusammenfassend betrachten, finden wir dann Hinweise darauf, dass der Ausstieg aus dem Leistungsbezug bzw. einem Beginn einer Erwerbstätigkeit häufiger als Grund für eine Nicht-Teilnahme vorliegt? Wenn es einen vermehrten Ausstieg aus dem Leistungsbezug als Grund gäbe, würden wir vermuten, dass Personen mit guten Chancen am Arbeitsmarkt eine geringere Teilnahmewahrscheinlichkeit aufweisen. Unsere Ergebnisse deuten nur teilweise in diese Richtung: Die Ergebnisse für die Dauer seit der letzten Beschäftigung und das Alter deuten nicht in diese Richtung. Jedoch ist es bei der Schulbildung so, dass ein Abschluss der Hauptschule oder POS8 mit einer geringeren Wahrscheinlichkeit einhergeht an einem genannten Ein-Euro-Job teilzunehmen als ein fehlender Schulabschluss. Auch liefern unsere Ergebnisse keine Hinweise auf Droheffekte von Ein-Euro-Jobs, in der Form, dass Personen die Teilnahme umgehen. Dann würden wir einen entsprechenden Einfluss des Reservationslohns und der Einstellung zur Arbeit erwarten, den wir jedoch nicht feststellen konnten.¹⁴ Zusammenfassend lässt sich festhalten, dass vor allem Restriktionen beispielsweise durch eine Pflegetätigkeit oder gesundheitliche Einschränkungen die Teilnahme an einem angekündigten Ein-Euro-Job hemmen.

7 Zusammenfassung und Schlussfolgerung

Trotz rückläufiger Teilnehmerzahlen sind Ein-Euro-Jobs eine der meist genutzten Aktivierungsmaßnahmen für ALG-II-Bezieher. Zum einen sollen sie arbeitsmarktfernen Leistungsbeziehern helfen, mittelfristig wieder auf dem ersten Arbeitsmarkt zu arbeiten. Zum anderen können sie eingesetzt werden, um die Arbeitsbereitschaft von ALG-II-Beziehern zu überprüfen. Der vorliegende Beitrag hat mit Daten des PASS und Logit-Modellen für den Zeitraum zwischen 2009 bis 2012 untersucht, welche Faktoren die Wahrscheinlichkeit beeinflussen, dass ALG-II-Beziehern ein Ein-Euro-Job zur Teilnahme genannt wird. Für eine Teilstichprobe wurde anschließend untersucht, welche Faktoren eine tatsächliche Teilnahme an dem angekündigten Ein-Euro-Job begünstigen oder hemmen.

Wir stellen eine gewisse Konzentration von Ein-Euro-Job-Ankündigungen auf arbeitsmarktferne Personen insofern fest, als dass für Männer ein fehlender Schulabschluss und eine unzureichende Berufsausbildung und für beide Geschlechter eine längere Zeit (sechs Jahre oder mehr) seit der letzten nicht-geringfügigen Beschäftigung mit einer höheren Wahrscheinlichkeit einhergehen, eine Ankündigung zu erhalten. Ferner konzentrieren sich Ein-Euro-Job-Ankündigungen tendenziell auf Personen, die ohnehin in der Aufmerksamkeit des Jobcenters stehen (gemessen an dem Abschluss einer Eingliederungsvereinbarung, der Verpflichtung zur Arbeitsuche und teilweise einer sehr hohen Kontakthäufigkeit mit dem Jobcenter im letzten Jahr).

¹⁴ Für diese Variablen konnte bereits im Rahmen der Wald-Tests (siehe Abschnitt 5) kein signifikanter Erklärungsgehalt nachgewiesen werden. Daher sind sie in den dargestellten Modellen nicht mehr ausgewiesen.

Knapp zwei Drittel der Personen nehmen innerhalb von drei Monaten an einem angekündigten Ein-Euro-Job tatsächlich teil. Für die Nicht-Teilnahme an einem angekündigten Ein-Euro-Job spielen Restriktionen wie der Gesundheitszustand und Pfllegetätigkeiten eine gewichtige Rolle. Hinweise auf starke Ankündigungseffekte oder vermehrte Abgänge aus dem Leistungsbezug als Grund für eine Nicht-Teilnahme können wir hingegen nicht finden. Um zu verifizieren, inwieweit Ein-Euro-Job-Ankündigungen ursächlich zu Verhaltensanpassungen führen (zum Beispiel Aufnahme einer Erwerbstätigkeit bzw. Beendigung des ALG-II-Bezugs, verstärkte Arbeitsuche), sollten jedoch darüber hinaus Wirkungsanalysen durchgeführt werden.

Alles in allem zeigt sich, dass auf den beiden Stufen – Ankündigung und Teilnahme – unterschiedliche Faktoren relevant sind und in der Regel nicht nur eine Verstärkung der Faktoren auf beiden Stufen vorliegt. Daher ist es durchaus sinnvoll, beide Stufen getrennt zu betrachten. Wenn man nur die tatsächliche Teilnahme betrachtet, dann vermischt sich die Selektion des Mitarbeiters, die stärker auf der Ebene der Ankündigung zu beobachten ist, mit Restriktionen und Anreizen auf Seiten des Leistungsbeziehers, die stärker bei der Teilnahme an einem angekündigten Ein-Euro-Job zur Geltung kommen. Unsere Analysen zu Determinanten der Ein-Euro-Job-Teilnahme für den Personenkreis, der eine Ankündigung erhalten hat, weisen in diesem Zusammenhang allerdings auf nur wenige statistisch gesicherte Einflüsse hin. Daher sind die Ergebnisse keine starke Evidenz dafür, dass derartige Selektionsmechanismen auch die Validität der Ergebnisse von Matchinganalysen zur Wirkung der Ein-Euro-Job-Förderung auf den Arbeitsmarkterfolg der Geförderten in Frage stellen. Zukünftige Forschungsvorhaben sollten eine breitere Palette an Aktivierungsmaßnahmen betrachten, um so noch mehr über Aktivierungsstrategien von Jobcenter-Mitarbeitern zu lernen.

Literatur

Achatz, Juliane; Trappmann, Mark (2011): Arbeitsmarktvermittelte Abgänge aus der Grundsicherung. Der Einfluss von personen- und haushaltsgebundenen Arbeitsmarktbarrieren. IAB-Discussion Paper 2/2011, Nürnberg: Institut für Arbeitsmarkt- und Berufsforschung.

Ashenfelter, Orley (1978): Estimating the effect of training programs on earnings. In: Review of Economics and Statistics, 60(1), S. 47–57.

Berg, Marco; Cramer, Ralph; Dickmann, Christian; Gilberg, Reiner; Jesske, Birgit; Kleudgen, Martin; Bethmann, Arne; Fuchs, Benjamin; Trappmann, Mark; Wurdack, Anja (2013): Codebuch und Dokumentation des 'Panel Arbeitsmarkt und soziale Sicherung' (PASS). FDZ-Datenreport 06/2013, Nürnberg: Institut für Arbeitsmarkt- und Berufsforschung.

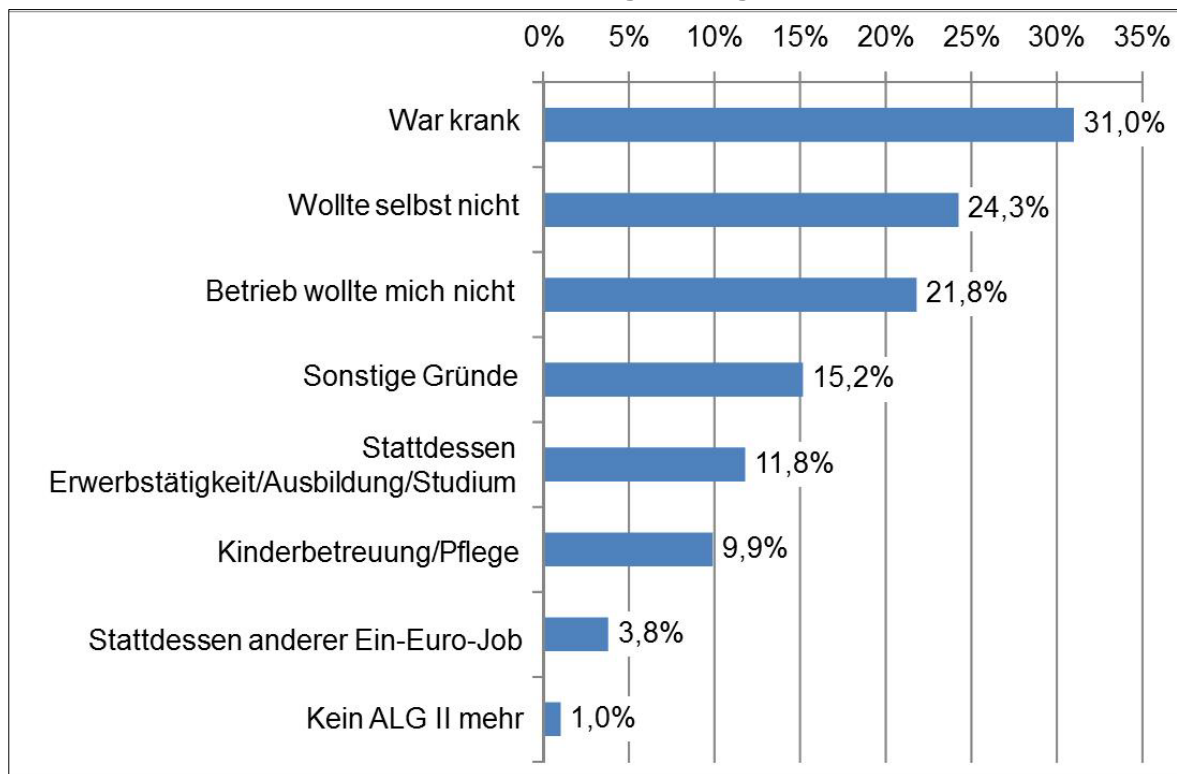
Bundesagentur für Arbeit (2012): SGB II Fachliche Hinweise Arbeitsgelegenheiten (AGH) nach § 16d SGB II. Stand: April 2012. Zentrale SP II 12, II - 1223. Bundesagentur für Arbeit.

Bundesagentur für Arbeit (2009): SGB II - Arbeitshilfe Arbeitsgelegenheiten (AGH) nach § 16d SGB II. Stand: Juli 2009. Zentrale SP II 12, II-1205/1223. Bundesagentur für Arbeit.

- Cameron, A. Colin; Trivedi, Pravin K. (2005): *Microeconometrics: Methods and Applications*, New York: Cambridge University Press.
- Christoph, Bernhard; Gundert, Stefanie; Hirsland, Andreas; Hohendanner, Christian; Hohmeyer, Katrin; Ramos Lobato, Philipp (2015): *Ein-Euro-Jobs und Beschäftigungszuschuss. Mehr soziale Teilhabe durch geförderte Beschäftigung?* IAB-Kurzbericht 3/2015, Nürnberg: Institut für Arbeitsmarkt- und Berufsforschung.
- Heckman, James J.; Smith, Jeffrey (2004): *The Determinants of Participation in a Social Program: Evidence from a Prototypical Job Training Program*. In: *Journal of Labor Economics*, 22(4), S. 243–298.
- Heyer, Gerd; Koch, Susanne; Stephan, Gesine; Wolff, Joachim (2012): *Evaluation der aktiven Arbeitsmarktpolitik: Ein Sachstandsbericht für die Instrumentenreform*. In: *Journal for Labour Market Research*, 45(1), S. 41–62.
- Hohmeyer, Katrin; Kopf, Eva (2009): *Who is targeted by one-euro-jobs? A selectivity analysis*. In: *Schmollers Jahrbuch*, 129(4), S. 597–636.
- Hohmeyer, Katrin; Wolff, Joachim (2010): *Direct job creation revisited: Is it effective for welfare recipients and does it matter whether participants receive a wage?* IAB-Discussion Paper 21/2010, Nürnberg: Institut für Arbeitsmarkt- und Berufsforschung.
- Huber, Martin; Lechner, Michael; Wunsch, Conny; Walter, Thomas (2011): *Do German Welfare-to-Work Programmes Reduce Welfare Dependency and Increase Employment?* In: *German Economic Review*, 12(2), S. 182–204.
- Kopf, Eva; Zabel, Cordula (2014): *Active labour market programmes for women with a partner: Challenge or replication of traditional gender roles*. IAB-Discussion Paper 6/2014, Nürnberg: Institut für Arbeitsmarkt- und Berufsforschung.
- Statistik der Bundesagentur für Arbeit (2014): *Leistungen zur Eingliederung an erwerbsfähige Hilfebedürftige: Einsatz von Arbeitsgelegenheiten 2013*, Nürnberg.
- Statistik der Bundesagentur für Arbeit (2010): *Leistungen zur Eingliederung an erwerbsfähige Hilfebedürftige: Einsatz von Arbeitsgelegenheiten 2009*, Nürnberg.
- Thomsen, Stephan L.; Walter, Thomas (2010): *Temporary Extra Jobs for Immigrants: Merging Lane to Employment or Dead-End Road in Welfare?* In: *Labour*, 24(s1), S. 114–140.
- Trappmann, Mark; Beste, Jonas; Bethmann, Arne; Müller, Gerrit (2013): *The PASS panel survey after six waves*. In: *Journal for Labour Market Research*, 46(4), S. 275–281.
- Weber, Andrea (2008): *Individual Incentives in Program Participation: Splitting up the Process in Assignment and Enrollment*. IZA Discussion Paper No. 3404, Bonn: Forschungsinstitut zur Zukunft der Arbeit.
- Wolff, Joachim; Hohmeyer, Katrin (2008): *Wirkungen von Ein-Euro-Jobs: Für ein paar Euro mehr*. IAB-Kurzbericht 2/2008, Nürnberg: Institut für Arbeitsmarkt- und Berufsforschung.
- Wolff, Joachim; Hohmeyer, Katrin (2006): *Förderung von arbeitslosen Personen im Rechtskreis des SGB II durch Arbeitsgelegenheiten: Bislang wenig zielgruppenorientiert*. IAB-Forschungsbericht 10/2006, Nürnberg: Institut für Arbeitsmarkt- und Berufsforschung.
- Wolff, Joachim; Moczall, Andreas (2012): *Übergänge von ALG-II-Beziehern in die erste Sanktion: Frauen werden nur selten sanktioniert*. IAB-Forschungsbericht 11/2012, Nürnberg: Institut für Arbeitsmarkt- und Berufsforschung.
- Zabel, Cordula (2012): *Adult Workers in Theory or Practice? Lone Mothers' Participation in Active Labour Market Programmes in Germany*. In: *Journal of Comparative Social Work*, 2(6), S. 1–21.

Tabellen und Abbildungen

Abbildung 1
Gründe für die Nicht-Teilnahme an einem angekündigten Ein-Euro-Job



Anmerkungen: n=258, Mehrfachnennungen möglich

Quelle: PASS Datengrundlage PASS_0612_v1, Wellen 4 bis 6, gewichtet; Stichprobe: wie in Abschnitt 5 beschrieben; Beobachtungen, die nicht an einem angekündigten Ein-Euro-Job teilgenommen haben

Tabelle 1
Stichprobenauswahl

| | |
|---|--------------|
| Gesamtzahl der Beobachtungen in Welle 4 bis 6 | 22.864 |
| davon mit Interview in der Vorwelle | 15.364 |
| Ausschluss wegen: | |
| <i>Filterführung Ein-Euro-Job-Modul</i> | |
| Schüler | 676 |
| kein ALG-II-Bezug des Haushalt seit Vorwelle | 5.344 |
| Fragen zu Ein-Euro-Jobs irrtümlich nicht gestellt | 93 |
| <i>Einschränkung auf Personen, die für Ein-Euro-Job-Teilnahme in Frage kommen</i> | |
| Ein-Euro-Job-Teilnahme in Vorwelle | 405 |
| kein ALG-II-Bezug des Haushalts in Vorwelle | 1.185 |
| in Schule, Ausbildung, Wehr/Ersatzdienst in Vorwelle | 456 |
| Mutterschutz/Erziehungsurlaub/Elternzeit in Vorwelle | 113 |
| Rentner/Pensionär/Vorruhestand in Vorwelle | 110 |
| Krank/berufsunfähig/erwerbsunfähig in Vorwelle | 35 |
| Erwerbstätig > 400 € pro Monat in Vorwelle | 1.142 |
| <i>Fehlende Angaben zu ...</i> | |
| Erhalt einer Ein-Euro-Job-Ankündigung | 8 |
| Ankündigungsdatum | 26 |
| Kovariablen | 181 |
| Verbleibende Zahl der Beobachtungen | 5.590 |

Quelle: PASS_0612_v1

Tabelle 2
Anzahl der Beobachtungen pro Welle

| | Welle 4 | Welle 5 | Welle 6 | Gesamt |
|------------------------------------|---------|---------|---------|--------|
| Zahl der Beobachtungen | 1.787 | 1.717 | 2.086 | 5.590 |
| davon mit Ein-Euro-Job-Ankündigung | 292 | 209 | 175 | 676 |
| (in %) | 16,3 | 12,2 | 8,4 | 12,1 |

Quelle: PASS_0612_v1

Tabelle 3
Mittelwerte für Kovariablen

| | Gesamt | Männer | Frauen |
|--|--------|--------|--------|
| Zahl der Beobachtungen | 5.590 | 2.554 | 3.036 |
| Wohnort: Westdeutschland | 0,642 | 0,622 | 0,659 |
| Welle 4 | 0,320 | 0,303 | 0,334 |
| Welle 5 | 0,307 | 0,317 | 0,299 |
| Welle 6 | 0,373 | 0,380 | 0,367 |
| 15 bis 24 Jahre | 0,055 | 0,052 | 0,058 |
| 25 bis 34 Jahre | 0,174 | 0,155 | 0,190 |
| 35 bis 44 Jahre | 0,221 | 0,200 | 0,237 |
| 45 bis 54 Jahre | 0,302 | 0,307 | 0,297 |
| 55 bis 64 Jahre | 0,248 | 0,285 | 0,217 |
| kein Abschluss/Missing/Sonderschule/anderer | 0,091 | 0,079 | 0,102 |
| Hauptschule/POS8 | 0,412 | 0,438 | 0,389 |
| Mittlere Reife/POS10 | 0,341 | 0,298 | 0,377 |
| FHR/Abitur | 0,156 | 0,185 | 0,131 |
| kein Abschluss | 0,281 | 0,253 | 0,304 |
| Angelernt/anderer Abschluss | 0,049 | 0,052 | 0,047 |
| Lehre, Ausbildung, Meister, o. Ä. | 0,579 | 0,589 | 0,570 |
| Studium BA, FH, Uni | 0,091 | 0,106 | 0,079 |
| fehlender oder kein Migrationshintergrund | 0,736 | 0,762 | 0,713 |
| selbst zugezogen | 0,186 | 0,164 | 0,203 |
| mind. ein (Groß-)Elternteil zugezogen | 0,079 | 0,073 | 0,084 |
| amtlich festgestellte Behinderung | 0,144 | 0,182 | 0,113 |
| subj. Gesundheitszustand: schlecht, weniger gut | 0,319 | 0,294 | 0,341 |
| eigene Kinder im Haushalt < 7 J. | 0,150 | 0,080 | 0,209 |
| eigene Kinder im Haushalt 7 bis 14 J. | 0,190 | 0,100 | 0,265 |
| eigene Kinder im Haushalt 15 J. + | 0,172 | 0,095 | 0,237 |
| Minijob | 0,218 | 0,173 | 0,256 |
| als arbeitslos registriert | 0,901 | 0,937 | 0,871 |
| zur Arbeitsuche verpflichtet | 0,582 | 0,636 | 0,537 |
| Missing o. 0x Jobcenter-Kontakt im letzten Jahr | 0,068 | 0,051 | 0,083 |
| 1 bis 10x Jobcenter-Kontakt im letzten Jahr | 0,674 | 0,669 | 0,679 |
| 11 bis 20x Jobcenter-Kontakt im letzten Jahr | 0,134 | 0,144 | 0,125 |
| über 20x Jobcenter-Kontakt im letzten Jahr | 0,124 | 0,136 | 0,114 |
| bereits Eingliederungsvereinbarung abgeschlossen | 0,539 | 0,587 | 0,499 |

Tabelle 3 fortgesetzt

| | Gesamt | Männer | Frauen |
|---|--------|--------|--------|
| niemals erwerbstätig | 0,095 | 0,066 | 0,119 |
| Information zur letzten Erwerbstätigkeit fehlt | 0,059 | 0,056 | 0,062 |
| Gegenwärtig erwerbstätig | 0,000 | 0,000 | 0,000 |
| Letzte Erwerbstätigkeit endete: < 2 Jahre | 0,189 | 0,231 | 0,154 |
| Letzte Erwerbstätigkeit endete: 2- < 6 Jahre | 0,260 | 0,307 | 0,221 |
| Letzte Erwerbstätigkeit endete: ≥ 6 Jahre | 0,396 | 0,340 | 0,444 |
| kein Partner o. Information Missing | 0,665 | 0,657 | 0,671 |
| Partner ohne Informationen im PASS | 0,082 | 0,077 | 0,086 |
| Partner mit Informationen, nicht verheiratet | 0,058 | 0,060 | 0,057 |
| Partner mit Informationen, verheiratet | 0,195 | 0,205 | 0,186 |
| Haushaltsäquivalenzeinkommen: ≤ 575 € | 0,258 | 0,298 | 0,224 |
| Haushaltsäquivalenzeinkommen: > 575 bis 700 € | 0,271 | 0,307 | 0,240 |
| Haushaltsäquivalenzeinkommen: > 700 bis 800 € | 0,231 | 0,218 | 0,242 |
| Haushaltsäquivalenzeinkommen: > 800 € | 0,240 | 0,177 | 0,294 |
| BIK: unter 50.000 Einwohner, Alle Typen/k. BIK-Region | 0,124 | 0,114 | 0,132 |
| BIK: 20.000 bis 49.999, Strukturtyp (Strk.typ.) 1, 2, 3, 4 | 0,085 | 0,085 | 0,085 |
| BIK: 50.000 bis 99.999, Strk.typ. 2, 3, 4 (Rand) | 0,080 | 0,079 | 0,080 |
| BIK: 50.000 bis 99.999, Strk.typ. 1 (Kern) | 0,044 | 0,041 | 0,046 |
| BIK: 100.000 bis 499.999, Strk.typ 2, 3, 4 (Rand) | 0,114 | 0,112 | 0,116 |
| BIK: 100.000 bis 499.999, Strk.typ 1 (Kern) | 0,205 | 0,222 | 0,191 |
| BIK: 500.000+, Strk.typ. 2, 3, 4 (Rand) | 0,055 | 0,051 | 0,059 |
| BIK: 500.000+, Strk.typ. 1 (Kern) | 0,293 | 0,296 | 0,290 |
| Arbeitslosenquote fehlt | 0,023 | 0,024 | 0,022 |
| Arbeitslosenquote bezogen auf alle ziv. Erwerbs- personen in % (Kreis) | 9,363 | 9,479 | 9,266 |
| Langzeitarbeitslosenquote bezogen auf alle ziv. Erwerbspersonen in % (Kreis) | 3,320 | 3,361 | 3,286 |
| Verhältnis Vakanzbestand/Arbeitslosenbestand (Kreis) | 0,108 | 0,108 | 0,108 |
| Pflegetätigkeit | 0,091 | 0,073 | 0,105 |

Quelle: PASS_0612_v1; Haushaltsäquivalenzeinkommen: bedarfsgewichtetes Haushaltseinkommen, neue OECD-Gewichtung

Tabelle 4
Marginale Effekte der Kovariablen auf die Ankündigungswahrscheinlichkeit eines Ein-Euro-Jobs (in Prozentpunkten)¹⁾

| | Männer | | Frauen | |
|---|--|----------|----------|----------|
| | Modell A | Modell B | Modell A | Modell B |
| Wohnort: Westdeutschland | 10,8 *** | 3,2 | 0,7 | -5,3 *** |
| <i>PASS-Welle:</i> | Referenz: Welle 4 | | | |
| Welle 5 | -3,8 ** | -4,7 ** | -1,3 | -2,0 ** |
| Welle 6 | -5,7 *** | -8,8 *** | -3,5 ** | -5,3 *** |
| <i>Altersgruppen:</i> | Referenz: 17 bis 24 Jahre | | | |
| 25 bis 34 Jahre | -4,0 | -3,9 | 1,9 | 2,8 |
| 35 bis 44 Jahre | -0,6 | -0,7 | 6,0 | 7,1 |
| 45 bis 54 Jahre | 1,0 | 1,0 | 4,9 | 5,6 |
| 55 bis 64 Jahre | -3,6 | -4,1 | -0,3 | 0,2 |
| <i>höchster Schulabschluss:</i> | Referenz: Hauptschule/POS8 | | | |
| kein Abschluss/Missing/Sonderschule/ anderer | 8,5 ** | 9,7 ** | 5,8 | 5,8 |
| Mittlere Reife/POS10 | 6,2 ** | 6,4 ** | -1,7 | -1,9 |
| FHR/Abitur | -3,7 | -3,1 | -2,1 | -2,2 |
| <i>höchste Berufsausbildung:</i> | Referenz: angelernt/anderer Abschluss | | | |
| kein Abschluss | -3,6 | -3,7 | -2,2 | -1,9 |
| Lehre, Ausbildung, Meister, o. Ä. | -9,5 *** | -9,7 *** | -0,6 | -0,3 |
| Studium BA, FH, Uni | -5,6 | -6,2 ** | -2,1 | -1,9 |
| <i>Migrationshintergrund:</i> | Referenz: kein Migrationshintergrund | | | |
| selbst zugezogen | -0,8 | -1,3 | -0,1 | -0,1 |
| mind. ein (Groß-)Elternteil zugezogen | -2,2 | -3,2 | 2,4 | 2,7 |
| <i>Gesundheit:</i> | | | | |
| amtlich festgestellte Behinderung | -1,3 | -0,7 | -1,4 | -1,6 |
| subj. Gesundheitszustand: schlecht, weniger gut | -3,7 ** | -3,9 ** | -0,2 | -0,3 |
| <i>eigene Kinder im Haushalt:</i> | Referenz: keine eigenen Kinder im Haushalt | | | |
| eigene Kinder < 7 J. | 4,1 | 2,7 | -0,9 | -1,4 |
| eigene Kinder 7 bis 14 J. | 1,1 | 1,0 | -2,3 ** | -2,4 ** |
| eigene Kinder 15 J. + | 5,4 | 6,0 | 1,2 | 1,5 |
| <i>Minijob/Jobcenterkontakt:</i> | | | | |
| Minijob | -5,0 ** | -4,8 ** | -3,7 *** | -3,7 *** |
| als arbeitslos registriert | -1,1 | -0,9 | -1,9 | -1,5 |
| zur Arbeitsuche verpflichtet | 4,6 ** | 4,6 ** | 3,8 ** | 3,6 ** |
| 11 bis 20x Jobcenter-Kontakt im letzten Jahr | -0,7 | -1,3 | 1,0 | 0,9 |
| über 20x Jobcenter-Kontakt im letzten Jahr | 4,0 | 3,6 | 4,1 ** | 3,5 |
| bereits Eingliederungsvereinbarung abge- schlossen | 5,3 ** | 5,5 ** | 2,6 | 2,9 |

Tabelle 4 fortgesetzt

| | Männer | | Frauen | |
|---|--|----------|----------|----------|
| | Modell A | Modell B | Modell A | Modell B |
| <i>Letzte Erwerbstätigkeit endete vor:</i> | Referenz: < 2 Jahre | | | |
| niemals erwerbstätig | 0,7 | 0,4 | 7,2 ** | 8,5 ** |
| Information zur letzten Erwerbstätigkeit fehlt | -1,7 | -0,8 | 5,8 | 5,9 |
| 2- < 6 Jahre | 4,1 | 4,7 | 4,1 | 4,6 |
| ≥ 6 Jahre | 4,6 | 5,3 ** | 6,4 ** | 6,4 ** |
| <i>Partner</i> | Referenz: kein Partner | | | |
| Partner ohne Informationen im PASS | -5,2 ** | -5,3 ** | 0,2 | 0,2 |
| Partner mit Informationen, nicht verheiratet | -1,5 | -0,9 | -3,2 ** | -3,0 |
| Partner mit Informationen, verheiratet | -8,9 *** | -9,3 *** | -0,3 | -0,5 |
| <i>Haushaltsäquivalenzeinkommen</i> | Referenz: ≤ 575 € | | | |
| > 575 bis 700 € | 2,0 | 1,9 | -1,4 | -1,7 |
| > 700 bis 800 € | 0,9 | 0,7 | -0,2 | -0,4 |
| > 800 € | 1,3 | 1,1 | 0,0 | -0,4 |
| <i>Haushalt bezieht ALG II seit:</i> | Referenz: < 12 Monate | | | |
| Info Missing | 9,7 | 9,3 | | |
| ≥ 12 Mon. | 4,3 | 4,4 | 1,4 | 1,7 |
| <i>BIK Größenklasse der Gemeinde:</i> | Referenz: | | | |
| | für Männer: 50.000 bis 99.999 Einwohner (Rand), für Frauen: 50.000 bis 99.999 Einwohner (Kern o. Rand) | | | |
| unter 50.000, Alle Typen/k. BIK-Region | 3,0 | 0,2 | 0,4 | -0,2 |
| 20.000 bis 49.999, Strukturtyp (Strk.typ.) 1, 2, 3, 4 | -0,9 | -0,2 | -1,2 | 0,0 |
| 50.000 bis 99.999, Strk.typ. 1 (Kern) | 13,9 | 8,5 | | |
| 100.000 bis 499.999, Strk.typ 2, 3, 4 (Rand) | 5,4 | 3,4 | 4,0 | 3,2 |
| 100.000 bis 499.999, Strk.typ 1 (Kern) | -2,5 | -3,9 | -3,3 | -3,3 |
| 500.000+, Strk.typ. 2, 3, 4 (Rand) | 7,0 | 2,4 | | |
| 500.000+, Strk.typ. 1 (Kern) | -0,8 | -3,4 | | |
| 500.000+, Strk.typ. 1, 2, 3, 4 (Kern oder Rand) | | | 0,4 | -0,1 |
| erwartete Wahrscheinlichkeit (Ausgangswahrscheinlichkeit) ²⁾ | 13,4 | 13,6 | 7,9 | 8,0 |
| Anzahl der Beobachtungen | 2.554 | 2.554 | 3.036 | 3.036 |
| davon: mit Ein-Euro-Job-Ankündigung | 360 | 360 | 316 | 316 |
| Pseudo-R ² | 0,116 | 0,102 | 0,121 | 0,108 |

Anmerkungen: ¹⁾ Ergebnisse für regionale Arbeitsmarktindikatoren im Modell A werden nicht dargestellt.

²⁾ Für Person mit durchschnittlichen Werten der Kovariablen des Modells.

Signifikanzniveau: * 10 %, ** 5 %, *** 1 %

Quelle: PASS_0612_v1, auf Basis von Logit-Modellen, gewichtet

Tabelle 5
Marginale Effekte der Kovariablen in Relation zur Ausgangswahrscheinlichkeit auf die Ankündigungswahrscheinlichkeit eines Ein-Euro-Jobs (in Prozent)¹⁾

| | Männer | | Frauen | |
|--|--|-----------|-----------|-----------|
| | Modell A | Modell B | Modell A | Modell B |
| Wohnort: Westdeutschland | 81,0 *** | 23,7 | 8,7 | -66,4 *** |
| <i>PASS-Welle:</i> | Referenz: Welle 4 | | | |
| Welle 5 | -28,3 ** | -34,7 ** | -16,8 | -25,0 ** |
| Welle 6 | -42,9 *** | -64,8 *** | -43,9 ** | -65,4 *** |
| <i>Altersgruppen:</i> | Referenz: 17 bis 24 Jahre | | | |
| 25 bis 34 Jahre | -30,2 | -28,2 | 24,2 | 34,6 |
| 35 bis 44 Jahre | -4,4 | -4,8 | 75,3 | 88,2 |
| 45 bis 54 Jahre | 7,3 | 7,4 | 61,8 | 69,4 |
| 55 bis 64 Jahre | -27,2 | -29,7 | -4,2 | 2,3 |
| <i>höchster Schulabschluss:</i> | Referenz: Hauptschule/POS8 | | | |
| kein /Missing/Sonderschule/anderer | 63,7 ** | 71,0 ** | 73,0 | 72,3 |
| Mittlere Reife/POS10 | 46,4 ** | 46,6 ** | -21,9 | -24,0 |
| FHR/Abitur | -27,4 | -22,8 | -26,4 | -27,5 |
| <i>höchste Berufsausbildung:</i> | Referenz: angelernt/anderer Abschluss | | | |
| kein Abschluss | -27,1 | -27,1 | -27,5 | -23,6 |
| Lehre, Ausbildung, Meister, o. Ä. | -71,2 *** | -71,0 *** | -7,6 | -3,8 |
| Studium BA, FH, Uni | -41,8 | -45,5 ** | -27,1 | -23,7 |
| <i>Migrationshintergrund:</i> | Referenz: kein Migrationshintergrund | | | |
| selbst zugezogen | -5,7 | -9,7 | -0,6 | -1,6 |
| mind. ein (Groß-)Elternteil zugezogen | -16,7 | -23,6 | 30,1 | 33,5 |
| <i>Gesundheit:</i> | Referenz: keine eigenen Kinder im Haushalt | | | |
| amtlich festgestellte Behinderung | -9,7 | -5,2 | -17,4 | -20,4 |
| subj. Gesundheitszustand: schlecht, weniger gut | -28,0 ** | -28,6 ** | -2,2 | -3,8 |
| <i>eigene Kinder im Haushalt:</i> | Referenz: keine eigenen Kinder im Haushalt | | | |
| eigene Kinder < 7J. | 31,0 | 19,9 | -11,5 | -17,5 |
| eigene Kinder 7 bis 14 J. | 8,6 | 7,0 | -29,5 ** | -29,4 ** |
| eigene Kinder 15 J. + | 40,5 | 43,7 | 15,7 | 18,9 |
| <i>Minijob/Jobcenterkontakt:</i> | Referenz: keine eigenen Kinder im Haushalt | | | |
| Minijob | -37,8 ** | -35,3 ** | -47,2 *** | -46,6 *** |
| als arbeitslos registriert | -8,1 | -6,8 | -24,6 | -19,2 |
| zur Arbeitsuche verpflichtet | 34,7 ** | 34,0 ** | 47,4 ** | 44,4 ** |
| 11 bis 20x Jobcenter-Kontakt im letzten Jahr | -5,2 | -9,6 | 12,0 | 11,7 |
| über 20x Jobcenter-Kontakt im letzten Jahr | 30,1 | 26,3 | 51,9 ** | 43,5 |
| bereits Eingliederungsvereinbarung abgeschlossen | 39,8 ** | 40,5 ** | 32,2 | 36,4 |

Tabelle 5 fortgesetzt

| | Männer | | Frauen | |
|---|--|-----------|----------|----------|
| | Modell A | Modell B | Modell A | Modell B |
| <i>Letzte Erwerbstätigkeit endete vor:</i> | Referenz: < 2 Jahre | | | |
| niemals erwerbstätig | 4,9 | 3,1 | 91,4 ** | 105,9 ** |
| Information zur letzten Erwerbstätigkeit fehlt | -12,8 | -6,2 | 73,4 | 73,7 |
| 2- < 6 Jahre | 30,9 | 34,7 | 51,9 | 57,7 |
| ≥ 6 Jahre | 34,2 | 38,7 ** | 80,5 ** | 80,0 ** |
| <i>Partner</i> | Referenz: kein Partner | | | |
| Partner ohne Informationen im PASS | -38,9 ** | -38,6 ** | 2,1 | 2,8 |
| Partner mit Informationen, nicht verheiratet | -10,9 | -6,4 | -39,8 ** | -36,9 |
| Partner mit Informationen, verheiratet | -66,3 *** | -68,0 *** | -3,8 | -6,4 |
| <i>Haushaltsäquivalenzeinkommen</i> | Referenz: ≤ 575 € | | | |
| > 575 bis 700 € | 14,8 | 14,0 | -17,5 | -21,5 |
| > 700 bis 800 € | 6,9 | 5,4 | -2,6 | -4,6 |
| > 800 € | 9,5 | 8,1 | -0,6 | -5,5 |
| <i>Haushalt bezieht ALG II seit:</i> | Referenz: < 12 Monate | | | |
| Info Missing | 72,7 | 68,0 | | |
| ≥ 12 Mon. | 32,2 | 32,0 | 18,1 | 21,7 |
| <i>BIK Größenklasse der Gemeinde:</i> | Referenz: | | | |
| | für Männer: 50.000 bis 99.999 Einwohner (Rand), für Frauen: 50.000 bis 99.999 Einwohner (Kern oder Rand) | | | |
| unter 50.000, Alle Typen/k. BIK-Region | 22,1 | 1,2 | 5,0 | -2,5 |
| 20.000 bis 49.999, Strukturtyp (Strk.typ.) 1, 2, 3, 4 | -6,4 | -1,4 | -15,2 | -0,2 |
| 50.000 bis 99.999, Strk.typ. 1 (Kern) | 104,0 | 62,6 | | |
| 100.000 bis 499.999, Strk.typ 2, 3, 4 (Rand) | 40,5 | 25,1 | 50,2 | 40,1 |
| 100.000 bis 499.999, Strk.typ 1 (Kern) | -18,8 | -28,6 | -42,1 | -41,2 |
| 500.000+, Strk.typ. 2, 3, 4 (Rand) | 52,7 | 17,3 | | |
| 500.000+, Strk.typ. 1 (Kern) | -6,2 | -25,3 | | |
| 500.000+, Strk.typ. 1, 2, 3, 4 (Kern o. Rand) | | | 5,3 | -1,6 |
| erwartete Wahrscheinlichkeit (Ausgangswahrscheinlichkeit) ²⁾ | 13,4 | 13,6 | 7,9 | 8,0 |
| Anzahl der Beobachtungen | 2.554 | 2.554 | 3.036 | 3.036 |
| davon: mit Ein-Euro-Job-Ankündigung | 360 | 360 | 316 | 316 |
| Pseudo-R ² | 0,116 | 0,102 | 0,121 | 0,108 |

Anmerkungen: ¹⁾ Ergebnisse für regionale Arbeitsmarktindikatoren im Modell A werden nicht dargestellt.

²⁾ Für Person mit durchschnittlichen Werten der Kovariablen des Modells.

Signifikanzniveau: * 10 %, ** 5 %, *** 1 %

Quelle: PASS_0612_v1, auf Basis von Logit-Modellen, gewichtet

Tabelle 6
Marginale Effekte der Kovariablen auf Teilnahmewahrscheinlichkeit für Ein-Euro-Jobs nach Ankündigung (in Prozentpunkten)¹⁾

| | Modell A | Modell B |
|---|-----------------------------------|-----------|
| <i>Wohnort/Geschlecht</i> | <i>Referenz: Frauen West</i> | |
| Männer West | -15,0 ** | -15,2 ** |
| Männer Ost | -5,5 | 8,5 |
| Frauen Ost | -20,1 * | -3,6 |
| <i>PASS-Welle</i> | <i>Referenz: Welle 4</i> | |
| Welle 5 | -1,4 | -3,8 |
| Welle 6 | 6,9 | -1,3 |
| <i>Altersgruppen</i> | <i>Referenz: 17 bis 24 Jahre</i> | |
| 25 bis 34 Jahre | 7,3 | 8,3 |
| 35 bis 44 Jahre | 6,0 | 5,8 |
| 45 bis 54 Jahre | 2,4 | 2,5 |
| 55 bis 64 Jahre | -2,1 | -2,9 |
| <i>höchster Schulabschluss</i> | <i>Referenz: Hauptschule/POS8</i> | |
| kein/Missing/Sonderschule/anderer | 14,9 * | 14,8 * |
| Mittlere Reife/POS10 | -0,9 | -2,4 |
| FHR/Abitur | -10,0 | -12,1 |
| <i>weitere Variablen zur Soziodemografie</i> | | |
| mit Berufsabschluss | 2,1 | 2,2 |
| selbst o. mind. ein (Groß-)Elternteil zugezogen | -10,7 | -11,1 |
| amtlich festgestellte Behinderung | 8,3 | 8,7 |
| subj. Gesundheitszustand: schlecht, weniger gut | -17,5 *** | -18,2 *** |
| eigene Kinder < 7J. | -10,7 | -11,0 |
| eigene Kinder 7 bis 14 J. | -3,9 | -1,9 |
| eigene Kinder 15 J. + | 4,1 | 2,9 |
| <i>Minijob/ Jobcenterkontakt</i> | | |
| Minijob | -5,4 | -4,2 |
| als arbeitslos registriert | 4,8 | 5,9 |
| zur Arbeitsuche verpflichtet | 0,9 | 0,1 |
| 11 bis 20x Jobcenter-Kontakt im letzten Jahr | 1,1 | 2,3 |
| über 20x Jobcenter-Kontakt im letzten Jahr | 12,2 ** | 10,2 |
| bereits Eingliederungsvereinbarung abgeschlossen | 6,3 | 7,3 |
| <i>Letzte Erwerbstätigkeit endete vor:</i> | <i>Referenz: < 2 Jahre</i> | |
| niemals erwerbstätig oder Information zu letzten Erwerbstätigkeit fehlt | 1,3 | 3,8 |
| 2- < 6 Jahre | 2,5 | 3,8 |
| ≥ 6 Jahre | 2,2 | 3,5 |

Tabelle 6 fortgesetzt

| | Modell A | Modell B |
|---|-----------|-----------|
| <i>Haushaltshintergrund</i> | | |
| Partner | 3,0 | 3,6 |
| <i>Haushaltsäquivalenzeinkommen</i> | | |
| Referenz: ≤ 575 € | | |
| Haushaltsäquivalenzeinkommen: > 575 bis 700 € | 7,2 | 7,2 |
| Haushaltsäquivalenzeinkommen: > 700 bis 800 € | 6,4 | 5,0 |
| Haushaltsäquivalenzeinkommen: > 800 € | 4,1 | 2,9 |
| Haushalt bezieht seit mind. 18 Monaten ALG II | -19,0 *** | -19,7 *** |
| Pflege­­tätigkeit | -16,4 * | -18,0 ** |
| <hr/> | | |
| erwartete Wahrscheinlichkeit (Ausgangswahrscheinlichkeit) ²⁾ | 62,2 | 62,2 |
| Anzahl der Beobachtungen | 550 | 550 |
| davon: mit Ein-Euro-Job-Teilnahme | 322 | 322 |
| Pseudo-R ² | 0,117 | 0,109 |

Anmerkungen: ¹⁾ Ergebnisse für regionale Arbeitsmarktindikatoren im Modell A werden nicht dargestellt.

²⁾ Für Person mit durchschnittlichen Werten der Kovariablen des Modells.

Betrachtet werden Teilnahmen innerhalb von drei Monaten nach der Ankündigung für Beobachtungen, die mindestens drei Monate nach der Ankündigung interviewt wurden. Deswegen weichen die Fallzahlen von denen in der Schätzung zu den Ein-Euro-Job-Ankündigungen ab.

Signifikanzniveau: * 10 %, ** 5 %, *** 1 %

Quelle: PASS_0612_v1, auf Basis von Logit-Modellen, gewichtet

Tabelle 7
Marginale Effekte der Kovariablen in Relation zur Ausgangswahrscheinlichkeit auf die Teilnahmewahrscheinlichkeit eines Ein-Euro-Jobs nach Ankündigung (in Prozent)¹⁾

| | Modell A | Modell B |
|---|-----------------------------------|-----------|
| <i>Wohnort/Geschlecht</i> | <i>Referenz: Frauen West</i> | |
| Männer West | -24,2 ** | -24,5 ** |
| Männer Ost | -8,9 | 13,6 |
| Frauen Ost | -32,4 * | -5,8 |
| <i>PASS-Welle</i> | <i>Referenz: Welle 4</i> | |
| Welle 5 | -2,2 | -6,2 |
| Welle 6 | 11,1 | -2,1 |
| <i>Altersgruppen</i> | <i>Referenz: 17 bis 24 Jahre</i> | |
| 25 bis 34 Jahre | 11,8 | 13,3 |
| 35 bis 44 Jahre | 9,7 | 9,4 |
| 45 bis 54 Jahre | 3,8 | 4,1 |
| 55 bis 64 Jahre | -3,4 | -4,7 |
| <i>höchster Schulabschluss</i> | <i>Referenz: Hauptschule/POS8</i> | |
| kein/Missing/Sonderschule/anderer | 23,9 * | 23,8 * |
| Mittlere Reife/POS10 | -1,5 | -3,9 |
| FHR/Abitur | -16,0 | -19,4 |
| <i>weitere Variablen zur Soziodemografie</i> | | |
| mit Berufsabschluss | 3,5 | 3,6 |
| selbst o. mind. ein (Groß-)Elternteil zugezogen | -17,3 | -17,9 |
| amtlich festgestellte Behinderung | 13,3 | 14,0 |
| subj. Gesundheitszustand: schlecht, weniger gut | -28,1 *** | -29,2 *** |
| eigene Kinder < 7 J. | -17,3 | -17,7 |
| eigene Kinder 7 bis 14 J. | -6,2 | -3,0 |
| eigene Kinder 15 J. + | 6,6 | 4,7 |
| <i>Minijob/ Jobcenterkontakt</i> | | |
| Minijob | -8,6 | -6,8 |
| als arbeitslos registriert | 7,7 | 9,4 |
| zur Arbeitsuche verpflichtet | 1,4 | 0,2 |
| 11 bis 20x Jobcenter-Kontakt im letzten Jahr | 1,8 | 3,7 |
| über 20x Jobcenter-Kontakt im letzten Jahr | 19,6 ** | 16,4 |
| bereits Eingliederungsvereinbarung abgeschlossen | 10,1 | 11,7 |
| <i>Letzte Erwerbstätigkeit endete vor:</i> | <i>Referenz: < 2 Jahre</i> | |
| niemals erwerbstätig oder Information zu letzten Erwerbstätigkeit fehlt | 2,0 | 6,1 |
| 2- < 6 Jahre | 4,0 | 6,1 |
| ≥ 6 Jahre | 3,6 | 5,7 |
| <i>Haushaltshintergrund</i> | | |
| Partner | 4,9 | 5,8 |

Tabelle 7 fortgesetzt

| | Modell A | Modell B |
|---|--------------------------|-----------|
| <i>Haushaltsäquivalenzeinkommen</i> | <i>Referenz: ≤ 575 €</i> | |
| > 575 bis 700 € | 11,6 | 11,6 |
| > 700 bis 800 € | 10,4 | 8,1 |
| > 800 € | 6,5 | 4,7 |
| Haushalt bezieht seit mind. 18 Monaten ALG II | -30,6 *** | -31,6 *** |
| Pflegetätigkeit | -26,3 * | -29,0 ** |
| erwartete Wahrscheinlichkeit (Ausgangswahrscheinlichkeit) ²⁾ | 62,2 | 62,2 |
| Anzahl der Beobachtungen | 550 | 550 |
| davon: mit Ein-Euro-Job-Teilnahme | 322 | 322 |
| Pseudo-R ² | 0,117 | 0,109 |

Anmerkungen: ¹⁾ Ergebnisse für regionale Arbeitsmarktindikatoren im Modell A werden nicht dargestellt.

²⁾ Für Person mit durchschnittlichen Werten der Kovariablen des Modells.

Betrachtet werden Teilnahmen innerhalb von drei Monaten nach der Ankündigung für Beobachtungen, die mindestens drei Monate nach der Ankündigung interviewt wurden. Deswegen weichen die Fallzahlen von denen in der Schätzung zu den Ein-Euro-Job-Ankündigungen ab.

Signifikanzniveau: * 10 %, ** 5 %, *** 1 %

Quelle: PASS_0612_v1, auf Basis von Logit-Modellen, gewichtet

In dieser Reihe sind zuletzt erschienen

| Nr. | Autor(en) | Titel | Datum |
|-------------------------|--|---|-------|
| 7/2014 | Oschmiansky, F. Grebe, T. Popp, S. Otto, K. Sommer, J. Wielage, N. | Kompetenzdienstleistungen im Vermittlungs- und Integrationsprozess: Eine qualitative Studie | 7/14 |
| 8/2014 | Otto, A. Weyh, A. | Industry space and skill-relatedness of economic activities: Comparative case studies of three eastern German automotive regions | 8/14 |
| 9/2014 | Wanger, S. Weigand, R. Zapf, I. | Revision der IAB-Arbeitszeitrechnung 2014: Grundlagen, methodische Weiterentwicklungen sowie ausgewählte Ergebnisse im Rahmen der Revision der Volkswirtschaftlichen Gesamtrechnungen | 9/14 |
| 10/2014 | Müller, A. | The implementation of the German Classification of Occupations 2010 in the IAB Job Vacancy Survey: Documentation of the implementation process | 9/14 |
| 11/2014 | van den Berg, G.J. Hofmann, B. Stephan, G. Uhlendorff, A. | Was Vermittlungsfachkräfte von Eingliederungsvereinbarungen halten: Befragungsergebnisse aus einem Modellprojekt | 10/14 |
| 12/2014 | Brussig, M. Stegmann, T. Zink, L. | Aktivierung von älteren ALG-II-Beziehenden mit mehrfachen Vermittlungshemmnissen: Der Einfluss lokaler Umsetzungsstrategien | 11/14 |
| 13/2014 | Kropp, P. Danek, S. Purz, S. Dietrich, I. Fritzsche, B. | Die vorzeitige Lösung von Ausbildungsverträgen: Eine Beschreibung vorzeitiger Lösungen in Sachsen-Anhalt und eine Auswertung von Bestandsdaten der IHK Halle-Dessau | 11/14 |
| 14/2014 | Bechmann, S. Dahms, V. Tschersich, N. Frei, M. Leber, U. Schwengler, B. | Betriebliche Qualifikationsanforderungen und Probleme bei der Besetzung von Fachkräftenstellen: Auswertungen aus dem IAB-Betriebspanel 2013 | 11/14 |
| 15/2014 | Grgic, M. Matthes, B. Stüber, H. | Die Fachkräftereserve in der Kinderbetreuung und -erziehung: Ergebnisse für Deutschland und die Bundesländer | 12/14 |
| 1/2015 | Schwengler, B. Eigenhüller, L. Bellmann, L. | Fachkräftebedarf und betriebliche Aus- und Weiterbildung in der Metropolregion Nürnberg: Auswertungen aus dem IAB-Betriebspanel 2013 | 2/15 |

Stand: 19.03.2015

Eine vollständige Liste aller erschienenen IAB-Forschungsberichte finden Sie unter

<http://www.iab.de/de/publikationen/forschungsbericht.aspx>

Impressum

IAB-Forschungsbericht 2/2015

Herausgeber

Institut für Arbeitsmarkt- und Berufsforschung der Bundesagentur für Arbeit
Regensburger Str. 104
90478 Nürnberg

Redaktion

Regina Stoll, Jutta Palm-Nowak

Technische Herstellung

Gertrud Steele

Rechte

Nachdruck - auch auszugsweise -
nur mit Genehmigung des IAB gestattet

Website

<http://www.iab.de>

Bezugsmöglichkeit

<http://doku.iab.de/forschungsbericht/2015/fb0215.pdf>

ISSN 2195-2655

Rückfragen zum Inhalt an:

Katrin Hohmeyer
Telefon 0911.179 5170
E-Mail katrin.hohmeyer@iab.de

Joachim Wolff
Telefon 0911.179 1248
E-Mail joachim.wolff@iab.de