

IZA DP No. 285

**Gut betreut in den Arbeitsmarkt?
Eine mikroökonomische Evaluation der
Mannheimer Arbeitsvermittlungsagentur**

Jürgen Jäger
Christian Pohnke
Alexander Spermann

April 2001

Gut betreut in den Arbeitsmarkt?

Eine mikroökonomische Evaluation der Mannheimer Arbeitsvermittlungsagentur

Jürgen Jerger
Universität Freiburg

Christian Pohnke
Universität Freiburg und IAW Tübingen

Alexander Spermann
Universität Freiburg, IAW Tübingen und IZA Bonn

Discussion Paper No. 285
April 2001

IZA

P.O. Box 7240
D-53072 Bonn
Germany

Tel.: +49-228-3894-0
Fax: +49-228-3894-210
Email: iza@iza.org

This Discussion Paper is issued within the framework of IZA's research area *The Future of Work*. Any opinions expressed here are those of the author(s) and not those of the institute. Research disseminated by IZA may include views on policy, but the institute itself takes no institutional policy positions.

The Institute for the Study of Labor (IZA) in Bonn is a local and virtual international research center and a place of communication between science, politics and business. IZA is an independent, nonprofit limited liability company (Gesellschaft mit beschränkter Haftung) supported by the Deutsche Post AG. The center is associated with the University of Bonn and offers a stimulating research environment through its research networks, research support, and visitors and doctoral programs. IZA engages in (i) original and internationally competitive research in all fields of labor economics, (ii) development of policy concepts, and (iii) dissemination of research results and concepts to the interested public. The current research program deals with (1) mobility and flexibility of labor markets, (2) internationalization of labor markets and European integration, (3) the welfare state and labor markets, (4) labor markets in transition, (5) the future of work, (6) project evaluation and (7) general labor economics.

IZA Discussion Papers often represent preliminary work and are circulated to encourage discussion. Citation of such a paper should account for its provisional character.

ABSTRACT

Gut betreut in den Arbeitsmarkt? Eine mikroökonomische Evaluation der Mannheimer Arbeitsvermittlungsagentur

In diesem Beitrag wird ein vom Bundesministerium für Arbeit bezuschusstes Modellprojekt – die Mannheimer Arbeitsvermittlungsagentur (MAVA) – mit Hilfe von Matching-Methoden untersucht. In der MAVA arbeiten Mitarbeiter des Sozial- und Arbeitsamts eng bei der Vermittlung arbeitsfähiger Sozialhilfeempfänger zusammen. Wesentliches Kennzeichen ist ein relativ zum Sozial- bzw. Arbeitsamt günstigerer Personalschlüssel zwischen Sachbearbeitern und Hilfeempfängern. Der Vergleich der MAVA-Gruppe mit einer nachträglich gebildeten Kontrollgruppe, die mit einem ungünstigeren Personalschlüssel innerhalb des gleichen lokalen Arbeitsmarktes konfrontiert war, führt zu zwei Erkenntnissen: Erstens lässt sich zeigen, dass sich die Vermittlungswahrscheinlichkeit arbeitsfähiger Hilfeempfänger drastisch erhöht. Zweitens konnte eine deutlich größere Nachhaltigkeit eines einmal vermittelten Beschäftigungsverhältnisses nicht festgestellt werden.

JEL Classification: H43, J68

Keywords: Arbeitsmarktintegration von Hilfeempfängern, Evaluation Aktiver Arbeitsmarktpolitik, Matching

Alexander Spermann
Universität Freiburg
Maximilianstr. 15
79100 Freiburg
Email: alexander.spermann@iaw.edu

1. Einleitung

Trotz in jüngster Zeit wieder etwas besserer Zahlen zur Arbeitsmarktsituation gebührt der Bekämpfung der Arbeitslosigkeit nach wie vor oberste politische Priorität. Eine ganze Reihe von jüngeren empirischen Studien zur Evaluation der diversen arbeitsmarktpolitischen Maßnahmen kommt aber zu einem eher ernüchternden Ergebnis. Auch wenn aufgrund diverser Daten- und Methodenprobleme die Resultate im Einzelnen sehr vorsichtig interpretiert werden müssen – der vorliegende Beitrag bildet hier keine Ausnahme –, so konnte doch häufig keine signifikante Verbesserung – in einigen Fällen sogar eine Verschlechterung – der Arbeitsmarktsituation durch eine arbeitsmarktpolitische Maßnahme gemessen werden. Am ehesten gehen von kurzfristigen Hilfen positive Effekte aus, während längerfristige Subventionen tendenziell eine Verschlechterung der Arbeitsmarktsituation bewirken.¹ Trotz dieses Musters schneiden generell Maßnahmen der aktiven Arbeitsmarktpolitik besser ab als passive Arbeitsmarktpolitik.²

Vor diesem Hintergrund kommt der Suche nach neuen Instrumenten der aktiven Arbeitsmarktpolitik eine besondere Bedeutung zu. Das Bundesministerium für Arbeit und Sozialordnung (BMA) förderte zwischen 1998 und 2000 im Rahmen des Programms „Zusätzliche Wege in der Arbeitsmarktpolitik“ insgesamt zehn innovative Vermittlungsagenturen auf kommunaler Ebene in Deutschland. Dabei

¹ Fitzenberger/Speckesser (2000) und Hagen/Steiner (2000) bieten einen umfassenden Überblick über jüngere empirische Analysen mit deutschen Daten, Pierre (1999) diskutiert konzeptionelle Probleme der Evaluation arbeitsmarktpolitischer Maßnahmen.

² Für eine international vergleichende Studie vgl. Kraft (1998). Die OECD hat im Januar 2000 eine ganze Konferenz der Evaluation der nationalen Arbeitsmarktpolitiken in ihren Mitgliedsländern gewidmet; vgl. OECD (2000).

sollten Verbesserungspotenziale durch die Zusammenarbeit von Sozial- und Arbeitsämtern bei der Vermittlung von Sozialhilfeempfängern getestet werden.

In der Stadt Mannheim wurde vor diesem Hintergrund die Mannheimer Arbeitsvermittlungsagentur (MAVA) gegründet. In der MAVA arbeiten Mitarbeiter des Sozial- und Arbeitsamts unter einem Dach gemeinsam bei der Vermittlung arbeitsfähiger Sozialhilfeempfänger zusammen. Wesentliches Kennzeichen der MAVA ist ein relativ zum Sozial- bzw. Arbeitsamt deutlich günstigerer Personalschlüssel zwischen Sachbearbeitern und Hilfeempfängern, so dass eine im Vergleich zur herkömmlichen Sachbearbeitung im Sozial- und Arbeitsamt wesentlich intensivere Einzelfallberatung und Nachbetreuung möglich war.

Dieser Beitrag versucht mit den bislang vorliegenden Daten eine erste Evaluation der Mannheimer Arbeitsvermittlungsagentur. Die empirischen Untersuchungen basieren auf Informationen, die im Rahmen eines IAW-Forschungsprojekts im Auftrag der Stadt Mannheim erhoben wurden.³ Der Rest des Beitrags ist wie folgt aufgebaut: In Abschnitt 2 wird die Mannheimer Arbeitsvermittlungsagentur detailliert beschrieben. Abschnitt 3 dient der Charakterisierung der zur Verfügung stehenden Daten für Programm- und Kontrollgruppe. In Abschnitt 4 werden die Forschungsfragen gestellt und die zu ihrer Beantwortung verwendeten mikroökonomischen Methoden erläutert. Abschnitt 5 berichtet über die Ergebnisse, während Abschnitt 6 den Beitrag mit einer Zusammenfassung und einem Ausblick auf die Weiterentwicklung der aktiven Arbeitsmarktpolitik den Beitrag abschließt.

³ Vgl. Pohnke/Spermann (2000a)

2. Die Mannheimer Arbeitsvermittlungsagentur

Die Mannheimer Arbeitsvermittlungsagentur (MAVA) ist das Kernstück des Projekts „Effektive Sozialhilfe“ des Mannheimer Sozialamts. Dessen Zielsetzung ist es, dass Menschen schneller als bisher die Sozialhilfebedürftigkeit überwinden bzw. dass Sozialhilfebedürftigkeit erst gar nicht entsteht. Dieses Projekt steht für einen Kurswechsel in der Sozialhilfe: von einer überwiegend auf materielle Hilfeleistung zielenden Praxis zur aktiven Beratung und Vermittlung aus dem Sozialhilfebezug heraus. Neben der Einrichtung der MAVA werden im Rahmen des Projekts bestehende Instrumente zur Überprüfung der Anspruchsberechtigung von Hilfeempfängern verstärkt bzw. neue Instrumente eingesetzt. Zu diesen Maßnahmen gehören z.B. die Überprüfung vorrangiger Ansprüche bei anderen Leistungsträgern, die Überprüfung der Höhe der angegebenen Unterkunftskosten, aber auch ein umfassender Datenabgleich mit anderen Ämtern (z.B. Kfz-Zulassungsstelle). Dazu wurde ein spezieller Beratungs- und Ermittlungsdienst zur Unterstützung der Sachbearbeiter des Sozialamts eingerichtet. Auch Hausbesuche sind in diesem Zusammenhang üblich.

Die MAVA ist als eigenes Sachgebiet dem Sozialamt der Stadt Mannheim zugeordnet. In der MAVA arbeiten Mitarbeiter des Sozial- und Arbeitsamts eng bei der Vermittlung arbeitsfähiger Sozialhilfeempfänger zusammen. Das wesentlich Neue der MAVA liegt in dem günstigeren Personalschlüssel zwischen Sachbearbeitern und Hilfeempfängern mit etwa 1:60. Zum Vergleich: In übrigen Sachgebieten des Sozialamtes liegt dieser Personalschlüssel bei etwa 1:125, beim Arbeitsamtes sogar bei etwa 1:800.

Ein weiteres Kennzeichen der MAVA ist das integrierte Fallmanagement: Den Hilfeempfängern werden einerseits Stellen im ersten Arbeitsmarkt vermittelt, andererseits aber auch Beschäftigungsmaßnahmen im Rahmen des Bundessozialhilfegesetzes sowie die gesamte Palette der arbeitsmarktpolitischen Maßnahmen des Sozialgesetzbuches III angeboten. Hinzu kommt ein für die Stellenakquisition zuständiger Mitarbeiter sowie eigene Mitarbeiter für die

Zusammenarbeit mit Beschäftigungsträgern des zweiten Arbeitsmarktes und die Nachbetreuung vermittelter Personen.

Die Laufzeit der MAVA war auf den Zeitraum zwischen dem 1.7.1998 und 30.6.2000 befristet. Der Projektablauf sah drei Phasen vor: die Implementierungsphase (Januar 1998 bis Juni 1998), die Projektphase (Juli 1998 bis Dezember 1999) und die Auswertungsphase (Januar 2000 bis Juni 2000). Grundlage für die Evaluation der MAVA waren damit die im Zeitraum Juli 1998 bis Dezember 1999 erfassten Daten zur Projektphase. Nach Ablauf der Projektphase wurde die MAVA von seiten des Sozial- und Arbeitsamts weitergeführt.

3. Konstruktion und Charakterisierung von Programm- und Kontrollgruppen

3.1 Datengrundlagen

Da die Informationen über einzelne Hilfeempfänger bzw. über Personengruppen sehr detailliert erhoben werden sollten, wurden im Rahmen der Evaluation die Informationen aus unterschiedlichen Datenbanken des Mannheimer Sozialamts herangezogen und zusammengeführt. Die Strukturdaten wie beispielsweise Alter, Geschlecht oder Familienstand eines Hilfeempfängers sind in einer Datenbank des Sozialamtes gespeichert, die sämtlichen Sachbearbeitern des Sozialamtes zugänglich ist. Hinzu kommt eine Datenbank, die bei ihrer Gründung eigens für die MAVA eingerichtet wurde und in der die Vermittlungsaktivitäten dieses Sachgebiets getrennt erfasst werden (die sogenannte „Projektbank“). Die beiden Datenbanken waren zum Zeitpunkt der Evaluation nicht verknüpft, so dass zur Erhebung der benötigten Daten nicht automatisch ein Abgleich zwischen den Systemen stattfinden konnte. Im Rahmen der Kostenkontrolle des Projekts Effektive Sozialhilfe wurde eine sogenannte „Effektive Sozialhilfe-Controlling-System“ (ECS)-Datenbank eingerichtet. In dieser Datenbank laufen die Informationen hinsichtlich der monetären Auswirkungen aus den beiden oben genannten Quellen zusammen. Hinzu kamen kleinere Datenbanken, in denen

ergänzende Informationen bezüglich der Hilfeempfänger gespeichert sind, die jedoch an dieser Stelle nicht gesondert beschrieben werden sollen.⁴ Für die Dokumentation der individuellen Erwerbsgeschichten wurde auf die Datenbank „coArb“ des Arbeitsamts zurückgegriffen.

Im Rahmen der Entwicklung des Evaluationskonzepts konnte nachträglich eine Kontrollgruppe aus Personen gebildet werden, die während der Projektphase der MAVA im Rahmen der nicht am Modellversuch beteiligten Sachgebiete mit dem ungünstigeren Personalschlüssel konfrontiert war. Diese Möglichkeit ergab sich, weil die Betreuungskapazität der MAVA quantitativ begrenzt war, so dass nicht alle arbeitsfähigen Sozialhilfeempfänger der Stadt Mannheim während der Projektphase durch die MAVA betreut werden konnten. Dieses Evaluationskonzept hat den entscheidenden Vorteil, dass zwei Gruppen im gleichen lokalen Arbeitsmarkt im gleichen Zeitraum miteinander verglichen werden können. Für einen validen Vergleich von Programm- und Kontrollgruppe ist dann lediglich noch auf die Vergleichbarkeit der individuellen Merkmale der Personen in beiden Gruppen abzustellen.

3.2 Charakterisierung der Stichproben

Die wichtigsten Merkmale der zur Verfügung stehenden Daten sind in Tabelle 1 zusammengefasst. Neben Informationen über Alter, Geschlecht, Nationalität und Familiensituation, sind auch schulische Bildung und Berufsqualifikationen für alle Personen der Programm- und Kontrollgruppe bekannt. Die beiden letzten Kategorien wurden dabei wie folgt etwas zusammengefasst: Die Dummyvariable S0 wurde auf den Wert 1 gesetzt für alle Personen mit Schulabschluss auf Volks- bzw. Hauptschulniveau, S1 wurde für alle Personen mit einem höheren Schulabschluss, d.h. Realschulabschluss oder höher auf 1 gesetzt.

In ähnlicher Weise fassen die drei Dummy-Variablen Q0, Q1 und Q2 die berufliche Qualifikation zusammen. Konkret stehen Q0 für eine laufende

⁴ Vgl. ausführlich in Pohnke/Spermann (2000b)

Ausbildung, Q1 für eine abgeschlossene Lehre und Q2 für einen Hochschul- bzw. Fachhochschulabschluss.

Alle Merkmale werden sowohl für die Grundgesamtheit als auch getrennt für die Maßnahmegruppe der von der MAVA betreuten Personen und der Kontrollgruppe der vom Sozialamt betreuten Personen angegeben. Innerhalb dieser beiden Gruppen wird jeweils zwischen vermittelten und nicht vermittelten Personen unterschieden. Für die vermittelten Personen soll ausserdem untersucht werden, ob sich die Betreuung durch die MAVA auch auf die Nachhaltigkeit des Beschäftigungsverhältnisses auswirkt. Dafür sind Daten zur Erwerbsgeschichte (EG) notwendig, die leider nur jeweils für einen Teil von Maßnahme- und Kontrollgruppe zur Verfügung stehen. Daher sind die Angaben in Tabelle 1 für die vermittelten Personen nach der Verfügbarkeit der Erwerbsgeschichte aufgliedert. Alle Zahlen – mit Ausnahme der Gruppengröße (N) und des Alters (Alt) – sind Anteile des betreffenden Merkmals in der jeweiligen Gruppe.

Variable	insg.	darunter: MAVA					darunter: Sozialamt				
		insg.	vermittelt			nicht vermitt.	insg.	vermittelt			nicht vermitt.
			insg.	mit EG	ohne EG			insg.	mit EG	ohne EG	
GN	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11
N	6772	1381	245	118	127	1136	5391	102	43	59	5289
G	54,8	48,2	64,1	67,8	60,6	44,7	56,5	51,0	55,8	47,5	56,6
Alt	32,6	33,4	33,4	32,0	34,7	33,3	32,4	32,6	30,9	33,8	32,4
Aus	37,2	29,0	26,1	26,3	26,0	29,6	39,3	37,3	44,2	32,2	39,3
Vor	40,8	40,8	49,0	40,7	56,7	39,0	40,8	58,8	46,5	67,8	40,4
All	35,7	30,4	36,7	44,9	29,1	29,0	37,1	24,5	34,9	17,0	37,3
S0	53,3	57,4	59,6	57,6	61,4	57,0	52,2	48,0	55,8	42,4	52,3
S1	24,0	23,5	25,3	25,4	25,2	23,2	24,2	26,5	20,9	30,5	24,1
Q0	3,5	1,3	2,9	4,2	1,6	1,0	4,0	4,0	0,0	6,8	4,0
Q1	32,7	34,5	38,0	32,2	43,3	33,7	32,3	31,4	32,6	30,5	32,3
Q2	4,9	6,1	5,3	5,1	5,5	6,3	4,6	1,0	0,0	1,7	4,6

Erläuterungen:

EG: Erwerbsgeschichte; GN: Gruppennummer, N: Anzahl der Beobachtungen; G: Geschlecht (Anteil der männlichen Teilnehmer in der Gruppe); Alt: Durchschnittsalter in Jahren; Aus: Ausländeranteil; Vor: Anteil der Familienvorstände; All: Anteil der Alleinlebenden; S0, S1, Q0, Q1, Q2: Anteile derjenigen, die der entsprechenden Qualifikationsstufe für Schul- und Berufsbildung angehören (siehe Text).

Tabelle 1: Deskriptive Statistiken für Maßnahme- und Kontrollgruppe

Die erste Frage, die sich nun stellt, ist die nach der Homogenität der verschiedenen Untergruppen, insb. für den Vergleich zwischen den Gruppen 2 und 7, d.h. zwischen Programm- und Kontrollgruppe. Daneben ist es aber auch interessant, ob zwischen den Vermittelten und Nicht-Vermittelten entsprechende Unterschiede vorliegen. Schließlich soll auch überprüft werden, ob innerhalb der beiden Gruppen der Vermittelten die Personen mit und ohne Erwerbsgeschichte signifikante Unterschiede aufweisen. Letzteres dient der Einschätzung der Validität der Analysen, die sich auf die Erwerbsgeschichte stützen. Zu diesem Zweck werden für den Vergleich zweier Gruppen i und j die Teststatistiken

$$(3.1) \quad \tilde{t}_{i,j} = \frac{\bar{x}_i - \bar{x}_j}{\sqrt{s^2 \left(\frac{1}{N_i} + \frac{1}{N_j} \right)}} \quad \text{mit} \quad s^2 = \frac{s_i^2(N_i - 1) + s_j^2(N_j - 1)}{N_i + N_j - 2}$$

für das Alter sowie

$$(3.2) \quad t_{i,j} = \frac{\bar{x}_i - \bar{x}_j}{\sqrt{h \left(\frac{1}{N_i} + \frac{1}{N_j} \right)}} \quad \text{mit} \quad h = \frac{N_i \bar{x}_i (1 - \bar{x}_i) + N_j \bar{x}_j (1 - \bar{x}_j)}{N_i + N_j - 2}$$

für alle anderen Variablen, die in Tabelle 1 als Anteilssätze angegeben sind, berechnet.⁵ \bar{x}_i und \bar{x}_j bezeichnen dabei die in Tabelle 1 angegebenen Mittelwerte, N_i und N_j die Stichprobengröße, s_i^2 und s_j^2 die Varianz des Alters in der jeweiligen Stichprobe. $\tilde{t}_{i,j}$ sowie $t_{i,j}$ sind in kleinen Stichproben t-verteilt mit $N_i + N_j - 2$ Freiheitsgraden. In Tabelle 2 sind die P-Werte der jeweiligen Tests in % angegeben, d.h. die Irrtumswahrscheinlichkeit bei Ablehnung der Nullhypothese $\bar{x}_i = \bar{x}_j$ zugunsten der (zweiseitigen) Alternativhypothese $\bar{x}_i \neq \bar{x}_j$.⁶

⁵ (3.2) ist für den Spezialfall eines Vergleichs von Anteilssätzen in zwei Stichproben äquivalent mit (3.1).

⁶ Eine vollständige Tabelle für die Tests auf Unterschiede in den Mittelwerten bzw. Anteilssätzen für alle Kombinationen von Subgruppen ist auf Anfrage erhältlich.

	MAVA vs. SA		vermittelt vs. nicht vermittelt			mit vs. ohne EG			
	2	7	alle	MAVA	SA	alle	MAVA	SA	
			(3+8) (6+11)	3	6	8	11	(4+9) (5+10)	4
G	0,00		3,54	0,00		26,11	12,28	24,44	40,95
Alt	0,07		21,57	85,92	81,80	0,32	1,59	7,33	
Aus	0,00	0,21	27,99	67,13	52,88	95,95	22,04		
Vor	99,22	0,00	0,39	0,02	0,08	1,21	3,11		
All	0,00	30,61	1,77	0,80	0,08	1,03	3,79		
S0	0,01	26,59	44,92	39,18	74,17	54,77	18,32		
S1	62,16	47,18	47,12	58,38	57,31	96,76	28,35		
Q0	0,00	74,27	1,81	94,96	94,94	21,29	8,30		
Q1	12,15	17,86	20,51	84,38	17,97	7,41	82,77		
Q2	1,93	45,65	57,54	8,01	78,70	88,21	39,59		

Erläuterungen:
Die Gruppennummern in der Kopfzeile sowie die Variablenbezeichnungen entsprechen denen in Tabelle 1.
Für Unterschiede, die auf dem 1%-Niveau bzw. dem 5%-Niveau signifikant sind, wird der P-Wert jeweils **fett** bzw. *kursiv* geschrieben.

Tabelle 2: t-Tests auf Unterschiede der Gruppenmerkmale

Den Ergebnissen von Tabelle 2 kann entnommen werden, dass zwischen den von der MAVA und vom Sozialamt betreuten Gruppen signifikante Unterschiede in einigen Dimensionen vorliegen, d.h. ein direkter Vergleich des Arbeitsmarkterfolgs des Durchschnitts dieser beiden Gruppen potenziell irreführend ist. Insbesondere war in der durch die MAVA betreuten Gruppe der Anteil der Männer, Ausländer und Alleinerziehenden signifikant geringer, während das Alter signifikant höher war im Vergleich zu der Gruppe der arbeitsfähigen Hilfebezieher, die durch das Sozialamt betreut wurden. Ansonsten lassen sich kaum klare Muster aus den Daten herauslesen. Während beispielsweise innerhalb der Maßnahmegruppe Männer statistisch signifikant häufiger vermittelt werden als Frauen, ist dieser Effekt in der Kontrollgruppe nicht zu beobachten.

4. Forschungsfragen und Methode

Folgende konkrete Forschungsfragen erscheinen im Hinblick auf die Beurteilung der Mannheimer Arbeitsvermittlungsagentur relevant:

1. Ist die Wahrscheinlichkeit einer erfolgreichen Vermittlung eines arbeitsfähigen Sozialhilfeempfängers durch die MAVA höher als im Rahmen der „üblichen“ Betreuung durch das Sozialamt?
2. Ergeben sich aufgrund der intensiveren Nachbetreuung der bereits Vermittelten durch die MAVA positive Effekte auf die Nachhaltigkeit des Beschäftigungsverhältnisses im Vergleich zu der Gruppe der vom Sozialamt vermittelten Hilfebezieher?

Beide Fragen könnten durch einen statistischen Vergleich der gruppenspezifischen Merkmale (Vermittlungswahrscheinlichkeit bzw. Verweildauer im Beschäftigungsverhältnis) geklärt werden, wenn die Zuordnung der Hilfeempfänger auf MAVA bzw. Sozialamt durch einen Zufallsgenerator bestimmt worden wäre. In diesem Fall läge ein soziales Experiment vor, dessen Ergebnisse durch einen einfachen Vergleich der Stichprobenmittelwerte in Maßnahme- und Kontrollgruppen zu ermitteln wären.⁷ Allerdings wurden – wie in Abschnitt 3 erläutert – die Personen in der zur Verfügung stehenden Stichprobe nicht völlig zufällig an die MAVA verwiesen. Diese Entscheidung lag vielmehr im Ermessen der jeweiligen Sachbearbeiter. Durch dieses subjektive Element kann eine mehr oder weniger systematische Auswahl der Maßnahmeteilnehmer zumindest nicht von vorneherein ausgeschlossen werden. Die kurze Charakterisierung der MAVA bzw. Sozialamtsgruppe im letzten Abschnitt liess auch in der Tat deutliche und signifikante Unterschiede erkennen, auch wenn daraus keine ganz offensichtlichen Rückschlüsse auf den zu erwartenden Erfolg auf dem Arbeitsmarkt gezogen werden können.

Trotz dieser potenziellen Schwierigkeit muss sich die mikroökonomische Analyse letztlich immer auf einen Vergleich von Teilnehmern und Nicht-

⁷ Vgl. Orr (1999).

Teilnehmern an einer Maßnahme stützen. Es ist jedoch erforderlich, bei der Berechnung der Maßnahmeneffekte einer potenziellen systematischen Selektion der Teilnehmer in die beiden zu vergleichenden Gruppen Rechnung zu tragen. Zu diesem Zweck benutzen wir das sogenannte Matching-Verfahren, das von Rubin (1977) für die Analyse nicht-experimenteller Daten vorgeschlagen wurde.⁸

Der Maßnahmeneffekt ist allgemein definiert als Erwartungswert der Differenz einer Ergebnisvariablen y bei Teilnahme (im folgenden notiert als y_T) bzw. bei Nicht-Teilnahme (y_N) an der zu evaluierenden Maßnahme. $M \in \{0, 1\}$ sei eine Indikatorvariable für die Teilnahme an der Maßnahme ($M = 1$ für Teilnahme, $M = 0$ für Nicht-Teilnahme). Der durch die Evaluation zu berechnende Maßnahmeneffekt kann nun in verschiedenen Weisen konkretisiert werden (vgl. Heckman et al. 1999, S. 1883ff). Unter anderem bieten sich die folgenden Konzepte an:

$$(4.1a) \quad E(y_T - y_N | M = 1) = E(y_T | M = 1) - E(y_N | M = 1)$$

(Maßnahmeneffekt auf einen zufällig ausgewählten Teilnehmer)

sowie

$$(4.1b) \quad E(y_T - y_N | M = 0) = E(y_T | M = 0) - E(y_N | M = 0)$$

(Maßnahmeneffekt auf einen zufällig ausgewählten Nicht-Teilnehmer),

wobei E den Erwartungsoperator bezeichnet.

Das grundlegende statistische Problem besteht nun in der Nichtbeobachtbarkeit des Ergebnisses bei Nichtteilnahme für einen Teilnehmer bzw. der Teilnahme für

⁸ Eine sehr klare Darstellung der Methode (anhand der Analyse medizinischer Daten) findet sich in Rosenbaum/Rubin (1985). Hujer et al. (1998) sowie Almus et al. (1998) benutzen die Matching-Methode für die Evaluation von Ausbildungsbeihilfen für Arbeitslose bzw. von gemeinnütziger Arbeitnehmerüberlassung in Deutschland. Eine umfassende Übersicht über konzeptionelle Probleme und Methoden der ökonometrischen Evaluation arbeitsmarktpolitischer Maßnahmen bieten Heckman et al. (1999). An diesem Beitrag (p. 1950 ff.) orientiert sich auch die folgende kurze Darstellung der grundlegenden Testidee.

einen Nicht-Teilnehmer. Die in (4.1a) bzw. (4.1b) für die Berechnung des Maßnahmeeffekts benötigten Terme $E(y_N|M=1)$ bzw. $E(y_T|M=0)$ haben also keine naheliegende empirische Entsprechung. Vielmehr muss die Berechnung des Erwartungswertes bei Nicht-Teilnahme trotz der Konditionierung auf $M=1$ immer auf Beobachtungen von Nicht-Teilnehmern zurückgreifen, genauso wie die Berechnung des Erwartungswertes bei Teilnahme trotz der Konditionierung auf $M=0$ Beobachtungen für Teilnehmer verwenden muss.

Liegt nun eine nicht-zufällige Verteilung der Personen über $M=1$ bzw. $M=0$ vor, so trägt die Verwendung von $E(y_N|M=0)$ anstelle von $E(y_N|M=1)$ – bzw. $E(y_T|M=1)$ anstelle von $E(y_T|M=0)$ – eine Verzerrung in die Schätzung des Maßnahmeneffekts gemäß Gleichung (4.1a) bzw. (4.1b).

Die Matching-Methode basiert nun darauf, dass für alle Personen neben der bzw. den Ergebnisvariablen und der Information über den Teilnahmestatus an der zu evaluierenden Maßnahme weitere Informationen vorliegen. Die grundlegende Idee ist dabei, dass die Konditionierung der beobachteten Ergebnisvariable y_T bzw. y_N auf diese Informationen den Teilnahmestatus M letztlich irrelevant werden lässt. Anders ausgedrückt: Ergebnisvariablen und Teilnahmestatus sind orthogonal bei Konditionierung auf die Informationsmenge x : $(y_T, y_N) \perp M|x$. Im Vektor x sind dabei alle „weiteren Informationen“ zusammengefasst. Diese Annahme wird als „conditional independence assumption“ (CIA) bezeichnet. Unter dieser Bedingung gilt dann

$$(4.2a) \quad E(y_N|x, M=1) = E(y_N|x, M=0)$$

sowie

$$(4.2b) \quad E(y_T|x, M=1) = E(y_T|x, M=0).$$

Damit kann der Maßnahmeneffekt durch Einsetzen von (4.2a) in (4.1a) sowie (4.2b) in (4.1b) errechnet werden:

$$(4.3a) \quad E(y_T|x, M=1) - E(y_N|x, M=1) = E(y_T|x, M=1) - E(y_N|x, M=0)$$

$$(4.3b) \quad E(y_T|x, M=0) - E(y_N|x, M=0) = E(y_T|x, M=1) - E(y_N|x, M=0)$$

Für die jeweils zweite Schreibweise stehen Informationen aus der Maßnahme- bzw. der Kontrollgruppe zur Verfügung. Durch die Konditionierung auf x sind die erwarteten Effekte auf die Teilnehmer der Maßnahmegruppe und Kontrollgruppe identisch, so dass kein Unterschied zwischen den Konzepten (4.1a) und (4.1b) mehr ausgewiesen werden kann.

Es ist hier wichtig darauf hinzuweisen, dass die CIA nie direkt getestet werden kann, weil weder die linke Seite von (4.2a) noch die rechte Seite von (4.2b) empirisch beobachtet werden können. Von daher kann es immer nur darum gehen, solche Charakteristika zu finden, die dafür sorgen, dass die Individuen in der Kontroll- und Maßnahmegruppe in einem für die vorliegende Fragestellung relevanten Sinne „ähnlich“ sind, d.h. dass tatsächlich die Teilnahme bzw. Nichtteilnahme an der Maßnahme der einzige relevante Unterschied ist. Für die Auswahl der Information ist man aber (abgesehen von Beschränkungen in der Verfügbarkeit von Daten) immer auf Plausibilitätsüberlegungen angewiesen.

Um bei einer Vielzahl von potenziell relevanten Charakteristika ein einfaches Maß für die Ähnlichkeit der Individuen zu erhalten, wird nun wie folgt vorgegangen: Es wird zunächst ein Probit-Modell für die Teilnahmewahrscheinlichkeit p geschätzt, d.h. der Parametervektor β des Modells

$$(4.4) \quad p(M_i = 1|x_i) = \Phi(x_i\beta).$$

Φ ist die Verteilungsfunktion (kumulierte Dichte) der Standardnormalverteilung, das Subscript i bezeichnet eine Beobachtung. Aus dieser Schätzung kann nun die Teilnahmewahrscheinlichkeit an der Maßnahme für ein Individuum i in der Stichprobe \hat{p}_i abgeleitet werden. Alternativ dazu findet jedoch üblicherweise der so genannte propensity score

$$(4.5) \quad \tilde{p}_i \equiv x_i\hat{\beta} = \Phi^{-1}(\hat{p}_i)$$

Verwendung. $\hat{\beta}$ bezeichnet dabei die Probit-Schätzung des Parametervektors β , Φ^{-1} ist die Umkehrfunktion der Verteilungsfunktion der Standardnormalverteilung.

Nun ist es möglich, Beobachtungen in der Maßnahme- und Kontrollgruppe auf der Basis der geringstmöglichen absoluten Differenzen von \tilde{p}_i zusammenzuführen (zu „matchen“). Liegen noch zusätzliche, in der Probit-Schätzung (4.4) nicht verwendete, Informationen über die Personen in beiden Gruppen vor, kann anstelle der propensity scores (4.5) ein etwas umfassenderes Maß verwendet werden, in das diese Informationen zusätzlich Eingang finden. Bezeichnen wir den $(K \times 1)$ -Vektor dieser Zusatzinformation für eine Person i mit z_i , so kann ein $K + 1$ -dimensionales Distanzmaß zwischen zwei Personen i und j wie folgt

berechnet werden: $d_{i,j} = \begin{bmatrix} \tilde{p}_i \\ z_i \end{bmatrix} - \begin{bmatrix} \tilde{p}_j \\ z_j \end{bmatrix}$. Durch geeignete Gewichtung der Elemente

in $d_{i,j}$ kann hieraus das Skalar

$$(4.6) \quad m_{i,j} = d'_{i,j} G d_{i,j}$$

berechnet werden. G bezeichnet dabei die Gewichtungsmatrix, für die üblicherweise die Inverse der Kovarianzmatrix für die Kontrollbeobachtungen herangezogen wird. $m_{i,j}$ wird als Mahalanobis-Distanz bezeichnet.

5. Ergebnisse

5.1 Vergleich der Vermittlungswahrscheinlichkeiten

Für die Probit-Schätzung (4.4) der Teilnahme an der MAVA auf der Grundlage der gesamten Stichprobe mit einem Umfang von 6772 Beobachtungen wurden zunächst alle Variablen herangezogen, für die Informationen für alle in der Stichprobe enthaltenen Personen vorliegen (vgl. Tabelle 1). Die Erwerbsvorgeschichten mussten ausser Acht gelassen werden, weil diese nur für einen Teil der vermittelten Personen in beiden Gruppen vorliegen. Alle Variablen mit Ausnahme von Q1 und S1 erwiesen sich als hochsignifikant. In der Probit-

Schätzung nach Ausschluss dieser beiden Variablen waren alle verbliebenen Regressoren signifikant mit einer Irrtumswahrscheinlichkeit von weniger als einem Prozent. Diese Schätzung wurde der Berechnung der propensity scores gemäß (4.5) zugrundegelegt. Abbildung 1 zeigt die Häufigkeitsverteilung⁹ dieser Werte für die 1381 Personen in der Maßnahmegruppe (MAVA) als durchgezogene Linie sowie für die 5391 Personen in der Kontrollgruppe (Sozialamt) als gestrichelte Linie. Der Wertebereich der Maßnahmegruppe wird durch die Kontrollgruppe vollständig abgedeckt. Damit wird es in der folgenden Analyse möglich sein, für alle Teilnehmer der Maßnahmegruppen „gute“ matches zu finden, d.h. entsprechende Personen mit einem sehr ähnlichen Wert des propensity scores.

Abbildung 1 etwa hier

Für einen Vergleich der Vermittlungswahrscheinlichkeiten in den beiden Gruppen ist es nun nicht möglich, jeder Person in der kleineren (Maßnahme-) Gruppe eine Person der Kontrollgruppe zuzuordnen. Dies verbietet sich deshalb, weil damit die Vermittlungswahrscheinlichkeit der Maßnahmegruppe auf den Stichprobenmittelwert ($= 245/1381 = 17,74\%$) festgelegt wäre und in der Kontrollgruppe (ohne oversampling) aufgrund der insgesamt nur 102 Vermittlungen höchstens eine Vermittlungswahrscheinlichkeit von $102/1381 = 7,39\%$ gemessen werden kann. Völlig unabhängig von der möglichen Bedeutung der Selektionsverzerrung zwischen den beiden Gruppen würde dann ein positives Urteil über den Vermittlungserfolg der MAVA zwingend folgen. Um dieses Problem zu umgehen, nehmen wir eine zufällige Auswahl einer relativ kleinen Stichprobe (mit Umfang N) aus der MAVA-Gruppe und matchen zu jeder dieser N zufällig gezogenen Personen je einen Teilnehmer aus der Sozialamt-

⁹ Der Wertebereich der propensity scores wurde in jeweils 100 äquidistante Intervalle geteilt.

Gruppe. Damit besteht die Möglichkeit, dass trotz der relativ geringen absoluten Zahl an Vermittelten in der Sozialamt-Gruppe die Vermittlungsquoten ähnlich bzw. auch in der Kontrollgruppe höher sein können. Da die Auswahl der Teilnehmer aus der MAVA-Gruppe zufällig erfolgt, wurde für jedes N diese Prozedur 100 Mal wiederholt und aus diesen Wiederholungen der Mittelwert der Vermittlungsanteile für beiden Gruppen berechnet. Die Stichprobengröße N wurde dabei zwischen 5 und 500 variiert. In Tabelle 3 sind neben den Mittelwerten auch die Minima und Maxima der jeweils 100 Wiederholungen sowie die t -Statistik (3.2) und der dazugehörige P-Wert (in %) für die Ablehnung der Nullhypothese gleicher Vermittlungswahrscheinlichkeiten in den beiden Gruppen angegeben.

N	MAVA (gezogen)			Sozialamt (gematcht)			t -Wert	P-Wert	
	Min	Max	MW	Min	Max	MW			
5	0,00	80,00	22,20	0,00	40,00	3,60	4,06	0,00	
10	0,00	50,00	15,80	0,00	20,00	1,60	3,66	0,03	
25	0,00	40,00	18,28	0,00	12,00	2,40	3,80	0,02	
50	2,00	32,00	17,86	0,00	10,00	2,18	3,81	0,02	
100	8,00	28,00	18,14	0,00	5,00	2,18	3,85	0,02	
150	12,70	25,30	18,01	0,00	6,00	2,03	3,88	0,01	
500	14,20	21,00	17,65	1,00	3,60	2,21	3,76	0,02	
Stichprobenmittelwerte:			17,74				1,89		

Tabelle 3: Test auf Differenzen der Vermittlungswahrscheinlichkeiten zwischen Maßnahme- und Kontrollgruppe auf Grundlage des matching-Verfahrens

Für $N = 500$ ist die Tabelle also wie folgt zu lesen: Innerhalb der 100 zufällig gezogenen Stichproben mit 500 Personen streute die Vermittlungswahrscheinlichkeit der von der MAVA betreuten Gruppe zwischen 14,2 % und 21% mit einem Mittelwert (über die 100 Wiederholungen) von 17,65%, der – aufgrund der relativ großen Stichprobengröße und der Zahl der hohen Zahl der Wiederholungen wenig überraschend – nicht weit von dem Stichprobenmittel von 17,74% entfernt liegt. Wenn man nun zu allen 500 zufällig gezogenen Maßnahmeteilnehmern Personen aus der Kontrollgruppe hinzumatcht und hier die durchschnittliche Vermittlungswahrscheinlichkeit berechnet, streut diese über die 100 Wiederholungen zwischen 1% und 3,6% bei einem Mittelwert von 2,21%. Die Differenz dieses Wertes von der durchschnittlichen

Vermittlungswahrscheinlichkeit der MAVA-Teilnehmer ist hoch signifikant, d.h. die Irrtumswahrscheinlichkeit bei Ablehnung der Nullhypothese gleicher Vermittlungswahrscheinlichkeiten ist weit unter einem Prozent.

Aus den Ergebnissen in Tabelle 3 können zwei wichtige Schlüsse gezogen werden. Erstens ist die Vermittlungswahrscheinlichkeit in der MAVA-Gruppe auch bei Berücksichtigung eines möglichen Selektionsbias sehr viel höher als in der Kontrollgruppe. Für alle verwendeten Stichprobengrößen ergeben sich Unterschiede von um die 15 Prozentpunkte. Zweitens zeigt ein Vergleich der Mittelwerte für die gematchten Stichproben der Kontrollgruppe mit dem Mittelwert der Grundgesamtheit der Kontrollgruppe ($102/5391 = 1,89\%$), dass in der Tat ein Selektionsbias in Richtung einer besseren Vermittelbarkeit der von der MAVA betreuten Personen vorliegt, dieser jedoch sehr klein ist. Zieht man das Ergebnis für $N = 500$ heran, so wäre die Vermittlungsquote beim Sozialamt um 0,32 Prozentpunkte höher, wenn die dort betreuten Personen die gleichen Charakteristika aufweisen würden wie die von der MAVA betreuten Personen.¹⁰ Zumindest für die aufgrund der Datenlage hier mögliche Charakterisierung kann jedoch festgehalten werden, dass die höhere Betreuungsintensität arbeitsfähiger Sozialhilfeempfänger im Rahmen der MAVA zu einer sehr großen und statistisch hoch signifikanten Verbesserung der Vermittlungsquote gegenüber der Kontrollgruppe führt.

5.2 Vergleich der Dauerhaftigkeit eines vermittelten Beschäftigungsverhältnisses

Neben einer höheren Vermittlungsrate war es ein klares Ziel der MAVA durch eine entsprechende Nachbetreuung der Vermittelten auch eine bessere Nachhaltigkeit der Beschäftigung einmal Vermittelter zu erreichen. In diesem Abschnitt wollen wir der Frage nachgehen, inwieweit dieser Anspruch eingelöst werden konnte. Leider steht für die Beantwortung nur eine relativ kleine Menge

¹⁰Diese Zahl errechnet sich aus der Differenz des Mittelwertes der Vermittlungswahrscheinlichkeit für die gematchte Stichprobe (= 2,21%) und der Grundgesamtheit der Kontrollgruppe (= 1,89%).

von Beobachtungen¹¹ zur Verfügung, da eine entsprechende Aufzeichnung der Erwerbsgeschichte weder von der MAVA noch vom Sozialamt vorgenommen wurde. Stattdessen musste auf die coArb-Datenbank des Arbeitsamts zurückgegriffen werden, in der aber nicht alle Teilnehmer der Maßnahme- bzw. Kontrollgruppe enthalten sind. Wie der Vergleich der Gruppenmerkmale in Tabelle 2 gezeigt hat, sind aber durchaus signifikante Unterschiede zwischen vermittelten Personen, für die eine Erwerbsgeschichte vorliegt, und den insgesamt vermittelten Personen festzustellen. Eine quantitative Beurteilung der Konsequenzen für die Interpretierbarkeit der folgenden Ergebnisse ist nicht möglich; es wäre daher wünschenswert, in der Zukunft durch die Dokumentation der Erwerbsgeschichte von Teilnehmern eine verlässlichere Datenbasis für die Bewertung der Frage nach der Dauerhaftigkeit von Beschäftigungsverhältnissen bei intensiverer Betreuung zu haben.

Ungeachtet dieses Problems zeigt jedoch Abbildung 2, dass die propensity scores für die beiden Untergruppen mit dokumentierten Erwerbsgeschichten überlappend sind, d.h. wiederum nach diesem Kriterium „ähnliche“ Personen einander zugeordnet werden können. Darüber hinaus konnte für die Personen mit Erwerbsgeschichte auch der Erwerbsstatus in den sechs Monaten vor der jeweiligen Vermittlung festgestellt werden. Damit ist es möglich, die matching-Prozedur zwischen Kontroll- und Maßnahmegruppe nicht ausschließlich auf den propensity score zu basieren. Vielmehr wurden die Daten der Erwerbsvorgeschichte zusammen mit dem propensity score zur Berechnung der jeweiligen Mahalanobis-Distanzen verwendet.

Abbildung 2 etwa hier

¹¹ Von den 245 (102) durch die MAVA (das Sozialamt) vermittelten Personen liegen die Erwerbsgeschichte für 118 (43) Personen vor. Für einzelne Monate kann die Stichprobengröße etwas kleiner sein, da für einzelne Personen bisweilen kleine Lücken in der Dokumentation auftauchen. Ausserdem brechen für gegen Ende des Erfassungszeitraums vermittelte Personen die

Abbildung 3 fasst zunächst die Merkmale der nicht gematchten Grundgesamtheiten der vermittelten Personen, für die eine Erwerbsgeschichte vorliegt, zusammen. Im Schnitt der 6 Monate vor Vermittlung ist die Beschäftigungsquote der Maßnahmegruppe etwas geringer als in der Kontrollgruppe. Definitionsgemäß steigt dann für beide Gruppen im Monat 1 nach der Vermittlung die Beschäftigungsquote auf 100%, um danach wieder abzufallen. Im ersten halben Jahr nach der Vermittlung fällt die Beschäftigungsquote in der Maßnahmegruppe sogar schneller; dieser Rückgang wird dann allerdings bei einem Niveau von etwas über 50% gebremst, während die Beschäftigungsquote der vom Sozialamt vermittelten Personen bis zum Ablauf der Jahresfrist auf etwa 35% weiter fällt. Im folgenden wollen wir wieder die Matching-Technik anwenden, um unter Berücksichtigung eines eventuellen Selektionsbias zu überprüfen, ob der in der Grundgesamtheit evidente positive Effekt durch die MAVA auf die längerfristige Beschäftigungswahrscheinlichkeit robust und statistisch signifikant ist.

Abbildung 3 etwa hier

Da in dem vorliegenden Datensatz die Kontrollgruppe dünner besetzt ist als die Maßnahmegruppe werden zunächst alle Beobachtungen der Kontrollgruppe in zufälliger Reihenfolge gezogen und die Beobachtung der Maßnahmegruppe mit der geringsten Mahalanobis-Distanz zugeordnet. In den Vektor $d_{i,j}$ der Gleichung (4.6) gehen dabei neben dem propensity score die Erwerbsgeschichten der drei Monate vor Vermittlung durch die MAVA bzw. das Sozialamt ein.¹²

Erwerbsgeschichten entsprechend früher ab, da sich alle Angaben relativ zum Vermittlungszeitpunkt verstehen.

¹²Da für wenige Personen wenige Datenpunkte nicht verfügbar waren (keine Auskunft) mussten diese für die Berechnung der Mahalanobis-Distanzen von

Bei Gültigkeit der CIA können nun wieder die Differenzen der Mittelwerte aus den gematchten Stichproben von Kontroll- und Maßnahmegruppe als konsistente Schätzer des Maßnahmeeffekts herangezogen werden. Um hier den Einfluß der unterschiedlichen Datengrundlage für den matching-Prozess einschätzen zu können, wurde neben dem Mahalanobis-matching (Mah.) auch ein matching auf ausschließlicher Grundlage der propensity scores (PS) vorgenommen.

Tabelle 4a weist beide Ergebnisse aus.

Monat rel. zu Verm.	Beschäftigungsanteile			Mah.-matching		PS-matching	
	SA	MAVA (Mah.)	MAVA (PS)	Diff.	P-Wert	Diff.	P-Wert
-6	0,286	0,220	0,150	0,031	0,513	-0,136	0,156
-5	0,314	0,171	0,125	-0,089	0,146	-0,189	0,047
-4	0,235	0,205	0,125	-0,035	0,760	-0,110	0,220
-3	0,235	0,205	0,125	-0,133	0,760	-0,110	0,220
-2	0,156	0,200	0,100	-0,054	0,637	-0,056	0,480
-1	0,121	0,098	0,075	-0,048	0,749	-0,046	0,511
1	1,000	1,000	1,000	-	-	-	-
2	0,953	0,870	0,925	-0,030	0,203	-0,028	0,591
3	0,925	0,718	0,744	-0,050	0,016	-0,181	0,030
4	0,725	0,611	0,622	0,005	0,298	-0,103	0,340
5	0,684	0,514	0,486	0,030	0,135	-0,198	0,084
6	0,667	0,514	0,543	-0,072	0,187	-0,124	0,282
7	0,632	0,545	0,500	0,009	0,469	-0,132	0,267
8	0,528	0,471	0,429	0,025	0,638	-0,099	0,410
9	0,486	0,444	0,444	0,052	0,723	-0,042	0,723
10	0,371	0,559	0,559	0,117	0,122	0,187	0,122
11	0,405	0,571	0,533	0,121	0,190	0,128	0,304
12	0,351	0,538	0,519	0,207	0,144	0,167	0,187

Tabelle 4a: Tests auf Differenzen in der Nachhaltigkeit der Beschäftigungsverhältnisse (Zu Personen der Kontrollgruppe wurden Personen der Maßnahmegruppe gematcht.)

Wieder sei als Lesehilfe der Tabelle eine Zeile genauer kommentiert. Im zweiten Monat nach der Vermittlung sind noch 95,3% der vom Sozialamt vermittelten

„nicht verfügbar“ auf den Wert 0 (i.e. „arbeitslos“) geändert werden. Ohne diese „Korrektur“ wäre eine Nutzung der Daten über die entsprechenden Personen nicht möglich gewesen. Für die spätere Auswertung nach erfolgtem matching wurden jedoch nicht vorhandene Datenpunkte auch als solche behandelt.

Personen beschäftigt. Die zu dieser Stichprobe dazugematchten Personen aus der MAVA-Stichprobe weisen – je nach Art des matching – mit 87% bzw. 92,5% etwas geringere Beschäftigungsanteile auf. Diese Unterschiede sind jedoch mit Irrtumswahrscheinlichkeiten bei Ablehnung der Nullhypothese gleicher Anteile von gut 20% bzw. knapp 60% statistisch nicht abgesichert.

Als zweite Variante des Tests wurde die oben beschriebene Vorgehensweise umgekehrt, indem nun aus der (größeren) Maßnahmegruppe zufällig Beobachtungen gezogen wurden und diesen eine Beobachtung aus der Kontrollgruppe zugematcht wurde bis alle Beobachtungen der Kontrollgruppe „verbraucht“ waren. Auch hier wurde neben dem Mahalanobis-Matching ein nur auf dem propensity score basierendes matching angewendet. Die Ergebnisse sind in Tabelle 4b enthalten.

Monat rel. zu Verm.	Beschäftigungsanteile			Mah.-matching		PS-matching	
	SA	MAVA (Mah.)	MAVA (PS)	Diff.	P-Wert	Diff.	P-Wert
-6	0,286	0,317	0,150	0,031	0,770	-0,061	0,553
-5	0,314	0,225	0,125	-0,089	0,390	-0,119	0,237
-4	0,235	0,200	0,125	-0,035	0,718	-0,035	0,718
-3	0,235	0,103	0,125	-0,133	0,130	-0,030	0,760
-2	0,156	0,103	0,100	-0,054	0,506	0,034	0,706
-1	0,121	0,073	0,075	-0,048	0,489	0,025	0,757
1	1,000	1,000	1,000	–	–	–	–
2	0,953	0,923	0,925	-0,030	0,571	-0,082	0,191
3	0,925	0,875	0,744	-0,050	0,462	-0,145	0,069
4	0,725	0,730	0,622	0,005	0,963	-0,035	0,735
5	0,684	0,714	0,486	0,030	0,783	-0,184	0,101
6	0,667	0,595	0,543	-0,072	0,521	-0,103	0,358
7	0,632	0,641	0,500	0,009	0,932	-0,053	0,644
8	0,528	0,553	0,429	0,025	0,833	-0,015	0,899
9	0,486	0,538	0,444	0,052	0,656	0,052	0,656
10	0,371	0,487	0,559	0,116	0,322	0,143	0,235
11	0,405	0,526	0,533	0,121	0,300	0,153	0,201
12	0,351	0,559	0,519	0,207	0,081	0,197	0,106

Tabelle 4b: Tests auf Differenzen in der Nachhaltigkeit der Beschäftigungsverhältnisse (Zu Personen der Maßnahmegruppe wurden Personen der Kontrollgruppe gematcht.)

Das qualitative Bild des Vergleichs der Grundgesamtheiten bleibt auch in den gematchten Stichproben – sowohl in Tabelle 4a als auch in Tabelle 4b – erhalten: Während der ersten neun Monate ist die Punktschätzung des kausalen Effekts sogar negativ, d.h. von der MAVA betreute Beschäftigungsverhältnisse sind weniger dauerhaft als diejenigen, die durch das Sozialamt vermittelt werden. Allerdings ist dieser Effekt (mit der möglichen Ausnahme des negativen Effekts der MAVA im dritten Monat nach der Vermittlung) statistisch nicht signifikant. Dies gilt auch für die positiven Punktschätzungen des Maßnahmeeffekts für die Monate 10 bis 12.

Zusammenfassend lässt sich daraus der Schluss ziehen, dass der in der Grundgesamtheit vorhandene positive Effekt der MAVA auf die Nachhaltigkeit eines einmal vermittelten Beschäftigungsverhältnisses statistisch nicht abgesichert ist – was im wesentlichen aber auch für die negativen Effekte über die kürzere Frist gilt. Allerdings spiegeln sich in diesem Mangel an konklusiver Evidenz mindestens ebenso sehr fehlende Daten wider wie eventuelle Probleme mit dem Programm selbst.

6. Zusammenfassung und Ausblick

Im Rahmen eines vom Bundesministerium für Arbeit bezuschussten Modellversuches wurden erstmals in Deutschland insgesamt zehn innovative Vermittlungsagenturen auf kommunaler Ebene in Deutschland erprobt. Kennzeichen der Vermittlungsagenturen ist die enge Zusammenarbeit von Mitarbeitern des Sozial- und Arbeitsamts in Verbindung mit einem wesentlich günstigeren Personalschlüssel zwischen Sachbearbeitern und Hilfeempfängern. In diesem Beitrag wird exemplarisch die Mannheimer Arbeitsvermittlungagentur (MAVA) mit mikroökonomischen Methoden untersucht. Der Vergleich der MAVA-Programmgruppe mit einer nachträglich gebildeten Kontrollgruppe, die mit einem ungünstigeren Personalschlüssel innerhalb des gleichen lokalen Arbeitsmarktes konfrontiert war, führt zu zwei Erkenntnissen: Erstens lässt sich zeigen, dass sich die Vermittlungswahrscheinlichkeit arbeitsfähiger

Hilfeempfänger drastisch erhöht. Zweitens konnte eine deutlich größere Nachhaltigkeit eines einmal vermittelten Beschäftigungsverhältnisses nicht festgestellt werden. Die Ergebnisse der MAVA-Evaluation deuten darauf hin, dass es zusätzliche Wege in der aktiven Arbeitsmarktpolitik gibt, die Hilfeempfängern einen schnelleren, wenn auch nicht unbedingt nachhaltigeren Einstieg in den Arbeitsmarkt ermöglichen.

Im Rahmen dieses Beitrags konnte keine fiskalische Analyse vorgelegt werden. Zumindest aus kommunaler Sicht rechnet sich jedoch die MAVA selbst ohne Bundeszuschuss, weil die zusätzlichen Kosten für die Verbesserung des Personalschlüssels durch die mit den höheren Vermittlungsquoten verbundenen Einsparungen überkompensiert werden (vgl. Löffler/Spermann 2000). Offen bleibt jedoch die Frage, welcher Personalschlüssel optimal ist. So ist nicht auszuschließen, dass durch einen noch günstigeren Personalschlüssel höhere Vermittlungsquoten erzielt werden können. Auf der anderen Seite ist aber auch vorstellbar, dass bei umfassender Betreuung aller arbeitsfähigen Hilfeempfänger mit der Zeit die besser vermittelbaren Personen vermittelt sind, während die „schlechten Risiken“ auch bei noch so kompetenter und umfassender Beratung den Absprung in den Arbeitsmarkt nicht schaffen werden. Darüberhinaus dürften sich mit wachsendem Erfolg des Programms auch Engpässe auf der Nachfrageseite des Arbeitsmarktes stärker bemerkbar machen. Diese Einschränkungen sollen aber nicht darüber hinweg täuschen, dass mit der intensiven Betreuung im Rahmen der MAVA eindeutige arbeitsmarktpolitische Erfolge erzielt werden konnten.

Literatur:

Almus, Matthias, Jürgen Egel, Michael Lechner, Friedhelm Pfeiffer, Hannes Spengler (1998): Die gemeinnützige Arbeitnehmerüberlassung in Rheinland-Pfalz - eine ökonometrische Analyse des Wiedereingliederungserfolgs, in: Mitteilungen aus der Arbeitsmarkt- und Berufsforschung, 3/1998, S. 558-574

Fitzenberger, Bernd, Stefan Speckesser (2000): Zur wissenschaftlichen Evaluation der Aktiven Arbeitsmarktpolitik in Deutschland: Ein Überblick, in: ZEW-Discussion Paper No. 00-06, Januar 2000

Hagen, Tobias, Viktor Steiner (2000): Von der Finanzierung der Arbeitslosigkeit zur Förderung von Arbeit, ZEW-Wirtschaftsanalysen, Schriftenreihe des ZEW, Bd. 51, Baden-Baden.

Heckman, James J., Robert J. Lalonde, Jeffrey A. Smith (1999): The economics and econometrics of active labor market programs, in: Ashenfelter, Orley, David Card (eds.): Handbook of Labor Economics, Vol. 3, 1999, p. 1865-2097

Hujer, Reinhard, Kai-Oliver Maurer, Marc Wellner (1998): The effects of public sector sponsored training on unemployment duration in West Germany. A discrete hazard rate model based on a matched sample, Frankfurt/Main, mimeo, December 1998

Kraft, Kornelius (1998): An evaluation of active and passive labour market policy, in: Applied Economics, Vol. 30, 1998, p. 783-793

Löffler, Andreas, Alexander Spermann (2000): Evaluation des Projekts "Effektive Sozialhilfe" (EffeSoz) beim Sozialamt der Stadt Mannheim (Modul 2), IAW-Forschungsbericht, Tübingen.

OECD (2000): Policies towards full employment, Paris 2000

Orr, Larry L. (1999): Social Experiments, Thousand Oaks.

Pierre, Gaelle (1999): A framework for active labour market policy evaluation, in: International Labour Organization Employment and Training Papers, 1999

Pohnke, Christian, Alexander Spermann (2000a): Die gemeinsame Vermittlung arbeitsfähiger Sozialhilfeempfänger durch Sozial- und Arbeitsamt – ein Modellversuch in Mannheim, IAW-Mitteilungen Nr. 3/2000, S. 13-19.

Pohnke, Christian, Alexander Spermann (2000b): Evaluation des Projekts "Effektive Sozialhilfe" (EffeSoz) beim Sozialamt der Stadt Mannheim (Modul 1), IAW-Forschungsbericht, Tübingen.

Rosenbaum, Paul R., Donald B. Rubin (1985): Constructing a control group using multivariate matched sampling methods that incorporate the propensity score, in: The American Statistician, Vol. 39, No. 1, 1985, p. 33-38

Rubin, Donald B. (1977): Assignment to a treatment group on the basis of a covariate, in: *Journal of Educational Statistics*, Vol. 2, 1977, p. 1-26

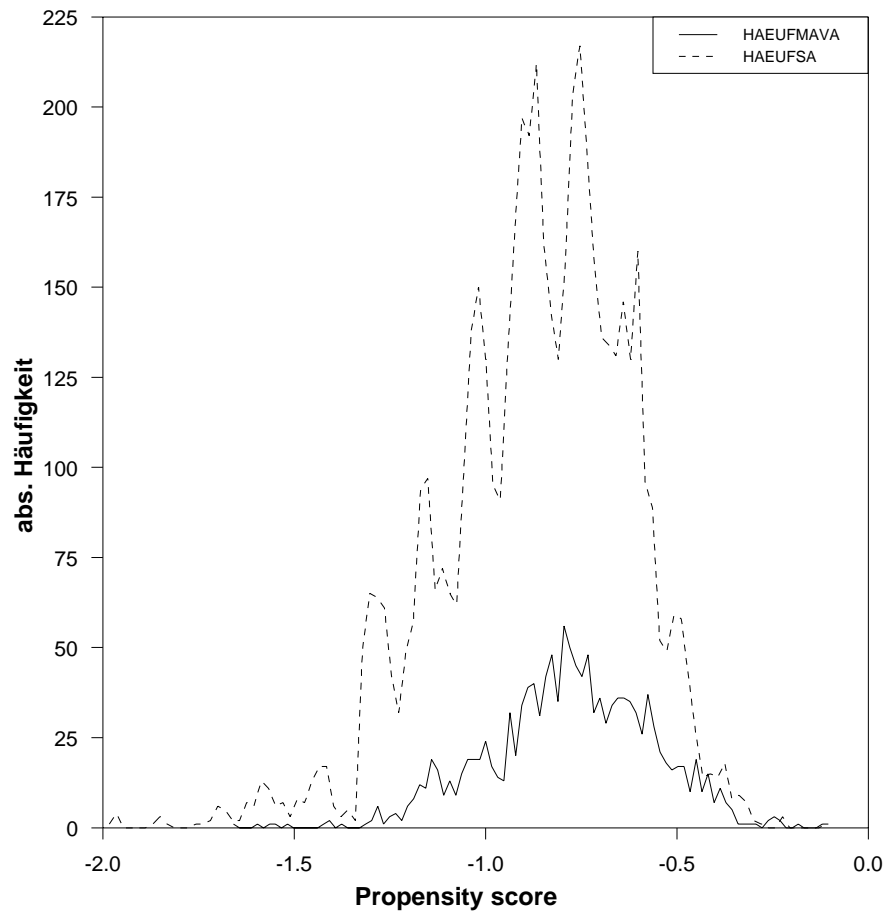


Abbildung 1: Propensity scores für Maßnahme- und Kontrollgruppen

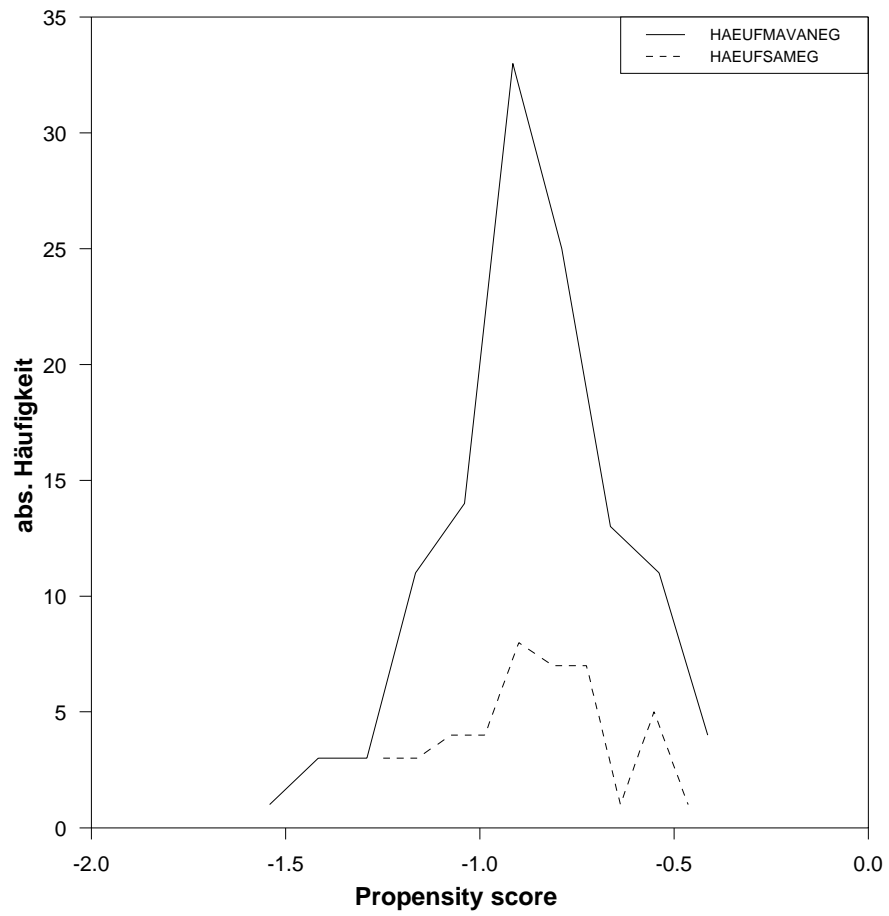


Abbildung 2: Propensity scores für die Teilnehmer mit vorliegender Erwerbsgeschichte in Maßnahme- und Kontrollgruppe

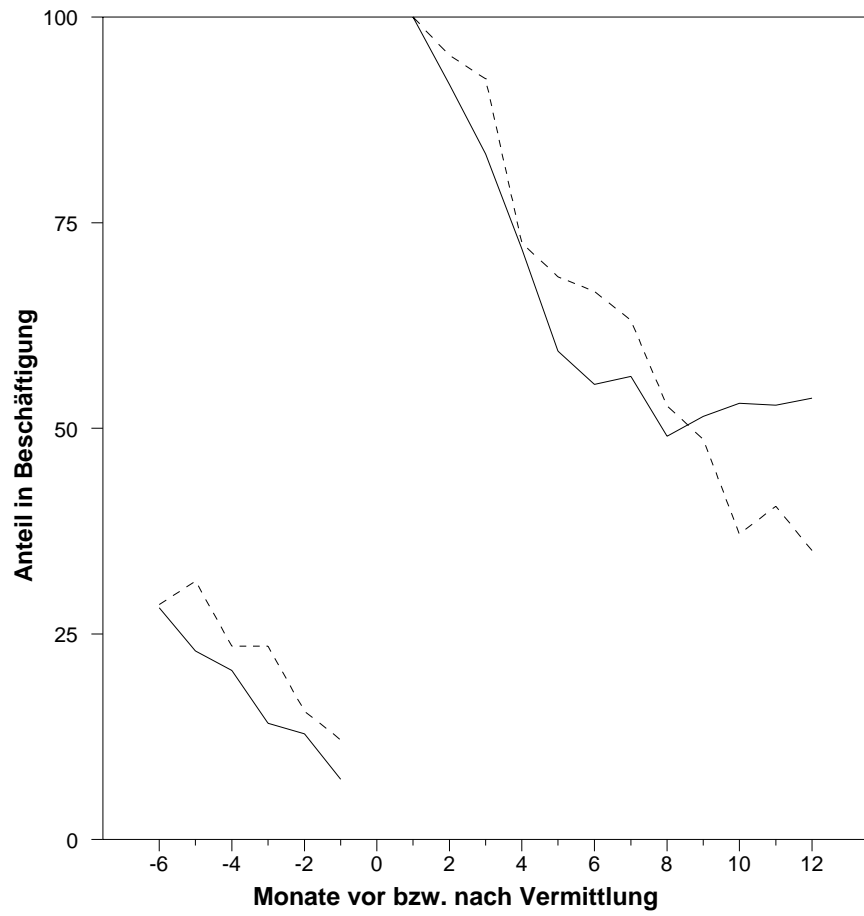


Abbildung 3: Beschäftigtenanteile der durch die MAVA (durchgezogene Linie) bzw. das Sozialamt (gestrichelte Linie) Vermittelten vor und nach der Vermittlung

IZA Discussion Papers

No	Author(s)	Titel	Area	Date
201	T. J. Dohmen G. A. Pfann	Worker Separations in a Nonstationary Corporate Environment	1	9/00
202	P. Francois J. C. van Ours	Gender Wage Differentials in a Competitive Labor Market: The Household Interaction Effect	5	9/00
203	J. M. Abowd F. Kramarz D. N. Margolis T. Philippon	The Tail of Two Countries: Minimum Wages and Employment in France and the United States	5	9/00
204	G. S. Epstein	Labor Market Interactions Between Legal and Illegal Immigrants	1	10/00
205	A. L. Booth M. Francesconi J. Frank	Temporary Jobs: Stepping Stones or Dead Ends?	1	10/00
206	C. M. Schmidt R. Baltussen R. Sauerborn	The Evaluation of Community-Based Interventions: Group-Randomization, Limits and Alternatives	6	10/00
207	C. M. Schmidt	Arbeitsmarktpolitische Maßnahmen und ihre Evaluierung: eine Bestandsaufnahme	6	10/00
208	J. Hartog R. Winkelmann	Dutch Migrants in New Zealand: Did they Fare Well?	1	10/00
209	M. Barbie M. Hagedorn A. Kaul	Dynamic Efficiency and Pareto Optimality in a Stochastic OLG Model with Production and Social Security	3	10/00
210	T. J. Dohmen	Housing, Mobility and Unemployment	1	11/00
211	A. van Soest M. Das X. Gong	A Structural Labour Supply Model with Nonparametric Preferences	5	11/00
212	X. Gong A. van Soest P. Zhang	Sexual Bias and Household Consumption: A Semiparametric Analysis of Engel Curves in Rural China	5	11/00
213	X. Gong A. van Soest E. Villagomez	Mobility in the Urban Labor Market: A Panel Data Analysis for Mexico	1	11/00

214	X. Gong A. van Soest	Family Structure and Female Labour Supply in Mexico City	5	11/00
215	J. Ermisch M. Francesconi	The Effect of Parents' Employment on Children's Educational Attainment	5	11/00
216	F. Büchel	The Effects of Overeducation on Productivity in Germany — The Firms' Viewpoint	5	11/00
217	J. Hansen R. Wahlberg	Occupational Gender Composition and Wages in Sweden	5	11/00
218	C. Dustmann A. van Soest	Parametric and Semiparametric Estimation in Models with Misclassified Categorical Dependent Variables	1	11/00
219	F. Kramarz T. Philippon	The Impact of Differential Payroll Tax Subsidies on Minimum Wage Employment	5	11/00
220	W. A. Cornelius E. A. Marcelli	The Changing Profile of Mexican Migrants to the United States: New Evidence from California and Mexico	1	12/00
221	C. Grund	Wages as Risk Compensation in Germany	5	12/00
222	W.P.M. Vijverberg	Betit: A Family That Nests Probit and Logit	7	12/00
223	M. Rosholm M. Svarer	Wages, Training, and Job Turnover in a Search-Matching Model	1	12/00
224	J. Schwarze	Using Panel Data on Income Satisfaction to Estimate the Equivalence Scale Elasticity	3	12/00
225	L. Modesto J. P. Thomas	An Analysis of Labour Adjustment Costs in Unionized Economies	1	12/00
226	P. A. Puhani	On the Identification of Relative Wage Rigidity Dynamics: A Proposal for a Methodology on Cross-Section Data and Empirical Evidence for Poland in Transition	4/5	12/00
227	L. Locher	Immigration from the Eastern Block and the former Soviet Union to Israel: Who is coming when?	1	12/00
228	G. Brunello S. Comi C. Lucifora	The College Wage Gap in 10 European Countries: Evidence from Two Cohorts	5	12/00
229	R. Coimbra T. Lloyd-Braga L. Modesto	Unions, Increasing Returns and Endogenous Fluctuations	1	12/00

230	L. Modesto	Should I Stay or Should I Go? Educational Choices and Earnings: An Empirical Study for Portugal	5	12/00
231	G. Saint-Paul	The Economics of Human Cloning	5	12/00
232	E. Bardasi M. Francesconi	The Effect of Non-Standard Employment on Mental Health in Britain	5	12/00
233	C. Dustmann C. M. Schmidt	The Wage Performance of Immigrant Women: Full-Time Jobs, Part-Time Jobs, and the Role of Selection	1	12/00
234	R. Rotte M. Steininger	Sozioökonomische Determinanten extremistischer Wahlerfolge in Deutschland: Das Beispiel der Europawahlen 1994 und 1999	3	12/00
235	W. Schnedler	Who gets the Reward? An Empirical Exploration of Bonus Pay and Task Characteristics	5	12/00
236	R. Hujer M. Caliendo	Evaluation of Active Labour Market Policy: Methodological Concepts and Empirical Estimates	6	12/00
237	S. Klasen I. Woolard	Surviving Unemployment without State Support: Unemployment and Household Formation in South Africa	3	12/00
238	R. Euwals A. Börsch-Supan A. Eymann	The Saving Behaviour of Two Person Households: Evidence from Dutch Panel Data	5	12/00
239	F. Andersson K. A. Konrad	Human Capital Investment and Globalization in Extortionary States	5	01/01
240	W. Koeniger	Labor and Financial Market Interactions: The Case of Labor Income Risk and Car Insurance in the UK 1969-95	5	01/01
241	W. Koeniger	Trade, Labor Market Rigidities, and Government-Financed Technological Change	2	01/01
242	G. Faggio J. Konings	Job Creation, Job Destruction and Employment Growth in Transition Countries in the 90's	4	01/01
243	E. Brainerd	Economic Reform and Mortality in the Former Soviet Union: A Study of the Suicide Epidemic in the 1990s	4	01/01

244	S. M. Fuess, Jr. M. Millea	Pay and Productivity in a Corporatist Economy: Evidence from Austria	5	01/01
245	F. Andersson K. A. Konrad	Globalization and Human Capital Formation	5	01/01
246	E. Plug W. Vijverberg	Schooling, Family Background, and Adoption: Does Family Income Matter?	5	01/01
247	E. Plug W. Vijverberg	Schooling, Family Background, and Adoption: Is it Nature or is it Nurture?	5	01/01
248	P. M. Picard E. Toulemonde	The Impact of Labor Markets on Emergence and Persistence of Regional Asymmetries	2	01/01
249	B. M. S. van Praag P. Cardoso	“Should I Pay for You or for Myself?” The Optimal Level and Composition of Retirement Benefit Systems	3	01/01
250	T. J. Hatton J. G. Williamson	Demographic and Economic Pressure on Emigration out of Africa	1	01/01
251	R. Yemtsov	Labor Markets, Inequality and Poverty in Georgia	4	01/01
252	R. Yemtsov	Inequality and Income Distribution in Georgia	4	01/01
253	R. Yemtsov	Living Standards and Economic Vulnerability in Turkey between 1987 and 1994	4	01/01
254	H. Gersbach A. Schniewind	Learning of General Equilibrium Effects and the Unemployment Trap	3	02/01
255	H. Gersbach A. Schniewind	Product Market Reforms and Unemployment in Europe	3	02/01
256	T. Boeri H. Brücker	Eastern Enlargement and EU-Labour Markets: Perceptions, Challenges and Opportunities	2	02/01
257	T. Boeri	Transition with Labour Supply	4	02/01
258	M. Rosholm K. Scott L. Husted	The Times They Are A-Changin’: Organizational Change and Immigrant Employment Opportunities in Scandinavia	1	02/01
259	A. Ferrer-i-Carbonell B. M.S. van Praag	Poverty in the Russian Federation	4	02/01

260	P. Cahuc F. Postel-Vinay	Temporary Jobs, Employment Protection and Labor Market Performance	1/3	02/01
261	M. Lindahl	Home versus School Learning: A New Approach to Estimating the Effect of Class Size on Achievement	5	02/01
262	M. Lindahl	Summer Learning and the Effect of Schooling: Evidence from Sweden	5	02/01
263	N. Datta Gupta N. Smith	Children and Career Interruptions: The Family Gap in Denmark	5	02/01
264	C. Dustmann	Return Migration, Wage Differentials, and the Optimal Migration Duration	1	02/01
265	M. Rosholm M. Svarer	Structurally Dependent Competing Risks	1	02/01
266	C. Dustmann O. Kirchkamp	The Optimal Migration Duration and Activity Choice after Re-migration	1	02/01
267	A. Newell	The Distribution of Wages in Transition Countries	4	03/01
268	A. Newell B. Reilly	The Gender Pay Gap in the Transition from Communism: Some Empirical Evidence	4	03/01
269	H. Buddelmeyer	Re-employment Dynamics of Disabled Workers	3	03/01
270	B. Augurzky C. M. Schmidt	The Evaluation of Community-Based Interventions: A Monte Carlo Study	6	03/01
271	B. Augurzky C. M. Schmidt	The Propensity Score: A Means to An End	6	03/01
272	C. Belzil J. Hansen	Heterogeneous Returns to Human Capital and Dynamic Self-Selection	5	03/01
273	G. Saint-Paul	Distribution and Growth in an Economy with Limited Needs	5	03/01
274	P. J. Pedersen N. Smith	Unemployment Traps: Do Financial Disincentives Matter?	3	03/01
275	G. S. Epstein T. Lecker	Multi-Generation Model of Immigrant Earnings: Theory and Application	1	03/01

276	B. Amable D. Gatti	The Impact of Product Market Competition on Employment and Wages	5	03/01
277	R. Winter-Ebmer	Evaluating an Innovative Redundancy-Retraining Project: The Austrian Steel Foundation	6	03/01
278	T. M. Andersen	Welfare Policies, Labour Taxation and International Integration	2	04/01
279	T. M. Andersen	Product Market Integration, Wage Dispersion and Unemployment	2	04/01
280	P. Apps R. Rees	Household Saving and Full Consumption over the Life Cycle	7	04/01
281	G. Saint-Paul	Information Technology and the Knowledge Elites	5	04/01
282	J. Albrecht A. Björklund S. Vroman	Is There a Glass Ceiling in Sweden?	5	04/01
283	M. Hagedorn A. Kaul V. Reintaler	Welfare Analysis in a Schumpeterian Growth Model with Capital	7	04/01
284	H. Rapoport A. Weiss	The Optimal Size for a Minority	1	04/01
285	J. Jerger C. Pohnke A. Spermann	Gut betreut in den Arbeitsmarkt? Eine mikroökonomische Evaluation der Mannheimer Arbeitsvermittlungsagentur	5	04/01