

## Eingliederungszuschüsse und Entgeltsicherung für Ältere – Analysen auf Basis natürlicher Experimente

Von Andreas Ammermüller, Bernhard Boockmann, Michael Maier und Thomas Zwick\*

**Zusammenfassung:** Dieses Papier beschreibt Ergebnisse einer Evaluation von Eingliederungszuschüssen (EGZ) und Entgeltsicherung für ältere Arbeitnehmer. Es wird untersucht, ob förderberechtigte Personen im Vergleich zur Situation ohne diese Instrumente früher aus Arbeitslosigkeit in Beschäftigung wechseln. Die Ergebnisse der Evaluation wurden auf Basis natürlicher Experimente und unter Verwendung der reichhaltigsten Datenquelle in Deutschland, den Integrierten Erwerbsbiographien (IEB), bestimmt. Die Schätzungen weisen nicht auf Mitnahmeeffekte hin und zeigen, dass durch die Förderung durch EGZ zusätzliche Arbeitsplätze entstanden. Für die Entgeltsicherung ergeben sich keine signifikanten Effekte.

**Summary:** This paper describes the results of an evaluation of integration subsidies (Eingliederungszuschuss) and wage subsidies (Entgeltsicherung) for older employees in Germany. We examine if unemployed eligible to these subsidies get work earlier than in a situation without these instruments of active labour market policy. The results of this evaluation were obtained on the basis of natural experiments using the most comprehensive data source available in Germany for these purposes, the integrated employment histories (IEB). Our estimations show that there are few deadweight losses and that additional jobs have been created for the eligible group by integration subsidies. There are no significant effects of wage subsidies, however.

### 1 Einleitung

Seit einigen Jahren wird die Situation älterer Arbeitsloser in Deutschland intensiv diskutiert. Ältere Arbeitslose werden von Unternehmensseite oft als weniger produktiv und flexibel und zudem als teurer als jüngere Arbeitnehmer angesehen (Bellmann et al. 2003, Boockmann und Zwick 2004, Koller und Gruber 2001). Die Folgen sind hohe Arbeitslosenquoten und Arbeitslosigkeitsdauern älterer Arbeitsloser (Fitzenberger und Wilke 2004). Zur Verbesserung der Beschäftigungssituation älterer Arbeitnehmer wurden im Rahmen der aktiven Arbeitsmarktpolitik verschiedene Programme eingeführt. Die vorliegende Studie untersucht den Eingliederungszuschuss (EGZ), ein zeitlich befristeter Zuschuss für einstellende Unternehmen, der 1998 eingeführt wurde, um Arbeitnehmer mit nachteiligen individuellen Arbeitsmarktcharakteristika zu unterstützen. Mit Gesamtausgaben in Höhe von 0,9 bis 1,3 Mrd. Euro pro Jahr und einem Anteil von circa 5 % der Ausgaben ist er einer der größeren Programme der aktiven Arbeitsmarktpolitik in Deutschland (Caliendo und Steiner 2005). Zusätzlich wird die 2003 eingeführte Entgeltsicherung (Egs) für ältere Arbeitnehmer analysiert, die die Aufnahme einer geringer entlohnten Beschäfti-

\* Zentrum für Europäische Wirtschaftsforschung (ZEW), Mannheim, E-Mail: [ammermueller@zew.de](mailto:ammermueller@zew.de), [boockmann@zew.de](mailto:boockmann@zew.de), [maier@zew.de](mailto:maier@zew.de), [zwick@zew.de](mailto:zwick@zew.de)

gung erleichtern soll, indem sie einen Teil der Nettoentgeltdifferenz zur vorherigen Beschäftigung ausgleicht.

Mit Ausnahme von Jaenichen (2002) wurden in Deutschland aufgrund mangelnder Daten Eingliederungszuschüsse auf Mikroebene noch nicht evaluiert. Die vorliegende Studie ist die erste, die auf der Grundgesamtheit der Förderberechtigten basiert, wie sie sich in den Prozessdaten der Bundesagentur für Arbeit abbildet. Damit werden zum einen Messfehler wie in Umfragedaten vermieden, zum anderen liegen Informationen aller von der Maßnahme betroffenen Individuen vor. Im Folgenden beschränken wir uns auf den EGZ für ältere Arbeitnehmer, ein gesondertes Programm im Rahmen der Eingliederungshilfen, sowie die Entgeltsicherung. Die Förderfähigkeit hängt vom Alter und weiteren Kriterien ab, die in der verwendeten Datengrundlage enthalten sind. Änderungen dieser Kriterien zur Berechtigung des Bezugs können als natürliches Experiment verwendet werden, um den kausalen Effekt der Maßnahmen zu bestimmen.

Eingliederungszuschüsse und Entgeltsicherung werfen zwei politikrelevante Fragen auf, die unterschieden werden sollten (siehe hierzu etwa den Überblicksartikel von Marx 2001):

- Führen diese Subventionen im Vergleich zur Situation der Nichtförderung zu einem früheren Abgang aus der Arbeitslosigkeit?
- Führen die Subventionen zu mehr *ungeförderter* Beschäftigung?

Die zweite Frage wird in den meisten Evaluationsstudien aktiver Arbeitsmarktpolitik behandelt, und ist insbesondere bei Eingliederungszuschüssen von Interesse. Empirische Untersuchungen von Einstellungssubventionen finden sich etwa in Forslund et al. (2004), Sianesi (2003) oder Hujer et al. (2002).

In dieser Studie beschäftigen wir uns ausschließlich mit der ersten Frage, die in der Literatur oft vernachlässigt wird. Die Fragestellung ist hierbei, ob Subventionen Wirkungen auf das Einstellungsverhalten der Arbeitgeber haben. Die Maßnahme (das Treatment) ist definiert als die Berechtigung, eine Förderung zu erhalten; die Ergebnisvariable ist der Abgang aus der Arbeitslosigkeit bzw. die Aufnahme einer Beschäftigung. Falls die Wahrscheinlichkeit eines solchen Überganges in der Teilnehmergruppe von der Maßnahme unbeeinflusst ist, muss das Programm als wirkungslos angesehen werden. In gewissem Sinne kann diese Frage als Vorbedingung zur Beantwortung der zweiten angesehen werden: Die Frage nach den Auswirkungen subventionierter Einstellungen auf die reguläre Beschäftigung ist gegenstandslos, wenn das Einstellungsverhalten nicht durch die Subvention beeinflusst wird. Damit ist die Beantwortung der ersten Frage zentral für die Analyse der zweiten Frage.<sup>1</sup>

<sup>1</sup> Jaenichen (2002) vergleicht eine Kontrollgruppe Arbeitsloser mit EGZ-geförderten Arbeitnehmern und untersucht die Beschäftigungssituation der beiden Gruppen in der Folgezeit. Dieser Ansatz hat Elemente beider obigen Fragen. Allerdings kann der kausale Effekt des Zuschusses auf den Abgang aus der Arbeitslosigkeit nicht auf diese Weise analysiert werden, da per Definition alle Individuen der Teilnehmergruppe beschäftigt sind.

Es gibt eine Reihe von Gründen, die gegen die Wirksamkeit von Eingliederungszuschüssen auf die Anzahl und die Zusammensetzung von Einstellungen sprechen. Der wichtigste Grund ist das Vorliegen von Mitnahmeeffekten (Buslei und Steiner 1999, Hujer und Caliendo 2003, Meyer 1995a). Ein Mitnahmeeffekt tritt auf, wenn ein Arbeitgeber den Zuschuss in Anspruch nimmt, die eingestellten Arbeitnehmer aber auch ohne Förderung eingestellt hätte. Weitere Gründe für ein unverändertes Einstellungsverhalten können auch zu geringer finanzieller Förderung, zu hoher administrativer Aufwand oder zu niedriger Bekanntheitsgrad der Fördermaßnahme sein (Marx 2001). Diese weiteren Faktoren können bestenfalls mit Implementationsstudien untersucht werden (siehe Abschnitt 2). Mitnahmeeffekte beziehen sich hingegen auf eine kontrafaktische Größe, die geschätzt werden muss.

Falls keine Experimente wie die in Meyer (1995a) beschriebenen möglich sind, wird zur Analyse der kausalen Effekte der Förderung eine quasiexperimentelle Variation der Förderfähigkeit benötigt. In der vorliegenden Studie wird dafür eine Änderung der Förderregeln als „natürliches“ Experiment verwendet. Vor dem 1. Januar 2002 war ein Zuschuss in Form von EGZ nur für Langzeitarbeitslose unter den älteren Arbeitnehmern verfügbar. Diese Voraussetzung entfiel 2001 durch Inkrafttreten des „JobAktiv“-Gesetzes. Seither kann der Zuschuss für alle Einstellungen von Arbeitnehmern über 50 Jahren gewährt werden. Die Entgeltsicherung wurde am 1. Januar 2003 für Arbeitslose über 50 Jahren eingeführt. Somit entstand eine neue Förderungsmöglichkeit für diese Zielgruppe.

Der Ansatz der vorliegenden Untersuchung vergleicht die Veränderung der Beschäftigungschancen von Arbeitslosen zwischen 50 und 51 bzw. 52 Jahren mit denen der Altersgruppe von 48 bis 49 Jahren. Die Maßnahme besteht damit in der Möglichkeit der Förderung und nicht in der tatsächlichen Teilnahme an dem Programm. In einem weiteren Schritt wird die geschätzte Zahl zusätzlicher Stellen mit der Anzahl der Förderungen verglichen. Die Differenz zwischen diesen Größen kann als Mitnahmeeffekt interpretiert werden.

Neben Mitnahmeeffekten stellt sich die Frage, ob durch Einstellungen geförderter Arbeitnehmer nicht förderberechtigte Personen verdrängt werden. Diese Substitutionseffekte können in einem einfachen statischen Arbeitsnachfragemodell verdeutlicht werden (Hujer et al. 2002). Aber selbst beim Vorliegen von Substitutionseffekten muss die Arbeitsnachfrage nach nicht geförderten Arbeitnehmern aufgrund von Skaleneffekten nicht notwendigerweise sinken: Die Produktion wird ausgeweitet, falls die Arbeitskosten im Ganzen sinken. Daten auf Firmenebene oder höherer Aggregationsstufen können zur Abschätzung von Substitutionseffekten innerhalb von Unternehmen oder von gesamtwirtschaftlichen Verdrängungseffekten verwendet werden. Mit Daten des IAB-Betriebspanels finden Hujer et al. (2002) keine langfristigen Nettoeffekte von Fördermaßnahmen für eine Ausweitung der Beschäftigung auf Firmenebene. Dies kann dahingehend interpretiert werden, dass sich etwaige Effekte auf individueller Ebene nicht auf neu geschaffene Stellen zurück führen lassen, sondern auf firmeninterner Substitution geförderter und nicht geförderter Arbeit beruhen.

Substitutions- und Verdrängungseffekte wie auch Mitnahmeeffekte sind für die Ausgestaltung arbeitsmarktpolitischer Maßnahmen von großer Bedeutung, da diese Politikmaßnahmen hohe Kosten verursachen und die zur Finanzierung notwendigen Steuern verzerrende

Wirkung haben (Buslei und Steiner 1999). Das eigentliche Interesse an der Quantifizierung des Mitnahmeeffektes liegt neben der Tatsache, dass es der erste Schritt einer umfassenden Evaluationsstudie ist, in der Analyse der Effektivität des untersuchten Programms für die Zielgruppe. Wenn die Beschäftigung einer bestimmten Gruppe gefördert werden soll, kann auch ein Programm mit keinem Gesamtbeschäftigungseffekt politikrelevant sein. Die vorliegende Studie ist die erste, die das Ausmaß von Mitnahmeeffekten mit Prozessdaten abzuschätzen versucht.<sup>2</sup> Ein Vorteil dieser Datenquelle ist, dass die Beobachtungszahlen für das hier gewählte Evaluationsdesign ausreichend sind.

Das Papier ist wie folgt gegliedert: Im nächsten Abschnitt wird der Eingliederungszuschuss sowie die Entgeltsicherung für ältere Arbeitnehmer beschrieben und in die aktive Arbeitsmarktpolitik in Deutschland eingeordnet. Im Anschluss daran werden der Datensatz und die Definition der Ergebnisvariablen beschrieben. Abschnitt 4 enthält den Schätzansatz und diskutiert mögliche Probleme. Empirische Ergebnisse und weitere Diskussionen werden in den folgenden beiden Abschnitten präsentiert.

## 2 Beschreibung der Instrumente

Eingliederungszuschüsse gehören zu den wichtigsten Instrumenten der aktiven Arbeitsmarktpolitik in Deutschland. Bis 1998 gab es verschiedene parallele Programme: Strukturanpassungsmaßnahmen (SAM) für Ostdeutschland, Beschäftigungshilfen (Bhi), den Eingliederungsvertrag, Beihilfen im Rahmen des Arbeitsförderungsgesetzes, das Jugendsofortprogramm (JUMP) sowie Eingliederungszuschüsse bei Neugründung (EZN). Seit 1998 ist die Gesetzesgrundlage für Einstellungszuschüsse das Sozialgesetzbuch III (SGB III). Abgesehen von Eingliederungszuschüssen bei Neugründung wurden andere Beihilfen neben dem neu eingeführten Eingliederungszuschuss (EGZ) stufenweise abgebaut. Die Zahl der Teilnehmer stieg nach 1998 deutlich an und erreichte im Februar 2003 mit mehr als 160000 durch EGZ geförderten Arbeitnehmern ein Maximum (siehe Abbildung 1). In den Folgejahren ging wie auch bei anderen Arbeitsmarktprogrammen die Anzahl der Förderfälle zurück. Im September 2005 wurden 60000 Arbeitnehmer gefördert. Die Förderungen im Rahmen des EGZ für Ältere stiegen von 25000 im Januar 2000 auf 75000 im Februar 2003.

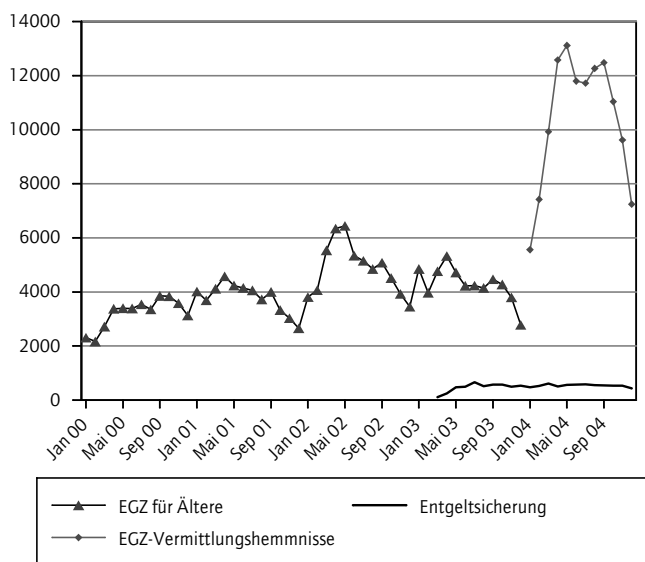
Der EGZ ist eine Zahlung an den Arbeitgeber, die aus einem Anteil an den standardisierten Arbeitskosten (Bruttolohn gemäß Tarifvertrag) sowie einer pauschalen Beihilfe zu den Arbeitgeberbeiträgen der Sozialversicherung besteht. Falls das Arbeitsverhältnis innerhalb einer bestimmten Frist nach Ende der Unterstützungszahlung beendet wird, kann der Arbeitgeber nach dem Gesetz verpflichtet werden, Teile der Beihilfe zurückzuerstatten. Weder Arbeitgeber noch Arbeitnehmer können einen rechtlichen Anspruch auf Gewährung des EGZ geltend machen, die Entscheidung hierüber liegt bei den Arbeitsvermittlern der lokalen Arbeitsagenturen.

Das Ziel des EGZ ist die Erleichterung der Einstellung von Personen mit individuellen Nachteilen auf dem Arbeitsmarkt. 1998 wurden drei Varianten eingeführt: EGZ während

<sup>2</sup> Leider liegen uns keine Informationen über die Nutzung der Entgeltsicherung vor. Somit beschränkt sich die Analyse der Mitnahmeeffekte auf den EGZ für Ältere.

Abbildung 1

### Monatliche Zutritte in Förderung durch Eingliederungszuschüsse und Entgeltsicherung



Quelle: BA-Daten und IAB-Daten, eigene Berechnungen.

der Einarbeitungszeit, EGZ für Arbeitnehmer mit Vermittlungsschwierigkeiten sowie EGZ für Ältere. Das Gesetz definierte Ältere als Arbeitnehmer über 55 Jahren, jedoch wurde das Alter bald per Durchführungsverordnung auf 50 Jahre reduziert.

Die Förderungsdauer und -höhe unterscheidet sich für die drei Varianten. Ältere Arbeitnehmer können mit dem höchsten Satz gefördert werden. Die reguläre Beihilfe umfasst 50 % der standardisierten Lohnkosten über einen Zeitraum von 24 Monaten. Bei Vorliegen bestimmter Gründe kann die Förderhöhe auf 70 % und die Förderdauer auf höchstens 70 Monate erhöht werden, allerdings müssen die Beihilfen nach 24 Monaten reduziert werden.

Mit dem dritten Gesetz für moderne Dienstleistungen am Arbeitsmarkt (auch als Hartz III-Gesetz bezeichnet) wurden die EGZ neu ausgerichtet. Die Hauptziele der Reform waren die Zusammenfassung unterschiedlicher EGZ und höhere Autonomie der lokalen Arbeitsagenturen bei der Anwendung der Programme. Für Details der Reformen wird auf ZEW, IAT und IAB (2005) verwiesen.

Das in dieser Studie untersuchte natürliche Experiment ist eine Änderung der Förderkriterien vor den Hartz-Reformen. Vor dem 1. Januar 2002 wurden die EGZ für Ältere nur gewährt, falls die eingestellte Person entweder langzeitarbeitslos oder im Jahr vor der Einstellung mindestens sechs Monate lang arbeitslos gemeldet war (§ 218 SGB III). Diese Einschränkung wurde durch das „Job-Aktiv-Gesetz“ von 2001 aufgehoben. Seit 1. Januar 2002 können alle Einstellungen von Arbeitnehmern über 50 Jahren mit EGZ gefördert werden. Die Ausdehnung des förderfähigen Personenkreises könnte dazu beigetragen ha-

ben, dass die EGZ zunehmend für Arbeitnehmer zwischen 50 und 55 Jahren eingesetzt wurden. 2000 machte diese Altersgruppe 44,6% aller EGZ-Förderungen aus, 2003 stieg dieser Anteil auf 63,5% (ZEW, IAB und IAT 2005: Statistischer Anhang).

Mitnahmeeffekte sind insbesondere dann zu vermuten, wenn sich Arbeitgeber und Arbeitnehmer bereits kennen. Für Arbeitsvermittler ist oft schwer einschätzbar, ob ein Unternehmen einen Arbeitslosen ohne Zuschuss tatsächlich nicht einstellen würde. Bisherige Erfahrungen mit dem Arbeitgeber bieten lediglich grobe Anhaltspunkte. In der Implementationsanalyse (ZEW, IAB und IAT 2005) antworteten die Arbeitgeber auf die Frage nach den Gründen für die Beantragung von EGZ häufig, dass diese Zuschüsse die Beschäftigung eines Arbeitnehmers ermöglichen, über dessen Eignung Zweifel bestehen. Allerdings geben die Hälfte der Arbeitgeber, die EGZ bekamen, an, dass ihr Einstellungsverhalten durch die EGZ nicht beeinflusst wurde (ZEW, IAB und IAT 2005: 140). Die Ergebnisse der Implementationsanalyse legen daher den Schluss nahe, dass die Frage nach Mitnahmeeffekten für Einstellungszuschüsse in Deutschland äußerst relevant ist.

Eine weitere Art von Lohnsubventionen ist die „Entgeltsicherung für ältere Arbeitnehmer“ (Egs). Die Egs wurde durch das erste Hartz-Gesetz mit befristeter Geltung ab Januar 2003 bis Dezember 2005 als neues Förderinstrument in das SGB III aufgenommen und inzwischen bis Dezember 2007 verlängert. Anders als bei EGZ oder anderen Lohnkostenzuschüssen für Arbeitgeber, mit denen über eine (temporäre) Senkung der Arbeitskosten Einfluss auf die Arbeitsnachfrage genommen werden soll, setzt die Entgeltsicherung am Reservationslohn der Arbeitsuchenden an und wird an den Arbeitnehmer gezahlt. So ist die Gewährung der Förderung an die Aufnahme einer im Vergleich zum bisherigen Arbeitsentgelt niedriger entlohten Tätigkeit geknüpft. Eine Besonderheit ist ferner, dass Höhe und Dauer der Förderung durch die bei Arbeitslosigkeitsbeginn bestehenden Leistungsansprüche bestimmt sind.

Die Egs setzt sich aus einem Zuschuss zum Arbeitsentgelt (Entgeltsicherungszuschuss) und einem zusätzlichen Beitrag der Bundesagentur für Arbeit zur Rentenversicherung zusammen. Die Egs kann von zuvor arbeitslosen oder von Arbeitslosigkeit bedrohten Arbeitnehmer mit vollendetem 50. Lebensjahr, die noch einen Restanspruch auf Arbeitslosengeld (Alg) in Höhe von mindestens 180 Tagen haben, bei Neuaufnahme einer Beschäftigung in Anspruch genommen werden. Das neue Beschäftigungsverhältnis muss sozialversicherungspflichtig sein und die Entlohnung muss mindestens dem Tariflohn oder (bei fehlender tarifvertraglicher Regelung) dem ortsüblichen Lohn entsprechen. Die Egs wird nur bei einer hinreichenden Differenz zwischen dem Arbeitsentgelt der neuen Tätigkeit und dem der Berechnung des Alg-Anspruchs zugrunde liegenden Arbeitsentgelt gewährt. Die Nettoentgeltdifferenz muss mindestens 50 Euro betragen. Der Entgeltsicherungszuschuss wird in Höhe von 50% der Nettoentgeltdifferenz geleistet, wobei die Dauer der Förderung auf die Dauer des bei Förderbeginn bestehenden Restanspruchs auf Alg beschränkt ist. Die zusätzlichen Beiträge zur Rentenversicherung werden derart geleistet, dass der Rentenversicherungsbeitrag auf 90% des Beitrags aufgestockt wird, der bei dem der Berechnung des Alg-Anspruchs zugrunde liegenden Arbeitsentgelts (Berücksichtigung maximal bis zur Beitragsbemessungsgrenze) entrichtet würde.

Die Entgeltsicherung ist ein zahlenmäßig kleines Instrument. Die Zahl der Förderzugänge insgesamt liegt im Jahr 2003 bei 4 700 und im Jahr 2004 bei 6 400 Zugängen (siehe Abbil-

dung 1). In beiden Jahren übersteigt der Förderumfang in Westdeutschland den in Ostdeutschland. Der Frauenanteil bei den mit Entgeltsicherung geförderten Personen liegt etwa bei 29% (vgl. ZEW, IAB und IAT 2005: 27).

### 3 Daten

Die vorliegende Studie basiert auf den Integrierten Erwerbsbiographien (IEB), einem Prozessdatensatz der Bundesagentur für Arbeit. Eine Übersicht hierzu geben Wilke und Winterhager (2004), während Hummel et al. (2005) detaillierte Informationen über eine Teilstichprobe enthält. Die Datenbasis ist ebenfalls Grundlage einer Reihe von Evaluationsstudien im Rahmen der Hartz-Reformen (Bundesregierung 2006).

Die IEB wird aus folgenden Datenquellen gebildet:

- Die Beschäftigten-Historie (BeH) basiert auf den Pflichtmitteilungen an die Rentenversicherungsträger von Unternehmen über den Beginn, Wechsel oder das Ende aller Beschäftigungsverhältnisse. Sie enthält Informationen über Beschäftigungszeiträume sowie das Einkommen. Unterschiedliche Beschäftigungsarten wie reguläre Beschäftigung, geringfügige Beschäftigung und Berufsausbildungen können unterschieden werden. Außerdem sind einige Arbeitnehmercharakteristika wie Geschlecht, Alter und Schulbildung sowie Arbeitgebercharakteristika wie der Industriezweig enthalten.
- Die Leistungsempfänger-Historie (LeH) enthält Daten über den Bezug von Arbeitslosengeld oder der früheren Arbeitslosenhilfe sowie Lohnfortzahlungen im Krankheitsfall.
- Die Maßnahme-Teilnehmer-Gesamtdatenbank (MTG) sammelt Informationen zur Teilnahme in Programmen der aktiven Arbeitsmarktpolitik inklusive EGZ. Diese Informationen sind von großer Bedeutung, da in der BeH reguläre Arbeitsstellen nicht von subventionierten Stellen zu unterscheiden sind.
- Die Bewerberangebotsdateien (BewA) umfassen Daten mit Charakteristika aller registrierten Arbeitssuchenden.

Alle Informationen im Datensatz sind tagesgenau erfasst. Für die vorliegende Studie standen die vollständigen Daten dieser Quellen für die relevanten Altersgruppen zur Verfügung. Mit der Altersinformation und dem Eintrittszeitpunkt in die Arbeitslosigkeit wurden die Beschäftigungs-, Arbeitslosigkeits- und Nichterwerbszeiträume bestimmt.

Als Ergebnisvariable wird sozialversicherungspflichtige Beschäftigung inklusive EGZ-Förderungen verwendet. Diese Anpassung korrigiert mögliche Inkonsistenzen der Daten. Grundsätzlich können nur sozialversicherungspflichtige Beschäftigungsverhältnisse durch EGZ gefördert werden. Deshalb sollte für jeden Zuschuss in der MTG ein entsprechender Eintrag in der BeH vorhanden sein. In einigen Fällen fehlt jedoch ein solcher Eintrag. Maßgeblich ist für uns dennoch die MTG, da wir die Qualität der Information in dieser Datenquelle für höher als die der BeH halten, da Arbeitgeber Einstellungen manchmal nur mit einiger Verzögerung an die Rentenversicherungsträger melden. Zudem entfernen wir Teilnehmer an Programmen aktiver Arbeitsmarktpolitik wie etwa Arbeitsbeschaffungs-



Tabelle 1

**Deskriptive Statistiken der Kovariate**

Variable	Alter 48 und 49	Alter 50 bis 52
Verheiratet/Zusammenlebend	0,686	0,708
Alleinerziehend	0,034	0,021
Alleinstehend	0,279	0,269
Berufserfahrung	0,903	0,910
Ungelernter Arbeitnehmer	0,468	0,459
Ausgebildeter Arbeitnehmer	0,437	0,448
Fachschulabschluss	0,030	0,034
Fachhochschulabschluss	0,025	0,023
Universitätsabschluss	0,040	0,036
Ein Kind im Haushalt	0,182	0,141
Zwei Kinder im Haushalt	0,079	0,054
Drei oder mehr Kinder im Haushalt	0,036	0,025
Weiblich	0,471	0,481
Ausländer	0,079	0,090

Anmerkung: Alle Variablen sind als Dummy-Variablen definiert und somit Mittelwerte.

Quelle: IEB, eigene Berechnungen.

maßnahmen (ABM), Strukturanpassungsmaßnahmen (SAM) oder Fortbildungsmaßnahmen. Individuen können geförderte Arbeitsstellen haben und gleichzeitig in anderen Programmen teilnehmen. Falls sich Teilnehmer an diesen Programmen zwischen Altersgruppen unterscheiden, wird die Ergebnisgröße verzerrt, sofern nicht Beschäftigungsperioden entfernt werden, die mit der Teilnahme an anderen Programmen übereinstimmen. Darüber hinaus können die Wirkungen von Einstellungszuschüssen nur isoliert werden, wenn die untersuchten Individuen an keinen anderen Programmen teilnehmen.

Weitere Kontrollvariablen stammen aus der BewA. Sie umfassen u. a. die Familiensituation (allein lebend, verheiratet oder mit einem Partner zusammenlebend, allein erziehend), die Qualifikation des Arbeitnehmers und vorhandene Berufserfahrung. Alle Variablen sind als Dummy-Variablen spezifiziert. In Tabelle 1 sind hiervon deskriptive Statistiken getrennt für Teilnehmer und Kontrollgruppe aufgeführt. Außer der Familiensituation unterscheiden sich die beiden Gruppen hinsichtlich der genannten Charakteristika kaum.

#### 4 Schätzansatz und Implementierung

Ziel der empirischen Analyse ist die Schätzung des Effekts der Berechtigung zur EGZ- bzw. Egs-Förderung auf die Wiederbeschäftigungschancen der förderberechtigten Personen. Wie in Abschnitt 2 beschrieben, wird zur Identifikation ein natürliches Experiment benutzt. Wenn die zu evaluierende Maßnahme in der Berechtigung zur Programmteilnahme besteht, sind nichtexperimentelle Verfahren wie der Matching-Ansatz, die hinsichtlich beobachtbarer Kriterien identische Teilnehmer- und Kontrollgruppen zu generieren versuchen, nur schwer anzuwenden, da das Gesetz ja an beobachtbaren Kriterien ansetzt. Deshalb wird im Folgenden im Rahmen eines Differenz-von-Differenzen-Ansatzes (DvD) die



Veränderung der Ergebnisvariablen der Teilnehmergruppe mit der Änderung der Kontrollgruppe verglichen. Als Konsequenz des Forschungsdesigns handelt es sich bei dem geschätzten Effekt um den durchschnittlichen Maßnahmeneffekt für die durch die Gesetzesänderung neu Förderberechtigten, d.h. der Effekt bezieht sich nur auf Individuen, die aufgrund der Änderung der Förderbestimmungen zusätzlich an dem untersuchten Programm teilnehmen können (siehe auch Imbens und Angrist 1994).

Der Differenz-von-Differenzen-Schätzer ist wie folgt definiert:

$$\begin{aligned}\hat{\beta} &= \frac{1}{N_{ht}} \sum_{i \in N_{ht}} y_i - \frac{1}{N_{hs}} \sum_{i \in N_{hs}} y_i - \left( \frac{1}{N_{kt}} \sum_{i \in N_{kt}} y_i - \frac{1}{N_{ks}} \sum_{i \in N_{ks}} y_i \right) \\ &= \bar{y}_{ht} - \bar{y}_{hs} - \left( \bar{y}_{kt} - \bar{y}_{ks} \right) = \Delta \bar{y}_h - \Delta \bar{y}_k\end{aligned}\quad (1)$$

Hierbei ist  $y$  die Ergebnisvariable (beispielsweise ein Indikator für Beschäftigung), die zu zwei Zeitpunkten  $s$  und  $t$  mit  $s < t$  beobachtet wird. Die Änderung der Förderpolitik findet zwischen den beiden Zeitpunkten statt. Zum Zeitpunkt  $t$  werden  $N_{ht}$  Individuen in der Teilnehmergruppe und  $N_{kt}$  in der Kontrollgruppe beobachtet. Die Notation für Zeitpunkt  $s$  ist analog.

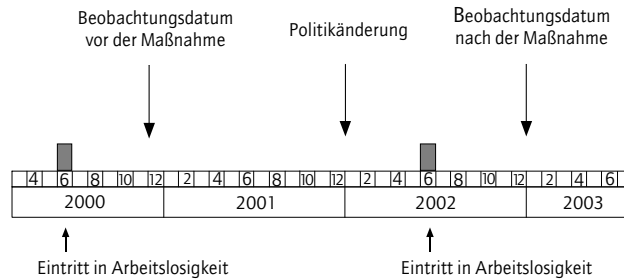
Zur Implementierung des Schätzers müssen die Teilnehmer- und Kontrollgruppen sowie die Beobachtungszeitpunkte  $s$  und  $t$  festgelegt werden. Im Folgenden umfasst die Teilnehmergruppe für EGZ Arbeitnehmer, die zum Beobachtungszeitpunkt zwischen 50 und 52 Jahren alt waren.<sup>3</sup> Für die Evaluierung der Egs wird die Teilnehmergruppe auf 50 und 51 Jahre alte Arbeitnehmer beschränkt, da zum selben Zeitpunkt die Möglichkeit der unbeschränkten sachgrundlosen Befristung für mindestens 52 Jahre alte Personen eingeführt wurde. Die Kontrollgruppe besteht für beide Programme aus der Altersgruppe von 48 und 49 Jahren und entspricht sonst den Kriterien der Teilnehmergruppe. Da Langzeitarbeitslose schon immer mit EGZ gefördert werden konnten, werden Arbeitnehmer für die Analyse von EGZ nur über einen Zeitraum von sechs Monaten nach Beginn der Arbeitslosigkeitsperiode beobachtet (siehe Abbildung 2). Falls beispielsweise ein Individuum zum 1. Juni 2002 arbeitslos wird, sollte die Ergebnisvariable nicht nach dem 1. Dezember desselben Jahres beobachtet werden.

Für die Analyse der Wiederbeschäftigungseffekte durch EGZ enthält der Datensatz zum Zeitpunkt nach der Reform nur Individuen, die nach Juni 2002 arbeitslos wurden. Frühere Eintritte in Arbeitslosigkeit werden nicht untersucht, um Einführungseffekte zu vermeiden. Da die geänderten Förderbestimmungen unter Arbeitsvermittlern und Arbeitgebern noch nicht hinlänglich bekannt waren, können Zahlen der ersten Monate nach der Reform ein verzerrtes Bild des tatsächlichen Effektes zeigen. Eintritte in Arbeitslosigkeit nach dem 30. Juni werden nicht untersucht, da für die gleiche Zielgruppe von Arbeitslosen am 1. Januar 2003 die Möglichkeit der Förderung durch Egs einsetzte. Der Zeitpunkt  $s$  vor der Reform liegt im Jahr 2000. Dieses Jahr ist hinsichtlich der konjunkturellen Lage weniger

<sup>3</sup> Individuen, die zwischen dem Beginn der Arbeitslosigkeit und dem Beobachtungszeitpunkt 50 Jahre alt wurden, werden der Teilnehmergruppe zugeordnet, obwohl sie nicht während der ganzen Zeit an dem Programm hätten teilnehmen können.

Abbildung 2

### Zeitablauf der DvD-Analyse für EGZ



Quelle: Eigene Darstellung.

gut mit 2002 zu vergleichen als 2001. Jedoch hätten bei der Wahl von 2001 als Referenzzeitraum Beobachtungen nahe am Zeitpunkt der Reform verwendet werden müssen. Falls Arbeitnehmer, Arbeitgeber oder Arbeitsvermittler die Änderung am 1. Januar 2002 antizipiert hätten, könnte dies möglicherweise den Abgang aus Arbeitslosigkeit verlangsamt haben, was einen Scheineffekt der Reform hervorgerufen hätte (Ashenfelters Tal).<sup>4</sup> Die Ergebnisvariable wird für jedes Individuum nur einmal beobachtet (Anfang Dezember 2000 bzw. 2002). Eine Sensitivitätsanalyse hinsichtlich des Beobachtungsdatums wird später beschrieben.

Für die Evaluation der Einführung der Entgeltsicherung am 1. Januar 2003 werden Arbeitnehmer betrachtet, die im März 2002 oder 2003 in Arbeitslosigkeit eingetreten sind. Die Ergebnisvariable wird jeweils am 1. November desselben Jahres beobachtet.

Der oben definierte DvD-Effekt kann auch als Regressionskoeffizient des Interaktionsterms aus Teilnahmestatus und Zeitpunkt berechnet werden. Der Effekt kann dann mit der KQ-Methode geschätzt werden. Im Falle einer binären Ergebnisvariablen können auch entsprechende Methoden wie etwa das Probit-Modell verwendet werden:

$$y_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 d_t + \alpha_2 d^h + \beta d^h_{\tau} + \varepsilon_{it}, \quad (2)$$

hierbei sind die  $\alpha$ -Terme und  $\beta$  zu schätzende Parameter und  $\varepsilon_{it}$  ein unbeobachtbarer Fehlerterm. Es wird angenommen, dass  $E(\varepsilon_{it} | d^h_{\tau} = 0) = 0$ . Der Koeffizient  $\alpha_1$  bildet den Zeiteinfluss auf die Ergebnisvariable ab ( $d_t = 1$  zum Zeitpunkt  $\tau = t$  und  $d_t = 0$  zum Zeitpunkt  $\tau = s$ ). Zeitinvariante Unterschiede zwischen der Teilnehmer- und Kontrollgruppe werden durch den Koeffizienten  $\alpha_2$  erfasst ( $d^h = 1$ , falls  $i \in h$ , wobei  $h$  den Teilnahmestatus bezeichnet). Der Koeffizient  $\beta$  ( $d^h_{\tau} = 1$ , falls  $i \in h$  und  $\tau = t$ ) des Interaktionsterms  $d^h$  misst den kausalen Effekt des Programms auf die Ergebnisvariable.

<sup>4</sup> Um Saisoneffekte zu vermeiden, werden die Ergebnisvariablen im Zeitraum vor und nach der Reform jeweils im gleichen Monat bestimmt.

Gleichung (2) kann um weitere erklärende Variablen ergänzt werden:

$$y_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 d_t + \alpha_2 d^h + \beta d_t^h + \delta' z_{it}^J + \varepsilon_{it}. \quad (3)$$

Der Vektor  $z_{it}^J$  enthält zusätzliche Kontrollvariablen, der Vektor  $\delta$  die zu schätzenden Koeffizienten. Der Mitnahmeeffekt wird basierend auf dem geschätzten Beschäftigungseffekt als Differenz zwischen der Anzahl der im Vergleich zur Periode vor der Gesetzesänderung zusätzlich Geförderten und der neu entstandenen Arbeitsverhältnissen in der Teilnehmergruppe berechnet.

Die wichtigste Annahme des DvD-Schätzers ist die Gültigkeit der Bedingung  $E(\varepsilon_{it} | d_t^h = 0) = 0$ . Diese Bedingung ist gleichbedeutend mit der Annahme, dass der Erwartungswert von  $y$  in beiden Gruppen ohne Maßnahme der gleiche ist. Es muss deshalb sichergestellt werden, dass es neben gemeinsamen Zeiteffekten und den Effekten des Programms keine weiteren Faktoren gibt, die zu unterschiedlichen Veränderungen der Ergebnisvariablen in der Teilnehmer- und Kontrollgruppe führen (Meyer 1995b). Eine ausführliche Diskussion dazu ist in ZEW, IAB und IAT (2005) enthalten.

## 5 Ergebnisse

Bevor die (Netto-)Beschäftigungseffekte der Änderungen der Förderbedingungen für EGZ bzw. die Einführung von Egs geschätzt werden, sollen zunächst die Effekte auf die Zahl der Förderungen betrachtet werden. Wenn die Anzahl der Förderungen unverändert bleibt, könnten Änderungen der Beschäftigung im Fall von EGZ nicht auf die Reform zurückgeführt werden. Tabelle 2 zeigt allerdings, dass die Änderung der Förderbestimmungen einen deutlichen Anstieg der Förderungen zur Folge hatte. Die Tabelle enthält den Anteil von geförderten Individuen in jeder der vier Teilgruppen (Teilnehmer- und Kontrollgruppe, vor und nach der Reform). Die Größen beziehen sich auf alle EGZ-Förderungen, ob für Ältere oder für andere Gruppen. Mit diesen Anteilen kann der unbedingte DvD-Schätzer berechnet werden. Die t-Statistik in der unteren Hälfte der Tabelle stammt aus der Schätzung von Gleichung (2), wobei die abhängige Variable ein Indikator für EGZ-Förderung im Dezember 2000 oder 2002 ist.

Tabelle 2

### Anteile von Arbeitnehmern in EGZ-geförderter Beschäftigung

	2000	2002	Unkonditionale Differenz
Teilnehmergruppe	2,07	3,46	1,39
(Alter 50 bis 52)	(22652)	(27267)	
Kontrollgruppe	1,38	1,08	-0,30
(Alter 48 und 49)	(11079)	(12828)	
DvD-Effekt			1,69
t-Stat, linear			8,26
t-Stat, Probit			6,22

Anmerkung: Anzahl der Individuen in Klammern, robuste t-Statistiken.

Quelle: IEB.

Tabelle 3

**Geschätzte Beschäftigungseffekte von EGZ für ältere Arbeitnehmer**

	2000	2002	Unkonditionale Differenz
Teilnehmergruppe	15,33	14,44	-0,89
(Alter 50 bis 52)	(22 652)	(27 267)	
Kontrollgruppe	16,38	13,92	-2,46
(Alter 48 und 49)	(1 079)	(12 828)	
DvD-Effekt			1,57
t-Stat, linear			2,78
t-Stat, Probit			2,76

Anmerkung: Anzahl der Individuen in Klammern, robuste t-Statistiken.

Quelle: IEB.

In der Altergruppe über 50 Jahren gibt es nach der Reform eine deutliche Zunahme der geförderten Beschäftigung. Im Gegensatz hierzu nimmt der Anteil an geförderten Arbeitnehmern in der Kontrollgruppe trotz der allgemeinen Ausdehnung der EGZ zwischen den beiden Zeitpunkten ab. Die EGZ-Förderung wurde also offensichtlich auf die durch die Reform förderberechtigten Arbeitnehmer konzentriert.

Tabelle 3 zeigt den Anteil an sozialversicherungspflichtigen Beschäftigten in jeder der Teilgruppen. Diese Zahlen weisen darauf hin, dass 14 bis 17 % aller Personen, die im Juni 2000 oder 2002 in Arbeitslosigkeit zugegangen waren, im folgenden Dezember Arbeit gefunden hatten. Für beide Gruppen kann ein Rückgang des Beschäftigungsanteils zwischen den beiden Zeitpunkten beobachtet werden, was durch eine Verschlechterung der Arbeitsmarktsituation in diesem Zeitraum erklärt werden kann.<sup>5</sup> Das Ausmaß der Veränderung unterscheidet sich in den beiden Gruppen allerdings deutlich. Der DvD-Schätzer weist auf einen stark positiven Effekt hin, der zum Ein-Prozent-Niveau signifikant ist.

Diese Ergebnisse berücksichtigen nicht die Zusammensetzung der Gruppen, die sich zwischen den Gruppen und im Zeitablauf verändern kann. Konditionale DvD-Ergebnisse sind in Tabelle 4 enthalten. Diese basieren zur besseren Vergleichbarkeit mit den unkonditionalen Ergebnissen auf einem linearen Wahrscheinlichkeitsmodell. Ergebnisse von Probit-Schätzungen unterscheiden sich hiervon in qualitativer Hinsicht nicht. Regressionsergebnisse für den Gesamtdatensatz sind in der ersten, Ergebnisse für die verschiedenen Teilgruppen in den weiteren Spalten enthalten. Der DvD-Effekt ist gemäß Gleichung (3) der Koeffizient der Interaktion zwischen Zeit- und Gruppeneffekten.

Für den Gesamtdatensatz ist der Beschäftigungseffekt signifikant positiv und etwas höher als die unkonditionale Schätzung. Dies bedeutet, dass aufgrund der Änderung der EGZ-Förderbestimmungen der Beschäftigungsanteil in der Teilnehmergruppe sechs Monate nach Eintritt in die Arbeitslosigkeit zwei Prozentpunkte höher ist als in der Kontrollgruppe. In den Teilgruppen gibt es deutliche Unterschiede hinsichtlich Ausmaß und Signifikanz des Effektes. In Westdeutschland ist der Effekt für Männer wie für Frauen insignifi-

<sup>5</sup> So stieg etwa die Arbeitslosenquote zwischen Dezember 2000 und Dezember 2002 von 9,3 auf 10,1 %.

Tabelle 4

**Ergebnisse des linearen Wahrscheinlichkeitsmodells für EGZ**

Abhängige Variable: Beschäftigung

	Alle	Männer		Frauen	
		West-deutschland	Ostdeutschland	West-deutschland	Ostdeutschland
Nach der Maßnahme (2002)	–0,027 (5,55)	–0,041 (5,06)	–0,022 (1,84)	–0,028 (3,21)	0,003 (0,23)
Teilnehmergruppe (Alter 50 bis 52)	–0,016 (3,56)	–0,007 (0,86)	–0,023 (2,06)	–0,020 (2,52)	–0,027 (2,94)
DvD-Term	0,020 (3,44)	0,015 (1,56)	0,029 (1,99)	0,014 (1,34)	0,034 (2,63)
Verheiratet/Zusammenlebend <sup>a</sup>	0,044 (14,11)	0,066 (12,51)	0,091 (11,66)	0,001 (0,10)	0,036 (4,79)
Alleinerziehend <sup>a</sup>	0,058 (6,00)	0,041 (1,58)	–0,012 (0,40)	0,041 (2,87)	0,047 (2,75)
Berufserfahrung	0,023 (5,29)	0,020 (2,68)	0,041 (3,36)	0,021 (2,83)	0,022 (2,12)
Universitätsabschluss <sup>b</sup>	0,068 (8,49)	0,045 (3,62)	0,071 (4,07)	0,093 (5,88)	0,090 (4,14)
Fachhochschulabschluss <sup>b</sup>	0,039 (4,23)	0,035 (2,39)	0,106 (5,02)	0,016 (0,81)	–0,002 (0,12)
Fachschulabschluss <sup>b</sup>	0,062 (7,35)	0,069 (5,23)	0,095 (5,46)	0,016 (0,77)	0,065 (3,38)
Ausgebildeter Arbeitnehmer <sup>b</sup>	0,044 (15,49)	0,039 (7,85)	0,082 (11,34)	0,042 (8,05)	0,035 (5,87)
Ein Kind <sup>c</sup>	–0,007 (1,79)	–0,000 (0,06)	–0,015 (1,47)	–0,001 (0,10)	–0,033 (4,06)
Zwei Kinder <sup>c</sup>	–0,002 (0,40)	–0,001 (0,06)	–0,038 (2,57)	0,024 (2,12)	–0,059 (4,59)
Drei oder mehr Kinder <sup>c</sup>	–0,035 (4,55)	–0,041 (3,81)	–0,070 (3,15)	–0,003 (0,18)	–0,078 (4,34)
Ausländer	–0,019 (4,15)	–0,014 (1,99)	–0,062 (2,48)	–0,041 (6,13)	–0,056 (2,51)
Weiblich	–0,024 (8,71)	– –	– –	– –	– –
Konstante	0,106 (17,80)	0,098 (10,13)	0,038 (2,46)	0,140 (13,24)	0,055 (3,94)
Beobachtungsanzahl	70 699	24 763	12 087	22 270	11 579
R <sup>2</sup>	0,01	0,014	0,025	0,009	0,012

<sup>a</sup> Referenzkategorie: alleinstehend. <sup>b</sup> Referenzkategorie: ungelernte Arbeitnehmer.<sup>c</sup> Referenzkategorie: keine Kinder im Haushalt, robuste t-Statistiken in Klammern.

Quelle: IEB.

Tabelle 5

**Vergleich gewährter Förderungen und Beschäftigungsänderungen EGZ**

	Anzahl von gewährten EGZ für ältere Arbeitnehmer	Geschätzte Beschäftigungsänderung
Männer		
Westdeutschland	117	170
Ostdeutschland	188	134
Frauen		
Westdeutschland	68	121
Ostdeutschland	82	147
Alle Arbeitnehmer	471	546

Anmerkung: Geschätzte Beschäftigung und geschätzte Zuschüsse basieren auf konditionalen DvD-Schätzungen.  
Quelle: IEB.

kant, während er in Ostdeutschland für Männer und insbesondere für Frauen signifikant von null verschieden ist. In Ostdeutschland fanden etwa 3 % der betrachteten Arbeitslosen aufgrund der Ausdehnung des EGZ wieder Arbeit.<sup>6</sup>

Die Koeffizienten der Kontrollvariablen sind denen anderer Studien ähnlich (Fitzenberger und Wilke 2004 oder Caliendo et al. 2005). Verheiratete oder Zusammenlebende sowie Alleinerziehende haben eine höhere Beschäftigungswahrscheinlichkeit als Alleinlebende. Im Haushalt lebende Kinder senken hingegen die Wahrscheinlichkeit einer Beschäftigungsaufnahme, ebenso haben Ausländer und Frauen geringere Beschäftigungschancen. Besser ausgebildete Arbeitnehmer sowie Personen mit höherem Schulabschluss verlassen die Arbeitslosigkeit mit höherer Wahrscheinlichkeit als Arbeitnehmer ohne Ausbildung.

Als nächsten Schritt stellt Tabelle 5 der Anzahl zusätzlicher Förderungen die neu geschaffenen Beschäftigungen gegenüber. Beide Größen wurden aus einer Regression ähnlich der in Tabelle 4 berechnet; die Regression der EGZ-Förderungen wird nicht aufgeführt. Die prognostizierten Zahlen sind jeweils das Produkt des Koeffizienten des Interaktionsterms und der Beobachtungsanzahl der Teilnehmergruppe im Dezember 2002.

Die letzte Spalte der Tabelle zeigt, dass die Punktschätzung der zusätzlichen Beschäftigung etwa die gleiche Größenordnung wie die geschätzte Anzahl zusätzlicher EGZ-Förderungen hat. Für jede EGZ-Förderung wird also etwa ein zusätzlicher Arbeitsplatz geschaffen, was auf ein geringes Ausmaß an Mitnahmeeffekten hindeutet. Allerdings sind die Konfidenzintervalle für beide Prognosen sehr weit, die untere Schranke impliziert lediglich 25 zusätzliche Beschäftigungsverhältnisse. Die Nullhypothese, dass alle Wirkungen der EGZ-Förderung durch Mitnahmeeffekte kompensiert werden, kann dennoch zu den üblichen Konfidenzniveaus verworfen werden. In den betrachteten Teilgruppen übersteigen die geschätzten Beschäftigungseffekte teilweise sogar die Anzahl der Förderungen. Dieses Ergebnis ist nicht völlig unplausibel, da einige Förderungen vor dem Beobachtungszeitpunkt endeten oder die Individuen auf ungefördernde Stellen wechselten. Wahr-

<sup>6</sup> Dies gilt unter der Annahme, dass durch das Programm die relativen Beschäftigungschancen der Kontrollgruppe nicht beeinflusst wurden.

Tabelle 6

**Geschätzte Beschäftigungseffekte der Egs**

	November 2002	November 2003	Differenz
Teilnehmer	20,29 (23 300)	15,04 (24 766)	–5,25
Nichtteilnehmer	19,12 (13 017)	13,67 (13 992)	–5,45
Effekt in %			0,20
t-Stat, linear			0,35
t-Stat, Probit			0,80

Quelle: IEB.

scheinlicher ist es jedoch, dass die Unterschiede zwischen den Punktschätzungen auf deren relativ hohe Varianzen zurückzuführen sind.

Im Folgenden werden die Ergebnisse für die Analyse der Entgeltsicherung dargestellt. Hierbei kann aufgrund der Tatsache, dass die Egs-Förderung in den IEB nicht enthalten ist, die Wirkung auf die Beschäftigtenzahl nicht mit der Zahl der Förderfälle verglichen werden. Ohne Berücksichtigung von Kontrollvariablen ergibt sich der Differenz-in-Differenzen-Effekt aus Tabelle 6. Zwischen dem ersten und zweiten Zeitpunkt der Statusfeststellung ist die Beschäftigungswahrscheinlichkeit für beide Gruppen deutlich gesunken, was wiederum mit der verschlechterten Arbeitsmarktlage erklärt werden kann. Die Differenz zwischen beiden Differenzen ist jedoch quantitativ unerheblich und statistisch nicht signifikant von null verschieden. Es fällt auf, dass die Teilnehmer insbesondere zum zweiten Zeitpunkt eine höhere Beschäftigungswahrscheinlichkeit aufweisen als die Nichtteilnehmer. Dies überrascht insofern, als die Teilnehmer durchschnittlich um ca. zwei Jahre älter sind als die Nichtteilnehmer und man daher vermuten würde, dass ihre Arbeitsmarktchancen eher weniger gut sind. In den folgenden multivariaten Analysen wird jedoch deutlich, dass dieser Unterschied fast in keiner Schätzung statistisch signifikant ist.

Tabelle 7

**Ergebnisse des linearen Wahrscheinlichkeitsmodells für Egs, abhängige Variable: Beschäftigung**

	Alle	Männer		Frauen	
		Westdeutschland	Ostdeutschland	Westdeutschland	Ostdeutschland
Zweiter Zeitpunkt	–0,054 (11,74)	–0,063 (8,36)	–0,400 (3,03)	–0,061 (7,899)	–0,022 (1,86)
Teilnehmer	0,007 (1,65)	0,002 (0,29)	–0,001 (9,11)	0,019 (2,38)	0,000 (0,01)
Interaktionsterm	0,003 (0,56)	0,012 (1,36)	–0,001 (0,04)	0,000 (0,02)	–0,025 (1,79)

Schätzmethode: Kleinste-Quadrate-Schätzung mit robust geschätzten Standardfehlern. Die Schätzung enthält dieselben Kovariate wie in Tabelle 4 dargestellt.

Quelle: IEB.



Tabelle 8

**Zusätzliche Beschäftigung durch Egs**

Bevölkerungsgruppe	Zusätzliche Beschäftigung	Zahl der Berechtigten
Männer		
Westdeutschland	111	8765
Ostdeutschland	-3	4333
Frauen		
Westdeutschland	2	7959
Ostdeutschland	-93	3709

Anmerkung: Vorhergesagte Beschäftigtenzahlen auf Basis eines Regressionsmodells.

Quelle: IEB.

Tabelle 7 enthält die Ergebnisse der konditionalen Schätzungen des Effektes der Egs. Es zeigt sich, dass der Interaktionsterm in allen Teilstichproben das erwartete positive Vorzeichen hat, aber statistisch völlig insignifikant ist. Am ehesten zeigt sich ein Effekt noch bei den Männern in Westdeutschland. Die Größenordnung des Effekts ist jedoch gering (eine Verbesserung der Beschäftigungswahrscheinlichkeit um einen Prozentpunkt) und der Effekt ist insignifikant, was das Ergebnis der unkonditionalen Schätzung aus Tabelle 6 bestätigt. Tabelle 8 enthält die geschätzte Anzahl der zusätzlichen Beschäftigungsverhältnisse, die jedoch aufgrund der großen Konfidenzintervalle mit großer Unsicherheit behaftet ist.

## 6 Schlussbemerkungen

Die vorliegende Studie verwendet natürliche Experimente, um die Wirkung von Eingliederungszuschüssen und Entgeltsicherung auf die Wahrscheinlichkeit des Wechsels von Arbeitslosigkeit in Beschäftigung zu untersuchen. Als natürliches Experiment wurde eine Änderung der Förderbestimmungen für EGZ verwendet, welche die Programmteilnahme älterer Arbeitnehmer ermöglichte, die kürzer als sechs Monate arbeitslos waren. Egs wurde für eine bestimmte Altersgruppe als neues Instrument eingeführt. Mit einer DvD-Analyse wurde die Veränderung der Wahrscheinlichkeit der Aufnahme einer Beschäftigung sechs Monate nach Eintritt in die Arbeitslosigkeit mit der einer Kontrollgruppe, die etwas jünger als das Förderungsmindestalter war, verglichen. Die Ergebnisse zeigen, dass die Förderfähigkeit durch EGZ die Abgangswahrscheinlichkeit aus Arbeitslosigkeit um etwa zwei Prozentpunkte erhöhte. Die Entgeltsicherung für ältere Arbeitnehmer zeigt keine signifikanten Beschäftigungseffekte. Aufgrund der geringen Inanspruchnahme dieses Instruments während des Beobachtungszeitraums ist dies nicht verwunderlich.

Um Mitnahmeeffekte abschätzen zu können, wurde die Anzahl zusätzlicher Beschäftigungsverhältnisse mit der Anzahl zusätzlicher Förderungen verglichen. Die Punktschätzungen deuten auf eine hohe Effizienz der EGZ für die Teilnehmergruppe hin. Um diese Maßnahme hinlänglich beurteilen zu können, muss man allerdings beachten, dass die Ergebnisse auf Punktschätzungen beruhen und die Konfidenzintervalle vergleichsweise groß sind. Für einige Gruppen kann die Nullhypothese keiner Beschäftigungswirkung nicht verworfen werden.

## Literaturverzeichnis

- Ashenfelter, O. (1978): Estimating the Effect of Training Programs on Earnings. *Review of Economics and Statistics*, 60, 47–57.
- Bellmann, L., E. Kistler und J. Wahse (2003): Betriebliche Sicht- und Verhaltensweise gegenüber älteren Arbeitnehmern. *Aus Politik und Zeitgeschichte*, 2/2003, 26–34.
- Boockmann, B. und T. Zwick (2004): Betriebliche Determinanten der Beschäftigung älterer Arbeitnehmer, *Zeitschrift für Arbeitsmarktforschung*, 37, 53–63.
- Bundesregierung (2006): Die Wirksamkeit moderner Dienstleistungen am Arbeitsmarkt. Bericht 2005 der Bundesregierung zur Wirkung der Umsetzung der Vorschläge der Kommission Moderne Dienstleistungen am Arbeitsmarkt. Berlin.
- Buslei, H. und V. Steiner (1999): *Beschäftigungseffekte von Lohnsubventionen im Niedriglohnbereich*. ZEW Wirtschaftsanalysen, 42. Baden-Baden.
- Caliendo, M., R. Hujer und S. Thomsen (2005): *The Employment Effects of Job Creation Schemes in Germany: A Microeconometric Evaluation*. IZA Discussion Paper 1512. Bonn.
- Caliendo, M. und V. Steiner (2005): Aktive Arbeitsmarktpolitik in Deutschland: Bestandsaufnahme und Bewertung der mikroökonomischen Evaluationsergebnisse. *Zeitschrift für Arbeitsmarktforschung*, 38, 396–418.
- Fitzenberger, B. und R. Wilke (2004): *Unemployment Durations in West-Germany before and after the Reform of the Unemployment Compensation System during the 1980s*. ZEW Discussion Paper No. 04-24. Mannheim.
- Forslund, A., P. Johansson und L. Lindqvist (2004): *Employment Subsidies – A fast Lane from Unemployment to Work?* IFAU Working Paper 2004:18. Uppsala.
- Hujer, R. und M. Caliendo (2003): Lohnsubventionen in Deutschland: Wie sieht eine optimale Evaluationsstrategie aus? *DIW Vierteljahrshefte zur Wirtschaftsforschung*, 72, 109–123.
- Hujer, R., M. Caliendo und D. Radic (2002): Estimating the Effects of Wage Subsidies on the Labour Demand in West-Germany Using the IAB Establishment Panel. *ifo Studies*, 47, 163–199.
- Hummel, E., P. Jacobebbinghaus, A. Kohlmann, M. Oertel, C. Wübbecke und M. Ziegerer (2005): Stichprobe der Integrierten Erwerbsbiographien. IEBS 1.0, FDZ Datenreport, Bundesagentur für Arbeit. Nürnberg.
- Imbens G. und J. Angrist (1994): Identification and Estimation of Local Average Treatment Effects. *Econometrica*, 62, 467–75.
- Jaenichen, U. (2002): Lohnkostenzuschüsse und individuelle Arbeitslosigkeit. *Mitteilungen aus der Arbeitsmarkt- und Berufsforschung*, 35, 327–351.
- Koller, B. und H. Gruber (2001): Ältere Arbeitnehmer im Betrieb und als Stellenbewerber aus der Sicht der Personalverantwortlichen. *Mitteilungen aus der Arbeitsmarkt- und Berufsforschung*, 34, 479–505.
- Marx, I. (2001): Job Subsidies and Cuts in Employers' Social Security Contributions: The Verdict of Empirical Evaluation Studies. *International Labour Review*, 140, 69–83.
- Meyer, B.D. (1995a): Lessons from the U.S. Unemployment Insurance Experiments. *Journal of Economic Literature*, 33, 91–131.
- Meyer, B.D. (1995b): Natural and Quasi-Experiments in Economics. *Journal of Business & Economic Statistics*, 13, 151–161.
- Sianesi, B. (2003): *Swedish Active Labour Market Programmes in the 1990s: Overall Effectiveness and Differential Performance*. IFS Working Paper 02/03. London.

- Wilke, R. und H. Winterhager (2004): Datenquellen als Voraussetzung für die Evaluationsforschung. In: T. Hagen und A. Spermann (Hrsg.): *Hartz-Gesetze – methodische Ansätze zu einer Evaluierung*. ZEW-Wirtschaftsanalysen, 74. Baden-Baden.
- ZEW, IAB und IAT (2005): Evaluation der Maßnahmen zur Umsetzung der Vorschläge der Hartz-Kommission, Arbeitspaket 1: Wirksamkeit der Instrumente, Modul 1d: Eingliederungszuschüsse und Entgeltsicherung. Bericht 2005 durch den Forschungsverbund Zentrum für Europäische Wirtschaftsforschung (ZEW), Institut für Arbeitsmarkt und Berufsforschung (IAB), Institut Arbeit und Technik (IAT), Mannheim, Nürnberg, Gelsenkirchen.