

Sonderdruck aus:

# Mitteilungen aus der Arbeitsmarkt- und Berufsforschung

Matthias Almus, Jürgen Egel, Michael Lechner,  
Friedhelm Pfeiffer, Hannes Spengler

Die gemeinnützige Arbeitnehmerüberlassung  
in Rheinland-Pfalz – eine ökonometrische  
Analyse des Wiedereingliederungserfolgs

31. Jg./1998

**3**

## **Mitteilungen aus der Arbeitsmarkt- und Berufsforschung (MittAB)**

Die MittAB verstehen sich als Forum der Arbeitsmarkt- und Berufsforschung. Es werden Arbeiten aus all den Wissenschaftsdisziplinen veröffentlicht, die sich mit den Themen Arbeit, Arbeitsmarkt, Beruf und Qualifikation befassen. Die Veröffentlichungen in dieser Zeitschrift sollen methodisch, theoretisch und insbesondere auch empirisch zum Erkenntnisgewinn sowie zur Beratung von Öffentlichkeit und Politik beitragen. Etwa einmal jährlich erscheint ein „Schwerpunkt-heft“, bei dem Herausgeber und Redaktion zu einem ausgewählten Themenbereich gezielt Beiträge akquirieren.

### *Hinweise für Autorinnen und Autoren*

Das Manuskript ist in dreifacher Ausfertigung an die federführende Herausgeberin Frau Prof. Jutta Allmendinger, Ph. D.  
Institut für Arbeitsmarkt- und Berufsforschung  
90478 Nürnberg, Regensburger Straße 104  
zu senden.

Die Manuskripte können in deutscher oder englischer Sprache eingereicht werden, sie werden durch mindestens zwei Referees begutachtet und dürfen nicht bereits an anderer Stelle veröffentlicht oder zur Veröffentlichung vorgesehen sein.

Autorenhinweise und Angaben zur formalen Gestaltung der Manuskripte können im Internet abgerufen werden unter [http://doku.iab.de/mittab/hinweise\\_mittab.pdf](http://doku.iab.de/mittab/hinweise_mittab.pdf). Im IAB kann ein entsprechendes Merkblatt angefordert werden (Tel.: 09 11/1 79 30 23, Fax: 09 11/1 79 59 99; E-Mail: [ursula.wagner@iab.de](mailto:ursula.wagner@iab.de)).

### **Herausgeber**

Jutta Allmendinger, Ph. D., Direktorin des IAB, Professorin für Soziologie, München (federführende Herausgeberin)  
Dr. Friedrich Buttler, Professor, International Labour Office, Regionaldirektor für Europa und Zentralasien, Genf, ehem. Direktor des IAB  
Dr. Wolfgang Franz, Professor für Volkswirtschaftslehre, Mannheim  
Dr. Knut Gerlach, Professor für Politische Wirtschaftslehre und Arbeitsökonomie, Hannover  
Florian Gerster, Vorstandsvorsitzender der Bundesanstalt für Arbeit  
Dr. Christof Helberger, Professor für Volkswirtschaftslehre, TU Berlin  
Dr. Reinhard Hujer, Professor für Statistik und Ökonometrie (Empirische Wirtschaftsforschung), Frankfurt/M.  
Dr. Gerhard Kleinhenz, Professor für Volkswirtschaftslehre, Passau  
Bernhard Jagoda, Präsident a.D. der Bundesanstalt für Arbeit  
Dr. Dieter Sadowski, Professor für Betriebswirtschaftslehre, Trier

### **Begründer und frühere Mitherausgeber**

Prof. Dr. Dieter Mertens, Prof. Dr. Dr. h.c. mult. Karl Martin Bolte, Dr. Hans Büttner, Prof. Dr. Dr. Theodor Ellinger, Heinrich Franke, Prof. Dr. Harald Gerfin, Prof. Dr. Hans Kettner, Prof. Dr. Karl-August Schäffer, Dr. h.c. Josef Stingl

### **Redaktion**

Ulrike Kress, Gerd Peters, Ursula Wagner, in: Institut für Arbeitsmarkt- und Berufsforschung der Bundesanstalt für Arbeit (IAB), 90478 Nürnberg, Regensburger Str. 104, Telefon (09 11) 1 79 30 19, E-Mail: [ulrike.kress@iab.de](mailto:ulrike.kress@iab.de); (09 11) 1 79 30 16, E-Mail: [gerd.peters@iab.de](mailto:gerd.peters@iab.de); (09 11) 1 79 30 23, E-Mail: [ursula.wagner@iab.de](mailto:ursula.wagner@iab.de); Telefax (09 11) 1 79 59 99.

### **Rechte**

Nachdruck, auch auszugsweise, nur mit Genehmigung der Redaktion und unter genauer Quellenangabe gestattet. Es ist ohne ausdrückliche Genehmigung des Verlages nicht gestattet, fotografische Vervielfältigungen, Mikrofilme, Mikrofotos u.ä. von den Zeitschriftenheften, von einzelnen Beiträgen oder von Teilen daraus herzustellen.

### **Herstellung**

Satz und Druck: Tümmels Buchdruckerei und Verlag GmbH, Gundelfinger Straße 20, 90451 Nürnberg

### **Verlag**

W. Kohlhammer GmbH, Postanschrift: 70549 Stuttgart; Lieferanschrift: Heßbrühlstraße 69, 70565 Stuttgart; Telefon 07 11/78 63-0; Telefax 07 11/78 63-84 30; E-Mail: [waltraud.metzger@kohlhammer.de](mailto:waltraud.metzger@kohlhammer.de), Postscheckkonto Stuttgart 163 30. Girokonto Städtische Girokasse Stuttgart 2 022 309. ISSN 0340-3254

### **Bezugsbedingungen**

Die „Mitteilungen aus der Arbeitsmarkt- und Berufsforschung“ erscheinen viermal jährlich. Bezugspreis: Jahresabonnement 52,- € inklusive Versandkosten; Einzelheft 14,- € zuzüglich Versandkosten. Für Studenten, Wehr- und Ersatzdienstleistende wird der Preis um 20 % ermäßigt. Bestellungen durch den Buchhandel oder direkt beim Verlag. Abbestellungen sind nur bis 3 Monate vor Jahresende möglich.

### **Zitierweise:**

MittAB = „Mitteilungen aus der Arbeitsmarkt- und Berufsforschung“ (ab 1970)  
Mitt(IAB) = „Mitteilungen“ (1968 und 1969)  
In den Jahren 1968 und 1969 erschienen die „Mitteilungen aus der Arbeitsmarkt- und Berufsforschung“ unter dem Titel „Mitteilungen“, herausgegeben vom Institut für Arbeitsmarkt- und Berufsforschung der Bundesanstalt für Arbeit.

**Internet:** <http://www.iab.de>

# Die gemeinnützige Arbeitnehmerüberlassung in Rheinland-Pfalz – eine ökonometrische Analyse des Wiedereingliederungserfolgs

Matthias Almus, Jürgen Egel, Michael Lechner, Friedhelm Pfeiffer, Hannes Spengler\*

Dieser Beitrag stellt ausgewählte Ergebnisse des vom Zentrum für Europäische Wirtschaftsforschung (ZEW) im Auftrag des IAB und des Ministeriums für Arbeit und Soziales Rheinland-Pfalz bearbeiteten Forschungsprojekts (IAB-Projekt 10-483 A) „Arbeitsplatzeffekte gemeinnütziger Arbeitnehmerüberlassungen in Rheinland-Pfalz“ vor. Vorrangiges Ziel des Projekts ist es, empirisch abzuschätzen, ob arbeitslose Personen, die bei einer gemeinnützigen Arbeitnehmerüberlassungsgesellschaft beschäftigt waren, einen höheren Wiedereingliederungserfolg in den ersten Arbeitsmarkt aufweisen als Arbeitslose, die eine solche Gesellschaft nicht durchlaufen haben.

Dieser Abschätzung liegt Datenmaterial aus zwei Quellen zugrunde. Zum einen wurden die acht untersuchten Überlassungsgesellschaften sowohl schriftlich als auch in qualitativen Interviews zu ihren Charakteristika, zum sozio-ökonomischen Hintergrund all ihrer Leiharbeiter sowie zu deren detaillierter Verleihhistorie und weiterem Verbleib befragt. Zum anderen stellte die Bundesanstalt für Arbeit Abzüge aus den bei den betroffenen Arbeitsämtern angelegten Dateien zur *computerunterstützten Arbeitsvermittlung* („coArb“) zur Verfügung.

Anhand der coArb-Daten wird mit ökonometrischen Methoden (Matching) eine Kontrollgruppe von arbeitslosen Nicht-Leiharbeitern ausgewählt, die hinsichtlich ihrer sozio-ökonomischen Struktur und Arbeitsmarktgeschichte der Leiharbeitergruppe möglichst ähnlich ist. Damit wird unter anderem der Tatsache Rechnung getragen, daß die Leiharbeiter im Vergleich zur Grundgesamtheit aller Arbeitslosen jünger, häufiger Männer und zu einem größeren Anteil Ausländer sowie Aus- oder Übersiedler sind. Ferner wird bei der Kontrollgruppenbildung berücksichtigt, daß Leiharbeiter unterdurchschnittlich ausgebildet sind und unstetige Erwerbsgeschichten mit häufigen Wechseln zwischen Arbeitslosigkeits- und Erwerbsepisoden aufweisen.

Der ökonometrische Vergleich des Wiedereingliederungserfolgs zeigt Unterschiede zwischen Leiharbeitern und Kontrollgruppe auf. In der kurzen Frist (bis zu 5 Monaten nach Ende des Aufenthalts in der Gesellschaft) weisen die Leiharbeiter ein im Vergleich zur Kontrollgruppe um bis zu 13 Prozentpunkte besseres Wiedereingliederungsergebnis auf. Sind beispielsweise 2 Monate nach Verlassen der Gesellschaften 27,4 Prozent der Leiharbeiter im ersten Arbeitsmarkt tätig, sind es in der Kontrollgruppe der Nichtteilnehmer nur 14 Prozent. Das Ergebnis hält statistischen Tests stand und kann deshalb als signifikant eingestuft werden. Angesichts der Datenlage kann jedoch über den mittel- bis langfristigen Erfolg keine Aussage getroffen werden.

Die Arbeit zeigt, daß die in der Evaluation von Programmen zur Wiedereingliederung spezifischer Arbeitsmarktgruppen noch vergleichsweise wenig verbreitete Matching-Methode in Verbindung mit der hohen Datenqualität, die durch die präzise Aufbereitung der Erwerbsgeschichte in der coArb zustande gekommen ist, eine geeignete Methode zur Abschätzung von Maßnahmeeffekten darstellt.

## Gliederung

- 1 Einführung
- 2 Die Konzeption der gemeinnützigen Arbeitnehmerüberlassung
  - 2.1 Arbeitnehmerüberlassung in Deutschland
  - 2.2 Die untersuchten Gesellschaften – institutionelle

## Rahmenbedingungen und Zielsetzungen

- 2.3 Leiharbeiter und Leiharbeitsverhältnis
- 3 Datengrundlage für die Abschätzung des Wiedereingliederungserfolgs
  - 3.1 Sozialwissenschaftliche Analysepotentiale der coArb
  - 3.2 Zur Ermittlung der für die Analyse verbleibenden Stichprobe von Leiharbeitern
  - 3.3 Die für die Analyse verbleibenden Leiharbeiter
- 4 Ökonometrische Abschätzung des Wiedereingliederungserfolgs
  - 4.1 Methoden der Evaluation
  - 4.2 Kausale Effekte, potentielle Ergebnisse, Identifikation
  - 4.3 Kontrollgruppenbildung und Schätzung
- 5 Ergebnisdiskussion
- 6 Zusammenfassung und Schlußfolgerungen
- 7 Literatur
- 8 Anhang: Aufbereitung der Erwerbsgeschichten

\* Matthias Almus, Jürgen Egel, Dr. Friedhelm Pfeiffer und Hannes Spengler sind wissenschaftliche Mitarbeiter am Zentrum für Europäische Wirtschaftsforschung (ZEW) in Mannheim. Prof. Dr. Michael Lechner ist Ordinarius für Empirische Wirtschaftsforschung und Ökonometrie an der Universität St. Gallen. Der Beitrag liegt in der alleinigen Verantwortung der Autoren.

Wir danken Christian Brinkmann und den übrigen Mitarbeitern des IAB, die an der Diskussion der Zwischenberichte beteiligt waren, sowie vier anonymen Gutachtern („Mitlese“) für die äußerst wertvollen Anregungen. Außerdem möchten wir uns bei Jürgen Haßdenteufel vom LAA Rheinland-Pfalz/Saarland und Wolfgang Schwartz vom AA Ludwigshafen für ihre Unterstützung des Projekts bedanken. Für die kompetente Forschungsassistenz im ZEW schulden wir Stefan Baumgart, Tülün Efe, Christian Göbel, Isabelle Haggeney, Christian Kirchner, Ulrike Krause und Stefan Schalk Dank. Unser besonderer Dank gilt Karl John und Karl Schäfer von der Bundesanstalt für Arbeit sowie Elke und Franz-Josef Klein vom Arbeitsamt Ludwigshafen für die wertvolle Hilfestellung bei der Nutzung der coArb-Daten.

## 1 Einführung

Zur Bekämpfung der Langzeitarbeitslosigkeit in Deutschland trat am 1. Oktober 1994 mit den „Richtlinien zur Förderung der Eingliederung schwervermittelbarer Arbeitsloser durch Darlehen und Zuschüsse an Gesellschaften zur Arbeitnehmerüberlassung“ (AüGRi) ein neues Bundesförderprogramm in Kraft. Ziel des auf den Zeitraum vom 1.10.1994 bis 31.12.1996 befristeten Programms war die Wiedereingliederung von schwervermittelbaren Arbeitslosen (Langzeitarbeitslose, über 50jährige, Schwerbehinderte und rehabilitierte Suchtkranke) in den ersten Arbeitsmarkt durch die Förderung von Arbeitnehmerüberlassungsgesellschaften. Die durch das Förderprogramm in Aussicht gestellten Zuwendungen lösten eine verstärkte Hinwendung zur sogenannten „gemeinnützigen Arbeitnehmerüberlassung“ (im folgenden auch mit *gAÜ* abgekürzt) aus, die sich zum einen in der Neugründung von gemeinnützigen Arbeitnehmerüberlassungsgesellschaften (im folgenden auch mit *gAÜG* abgekürzt) und zum andern in der Erweiterung des Geschäftsfelds bereits bestehender gemeinnütziger Organisationen niederschlug.

Einrichtungen, die *gAÜ* betreiben, haben das erklärte Ziel, zuvor arbeitslosen Menschen die Wiedereingliederung in den ersten Arbeitsmarkt zu erleichtern. Hierzu stellen sie Arbeitslose ein, die sie gegen Entgelt an Unternehmen mit Personalbedarf verleihen. Während gewerbliche Verleiher überwiegend kein Interesse daran haben, gute Arbeitskräfte an die entleihenden Unternehmen zu verlieren, sollte mit der *gAÜ* ein arbeitsmarktpolitisches Instrument belebt werden, das die Überlassungstätigkeit mit dem Ziel der Wiedereingliederung in den ersten Arbeitsmarkt verbindet (vgl. Schröder 1997). Im günstigsten Fall wird der Leiharbeiter (im folgenden auch mit *LAN* abgekürzt) vom entleihenden Unternehmen fest eingestellt und somit wieder in den ersten Arbeitsmarkt integriert. Sofern der Geschäftsbetrieb der Gesellschaft Überschüsse erwirtschaftet, sollen diese z.B. für die Qualifizierung der *LAN* in verleihsfreien Zeiten verwendet werden.

Der vorliegende Beitrag resultiert aus dem Projekt „Arbeitsplatzeffekte gemeinnütziger Arbeitnehmerüberlassungen in Rheinland-Pfalz“, das im Auftrag des IAB und des Ministeriums für Arbeit und Soziales Rheinland-Pfalz vom Zentrum für Europäische Wirtschaftsforschung (ZEW) bearbeitet wird (IAB-Projekt 10-483 A). Vorrangiges Ziel des Projektes ist es, den Wiedereingliederungserfolg von Arbeitslosen abzuschätzen, die in den rheinland-pfälzischen Arbeitnehmerüberlassungsgesellschaften beschäftigt waren.

Der Beitrag faßt ausgewählte Ergebnisse des Projektes (vgl. ZEW 1998) zusammen und hat folgenden Aufbau: Zunächst wird in Kapitel 2 das Konzept der Arbeitnehmerüberlassung im allgemeinen erläutert und die Charakteristika der in diese Untersuchung einbezogenen *gAÜG* werden vorgestellt. Kapitel 3 diskutiert die Besonderheiten und Probleme der dieser Untersuchung zugrunde liegenden Datenbasis. Kapitel 4 beinhaltet methodische Überlegungen und erläutert die gewählte ökonometrische Vorgehensweise. Die Ergebnisse der empirischen Analyse werden in Kapitel 5 diskutiert. Kapitel 6 faßt die wichtigsten Gesichtspunkte der Untersuchung zusammen.

<sup>1</sup> Infolge von Berichterstattungen über Mißstände im Bereich der Leiharbeit (schlechte Bezahlung, Scheinwerkverträge, Verstöße gegen Schutzbestimmungen des AÜG, vgl. die Reportagen von Günter Wallraff: „Ganz unten“ 1985) wurde vor allem seitens der Gewerkschaften ein Verbot von Leiharbeit gefordert.

## 2 Die Konzeption der gemeinnützigen Arbeitnehmerüberlassung

### 2.1 Arbeitnehmerüberlassung in Deutschland

Arbeitnehmerüberlassung, Zeitarbeit, Leiharbeit, Personal-leasing sind Synonyme, die eine Arbeitsform bezeichnen, die sich in einem wesentlichen Punkt von einem „Normal-“ oder „Standard-Arbeitsverhältnis“ unterscheidet. Während ein Normalarbeitsverhältnis als Beziehung zweier Parteien (Arbeitnehmer und Betrieb) aufgefaßt werden kann, bei der Arbeits- und Beschäftigungsverhältnis zusammenfallen, handelt es sich bei der Arbeitnehmerüberlassung um ein trilaterales Konzept (Arbeitnehmer, Verleiher und Entleiher), bei dem Arbeits- und Beschäftigungsverhältnis auseinanderfallen (vgl. Brose/ Schulze-Böing/ Meyer 1990).

Arbeitgeberfunktion hat die Arbeitnehmerüberlassungsgesellschaft (Verleiher), die mit dem *LAN* einen Arbeitsvertrag abschließt. Im Laufe dieses Arbeitsverhältnisses überläßt der Verleiher seinen *LAN* zur „Nutzung“ einem Dritten - dem Entleihbetrieb. Die Modalitäten des Verleihs (Verleihdauer, Verleihgebühr etc.) werden im Überlassungsvertrag geregelt. Während die Attraktivität der Leiharbeit für die Überlassungsgesellschaft in der ihr zufallenden Verleihgebühr begründet ist, kann Leiharbeit aus der Sicht der potentiellen Entleiher unter anderem folgende Vorteile haben (vgl. Brose/ Schulze-Böing/ Meyer 1990):

- Einsparung von Personalkosten,
- Abdecken von Bedarfsspitzen,
- Flexibilisierung und Externalisierung betrieblicher Funktionen bzw. Abläufe,
- Rekrutierung und Auslese von Arbeitskräften.

Gesetzlich geregelt ist die Arbeitnehmerüberlassung im Arbeitnehmerüberlassungsgesetz (AÜG) von 1972. Der Gesetzgeber hat Leiharbeit in erster Linie deshalb zugelassen, weil er sich von ihr „Fristtransformationspotentiale“ erhoffte. Demnach sollen mehrere befristete Einsätze bei Entleihbetrieben in ein unbefristetes, zumindest aber längerfristiges Beschäftigungsverhältnis beim Verleihunternehmen einmünden. Da Arbeitnehmerüberlassung bis Anfang der 90er Jahre in der Bundesrepublik Deutschland fast ausschließlich von rein kommerziellen Unternehmen durchgeführt wurde, ist die ursprüngliche Hoffnung des Gesetzgebers, durch Leiharbeit die Wiedereingliederung in ein Normalarbeitsverhältnis zu erreichen, eher in den Hintergrund getreten. Dies hat seinen Grund vor allem darin, daß gewerbliche Verleiher kein Interesse daran haben, leistungsfähige Arbeitskräfte infolge einer Festeinstellung an den Entleiher zu verlieren. Denn leistungsfähige *LAN* stellen die Grundlage des wirtschaftlichen Erfolgs der Verleiher dar.<sup>1</sup>

Aufgrund der anhaltend hohen Arbeitslosigkeit hat die ursprüngliche Form der Leiharbeit in den neunziger Jahren eine „[...] Neuentdeckung und Modifizierung als arbeitsmarktpolitisches Instrument“ (vgl. Schröder 1997: I) erfahren. Dabei wird die der Leiharbeit immanente implizite Arbeitsvermittlung im Zuge eines Modells der Wiedereingliederungsorientierten Arbeitnehmerüberlassung zum expliziten Ziel. Die grundsätzliche Zielsetzung der Arbeitnehmerüberlassung als Instrument der Arbeitsmarktpolitik geht in zwei Richtungen. Zum einen sollen Arbeitslose – insbesondere auch Problemgruppen des Arbeitsmarktes – durch den Verleih wieder an die Arbeit herangeführt werden. Zum anderen sollen Unternehmen ermutigt werden, auch Arbeitslosen aus den Problemgruppen eine Chance auf einen Arbeitsplatz zu geben. Die Möglichkeit, risikolos und jederzeit reversibel Angehörige

ge dieses Personenkreises zu beschäftigen, soll den Entscheidern in den Betrieben die Möglichkeiten und Fähigkeiten dieser Arbeitslosen vor Augen führen.<sup>2</sup>

Mit den „Richtlinien zur Förderung der Eingliederung schwervermittelbarer Arbeitsloser durch Darlehen und Zuschüsse an Gesellschaften zur Arbeitnehmerüberlassung“ (AüGRi)<sup>3</sup> trat am 1. Oktober 1994 ein bis zum Ende des Haushaltsjahres 1996 laufendes, mit 51 Mio. DM ausgestattetes, bundesweites Förderprogramm in Kraft. Im Rahmen des Programms wurden Überlassungsgesellschaften, die schwervermittelbare Arbeitslose als LAN im Sinne des § 1 AÜG bei sich einstellten und durch die Verleihtätigkeit eine Übernahme der LAN in ein unbefristetes Arbeitsverhältnis beim Entleiher erreichten, auf Antrag Darlehen und/oder Zuschüsse bewilligt. Die Gewährung von Zuwendungen war dabei an eine Selbstverpflichtung der Gesellschaften gekoppelt, wonach der Anteil der schwervermittelbaren Arbeitslosen mindestens ein Viertel der von ihnen beschäftigten Leiharbeiter betragen mußte.

Der Verweis der AüGRi auf § 1 AÜG legt die Vermutung nahe, daß sich die Fördermaßnahme in erster Linie an bestehende gewerbsmäßige Gesellschaften richten sollte. Allerdings räumt § 3 der Richtlinien die Möglichkeit ein, daß auch anerkannt gemeinnützige Zwecke verfolgende rechtsfähige Per-

sonenvereinigungen und Kapitalgesellschaften, die Arbeitnehmerüberlassung unter Erfüllung des geforderten Schwervermittelbarenanteils betreiben, für eine Förderung in Frage kommen. Da zum Zeitpunkt des Inkrafttretens der Richtlinien in Deutschland kaum gAÜG existierten, führten die Richtlinien zu einer raschen Expansion der gAÜ, die sich sowohl in Neugründungen von Gesellschaften als auch Erweiterungen des Geschäftsfelds bereits bestehender gemeinnütziger Organisationen niederschlug.<sup>4</sup> Aus Tabelle 1 geht die Gesamtzahl der Förderungszeitraum (1.10.1994-31.12.1996) durch das AüGRi-Programm geförderten Gesellschaften hervor. Aus dem starken Übergewicht der gemeinnützigen Gesellschaften läßt sich folgern, daß das Förderprogramm bei den gewerblichen Gesellschaften nur auf geringe Resonanz gestoßen ist.<sup>5</sup>

**Tabelle 1: Zahl der durch das AüGRi-Programm geförderten Gesellschaften nach Landesarbeitsamtsbezirken (nach Beendigung des Programms)**

Landesarbeitsamtsbezirk	Zahl der Förderfälle nach AüGRi (davon gemeinnützig)
Bayern	8 (8)
Baden-Württemberg	16 (16)
Berlin/Brandenburg	5 (3)
Hessen	11 (11)
Niedersachsen/Bremen	5 (3)
Nord	12 (8)
Nordrhein-Westfalen	7 (5)
Rheinland-Pfalz/Saarland	8 (8)
Sachsen	24 (22)
Sachsen-Anhalt/Thüringen	9 (6)
Gesamt	105 (90)

Quelle: Vanselow/ Weinkopf (1997).

## 2.2 Die untersuchten Gesellschaften – institutionelle Rahmenbedingungen und Zielsetzungen

Die Untersuchung der acht gAÜG mit Hauptsitz in Rheinland-Pfalz basiert zum einen auf der Auswertung einer schriftlichen Befragung; zum anderen wurde mit Vertretern jeder Gesellschaft ein umfangreiches Interview durchgeführt. Folgende Gesellschaften wurden in die Untersuchung einbezogen:<sup>6</sup>

1. Gabis GmbH in Speyer
2. GeBeGe-Gemeinnützige Beschäftigungsgesellschaft mbH in Ludwigshafen
3. ZAB-Gemeinnützige Arbeitnehmerüberlassung in Frankenthal
4. GfA-Gemeinnützige Gesellschaft für Arbeitsmarktförderung mbH in Simmern
5. Bús-Bürgerservice gGmbH in Trier
6. Club Aktiv gGmbH in Trier
7. BEST gGmbH in Boppard
8. AS-Gemeinnützige Arbeitnehmerüberlassungsgesellschaft mbH in Koblenz.

Um das Haftungsrisiko zu begrenzen, sind mit einer Ausnahme alle Überlassungsgesellschaften als Gesellschaften mit beschränkter Haftung organisiert. Lediglich ZAB-Frankenthal ist ein eingetragener Verein.

Bezüglich der Projektkonzeption sowie hinsichtlich der Organisation und Ausgestaltung der geschäftlichen Beziehun-

<sup>2</sup> Das Konzept der wiederingliederungsorientierten Arbeitnehmerüberlassung wurde in den 70er Jahren unter dem Namen „START“ (Stichting Uitzendbureau Arbeidsvoorziening) in den Niederlanden entwickelt und 1992 unter gleichem Namen – zunächst als Pilotprojekt für Nordrhein-Westfalen – auch in Deutschland realisiert (vgl. Weinkopf 1996: 210). Nach dreijähriger Erprobungsphase erfolgte im Januar 1995 die Gründung der START Zeitarbeit NRW GmbH. Die Gesellschafter zum Gründungszeitpunkt waren das Land NRW, kommunale Spitzenverbände, Arbeitgeberverbände, der DGB-Landesbezirk NRW, die Bundesanstalt für Arbeit sowie die niederländische START. Die START-NRW nahm ihre Arbeit im März 1995 mit 22 Niederlassungen auf und weitete ihr Filialnetz bis Anfang 1998 auf 29 Niederlassungen in NRW aus. Als Anschubfinanzierung wurden START-NRW öffentliche Mittel zumeist in Form rückzahlbarer Darlehen zur Verfügung gestellt. 1997 wurde erstmals eine Kostendeckung erreicht. In den ersten drei Jahren ihres Bestehens hat START-NRW 6.270 Neueinstellungen vorgenommen, von denen etwa die Hälfte der Zielgruppe (gering qualifizierte, ältere, ausländische und behinderte Arbeitslose, Langzeitarbeitslose, BerufsrückkehrerInnen) zuzurechnen sind. Der Beschäftigtenstand im ersten Quartal 1998 belief sich auf 1.453 Personen. 2.245 LAN wurden von den Entleihbetrieben übernommen, was einer Wiedereingliederungsquote von ca. 47 Prozent entspricht. 2.572 LAN wurden oder haben gekündigt (vgl. Vanselow 1998).

<sup>3</sup> Die AüGRi wurden im Bundesanzeiger vom 1.9.1994 veröffentlicht.

<sup>4</sup> Die Gründung der gAÜG wird von seiten gewerblicher Arbeitnehmerüberlasser mit Argwohn betrachtet. Dies liegt zum einen daran, daß die gAÜG keine Erlaubnis zur Arbeitnehmerüberlassung im Sinne des § 2 AÜG benötigen und somit nicht den Restriktionen des AÜG unterliegen. Bei den Restriktionen handelt es sich um das Befristungsverbot (§ 3 Abs. 1 Nr. 3 AÜG), die Wiedereinstellungssperre (§ 3 Abs. 1 Nr. 4 AÜG), das Verbot der Einsatzsynchronisation (§ 3 Abs. 1 Nr. 5 AÜG), die Überlassungshöchstdauer (§ 3 Abs. 1 Nr. 6 AÜG) und das Verbot der gewerbsmäßigen Überlassung von Arbeitskräften ins Baugewerbe (§ 12a AFG). Die gAÜG können generell befristete Arbeitsverhältnisse mit ihren Leiharbeitskräften abschließen, kommerzielle Überlasser können das nur in den für alle Unternehmen geltenden Ausnahmen. Nach der letzten Novelle des AÜG vom 1.4.1997 wurden die Restriktionen für die gewerblichen Gesellschaften insb. für den jeweils ersten Arbeitsvertrag allerdings erheblich gelockert.

<sup>5</sup> Ein wichtiger Grund hierfür ist sicherlich die unterschiedliche Behandlung der beiden Gesellschaftstypen bezüglich der Förderungsart. Während gAÜG Zuschüsse erhielten, wurden den gewerblichen Trägern in der Regel „nur“ zinslose Darlehen gewährt, die lediglich für den Fall, daß schwervermittelbare LAN in ein festes Beschäftigungsverhältnis bei einem Entleiher einmündeten, anteilig in Zuschüsse umgewandelt werden konnten (vgl. Vanselow/ Weinkopf 1997). Der Anreiz, der von dieser Förderungspraxis ausging, war offensichtlich nicht ausreichend, um bei den gewerblichen Arbeitnehmerüberlassern eine Veränderung der Personalpolitik in Richtung einer Erhöhung des Schwervermittelbarenanteils herbeizuführen.

<sup>6</sup> Die drei erstgenannten Gesellschaften sind im Arbeitsamtsbezirk Ludwigshafen angesiedelt, die GfA Simmern liegt im AA-Bezirk Bad-Kreuznach, die Gesellschaften 5 und 6 gehören zum AA-Bezirk Trier und die beiden letztgenannten Institutionen befinden sich im AA-Bezirk Koblenz. Während die Mehrzahl der Gesellschaften bereits zu Beginn oder Mitte des Jahres 1995 mit der Verleihtätigkeit begann, nahm der Bürgerservice in Trier seine Tätigkeit erst 1996 auf.

gen zu den Kunden und den Arbeitskräften bestehen Unterschiede zwischen den einzelnen Gesellschaften, die sich unter anderem in der Unternehmensgröße, dem Schwervermittelbarenanteil und dem Deckungsgrad aus dem Verleihgeschäft niederschlagen (s. Tabelle 2).

Die Größe der Gesellschaften, gemessen an der Anzahl der in den beiden Untersuchungsjahren beschäftigten Arbeitskräfte, liegt zwischen 25 und 246 LAN. Zwei der großen Verleiher haben im Untersuchungszeitraum Zweigstellen eröffnet. Eine Gesellschaft hat ihr Geschäft über die Landesgrenze von Rheinland-Pfalz nach Hessen ausgedehnt.

Die Gesellschaften kamen nur dann in den Genuß von finanziellen Zuwendungen des AüGRi-Programmes, wenn mindestens 25 Prozent der von ihnen beschäftigten LAN den Status der Schwervermittelbarkeit besaßen.<sup>7</sup> Diese Vorgabe wird von allen Gesellschaften erfüllt, wobei die Anteile mit Werten zwischen 34 Prozent und 96 Prozent auf unterschiedliche Geschäftspolitiken der Gesellschaften hinweisen könnten. In der Regel geht ein höherer Anteil an Schwervermittelbaren aufgrund der daraus resultierenden höheren Betreuungskosten und der selteneren Verleiheinsätze mit niedrigeren Deckungsbeiträgen einher. Die Deckungsbeiträge aus dem Verleihgeschäft schwanken zwischen 35 und 93 Prozent.

**Tabelle 2: Kennzahlen zu den Gesellschaften**

Gesellschaft	Anzahl der Leiharbeitnehmer bis Ende 96	Anteil Schwervermittelbarer im Durchschnitt der Jahre 95 u. 96	Deckungsgrad aus dem Verleihgeschäft im Jahre 96 in Prozent*
Gabis Speyer	246	33,7	
GeBeGe Ludwigshafen	82	71,9	
ZAB Frankenthal	170	54,2	
GfA-Simmern	197	67,7	
Büs Trier	64	50,8	
Club Aktiv Trier	42	80,9	
BEST Boppard	25	95,8	
AS Koblenz.	25	84,0	
Minimum			35,0
Maximum			93,0
Mittelwert	106	67,4	65,8

Quelle: ZEW-Erhebung, eigene Berechnungen.

\* Aus Datenschutzgründen muß an dieser Stelle von einer Einzeldarstellung abgesehen werden.

Alle hier betrachteten Überlassungsgesellschaften haben AüGRi-Fördermittel in Anspruch genommen. Diese Mittel stehen nach 1996 nicht mehr zur Verfügung, weshalb die Gesellschaften einen höheren Deckungsgrad aus dem Verleihgeschäft anstreben. Die Gesellschaften, die in dem Untersuchungszeitraum bereits einen relativ hohen Deckungsbeitrag erwirtschaften konnten, zeigten sich optimistisch, bald eine 100 Prozent-Deckung zu erreichen. Die anderen sahen in der Erfüllung dieses Zieles größere Schwierigkeiten.

<sup>7</sup> Vgl. § 20 Abs. 2 der Anordnung des Verwaltungsrates der Bundesanstalt für Arbeit zur Förderung der Arbeitsaufnahme (AFdA) vom 19. Mai 1989.

<sup>8</sup> Dabei handelt es sich um Verleihvorgänge, die im Zeitraum vom 1.3.1996 bis zum 30.12.1996 stattgefunden haben.

### 2.3 Leiharbeitnehmer und Leiharbeitsverhältnis

Im folgenden Abschnitt werden die Charakteristika von LAN und Leiharbeitsverhältnissen auf der Grundlage der bei den Gesellschaften erhobenen Informationen beschrieben. Die Beschäftigten der gAÜG in den Jahren 1995 und 1996 rekrutierten sich zum größten Teil aus registrierten Arbeitslosen. Dem ZEW liegen Informationen zu 832 LAN vor. 514 der 832 LAN wurden über das Arbeitsamt an die Gesellschaften vermittelt. 20 Personen bewarben sich auf Annoncen der Gesellschaften und wurden daraufhin eingestellt, 13 bzw. 99 bewarben sich blind oder wurden über „Mund-zu-Mund-Propaganda“ auf die gAÜG aufmerksam. Über die verbleibenden 186 LAN liegen keine Angaben vor. Bei diesen Personen dürfte es sich im wesentlichen um Sozialhilfeempfänger handeln, deren Anteil 1996 im Vergleich zum Vorjahr leicht zugenommen hat.

Zum Stichtag 31.12.1996 (Auslaufen der AüGRi-Förderung) waren noch 211 LAN in den Gesellschaften beschäftigt. 219 der 832 LAN gelang es, eine befristete oder unbefristete Anstellung in einem Unternehmen zu finden. Unmittelbar nach Auslaufen des Vertrags wurden 317 Personen arbeitslos; von den übrigen Personen machten sich drei selbständig, 29 traten in eine Qualifizierungsmaßnahme (Umschulung, Fortbildung etc.) ein, eine Person bezieht seit Austritt aus der Gesellschaft Rente und von 52 Personen ist der Zustand nicht bekannt.

Warum nutzen Unternehmen das Instrument der gAÜ? Für 619 Leiheinsätze<sup>8</sup> wurden die entleihenden Unternehmen nach folgenden Motiven befragt:

- Ausgleich von Nachfrageschwankungen,
- Ausgleich von Personalengpässen,
- Neustrukturierung der Personalpolitik,
- Tests für Neueinstellung sowie
- keine Angabe / Sonstiges.

Die Auswertungen ergeben, daß der Ausgleich von Nachfrageschwankungen und Personalengpässen mit Anteilen von jeweils 33 Prozent die wichtigsten Entleihmotive darstellen (vgl. ZEW 1998). Mit einem Anteil von ca. 29 Prozent rangiert das Motiv „Test für Neueinstellung“ auf dem dritten Platz. Eine Neustrukturierung der Personalpolitik, d.h. ein gradueller Übergang von unbefristeten zu befristeten Arbeitsverhältnissen, wird dagegen nur in rd. vier Prozent der Fälle als Entleihgrund genannt. Für die restlichen drei Prozent der Entleihvorgänge liegen keine Angaben vor oder die Kategorie „Sonstiges“ wurde gewählt.

Mögliche Gründe für die Beendigung eines Leiheinsatzes können in einem regulären Auslaufen des Vertrages, in der Kündigung durch das entleihende Unternehmen oder in der Kündigung durch den LAN liegen. Das Auslaufen des Vertrages zwischen gAÜG und entleihendem Unternehmen stellt in 53 Prozent der Fälle den Grund für die Beendigung der Tätigkeit im Unternehmen dar. Daß in 145 Fällen (23 Prozent) das entleihende Unternehmen das Vertragsverhältnis vorzeitig beendete, kann darauf zurückzuführen sein, daß die LAN die an die Beschäftigung gestellten Anforderungen nicht erfüllt haben. Bei 36 Verleiheinsätzen wurden keine Angaben zu dieser Frage gemacht.

Die Dauer der einzelnen Leiheinsätze wurde in die vier Kategorien

- unter einem Monat,
- ein bis drei Monate,
- vier bis sechs Monate und
- mehr als sechs Monate

eingeteilt. In 42 Prozent der Fälle sind Vertragslaufzeiten zwischen einem und drei Monaten anzutreffen. Verträge mit einer Laufzeit zwischen vier und sechs Monaten sowie über sechs Monate treten etwa gleich oft auf (jeweils rd. 23 Prozent der Fälle), während unter einem Monat dauernde Einsätze seltener vorkommen. In vertiefenden Analysen stellte sich heraus, daß Einsätze mit Laufzeiten bis zu drei Monaten häufig der Überbrückung von Nachfrageschwankungen und Personalengpässen dienen, während bei Tests für Neueinstellungen die Laufzeiten in der Mehrzahl mehr als drei Monate betragen.

Zur quantitativen Abschätzung der Wirksamkeit der *gAÜ* ist es erforderlich, einen Erfolgsmaßstab zu definieren. Zu diesem Zweck dient in der Studie der Wiedereingliederungserfolg in den ersten Arbeitsmarkt, der weitgehend mit der Zielsetzung des Gesetzgebers (s. *AüGRi*) übereinstimmt. Andere Aspekte und abweichende Zielsetzungen der Gesellschaften wie z.B. die Hilfestellung bei persönlichen Problemen können in der ökonomischen Analyse nicht direkt, sondern nur indirekt über den von ihr ausgehenden Wiedereingliederungsimpuls berücksichtigt werden, da diese Ziele nicht bezogen auf einzelne *LAN* bekannt sind.

### 3 Datengrundlage für die Abschätzung des Wiedereingliederungserfolges

#### 3.1 Sozialwissenschaftliche Analysepotentiale der *coArb*

Die Abschätzung des Wiedereingliederungserfolges erfolgt auf der Basis eines Vergleichs der Erwerbsgeschichten der *LAN* nach deren Austritt aus der *gAÜG* mit einer Kontrollgruppe von Arbeitslosen. Dazu werden umfassende Informationen zu arbeitsmarktrelevanten Charakteristika benötigt, die einheitlich sowohl für die Maßnahmeteilnehmer als auch für die Kontrollgruppe zur Verfügung stehen.

In Anbetracht dieser Anforderungen hat die *coArb*<sup>9</sup> als Datenbasis für eine Evaluation der wiedereingliederungsorientierten Arbeitnehmerüberlassung folgende Vorteile: Da die *LAN* vor Beginn der Maßnahme i.d.R. arbeitslos gemeldet waren, ist es unter bestimmten noch zu erläuternden Bedingungen möglich, sie über einen Abgleich mit den Informationen der Fragebogenaktion (Namen und Geburtsdatum) in der *coArb* wiederzufinden. Gleichzeitig stehen alle übrigen in den *coArb*-Datenbanken registrierten arbeitslosen Personen als potentielle Kontrollbeobachtungen zur Verfügung. Damit ist die Forderung nach einer einheitlichen Informationsbasis für die *LAN* und die Kontrollgruppe erfüllt.

In der *coArb* sind neben den standardmäßigen Informationen zu den persönlichen Merkmalen und zum Humankapital (für

einen Überblick s. Tabelle 3/ Spalte 1) auch die folgenden häufig tagesgenau erfaßten Informationen zu den Erwerbsgeschichten der registrierten Personen enthalten:

- Bisherige Beschäftigungsverhältnisse i.d.R. unter Angabe des ausgeübten Berufs und des Arbeitgebers,
- Zeiten der Arbeitslosigkeit,
- Teilnahme an Maßnahmen der aktiven Arbeitsmarktpolitik,
- Krankheitszeiten während der Arbeitslosigkeit und der Teilnahme an aktiver Arbeitsmarktpolitik,
- Meldeversäumnisse,
- Zeiten, in denen das Arbeitsamt keine Informationen über den Verbleib der registrierten Person hatte.

Trotz ihres Potentials als Datengrundlage für die Evaluation der *gAÜ* ist die Benutzung der *coArb* auch mit Schwierigkeiten verbunden. Ein Problem besteht darin, daß Personen nach Ablauf der „Reaktivierungszeit“, die mit dem Tag ihrer Abmeldung aus der *coArb* beginnt und in der Regel 10 Monate beträgt, automatisch vom Computersystem gelöscht werden.<sup>10</sup> Anhand eines konkreten Beispiels bedeutet dies, daß Personen, die früher als 10 Monate vor dem Tag des Datenbankabzugs (in der vorliegenden Arbeit 31.12.1996) in eine Maßnahme eingetreten sind und danach nicht mehr beim Arbeitsamt vorstellig werden, nicht in der *coArb* wiedergefunden werden können und damit für die Analyse des Wiedereingliederungserfolges nicht zur Verfügung stehen. Im Gegensatz dazu können *LAN*, die vor dem 01.03.1996 in eine Gesellschaft zur *gAÜ* eingetreten und innerhalb der letzten 10 Monate vor dem Stichtag wieder arbeitslos werden, in der *coArb* gefunden werden. Damit steht die Wiederauffindbarkeit einer Person in der *coArb* in engem Zusammenhang mit ihrem Arbeitsmarkterfolg. Damit die Abschätzung des Vermittlungserfolges nicht durch derartige (negative) Selektionseffekte verzerrt wird, beschränkt sich die vorliegende Untersuchung auf solche *LAN*, die ihre Maßnahme innerhalb der letzten 10 Monate vor dem Tag des Datenbankabzugs begonnen haben (s. auch Abschnitt 3.2). Diese Einschränkung der Nutzbarkeit der *coArb* für Evaluationen könnte durch kontinuierliche Abzüge der *coArb* oder durch die Wahl einer höheren Reaktivierungszeit seitens der Arbeitsvermittlung überwunden werden.

Ein weiteres Problem der *coArb* besteht darin, daß sie aufgrund ihres Zuschnitts auf die Erfordernisse der Arbeitsvermittlung etliche Informationen nur in Form uncodierter Angaben, d.h. in Form von Textfeldern, enthält. Hiervon sind in erster Linie die für die Kontrollgruppenbildung besonders wichtigen Angaben zur Erwerbsgeschichte betroffen. Die Nutzbarmachung dieser Angaben für eine statistische Auswertung bedarf deshalb einer zeitaufwendigen, weil nicht automatisierbaren Aufbereitung.<sup>11</sup>

Die dargestellten Schwierigkeiten stellen neben datenrechtlichen Aspekten wohl den Hauptgrund dar, weshalb die *coArb*, obwohl sie den in Deutschland am häufigsten für Evaluationszwecke eingesetzten Datensätzen (Sozioökonomisches Panel, Arbeitsmarktmonitor) in mancherlei Hinsicht überlegen ist, von der Wissenschaft noch kaum genutzt wurde.

#### 3.2 Zur Ermittlung der für die Analyse verbleibenden Stichprobe von Leiharbeitnehmern

Im Rahmen der Befragung der Gesellschaften wurden Informationen zu 832 *LAN* erhoben. Zur Abschätzung des Wiedereingliederungseffektes können davon 134 Personen verwendet werden. Die Ursachen der Reduktion werden im folgenden erläutert (vgl. Abbildung 1). In die Evaluation können

<sup>9</sup> Die *coArb* wird in allen 181 deutschen Arbeitsamtsbezirken in einheitlicher Form verwendet, ist dabei aber dezentral organisiert. Das bedeutet, daß in der Regel die in den einzelnen Arbeitsamtsbezirken vorgehaltenen Daten nicht über die Grenzen der Bezirke hinweg zugänglich sind. Eine Ausnahme bilden die Informationen über die offenen Stellen. Auf dezentraler Ebene – d.h. zwischen den einzelnen Dienststellen eines Arbeitsamtsbezirks – besteht allerdings eine Vernetzung.

<sup>10</sup> Der gängigste Grund der Abmeldung ist der erfolgreiche Übergang des Bewerbers in den Arbeitsmarkt, wozu neben dem Übergang in eine reguläre Beschäftigung im ersten Arbeitsmarkt auch der Eintritt in eine *gAÜG* gezählt wird. Daneben gibt es eine Vielzahl anderer Abmeldegründe wie zum Beispiel ein zweites Meldeversäumnis, Krankheit, die Aufnahme einer Ausbildung oder das Ausscheiden aus dem Erwerbsleben. Abmeldungen von Bewerbern, die innerhalb der Reaktivierungszeit wieder beim Arbeitsamt vorstellig werden, werden deaktiviert.

<sup>11</sup> Zur besseren Nutzbarmachung der Potentiale der *coArb* für empirisch-wissenschaftliche Auswertungen wäre es deshalb vorteilhaft, zu einer konsequenteren Codierung der Erwerbsgeschichten seitens der Arbeitsverwaltung überzugehen.



nur solche LAN einbezogen werden, für die auf die Informationen der coArb zurückgegriffen werden kann. Dies ist für 227 Personen nicht der Fall, da sie entweder aus einem anderen als einem der vier Arbeitsamtsbezirk stammen, für die uns coArb-Daten zur Verfügung stehen (70 Personen) oder aufgrund des Ablaufs ihrer Reaktivierungszeit aus der Datenbank gelöscht wurden (67 Personen) oder nicht beim Arbeitsamt gemeldet waren und auf einem anderen Weg zu ihrer Stelle bei einer Gesellschaft gefunden haben (90 Personen).

Die folgende Reduktion um 23 Personen ist darauf zurückzuführen, daß uns der Teil der coArb-Datenbank des Arbeitsamtsbezirks Koblenz, der die Informationen zu den Erwerbsgeschichten enthält, nicht zur Verfügung steht. Deshalb basieren alle weiteren Analysen ausschließlich auf den coArb-Daten der Arbeitsamtsbezirke Bad-Kreuznach, Ludwigshafen und Trier.

Bei den verbleibenden 582 LAN handelt es sich um die Personen, die in den coArb-Datenbanken der drei besagten Arbeitsamtsbezirke über einen Namens- und Geburtsdatumsabgleich mit den Informationen aus der Fragebogenaktion wiedergefunden werden konnten. Ausgehend von der standardmäßigen 10monatigen Reaktivierungszeit können von den Personen, die früher als 10 Monate vor dem Datum des Datenbankabzugs (31.12.96) in eine Gesellschaft eingetreten sind, nur noch jene in der coArb wiedergefunden werden, die nach dem 29.2.98 wieder beim Arbeitsamt vorstellig bzw. arbeitslos geworden sind. Dagegen können z.B. solche LAN, die nach ihrem Aufenthalt in der Gesellschaft direkt in den ersten Arbeitsmarkt übergegangen und dort verblieben sind, nicht mehr wiedergefunden werden.

Die Personen, die ihr Leiharbeitsverhältnis vor dem 1.3.96 angetreten haben und in der coArb zum 31.12.96 wiedergefunden werden, sind deshalb bezüglich ihrer Wiedereingliederung in den ersten Arbeitsmarkt im Vergleich zu allen vor dem 1.3.96 in Leiharbeit eingetretenen Personen systematisch erfolgloser, da sie seit ihrem Austritt aus der Gesellschaft wieder arbeitslos geworden sind. Würde man dies unberücksichtigt lassen, bestünde die Gefahr, den Maßnahmeeffekt zu unterschätzen.

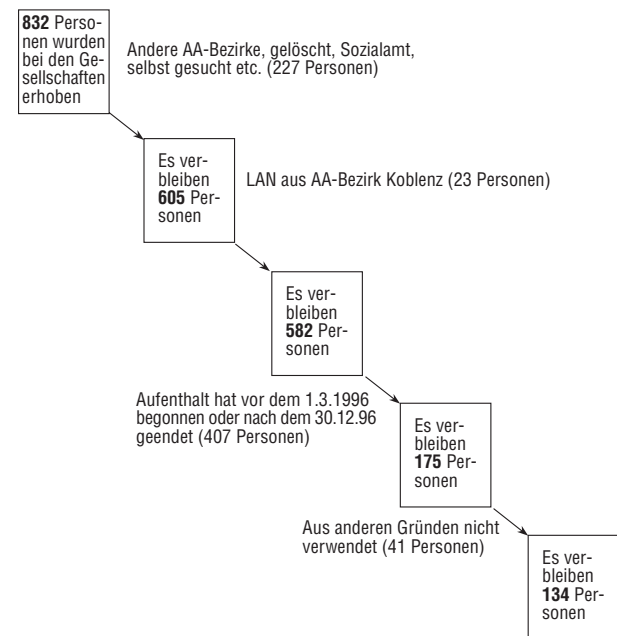
Selbst für den Fall, daß auch die LAN, die vor dem 1.3.96 in eine Gesellschaft eingetreten und nach ihrem Aufenthalt in der Gesellschaft in den ersten Arbeitsmarkt übergegangen sind, in der coArb wiedergefunden werden könnten, wäre ihre Einbeziehung in die Evaluation nicht ratsam. Dies hat seinen Grund darin, daß es nicht möglich ist, potentielle Kontrollpersonen, die vor dem 1.3.96 in den ersten Arbeitsmarkt übergegangen und dort über den 31.12.96 hinaus verblieben sind, in der coArb wiederzufinden. Somit könnte die Möglichkeit nicht ausgeschlossen werden, daß aufgrund des Fehlens solcher erfolgreichen Personen im Datensatz der Maßnahmeeffekt überschätzt würde.

Die genannten Selektionsprobleme, die durch die 10-Monatsfrist entstehen, werden durch die Beschränkung der Untersuchung auf Personen umgangen, die nach dem 29.02.96 in die Maßnahme eingetreten sind. Denn diese Personen sind zum 31.12.96 auf jeden Fall noch in den Datenbanken enthalten. Wird weiterhin berücksichtigt, daß der Wiedereingliederungseffekt nur für abgeschlossene Maßnahmen bestimmt werden kann – der Austritt aus der Gesellschaft somit vor dem 31.12.96 erfolgt sein muß –, so reduziert sich die Stichprobe der evaluierbaren LAN auf 175 Personen.

Im letzten Schritt werden Personen ausgeschlossen, die jünger als 18 oder älter als 53 Jahre sind. Dies geschieht einerseits, um die Untersuchung auf Volljährige zu beschränken,

und andererseits, um Personen auszuschließen, bei denen die Teilnahme an der Maßnahme in einem unmittelbaren Zusammenhang mit einer etwaigen Frühverrentung steht. Weiterhin werden diejenigen Personen ausgeschlossen, die zwei oder mehr voneinander unabhängige Aufenthalte in einer Gesellschaft absolviert haben, bzw. deren Aufenthaltsdauer in einer Gesellschaft weniger als acht Tage betrug, da ganz kurze Aufenthalte kaum nachhaltige Effekte mit sich bringen, und bei mehreren unabhängigen Episoden eine separate Wirkungsanalyse erforderlich ist, die aufgrund fehlender Fallzahlen nicht durchgeführt werden kann. Dadurch verringert sich die Zahl der LAN um weitere 41 Personen auf 134 LAN.

**Abbildung 1: Ermittlung der Stichprobe der für die Analyse verbleibenden LAN**



Quelle: Eigene Darstellung

Es mag eingewendet werden, daß die zur Vermeidung von Selektionsverzerrungen eingeführte Beschränkung der Untersuchung auf Personen, die ihren Aufenthalt in einer Gesellschaft zwischen dem 1.3.1996 und dem 30.12.1996 absolviert haben, mit einer neuen potentiellen Selektion erkauft wird. Letztere bestünde darin, daß mit der Nichtberücksichtigung von Personen, die ab dem 1.3.1996 in eine gAÜG eingetreten, dort jedoch über den 30.12.1996 hinaus verblieben sind, erfolglosere LAN von der Untersuchung ausgeschlossen würden und damit der Wiedereingliederungserfolg der gAÜ möglicherweise überschätzt würde. Wir stufen diese Verzerrung – falls empirisch relevant – als gering ein, da die Verweildauer in einer Gesellschaft per se noch kein Indikator für den späteren Arbeitsmarkterfolg des LAN ist. Sowohl für kurze als auch für längere Maßnahmen gibt es jeweils eine positive und eine negative Interpretation hinsichtlich ihres Zusammenhangs mit der weiteren Erwerbsgeschichte. Kurze Aufenthaltsdauern können zum einen durch den schnellen Übergang des LAN in den ersten Arbeitsmarkt, ebenso aber durch die Kündigung des LAN durch die Gesellschaft (z.B. wegen Nichteignung des LAN oder wegen fehlenden Verleihmöglichkeiten) begründet sein. Längere Aufenthalte können ihre Ursache in der „Nichtvermittelbarkeit“ des LAN in den ersten Arbeitsmarkt haben oder darin, daß die Gesellschaft an einer Person festhält, die häufig verliehen werden kann, und somit einen positiven Beitrag zum Geschäftsergebnis beisteuert.



### 3.3 Die für die Analyse verbleibenden Leiharbeitnehmer

Die Teilnahme an arbeitsmarktpolitischen Maßnahmen ist i.a. nicht zufällig. Das liegt zum einen daran, daß sich solche Maßnahmen explizit an bestimmte (Problem-)Gruppen richten. Im Falle der *gAÜ* sind es die schwervermittelbaren Arbeitslosen, die in besonderem Maße unterstützt werden sollen. Zum andern ist die Nichtzufälligkeit der Teilnahme darin begründet, daß sich aus der Gruppe der Personen, die laut Programm Zugang zur Maßnahme haben können, wiederum nur bestimmte, z.B. besser informierte oder höher motivierte Personen auch tatsächlich für die Teilnahme entscheiden bzw. von den *gAÜG* eingestellt werden.

**Tabelle 3: Deskriptive Statistiken ausgewählter Variablen der coArb für unterschiedliche Stichproben**

	Grundgesamtheit coArb	In der coArb gefundene Leiharbeitskräfte	Stichprobe für die Analyse des Erfolges
Beobachtungen	144.002	582	134
Variable	Mittelw. (Std.abw.) oder Anteil in Prozent	Mittelw. (Std.abw.) oder Anteil in Prozent	Mittelw. (Std.abw.) oder Anteil in Prozent
Alter	37,9 (12,8)	35,6 (10,3)	32,8 (9,3)
Geschlecht (männlich)	60,1	77,6	77,6
Familienstand			
Alleinstehend	37,4	38,7	44,0
Nicht alleinstehend	9,7	11,4	6,0
Verheiratet	52,1	49,6	50,0
Alleinerziehend	0,8	0,3	0,0
Kinderzahl	0,4 (0,9)	0,6 (1,0)	0,5 (0,9)
Schwerbehindert	5,3	7,0	6,7
Gesundheitliche Einschränkungen	27,1	21,5	22,4
Gesundheitliche Einschränkungen mit Einfluß auf die Vermittelbarkeit	15,3	11,2	11,9
Ausländer	10,9	12,2	17,2
Aus- oder Übersiedler	5,9	16,0	12,7
Schulabschluß			
Keinen Schulabschluß	11,7	17,3	17,9
Hauptschule	63,0	65,6	62,7
Mittlere Reife	13,5	10,0	11,2
Abitur oder Fachhochschulreife	11,8	7,1	8,2
Berufsabschluß			
Keinen Abschluß	45,4	52,7	54,5
Lehre	45,4	41,7	39,6
Fachschule	4,3	3,3	2,2
Fachhochschule	1,5	0,9	0,7
Universität	3,4	1,5	3,0
Berufswunsch auf 2-Steller-Ebene*	61,4 (24,7)	51,7 (24,4)	52,3 (22,3)
Stellung im letzten Beruf			
Nichtfacharbeiter	22,5	36,8	50,7
Facharbeiter	13,6	10,9	7,5
Angestellte	18,6	6,6	5,2
Sonstige	45,3	45,8	36,6
Arbeitsamtsbezirk			
Bad Kreuznach	31,2	23,7	13,4
Ludwigshafen	32,9	59,6	64,2
Trier	35,9	16,7	22,4

Quelle: coArb Bad-Kreuznach, Ludwigshafen und Trier. Eigene Berechnungen.

Anmerkung: \*Die Mittelwerte (Standardabweichungen) entziehen sich einer inhaltlichen Interpretation, da es sich beim Berufswunsch um eine ungeordnete qualitative Variable handelt. Dennoch liefern die Statistiken in Hinblick auf die Verteilung dieser Variablen Aufschluß über etwaige systematische Unterschiede zwischen den drei Personengruppen.

Der in Tabelle 3 dargestellte Vergleich der Mittelwerte ausgewählter sozio-ökonomischer und demographischer Merkmale zwischen Teilnehmern und Nichtteilnehmern verdeutlicht die Nichtzufälligkeit der Teilnahme an *gAÜ*. In der zweiten Spalte der Tabelle werden die Ergebnisse für die Grundgesamtheit, d.h. für alle zum 31.12.96 in einem der drei Arbeitsamtsbezirke registrierten Personen, ausgewiesen. Die dritte Spalte enthält alle in den Datenbanken wiedergefundenen Leiharbeitnehmer und die vierte Spalte die *LAN*, auf deren Grundlage später der Maßnahmeeffekt ermittelt wird. Die Auswahl der Merkmale richtet sich nach der Relevanz der jeweiligen Variable für die Evaluation und danach, ob die Information in der coArb bereits in codierter Form vorliegt.

Es wird deutlich, daß *LAN* im Vergleich zur Grundgesamtheit jünger, häufiger Männer, häufiger schwerbehindert, allerdings seltener von gesundheitlichen Einschränkungen betroffen, häufiger Ausländer und Aus- oder Übersiedler sind. Bezüglich der Höhe der schulischen und beruflichen formalen Qualifikation erweisen sich *LAN* als unterdurchschnittlich ausgebildet, was sich auch in einer niedrigeren Facharbeiterquote niederschlägt. Diese Ergebnisse stehen in Übereinstimmung mit dem auf Schwervermittelbare zugeschnittenen Förderkonzept. Trotz einiger Abweichungen zwischen den Spalten 3 und 4 der Tabelle 3 für die Variablen „Alleinstehend“, „Ausländer“, „Aus- und Übersiedler“ und „Nichtfacharbeiter“, die ihre Ursache in den niedrigen Fallzahlen haben, weisen die beiden Stichproben der *LAN* bezüglich ihrer Relation zu den Ausprägungen der Grundgesamtheit ein einheitliches Bild auf.

Nachdem die Erwerbsgeschichten der für die Evaluation nutzbaren *LAN* gemäß des im Anhang dargestellten Verfahrens aufbereitet wurden, kann eine Analyse des Maßnahmeverlaufs durchgeführt werden (s. Tabelle 4 und Abbildung 2). Aufgrund der vorangegangenen Auswahl der *LAN* ist der Wertebereich des Anfangs- und Enddatums der Maßnahme auf die Halbmonate 1 bis 19 und der Wertebereich der Verweildauer in der Maßnahme auf 19 Halbmonate beschränkt.<sup>12</sup>

**Tabelle 4: Maßnahmebeginn und -ende**

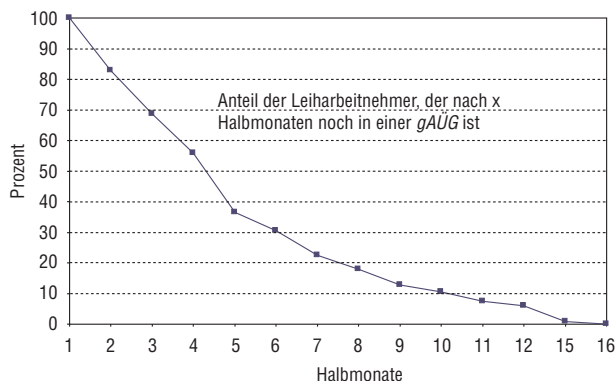
	Minimum	10-Prozent Quantil	50-Prozent Quantil	90-Prozent Quantil	Maximum
Anfang (im Halbmonat)	1	3	8	15	19
Ende (im Halbmonat)	3	8	12	18	19

Quelle: Eigene Berechnungen auf Basis der aufbereiteten Erwerbsgeschichten.

Aus Tabelle 4 geht hervor, daß die ersten *LAN* bis zum 16.3.96 in die Maßnahme eingetreten sind; die letzten Eintritte erfolgten erst nach dem 16.12.96. Die frühesten Austritte erfolgten zwischen dem 16. und 29.4.96; die spätesten Austritte zwischen dem 16. und 30.12. des gleichen Jahres. 90 Prozent der betrachteten Teilnehmer haben ihre Maßnahme bis zum 16.10.96 begonnen bzw. ihre Maßnahme bis zum 15.12.96 beendet. 90 Prozent der Teilnehmer können somit an mindestens zwei Stichtagen nach der Beendigung ihrer Maßnahme beobachtet werden. Die Hälfte der Teilnehmer kann bis zu vier Monate nach Beendigung der Maßnahme beobachtet werden.

<sup>12</sup> Die Zuweisung der Nummern für die Halbmonate zu Datumsangaben kann der ersten Spalte von Tabelle A2 entnommen werden.

**Abbildung 2: Verweildauer in der Maßnahme**

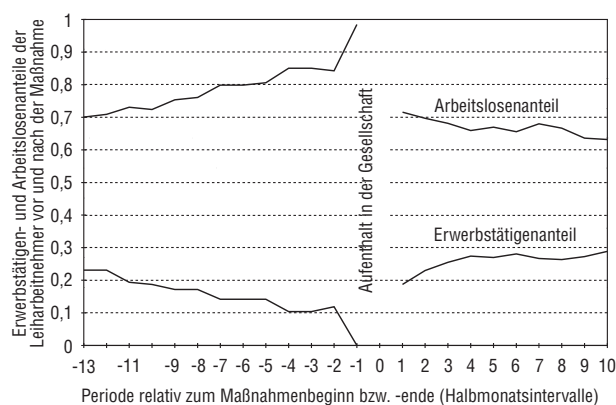


Quelle: Eigene Berechnungen auf Basis der aufbereiteten Erwerbsgeschichten.

Aus Abbildung 2 ist ersichtlich, daß ca. 70 Prozent der Aufenthalte in den Gesellschaften höchstens drei Monate gedauert haben und etwa 90 Prozent aller Aufenthalte eine Laufzeit von bis zu 5 Monaten hatten. Trotz der Beschränkung auf Maßnahmen, die innerhalb des 10-Monatszeitraums abgeschlossen wurden, kann aus dem steilen Abfallen der Verweildauerkurve in den ersten Halbmonaten darauf geschlossen werden, daß die gAÜ nicht als Dauerarbeitsverhältnis, sondern i.d.R. als Übergangslösung konzipiert ist.

Alle Aussagen zum Erfolg der gAÜG beziehen sich auf die kurze Frist von einem bis zu fünf Monaten nach Beendigung der Leiharbeitsverhältnisse. Weitergehende Aussagen über mittel- oder langfristige Effekte sind derzeit nicht möglich.

**Abbildung 3: Erwerbsstatus der Leiharbeitnehmer vor und nach der Maßnahme**



Quelle: Eigene Berechnungen auf Basis der aufbereiteten Erwerbsgeschichten.

Abbildung 3 gibt Aufschluß über den Erwerbsstatus der LAN vor und nach der Maßnahme. Im oberen Teil des Schaubilds wird die Entwicklung des Arbeitslosenanteils und im unteren Teil die des Erwerbstätigenanteils dargestellt. In Anbetracht

<sup>13</sup> Zwei Personen sind aus „Zeiten ohne Nachweis“ in die Gesellschaft eingetreten. Zeiten ohne Nachweis bezeichnen Zeitspannen, in denen das Arbeitsamt nicht über den Verbleib des Bewerbers informiert ist.

<sup>14</sup> Vgl. Brinkmann (1998), Heckmann/Smith (1996), Kuhlmann/ Holland (1994), Lechner (1998b), Moffitt (1991), Schmid/ O'Reilly/ Schömann (1996), Tuchtfeldt (1983).

<sup>15</sup> Sozialpolitische Maßnahmen zielen in der Regel auf eine Verbesserung des Einkommens und/oder des Erwerbsstatus der geförderten Personen ab.

der Tatsache, daß die Teilnahme an gAÜ i.d.R. an eine vorherige Arbeitslosigkeit geknüpft ist, verwundert es wenig, daß der Erwerbstätigenanteil der LAN eine Periode vor Beginn der Maßnahme bei 0 Prozent und der entsprechende Arbeitslosenanteil bei fast 100 Prozent liegt.<sup>13</sup> Auffällig ist das Abknicken der beiden Kurven um jeweils 10 Prozentpunkte unmittelbar vor Maßnahmebeginn, das am ehesten damit erklärt werden kann, daß jüngst arbeitslos gewordenen Menschen seitens der Arbeitsverwaltung möglichst rasch wieder in Arbeit verholphen werden soll.

Nach Beendigung der Maßnahme ist für die LAN ein Erwerbstätigenanteil (18,7 Prozent) zu beobachten, der dem Niveau 10 Perioden vor Maßnahmebeginn entspricht. Im weiteren steigt dieser Anteil an und bewegt sich dann auf einem Niveau von über 25 Prozent. Bei der Interpretation der Zahlen muß beachtet werden, daß die Anteile mit zunehmender zeitlicher Entfernung zum Maßnahmeende mit immer weniger Beobachtungen berechnet werden. Während das Ergebnis eine Periode nach Austritt aus der gAÜG noch auf allen 134 Beobachtungen beruht, verbleiben in Periode 5 nur noch 100 Personen. In Periode 7 sind es 75 und in Periode 10 – also 5 Monate nach dem jeweiligen Maßnahmeende – schließlich nur noch 38 Personen (vgl. Tabelle 6/ Spalte 6).

In ihrer Studie zur Beschäftigungssituation von Teilnehmern an AFG-finanzierter beruflicher Weiterbildung berechnen Blaschke/ Nagel (1995) Wiedereingliederungsquoten von FuU-Absolventen. Für Absolventen aus den alten Bundesländern, die Vollzeitunterricht erhalten haben und im Laufe des dritten Quartals 1993 aus der Maßnahme ausgetreten sind, beträgt der Anteil der am 31.12.93 sozialversicherungspflichtig Beschäftigten 46,5 Prozent. Wird dieses Ergebnis den Erwerbstätigenanteilen von 26-29 Prozent gegenübergestellt, die von den rheinland-pfälzischen LAN 3-5 Monate nach ihrem Austritt aus einer Gesellschaft erreicht werden, liegt die Versuchung nahe, den Wiedereingliederungserfolg der gAÜG eher negativ zu beurteilen. Eine solche Schlußfolgerung auf Grundlage des in Abbildung 3 dargestellten sogenannten „Vorher-Nachher-Vergleichs“ ist jedoch unzulässig, da sie etwaige Besonderheiten der jeweiligen Teilnehmergruppen völlig außer Acht läßt. Vielmehr bedarf es zur Abschätzung des Erfolgs einer Maßnahme eines geeigneten Vergleichsmaßstabes. Dieser Vergleichsmaßstab muß, um möglichst präzise zu sein, auf die Gruppe der LAN zugeschnitten sein. Um das zu erreichen, wählen wir aus der coArb eine geeignete Kontrollgruppe von Arbeitslosen aus, die nicht in einer gAÜG beschäftigt war, aber den LAN ansonsten möglichst ähnlich ist.

#### 4 Ökonometrische Abschätzung des Wiedereingliederungserfolgs

Ohne eine vollständige Übersicht über den Stand der Theorie und Praxis von Evaluationen anzustreben<sup>14</sup>, können die folgenden Komponenten als zentral für eine Evaluation angesehen werden:

1. Bestimmung von Zielen<sup>15</sup> und Instrumenten des Programmes,
2. Beschreibung der Umsetzung und Entwicklung der Maßnahme,
3. Ermittlung des kausalen Effekts der Maßnahme,
4. Ermittlung indirekter und gesamtwirtschaftlicher Effekte der Maßnahme sowie
5. Abschätzung und Bewertung der Nettokosten und -erträge unter Berücksichtigung der erwünschten direkten und erwünschten bzw. unerwünschten indirekten Wirkungen.

Die 3. Stufe dieses Schemas – die Ermittlung des kausalen Effekts der Maßnahme – wird dabei häufig als Kern einer Evaluation aufgefaßt. „Hierin spiegelt sich die Tatsache wider, daß staatliche Interventionen in modernen Gesellschaften in der Regel durch ihre beabsichtigten und erreichten Wirkungen im jeweiligen Zielbereich gerechtfertigt werden“ (Schmid/ O’Reilly/ Schömann 1996: 2). In Übereinstimmung mit dieser Auffassung steht die Ermittlung des kausalen Maßnahmeeffekts auch im Mittelpunkt des vorliegenden Beitrags. Konkret geht es um die Frage, ob arbeitslose Personen, die bei einer *gAÜ* beschäftigt waren, einen höheren Wiedereingliederungserfolg in den ersten Arbeitsmarkt aufweisen, als Arbeitslose, die eine solche Gesellschaft nicht durchlaufen haben.

#### 4.1 Methoden der Evaluation

Die für eine Evaluation einzusetzende Methode hängt u.a. von der Herkunft der zugrunde liegenden Daten ab. Stammen die Daten aus einem sozialen Experiment, so ist die geforderte Übereinstimmung von Maßnahmeteilnehmern und Nichtteilnehmern bezüglich der für eine Teilnahme relevanten Faktoren durch das experimentelle Design gewährleistet. Der kausale Effekt der Maßnahme kann dann als Differenz der Zielgrößen zwischen der Gruppe der Teilnehmer und der Gruppe der Nichtteilnehmer bestimmt werden.<sup>16</sup>

Da sozialpolitische Experimente in der Bundesrepublik aus ethischen Gründen abgelehnt werden, ist die Evaluationsforschung auf nichtexperimentelle Daten angewiesen. In diesem Falle steht man vor dem Problem, daß sich die Maßnahmeteilnehmer in aller Regel in bestimmten Merkmalen systematisch von der Gruppe der potentiellen Kontrollbeobachtungen unterscheiden (vgl. Tabelle 3) und diese Unterschiede wiederum mit dem Erfolg der Teilnahme an der Maßnahme korreliert sind. Die Ursachen für diese Unterschiede sind zum einen in der „Selbstausswahl“ (Einfluß des Teilnahmewunsches der Bewerber auf die Teilnahme) und zum andern in der „Programmauswahl“ (Einfluß der Arbeitsvermittlung und der Maßnahmeträger auf die Teilnahme) begründet. Deshalb können kausale Maßnahmeeffekte im nichtexperimentellen Kontext nur dann unverzerrt bestimmt werden, wenn es gelingt, für diese Nicht-Zufälligkeiten der Teilnahme an der Maßnahme zu kontrollieren. Hierzu können zwei verschiedene Wege beschritten werden:

- Die sogenannte parametrische Methode „[...]“ basiert auf einer mehr oder weniger vollständigen d.h. parametrischen oder semiparametrischen Modellierung sowohl des Selektionsprozesses zur Teilnahme als auch der Prozesse, denen die Ergebnisvariable unterliegt“ (Lechner 1998b: 18). Ein Nachteil dieser Methoden ist, daß technische Annahmen über Störterme und funktionale Formen benötigt werden, die nicht immer inhaltlich interpretiert werden können.
- In neuerer Zeit werden vermehrt nichtparametrische, insbesondere sogenannte „Matchingmethoden“ verwendet (s. z.B. Heckman/ Ichimura/ Todd 1998). „Matching ist eine (statistische) Methode, um aus einem großen Reservoir von potentiellen Kontrollbeobachtungen eine Kontrollgruppe von relativ geringer Größe zu ermitteln, in der die Verteilung der relevanten Variablen die gleiche ist wie in der Gruppe der

Maßnahmeteilnehmer“ (Rosenbaum/ Rubin 1983: 48, eigene Übersetzung). Mit anderen Worten kann Matching als ein Verfahren bezeichnet werden, das aus einer Gruppe von potentiellen Kontrollbeobachtungen diejenigen Personen auswählt, die mit den Teilnehmern bezüglich der verfügbaren und für die Teilnahme an einer Maßnahme als relevant erachteten Variablen möglichst eng übereinstimmen. Auch diese Methoden basieren auf Annahmen, die erfüllt sein müssen, um einen kausalen Maßnahmeeffekt identifizieren zu können. Diese Annahmen sind jedoch häufiger weniger restriktiv als die der parametrischen Ansätze (vgl. Heckman/ Ichimura/ Todd 1998).

Aufgrund dieses Vorteils und der Tatsache, daß mit der *coArb* ein im Vergleich zur Anzahl der Teilnehmer sehr großes Reservoir von Kontrollpersonen zur Verfügung steht, wird im folgenden ein nichtparametrischer Evaluationsansatz verwendet. Das heißt jedoch nicht, daß nichtparametrische Ansätze parametrischen Verfahren generell überlegen sind (vgl. auch Fitzenberger/ Prey 1998), sondern vielmehr, daß die gewählte Methode für das zu evaluierende Programm und die zur Verfügung stehenden Informationen besonders gut geeignet scheint.

#### 4.2 Kausale Effekte, potentielle Ergebnisse, Identifikation

Die zentrale Frage der Untersuchung ist die nach dem kausalen Effekt einer Teilnahme an *gAÜ* auf den späteren Erwerbsstatus des LAN. Das Konzept des kausalen Effekts geht auf Rubin (1974) zurück und wird von diesem sinngemäß wie folgt formuliert: „Der kausale Effekt einer Maßnahme für eine bestimmte Person ist die Differenz zwischen dem Ergebnis, das sich einstellen würde, wenn die Person an der Maßnahme teilgenommen hätte und dem Ergebnis, das sich einstellen würde, wenn die Person nicht an der Maßnahme teilgenommen hätte“ (Rubin 1974: 689).

Es ist offensichtlich, daß der so definierte individuelle kausale Maßnahmeeffekt nicht tatsächlich beobachtet werden kann, da eine Person nicht gleichzeitig Teilnehmer und Nichtteilnehmer sein kann. Trotz dieser logischen Unmöglichkeit ist es unter bestimmten, im weiteren zu erläuternden Bedingungen möglich, den durchschnittlichen kausalen Effekt der Maßnahme auf die Personen, die an der Maßnahme teilgenommen haben ( $\theta^0$ ), zu identifizieren. Formal läßt sich der kausale Effekt wie folgt darstellen:

Gleichung 1:

$$\theta^0 := E(Y^t - Y^n | S = 1) = E(Y^t | S = 1) - E(Y^n | S = 1),$$

wobei  $E$  für den Erwartungswertoperator steht und  $S$  eine Indikatorvariable für den Teilnahmestatus ist, die für die Maßnahmeteilnehmer den Wert „1“ und für die Nichtteilnehmern den Wert „0“ annimmt.  $Y^t$  ( $Y^n$ ) ist eine Variable, die den Erwerbsstatus im Anschluß an eine Teilnahme (Nichtteilnahme) an der Maßnahme mißt.

$Y^t$  und  $Y^n$  werden auch als „potentielle Ergebnisse“ bezeichnet, weil sie unabhängig von ihrer tatsächlichen Realisierbarkeit definiert sind. Die Verwendung des Konzepts der potentiellen Ergebnisse trägt der oben beschriebenen Unmöglichkeit Rechnung, wonach Maßnahmeteilnehmer nach der Maßnahme nicht mehr als Nichtteilnehmer ( $Y^n$  kann für Maßnahmeteilnehmer nie beobachtet werden) und Nichtteilnehmer nicht mehr als Teilnehmer ( $Y^t$  kann für Nichtteilnehmer nie beobachtet werden) beobachtet werden können.

Die Schwierigkeit bei der Bestimmung des durchschnittlichen kausalen Effekts aus Gleichung 1 besteht in der adä-

<sup>16</sup> Heckman/ Smith (1995) weisen allerdings darauf hin, daß auch bei Experimenten Einflüsse denkbar sind, die zu einer verzerrten Schätzung der kausalen Maßnahmeeffekte führen können. Zur alternativen Erfolgsmaßen vgl. auch Friedlander/ Greenberg/ Robins (1997).

quaten Schätzung des Erwartungswertes  $E(Y^n|S=1)$ , da  $Y^n$  für Teilnehmer in der Realität nicht beobachtet werden kann;  $E(Y^n|S=1)$  läßt sich dagegen als arithmetisches Mittel der sich nach der Maßnahme einstellenden Erwerbszustände der Maßnahmeteilnehmer schätzen.

Im Falle eines Experiments, bei dem der Zugang zur Maßnahme innerhalb der Gruppe der potentiell teilnahmeberechtigten Personen über einen Zufallsmechanismus geregelt wird, könnte die Gruppe der teilnahmeberechtigten Nichtteilnehmer ( $S=0$ ) zur Schätzung von  $E(Y^n|S=1)$  herangezogen werden, da wegen der Zufälligkeit der Zuweisung in die Maßnahme und der daraus resultierenden statistischen Unabhängigkeit (in der folgenden formalen Darstellung durch das Symbol „ $\perp$ “ ausgedrückt) zwischen den potentiellen Ergebnissen und dem Teilnahmestatus  $E(Y^n|S=1) = E(Y^n|S=0)$  gelten würde.

Daß die der vorliegenden Untersuchung zur Verfügung stehenden Daten nicht experimentellen Ursprungs sind, geht bereits aus Tabelle 3 hervor, denn es scheint etliche Variablen zu geben, die sowohl einen Einfluß auf die Maßnahmeteilnahme als auch auf die Wiedereingliederungschancen in den ersten Arbeitsmarkt haben (z.B. Geschlecht, Nationalität, Ausbildung). Sofern dies der Fall ist, gilt  $E(Y^n|S=1) \neq E(Y^n|S=0)$ , was bedeutet, daß  $E(Y^n|S=1)$  nicht verzerrungsfrei als arithmetisches Mittel des nach der Maßnahme beobachteten Erwerbstatus der Nichtteilnehmer geschätzt werden kann.

Rubin (1977) führt mit der „conditional independence assumption“ (CIA) eine Bedingung ein, unter der auch im nicht-experimentellen Modellrahmen mit Hilfe von Nichtteilnehmern/Kontrollbeobachtungen der kausale Effekt einer Maßnahme bestimmt werden kann. Diese Annahme besagt, daß in Abhängigkeit von der Realisation eines Vektors exogener Variablen ( $X=x$ ) statistische Unabhängigkeit zwischen den potentiellen Ergebnissen und dem Teilnahmestatus besteht (s. Gleichung 2). Die CIA ist nur dann gültig, wenn alle Variablen bekannt und im Datensatz vorhanden sind, die  $Y^n$  und  $S$  gemeinsam beeinflussen. Daher ist für die empirische Analyse sowohl ein detailliertes Wissen über den Teilnahme-prozeß und die Bestimmungsgründe von  $Y^n$ , als auch ein hinreichend informativer Datensatz notwendig. Nach Auffassung der Autoren steht mit der coArb ein Datensatz zur Verfügung, der sämtliche relevanten Informationen entweder in direkter oder in indirekter Form enthält (s. Abschnitt 3.1) und somit gewährleistet, daß die CIA erfüllt ist.<sup>17</sup>

Gleichung 2:  $Y^n \perp S | X=x$

Sofern die CIA erfüllt ist, gilt  $E(Y^n|S=1, X=x) = E(Y^n|S=0, X=x)$ . Letzteres bedeutet, daß anhand einer Untergruppe von Nichtteilnehmern, die sich hinsichtlich der Verteilung ihrer exogenen Variablen nicht von der Gruppe der Maßnahmeteilnehmer unterscheidet,  $E(Y^n|S=1)$  geschätzt werden kann<sup>18</sup> und somit eine Bestimmung des durchschnittlichen kausalen Maßnahmeeffekts möglich wird. Rosenbaum/ Rubin (1983) weisen darauf hin, daß zur Gewährleistung der CIA i.d.R. eine große Anzahl von exogenen Va-

riablen notwendig ist. Das hat zur Folge, daß der Variablenvektor  $X$  eine hohe Dimension besitzt und sich folglich die Schätzung von  $E(Y^n|S=1)$  erheblich erschwert. Zur Vermeidung dieses Dimensionsproblems kann der Vektor  $x$  zu einem einzigen Maß – dem sogenannten *propensity score* – verdichtet werden. Der *propensity score* ( $p(x)$ ) ist als Teilnahme-wahrscheinlichkeit ( $P$ ) an einer Maßnahme in Abhängigkeit der Realisationen der für die Teilnahme relevanten Variablen definiert ( $p(x) = P(S=1|X=x)$ ). Rosenbaum/ Rubin (1983) zeigen, daß im Falle der Gültigkeit der CIA eine Konditionierung des Teilnahmestatus auf den *propensity score* ausreichend ist, um die für die Bestimmung des kausalen Effekts notwendige statistische Unabhängigkeit zwischen potentiellen Ergebnissen und Teilnahmestatus zu gewährleisten. Der Nachteil des *propensity score* ist, daß er nicht als Variable im Datensatz vorhanden ist und deshalb geschätzt werden muß.

Rosenbaum/ Rubin (1983) führen außerdem mit dem Terminus des *balancing score* einen Überbegriff für alle „Konditionierungsformen“ ein, die bei Gültigkeit der CIA dazu geeignet sind, statistische Unabhängigkeit zwischen den potentiellen Ergebnissen und dem Teilnahmestatus herzustellen. Dabei ist  $X=x$  als die differenzierteste und der *propensity score* als die einfachste Variante des *balancing score* zu verstehen (vgl. Rosenbaum/ Rubin 1983: 43). In der ökonomischen Anwendung – so auch in dieser Untersuchung – werden i.d.R. *balancing scores* verwendet, die eine Kombination der beiden vorgenannten Extreme darstellen.

Neben der erforderlichen Unabhängigkeit zwischen den potentiellen Ergebnissen und dem Teilnahmestatus ist die Identifizierbarkeit des kausalen Effekts aus Gleichung 1 noch an die Erfüllung einer weiteren Bedingung geknüpft: Es muß gewährleistet sein, daß die individuellen potentiellen Ergebnisse nicht vom Teilnahmeverhalten anderer Personen beeinflusst werden (in der Literatur ist diese Annahme unter der englischen Bezeichnung „stable unit treatment value assumption“ (SUTVA) bekannt). Allgemein ausgedrückt beinhaltet die SUTVA die Forderung nach Abwesenheit indirekter Maßnahmeeffekte. Im Falle unseres Untersuchungsgegenstandes wäre diese Annahme verletzt, wenn *gAÜ* zur Folge hätte, daß z.B. die entleihenden Unternehmen ihre Personalpolitik dahingehend umgestalten, daß sie Teile ihrer Stammebelegschaft entlassen, um verstärkt *LAN* zu beschäftigen bzw. die Dienste des Arbeitsamtes nicht mehr in Anspruch nehmen und damit die Arbeitsmarktchancen der übrigen Arbeitslosen vermindern. Dies scheint aber wenig plausibel.

### 4.3 Kontrollgruppenbildung und Schätzung

#### 4.3.1 Vorselektion

Aus Zeit- und Kostengründen können die in der coArb nur in Textform vorliegenden individuellen Erwerbsgeschichten nicht für alle rd. 144.000 potentiellen Kontrollbeobachtungen aufbereitet werden. Es muß deshalb eine Stichprobe aus der Grundgesamtheit der Kontrollbeobachtungen gezogen werden, die vom Aufbereitungsaufwand her bewältigt werden kann, gleichzeitig aber groß genug ist, um eine hohe Matchqualität<sup>19</sup> zu ermöglichen. Im Zuge der Vorselektion werden deshalb zu jedem Maßnahmeteilnehmer 15 Kontrollpersonen ausgewählt. Die Vorselektion erfolgte nicht zufällig, sondern mit Hilfe eines einfachen Matchingverfahrens: Zunächst wird ein Probit-Modell für die Teilnahmewahrscheinlichkeit an der Maßnahme auf Grundlage aller potentiellen Kontrollbeobachtungen zuzüglich der 134 evaluierbaren *LAN* geschätzt. Als erklärende Variablen werden sämtliche in der ersten Spalte von Tabelle 3 aufgeführten Variablen verwendet. In der

<sup>17</sup> Eine Überprüfung ihrer Gültigkeit z.B. mittels eines statistischen Tests ist allerdings nicht möglich.

<sup>18</sup> Das ist eine Konsequenz, die sich aus der Anwendung des Gesetzes über iterierte Erwartungswerte ergibt (vgl. Lechner 1998a).

<sup>19</sup> Grad der Übereinstimmung, der bezüglich der relevanten Merkmale der Person und ihrer Geschichte zwischen Teilnehmern und Kontrollpersonen herstellbar ist.



Schätzung besitzen die folgenden Variablen einen mindestens zum 5%-Niveau abgesicherten Einfluß auf die Teilnahme an *gAÜ*:

- Alter
- Geschlecht
- Arbeitsamtsbezirk
- Schwerbehinderung
- Berufliche Stellung im letzten Arbeitsverhältnis
- Aus- oder Übersiedler.

Es werden zunächst solche Kontrollpersonen ausgewählt, die bezüglich ihrer Ausprägungen dieser sechs Variablen mit dem jeweiligen Teilnehmer identisch sind. Teilnehmern, für die weniger als 15 „identische“ Kontrollpersonen im Datensatz vorhanden sind, werden die fehlenden Beobachtungen mit der „Nearest-Neighbour“-Methode zugewiesen; d.h., die Kontrollpersonen werden ausgewählt, die bezüglich des geschätzten Index der Teilnahmewahrscheinlichkeit (*propensity score*) die geringste absolute Differenz zum jeweiligen Teilnehmer aufweisen.<sup>20</sup>

Im Anschluß daran werden die Erwerbsgeschichten der 2010 ausgewählten Kontrollpersonen gemäß des im Anhang dargestellten Verfahrens aufbereitet. Damit enthält die Stichprobe, auf deren Grundlage die weiteren Analysen basieren (im weiteren auch als „Datensatz 2“ bezeichnet), 134+2010=2144 Personen.

#### 4.3.2 Ermittlung der Kontrollpersonen für die Bestimmung des Maßnahmeeffekts

Nach erfolgter Vorselektion stehen im Datensatz 2 für die Analyse des kausalen Wiedereingliederungseffekts neben den bisherigen Variablen (vgl. Tabelle 3) jeweils 61 zeitpunktbezogene Indikatorvariablen zu den folgenden Ereignissen der Erwerbsgeschichte zur Verfügung:

1. Arbeitslosigkeit,
2. berufliche Stellung während der Erwerbstätigkeit, differenziert nach 5 Kategorien,
3. Ausbildung, differenziert nach Schule, Lehre, Fach- oder Technikerschule und Hochschule,
4. Teilnahme an aktiver Arbeitsmarktpolitik, differenziert nach Fortbildung, Umschulung, Rehabilitation und ABM, jedoch ohne *gAÜ*,
5. Zeiten ohne Nachweis,
6. Krankheit,
7. Wehrdienst, Zivildienst und Zeiten als Berufssoldat,
8. Haft,
9. Zeiten vor der Erfassung der Erwerbsgeschichte durch die Arbeitsvermittlung,
10. *gAÜ*.

Außerdem werden Variablen für die Häufigkeit der ersten und zweiten Meldeversäumnisse der Jahre 1994, 95 und 96 sowie zur höchsten abgeschlossenen Berufsausbildung erhoben.

<sup>20</sup> Für eine ausführliche Beschreibung der Vorgehensweise bei der Vorselektion vgl. ZEW (1998). An den Vormatch wird nicht der Anspruch erhoben, daß er statistische Unabhängigkeit zwischen Teilnahmestatus und potentiellen Ergebnissen für die Gruppe der Nichtteilnehmer herstellen muß. In diesem Stadium der Analyse kann die CIA nicht erfüllt sein, da die Informationen aus den Erwerbsgeschichten noch nicht zur Verfügung stehen.

<sup>21</sup> Hierbei kann es sich zum einen um Variablen aus der *propensity score* Schätzung handeln, denen durch ihre explizite Einbeziehung in den Matching-Algorithmus ein besonderes Gewicht beigemessen werden soll. Zum anderen kann es sich aber auch um solche Variablen handeln, die nur einen Einfluß auf die Teilnahmewahrscheinlichkeit, nicht aber auf das potentielle Ergebnis haben und umgekehrt.

Die sehr detaillierten Informationen zur Erwerbsgeschichte werden zum Teil zusammengefaßt, um die hohe Variablenzahl zu reduzieren. Im Falle der Arbeitslosigkeit werden unter Berücksichtigung der wechselnden Abstände zwischen den Stichtagen (s. Anhang/ Tabelle A2) die Zeiträume 31.12.89 – 31.12.92, 1.1.93 – 31.12.93, 1.1.94 – 31.8.94, 1.9.94 – 28.2.95, 1.3.95 – 31.8.95, 1.9.95 – 30.11.95 und 1.12.95 – 29.2.96 gewählt. Für die Erwerbstätigkeit, Ausbildung, Teilnahme an aktiver Arbeitsmarktpolitik und die Zeiten ohne Nachweis wird ebenso verfahren. Die Variablen Wehrdienst und Krankheit werden aufgrund ihres selteneren Auftretens gröber erfaßt (31.12.89 – 31.12.93, 1.1.94 – 31.8.95 und 1.9.95 – 29.2.96). Die Haftvariablen werden auf eine einzige Indikatorvariable reduziert, die angibt, ob die Person zwischen dem 13.12.89 und dem 29.2.96 mindestens zu einem Stichtag inhaftiert war.

Die für die Evaluation wichtigsten Variablen der Erwerbsgeschichte sind relativ zum Maßnahmebeginn definiert. Im Hinblick auf die Teilnahme an einer Maßnahme und deren Ergebnis ist der Erwerbsstatus unmittelbar vor Maßnahmebeginn wichtig. Bei unterschiedlichen Startzeitpunkten kann es für eine Kontrollperson kein einheitliches Äquivalent zum Erwerbsstatus ein, zwei, drei oder mehr Perioden vor der Maßnahme geben. Dieses Äquivalent kann ausschließlich relativ zu einem bestimmten Teilnehmer oder zu einer Gruppe von Teilnehmern mit gleichem Startzeitpunkt definiert sein.

Zum Typ der zeitinvarianten Variablen gehören alle Größen, die unabhängig vom Maßnahmebeginn für alle Teilnehmer und Kontrollpersonen definiert sind. Darunter fallen die Variablen aus Tabelle 3 und die neu kreierte Variablen der Erwerbsgeschichte, sofern sie Ereignisse bis zum 29.2.1996 betreffen. Zum Typ der zeitvarianten Variablen gehören die Ereignisse der Erwerbsgeschichte, die relativ zum Maßnahmebeginn der Teilnehmer definiert sind. Die Berücksichtigung der zeitvarianten Variablen trägt erheblich zur Verbesserung der Matchqualität bei, da die Kontrollpersonen nun so ausgewählt werden, daß sie unmittelbar vor der Maßnahme eine vergleichbare Erwerbsgeschichte aufweisen. Die Berücksichtigung der zeitvarianten Variablen erhöht allerdings auch die Komplexität der Analyse.

Lechner (1998a) entwickelt eine Methode, mit der (unter bestimmten Regularitätsannahmen) eine additive Aufspaltung der Komponenten des propensity score in zeitinvariante und zeitvariante Variablen möglich ist. In einem ersten Schritt wird die Teilnahmewahrscheinlichkeit an der Maßnahme auf Grundlage der zeitinvarianten Variablen geschätzt. Der so ermittelte Wahrscheinlichkeitsindex wird in einem zweiten Schritt gemeinsam mit den zeitvarianten Variablen und einem etwaigen Vektor weiterer zeitinvarianter Variablen<sup>21</sup> zur Bestimmung eines Distanzmaßes – der sogenannten „Mahalanobis-Distanz“ – zwischen einem zufällig gezogenen Teilnehmer und allen Nichtteilnehmern herangezogen. Die Kontrollperson mit der geringsten Mahalanobis-Distanz zum Teilnehmer wird zusammen mit dem Teilnehmer in einem neuen Datensatz gespeichert und beide werden aus dem ursprünglichen Datensatz entfernt. Der zweite Schritt wird solange wiederholt, bis keine Teilnehmer mehr im ursprünglichen Datensatz sind. Die Mahalanobis-Distanz wird aufgrund der Verwendung zeitvarianter Variablen für alle verbliebenen Kontrollbeobachtungen bei jeder Wiederholung aufs Neue berechnet.

Das von Lechner (1998a) vorgeschlagene Verfahren wird auch in dieser Untersuchung angewendet:

1. Schritt: Schätzung des *propensity score* unter Verwendung der zeitinvarianten Variablen

Auf der Grundlage von Datensatz 2 wird ein Probit-Modell für die Teilnahmewahrscheinlichkeit geschätzt. Hierzu stehen alle zeitinvarianten Variablen zur Verfügung (Variablen aus Tabelle 3 und aus der Aufbereitung der Erwerbsgeschichten). Wie im Falle der Schätzung im Rahmen der Vorselektion wird auch hier aus Platzgründen von einer tabellarischen Darstellung der Schätzergebnisse abgesehen und auf den Projektbericht (ZEW 1998) verwiesen. Die an der endgültigen Spezifikation der Schätzung beteiligten Variablen können Tabelle 5 entnommen werden (laufende Nummern 1 – 22). Variablen, deren Schätzkoeffizienten mindestens Signifikanz zum 5%-Niveau aufweisen, sind mit einem Sternchen hinter der lau-

fenden Nummer gekennzeichnet. Aus den Schätzergebnissen können aufgrund der Vorselektion nur noch sehr begrenzt Aussagen zu den Determinanten der Teilnahme an *gAU* getroffen werden. Dies äußert sich darin, daß Variablen, die im Rahmen der Schätzung der Vorselektion einen signifikanten Einfluß auf die Teilnahmewahrscheinlichkeit aufweisen, mittlerweile nicht mehr signifikant sind (Geschlecht, Aus- oder Übersiedler) oder gar nicht mehr in der Spezifikation enthalten sind (Alter, Schwerbehinderung). Hinweise auf Fehlspezifikation des Modells konnten nicht gefunden werden. Getestet wurde das Probitmodell hinsichtlich ausgelassener Variablen, Heteroskedastie und Nichtnormalität.

Der nachfolgende Matching-Algorithmus kann nur dann im Sinne einer Nivellierung von teilnahme- und ergebnisrele-

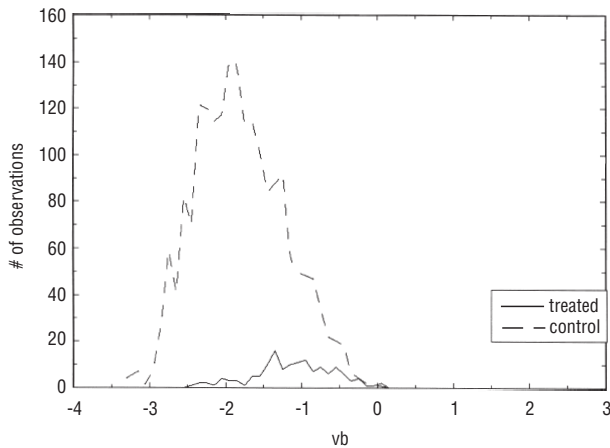
**Tabelle 5: Vergleich ausgewählter zeitinvarianter Variablen zwischen Maßnahmeteilnehmern und Kontrollgruppe nach erfolgtem Match**

Nr. (1)	Variable (2)	Mw. LAN (3)	Mw. Kontrollgruppe (4)	Verzerrung (5)	Verzerrung in % (6)	P-Wert** in % (V. 1) (7)	P-Wert** in % (V. 2) (8)
<b>1</b>	<b>Geschlecht (männlich)</b>	<b>0,776</b>	<b>0,739</b>	<b>0,037</b>	<b>8,7</b>	<b>48</b>	<b>30</b>
2	Gesundheitliche Einschränkungen mit Auswirkung auf die Vermittlung	0,119	0,127	-0,007	-2,3	85	82
3	Aus- oder Übersiedler	0,127	0,142	-0,015	-4,4	72	64
4	Nie eine Berufsausbildung begonnen	0,403	0,418	-0,015	-3,0	80	81
5	Berufsausb. begonnen, aber nicht abgeschl.	0,127	0,149	-0,022	-6,5	60	58
<b>6*</b>	<b>Im AA-Bezirk Bad Kreuznach gemeldet</b>	<b>0,134</b>	<b>0,127</b>	<b>0,007</b>	<b>2,2</b>	<b>86</b>	<b>74</b>
<b>7*</b>	<b>Im AA-Bezirk Trier gemeldet</b>	<b>0,224</b>	<b>0,201</b>	<b>0,022</b>	<b>5,5</b>	<b>66</b>	<b>26</b>
<b>8*</b>	<b>Gesund. Einschr. und bei der Hauptstelle des AA-Bezirks Trier gemeldet</b>	<b>0,097</b>	<b>0,090</b>	<b>0,007</b>	<b>2,6</b>	<b>83</b>	<b>57</b>
<b>9*</b>	<b>Beim AA-Speyer gemeldet</b>	<b>0,448</b>	<b>0,448</b>	<b>0,000</b>	<b>0,0</b>	<b>100</b>	<b>100</b>
10*	Bei der Hauptst. eines der AA-Bez. gemeldet	0,425	0,418	0,007	1,5	90	84
11*	Meldeversäumnis 1995	0,075	0,067	0,007	2,9	81	78
12	Aggr. Alo.dauer 1.12.95 - 29.2.96 (in 1/2 M.)	4,403	4,687	-0,284	-12,3	32	9
13*	Aggr. Alo.dauer 1.9.95 - 30.11.95 (in 1/2 M.)	3,731	3,866	-0,134	-5,1	68	56
14*	Aggr. Alo.dauer 1.9.94 - 28.2.95 (in M.)	2,269	2,590	-0,321	-11,9	33	31
15	Aggr. Alo.dauer 1.1.93 - 31.12.93 (in 1/2 J.)	0,560	0,627	-0,067	-8,2	50	47
16	Aggr. Alo.dauer 31.12.89 - 31.12.92 (in 1/2 J.)	1,000	0,963	0,037	2,0	87	86
17	Aggr. Beschäftigungsdauer 1.9.94 - 28.2.95 (in Monaten)	2,254	2,060	0,194	7,2	55	50
18*	Aggr. Besch.dauer als ungelernete Arbeitskraft 1.9.94 - 28.2.95 (in M.)	1,299	1,410	-0,112	-4,8	70	67
19	Aggr. Ausbildungsdauer 1.12.95 - 29.2.96 (in 1/2 Monaten)	0,082	0,112	-0,030	-4,4	72	42
20	Aggr. Dauer, in der der Bewerber der Arbeitsvermittlung nicht zur Verfügung stand 1.12.95 - 29.2.96 (in 1/2 Monaten)	0,291	0,291	0,000	0,0	100	100
21*	Aggr. Krankheitsdauer 1.1.94 - 31.8.95 (in M.)	0,336	0,425	-0,090	-6,7	58	57
22*	Aggr. Dauer in aktiver Arbeitsmarktpolitik 1.1.94 - 31.8.95 (in Monaten)	0,567	0,515	0,052	3,1	80	76
23	<i>Propensity score</i>	-1,125	-1,186	0,062	11,4	35	0,2
<b>24</b>	<b>Alter</b>	<b>3,282</b>	<b>3,320</b>	<b>-0,038</b>	<b>-4,0</b>	<b>74</b>	<b>63</b>
<b>25</b>	<b>Familienstand</b>	<b>2,060</b>	<b>2,060</b>	<b>0,000</b>	<b>0,0</b>	<b>100</b>	<b>100</b>
<b>26</b>	<b>Kinderzahl</b>	<b>0,515</b>	<b>0,470</b>	<b>0,045</b>	<b>5,3</b>	<b>67</b>	<b>52</b>
<b>27</b>	<b>Schwerbehinderung</b>	<b>0,067</b>	<b>0,052</b>	<b>0,015</b>	<b>6,3</b>	<b>61</b>	<b>16</b>
<b>28</b>	<b>Berufskennziffer (2-Stellerebene)</b>	<b>52,284</b>	<b>52,649</b>	<b>-0,366</b>	<b>-1,6</b>	<b>89</b>	<b>84</b>
<b>29</b>	<b>Arbeitslos am 29.2.96</b>	<b>0,791</b>	<b>0,821</b>	<b>-0,030</b>	<b>-7,5</b>	<b>54</b>	<b>25</b>
<b>30</b>	<b>Haft</b>	<b>0,030</b>	<b>0,022</b>	<b>0,007</b>	<b>4,7</b>	<b>70</b>	<b>32</b>

Quelle: Eigene Berechnungen. Anmerkungen: \*Einfluß der Variablen auf die Teilnahmewahrscheinlichkeit ist signifikant zum 5%-Niveau. \*\*Signifikanzniveau für beidseitigen t-Test bezüglich der Nullhypothese, daß die Mittelwertdifferenzen zwischen den beiden Gruppen gleich Null sind. Fettgedruckte Variablen werden direkt in den Matching-Algorithmus einbezogen.

vanten Variablen zwischen Maßnahmeteilnehmern und potentieller Kontrollgruppe erfolgreich sein, wenn die gemeinsame Verteilung dieser Variablen zwischen den beiden Gruppen eine hinreichend große Überlappung aufweist (vgl. Lechner 1998a). Abbildung 4 zeigt die absoluten Häufigkeiten des propensity score für die Gruppe der Teilnehmer (durchgezogene Linie) und für die potentielle Kontrollgruppe (gestrichelte Linie).

**Abbildung 4: Graphische Darstellung der Überlappung zwischen Teilnehmern und Kontrollbeobachtungen hinsichtlich der gemeinsamen Verteilung der Variablen in der Partizipationsschätzung**



Quelle: Eigene Graphik  
Anmerkungen: # of observations = Anzahl der Beobachtungen, vb = Index des propensity score, treated = Teilnehmer, control = Kontrollbeobachtungen.

Mit Ausnahme von ganz wenigen Beobachtungen am äußersten rechten Rand der Verteilung werden die Teilnehmer vollständig von den Kontrollbeobachtungen überdeckt. Abbildung 4 verdeutlicht die Notwendigkeit eines ausreichend hohen Überschusses an potentiellen Kontrollbeobachtungen. Zum einen gibt es am linken Rand der Verteilung relativ viele Kontrollbeobachtungen, die keine „Partner“ aus der Gruppe der Teilnehmer mit gleichem Index besitzen. Solche Kontrollpersonen kommen für die endgültige Auswahl eher nicht in Frage, weil sie sich bereits hinsichtlich der zeitinvarianten Variablen zu stark von den Teilnehmern unterscheiden. Zudem muß damit gerechnet werden, daß sich bei Hinzuziehung der zeitvarianten Variablen viele Teilnehmer und Nichtteilnehmer mit gleichem Index wieder voneinander „entfernen“ können.

<sup>22</sup> In der vorliegenden ökonomischen Analyse wird die Matrix  $W$  dahingehend gewichtet, daß sie dem propensity score und dem Erwerbsstatus eine Periode vor Maßnahmebeginn jeweils das 10-fache Gewicht im Vergleich zu allen anderen Variablen zuweist. Dies kann für den propensity score damit begründet werden, daß er eine Vielzahl von Variablen in Form eines Indexes zusammenfaßt. Die Bedeutung des Erwerbsstatus eine Periode vor Maßnahmebeginn wurde übergewichtet, um zu erzwingen, daß möglichst wenige der gematchten Kontrollpersonen eine Periode vor Maßnahmebeginn (ihrer Matchpartner) erwerbstätig waren. Dieses Vorgehen beruht auf der Beobachtung, daß keiner der 134 evaluierten LAN in der Periode vor seinem Eintritt in die Gesellschaft erwerbstätig war (s. Abbildung 3). Diese Gewichtung hat keinen Einfluß auf die Konsistenz des Schätzverfahrens, da hierfür nur notwendig ist, daß die Matrix  $W$  positiv definit ist.

<sup>23</sup> Während der beidseitige t-Test für Variante 1 (Spalte 7) die Varianzen der Mittelwertdifferenzen auf Grundlage der Gruppe der Teilnehmer und Kontrollgruppe bestimmt, basiert die Berechnung der Variante 2 (Spalte 8) auf den gematchten Paaren von Teilnehmern und Nichtteilnehmern (s. Lechner 1998a).

## 2. Schritt: Mahalanobis-Matching auf der Grundlage von propensity score, zeitvarianten und ausgewählten zeitinvarianten Variablen

In diesem Schritt sollen Paare von Teilnehmern und Kontrollpersonen gefunden werden, die sich unter Berücksichtigung aller relevanten Variablen möglichst ähnlich sind. Hierzu wird zunächst aus den  $N'$  Teilnehmern ein Teilnehmer  $i$  zufällig ausgewählt. Daraufhin werden in Relation zum Zeitpunkt seines Maßnahmebeginns die zeitvarianten Variablen für alle Kontrollbeobachtungen berechnet. Danach kann für jede Kontrollperson  $j$  die Distanz zum Teilnehmer gemäß der Formel  $d(j,i) = (v_j b, m_j, u_j)' - (v_i b, m_i, u_i)'$  berechnet werden, wobei  $v_j b$  der Index des propensity score,  $m_j$  der Vektor der zeitvarianten Variablen und  $u_j$  der Vektor der zeitinvarianten Variablen jeweils für Kontrollperson  $j$  darstellt; die Variablen des Teilnehmers sind entsprechend mit dem Index  $i$  gekennzeichnet. Nun wird die Kontrollperson ausgewählt, die die geringste Mahalanobis-Distanz  $m(j,i) = d(j,i)' W d(j,i)$  zum Teilnehmer  $i$  hat, wobei  $W$  die Inverse der Kovarianzmatrix von  $(vb, m, u)'$  auf Grundlage der Kontrollbeobachtungen ist und zur Gewichtung der im Distanzmaß enthaltenen Variablen dient.<sup>22</sup> Die so ausgewählte Kontrollperson und der Teilnehmer werden im neuen Datensatz 3 gespeichert, wobei die Kontrollperson mit einem neuen Index  $k$  ( $= i$ ) versehen wird. Der gesamte Vorgang wird solange wiederholt, bis für alle  $N'$  Teilnehmer eine Kontrollperson gefunden wurde.

Ein Match gilt als erfolgreich, sofern sich die Verteilungen der relevanten Variablen zwischen der Gruppe der Teilnehmer und der Kontrollgruppe nicht mehr signifikant voneinander unterscheiden. Daß dies in der vorliegenden Untersuchung sowohl für die zeitinvarianten als auch für die zeitvarianten Variablen der Fall ist, geht aus Tabelle 5 und Tabelle 6 hervor. Tabelle 5 enthält die Mittelwerte der zeitinvarianten Variablen für die Gruppe der Teilnehmer (Spalte 3) und für die Kontrollgruppe (Spalte 4). Spalte 5 gibt die absoluten und Spalte 6 die relativen Abweichungen dieser Mittelwerte wieder. Die P-Werte der Spalten 7 und 8 geben Aufschluß darüber, ob diese Abweichungen signifikant von Null verschieden sind. Es werden zwei P-Werte ausgewiesen, da für die zugrundeliegenden Varianzen der Mittelwertdifferenzen unterschiedliche Berechnungsformeln verwendet werden.<sup>23</sup>

Für den propensity score selbst kann die Gleichheit der Mittelwerte zwischen Teilnehmern und Kontrollpersonen anhand der ersten Variante des P-Wertes nicht verworfen werden. Folgt man der zweiten Variante, ergibt sich das Gegenteil. Aufgrund dieses widersprüchlichen Ergebnisses muß allerdings noch kein Zweifel an der Güte des Matches aufkommen, da beide Teststatistiken aufgrund ihrer fehlenden Berücksichtigung der Koeffizientenschätzung im Rahmen der Schätzung des propensity score nur bedingt aussagekräftig sind. Für eine Überprüfung auf gemeinsame Übereinstimmung der Variablen des propensity score bietet sich ein Wald-Test auf simultane Gleichheit der Mittelwerte an. Dieser Test liefert P-Werte von 100 Prozent (Variante 1) und 27 Prozent (Variante 2), womit die simultane Gleichheit der Variablen nicht verworfen werden kann.

Ein hierzu passendes Bild ergibt sich für die getrennte Betrachtung der in den propensity score einfließenden Variablen (Nr. 1 bis Nr. 22). Für keine Variable kann die Gleichheit der Mittelwerte zwischen den beiden Gruppen zum 5%-Niveau verworfen werden.

Die fettgedruckten Variablen in Tabelle 5 wurden direkt in den Matching-Algorithmus einbezogen. Es handelt sich dabei



sowohl um Variablen, die auch im *propensity score* berücksichtigt werden als auch um solche, die auf Grundlage des vorselektierten Datensatzes zwar keinen Einfluß mehr auf die Teilnahme, sehr wohl aber noch auf die potentiellen Ergebnisse haben. Soweit nicht schon im Zusammenhang mit dem *propensity score* erwähnt, kann für keine dieser Variablen die Gleichheit der Mittelwerte zwischen Teilnehmern und Kontrollbeobachtungen verworfen werden.

Anhand von Tabelle 6 kann die Güte des Matches bezüglich der zeitvarianten Variablen der Erwerbsgeschichte am Beispiel der Erwerbstätigkeit nachvollzogen werden. Die Abweichungen der Erwerbstätigenanteile der beiden Gruppen (Spalte 4) in den Perioden vor Maßnahmebeginn<sup>24</sup> sind zu keinem Zeitpunkt signifikant (s. P-Werte in Spalte 5).<sup>25</sup> Da sich die Kontrollgruppe somit weder in den wichtigen zeitkonstanten noch in den relevanten zeitvarianten Variablen signifikant von der Gruppe der Teilnehmer an *gAÜ* unterscheidet, kann der kausale Wiedereingliederungseffekt durch einen Vergleich der weiteren Arbeitsmarktgeschichte der beiden Gruppen nach Austritt der *LAN* aus den Gesellschaften abgeschätzt werden.

#### 4.3.3 Schätzung des kausalen Maßnahmeeffekts

Es sei  $y_i^t$  der Erwerbsstatus des Teilnehmers  $i$  zu einem bestimmten Zeitpunkt nach Beendigung der Maßnahme. Außerdem sei  $y_k^n$  der Erwerbsstatus der Kontrollperson  $k$  zu einem bestimmten Zeitpunkt relativ zum Maßnahmeende ihres gematchten Partners aus der Teilnehmergruppe. Dann läßt sich  $E(Y^t|S=1)$  als arithmetisches Mittel der Erwerbszustände der Teilnehmer und  $E(Y^n|S=1)$  als arithmetisches Mittel der Erwerbszustände der Kontrollpersonen schätzen. Der konsistente (nichtparametrische) Schätzer des durchschnittlichen kausalen Maßnahmeeffekts kann gemäß Gleichung 3 als Differenz dieser beiden Mittelwerte geschrieben werden:

Gleichung 3:

$$\hat{\theta}_{N^t} = \frac{1}{N^t} \sum_{i=1}^{N^t} y_i^t - \frac{1}{N^n} \sum_{k=1}^{N^n} y_k^n, \text{ mit } k = i.$$

Eine Schätzung für die Varianz des kausalen Effekts, die zur Berechnung der Teststatistiken benötigt wird, ist in Gleichung 4 wiedergegeben, wobei  $S_{y^t}^2$  ( $S_{y^n}^2$ ) die quadrierte Standardabweichung der Ergebnisvariablen in der Gruppe der Teilnehmer (gematchten Kontrollgruppe) bezeichnet.

Gleichung 4:

$$\text{Var}(\hat{\theta}_{N^t}) = \frac{1}{N^t} (S_{y^t}^2 + S_{y^n}^2)$$

## 5 Ergebnisdiskussion

Im folgenden werden die Schätzergebnisse des Wiedereingliederungserfolgs einer Teilnahme an *gAÜ* diskutiert. Unter Erfolg wird dabei der Übergang des *LAN* in den ersten Arbeitsmarkt nach vollendetem Aufenthalt in der Gesellschaft verstanden. Dagegen ist der Aufenthalt in der Gesellschaft per se nach Auffassung der Autoren noch kein Erfolg.

Gespräche mit Verantwortlichen von Arbeitsämtern haben ergeben, daß dort zum Teil die Meinung vertreten wird, die Vermittlung von Arbeitslosen in eine *gAÜG* sei einer Vermittlung in den ersten Arbeitsmarkt ebenbürtig; auch mag eine zuvor arbeitslose Person die Beschäftigung in einer Gesellschaft durchaus als Erfolg empfinden. Die vorliegende Studie orientiert sich jedoch in ihrer Erfolgsdefinition an der Zielsetzung der *AüGRi*, welche die Wiedereingliederung von Arbeitslosen in den ersten Arbeitsmarkt zum expliziten Ziel der *gAÜ* erheben und somit eine eindeutige Hierarchie bezüglich der Erwünschtheit dieser beiden Beschäftigungsformen herstellen.

Das Erfolgsmaß (kausaler Effekt) wird gemäß Gleichung 3 als Differenz der nach der Maßnahme im ersten Arbeitsmarkt beschäftigten Anteile der Teilnehmer- und Kontrollgruppe berechnet. Um etwas über den zeitlichen Wirkungsverlauf der Maßnahme auf die spätere Erwerbsgeschichte zu erfahren, wird diese Differenz für verschiedene zeitliche Entfernungen maximal 5 Monate zum Maßnahmeende berechnet. Bei der Interpretation der Ergebnisse muß beachtet werden, daß es sich bei den Wiedereingliederungsanteilen von Teilnehmern und Nichtteilnehmern um Mittelwerte handelt, die keine Aussage über die Persistenz der Wiedereingliederung einzelner *LAN* innerhalb des Beobachtungszeitraums zulassen. Für den beispielhaften Fall, daß ein *LAN* in Periode 1 nach

**Tabelle 6: Effekte der Maßnahme auf die Wiedereingliederung in den ersten Arbeitsmarkt**

Zeitliche Entfernung zur Maßnahme	$\hat{E}(Y^t S)=1$ ( <i>LAN</i> )	$\hat{E}(Y^n S)=1$ (Kontrollgruppe)	$\hat{\theta}_{N^t}^{CIA}$ (Kausaler Effekt)	P-Wert in Prozent*	Anzahl der beobachteten Paare
(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
-13	0,231	0,179	0,052	29	134
-12	0,231	0,187	0,045	37	134
-11	0,194	0,194	0,000	100	134
-10	0,187	0,157	0,030	52	134
-9	0,172	0,149	0,022	62	134
-8	0,172	0,127	0,045	30	134
-7	0,142	0,112	0,030	46	134
-6	0,142	0,119	0,022	59	134
-5	0,142	0,112	0,030	46	134
-4	0,104	0,090	0,015	68	134
-3	0,104	0,090	0,015	68	134
-2	0,119	0,082	0,037	31	134
-1	0,000	0,000	0,000		134
0					
1	<b>0,187</b>	<b>0,112</b>	<b>0,075</b>	<b>8,6</b>	<b>134</b>
2	<b>0,230</b>	<b>0,139</b>	<b>0,090</b>	<b>6,9</b>	<b>122</b>
3	<b>0,255</b>	<b>0,145</b>	<b>0,109</b>	<b>4,2</b>	<b>110</b>
4	<b>0,274</b>	<b>0,142</b>	<b>0,132</b>	<b>1,7</b>	<b>106</b>
5	<b>0,270</b>	<b>0,170</b>	<b>0,100</b>	<b>8,7</b>	<b>100</b>
6	<b>0,281</b>	<b>0,188</b>	<b>0,094</b>	<b>12</b>	<b>96</b>
7	<b>0,267</b>	<b>0,160</b>	<b>0,107</b>	<b>11</b>	<b>75</b>
8	<b>0,264</b>	<b>0,139</b>	<b>0,125</b>	<b>6,0</b>	<b>72</b>
9	<b>0,273</b>	<b>0,164</b>	<b>0,109</b>	<b>17</b>	<b>55</b>
10	<b>0,289</b>	<b>0,211</b>	<b>0,079</b>	<b>43</b>	<b>38</b>

Quelle: Eigene Berechnungen.

Anmerkungen: \*Signifikanzniveau für beidseitigen t-Test bezüglich der Nullhypothese, daß der kausale Effekt gleich Null ist.

Die Zeitachse (Spalte 1) ist als halbmonatlicher Abstand zum Beginn (negative Werte) bzw. zum Ende (positive bzw. fettgedruckte Werte) der Maßnahme definiert.

<sup>24</sup> In Spalte 1 ist die Zeit relativ zum Maßnahmebeginn (negative Werte) und relativ zum Maßnahmeende (positive Werte) angegeben. „-1“ bedeutet eine Periode bzw. einen Halbmonat vor Maßnahmebeginn. „+1“ bedeutet eine Periode nach Maßnahmeende.

<sup>25</sup> Das Gleiche gilt für die übrigen zeitvarianten Variablen (Arbeitslosigkeit, Ausbildung, Aktive Arbeitsmarktpolitik, Zeiten ohne Nachweis, Krankheit).

Maßnahmeende zunächst in den ersten Arbeitsmarkt übergeht, in Periode 2 wieder kurz arbeitslos und in Periode 3 wieder im ersten Arbeitsmarkt tätig wird, würde auch seine Beschäftigung in Periode 3 bei der Berechnung des Wiedereingliederungsanteils der Teilnehmergruppe (in Periode 3) berücksichtigt. In diesem Zusammenhang könnte das in der vorliegenden Untersuchung angewendete Erfolgsmaß insofern kritisiert werden, als die Teilnahme an der Maßnahme nur für den ersten, nicht aber für weitere Aufenthalte im ersten Arbeitsmarkt (nach Beendigung der Maßnahme) ursächlich ist. Dieser Einwand relativiert sich jedoch vor dem Hintergrund der Tatsache, daß nur eine relativ kurze Zeitspanne nach Maßnahmeende betrachtet wird, für die es vernünftig ist, eine „Ausstrahlung“ der Maßnahme anzunehmen.

Die detaillierte Diskussion der Schätzergebnisse erfolgt anhand von Tabelle 6, wobei für die Abschätzung die Zeiten nach Vollendung der Maßnahme relevant sind (fettgedruckter Teil der Tabelle). Gemäß des Erfassungsschemas für die Erwerbsgeschichten in der coArb (s. Anhang) wird der Abstand in Halbmonatsschritten gemessen. Der früheste Effekt wird einen, der späteste Effekt zehn Halbmonate nach Ende der Maßnahme bestimmt. Eine längerfristige Betrachtung ist nicht möglich, da mit zunehmender Entfernung zum Maßnahmeende die Anzahl der noch beobachtbaren Personen immer geringer wird. Aus Spalte 6 geht hervor, daß 10 Halbmonate nach Ende der Maßnahme noch 38 der ursprünglich 134 Teilnehmer beobachtet werden können. Spalte 2 enthält die Anteile der LAN, die nach Abschluß ihrer Beschäftigung in einer gAÜG in den ersten Arbeitsmarkt übergegangen sind. Spalte 3 weist die entsprechenden Werte für die Kontrollgruppe aus. Die zentralen Ergebnisse dieser Arbeit – die Schätzungen der kausalen Maßnahmeeffekte – werden in Spalte 4 ausgewiesen. Spalte 5 beinhaltet die Signifikanzniveaus der beidseitigen t-Tests bezüglich der Nullhypothese, daß die kausalen Effekte gleich Null sind. Zu allen zehn betrachteten Zeitpunkten nach Maßnahmeende liegt der Anteil der in den ersten Arbeitsmarkt übergegangenen ehemaligen LAN (Spalte 2) über dem der Kontrollgruppe (Spalte 3). Einen Halbmonat nach Ende der Maßnahme beträgt der Anteil der wiedereingegliederten LAN 18,7 Prozent, wohingegen dieser Anteil für die Kontrollgruppe nur bei 11,2 Prozent liegt. Nach 5 Halbmonaten steigt der Anteil für beide Gruppen deutlich an, liegt aber für die LAN mit 27 Prozent erneut deutlich höher als für die Kontrollgruppe (17 Prozent). Auch 10 Halbmonate nach Maßnahmeende sind die LAN mit 28,9 Prozent häufiger beschäftigt als die vergleichbaren Nichtteilnehmer (21,1 Prozent). Die größte Differenz zwischen den beiden Gruppen – sprich der höchste kausale Effekt – tritt mit 13,2 Prozentpunkten 4 Halbmonate nach Maßnahmeende auf. Dieser Effekt ist mit einem P-Wert von 1,7 Prozent statistisch signifikant. Im Durchschnitt der 10 Halbmonate liegt der kausale Wiedereingliederungseffekt bei 10,2 Prozentpunkten. Bis zum 5. Halbmonat nach Maßnahmeende sind alle Effekte zum 10%-Niveau signifikant, wobei in den Halbmonaten 3 und 4 Signifikanz zum 5%-Niveau vorliegt. In späteren Halbmonaten ist die noch immer vorhandene Differenz mit Ausnahme des 8. Halbmonats (P-Wert: 6,0 Prozent) nicht mehr statistisch signifikant. Es ist nicht auszuschließen, daß die fehlende Signifikanz in erster Linie eine Folge der geringen Beobachtungszahlen ist.

Als zentrales Ergebnis kann festgehalten werden, daß der gAÜ trotz ihrer niedrigen absoluten Wiedereingliederungsquote – es sei in diesem Zusammenhang an die von Blaschke/ Nagel (1995) errechnete Quote von 46,5 Prozent für FuU-Absolventen erinnert (s. Abschnitt 3.3) – ein (zumindest kurzfristi-

ger) Erfolg bei der Reintegration von Problemgruppen in den ersten Arbeitsmarkt zugestanden werden kann. Im Durchschnitt der ersten 5 Monate nach Maßnahmeende liegt der Effekt der Teilnahme um 10 Prozentpunkte über dem einer Nichtteilnahme.

Über die Ursachen des Wiedereingliederungspotentials der gAÜG können an dieser Stelle nur Vermutungen aufgestellt werden. Denkbar ist, daß sich die intensive Betreuung der LAN ebenso wie die eventuell direktere Ansprache der Unternehmen durch die Gesellschaften gerade in einem engen Arbeitsmarkt für Problemgruppen besonders auszahlt. Durch die Einstellung von Arbeitslosen und deren Verleih bekommen LAN die Chance, sich Entleiher für eine Übernahme zu empfehlen. Ohne das Instrument der Arbeitnehmerüberlassung würde eine solche Möglichkeit der Annäherung von Arbeitslosen (insbesondere von Problemgruppen) und potentiellen Arbeitgebern eher nicht zustande kommen. Denkbar ist auch, daß die gAÜG über besonders gute Informationen hinsichtlich der Beschäftigungsmöglichkeiten von Langzeitarbeitslosen verfügen. Die Frage, ob der Erfolg auch über einen Zeitraum von 5 Monaten anhält, kann mittels der für diese Untersuchung verfügbaren Daten nicht beantwortet werden.

## 6 Zusammenfassung und Schlußfolgerungen

Am 1. Oktober 1994 traten die „Richtlinien zur Förderung der Eingliederung schwervermittelbarer Arbeitsloser durch Darlehen und Zuschüsse an Gesellschaften zur Arbeitnehmerüberlassung“ (AüGRi) in Kraft. Ziel dieses zeitlich begrenzten Förderprogramms war die Wiedereingliederung von schwervermittelbaren Arbeitslosen in den ersten Arbeitsmarkt durch die Förderung von Arbeitnehmerüberlassungsgesellschaften. Der Beitrag stellt ausgewählte Ergebnisse des vom Zentrum für Europäische Wirtschaftsforschung (ZEW) im Auftrag des IAB und des Ministeriums für Arbeit und Soziales Rheinland-Pfalz bearbeiteten Forschungsprojekts (IAB-Projekt 10-483 A) „Arbeitsplatzeffekte gemeinnütziger Arbeitnehmerüberlassungen in Rheinland-Pfalz“ vor. Vorrangiges Ziel des Beitrages ist es, empirisch abzuschätzen, ob arbeitslose Personen, die bei einer gemeinnützigen Arbeitnehmerüberlassungsgesellschaft beschäftigt waren, einen höheren Wiedereingliederungserfolg in den ersten Arbeitsmarkt aufweisen, als Arbeitslose, die eine solche Gesellschaft nicht durchlaufen haben.

Die verwendete ökonomische Methode basiert auf der Ermittlung einer geeigneten Kontrollgruppe aus dem Bestand der Vermittlungsdaten jener rheinland-pfälzischen Arbeitsamtsbezirke, in welchen die betreffenden Gesellschaften angesiedelt sind. Mittels einer Matching-Methode wird zu jedem Leiharbeiter eine Kontrollperson ermittelt, die bezüglich der gemeinsamen statistischen Verteilung ihrer relevanten persönlichen und regionalen Merkmale eine größtmögliche Ähnlichkeit mit dem Leiharbeiter aufweist. Gleichzeitig vermag die Methode in Abhängigkeit des Eintrittsdatums des Leiharbeitnehmers in die Gesellschaft, eine möglichst hohe Übereinstimmung zwischen den Erwerbsgeschichten des Leiharbeitnehmers und der Kontrollperson (in der Zeit bis zum Eintritt des Leiharbeitnehmers in die Gesellschaft) herzustellen.

Nachdem jedem Leiharbeiter eine Kontrollperson zugeordnet wurde, wird über einen Vergleich der Erwerbsgeschichten (in der Zeit nach dem Austritt des Leiharbeitnehmers aus der Gesellschaft) der kausale Effekt einer Teilnahme an gemeinnütziger Arbeitnehmerüberlassung auf die Wie-

deringliederung in den ersten Arbeitsmarkt abgeschätzt. Der Vermittlungserfolg kann für eine Zeitspanne von bis zu fünf Monaten berechnet werden. Als Ergebnis des Vergleichs läßt sich feststellen, daß die Gruppe der Leiharbeitnehmer ein in Relation zur Kontrollgruppe um bis zu 13 Prozentpunkte besseres Wiedereingliederungsergebnis aufweist. Sind beispielsweise 2 Monate nach Verlassen der Gesellschaften 27,4 Prozent der Leiharbeitnehmer im ersten Arbeitsmarkt tätig, sind es in der Kontrollgruppe der Nichtteilnehmer nur 14 Prozent. Dieses Ergebnis ist statistisch signifikant. Angesichts der Datenlage kann über den mittel- bis langfristigen Erfolg keine Aussage getroffen werden. Insgesamt fällt selbst in der kurzen Frist der bescheidene absolute Wiedereingliederungserfolg sowohl in der Gruppe der Leiharbeitnehmer als auch in der Kontrollgruppe auf. Letzteres läßt sich allerdings damit erklären, daß die Gesellschaften überproportional viele schwervermittelbare Arbeitslose eingestellt haben.

Die Plausibilität der den Wiedereingliederungseffekt identifizierenden Annahme der bedingten Unabhängigkeit des potentiellen Wiedereingliederungserfolgs und der Teilnahme-wahrscheinlichkeit, gegeben die oben erwähnten Charakteristika („conditional independence assumption“ (CIA)), hängt im wesentlichen von der Qualität der für die Abschätzung zur Verfügung stehenden Informationen ab. Da mit der coArb ein Datensatz zur Verfügung steht, der gerade im Hinblick auf die Erwerbsgeschichten äußerst informativ ist, und ein vergleichsweise großes Reservoir von mehr als 140.000 potentiellen Kontrollpersonen enthält, gibt es keine Anhaltspunkte für eine Verletzung der CIA und damit eine verzerrte Schätzung des Vermittlungserfolgs.

In methodischer Hinsicht zeigt die Arbeit, daß mit Hilfe der noch vergleichsweise wenig verbreiteten Matching-Verfahren in Verbindung mit einer hohen Datenqualität wertvolle Einsichten in die Wirksamkeit von Programmen der aktiven Arbeitsmarktpolitik gewonnen werden können.

Abschließend soll darauf hingewiesen werden, daß sich der vorliegende Beitrag im wesentlichen auf die Abschätzung des individuellen Wiedereingliederungserfolgs bezieht. Zur umfassenden Evaluation des AÜGRi-Programms der Bundesanstalt für Arbeit sind weitergehende Analysen erforderlich, die z.B. auch die über den reinen Wiedereingliederungsaspekt hinausgehenden sozialen Nutzenpotentiale sowie die Kosten der gemeinnützigen Arbeitnehmerüberlassung in die Bewertung einbeziehen. Ein weiterer Gegenstand zukünftiger Forschung besteht in Vergleichen der Arbeitnehmerüberlassung mit alternativen Programmen zur Wiedereingliederung von Arbeitslosen wie z.B. Fort- und Umschulungsmaßnahmen oder Eingliederungszuschüsse. Solche Vergleiche auf der Basis geeigneter Kontrollgruppen könnten helfen, die Wirksamkeit alternativer Programme der aktiven Arbeitsmarktpolitik abzuschätzen.

## 7 Literatur

Blaschke, D./ Nagel, E. (1995): Beschäftigungssituation von Teilnehmern an AFG-finanzierter beruflicher Weiterbildung. In: MittAB 2, S. 195-213.

Brinkmann, C. (1998): Wissenschaftliche Begleitung innovativer Ansätze der Arbeitsmarktpolitik, die mit Mitteln der „freien Förderung“ nach § 10 des Sozialgesetzbuches III gefördert werden. IABwerkstattbericht, Nr. 3.

Brose, H.-G./ Schulze-Böing, M./ Meyer, W. (1990): Arbeit auf Zeit – Zur Karriere eines neuen Beschäftigungsverhältnisses. Opladen: Leske + Budrich.

Fitzenberger, B./ Prey, H. (1998): Beschäftigungs- und Verdienstwirkungen von Weiterbildungsmaßnahmen im ostdeutschen Transformationsprozeß: Eine Methodenkritik. Erscheint in: Pfeiffer, F./ Pohlmeier, W. (Hrsg.) (1998): Qualifikation, Weiterbildung und Arbeitsmarkterfolg. Baden-Baden: Nomos Verlag.

Friedlander, D./ Greenberg, D. H./ Robins, P. K. (1997): Evaluating Government Training Programs for the Economically Disadvantaged. In: Journal of Economic Literature, Nr. 35, S. 1809-55.

Heckman, J. J./ Smith, J. A. (1995): Assessing the Case of Social Experiments. In: Journal of Economic Perspectives, Nr. 9, S. 85-110.

Heckman, J. J./ Smith, J. A. (1996): Experimental and Nonexperimental Evaluation. In: Schmid, G./ O'Reilly, J./ Schömann, K. (Hrsg.): International Handbook of Labour Market Policy and Evaluation. Cheltenham: Edward Elgar.

Heckman, J. J./ Ichimura, H./ Todd P. (1998): Matching as an Econometric Evaluation Estimator. In: Review of Economic Studies, Nr. 65, S. 261-294.

Kuhlmann, S./ Holland, D. (1994): Evaluation von Technologiepolitik in Deutschland - Konzepte, Anwendung, Perspektiven. Schriftenreihe des Fraunhofer-Instituts für Systemtechnik und Innovationsforschung. Heidelberg: Physica.

Lechner, M. (1998a): Earnings and Employment Effects of Continuous Off-the-Job Training in East Germany after Unification. In: Journal of Business & Economic Statistics (erscheint demnächst).

Lechner, M. (1998b): Mikroökonomische Evaluationsstudien. Anmerkungen zu Theorie und Praxis. Erscheint in: Pfeiffer, F./ Pohlmeier, W. (Hrsg.) (1998): Qualifikation, Weiterbildung und Arbeitsmarkterfolg. Baden-Baden: Nomos Verlag.

Moffitt, R. (1991): Program Evaluation with Nonexperimental Data. In: Evaluation Review, Nr. 15, S. 291-314.

Rosenbaum, P. R./ Rubin, D. B. (1983): The Central Role of the Propensity Score in Observational Studies for Casual Effects. In: Biometrika, Nr. 70, S. 41-55.

Rubin, D. B. (1974): Estimating Causal Effects of Treatments in Randomized and Nonrandomized Studies. In: Journal of Educational Psychology, Nr. 66, S. 688-701.

Rubin, D. B. (1977): Assignment to Treatment Group on the Basis of a Covariate. In: Journal of Educational Statistics, Nr. 2, S. 1-26.

Schmid, G./ O'Reilly, J./ Schömann, K. (1996): Theory and Methodology of Labour Market Policy and Evaluation: An Introduction. In: Schmid, G./ O'Reilly, J./ Schömann, K. (Hrsg.): International Handbook of Labour Market Policy and Evaluation. Cheltenham: Edward Elgar.

Schröder, E. (1997): „Arbeitnehmerüberlassung in Vermittlungsabsicht“ – Start oder Fehlstart eines arbeitsmarktpolitischen Modells in Deutschland? Beiträge zur Arbeitsmarkt und Berufsforschung, Nr. 209. Nürnberg.

Tuchtfeldt, E. (1983): Über die Grenzen der Machbarkeit in der Wirtschaftspolitik. In: Dürr, E./ Sieber, H. (Hrsg.): Bausteine zur Theorie der Wirtschaftspolitik. Bern: Paul Haupt.

Vanselow, A (1998): START Zeitarbeit 1995 – 1998 (1. Vj.). Institut Arbeit und Technik. Gelsenkirchen.

Vanselow, A./ Weinkopf, C. (1997): Wiedereingliederungsorientierte Arbeitnehmerüberlassung in der Bundesrepublik Deutschland - Ergebnisse einer schriftlichen Befragung. Projektbericht, Nr. 1997-07. Institut Arbeit und Technik. Gelsenkirchen.

Weinkopf, C. (1996): Arbeitskräftepools - Überbetriebliche Beschäftigung im Spannungsfeld von Flexibilität, Mobilität und sozialer Sicherheit. München und Meriing: Rainer Hampp.

ZEW (1998): Die gemeinnützige Arbeitnehmerüberlassung in Rheinland-Pfalz – Evaluation und wissenschaftliche Begleitung. Projektbericht.

## 8 Anhang

### Aufbereitung der Erwerbsgeschichten

Während die in Tabelle 3 ausgewiesenen Variablen in der coArb in codierter Form registriert sind, liegen die Informationen zur Erwerbsgeschichte nur in Form uneinheitlicher Texteinträge vor (s. Tabelle A1), die nach unseren Erfahrungen einer maschinellen Aufbereitung kaum zugänglich sind.

**Tabelle A1: Beispiel einer hypothetischen Erwerbsgeschichte in der coArb**

lfd. Nr.	Von	Bis	Code	Ereignis	Ausgeübte Tätigkeit oder sonstige Einträge
1	25. Nov 96		A	Alo-Meld., Alg-WB-Antrag	
2	12. Nov 96	24. Nov 96		o.N.	
3	24. Okt 96	11. Nov 96		Fa. XXX	
4	01. Okt 96	23. Okt 96		<b>In gAü</b>	
5	08. Apr 96	30. Sep 96		Fa. XXX	Lagerarbeiter
6	01. Apr 96	05. Apr 96		Fa. XXX	Bauhilfsarbeiter
7	14. Dez 95		A	Alo-meld.	WB-Antrag
8	06. Dez 95		A	Alo-Meldung	WB-Antragstellung
9	23. Nov 95	13. Dez 95		krank geschrieben	
10	Jun 95	20. Nov 95		XXX	Staplerfahrer, Produktion
11	30. Okt 95			1.MV 301095/ 2.MV 091195	
12	03. Apr 95		A	Alo-Meldung	WB-Antragstellung
13	15. Mrz 95	31. Mrz 95		krank	
14	01. Sep 94	15. Mrz 95	+	Fa. XXX wurde am	210195 weiterbesch.
15	27. Jan 95			1.MV 270195/ 2.MV 090295	
16	26. Jan 95		A	Alo-meld. WB-Antrag	
17	21. Jan 95	25. Jan 95		o.N.	
18	01. Sep 94	20. Jan 95	+	Fa. XXX	Montageschlosser
19	01. Jul 94		A	Alo-Meldg. 130694 Alg-Antrag	
20	01. Jul 93	30. Jun 94	+	Fa. XXX	Lagerarbeiter
21	91	93		Fa. XXX	Resozialisierung
22	88	90		Fa. XXX	Metallbereich

Quelle: coArb-Datenbank.

Anmerkung: Die Angaben in der Tabelle wurden vom ZEW in Anlehnung an tatsächlich vorgefundene Erwerbsverläufe der coArb frei erfunden; WB=Weiterbildung, MV=Meldeversäumnis, o.N. ohne Nachweis.

Zwar sind für Arbeitslosmeldungen („A“), Beschäftigungsverhältnisse („+“) und Weiterbildungsmaßnahmen („\*“) Codes vorgesehen. Diese werden von den Arbeitsberatern jedoch nicht konsequent vergeben. Allerdings würde selbst eine konsequente Codierung dieser drei Ereignisse eine maschinelle Auswertung noch nicht möglich machen, da es dazu auch einer Codierung aller anderen Ereignisse wie Krankheitszeiten (Zeilen 9 und 13), Zeiten ohne Nachweis (Zeilen 2 und 17), Meldeversäumnisse (Zeilen 11 und 15) etc. bedürfte. Außerdem müßte zu einer einheitlichen Datumscodierung (Tag, Monat, Jahr) übergegangen werden; d.h. unterschiedliche und unvollständige Einträge wie in den Zeilen 10, 21 und 22 dürften nicht vorkommen.

Da die Angaben aus der Erwerbsgeschichte für die Abschätzung des Maßnahmeeffekts benötigt werden, haben wir eine manuelle Aufbereitung der Erwerbsgeschichten mit dem Ziel vorgenommen, die coArb-Informationen für die Analyse verwenden zu können. Zu diesem Zwecke wurde ein Zeitraster entwickelt, das sich aus 61 Stichtagen des Zeitraums 31.12.89 bis 31.12.96 zusammensetzt (s. Tabelle A2).

**Tabelle A2: Beispiel einer codierten Erwerbsgeschichte**

Bezeichnung des Halbmonats	Stichtag/ Halbmonats-schritte	Code*	Stichtag/ Monats-schritte	Code*	Stichtag/ Halbjahres-schritte	Code*
20	31. Dez 96	0	31. Jul 95	11	30. Jun 93	11
19	16. Dez 96	0	30. Jun 95	11	31. Dez 92	5
18	30. Nov 96	0	31. Mai 95	0	30. Jun 92	5
17	16. Nov 96	91	30. Apr 95	0	31. Dez 91	5
16	31. Okt 96	11	31. Mrz 95	93	30. Jun 91	5
15	16. Okt 96	71	28. Feb 95	131	31. Dez 90	11
14	30. Sep 96	0	31. Jan 95	131	30. Jun 90	11
13	16. Sep 96	11	31. Dez 94	131	31. Dez 89	11
12	31. Aug 96	11	30. Nov 94	131		
11	16. Aug 96	11	31. Okt 94	131		
10	31. Jul 96	11	30. Sep 94	131		
9	16. Jul 96	11	31. Aug 94	0		
8	30. Jun 96	11	31. Jul 94	0		
7	16. Jun 96	11	30. Jun 94	11		
6	31. Mai 96	11	31. Mai 94	11		
5	16. Mai 96	11	30. Apr 94	11		
4	30. Apr 96	11	31. Mrz 94	11		
3	16. Apr 96	11	28. Feb 94	11		
2	31. Mrz 96	0	31. Jan 94	11		
1	16. Mrz 96	0	31. Dez 93	11		
	29. Feb 96	0				
	16. Feb 96	0				
	31. Jan 96	0				
	16. Jan 96	0				
	31. Dez 95	0				
	16. Dez 95	0				
	30. Nov 95	93				
	16. Nov 95	11				
	31. Okt 95	11				
	16. Okt 95	11				
	30. Sep 95	11				
	16. Sep 95	11				
	31. Aug 95	11				

Quelle: Eigene Darstellung auf Grundlage der coArb und der hypothetischen Erwerbsgeschichte der Tabelle. \*0 = Arbeitslosigkeit, 91 = ohne Nachweis, 1... = Erwerbstätigkeit im ersten Arbeitsmarkt differenziert nach Anspruchsniveau der Tätigkeit, 71 = gAÜ, 93 = Krankheit, 5 = Rehabilitation.

Der zeitliche Abstand zwischen den Stichtagen nimmt mit der Entfernung zum 31.12.96 zu. Das erscheint uns angebracht, da die jüngere Erwerbsgeschichte für den zukünftigen Erwerbsstatus eine höhere Bedeutung hat und deshalb von uns genauer erfaßt wird. Gleichzeitig wurde ein Codierungsschema entwickelt (s. Anmerkungen zu Tabelle A2), anhand dessen das Zeitraster gemäß der Informationen aus der coArb ausgefüllt wurde. Die Einträge in das Raster erfolgen dabei nach dem Prinzip „Was war am betreffenden Stichtag?“. Tabelle A2 enthält die in das Zeitraster übertragenen Informationen der Erwerbsgeschichte aus Tabelle A1.