Jahrbücher f. Nationalökonomie u. Statistik (Lucius & Lucius, Stuttgart 2013) Bd. (Vol.) 233/1

Ökonometrie vs. Projektdesign: Lehren aus der Evaluation eines Modellprojekts zur Umsetzung des Workfare-Konzepts

Hilmar Schneider*
DIW Berlin

Arne Uhlendorff
Universität Mannheim, IZA Bonn, DIW Berlin und IAB Nürnberg

Klaus F. Zimmermann
IZA Bonn, CEPR London, CEPS Brüssel und CCIS California-San Diego

JEL J22; J64; H43

Workfare; labor supply; evaluation; social experiments.

Received: 21.12.2010

Revision received: 30.09.2011

Accepted: 04.12.2011

Summary

A common problem of welfare states consists of a high unemployment risk for low-skilled workers. This is often attributed to a lack of jobs for the low-skilled, but it may as well be caused by a lack of incentives to work. Low-skilled workers are easily substitutable and therefore have little bargaining power. Hence, they are typically dependent on low-paid jobs. This may create disincentives to work, if the achievable market wage does not sufficiently exceed the welfare level. Workfare could be an efficient strategy to overcome such disincentives by introducing a work requirement for unemployed welfare recipients. In our paper we investigate the importance of such a supply side policy.

We evaluate a pilot workfare project of a Berlin city community to integrate young people in social assistance into the labor market. Reference data are generated in collaboration with the German Employment Office. The participation effect is found to be positive and of relevant size, but not statistically significant. This indicates that selection biases detected in the allocation process of individuals to the program can be adjusted by econometric techniques, but only

* Die Autoren danken dem Herausgeber und zwei anonymen Gutachtern für hilfreiche Kommentare sowie der Deutschen Forschungsgemeinschaft (DFG) für finanzielle Unterstützung im Rahmen des Schwerpunktprogramms „Flexibilisierungspotenziale bei heterogenen Arbeitsmärkten“, Teilprojekt ZI 302/7-1. Eine Zusammenfassung der Ergebnisse dieses Projekts findet sich in Schneider, Uhlendorff und Zimmermann (2011). Darüber hinaus danken wir den Mitarbeiter des Sozialamtes Berlin-Charlottenburg sowie des Instituts für Arbeitsmarktforschung und Berufsforschung für ihre Unterstützung und Jan Stuhler für seine Mitarbeit. Wir danken ferner Friedrich-Wilhelm Dopatka, ehemals Staatsekretär im Berliner Senat, für seine Hinweise auf das dieser Studie zugrunde liegende Modellprojekt.

at the prize of reduced significance levels. Given the small sample sizes of pilot projects this calls for social experiments in controlled project designs.

1. Mangelnder Erkenntnisfortschritt in der Praxis von Modellprojekten

Die hohe Zahl von arbeitslosen Sozialhilfebeziehern bzw. Beziehern von Leistungen der Grundsicherung ist für die Politik bereits seit geraumer Zeit Anlass, nach Konzepten Ausschau zu halten, mit denen sich einerseits die hohen Belastungen für die öffentlichen Haushalte reduzieren lassen und andererseits den Betroffenen eine Perspektive für ein Einkommen ohne Bezug von Transferleistungen vermittelt werden kann. In zahlreichen Modellversuchen auf lokaler und überregionaler Ebene ist bislang versucht worden, das Problem zu überwinden. Umso mehr erstaunt es, dass sich aus dieser Praxis bislang kein durchschlagendes Lösungskonzept herauskristallisiert hat. Die Ursache dafür dürfte vor allem darin zu suchen sein, dass die bisherigen Modellversuche kaum dokumentiert sind und von ihrer Umsetzung her nur in Ausnahmefällen darauf angelegt waren, belastbare Schlussfolgerungen zu ziehen. So flossen beispielsweise nach Angaben der Bundesagentur für Arbeit allein von 2000 bis 2008 knapp 2,5 Mrd. Euro in Projekte der sogenannten freien Förderung nach § 10 SGB III. Dieses auch als Experimentiertitel bezeichnete Budget sollte den Arbeitsagenturen die Möglichkeit bieten, neue Ansätze zu erproben, die durch den bestehenden Gesetzeskanon nicht abgedeckt sind. Gerade in diesem Kontext kommt der systematischen Wirkungsanalyse eine besondere Bedeutung zu (vgl. Brinkmann 2002). Dennoch deckt die Zahl veröffentlichter Wirkungsanalysen nur einen verschwindend geringen Bruchteil der tatsächlich durchgeführten Projekte ab, wie aus einer entsprechenden Projektdokumentation des IAB hervorgeht.[1] Darunter findet sich lediglich eine Studie, die sich eines sozialen Experiments bedient (vgl. Trube/Luschei 2002). Für den fiskalisch ebenso relevanten Bereich der freien Förderung nach § 16f SGB II findet sich in der Forschungsdokumentation des IAB bislang kein einziger Eintrag. Die Gründe dafür sind vielfältig. Häufig mangelt es aus Kostengründen an Informationen über Erwerbsverläufe im Anschluss an die Programmteilnahme, ohne die keine valide Beurteilung der mittel- und langfristigen Effekte eines Programms möglich ist. Hinzu kommt, dass Modellversuche häufig nur mit eher geringen Fallzahlen durchgeführt werden, was das Auffinden statistisch signifikanter Effekte erschwert. Das gilt vor allem dann, wenn die Teilnahme an einem Projekt selektiv erfolgt. Es besteht demnach eine beträchtliche Diskrepanz zwischen dem enormen Aufwand an öffentlichen Mitteln, der mit der Durchführung von Modellversuchen verbunden ist, und dem Wissen über die Wirksamkeit der durchgeführten Maßnahmen.

Der vorliegende Beitrag zeigt am Beispiel eines konkreten Modellprojekts auf, wie die geschilderten Probleme prinzipiell überwunden werden können. Es handelt sich um das Projekt „Arbeit Sofort!“, das vom Herbst 2002 bis zum Sommer 2003 im Berliner Bezirk Charlottenburg-Willmersdorf durchgeführt wurde. Die Zielgruppe bestand aus Sozialhilfeempfängern im Alter von 18 bis 25 Jahren. Insbesondere für Neuantragsteller auf Sozialhilfe wurde der Leistungsbezug an die Aufnahme einer Tätigkeit im Rahmen eines öffentlich geförderten Beschäftigungsprojekts gebunden. Das Projekt folgte somit dem Workfare-Konzept mit dem Ziel, die Erwerbsanreize für Niedrigqualifizierte durch eine Koppelung von Leistungsansprüchen an eine Gegenleistung in Form von Arbeit zu erhöhen (vgl. Bonin et al. 2007).

[1] Vgl. http://www.iab.de/138/section.aspx/Projektdetails/i990602u01.

Das Ziel der Evaluation dieses Projekts besteht in der Ermittlung des kausalen Effekts der Teilnahme an „Arbeit Sofort!“ auf die Beschäftigungswahrscheinlichkeit der Teilnehmer. Dazu werden die Erwerbsverläufe der Gruppe der Programmteilnehmer mit den Erwerbsverläufen einer geeigneten Gruppe von Sozialhilfebeziehern verglichen, die nicht an dem Programm teilgenommen haben. Die erforderlichen Daten wurden durch eine anonymisierte Verknüpfung der Personendaten aus dem Sozialamt mit Geschäftsdaten der Bundesagentur für Arbeit gewonnen. Dieses Vorgehen generiert nicht nur äußerst verlässliche Daten, sondern vermeidet zugleich auch die nicht unerheblichen Befragungsausfälle, die ansonsten bei der spezifischen Zielgruppe zu erwarten gewesen wären.

Ein typisches Problem für die Programmevaluation resultiert aus einem selektiven Maßnahmenzugang, sowohl durch Selbstselektion der Teilnehmer als auch durch selektive Maßnahmenzuweisung seitens der Mitarbeiter der Sozialbehörde. Selektionseffekte verhindern, dass sich Ergebnisunterschiede zwischen Programmteilnehmern und Vergleichsgruppe ausschließlich auf die Programmteilnahme zurückführen lassen. Da sich eine rein zufällige und damit nicht selektive Programmteilnahme im vorliegenden Fall nicht realisieren ließ und die Selektion im Zuweisungsverfahren für uns nicht kontrollierbar war, sind wir darauf angewiesen, im Nachhinein entsprechende Selektionskorrekturen mit Hilfe statistischer Modelle vorzunehmen. Allerdings basieren alle einschlägigen Ansätze letztlich auf bestimmten Annahmen, die nicht überprüft werden können. Für einen methodischen Überblick siehe bspw. Lee (2005), Blundell und Costa Dias (2009) oder Imbens und Wooldridge (2008). Der Preis für die Verwendung von Verfahren, bei denen zusätzlich der Selektionsprozess in die Maßnahme modelliert wird, besteht neben der Abhängigkeit von der Gültigkeit der getroffenen Annahmen in einer erhöhten Parameterstreuung, was die Aussagefähigkeit der Ergebnisse angesichts eher geringer Fallzahlen stark beeinträchtigen kann.

Dies zeigt, dass die ex-post-Strategie einer statistischen Selektionskorrektur mitunter nur ein schlechter Ersatz für die ex-ante-Strategie einer zufälligen Programmzuweisung ist. Der Beitrag vermittelt einen Eindruck von der Größenordnung, die dabei zutage treten kann und unterstreicht damit die Notwendigkeit zur Durchführung von Modellprojekten in Form von sozialen Experimenten. Soziale Experimente können im Gegensatz zu aufwändigen ökonometrischen Modellen selbst bei geringen Fallzahlen einfache und glaubwürdige Schätzungen von Programmeffekten liefern (Ashenfelter 1987; Card et al. 2011). Gleichwohl ist die praktische Implementierung eines sozialen Experiments nicht immer einfach. Eine zentrale Herausforderung stellt die Sicherstellung einer hinreichenden Kooperation der Akteure in den beteiligten Institutionen dar, um bspw. eine randomisierte Zuweisung in Teilnehmer- und Kontrollgruppe zu gewährleisten oder notwendige Informationen zu Personen zu erhalten, die trotz Zuweisung nicht an der zu untersuchenden Maßnahme teilnehmen. Für eine Diskussion der Vor- und Nachteile von sozialen Experimenten siehe bspw. Heckman und Smith (1995) sowie List (2011). Im Hinblick auf die Identifikation des Treatment-Effekts sind auch bei sozialen Experimenten nicht-testbare Annahmen wie beispielsweise die *stable unit treatment value assumption* (SUTVA) erforderlich. Der besondere Vorteil von sozialen Experimenten gegenüber nicht-experimentellen Verfahren besteht vor allem in der Neutralisierung von Selbst-Selektionseffekten.

Die Durchführung eines Modellprojekts als soziales Experiment erfordert nicht unbedingt eine strikte Zuweisung im Rahmen eines Zufallsverfahrens. In der Praxis können beispielsweise auch Kapazitätsbeschränkungen als quasi-zufälliger Zuweisungsmechanismus genutzt werden. Allerdings dürfen dabei keine Ermessensspielräume zum Tragen kommen.

2. Workfare: Eine Strategie zur Stärkung der Erwerbsanreize für gering Qualifizierte

Für die hohe Arbeitslosigkeit von gering Qualifizierten werden häufig zu geringe Erwerbsanreize für Personen geltend gemacht, die am Markt nur einen niedrigen Stundenlohn erzielen können (siehe bspw. Christofides 2000 oder Schneider/Uhlendorff 2005). Wenn die resultierenden Vollzeiteinkommen nicht hinreichend weit über dem Einkommensniveau liegen, das durch Transferansprüche erzielt werden kann, lohnt sich die Ausübung einer entsprechenden Tätigkeit kaum. Die staatlich garantierte Mindestsicherung erzeugt auf diese Weise einen impliziten Mindestlohn.

Über einen langen Zeitraum hat die Politik vor allem mit Hilfe von Qualifizierungsmaßnahmen und Lohnsubventionen versucht, dem Problem zu begegnen. Der Erwerb von zusätzlichen Qualifikationen ermöglicht den Zugang zu besser entlohnten Tätigkeiten und erleichtert damit auf indirektem Wege die Überwindung des impliziten Mindestlohns. Mit Hilfe von Kombilöhnen kann das gleiche Ziel auf direktem Wege erreicht werden. Beide Strategien stoßen jedoch an ihre Grenzen. So ist die Effektivität von Qualifizierungsmaßnahmen umstritten (siehe bspw. Caliendo/Steiner 2005 oder Martin/Grubb 2001) und Lohnsubventionen unterliegen der Gefahr von Mitnahmeeffekten, deren Kosten den Nutzen einer Erwerbsaufnahme bei weitem übersteigen können (siehe bspw. Schneider et al. 2002b oder Bonin et al. 2003).

Workfare ist demgegenüber eine Option, die auf eine Absenkung des impliziten Mindestlohns abzielt, ohne dabei das Niveau der Grundsicherung in Frage stellen zu müssen (Bonin et al. 2007). Dies wird durch eine Kopplung des Grundsicherungsanspruchs an eine Pflicht zur Gegenleistung erreicht. Die Gegenleistung kann in Form von Arbeit erbracht werden, aber auch in Form von Bewerbungsaktivitäten oder einer Qualifizierungsmaßnahme. Die Pflicht zur Gegenleistung bewirkt, dass ein breiteres Spektrum von niedrig entlohnten Tätigkeiten am Markt akzeptabel wird, weil beim Vergleich zwischen Transfereinkommen und Erwerbseinkommen nur noch die Höhe des erzielbaren Einkommens ausschlaggebend ist.

Die jüngeren Wurzeln des Workfare-Konzepts finden sich vor allem in den USA. Unter dem Motto „Making Work Pay“ wurde dort in den 1970er Jahren der Earned Income Tax Credit (EITC) eingeführt (Blank 2002). Bei dem EITC handelt es sich zwar auf den ersten Blick um eine Lohnsubvention, doch im Kontext eines ansonsten praktisch fehlenden sozialen Sicherungssystems wurde de facto eine Situation geschaffen, in der staatliche Leistungen der Grundsicherung nur erhält, wer gleichzeitig einer Erwerbstätigkeit nachgeht. Der Begriff Workfare entstand erst im Zuge einer weiteren Sozialstaatsreform in den USA in den 1990er Jahren. Der 1996 eingeführte Welfare Reform Act wurde durch das Motto „from welfare to work“ geprägt. Daraus entwickelte sich dann der Kunstbegriff Workfare.

Die positiven Erfahrungen in den USA waren der Anlass, das Workfare-Konzept auch in Deutschland zu erproben. Unter dem Stichwort Aktivierung fand die Workfare-Idee im Rahmen des Modellprojekts MoZArT[2] ihren Niederschlag, an dem von 2001–2004 mehrere Großkommunen teilnahmen (Hess et al. 2004). In diesem Kontext ist auch das Projekt „Arbeit Sofort!“ zu sehen. Mit der Schaffung von sogenannten „Ein-Euro-Jobs“ wurde im Zuge der Hartz-Reform ein wesentliches Element des Work-

[2] **Mo**dellvorhaben zur Verbesserung der **Z**usammenarbeit von **Ar**beitsämtern und **T**rägern der Sozialhilfe.

fare-Prinzips in die Sozialgesetzgebung aufgenommen. Der Bestand von Beschäftigten in entsprechenden Arbeitsgelegenheiten erreichte relativ rasch ein gleichbleibendes Niveau von gut 300.000 Personen. Allerdings beschränkt sich der Einsatz bislang im Wesentlichen auf Personen, die freiwillig einen Ein-Euro-Job übernehmen wollen. Der Grund für die Zurückhaltung der Sozialbehörden liegt nicht zuletzt in einer Reihe von richterlichen Entscheidungen, die eine konsequente Umsetzung im Sinne des Workfare-Prinzips bislang erschweren (vgl. Schneider 2006).

Bislang existieren nur wenig gesicherte Erkenntnisse über die Wirkung von Workfare-Ansätzen im Kontext des deutschen Steuer- und Transfersystems. Simulationsrechnungen auf der Basis von Arbeitsangebotsschätzungen gehen davon aus, dass durch eine Einführung von Workfare bis zu 1,4 Mio. arbeitslose Bezieher von Leistungen der Grundsicherung eine Erwerbstätigkeit anstreben würden (Bonin et al. 2007). Demgegenüber kommen Bender et al. (2008) im Rahmen einer empirischen Untersuchung zu dem Schluss, dass die Reservationslöhne von Beziehern von Arbeitslosengeld II trotz einer Stärkung des Prinzips des Förderns und Forderns im Durchschnitt weitgehend stabil auf einem vergleichsweise hohen Niveau verharren. Offen bleibt dabei jedoch, inwieweit sich die konkrete Konfrontation mit Zwangsmaßnahmen wie beispielsweise einem Ein-Euro-Job auf den Reservationslohn auswirkt. Dessenungeachtet zeigt sich, dass die Einschränkung der Bezugsmöglichkeiten für Lohnersatzleistungen im Zuge der Hartz-Reform eine antizipative Wirkung entfaltet hat. So sind die Akzeptanzlöhne von Beziehern von Versicherungsleistungen (Arbeitslosengeld I) im Zuge der Hartz-Reform spürbar gesunken (Schneider 2008). In der Folge ist nicht nur die durchschnittliche Dauer der Arbeitslosigkeit, sondern auch der Zustrom in die Langzeitarbeitslosigkeit deutlich zurückgegangen.

3. Die Umsetzung von Workfare im Rahmen von „Arbeit Sofort!"

Das Projekt „Arbeit Sofort!" wurde in der Zeit vom 01.09.2002 bis zum 30.08.2003 im Berliner Bezirk Charlottenburg-Wilmersdorf durchgeführt. Es galt zu dieser Zeit als neuartiges Programm zur Integration von Sozialhilfebeziehern in das Erwerbsleben. Zielgruppe waren erwerbsfähige Sozialhilfeantragsteller zwischen 18 und 25 Jahren. Die innovativen Elemente des Programms bestanden in der unmittelbaren Zuweisung von Neuantragstellern in das Projekt sowie in dem Workfare-Charakter. Die Antragsteller erhielten nur dann Unterstützungszahlungen, wenn sie an dem Projekt teilnahmen. Das Programm bestand aus Qualifizierungs- und Beschäftigungsmodulen, wobei Projektinhalt und -ablauf auf den jeweiligen Teilnehmer abgestimmt wurden. Mit dem Projekt „Arbeit Sofort" wurde das Ziel verfolgt, die Teilnehmer in den ersten Arbeitsmarkt zu integrieren und somit die Hilfebedürftigkeit zu überwinden und so genannten Sozialhilfekarrieren vorzubeugen.[3]

Das Projekt wurde gemeinsam vom Bezirksamt Charlottenburg-Wilmersdorf und dem Arbeitsamt getragen. Hierbei übernahm das Sozialamt die Kosten, die durch die Teilnehmerentlohnung sowie eventuelle Mietzuschüsse anfielen. Das Arbeitsamt trug die Programmkosten. Teilnehmer waren dazu verpflichtet, sich zu Beginn der Maßnahme beim Arbeitsamt als Arbeit suchend zu registrieren.

[3] Die rechtliche Grundlage des Projekts bildeten die Paragraphen 18, 19 und 20 des Bundessozialhilfegesetzes (BSHG), in denen die so genannte Hilfe zur Arbeit geregelt wurde.

Bei dem Projektträger handelte es sich um einen Trägerverbund, zu dem sich drei Trägergesellschaften zusammengeschlossen hatten. Die einzelnen Trägergesellschaften waren bereits vor dem Projekt „Arbeit sofort“ mit Bildungs- und Beschäftigungsprojekten in Berlin tätig. Am Tag der Sozialhilfeantragstellung wurden die Teilnehmer direkt an den Projektträger vermittelt, am selben Tag fand bei dem Projektträger ein Erstgespräch statt. Es wurde ein Praktikantenvertrag zwischen dem Teilnehmer und dem Projektträger abgeschlossen. Dabei handelte sich um ein versicherungspflichtiges Beschäftigungsverhältnis, das auf maximal 6 Monate befristet war. Die Teilnehmer erhielten 434 Euro monatlich zuzüglich eventueller Mietkosten. Ihre Vergütung lag somit nur geringfügig über dem Sozialhilfeniveau. Die Vergütung konnte täglich ausbezahlt werden, so dass die Teilnehmer bereits am ersten Tag Geld erhalten konnten. Die Teilnahme an „Arbeit Sofort!“ war verpflichtend, d. h. Personen die nicht an der Maßnahme teilnahmen, obwohl sie zugewiesen worden waren, erhielten keine Sozialhilfe.

Zu Beginn der Maßnahme durchliefen die Teilnehmer ein mehrtägiges Profiling. Innerhalb dieses Profilings wurde für jeden Teilnehmer ein Leistungsprofil erstellt. Dieses Leistungsprofil beinhaltete bspw. bisherige Arbeitserfahrung, individuelle Interessen, Sachverhalte, die eine Arbeitsaufnahme verhinderten wie bspw. eine mögliche Verschuldung, den eventuellen Qualifizierungsbedarf zur Erlangung einer zukünftigen Beschäftigung, sowie eine generelle Beurteilung der Beschäftigungsfähigkeit. Zudem wurde ein Bewerbertraining durchgeführt sowie grundlegende Fähigkeiten in Deutsch und Mathematik und das technische Verständnis erhoben. Aufbauend auf diesem Profiling wurden individuelle Handlungspläne mit dem Ziel der Integration in den ersten Arbeitsmarkt erstellt. Erst im Anschluss an das Profiling durchliefen die Teilnehmer die eigentlichen Qualifizierungs- und Beschäftigungsmodule von „Arbeit Sofort!“.

Zugelassen waren Personen, deren Sozialhilfeanspruch mindestens 207,79 Euro betrug. Diese Grenze ergab sich aus einer Abwägung von erwarteten Kosten und Nutzen des Programms seitens der Sozialbehörde. Von der Programmteilnahme ausgeschlossen waren Personen, die eine klare berufliche oder ausbildungsbezogene Zukunftsperspektive hatten und die sich daher nur vorübergehend im Sozialhilfebezug befanden.

Die Teilnehmerzahl war auf maximal 100 Personen zur gleichen Zeit beschränkt. Dies ist insofern von Bedeutung, als es in methodischer Hinsicht die Chance geboten hätte, Kapazitätsbeschränkungen als quasi-zufälligen Programmzuweisungsprozess zu nutzen. Da der Zeitpunkt der Bedürftigkeitsmeldung als Zufallsereignis interpretierbar ist, eignet sich der Kreis der aufgrund von Kapazitätsbeschränkungen abgelehnten Programmteilnehmer als Vergleichsgruppe für die Teilnehmer. Leider wurde bei der Durchführung des Modellprojekts die Chance vertan, diesen Mechanismus entsprechend zu nutzen. Stattdessen wurde von den Sachbearbeitern von der Möglichkeit Gebrauch gemacht, Neuantragsteller zu einem späteren Zeitpunkt in das Programm einzuweisen, wenn ihnen die jeweilige Person dafür geeignet erschien. Ebenso konnten Sachbearbeiter entscheiden, einen Neuantragsteller trotz freier Programmplätze nicht zu dem Programm zuzulassen, wenn ihnen die jeweilige Person trotz Erfüllung der formalen Kriterien ungeeignet erschien. Aus diesem Grund sind entsprechende Selektionskorrekturverfahren beim Vergleich von Programmteilnehmern und aus Kapazitätsgründen abgelehnten Sozialhilfeempfängern unerlässlich.

Insgesamt haben an dem Projekt 279 Personen teilgenommen. Allerdings gehen nur etwa zwei Drittel davon in die anschließende Evaluation ein. Der Grund dafür besteht darin, dass zu Beginn des Projekts aus kameralistischen Erwägungen heraus von dem Prinzip abgewichen wurde, ausschließlich Neuantragsteller in das Programm aufzunehmen. Da

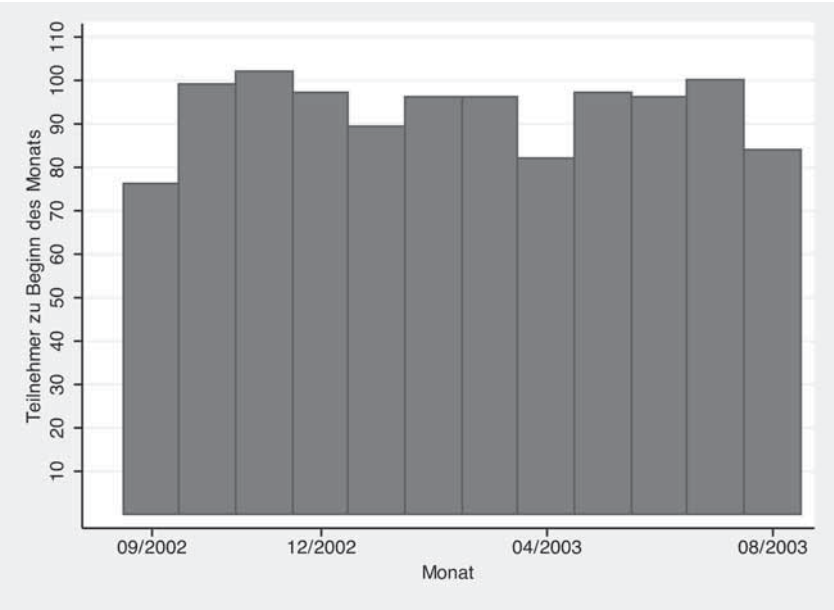

Abbildung 1 Programmbelegung im Zeitverlauf

das Programm erst im Herbst des Jahres 2002 starten konnte, bestand die Gefahr, dass die bereitgestellten Mittel bis zum Ende des Haushaltsjahres nicht hätten ausgeschöpft werden können, wenn ausschließlich Neuantragsteller aufgenommen worden wären. Deshalb entschloss sich das Sozialamt dazu, zum Programmstart auch Personen aus dem Bestand der Sozialhilfebezieher in das Programm einzubeziehen. Die Kriterien für die Auswahl dieser Personengruppe wurden mehr oder weniger ad-hoc festgelegt. So berichteten die zuständigen Sachbearbeiter, dass sie gezielt auf Personen zugegangen seien, bei denen zu erwarten war, dass sie freiwillig an dem Programm teilnehmen würden. Da für diesen Personenkreis von vorneherein keine geeignete Vergleichsgruppe definierbar ist, bleiben diese Personen von der weiteren Analyse ausgeschlossen.

In Abbildung 1 ist die Programmbelegung im Zeitverlauf dargestellt. Die Programmbelegung bezieht sich jeweils auf den Beginn eines Monats. Die geringste Programmbelegung ist im September 2002 mit 78 Personen zu beobachten.[4] Die Monate mit der höchsten Auslastung sind November 2002 und Juli 2003 mit 102 bzw. 100 Teilnehmern am Monatsanfang. Es lässt sich kein eindeutiger Trend in der Auslastung des Programms erkennen.

[4] Bei diesen 78 Personen handelt es sich Personen die keine Neuantragsteller auf Sozialhilfe sind und bereits im Vorfeld ausgewählt wurden. Im Verlaufe des Programms gingen 12 weitere Personen aus dem Bestand der Sozialhilfebezieher in das Programm ein.

4. Datengrundlage

Ausgangspunkt der verwendeten Datenbasis sind Informationen über Zugänge in Sozialhilfe im Bezirk Charlottenburg-Wilmersdorf in den Jahren 2002 und 2003. Neben Informationen über den Zugang in „Arbeit Sofort!“ werden im Sozialamt nur Basisdaten wie Alter, Geschlecht, etc. erfasst, die zur Prüfung der Bedürftigkeit erforderlich sind. Informationen über Beschäftigungsphasen vor dem Sozialhilfebezug sind dort ebensowenig vorhanden wie Informationen über Beschäftigungsphasen im Anschluss an den Sozialhilfebezug. Übergänge in Beschäftigung als wesentliches Erfolgskriterium lassen sich mit diesen Daten folglich nicht überprüfen. Zwar wäre es möglich gewesen, entsprechende Daten mittels einer Befragung zu erheben, doch ist dies bei der vorliegenden Zielgruppe erfahrungsgemäß mit einer sehr geringen Ausschöpfungsquote verbunden (vgl. bspw. Schneider et al. 2002a).[5] Somit schied diese Option angesichts der niedrigen Fallzahlen von vornherein aus. Stattdessen wurde von der Möglichkeit Gebrauch gemacht, die erforderlichen individuellen Erwerbsverlaufsinformationen aus den Geschäftsdaten der Bundesagentur für Arbeit zu beziehen und mit den Sozialamtsdaten zu koppeln. Für diesen Zweck stehen die so genannten Integrierten Erwerbsbiografien (IEB) zur Verfügung (Jacobebbinghaus und Seth, 2007). Die IEB enthalten exakte Informationen zu Beschäftigungs- und Arbeitslosigkeitsphasen sowie den daraus generierten Einkommen.

Eine besondere Herausforderung bestand darin, die Datensätze des Sozialamtes und der Bundesagentur zusammenzuführen. Es liegt keine eindeutige Personenkennzeichnung bspw. in Form der Sozialversicherungsnummer vor, die von beiden Institutionen verwandt wird. Deswegen musste der Abgleich über geeignete Personeninformationen vorgenommen werden. Aufgrund der besonderen datenschutzrechtlichen Problematik wurde dieser Abgleich treuhänderisch im Forschungsdatenzentrum der Bundesagentur für Arbeit im Institut für Arbeitsmarkt- und Berufsforschung (FDZ BA/IAB) vorgenommen. Mit Hilfe eines Pseudonyms – d. h. einer willkürlich vergebenen, aber eindeutigen Personennummer – wurde anschließend ein kombinierter Datensatz erstellt. Im Einzelnen umfasste das Vorgehen die nachfolgend beschriebenen Schritte (vgl. Abb. 2).

Im Sozialamt wurde zunächst ein Datensatz erstellt, der Teilnehmer an „Arbeit Sofort“ bzw. für einen Vergleich geeignete Nichtteilnehmer umfasste. Bei den für einen Vergleich geeigneten Nichtteilnehmern handelt es sich um Personen, die zwischen September 2002 und August 2003 einen Antrag auf Sozialhilfe gestellt haben und deren Sozialhilfeanspruch mindestens 207,79 € betrug Diese Gruppe umfasst insgesamt 928 Personen, die potenziell für den Vergleich mit der Gruppe der 189 Programmteilnehmer zur Verfügung stehen. Darin enthalten sind allerdings auch diejenigen Personen, die deshalb nicht in das Programm zugewiesen wurden, weil sie bereits eine Stelle in Aussicht hatten. Da eine entsprechende Information in den Sozialamtsdaten nicht festgehalten wurde, lassen sich diese Personen nicht identifizieren. Der einfache Vergleich von Teilnehmern mit Nichtteilnehmern an „Arbeit Sofort!“ ist insofern von vorneherein zu Lasten der Teilnehmer verzerrt.

Die Daten wurden mit einem Pseudonym versehen und den beteiligten Forschungsinsituten (DIW Berlin und IZA) in anonymisierter Form zur Verfügung gestellt. Zusätzlich wurde vom Sozialamt ein Hilfsdatensatz erstellt, der lediglich den Namen, das Geburts-

[5] Dieser Ausschöpfungsgrad ließe sich theoretisch zwar mit entsprechendem Aufwand auf zufriedenstellendes Niveau erhöhen. Dies wäre allerdings nur mit erheblichem Mittelwand möglich gewesen und hätte den für dieses Projekt zur Verfügung stehenden Rahmen gesprengt.

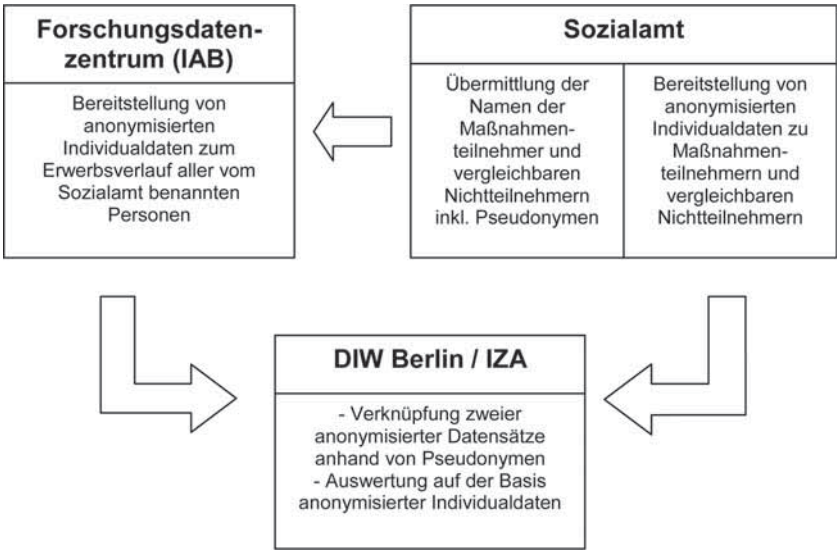

Abbildung 2 Zusammenfügung der administrativen Datensätze

datum, die Postleitzahl und das Pseudonym enthielt. Dieser wurde an das FDZ BA/IAB übermittelt und dort in einem mehrstufigen Verfahren mit den IEB möglichst eindeutig abgeglichen. Zur maximalen Ausschöpfung wurde beim Abgleich unter anderem die Namensinformation variiert und in weiteren Iterationen nur der jeweils erste Teil des Namens bzw. nur der Nachname abgeglichen.

Für mehr als 95 % der Teilnehmer konnte im FDZ BA/IAB mindestens ein Konto identifiziert werden. Für 80 % wurde ein, für 14 % wurden zwei und für 1 % wurden mehr als zwei Konten ermittelt. Von den Personen aus der Kontrollgruppe konnte mindestens für 87 % mindestens ein Konto identifiziert werden. Für 78 % wurde ein, für 8 % wurden zwei und für 1 % mehr als 2 Konten ermittelt. Darüber hinaus kam es vor, dass ein Konto mehreren Sozialhilfefällen zugeordnet werden konnte. Dies kann bspw. dadurch entstehen, dass mehrere Personen mit gleichem Nachnamen in einem Haushalt leben.

Anschließend wurde vom FDZ BA/IAB ein Datensatz erstellt, der neben dem Pseudonym Informationen zur Erwerbshistorie aus den IEB-Daten enthält. Dieser Datensatz wurde an die an dem Evaluationsprojekt beteiligten Institute (DIW Berlin und IZA) übermittelt. Dort wurden abschließend die Daten des Sozialamts über das gemeinsame Pseudonym mit den IEB-Daten verknüpft. Der Datensatz erhält Informationen zu vorherigen Beschäftigungsphasen in sozialversicherungspflichtigen Beschäftigungsverhältnissen. Es liegen in den Daten keine Informationen zu vorherigen Beschäftigungsphasen als Beamter oder als Selbständiger vor. Es ist daher durchaus möglich, dass einige Personen in unserem Datensatz vor Eintritt in die Sozialhilfe hohe Tagesentgelte realisiert hat, wir diese aber nicht beobachten. Allerdings ist davon auszugehen dass dies – wenn überhaupt – in unserem Datensatz nur vereinzelt der Fall sein dürfte.

Datenbereinigung

Vor Beginn der Datenanalyse mussten mehrdeutige Zuordnungen durch Plausibilitätsprüfungen ermittelt und aus dem Datensatz ausgeschlossen werden. Dabei kam folgende Heuristik zur Anwendung:

- Eine offensichtlich fehlerhafte Zuordnung von BA-Konten besteht bei Unterschieden in den Angaben über das Geschlecht und/oder das Alter einer Person im Vergleich zu den Angaben des Sozialamtes. Weichen Geschlecht und/oder Alter um mehr als zwei Jahre voneinander ab, gehen wir von einer fehlerhaften Zuordnung eines BA-Kontos aus.
- Weitere Hinweise auf fehlerhafte Zuordnungen ergeben sich durch Informationen in den BA-Daten zu Einkommen und Beschäftigung während des Bezugs von Sozialhilfe. Wenn eine Person im Sozialhilfebezug steht, wird ihr Einkommen relativ niedrig sein. IEB-Konten, die für diesen Zeitraum einen relativ hohen Verdienst (Tagesentgelt > 30€) ausweisen, sind damit höchstwahrscheinlich falsch zugeordnet.
- Ein ähnliches Kriterium ergibt sich bei Betrachtung des Erwerbsverlaufes vor Eintritt in Sozialhilfe. IEB-Konten, die für die Quartale vor Sozialhilfeeintritt einer Person eine durchgehende Beschäftigung bei relativ hohem Einkommen (Tagesentgelt > 30 €) ausweisen, dürften ebenfalls falsch zugeordnet sein, da diese Person bei Arbeitslosigkeit Anspruch auf Arbeitslosengeld hätte und damit nicht direkt in Sozialhilfe eintreten würde.

Informationen in den Datensätzen

Neben basisdemographischen Informationen enthalten die Sozialhilfedaten Informationen zur Haushaltssituation, sowie zu Religionszugehörigkeit und eventuellen Behinderungen. Füllgrad und Zuverlässigkeit der Informationen schwanken jedoch. Verlässlich sind vor allem die Informationen mit einem Bezug zur Auszahlung von Sozialhilfe.[6] Leider können Personen, die für die Teilnahme an „Arbeit Sofort!“ ausgewählt wurden, dann aber nicht zum Erstgespräch beim Projektträger erschienen, nicht identifiziert werden, da eine entsprechende Erfassung in den Sozialamtsdaten nicht vorgesehen war. Ein möglicher Abschreckungseffekt des Programms lässt sich daher nicht ermitteln.

Die IEB enthalten neben sozioökonomischen Informationen wie Alter und Bildung detaillierte Angaben zu sozialversicherungspflichtiger Beschäftigung und dem daraus resultierendem Einkommen, dem Bezug von Arbeitslosengeld sowie der Teilnahme an Maßnahmen der aktiven Arbeitsmarktpolitik.

Beide Datensätze wurden für die Ermittlung von Eigenschaften genutzt, die die Teilnehmer und Nichtteilnehmer vor dem Eintritt in die Maßnahme aufwiesen. Mit Hilfe der Daten der IEB wurden Informationen über den Erwerbsverlauf nach Eintritt in die Maßnahme (Teilnehmer) bzw. nach Eintritt in die Sozialhilfe (Nichtteilnehmer) generiert. Im Fokus steht dabei die Zielvariable „Ungeförderte Beschäftigung“. Ungeförderte Beschäftigung ist definiert als Phase sozialversicherungspflichtiger Beschäftigung, während der die Teilnehmer keine Leistungen von der Arbeitsagentur bezogen haben, nicht als arbeitslos gemeldet waren und an keiner arbeitsmarktpolitischen Maßnahme wie bspw. Förderung durch einen Lohnkostenzuschuss oder Weiterbildungsmaßnahmen teilgenommen haben. Informationen zu sozialversicherungspflichtiger Beschäftigung liegen

[6] Dies wurde mehrfach von den Mitarbeitern des Sozialamts betont und ist auch in den Daten erkennbar. So enthält die Variable Religion lediglich bei ca. 2 % der Fälle einen gültigen Wert.

mit einem hinreichenden Füllgrad bis Ende 2004 vor. Die Zielvariable wurde ab dem Programm- bzw. Sozialhilfeeintritt in zweiwöchigen Intervallen gebildet und liegt für einen Zeitraum von bis zu 12 Monaten nach Programmeintritt vor.[7] Bei einer Programmlaufzeit von bis zu 6 Monaten beobachten wir die Ergebnisvariable für jeden Teilnehmer somit für mindestens 6 Monate nach Austritt aus dem Programm „Arbeit Sofort".

5. Ergebnisse

Der Effekt einer arbeitsmarktpolitischen Maßnahme lässt sich statistisch durch einen Vergleich zwischen einer Gruppe von Teilnehmern an dieser Maßnahme und einer Gruppe von Personen, die an dieser Maßnahme nicht teilgenommen haben, ermitteln. Dies setzt voraus, dass sich Teilnehmer und Nichtteilnehmer außer im Hinblick auf die Maßnahmenteilnahme nicht systematisch voneinander unterscheiden. Bezogen auf ein bestimmtes Evaluationskriterium – hier dem Beschäftigungsstatus – resultiert der Maßnahmeneffekt aus der Differenz zwischen dem Wert, der sich mit Maßnahmenteilnahme und dem Wert, der sich ohne Maßnahmenteilnahme ergibt.

Die genannte Voraussetzung ist dann erfüllt, wenn die Zuordnung in Teilnehmer- und Kontrollgruppe zufällig erfolgt ist. In diesem Fall liefert ein einfacher Vergleich von Teilnehmern und Nichtteilnehmern einen unverzerrten Maßnahmeneffekt. Im vorliegenden Fall ist jedoch davon auszugehen, dass der Zugang in die Maßnahme nicht nach einem reinen Zufallsprinzip erfolgt ist. Dies unterstreicht ein deskriptiver Vergleich einiger ausgewählter beobachtbarer Eigenschaften für Teilnehmer und Nichtteilnehmer. So sind die Teilnehmer im Durchschnitt jünger, sie sind eher männlich, und befanden sich vor Eintritt in die Sozialhilfe zu einem deutlich geringeren Anteil in Beschäftigung.

Ein einfacher Vergleich beider Gruppen deutet zunächst auf einen negativen Effekt der Programmteilnahme hin: Die Teilnehmer weisen mit einem Anteil von 10,5 % einen um ca. 1.8 Prozentpunkte geringeren Anteil aus als die Nichtteilnehmer mit 12,3 %.[8] Angesichts der bereits erwähnten Tatsache, dass die Gruppe der Nichtteilnehmer gezielt auch die Personen umfasst, die bereits eine Beschäftigung in Aussicht hatten, gestattet dieser Befund keine inhaltlichen Schlussfolgerungen. Es ist vielmehr notwendig, die a-priori-Unterschiede zwischen Teilnehmern und Nichtteilnehmern hinsichtlich der Wahrscheinlichkeit für die Aufnahme einer Beschäftigung in geeigneter Form zu berücksichtigen. Im günstigsten Fall lassen sich diese durch beobachtete Merkmale wie etwa die vorhergehende Beschäftigungshistorie modellieren.

Hierfür werden zunächst einfache Probit-Modelle geschätzt. Die abhängige Variable ist die individuelle Beschäftigungswahrscheinlichkeit. Die dem Modell zugrundeliegende latente Variable wird als Linearkombination mehrerer unabhängiger Variablen modelliert. Der Koeffizient für den Teilnahme-Indikator *D* spiegelt den kausalen Effekt der Teilnahme wider. Tabelle 2 gibt die entsprechenden marginalen Effekte wider.

---

[7] Die Beobachtungsperiode von bis zu 12 Monaten ergibt sich dadurch, dass für einige zusätzliche Untersuchungen auch Personen zum Vergleich herangezogen wurden, die nach Beendigung des Projekts in die Sozialhilfe eingetreten sind (vom 15.07. bis zum 31.12.2003). Die Ergebnisse dieser zusätzlichen Untersuchungen weichen qualitativ nicht von den hier berichteten ab.

[8] Bei Personen, für die keine Information über ihren Erwerbsstatus vor und nach Eintritt in Sozialhilfe in den Daten der Bundesagentur für Arbeit aufgefunden wurde, nehmen wir an, dass sie nicht erwerbstätig waren und aus diesem Grund keine Informationen in den Daten vorhanden waren.

Tabelle 1 Deskriptiver Vergleich von Teilnehmern und Nichtteilnehmern

	Teilnehmer	**Nichtteilnehmer**
Ungeförderte Beschäftigung 12 Monate nach Eintritt	0,1053	0,1226
Alter	20,61	21,36
	(1,90)	(2,33)
Geschlecht (Mann=1)	0,60	0,47
Verheiratet	0,04	0,20
Stellung im Haushalt: HH Vorstand oder Ehepartner	0,31	0,17
Stellung im Haushalt: Kind	0,04	0,11
Stellung im Haushalt: Sonstiges	0,65	0,72
Asylberechtigt	0,01	0,05
Flüchtling	0,01	0,01
EU-Ausländer	0,09	0,07
Nicht-EU-Ausländer	0,14	0,20
Kein Schulabschluss / Schulabschluss unbekannt	0,38	0,33
Hauptschule	0,37	0,24
Realschule	0,20	0,32
Fachhochschulreife / Abitur	0,05	0,11
Berufsausbildung	0,06	0,18
Prozentualer Anteil in Beschäftigung im 1. Quartal vor Eintritt in Sozialhilfe	0,02	0,07
Prozentualer Anteil in Beschäftigung im 2. Quartal vor Eintritt in Sozialhilfe	0,03	0,11
Prozentualer Anteil in Beschäftigung im 3. Quartal vor Eintritt in Sozialhilfe	0,04	0,12
Prozentualer Anteil in Beschäftigung im 4. Quartal vor Eintritt in Sozialhilfe	0,06	0,13

In Klammern unter den Mittelwerten sind die Standardabweichungen der Variablen angegeben, falls es sich nicht um Anteilswerte handelt. Teilnehmer: n=189, Nichtteilnehmer: n=928.

Der Punktschätzer deutet im Gegensatz zum einfachen Vergleich der Ergebnisvariablen darauf hin, dass die Teilnahme an „Arbeit Sofort!“ die Beschäftigungswahrscheinlichkeit erhöht. Allerdings ist der Effekt mit 2,1 Prozentpunkten nicht sehr groß und statistisch nicht signifikant.

Zusätzlich zeigt sich, dass Männer eine signifikant höhere Beschäftigungswahrscheinlichkeit aufweisen als Frauen und dass die Beschäftigungswahrscheinlichkeit positiv mit vorheriger Beschäftigung und einer Berufsausbildung korreliert ist, während Verheiratete 12 Monate nach Eintritt in die Sozialhilfe zu einem geringeren Anteil sozialversicherungspflichtig beschäftigt sind.

Das geschilderte Probit-Modell beruht auf spezifischen parametrischen Annahmen. Dazu zählt vor allem, dass der Modellzusammenhang auch für Wertebereiche der erklärenden Merkmale gilt, für die es keine beobachtete Entsprechung zwischen Teilnehmern und Nichtteilnehmern gibt. Dies hat zur Folge, dass das Ergebnis in irreführender Weise von der Verteilung der erklärenden Merkmale beeinflusst werden kann. Im Gegensatz dazu werden beim sogenannten Matching-Verfahren keine parametrischen Annahmen getroffen. Stattdessen wird durch die Bildung von statistischen Zwillingen dafür gesorgt, dass der Vergleich der Teilnehmer nur mit Nichtteilnehmern erfolgt, die den Teilnehmern möglichst ähnlich sind und dass darüber hinaus nur Teilnehmer in den Vergleich eingehen, für die sich vergleichbare Nichtteilnehmer finden lassen. Wir wenden ein Nearest-Neighbor-Matching an, bei dem zu jedem Teilnehmer ein möglichst ähnlicher Nichtteil-

Tabelle 2 Probit-Modell, Beschäftigungswahrscheinlichkeit 12 Monate nach Eintritt in das Programm

Variable	Koeffizient	Robuster Standardfehler	Marginaler Effekt
Teilnahme am Programm (D=1)	0,117	0,139	0,0214
Alter	0,022	0,026	0,0038
Geschlecht (Mann=1)	0,259**	0,103	0,0450
Verheiratet	−0,314**	0,153	−0,0476
Stellung im Haushalt: HH Vorstand oder Ehepartner	−0,008	0,146	−0,0014
Stellung im Haushalt: Kind	−0,008	0,181	−0,0013
Asylberechtigt	−0,000	0,288	−0,0000
Flüchtling	0,016	0,496	0,0028
EU-Ausländer	0,074	0,216	0,0134
Nicht-EU-Ausländer	−0,160	0,154	−0,0260
Hauptschule	−0,006	0,139	−0,0010
Realschule	0,070	0,138	0,0123
Fachhochschulreife / Abitur	0,115	0,192	0,0212
Berufsausbildung	0,309**	0,141	0,0611
Prozentualer Anteil in Beschäftigung im 1. Quartal vor Eintritt in Sozialhilfe	1,080***	0,280	0,1874
Prozentualer Anteil in Beschäftigung im 2. Quartal vor Eintritt in Sozialhilfe	0,237	0,347	0,0411
Prozentualer Anteil in Beschäftigung im 3. Quartal vor Eintritt in Sozialhilfe	0,038	0,395	0,0065
Prozentualer Anteil in Beschäftigung im 4. Quartal vor Eintritt in Sozialhilfe	0,483*	0,278	0,0837
Konstante	−2,049***	0,557	

Loglikelihood: -672,60. Personen, die mehrere IEB-Konten aufweisen, wurden entsprechend gewichtet.
* $p<0,1$, ** $p<0,05$, *** $p<0,01$

nehmer gesucht wird und bei dem ein Nichtteilnehmer mit mehreren Teilnehmern gematcht werden kann. Der Preis für die Anwendung dieses Verfahrens besteht in einer Reduktion der Fallzahl. Statt 1.117 Beobachtungen wie im Probit-Modell stehen bei Anwendung des Matching-Verfahrens nur 396 Beobachtungen zur Verfügung. Allerdings finden wir lediglich für einen Teilnehmer keinen geeigneten Nichtteilnehmer.

Wir wenden ein Propensity-Score Matching an, wobei in einem ersten Schritt die Wahrscheinlichkeit geschätzt wird, an der Maßnahme teilzunehmen. In einem zweiten Schritt werden die Teilnehmer und die Nichtteilnehmer auf Grundlage der Teilnahmewahrscheinlichkeit einander zugeordnet. Der kausale Effekt der Teilnahme ergibt sich anschließend durch einen einfachen Vergleich beider Gruppen miteinander[9].

Vor dem Matching bestehen viele signifikante Unterschiede zwischen Teilnehmern und Nichtteilnehmern. Mit Hilfe des Matchings werden die Teilnehmer und Nichtteilnehmer in Hinblick auf ihre beobachtbaren Unterschiede angeglichen. Die Reduktion der Unterschiede ist zufriedenstellend, siehe Tabelle A1 im Anhang. In Tabelle 3 werden die Ergebnisse des Matching-Ansatzes berichtet. Auch hier ergibt sich ein positiver Effekt der Teil-

[9] Für eine gute Übersicht über die Anwendung von Matching-Verfahren siehe Caliendo und Kopeinig 2008.

Tabelle 3 Matching-Resultate

	Teilnehmer	Nichtteilnehmer	Differenz	Standardfehler	t-Wert
Unmatched	0,108	0,124	−0,016	0,026	−0,62
Matched	0,109	0,074	0,035	0,036	0,97

Für 188 von 189 Teilnehmern wurde ein passender Nichtteilnehmer gefunden. Differenzen in den beobachtbaren Variablen vor und nach dem Matching sind in Tabelle A1 berichtet.

nahme an „Arbeit Sofort!". Der Punktschätzer beträgt 3.5 Prozentpunkte, ist aber nach wie vor nicht signifikant von 0 verschieden.[10], [11]

Sowohl das Probit-Modell als auch das Matching-Modell beruhen auf der Annahme, dass sich Selektionseffekte ausschließlich an beobachteten Merkmalen festmachen lassen. Diese Annahme lässt sich empirisch zwangsläufig nicht überprüfen. Die Berichte der Sachbearbeiter sprechen jedoch dafür, dass für die Maßnahmenzuweisung auch Kriterien eine Rolle spielen, die in den verfügbaren Daten nicht abgebildet sind (Alkoholismus, psychische Probleme, etc.). Zudem ist nicht sicher, ob die a-priori-Beschäftigungsaussichten, die zum Ausschluss von der Programmteilnahme führten, durch beobachtbare Merkmale hinreichend kontrolliert werden können.

Um potenzielle Unterschiede in nichtbeobachtbaren Merkmalen kontrollieren zu können, nutzen wir die Tatsache aus, dass auf der einen Seite die Wahrscheinlichkeit der Maßnahmenteilnahme von der Programmbelegung abhängt, es aber plausibel erscheint, dass die Programmbelegung keinen kausalen Einfluss auf die späteren Erwerbschancen hat. Ist die Programmbelegung hoch, so ist die Wahrscheinlichkeit der Teilnahme relativ gering im Vergleich zur Situation mit geringer Programmbelegung. Bei geringer Programmbelegung treten auch Personen in das Programm ein, die aufgrund beobachtbarer und unbeobachtbarer Eigenschaften bei hoher Auslastung nicht eingetreten wären. Dieser Effekt erlaubt daher die simultane Modellierung des Zugangsprozesses in die Maßnahme und der Erwerbswahrscheinlichkeit mit Hilfe eines bivariaten Probit Modells. Dieser Ansatz ermöglicht es, für eine potenzielle Selektion auf Grundlage von unbeobachteten Eigenschaften zu kontrollieren. Zwar kann hierfür wieder die volle Fallzahl genutzt werden, doch ergeben sich dafür erhöhte statistische Unsicherheiten aufgrund der komplexeren Modellstruktur.

Für die Monate Dezember 2002 und Januar 2003 ist es in den Sozialamtsdaten nicht möglich, zu identifizieren, ob Personen im Dezember oder im Januar in die Sozialhilfe eingetreten sind. Für die Neuantragsteller dieser Monate kann also keine Programmauslastung zu Beginn des Monats ermittelt werden. Dies ist eine zentrale Variable für unsere bivariaten Probitmodelle, weshalb wir diese ohne diese Modelle ohne die Eintrittsmonate 12/2002 und 01/2003 schätzen.[12]

[10] Alternativ haben wir Matching-Modelle gerechnet, bei denen zu jedem Teilnehmer mehrere Nichtteilnehmer gematcht werden. Die Ergebnisse sind robust bezüglich entsprechender methodischer Variation.

[11] In der neueren Literatur zur Messung von kausalen Effekten wird vorgeschlagen, Regressionsverfahren mit Propensities Score oder Matching Verfahren zu kombinieren (siehe bspw. Imbens und Wooldridge 2009). Die Anwendung von Regressionen auf Basis des gematchten Samples führt in unserem Fall zu qualitativ gleichen Ergebnissen.

[12] Eine Schätzung der einfachen Probit-Modelle sowie der Matching Modelle ohne die Eintrittsmonate 12/2002 und 01/2003 ergeben qualitativ gleiche Ergebnisse wir die entsprechenden Schätzungen auf Grundlage des gesamten Samples.

Die zentrale Annahme dieses Ansatzes ist, dass die Programmbelegung keinen Einfluss auf die zukünftige Beschäftigungswahrscheinlichkeit der Sozialhilfeempfänger hat bzw. dass die Programmbelegung nicht mit unbeobachteten Eigenschaften korreliert ist, die gleichzeitig relevant sind für die späteren Beschäftigungsaussichten. Diese zentrale Annahme ist nicht testbar. Dennoch ist eine Überprüfung der Plausibilität dieser Annahme möglich, indem wir vergleichen, inwieweit sich die Neuantragsteller während niedriger, mittlerer und hoher Programmauslastung bezüglich ihrer beobachteten Eigenschaften unterscheiden.[13] Deutliche Unterschiede zwischen den Eintrittskohorten würden darauf hin deuten, dass die Programmauslastung nicht zufällig über die Zeit variiert und dementsprechend auch Unterschiede in (relevanten) unbeobachteten Eigenschaften wahrscheinlich sind. In Tabelle 4 werden die t-Werte für die Unterschiede zwischen der jeweiligen Gruppe im Vergleich zu den beiden anderen Gruppen berichtet. In 5 von 51 Vergleichen beobachten wir einen signifikanten Unterschied in beobachteten Eigenschaften (siehe Tabelle 4).[14] In Monaten mittlerer Auslastung treten signifikant mehr Männer als Frauen in Sozialhilfe ein, in Monaten mittlerer Programmauslastung ist der Anteil der Frauen höher. In Perioden hoher Programmauslastung ist der Anteil der Neuantragsteller die bei ihren Eltern wohnen geringer, während der Anteil an Personen mit einer Fachhochschulreife oder einem Abitur als höchstem Schulabschluss signifikant höher ist (und signifikant niedriger in Monaten geringer Programmauslastung). Auf der anderen Seite liegen keine signifikanten Unterschiede bezüglich dem Anteil der Personen mit abgeschlossener Berufsausbildung und der vorherigen Erwerbshistorie vor, beides Variablen die relevant sind für die Beschäftigungswahrscheinlichkeit 12 Monate nach Eintritt in die Sozialhilfe (siehe Tabelle 2). Insgesamt gesehen deutet der Vergleich der beobachteten Eigenschaften nicht auf eine starke systematische Korrelation von beobachteten Eigenschaften und der Programmauslastung hin. Die signifikanten Unterschiede der Kohorten bezüglich des Geschlechts und des Anteils an Personen mit höherem Schulabschluss deuten aber darauf hin, dass dies nicht auszuschliessen ist und bei der Interpretation der Ergebnisse beachtet werden sollte.

Die Selektionsgleichung, mit der die Wahrscheinlichkeit des Eintritts in das Programm modelliert wird, ist in Anhang in Tabelle A2 dokumentiert. Die Auslastung des Programms, gemessen an der Teilnehmerzahl zum jeweiligen Zeitpunkt des Eintritts in die Sozialhilfe, hat einen signifikant negativen Einfluss auf die Teilnahmewahrscheinlichkeit.

In Tabelle 5 sind die entsprechenden Effekte der Variablen auf die Beschäftigungswahrscheinlichkeit 12 Monate nach Eintritt in die Maßnahme aufgeführt. Auch in diesem Modell ist der gemessene Effekt der Teilnahme auf die Erwerbswahrscheinlichkeit nicht signifikant von 0 verschieden. Allerdings fällt der marginale Effekt sehr deutlich aus. Teilnehmer an „Arbeit Sofort!“ weisen demnach 12 Monate nach Maßnahmebeginn eine um 27 Prozentpunkte höhere Beschäftigungswahrscheinlichkeit auf als Nichtteilnehmer. Diese ökonomisch sehr relevante Größenordnung spricht für die Wirksamkeit des Workfare-Konzepts. Dennoch ist das Ergebnis aufgrund einer zu geringen Fallzahl statistisch nicht belastbar. Vergleicht man den Standardfehler des Maßnahmeneffektes im einfachen Probit Modell mit dem Standardfehler im Modell mit simultaner Selektionskorrektur, so zeigt sich, dass der Standardfehler im bivariaten Probit Modell um den

[13] Die Monate mit geringer Auslastung sind September 2002, April 2003 und August 2003, die Monate mit mittlerer Auslastung sind Februar 2003, März 2003, und Juni 2003, und die Monate mit hoher Programmbelegung umfassen Oktober 2002 November 2002, Mai 2003 und Juli 2003.

[14] Evaluiert auf einem Signifikanzniveau von 5 %. Legt man ein 10 % Niveau zugrunde ergeben sich 8 signifikante Unterschiede.

Tabelle 4 Unterschiede in beobachtbaren Eigenschaften zwischen Neuantragstellern in Abhängigkeit der Programmauslastung: t-Werte für Gleichheit der Mittelwerte

	Geringe Programm-auslastung	**Mittlere Programm-auslastung**	**Hohe Programm-auslastung**
Alter	−0.21	−1	1.14
Geschlecht (Mann=1)	0.47	**2.4**	**−2.72**
Verheiratet	0.03	−1.39	1.31
Stellung im Haushalt: Kind	0.66	1.67	**−2.18**
Stellung im Haushalt: Sonstiges	1.19	0.74	−1.73
Asylberechtigt	1.12	−1.34	0.34
Flüchtling	−0.25	−0.13	0.34
EU-Ausländer	1.33	−0.8	−0.36
Nicht-EU-Ausländer	0.32	−0.68	0.39
Hauptschule	1.33	−0.12	−1.02
Realschule	0.57	−1.59	1.04
Fachhochschulreife / Abitur	**−3.54**	−0.83	**3.83**
Berufsausbildung	1.21	−1.7	0.61
Prozentualer Anteil in Beschäftigung im 1. Quartal vor Eintritt in Sozialhilfe	1.52	−0.26	−1.05
Prozentualer Anteil in Beschäftigung im 2. Quartal vor Eintritt in Sozialhilfe	0.7	0.07	−0.66
Prozentualer Anteil in Beschäftigung im 3. Quartal vor Eintritt in Sozialhilfe	0.82	−0.09	−0.61
Prozentualer Anteil in Beschäftigung im 4. Quartal vor Eintritt in Sozialhilfe	0.93	−0.23	−0.57

Geringe Programmauslastung: September 2002, April 2003 und August 2003
Mittlere Programmauslastung: Februar 2003, März 2003, und Juni 2003
Hohe Programmauslastung: Oktober 2002 November 2002, Mai 2003 und Juli 2003
Ein negatives Vorzeichen impliziert dass das jeweilige Merkmal geringer in der entsprechenden Gruppe ausgeprägt ist als im Rest der Neuantragsteller. Signifikante Unterschiede auf dem 5 % Niveau sind fett gedruckt.

Faktor 4.5 höher liegt.[15] Dies zeigt, dass der Einsatz statistischer Verfahren zur Korrektur des Selektionseffekts dazu führt, dass die geschätzten Effekte mit höherer Varianz versehen sind.[16] Hieraus ergibt sich, dass bei Modellprojekten entweder experimentelle Designs, bei denen die Selektion in das Programm randomisiert wird, Anwendung finden sollten oder aber hinreichend große Fallzahlen für eine belastbare statistische Analyse sicher gestellt werden müssen. Letzteres ist bei Modellprojekten oftmals nicht möglich, da die Anzahl der Programmplätze aus Budgetgründen i. d. R. relativ gering ist.

Sieht man von den interferenzstatistischen Vorbehalten der Ergebnisse einmal ab, muss der im bivariaten Probit-Modell zutage tretende Effekt im Vergleich mit vorliegenden Ergebnissen zur Wirkung von Ein-Euro-Jobs als außerordentlich hoch eingestuft werden (vgl. Hohmeyer/Wolff 2010 und 2011; Thomsen/Walter 2010; Huber et al. 2011). Das

[15] Die Differenz zwischen den Koeffizienten in dem einfachen Probitmodell und dem bivariaten Probitmodell ist nicht signifikant von Null verschieden. Für die Ermittlung der Standardfehler für diesen Vergleich haben wir – auf Basis des eingeschränkten Samples ohne die Monate 12/2002 und 01/2003 – die Differenz der beiden Modelle mit 250 Wiederholungen gebootstrapped.

[16] Für Monte Carlo Studien zur statistischen Inferenz im Rahmen von bivariaten Probit Modellen mit einer endogenen Dummy Variable siehe bspw. Monfardini und Radice (2008) oder Chiburis et al. (2011).

Tabelle 5 Bivariates Probit-Modell: Beschäftigungswahrscheinlichkeit 12 Monate nach Eintritt in das Programm

Variable	Koeffizient	Robuster Standardfehler	Marginaler Effekt
Teilnahme am Programm (D=1)	1,017	0,636	0,2736
Alter	0,029	0,027	0,0056
Geschlecht (Mann=1)	0,229**	0,114	0,0446
Verheiratet	−0,255	0,168	−0,0446
Stellung im Haushalt: HH Vorstand oder Ehepartner	−0,125	0,164	−0,0232
Stellung im Haushalt: Kind	0,042	0,188	0,0084
Asylberechtigt	0,055	0,286	0,0110
Flüchtling	0,070	0,445	0,0141
EU-Ausländer	0,133	0,242	0,0275
Nicht-EU-Ausländer	−0,085	0,162	−0,0160
Hauptschule	−0,033	0,149	−0,0063
Realschule	0,100	0,146	0,0199
Fachhochschulreife / Abitur	0,218	0,198	0,0465
Berufsausbildung	0,281*	0,147	0,0606
% in Beschäftigung im 1. Quartal vor Eintritt	0,959***	0,322	0,1855
% in Beschäftigung im 2. Quartal vor Eintritt	0,233	0,386	0,0451
% in Beschäftigung im 3. Quartal vor Eintritt	0,148	0,415	0,0286
% in Beschäftigung im 4. Quartal vor Eintritt	0,487*	0,284	0,0942
Konstante	−2,287***	0,576	

Loglikelihood: -391,92. Personen, die mehrere IEB-Konten aufweisen, wurden entsprechend gewichtet.
* $p<0{,}1$, ** $p<0{,}05$, *** $p<0{,}01$
Die Gleichung für die Eintrittswahrscheinlichkeit ist im Anhang berichtet, siehe Tabelle A2.

kann neben methodischen Gründen damit zusammenhängen, dass die Maßnahmenzuweisung im Projekt „Arbeit Sofort“ weniger auf Freiwilligkeit setzte als dies bei Ein-Euro-Jobs üblicherweise der Fall ist (Schneider 2006). Es könnte somit ein Hinweis darauf sein, dass der Pflichtcharakter von Workfare eine entscheidende Bedeutung für die Wirksamkeit des Instruments besitzt. Grundsätzlich kann aber auch nicht ausgeschlossen werden, dass die Wirkung mit der lokalen Beschränkung des Projekts zusammenhängt. Dies könnte Handlungsspielräume für die Betroffenen eröffnet haben, die bei einem flächendeckenden Einsatz in diesem Umfang nicht mehr zur Verfügung stehen.

6. Schlussbemerkungen

Die vorliegende Untersuchung geht der Frage nach, ob die Anwendung des Workfare-Prinzips dazu geeignet ist, die Anreizprobleme der Grundsicherung zu überwinden. Das Ergebnis spricht dafür, auch wenn die üblichen statistischen Signifikanzkriterien auf der Grundlage der verwendeten Daten verfehlt werden. Überdies bestätigt sich einmal mehr, dass Selektionseffekte bei der Programmteilnahme zu irreführenden Schlussfolgerungen verleiten können, wenn sie nicht adäquat berücksichtigt werden.

Um Selektionseffekte auszuschließen, müssen entweder im Vorhinein entsprechende Vorkehrungen bei der Programmdurchführung getroffen werden, oder aber es muss im Nachhinein mit Hilfe statistischer Korrekturverfahren für ihre Neutralisierung gesorgt werden. Letzteres erfordert jedoch beträchtlich höhere Fallzahlen als sie im Rahmen von Modellprojekten üblicherweise zur Verfügung stehen.

Um eine höchstmögliche Fallzahlausbeute zu erhalten, wurde eine Verknüpfung von Sozialamtsdaten mit Erwerbsbiographie-Daten der Bundesagentur für Arbeit vorgenommen. Die Studie zeigt, dass eine solche Verknüpfung grundsätzlich eine effiziente Möglichkeit darstellt, den Erfolg von Modellprojekten in der Grundsicherung zu untersuchen. Für mehr als 90 % der untersuchten Fälle ließ sich ein erfolgreicher Datenabgleich herbeiführen. Der Nachteil einer Beschränkung auf Verwaltungsdaten besteht zwar darin, dass die Umstände, unter denen eine Beschäftigung gefunden wird oder auch nicht gefunden wird, im Dunkeln bleiben. Ohne die durchgeführte Verknüpfung wäre die Studie jedoch gar nicht durchführbar gewesen, denn der zu erwartende Rücklauf bei einer Befragung wäre erfahrungsgemäß erheblich niedriger ausgefallen.

Dass die Fallzahl dennoch nicht ausreicht, um statistisch signifikante Ergebnisse zu erhalten, resultiert aus einem Projektdesign, das unbeobachteten Selektionseffekten unterliegt. Hier offenbart sich ein verbreitetes Dilemma von Modellprojekten: Die Praxis der Projektdurchführung lässt sich häufig nicht mit den Anforderungen an eine belastbare Aussagefähigkeit der Ergebnisse in Einklang bringen. Die Gründe dafür sind zahlreich und nicht immer leicht zu überwinden. Mal sind es haushaltstechnische Gründe, die dazu zwingen, ein Programm mit Teilnehmern zu füllen, mal sind es fachliche Erwägungen der zuständigen Sachbearbeiter, die sich sowohl schwer damit tun, Probanden, die sie für die Teilnahme geeignet halten, zugunsten höherer Einsichten von der Teilnahme abzuhalten als auch damit, aus ihrer Sicht ungeeignete Kandidaten aus Gründen des Projektdesigns für die Teilnahme zuzulassen. Neben der quantitativen Analyse kann es durchaus sinnvoll sein, zusätzlich qualitative Verfahren zur Evaluation von Maßnahmen anzuwenden. Insbesondere bei Modellprojekten kann dies zu wichtigen Einsichten führen, da hier die Wirkungskanäle von Programmen sowie mögliche Probleme bei der Implementierung aufgrund des Pilotcharakters der Programme oftmals (noch) nicht bekannt sind.

Darüber hinaus werden immer wieder vermeintlich moralische Argumente vorgebracht, wonach es nicht mit dem Gleichbehandlungsgrundsatz vereinbar sei, jemandem bewusst etwas vorzuenthalten, was jemand anderem bewusst gewährt werde. Dass es trotzdem auch anders geht, zeigen die erfolgreich durchgeführten Modellprojekte im Rahmen des bereits erwähnten MoZArT-Projekts, bei denen eine echte Zufallssteuerung bei der Programmzuweisung zum Einsatz kam. Leider bilden solche Beispiele in Deutschland bis heute eine seltene Ausnahme in der Praxis von Modellprojekten. Im Übrigen ist nur schwer nachvollziehbar, wieso ein Prinzip, das in der Medizin allgemein anerkannt und als unverzichtbar angesehen wird, in der arbeitsmarktpolitischen Praxis nicht gelten soll.

Insofern ist die vorliegende Studie auch als ein Plädoyer dafür zu verstehen, dem Grundsatz eines erkenntnisorientierten Projektdesigns Vorrang vor kurzfristigen pragmatischen Erwägungen einzuräumen. Dies bedeutet die Vermeidung von unkontrollierten Selektionseffekten bei der Zuweisung in die Programmteilnahme. In der Praxis ist dies mitunter einfacher als oft angenommen, wie beispielsweise die Möglichkeit der Nutzung von Beschränkungen der Programmkapazität als Quasi-Zufallsprozess zeigt. Die Durchführung von Modellprojekten ohne Chance auf Erkenntnisgewinn stellt eine Vergeudung von Ressourcen dar. Die langfristigen Kosten des Nicht-Wissens dürften bedeutend höher sein als die kurzfristig auftretenden Kosten eines konsequent erkenntnisorientierten Projektdesigns. Die Implementierung von experimentellen Designs setzt allerdings eine enge Kooperation mit den relevanten Akteuren der beteiligten Institutionen voraus, um bspw. eine randomisierte Zuweisung in Teilnehmer- und Kontrollgruppe zu gewährleisten. Der zeitliche Aufwand für die Implementierung eines „sauberen“ experimentellen Designs kann hierbei beträchtlich sein, sollte aber i. d. R. aufgrund des daraus resultierenden Erkenntnisgewinns gerechtfertigt sein.

Anhang

Tabelle A1 Unterschiede in beobachteten Variablen vor und nach dem Matching

Variable	Sample	Mittelwert Teilnehmer	Mittelwert Nichtteilnehmer	%Bias	%Bias-Reduktion	t	p>|t|
	Unmatched	20,545	21,303	−35,6		−4,17	0,000
Alter	Matched	20,553	20,697	−6,7	81,0	−0,71	0,480
	Unmatched	0,58201	0,47629	21,3		2,66	0,008
Geschlecht	Matched	0,57979	0,56383	3,2	84,9	0,31	0,755
	Unmatched	0,04233	0,20151	−50,1		−5,32	0,000
Verheiratet	Matched	0,04255	0,03723	1,7	96,7	0,26	0,793
Stellung HH	Unmatched	0,32275	0,17457	34,7		4,69	0,000
Vorstand/Ehep.	Matched	0,31915	0,31383	1,2	96,4	0,11	0,912
Stellung im	Unmatched	0,04233	0,11422	−27,0		−2,99	0,003
HH: Kind	Matched	0,04255	0,03723	2,0	92,6	0,26	0,793
	Unmatched	0,01587	0,04634	−17,6		−1,92	0,055
Asylberechtigt	Matched	0,01596	0,00532	6,1	65,1	1,00	0,316
	Unmatched	0,01587	0,01616	−0,2		−0,03	0,977
Flüchtling	Matched	0,01596	0,0266	−8,5	−3558,6	−0,71	0,476
	Unmatched	0,08995	0,06789	8,2		1,07	0,284
EU-Ausländer	Matched	0,08511	0,07979	2,0	75,9	0,19	0,852
Nicht-EU-	Unmatched	0,14286	0,20474	−16,4		−1,96	0,050
Ausländer	Matched	0,14362	0,14894	−1,4	91,4	−0,15	0,884
	Unmatched	0,38624	0,24030	31,8		4,17	0,000
Hauptschule	Matched	0,38298	0,40426	−4,6	85,4	−0,42	0,674
	Unmatched	0,20635	0,30927	−23,7		−2,84	0,005
Realschule	Matched	0,20745	0,18617	4,9	79,3	0,52	0,605
Fachhochschul-	Unmatched	0,04762	0,11746	−25,6		−2,85	0,004
reife							
Abitur	Matched	0,04787	0,04787	0,0	100	0,00	1,000
	Unmatched	0,06349	0,17888	−35,9		−3,97	0,000
Berufsausbil-	Matched	0,06383	0,06915	−1,7	95,4	−0,21	0,837
dung							
Beschäftigung	Unmatched	0,01712	0,07006	−31,4		−3,18	0,002
1. Quartal vor	Matched	0,01721	0,02262	−3,2	89,8	−0,49	0,628
Eintritt							
Beschäftigung	Unmatched	0,03122	0,11498	−35,6		−3,81	0,000
2. Quartal vor	Matched	0,03139	0,04945	−7,7	78,4	−1,01	0,311
Eintritt							
Beschäftigung	Unmatched	0,04378	0,12674	−32,4		−3,55	0,000
3. Quartal vor	Matched	0,04401	0,05676	−5,0	84,6	−0,62	0,537
Eintritt							
Beschäftigung	Unmatched	0,06617	0,13691	−25,1		−2,84	0,005
4. Quartal vor	Matched	0,06513	0,06750	−0,8	96,6	−0,10	0,921
Eintritt							

Leichte Abweichungen in den Werten für Personen vor dem Matching im Vergleich zu den in Tabelle 1 berichteten Werten treten aufgrund von fallweisem Ausschluss bei fehlenden Werten einzelner Variablen im Matchingverfahren auf.

Tabelle A2 Bivariates Probit-Modell: Eintrittswahrscheinlichkeit in das Programm

Variable	Koeffizient	Robuster Standardfehler
Programmbelegung	−0,029***	0,005
Alter	0,015	0,024
Geschlecht (Mann=1)	0,008	0,106
Verheiratet	−0,903***	0,208
Stellung im Haushalt: HH Vorstand oder Ehepartner	0,389***	0,133
Stellung im Haushalt: Kind	−0,526**	0,214
Asylberechtigt	−0,614**	0,311
Flüchtling	0,1484	0,396
EU-Ausländer	0,474**	0,208
Nicht-EU-Ausländer	−0,113	0,159
Hauptschule	0,433***	0,133
Realschule	−0,113	0,140
Fachhochschulreife / Abitur	−0,172	0,218
Berufsausbildung	−0,517***	0,188
% in Beschäftigung im 1. Quartal vor Eintritt	−1,190***	0,417
% in Beschäftigung im 2. Quartal vor Eintritt	−0,525	0,627
% in Beschäftigung im 3. Quartal vor Eintritt	−0,259	0,569
% in Beschäftigung im 4. Quartal vor Eintritt	0,020	0,308
Konstante	1,567**	0,700
Rho	−0,541	0,31

* $p<0,1$, ** $p<0,05$, *** $p<0,01$

Literatur

Ashenfelter, O. (1987), The Case for Evaluating Training Programs with Randomized Trials. Economics of Education Review 6: 333-338.

Bender, S., S. Koch, S. Meßmann, U. Walwei (2008), Was muten sich Arbeitslose zu? Lohnkonzessionen von ALG II-Empfängern. Sozialer Fortschritt 57: 75-85.

Blank, R. M. (2002), Evaluating Welfare Reform in the United States. Journal of Economic Literature 40: 1105-1166.

Blundell, R., M. C. Dias (2009), Alternative Approaches to Evaluation in Empirical Microeconomics. Journal of Human Resources 44: 565-640.

Bonin, H., A. Falk, H. Schneider (2007), Workfare – Praktikabel und gerecht. ifo Schnelldienst 4/2007: 33-37.

Bonin, H., W. Kempe, H. Schneider (2003), Kombilohn oder Workfare? Zur Wirksamkeit zweier arbeitsmarktpolitischer Strategien. Vierteljahrshefte zur Wirtschaftsforschung 72: 51-67.

Brinkmann, G. (2002), Zur Evaluation der aktiven Arbeitsförderung nach dem SGB III – Monitoring und Wirkungsforschung im Umbruch. Mitteilungen aus der Arbeitsmarkt- und Berufsforschung 33: 483-499.

Caliendo, M., S. Kopeinig (2008), Some Practical Guidance for the Implementation of Propensity Score Matching. Journal of Economic Surveys 22: 31-72.

Caliendo, M., V. Steiner (2005), Aktive Arbeitsmarktpolitik in Deutschland: Bestandsaufnahme und Bewertung der mikroökonomischen Evaluationsergebnisse. Zeitschrift für Arbeitsmarktforschung 38: 396-418.

Card, D., P. Ibarrarán, J. M. Villa (2011), Building in an Evaluation Component for Active Labor Market Programs: A Practitioner's Guide. IZA Discussion Paper No. 6085, Bonn.

Chiburis, R. C., J. Das, M. Lokshin (2011), A Practical Comparison of the Bivariate Probit and Linear IV Estimators. World Bank Policy Research Working Paper No. 5601.

Christofides, L. N. (2000), Social Assistance and Labour Supply. Canadian Journal of Economics 33: 715-741.

Heckman, J. J., J. Smith (1995), Assessing the Case for Social Experiments. Journal of Economic Perspectives 9: 85-110.
Hess, D. H. Schröder, M. Smid, C. Reis (2004), MoZArT – Neue Strukturen für Jobs – Abschlussbericht der wissenschaftlichen Begleitforschung. Bundesministerium für Wirtschaft und Arbeit (Hrsg.), Dokumentation Nr. 541, Berlin.
Hohmeyer, K., J. Wolff (2010), Wirkungen von Ein-Euro-Jobs für ALG-II-Bezieher – Macht die Dosierung einen Unterschied? IAB-Kurzbericht 4/2010, Nürnberg.
Hohmeyer, K., J. Wolff (2011), A Fistful of Euros. Is the German One-Euro Job Workscheme Effective for Participants? International Journal of Social Welfare, doi: 10.1111/j.1468-2397.2011.00830.x.
Huber, M., M. Lechner, C. Wunsch, T. Walter (2011), Do German Welfare-to-Work Programmes Reduce Welfare and Increase Work? German Economic Review 12: 182-204.
Imbens, G., J. Wooldridge (2008), Recent Developments in the Econometrics of Program Evaluation. Journal of Economic Literature 47: 5 – 86.
Jacobebbinghaus, P., S. Seth (2007), The German Integrated Employment Biographies Sample IEBS. Schmollers Jahrbuch 127: 335-342.
Lee, M.-J. (2005), Micro-Econometrics For Policy, Program and Treatment Effects. Oxford University Press.
List, J. A. (2011), Why Economists Should Conduct Field Experiments and 14 Tips for Pulling One Off. Journal of Economic Perspectives 25: 3-16.
Martin, J. P., D. Grubb (2001), What works and for whom: A review of OECD countries' experience with active labour market policies. Swedish Economic Policy Review 8: 9-56.
Monfardini, C., R. Radice (2011), Testing Exogeneity in the Bivariate Probit Model: A Monte Carlo Study. Oxford Bulletin of Economics and Statistics: 271-282.
Schneider, H. (2006), Workfare – Das IZA-Modell zur Überwindung der Sozialstaatsfalle. Deutscher Bundestag, Ausschuss für Arbeit und Soziales, Ausschussdrucksache 16(10) 451, 11. Oktober 2010, Berlin.
Schneider, H. (2008), Die Veränderung der Lohnersatzleistungen und die Reform der Vermittlungsprozesse im SGB III. Vierteljahrshefte zur Wirtschaftsforschung 77: 20-37.
Schneider, H., C. Lang, M. T. W. Rosenfeld, W. Kempe, J. Kolb (2002a), Anreizwirkungen der Sozialhilfe auf das Arbeitsangebot im Niedriglohnbereich. Baden-Baden: Nomos Verlagsgesellschaft.
Schneider, H., K. F. Zimmermann, H. Bonin, K. Brenke, J. Haisken-DeNew, W. Kempe (2002b), Beschäftigungspotenziale einer dualen Förderstrategie im Niedriglohnbereich. IZA Research Report No. 5, Bonn.
Schneider, H., A. Uhlendorff (2005), Transitions from Welfare to Employment: Does the Ratio between Labor Income and Social Assistance Matter? Schmollers Jahrbuch 125: 51-61.
Schneider, H., A. Uhlendorff, K. F. Zimmermann (2011), Mit Workfare aus der Sozialhilfe? Lehren aus einem Modellprojekt. Zeitschrift für Arbeitsmarktforschung 44(1-2): 197-203.
Thomsen, S., T. Walter (2010), Ein-Euro-Jobs in Deutschland verfehlen ihre Beschäftigungsziele deutlich. ZEW Wachstums- und Konjunkturanalysen 03: 8-9.
Trube, A., F. Luschei (2002), Experimente in der Arbeitsmarktpolitik? Über die Implementation, Durchführung und Evaluation eines Modellprojekts im Experimental-Kontrollgruppen-Design. Beiträge zur Arbeitsmarkt- und Berufsforschung 260: 21-57.

Priv.-Doz. Dr. Hilmar Schneider, Forschungsinstitut zur Zukunft der Arbeit (IZA), Schaumburg-Lippe-Str. 9, 53113 Bonn, Germany.
schneider@iza.org

Arne Uhlendorff, Universität Mannheim, Fakultät für Rechtswissenschaft und Volkswirtschaftslehre, L 7 3-5, 68161 Mannheim, Germany.
uhlendorff@uni-mannheim.de

Prof. Dr. Klaus F. Zimmermann, Forschungsinstitut zur Zukunft der Arbeit (IZA), Schaumburg-Lippe-Str. 9, 53113 Bonn, Germany.
zimmermann@iza.org