

# Homogene und heterogene Teilnahmeeffekte des Hamburger Kombilohnmodells

Ein Verfahrensvergleich von Propensity  
Score Matching und OLS-Regression

*Christian Pfeifer*

# Homogene und heterogene Teilnahmeeffekte des Hamburger Kombilohnmodells

## Ein Verfahrenvergleich von Propensity Score Matching und OLS-Regression

*Christian Pfeifer (Leibniz Universität Hannover)*

Auch mit seiner neuen Reihe „IAB-Discussion Paper“ will das Forschungsinstitut der Bundesagentur für Arbeit den Dialog mit der externen Wissenschaft intensivieren. Durch die rasche Verbreitung von Forschungsergebnissen über das Internet soll noch vor Drucklegung Kritik angeregt und Qualität gesichert werden.

Also with its new series "IAB Discussion Paper" the research institute of the German Federal Employment Agency wants to intensify dialogue with external science. By the rapid spreading of research results via Internet still before printing criticism shall be stimulated and quality shall be ensured.

## Inhaltsverzeichnis

Abstract .....	4
1 Einleitung .....	5
2 Das Hamburger Kombilohnmodell und seine theoretischen Teilnahmeeffekte.....	7
3 Methodischer Ansatz zur Evaluierung: Propensity Score Matching und lineare Regression .....	9
4 Daten und Variablen .....	14
5 Vergleich der Ergebnisse von PSM und OLS .....	17
5.1 Homogene Teilnahmeeffekte .....	17
5.2 Heterogene Teilnahmeeffekte .....	26
6 Fazit .....	35
Literatur.....	37

## Abstract

Der vorliegende Beitrag untersucht die homogenen und heterogenen Teilnahmeeffekte des Hamburger Kombilohnmodells. Hierfür werden neben dem Verfahren des Propensity Score Matching auch lineare Regressionen durchgeführt. Die so ermittelten Teilnahmeeffekte variieren nur geringfügig zwischen den beiden Evaluierungsmethoden. Jedoch ist die Ermittlung und Interpretation von heterogenen Teilnahmeeffekten mit linearen Regressionen einfacher als mit Matching Methoden. Insgesamt zeigen sich signifikant positive Teilnahmeeffekte, die bei Problemgruppen am Arbeitsmarkt höher ausfallen. Daher scheint das Hamburger Kombilohnmodell neben allgemein positiven Wirkungen auch zielgruppenorientiert zu sein.

JEL Klassifikationen: J08, C14

Stichwörter: Evaluation, Kombilohn, Teilnahmeeffekte

Danksagung: Für Unterstützung und hilfreiche Anmerkungen danke ich Michael Gerhardt, Olaf Hübler, Susanne Koch, Gerhard Krug, Gesine Stephan, dem Service-Bereich ITM des IAB und insbesondere Uwe Jirjahn und Georgi Tsertsvadze.

## 1 Einleitung

Die meisten Evaluationsstudien gehen davon aus, dass das lineare Regressionsmodell (OLS: Ordinary Least Squares) verzerrte Schätzungen von Teilnahmeeffekten liefert und andere Methoden genutzt werden müssen um nicht-experimentelle Daten zu untersuchen. Eine Methode, die sich in den letzten Jahren fast zum Standard in der Evaluation mikroökonomischer Wirkungen von Maßnahmen der aktiven Arbeitsmarktpolitik entwickelt hat, ist das Propensity Score Matching (PSM). Das PSM hat aus methodischer Sicht zunächst den Vorteil, dass keine Annahme über die funktionale Form getroffen werden muss, da es sich um ein nicht-parametrisches Verfahren handelt. Ferner scheint ein Mittelwertvergleich von Teilnehmern und geeigneten Vergleichspersonen im Rahmen des PSM in der Politikberatung leichter vermittelbar zu sein als Regressionsanalysen mit ihrer Ceteris-Paribus-Interpretation. Daher begnügen sich fast alle neueren Evaluationsstudien mit einer Diskussion und a priori Ablehnung von OLS (z.B. Heinze et al. 2005, die aber in beispielhafter Form das PSM und die dazugehörigen Tests durchführen).

Inwieweit die Ergebnisse linearer Regressionen von denen des PSM abweichen wurde bisher nur in wenigen Studien untersucht. Eine dieser Ausnahmen ist Angrist (1998), der bei der Evaluation des Einflusses von freiwilligem Militärdienst auf den Arbeitsmarkterfolg junger Amerikaner nur geringe Unterschiede in den Ergebnissen findet und bereits in seinen methodischen Ausführungen festhält (Angrist 1998: 255): „Differences between regression and matching strategies for the estimation of treatment effects are partly cosmetic. While matching methods are often more transparent to nonspecialists, regression estimation is more straightforward to implement when covariates requires stratification or pairing“. Ebenso befindet Larsson (2003: 915) in ihrer Evaluation von Maßnahmen der aktiven Arbeitsmarktpolitik für junge Schweden: „(...), in this specific case, OLS and probit on the one hand, and matching on the other produce fairly similar estimates of the average treatment effects on the population. But this is not very surprising since identification is based on the same assumption“. Auch Blundell, Deardon und Sianesi (2004) finden in ihrer Analyse des Einflusses verschiedener Bildungsabschlüsse auf das Einkommen in Großbritannien, dass mit OLS eine nahe Approximation des mit PSM ermittelten durchschnittlichen Teilnahmeeffektes für die Teilnehmer (ATT:

Average Treatment Effect on the Treated) geschätzt werden kann, auch wenn dies a priori nicht gegeben sein muss und von den jeweiligen Daten sowie der untersuchten Maßnahme abhängen kann. Für Deutschland und die in vielen Evaluationsstudien genutzte Stichprobe der Integrierten Erwerbsbiografien (IEBS) der Bundesagentur für Arbeit (BA) und des Instituts für Arbeitsmarkt- und Berufsforschung (IAB) liegen in dieser Hinsicht bisher noch keine Erkenntnisse vor.

Ziel des Beitrages ist es diese Forschungslücke teilweise zu schließen. Daher soll kein umfassender Überblick zu den verschiedenen Evaluierungsmethoden sowie ihren Vor- und Nachteilen geliefert werden (vgl. hierfür beispielsweise Heckman/LaLonde/Smith 1999; Blundell/Costa Dias 2002; Hagen/Fitzenberger 2004; Caliendo/Hujer 2006), sondern zwei methodische Ansätze im Rahmen einer Anwendung verglichen werden. Wir werden die Teilnahmeeffekte des Hamburger Kombilohnmodells (vgl. auch ausführlich Jirjahn/Pfeifer/Tsertsvadze 2006) mit PSM und OLS ermitteln und einander gegenüberstellen. Ein Vergleich erfolgt nicht nur für alle Teilnehmer und Nichtteilnehmer am Kombilohnmodell, sondern auch getrennt für Frauen und Männer sowie für verschiedene sozio-demographische Gruppen zwecks Berücksichtigung heterogener Teilnahmeeffekte. Insgesamt zeigen sich nur äußerst geringe Unterschiede zwischen den beiden Evaluierungsmethoden.

Der Beitrag gliedert sich wie folgt: Im nächsten Abschnitt werden zunächst das Hamburger Kombilohnmodell und seine theoretischen Teilnahmeeffekte beschrieben. Abschnitt 3 erläutert den methodischen Ansatz zur Evaluierung. In Abschnitt 4 werden die Daten und Variablen beschrieben. Abschnitt 5 enthält die Ergebnisse des PSM und der Regressionsanalysen. Den Abschluss bilden eine kurze Zusammenfassung und ein Fazit.

## 2 Das Hamburger Kombilohnmodell und seine theoretischen Teilnahmeeffekte

Das betrachtete Kombilohn-Modell wurde von der Agentur für Arbeit und der Behörde für Wirtschaft und Arbeit im März 2002 in Hamburg eingeführt.<sup>1</sup> Die verwaltungsrechtliche Grundlage ist die freie Förderung nach § 10 des SGB III. Zielgruppe des Programms sind Langzeitarbeitslose, von Langzeitarbeitslosigkeit Bedrohte sowie Geringqualifizierte. Die Förderung steht jedoch grundsätzlich allen Arbeitslosen offen. Eine Kombination mit anderen Maßnahmen der aktiven Arbeitsmarktpolitik ist jedoch nicht möglich.

Arbeitslose, die eine Vollzeitbeschäftigung aufnehmen, erhalten für maximal zehn Monate einen monatlichen Zuschuss von 250 Euro, sofern das monatliche Arbeitsentgelt zwischen 325 und 1.400 Euro liegt. Der Arbeitgeber erhält während des Förderungszeitraums ebenfalls einen monatlichen Zuschuss in Höhe von 250 Euro. Die Zuschüsse sind von Sozialversicherungen und Lohnsteuer befreit. Im Fall einer Teilzeitbeschäftigung, die durch eine Wochenarbeitszeit von weniger als 35 Stunden definiert ist, erhalten Arbeitnehmer und Arbeitgeber monatliche Zuschüsse in Höhe von jeweils 125 Euro. Dabei darf eine Wochenarbeitszeit von 15 Stunden aber nicht unterschritten werden. Für Teilzeitbeschäftigte beträgt die Förderhöchstdauer nur sechs Monate.

Als flankierende Maßnahme sieht das Modell Qualifizierungsgutscheine in Höhe von bis zu 2.000 Euro vor. Arbeitnehmer und Arbeitgeber sollen gemeinsam entscheiden, welche Qualifizierung des Arbeitnehmers in Frage kommt und wählen eine geeignete Maßnahme bei einem Bildungsträger aus. Die Qualifizierungsgutscheine werden jedoch nur in geringem Umfang in Anspruch genommen, so dass die tragenden Säulen des Hamburger Modells in der Tat die Zuschüsse an die Arbeitgeber und Arbeitnehmer sind.

Das Hamburger Kombilohn-Modell zielt somit nicht nur darauf ab, die Arbeitsanreize für Arbeitslose mit geringen Verdienstmöglichkeiten zu stär-

---

<sup>1</sup> Für eine ausführliche Darstellung sowie die seit April 2003 vorgenommenen institutionellen Änderungen vgl. Gerhardt und Larsen (2005) sowie Gerhardt und Wielage (2006).

ken, indem sie bei Aufnahme einer Erwerbstätigkeit einen Zuschuss zum Lohn erhalten. Denn darüber hinaus erhalten ebenfalls die Arbeitgeber einen Zuschuss, damit sie einen Anreiz haben, zusätzliche Arbeitsplätze für Problemgruppen am Arbeitsmarkt zu schaffen. Das Programm spricht also nicht nur die Arbeitsangebotsseite, sondern auch die Arbeitsnachfrageseite an (vgl. ausführlich Jirjahn/Pfeifer/Tsertsvadze 2006).

Zuschüsse auf der Arbeitsangebotsseite können dabei behilflich sein Arbeitslose zu aktivieren, d.h. zu einer Erhöhung des Arbeitsangebotes führen. Hierdurch könnten die Marktlöhne sinken und die Arbeitsnachfrage stimuliert werden. Jedoch bestehen Lohnrigiditäten, die einer Absenkung der Löhne entgegenstehen. Der arbeitgeberseitige Zuschuss umgeht dieses Problem. Da die Zuschüsse befristet sind, ist aber kaum mit dauerhaften Effekten zu rechnen. Nachhaltige Effekte sind allerdings zu erwarten, wenn die Zuschüsse als Subvention quasi-fixer Personalkosten (Oi 1962) interpretiert werden. Denn die Subvention von beispielsweise Screening- und Einarbeitungskosten fördert die Neueinstellungsbereitschaft ohne Anreize zur späteren Entlassung zu liefern. Auf der Arbeitsangebotsseite entstehen in der Screening Phase ebenfalls quasi-fixe Beschäftigungskosten, da der neue Arbeitnehmer eine hohe Leistungsbereitschaft (z.B. unbezahlte Überstunden, weniger Fehlzeiten) signalisieren muss, um seine Weiterbeschäftigungschancen zu erhöhen.

Insgesamt lassen sich über den Zeitraum der Förderung hinausgehende längerfristige Beschäftigungseffekte aus theoretischer Sicht durchaus begründen. Die durch die Förderung bedingte Verbesserung der Arbeitsmarktchancen könnte dazu führen, dass die Förderung insbesondere von jenen Gruppen in Anspruch genommen wird, die ansonsten nur geringe Aussichten auf einen Arbeitsplatz haben. Allerdings besteht aus theoretischer Sicht grundsätzlich auch die Möglichkeit, dass es bei dem Modell zu Mitnahmeeffekten kommt. Möglicherweise nehmen verstärkt solche Personen den Kombilohn in Anspruch, die auch ohne Förderung einen Arbeitsplatz gefunden hätten. In diesem Fall wäre die Förderung im Rahmen des Hamburger Modells zumindest teilweise nicht die Ursache für die längerfristigen Beschäftigungseffekte, sondern würde einfach die ohnehin günstigeren Arbeitsmarktchancen der Teilnehmer widerspiegeln. Die Teilnahme an der Förderung ist in diesem Fall nicht das Ergebnis eines reinen Zufallsprozesses. Dieser Aspekt erfordert in der Evaluation Berücksichti-

gung. Zum einen kann mit der Methode des Propensity Score Matching (PSM) versucht werden, die Vergleichsgruppe der Nichtteilnehmer so zu bestimmen, dass – ähnlich wie bei einem Experiment – die geförderten Personen und die Personen ohne Förderung Zufallsauswahlen aus derselben Population sein könnten. Zum anderen kann die Aufnahme von Kontrollvariablen mit den relevanten Merkmalen der Personen im Rahmen des linearen Regressionsmodells (OLS) dazu dienen einen unverzerrten Teilnahmeeffekt zu schätzen.<sup>2</sup>

### 3 Methodischer Ansatz zur Evaluierung: Propensity Score Matching und lineare Regression

Bei der Evaluierung arbeitsmarktpolitischer Maßnahmen geht es darum, ob die Teilnahme an einer solchen die Arbeitsmarktchancen der betreffenden Personen steigert oder nicht. Zu diesem Zweck werden die Teilnehmer mit einer geeigneten Kontrollgruppe von Nichtteilnehmern im Hinblick auf einen Erfolgsindikator  $Y$  verglichen. In der vorliegenden Untersuchung verwenden wir als Erfolgsindikator die Wiedereingliederung in den Arbeitsmarkt, der zum einen durch den Verbleib in Arbeitslosigkeit und zum anderen durch den Übergang in ein sozialversicherungspflichtiges Beschäftigungsverhältnis gemessen wird.<sup>3</sup> Wird die Teilnahme bzw. Nichtteilnahme an der Förderung durch die binäre Variable  $D$  bezeichnet, dann lässt sich der Arbeitsmarkterfolg von Person  $i$  als Funktion von  $D$  schreiben:  $Y_i = Y_i(D_i)$ . Der individuelle Teilnahmeeffekt ( $T_i$ ) von Person  $i$  wäre somit gleich der Differenz der Arbeitsmarktchancen mit und ohne Teilnahme am Hamburger Kombilohn-Modell:

$$T_i = Y_i(1) - Y_i(0) \tag{1}$$

Das fundamentale Evaluationsproblem besteht nun darin, dass für dieselbe Person  $i$  nur der Erfolg bei Teilnahme oder bei Nichtteilnahme beobachtet werden kann. Da das kontrafaktische Arbeitsmarktergebnis nicht beobachtbar ist, kann der individuelle Teilnahmeeffekt nicht gemessen werden, sondern nur der durchschnittliche Teilnahmeeffekt. In der Regel er-

---

<sup>2</sup> Neben diesen beiden Ansätzen existiert eine Vielzahl weiterer, auf die in diesem Beitrag aber aus Platzgründen nicht näher eingegangen werden soll.

<sup>3</sup>  $Y$ : = Anzahl der Monate in sozialversicherungspflichtiger Beschäftigung bzw. in Arbeitslosigkeit in den ersten 21 Monate nach Förderbeginn (vgl. ausführlich Abschnitt 4).

mitteln Evaluationsstudien den durchschnittlichen Teilnahmeeffekt für die Teilnehmer (ATT: average treatment effect on the treated). Der ATT ist definiert als die Differenz des durchschnittlichen Erfolges der Teilnehmergruppe bei Teilnahme und des durchschnittlichen Erfolges der Teilnehmergruppe bei Nichtteilnahme:

$$ATT = E(T | D=1) = E(Y(1) - Y(0) | D=1) = E(Y(1) | D=1) - E(Y(0) | D=1) \quad (2)$$

Da auch hier die kontrafaktische Situation – also der durchschnittliche Erfolg der Teilnehmergruppe bei Nichtteilnahme  $E(Y(0) | D=1)$  – nicht beobachtbar ist, steht der Forscher vor einem ähnlichen Problem wie beim individuellen Teilnahmeeffekt. Falls die Teilnahme an einer Maßnahme wie im Fall eines sozialen Experiments vollständig dem Zufall unterliegen würde, wäre der durchschnittliche Erfolg der Nichtteilnehmergruppe bei Nichtteilnahme  $E(Y(0) | D=0)$  eine gute Approximation für  $E(Y(0) | D=1)$ . Jedoch ist dies – wie in den meisten anderen Evaluationsstudien – in unserem Fall nicht gegeben. Die Teilnahme am Kombilohn-Modell dürfte vielmehr das Ergebnis einer Selbstselektion sein. Beeinflussen bestimmte Charakteristika der Individuen sowohl die Teilnahme an der Maßnahme als auch die Arbeitsmarktchancen, dann liefert ein einfacher Mittelwertvergleich des Erfolgsindikators bei Teilnehmern und Nichtteilnehmern in der Regel verzerrte Resultate. Aufgrund der Selbstselektion werden sich die Arbeitsmarktchancen der beiden Gruppen auch ohne die Teilnahme an einer Maßnahme unterscheiden:

$$E(Y(0) | D=1) \neq E(Y(0) | D=0) \quad (3)$$

Um dieses Problem zu lösen, muss also eine adäquate Kontrollgruppe gefunden werden. Diese sollte sich in den relevanten Charakteristika, die Teilnahme und Arbeitsmarkterfolg beeinflussen, im Durchschnitt nicht mehr von der Teilnehmergruppe unterscheiden. Hierfür nutzen wir das Verfahren des Propensity Score Matching (PSM) (Rosenbaum/Rubin 1985; Caliendo/Kopeinig 2006; Rässler 2006).<sup>4</sup> Mit Hilfe des PSM kann die

---

<sup>4</sup> Für das PSM nutzen wir die Software STATA 9.2 und das Programm von Leuven und Sianesi (2003).

kontrafaktische Situation  $E(Y(0)|D=1)$  mit einer Kontrollgruppe simuliert werden. Jedem Teilnehmer werden Vergleichspersonen zugeordnet, die in Abhängigkeit den Charakteristika  $X$  eine gleiche Teilnahmewahrscheinlichkeit  $P(X)=P(D=1|X)$  besitzen, d.h. der mehrdimensionale Vektor  $X$  kann auf eine eindimensionale Wahrscheinlichkeit  $P(X)$  reduziert werden. Die Schätzung der Teilnahmewahrscheinlichkeit erfolgt mittels einer Probit Regression. Eine Voraussetzung für das PSM ist die Einhaltung der CIA (Conditional Independence Assumption). D.h., der potentielle Erfolg ist statistisch unabhängig von der Teilnahmezuordnung, bedingt durch  $P(X)$ :

$$Y(0), Y(1) \perp\!\!\!\perp D | P(X) \quad (4)$$

Für die Ermittlung des ATT mit PSM ist jedoch die schwächere CMIA (Conditional Mean Independence Assumption) ausreichend. Hiernach muss gelten, dass der Erwartungswert des durchschnittlichen Erfolges der Teilnehmergruppe bei Nichtteilnahme und der Erwartungswert des durchschnittlichen Erfolges der Nichtteilnehmer gleich sind, wenn sich die Gruppen nicht in ihren Charakteristika unterscheiden:

$$E(Y(0) | D=1, P(X)) = E(Y(0) | D=0, P(X)) \quad (5)$$

Eine weitere Annahme, die beim PSM erfüllt sein muss, ist die Common Support bzw. Overlap Condition. Sie besagt, dass der Teilnahmestatus nicht perfekt vorausgesagt werden darf, damit immer noch eine Variation zwischen Teilnehmern und Nichtteilnehmern besteht. Demnach müssen Personen mit identischen Charakteristika eine positive Wahrscheinlichkeit besitzen sowohl zu den Teilnehmern als auch zu den Nichtteilnehmern zu gehören:

$$0 < P(D=1 | X) < 1 \quad (6)$$

Eine zusätzliche Annahme – die sogenannte SUTVA (stable unit-treatment value assumption) – erfordert ferner, dass sowohl die Teilnahme an der Maßnahme als auch der Arbeitsmarkterfolg einzelner Personen unabhän-

gig von der Teilnahme anderer Personen sind.<sup>5</sup> Uns erscheint plausibel, dass die SUTVA erfüllt ist, da zum einen die Teilnahmezulassung am Hamburger Kombilohn unabhängig von der Teilnehmerzahl ist, d.h. keiner Person wurde die Teilnahme aufgrund einer bereits erreichten festgesetzten Obergrenze der Förderfälle oder des Fördervolumens verweigert. Zum anderen ist die Teilnehmerzahl verglichen mit der Gesamtzahl der Beschäftigten und Arbeitslosen in Hamburg recht gering, so dass die Teilnahme einiger weiterer Personen höchstens geringfügig die Arbeitsmarktchancen anderer Personen beeinflussen sollte. Sind alle Annahmen erfüllt, so kann der ATT mit PSM ermittelt werden und ist definiert als:

$$ATT_{PSM} = E_{P(X)|D=1} \left\{ E(Y(1) | D=1, P(X)) - E(Y(0) | D=0, P(X)) \right\} \quad (7)$$

Für das PSM existieren verschiedene Varianten der Implementierung (z.B. Nearest Neighbour mit und ohne Zurücklegen, Caliper, Radius, Kernel). Wir haben mehrere Varianten und Spezifikationen mit unseren Daten ausprobiert. Insgesamt reagierten die Ergebnisvariablen nicht sehr sensitiv auf diese Veränderungen, was für ihre Robustheit spricht (Dehejia 2005). Schließlich haben wir uns für ein Verfahren entschieden, das unter Berücksichtigung verschiedener Balancing-Tests die beste Matching Qualität liefert und eine recht hohe Fallzahl in der Kontrollgruppe gewährleistet. Wir haben ein Single-Nearest Neighbour Matching mit Zurücklegen durchgeführt und zusätzlich den Teilnehmern alle Vergleichspersonen mit identischen Propensity Scores zugeordnet. Durch dieses Verfahren wird zum einen ausgeschlossen, dass Abweichungen in den Propensity Scores entstehen. Zum anderen wird eine möglichst hohe Zahl an Vergleichspersonen genutzt. Da einem Teilnehmer nun großteils mehr als eine Vergleichsperson gegenübersteht und einer Vergleichsperson auch mehrere Teilnehmer zugeordnet werden können, werden den Vergleichspersonen entsprechende Gewichtungsfaktoren zugeteilt.

Eine Alternative zu dem nicht-parametrischen Verfahren des PSM ist eine lineare Regression, in denen der Teilnahmeeffekt durch den Koeffizienten der Teilnahmevariable und ihrer Interaktionsterme geschätzt wird. In ein-

---

<sup>5</sup> Die SUTVA impliziert somit, dass keine allgemeinen Gleichgewichts- und Spillover-Effekte existieren.

facher ökonometrischer Notation lassen sich die Ergebnisgleichungen für Teilnehmer und Nichtteilnehmer wie folgt darstellen, wobei  $\beta$  die Koeffizienten der Merkmale  $X$ ,  $\gamma$  die Konstanten und  $\varepsilon$  die Störterme bezeichnet, die unabhängig zwischen Individuen sind und für die  $E(\varepsilon_i^1) = E(\varepsilon_i^0) = 0$  gilt:

$$Y_i^1(D=1) = X_i\beta^1 + \gamma^1 + \varepsilon_i^1 \quad (8)$$

$$Y_i^0(D=0) = X_i\beta^0 + \gamma^0 + \varepsilon_i^0 \quad (9)$$

Die getrennten Ergebnisgleichungen können zusammengefasst werden in:

$$\begin{aligned} Y_i(D_i) &= D_i Y_i^1 + (1 - D_i) Y_i^0 = Y_i^0 + D_i (Y_i^1 - Y_i^0) \\ &= X_i \beta^0 + \gamma^0 + \varepsilon_i^0 + D_i \left( (X_i \beta^1 + \gamma^1 + \varepsilon_i^1) - (X_i \beta^0 + \gamma^0 + \varepsilon_i^0) \right) \\ &= X_i \beta^0 + D_i X_i (\beta^1 - \beta^0) + D_i (\gamma^1 - \gamma^0) + \gamma^0 + D_i (\varepsilon_i^1 - \varepsilon_i^0) + \varepsilon_i^0 \end{aligned} \quad (10)$$

Der individuelle Teilnahmeeffekt lässt sich durch die Koeffizienten  $\alpha$  und  $\delta$  messen:

$$T_i(X_i) = Y_i^1 - Y_i^0 = X_i (\beta^1 - \beta^0) + (\gamma^1 - \gamma^0) = X_i \delta + \alpha \quad (11)$$

Für die Schätzung der Teilnahmeeffekte ist zwischen homogenen und heterogenen Teilnahmeeffekten zu differenzieren. Im ersten Fall ist der Teilnahmeeffekt konstant für alle Individuen und somit unabhängig von den Merkmalen  $X$ , d.h.  $X_i \beta^1 = X_i \beta^0$ . Es lässt sich folgende Ergebnisgleichung schätzen, in der der Koeffizient  $\alpha$  der geschätzte homogene Teilnahmeeffekt ist:

$$Y_i(D_i) = X_i \beta + \alpha D_i + \gamma^0 + \varepsilon_i^0 \quad (12)$$

Ist der Teilnahmeeffekt nicht konstant, sondern variiert zwischen Individuen in Abhängigkeit von den beobachtbaren Merkmalen, so liegt Heterogenität vor. Da dies der wahrscheinlichere Fall ist, sollte nicht nur (12) zur Schätzung der Teilnahmeeffekte herangezogen werden. Die geschätzten heterogenen Teilnahmeeffekte für einen Teilnehmer mit den Merkmalen  $X$  sind die Koeffizienten  $\alpha$  und  $\delta$  in der folgenden Ergebnisgleichung:

$$Y_i(D_i) = X_i \beta^0 + D_i X_i \delta + \alpha D_i + \gamma^0 + \varepsilon_i^0 \quad (13)$$

Ebenso wie das PSM unterliegen lineare Regressionen der Annahme, dass alle relevanten Merkmale beobachtbar sind, die eine Selektion in die Maßnahme und den Arbeitsmarkterfolg beeinflussen (vgl. CIA für PSM in (4)). Daher müssen die Störterme in den Ergebnisgleichungen für Teilnehmer und Nichtteilnehmer unabhängig sein von der durch  $X$  bedingten Teilnahmezuordnung:

$$\varepsilon^0, \varepsilon^1 \perp\!\!\!\perp D \mid X \quad (14)$$

Falls die Daten dieser Annahme nicht entsprechen (z.B. aufgrund weniger Variablen), wären andere Modelle vorzuziehen.<sup>6</sup> Hierzu zählen beispielsweise Instrumentalvariablen-Schätzer, die aber die Existenz guter Instrumente voraussetzen, die in den meisten Daten – so auch in unseren – nicht gegeben sind. Im Falle von geeigneten Längsschnittdaten wären auch Differenzen-in-Differenzen Schätzungen möglich, die eine Erweiterung zum Vorher-Nacher-Vergleich darstellen. Da wir aufgrund theoretischer Überlegungen und bisheriger empirischer Befunde davon ausgehen, dass genügend beobachtbare Merkmale in unseren Daten vorhanden sind, um die obigen Annahmen hinreichend zu erfüllen, konzentriert sich der Beitrag nur auf OLS und PSM als das wohl am häufigsten verwendete Matching-Verfahren.

## 4 Daten und Variablen

Die Evaluation des Hamburger Kombilohn-Modells erfolgt mit Daten, die von der Bundesagentur für Arbeit, dem Institut für Arbeitsmarkt- und Berufsforschung und der Hamburger Behörde für Wirtschaft und Arbeit bereitgestellt wurden.<sup>7</sup> Vier Datenquellen wurden genutzt, um die erforderlichen Informationen für die Teilnehmergruppe (Hamburger Arbeitslose, die am Kombilohnmodell teilnehmen) und die Kontrollgruppe (Hamburger Arbeitslose, die nicht am Kombilohnmodell teilnehmen) zu erhalten:

---

<sup>6</sup> Überblicke zu weiteren Evaluierungsansätzen und eine ausführlichere Darstellung der Matching-Methoden und linearer Regressionen sowie eine Diskussion ihrer Vor- und Nachteile sind bei Heckman, LaLonde und Smith (1999), Hagen und Fitzenberger (2004) sowie Caliendo und Hujer (2006) zu finden. Alternativ zu OLS haben wir auch geordnete Probit-Modelle und Zähldatenmodelle geschätzt, die die mit OLS ermittelten Ergebnisse bestätigen konnten.

<sup>7</sup> Für eine ausführliche Darstellung der Daten aus IEB, BewA und LeH vgl. FDZ-Datenreport Nr. 6/2005 (IEBS 1-0, Handbuch-Version 1.0.0).

1. Hamburger Personendatenbank zum Kombilohn für die Teilnehmergruppe,
2. Stichprobe der Integrierten Erwerbsbiografien (IEB) für die Teilnehmer und Nichtteilnehmer,
3. Zusatzvariablen aus den Daten zur Arbeitssuche aus dem Bewerberangebot (BewA) für die Teilnehmer und Nichtteilnehmer,
4. Zusatzvariablen aus der Leistungsempfänger-Historik (LeH) für die Teilnehmer und Nichtteilnehmer.

Aus den Spell-Daten der IEB, BewA und LeH wurde ein Querschnittsdatensatz generiert, dem die Hamburger Daten zum Kombilohn zugespielt wurden. Dieser Querschnittsdatensatz enthält zunächst die Ergebnisvariablen des Arbeitsmarkterfolges. Wir messen den Arbeitsmarkterfolg in zweierlei Hinsicht, indem wir die Anzahl der Monate in sozialversicherungspflichtiger Beschäftigung und in Arbeitslosigkeit in den ersten 21 Monaten nach Förderbeginn messen.<sup>8</sup> Bei den Teilnehmern handelt es sich beim Datum des Förderbeginns um den tatsächlichen Start des Kombilohnes, während für die Nichtteilnehmer ein hypothetischer Förderbeginn generiert wurde. Da der Arbeitsmarkterfolg von Teilnehmern und Nichtteilnehmern miteinander verglichen werden soll, darf dieser hypothetische Förderbeginn kein fester Zeitpunkt sein, sondern muss analog zum tatsächlichen Förderbeginn der Teilnehmer variieren. Daher wird der hypothetische Förderbeginn zufällig generiert (Lechner 1999). Die Messung der Wirkung ab Maßnahmestart bzw. Förderbeginn ist in den meisten Evaluationsstudien zu finden (z.B. Gerfin/Lechner 2002; Heinze et al. 2005). Um für alle Personen die längerfristigen Wirkungen auch 21 Monate nach Förderbeginn messen zu können, wurde die Stichprobe auf einen Förderbeginn vor dem 01.04.2003 eingegrenzt. Darüber hinaus hat die Eingrenzung den entscheidenden Vorteil, dass das Hamburger Kombilohnmodell in dieser ersten Phase keinen institutionellen Veränderungen unterlag.

---

<sup>8</sup> Es wird dabei nicht zwischen ungeförderter und geförderter Beschäftigung unterschieden, so dass wir auch keine Locking-In Effekte berücksichtigen, die bei unserem Beispiel auch fragwürdig wären. Denn die geförderten Personen sind bereits in einer sozialversicherungspflichtigen Beschäftigung und brauchen diese nicht erst zu suchen. Ebenso gelten Teilnehmer am Hamburger Kombilohnmodell oder anderen Maßnahmen nicht als arbeitslos.

Zwecks der Bestimmung einer geeigneten Kontrollgruppe für das PSM müssen wesentliche Determinanten der Teilnahmewahrscheinlichkeit in die Probit-Schätzung zur Bestimmung der Propensity Scores aufgenommen werden, in der die abhängige Variable binär ist und den Wert Eins annimmt, falls die Person am Hamburger Kombilohn teilgenommen hat, und den Wert Null, falls die Person nicht teilgenommen hat. Da die erklärenden Variablen auch gleichzeitig die generellen Arbeitsmarktchancen der Personen beeinflussen sollten, werden sie auch als Kontrollvariablen und als Interaktionsterme mit der binären Teilnahmevariable in die OLS Schätzungen aufgenommen. Im Einzelnen werden folgende beobachtbare Charakteristika berücksichtigt, die den Annahmen (4) und (14) aus Abschnitt 3 genügen dürften (vgl. ausführlich Jirjahn/Pfeifer/Tsertsvadze 2006):<sup>9</sup>

- Die Qualifikation der Personen wird in Form des Schulabschlusses berücksichtigt. Folgende Kategorien wurden generiert: kein Abschluss (Referenz), Hauptschulabschluss, mittlere Reife, Fachhochschulreife, Abitur.
- Um geschlechtsspezifische Einflussfaktoren zu berücksichtigen, wird eine Dummy-Variable aufgenommen, die den Wert Eins erhält, wenn es sich bei der Person um eine Frau handelt.
- Die familiäre Situation wird durch eine Dummy-Variable für Alleinerziehende berücksichtigt.
- Für das Alter der Personen wurden die folgenden Kategorien generiert: unter 25 Jahre (Referenz), 25 bis unter 40 Jahre, 40 bis unter 50 Jahre, 50 und mehr Jahre.
- Für die Dauer der aktuellen Arbeitslosigkeit wurden die folgenden Kategorien generiert: unter 6 Monate (Referenz), 6 bis unter 12 Monate, 12 bis unter 24 Monate, 24 bis unter 36 Monate, 36 und mehr Monate.

---

<sup>9</sup> Wir haben mit einer Reihe von alternativen Spezifikationen für das PSM experimentiert. Auf der Basis von Balancing-Tests haben wir uns schließlich für eine sparsame Parameterisierung entschieden und nur die wichtigsten Variablen einbezogen (vgl. Caliendo/Kopeinig 2006 zu den Vorteilen einer sparsamen Parametrisierung). Dabei ist auch zu betonen, dass sich die Ergebnisse als robust gegenüber Änderungen der Spezifikation erweisen. Dies spricht ebenfalls für die Güte der Schätzungen (Dehejia 2005). Um Vergleichbarkeit der Ergebnisse zu erreichen, haben wir uns dazu entschlossen dieselbe Spezifikation auch für die OLS Schätzungen zu verwenden.

- Zusätzlich wurde eine Dummy Variable generiert, die angibt, ob die Person bereits mehrfach arbeitslos war.
- Wir berücksichtigen ebenfalls, ob eine Person zuvor im Rahmen der aktiven Arbeitsmarktpolitik an einer Trainingsmaßnahme teilgenommen hat.
- Schließlich wird für gesundheitliche Einschränkungen kontrolliert.

## 5 Vergleich der Ergebnisse von PSM und OLS

### 5.1 Homogene Teilnahmeeffekte

Die Analyse homogener Teilnahmeeffekte erfolgt, in dem zunächst ein PSM für alle Teilnehmer durchgeführt und anschließend Gleichung (12) mit OLS geschätzt wird. Tabelle 1 gibt die Ergebnisse der Probit Schätzung wieder, anhand derer die dem Matching zugrunde liegenden Propensity Scores ermittelt werden. Die Resultate entsprechen überwiegend den theoretischen Erwartungen. Die Qualifikation einer Person wirkt sich negativ auf die Teilnahme aus. Oder umgekehrt formuliert: Geringqualifizierte weisen eine höhere Teilnahmewahrscheinlichkeit auf. Dies bedeutet, dass diese Zielgruppe in der Tat durch das Kombilohn-Modell angesprochen wird. Des Weiteren werden Frauen und Alleinerziehende sowie Personen, die zuvor an einer Trainingsmaßnahme teilgenommen haben, mit größerer Wahrscheinlichkeit gefördert. Demgegenüber weisen Personen mit höherem Alter sowie mit gesundheitlichen Einschränkungen eine geringere Wahrscheinlichkeit der Förderung auf. Bemerkenswert ist, dass eine längere Dauer der aktuellen Arbeitslosigkeit die Wahrscheinlichkeit der Förderung ebenfalls verringert. Langzeitarbeitslose stellen neben den Geringqualifizierten eine weitere Zielgruppe des Hamburger Modells dar. Offensichtlich wird die Zielgruppe der Langzeitarbeitslosen durch das Modell nicht hinreichend angesprochen. Allerdings weisen Personen mit Mehrfacharbeitslosigkeit eine höhere Teilnahmewahrscheinlichkeit auf. Dieses überraschende Ergebnis könnte möglicherweise dadurch erklärt werden, dass Mehrfacharbeitslose auf der einen Seite zwar ein höheres Risiko der Arbeitslosigkeit aufweisen, auf der anderen Seite aber durch besondere Leistungsbereitschaft und -fähigkeit auch vergleichsweise gute Chancen der Wiedereingliederung in den Arbeitsmarkt haben. Diese Personen mö-

gen die Förderung durch den Kombilohn als einen Weg nutzen, um der aktuellen Arbeitslosigkeit zu entkommen und ein neues Beschäftigungsverhältnis zu finden.

**Tabelle 1: Probit Schätzung zur Ermittlung der Propensity Scores**

	Teilnahme am Kombilohn
Frau	0,152*** [0,047]
Hauptschulabschluss	-0,094 [0,061]
mittlere Reife	-0,171** [0,073]
Fachhochschulreife	-0,261** [0,112]
Abitur/Hochschulreife	-0,510*** [0,091]
Arbeitslosendauer 6-12 Monate	-0,509*** [0,055]
Arbeitslosendauer 12-24 Monate	-0,658*** [0,057]
Arbeitslosendauer 24-36 Monate	-0,664*** [0,098]
Arbeitslosendauer über 36 Monate	-0,850*** [0,119]
gesundheitliche Einschränkungen	-0,243*** [0,059]
mehrfache Arbeitslosigkeit	0,349*** [0,068]
Teilnahme an Trainingsmaßnahme	0,182*** [0,048]
Alter 25-40 Jahre	-0,176** [0,069]
Alter 40-50 Jahre	-0,391*** [0,076]
Alter über 50 Jahre	-0,834*** [0,088]
Alleinerziehend	0,178* [0,097]
Konstante	-0,795*** [0,097]
Fallzahl	7571
Pseudo R <sup>2</sup>	0,123
LR Chi <sup>2</sup>	572,670

Anmerkungen: Standardfehler in Klammern. Koeffizienten sind signifikant auf dem \* 10%-, \*\* 5%- und \*\*\*1%-Niveau.

Die Tabellen 2, 3 und 4 weisen die Ergebnisse verschiedener Balancing-Tests aus, die alle dafür sprechen, dass das auf Basis des Probit-Modells vorgenommene Matching als gelungen angesehen werden kann. Somit ist eine geeignete Kontrollgruppe bestimmt worden, mit der die Teilnehmer am Hamburger Kombilohn-Modell verglichen werden können. Insgesamt bleiben 696 Teilnehmer am Hamburger Kombilohn für die Ermittlung des ATT mit PSM übrig, denen eine ungewichtete (gewichtete) Kontrollgruppe von 3867 (696) Personen gegenübersteht. Im Einzelnen haben wir folgende Balancing-Tests durchgeführt: Tabelle 2 enthält ein Vergleich der Mittelwerte einzelner Variablen vor und nach dem Matching. Während vor dem Matching die Merkmale der Teilnehmer und Vergleichspersonen fast alle signifikant unterschiedlich sind, existieren nach dem Matching keine signifikanten Unterschiede mehr. Dies kommt auch durch die Reduktion der standardisierten Differenzen zum Ausdruck. Tabelle 3 enthält einen weiteren Test, der das gemeinsame Balancing aller Variablen berücksichtigt (Hotelling's  $T^2$ ). Auch hier existieren nach dem Matching keine signifikanten Unterschiede mehr in den einzelnen Perzentilen der Propensity Scores. Zusätzlich wurde eine Probit-Regression nach dem Matching durchgeführt, deren Erklärungsgehalt nahe Null sein sollte, wenn sich die Teilnehmer und Nichtteilnehmer in den Merkmalsausprägungen nicht mehr unterscheiden. Tabelle 4 zeigt, dass dies auch der Fall ist.

**Tabelle 2: Deskriptive Statistiken und Balancing der einzelnen Variablen**

	Sample	Mittelwert		Standardisierte Differenz		t-Wert	p> t
		Kombilohn	Kontrollgruppe	% Fehler	% Fehlerreduktion		
Propensity Score	Unmatched	0,168	0,084	92,40		26,40	0,00
	Matched	0,168	0,168	0,00	100,00	0,00	1,00
Frau	Unmatched	0,418	0,370	9,90		2,51	0,01
	Matched	0,418	0,424	-1,20	88,10	-0,39	0,69
Hauptschulabschluss	Unmatched	0,493	0,497	-0,90		-0,23	0,82
	Matched	0,493	0,496	-0,60	36,00	-0,19	0,85
mittlere Reife	Unmatched	0,204	0,182	5,60		1,43	0,15
	Matched	0,204	0,200	1,10	80,50	0,36	0,72
Fachhochschulreife	Unmatched	0,049	0,050	-0,50		-0,12	0,90
	Matched	0,049	0,049	0,00	100,00	0,00	1,00
Abitur/Hochschulreife	Unmatched	0,073	0,128	-18,30		-4,20	0,00
	Matched	0,073	0,070	1,00	94,80	0,38	0,71
Arbeitslosigkeitsdauer 6-12 Monate	Unmatched	0,263	0,286	-5,20		-1,30	0,19
	Matched	0,263	0,263	0,00	100,00	0,00	1,00
Arbeitslosigkeitsdauer 12-24 Monate	Unmatched	0,207	0,340	-30,20		-7,15	0,00
	Matched	0,207	0,211	-1,00	96,80	-0,36	0,72
Arbeitslosigkeitsdauer 24-36 Monate	Unmatched	0,042	0,090	-19,40		-4,32	0,00
	Matched	0,042	0,040	0,60	97,00	0,24	0,81
Arbeitslosigkeitsdauer über 36 Monate	Unmatched	0,023	0,098	-32,00		-6,60	0,00
	Matched	0,023	0,026	-1,20	96,20	-0,63	0,53
Gesundheitliche Einschränkungen	Unmatched	0,135	0,253	-30,20		-6,95	0,00
	Matched	0,135	0,129	1,50	95,10	0,57	0,57
Mehrfache Arbeitslosigkeit	Unmatched	0,897	0,791	29,40		6,66	0,00
	Matched	0,897	0,902	-1,60	94,60	-0,65	0,52
Teilnahme an Trainingsmaßnahme	Unmatched	0,395	0,257	29,70		7,82	0,00
	Matched	0,395	0,394	0,30	99,00	0,10	0,92
Alter 25-40 Jahre	Unmatched	0,526	0,358	34,30		8,77	0,00
	Matched	0,526	0,533	-1,50	95,70	-0,49	0,63
Alter 40-50 Jahre	Unmatched	0,224	0,257	-7,70		-1,89	0,06
	Matched	0,224	0,226	-0,30	95,60	-0,12	0,91
Alter über 50 Jahre	Unmatched	0,079	0,308	-60,50		-12,85	0,00
	Matched	0,079	0,078	0,40	99,40	0,18	0,86
Alleinerziehend	Unmatched	0,069	0,038	14,00		4,02	0,00
	Matched	0,069	0,063	2,60	81,70	0,78	0,44

Anmerkungen: Die Angaben vor dem Matching (unmatched) beziehen sich auf die Mittelwerte der gesamten Stichprobe, die für das Probit genutzt wurde, während die Angaben nach dem Matching nur die gewichteten Kontrollpersonen enthalten.

**Tabelle 3: Balancing aller Variablen**

Quantil	Hotelling T <sup>2</sup>	F-Wert	p>F
1	0,000	0,000	1,000
2	0,000	0,000	1,000
3	8,348	0,809	0,620
4	18,240	1,095	0,357
5	10,870	0,660	0,834
6	2,059	0,143	1,000
7	5,982	0,362	0,990
8	15,980	1,042	0,409
9	1,628	0,106	1,000
10	0,842	0,069	1,000

**Tabelle 4: Erklärungsgehalt der Probit Schätzung vor und nach dem PSM**

	Pseudo R <sup>2</sup>	LR Chi <sup>2</sup>	p>chi <sup>2</sup>
Unmatched	0,123	572,670	0,000
Matched	0,001	3,800	0,999

Die Ergebnisse des Matching in Bezug auf den Arbeitsmarkterfolg (sozialversicherungspflichtige Beschäftigung, Arbeitslosigkeit) in den ersten 21 Monaten nach Förderbeginn sind in Tabelle 5 enthalten. Die Ergebnisse zeigen, dass ohne das Matching ein Teilnehmer durchschnittlich 12,063 Monate sozialversicherungspflichtig beschäftigt ist, während ein Nichtteilnehmer im Durchschnitt nur 2,389 Monate sozialversicherungspflichtig beschäftigt ist. Der Durchschnittswert für die gematchten Nichtteilnehmer erhöht sich auf 3,411 Monate. Der ATT beträgt also 8,652 Monate, d.h. die Teilnehmer am Kombilohnmodell sind in den ersten 21 Monaten nach Förderbeginn im Durchschnitt 8,652 Monate länger sozialversicherungspflichtig beschäftigt als die Personen der Kontrollgruppe. Auch beim Verbleib in Arbeitslosigkeit sind deutliche positive Teilnahmeeffekte zu beobachten. Während die Teilnehmer durchschnittlich nur 6,257 Monate arbeitslos sind, beträgt die Arbeitslosigkeit der gematchten Kontrollgruppe 12,497 Monate. Daher beträgt der ATT hier -6,240 Monate, d.h. in den ersten 21 Monaten nach Förderbeginn sind Teilnehmer am Kombilohn 6,240 Monate kürzer arbeitslos als die Personen der Kontrollgruppe.

**Tabelle 5: Homogene Teilnahmeeffekte vor und nach dem PSM**

	Unmatched			Matched (ATT)		
	T	K	T-K	T	K	T-K
Verbleib in sozialvers. Beschäftigung (Anzahl der Monate)	12,063	2,389	9,674	12,063	3,411	8,652
Verbleib in Arbeitslosigkeit (Anzahl der Monate)	6,257	13,669	-7,412	6,257	12,497	-6,240

Anmerkungen: T sind die Teilnehmer und K die Nichtteilnehmer. Die Differenz (T-K) ist somit der Teilnahmeeffekt. Alle Teilnahmeeffekte sind bei einem t-Test signifikant auf dem 0,1%-Niveau.

Die mit OLS geschätzten homogenen Teilnahmeeffekte auf den Verbleib in sozialversicherungspflichtiger Beschäftigung sind in Tabelle 6 und auf den Verbleib in Arbeitslosigkeit in Tabelle 7 enthalten. Die Schätzungen erfolgen jeweils für zwei Abgrenzungen der Stichprobe. Die erste Abgrenzung nutzt die gesamte Stichprobe, die auch Basis für die Probit-Schätzung war. Die Fallzahl beträgt hier 7571 Personen, von denen 696 am Kombi-lohn teilnahmen und 6875 nicht teilnahmen. Die zweite Abgrenzung berücksichtigt lediglich die beim PSM gematchten Beobachtungen. Dies sind wie zuvor die 696 Teilnehmer; aber die Nichtteilnehmerzahl reduziert sich auf 3867. Die zweite Abgrenzung sollte eine nähere Approximation des mit PSM ermittelten ATT liefern, da hier dieselben Personen berücksichtigt werden. Die erste Abgrenzung nutzt dagegen alle Nichtteilnehmer, was einen Effizienzgewinn bedeuten kann, da mehr Informationen genutzt werden. Für beide Abgrenzungen wird zunächst ein Modell ohne Kontrollvariablen geschätzt, d.h. nur mit einer Konstante und der Teilnahmevariable. Der hierdurch ermittelte Teilnahmeeffekt muss ähnlich interpretiert werden, wie der Teilnahmeeffekt vor dem Matching. Er berücksichtigt also keine soziodemographischen Unterschiede zwischen der Teilnehmer- und der Kontrollgruppe. Dagegen sollte der geschätzte Teilnahmeeffekt unter Berücksichtigung der Kontrollvariablen eine recht gute Approximation des mit PSM ermittelten ATT liefern.

**Tabelle 6: OLS Schätzungen des homogenen Teilnahmeeffektes auf sozialversicherungspflichtige Beschäftigung**

<i>Sozialvers. Beschäftigung</i>	Alle Beobachtungen (12)		Gematchte Beobachtungen (12)	
Teilnahme am Kombilohn ( $\alpha$ )	9,674*** [0,211]	8,746*** [0,213]	9,142*** [0,238]	8,659*** [0,242]
Frau		0,328** [0,128]		0,454** [0,188]
Hauptschulabschluss		0,295* [0,177]		0,261 [0,261]
mittlere Reife		0,780*** [0,209]		1,211*** [0,318]
Fachhochschulreife		0,603* [0,309]		1,372** [0,567]
Abitur/Hochschulreife		0,486** [0,233]		1,104*** [0,385]
Arbeitslosendauer 6-12 Monate		-0,493*** [0,173]		-0,403* [0,225]
Arbeitslosendauer 12-24 Monate		-1,019*** [0,171]		-1,035*** [0,227]
Arbeitslosendauer 24-36 Monate		-1,785*** [0,248]		-2,033*** [0,447]
Arbeitslosendauer über 36 Monate		-2,203*** [0,248]		-2,138*** [0,476]
gesundheitliche Einschränkungen		-0,711*** [0,144]		-0,685*** [0,239]
mehrfache Arbeitslosigkeit		0,187 [0,157]		0,130 [0,308]
Teilnahme an Trainingsmaßnahme		-0,024 [0,141]		-0,026 [0,194]
Alter 25-40 Jahre		0,079 [0,229]		0,109 [0,299]
Alter 40-50 Jahre		-0,517** [0,242]		-0,152 [0,328]
Alter über 50 Jahre		-1,738*** [0,243]		-1,244*** [0,362]
Alleinerziehend		-0,112 [0,313]		0,114 [0,505]
Konstante	2,389*** [0,064]	3,433*** [0,297]	2,922*** [0,093]	3,198*** [0,447]
Fallzahl	7571	7571	4563	4563
R <sup>2</sup>	0,217	0,262	0,245	0,276
adjusted R <sup>2</sup>	0,217	0,261	0,245	0,273
F-Wert	2101,105	158,082	1478,471	101,881

Anmerkungen: Standardfehler in Klammern. Koeffizienten sind signifikant auf dem \* 10%-, \*\* 5%- und \*\*\*1%-Niveau.

**Tabelle 7: OLS Schätzungen des homogenen Teilnahmeeffektes auf Arbeitslosigkeit**

<i>Arbeitslosigkeit</i>	Alle Beobachtungen (12)		Gematchte Beobachtungen (12)	
Teilnahme am Kombilohn ( $\alpha$ )	-7,412*** [0,286]	-6,316*** [0,283]	-7,161*** [0,294]	-6,190*** [0,289]
Frau		-1,218*** [0,170]		-1,297*** [0,225]
Hauptschulabschluss		-0,485** [0,235]		-0,282 [0,311]
mittlere Reife		-0,902*** [0,278]		-0,808** [0,379]
Fachhochschulreife		-0,807** [0,410]		-0,907 [0,676]
Abitur/Hochschulreife		-1,792*** [0,309]		-2,063*** [0,459]
Arbeitslosendauer 6-12 Monate		1,148*** [0,229]		1,185*** [0,269]
Arbeitslosendauer 12-24 Monate		2,181*** [0,227]		2,404*** [0,271]
Arbeitslosendauer 24-36 Monate		3,316*** [0,330]		3,547*** [0,533]
Arbeitslosendauer über 36 Monate		2,977*** [0,329]		4,100*** [0,568]
gesundheitliche Einschränkungen		0,533*** [0,191]		0,439 [0,286]
mehrfache Arbeitslosigkeit		1,656*** [0,209]		1,338*** [0,368]
Teilnahme an Trainingsmaßnahme		0,953*** [0,188]		1,083*** [0,232]
Alter 25-40 Jahre		2,681*** [0,304]		2,804*** [0,357]
Alter 40-50 Jahre		4,011*** [0,322]		3,872*** [0,391]
Alter über 50 Jahre		4,321*** [0,323]		4,189*** [0,432]
Alleinerziehend		0,276 [0,416]		-0,485 [0,603]
Konstante	13,669*** [0,087]	8,114*** [0,394]	13,418*** [0,115]	8,111*** [0,533]
Fallzahl	7571	7571	4563	4563
R <sup>2</sup>	0,081	0,170	0,115	0,211
adjusted R <sup>2</sup>	0,081	0,168	0,115	0,208
F-Wert	669,899	90,981	592,691	71,388

Anmerkungen: Standardfehler in Klammern. Koeffizienten sind signifikant auf dem \* 10%-, \*\* 5%- und \*\*\*1%-Niveau.

In Tabelle 8 werden die ermittelten Teilnahmeeffekte einander gegenübergestellt. Die zweite Spalte der Tabelle informiert über die Teilnahmeeffekte vor dem Matching und ohne Berücksichtigung der Kontrollvariablen. Wie zu erwarten, entspricht der Teilnahmeeffekt vor dem Matching exakt dem Koeffizienten der Teilnahmevariable in der Regression ohne Kontrollvariablen für alle Beobachtungen. Da dieser Teilnahmeeffekt grundsätzlich verzerrt ist, falls sich Teilnehmer und Nichtteilnehmer in ihren Merkmalsausprägungen unterscheiden, sind die tatsächlichen Teilnahmeeffekte in der dritten Spalte von größerem Interesse. Hier zeigt sich, dass die Differenz zwischen dem ATT aus PSM und dem Teilnahmeeffekt aus OLS mit Kontrollvariablen nur gering ist. Der mit OLS für alle Beobachtungen geschätzte Teilnahmeeffekt auf sozialversicherungspflichtige Beschäftigung weicht lediglich um 0,094 Monate bzw. 1,086% von dem ATT des PSM ab. Betrachten wir die Schätzung für die gematchten Beobachtungen, so reduziert sich die Differenz auf 0,007 Monate bzw. 0,081%. Ähnlich verhält es sich beim Einfluss auf den Verbleib in Arbeitslosigkeit. Hier beträgt die Differenz zwischen dem ATT aus PSM und dem Teilnahmeeffekte aus OLS für alle Beobachtungen 0,076 Monate bzw. 1,218%. Erneut verringert sich die Differenz, wenn nur gematchte Beobachtungen für OLS herangezogen werden. Hier beträgt die Differenz lediglich 0,050 Monate bzw. 0,801%. Insgesamt kann festgehalten werden, dass selbst bei einer Berücksichtigung aller und nicht nur der gematchten Beobachtungen mit OLS eine recht genaue Approximation des mit PSM ermittelten ATT geschätzt werden kann. Im nächsten Abschnitt zu heterogenen Teilnahmeeffekten nutzen wir daher auch die Abgrenzung für alle Beobachtungen. Zudem wollen wir veranschaulichen, dass auch ohne eine vorherige Matching Prozedur interpretierbare Aussagen mit OLS erfolgen können.

**Tabelle 8: Vergleich homogener Teilnahmeeffekte PSM und OLS**

	Unmatched bzw. ohne Kon- trollvariablen	Matched bzw. mit Kontroll- variablen (ATT)	Unterschied OLS zum PSM-ATT	
			absolut	relativ
<i>Verbleib in sozialvers. Beschäftigung (Anzahl der Monate)</i>				
PSM	9,674	8,652		
OLS für alle Beobachtungen	9,674	8,746	0,094	1,086%
OLS für gematchte Beobachtungen	9,142	8,659	0,007	0,081%
<i>Verbleib in Arbeitslosigkeit (Anzahl der Monate)</i>				
PSM	-7,412	-6,240		
OLS für alle Beobachtungen	-7,412	-6,316	-0,076	1,218%
OLS für gematchte Beobachtungen	-7,161	-6,190	0,050	-0,801%

Anmerkungen: Die Teilnahmeeffekte bei PSM werden aus der Differenz (T-K) gebildet (vgl. Tabelle 5). Bei OLS ist der homogene Teilnahmeeffekt der Koeffizient  $\alpha$  aus Ergebnisgleichung (12) (vgl. Tabellen 6 und 7). Alle Teilnahmeeffekte sind bei einem t-Test signifikant auf dem 0,1%-Niveau.

## 5.2 Heterogene Teilnahmeeffekte

Es ist durchaus davon auszugehen, dass der Teilnahmeeffekt zwischen Individuen mit verschiedenen Merkmalen variiert. Daher widmen wir uns in diesem Abschnitt heterogenen Teilnahmeeffekten. Aus Platzgründen erfolgt für das PSM nur eine exemplarische Analyse der heterogenen Wirkung bei Frauen und Männern. Der heterogene Teilnahmeeffekt kann mittels PSM ermittelt werden, indem Teilnehmer mit einer bestimmten Merkmalsausprägung mit Nichtteilnehmern derselben Merkmalsausprägung gematcht werden (weibliche Teilnehmer vs. weibliche Nichtteilnehmer, männliche Teilnehmer vs. männliche Nichtteilnehmer). Er gibt daher den ATT für eine bestimmte Teilnehmergruppe an (Frauen, Männer) und nicht den unterschiedlichen Teilnahmeerfolg zwischen zwei unterschiedlichen Teilnehmergruppen (weibliche Teilnehmer vs. männliche Teilnehmer). Denn dies würde ein eigenes Matching zwischen diesen Teilnehmergruppen erfordern. Nichtsdestotrotz kann die Differenz zwischen den beiden getrennten ATTs als Approximation angesehen werden, falls die beiden Teilnehmergruppen nicht zu unterschiedlich sind. Grundsätzlich sollte aber jeweils ein eigenständiges Matching für die jeweilige zu untersuchende Gruppe durchgeführt werden (Dehejia 2005). In unserem Fall bestätigen

die durchgeführten Balancing-Tests, dass die für alle Beobachtungen gewählte Spezifikation im vorherigen Abschnitt auch für das Matching der Untergruppen adäquat ist.<sup>10</sup>

Mit OLS lassen sich die heterogenen Teilnahmeeffekte durch Interaktionsterme der Merkmalsausprägungen mit der Teilnahme am Kombilohn ermitteln. Dies sei im Folgenden am Beispiel von Frauen und Männern veranschaulicht. Die Ergebnisgleichung (13) wird in (15) konkretisiert, indem eine binäre Variable  $F$  eingesetzt wird, die den Wert Eins annimmt, falls die Person weiblich ist. Die dazugehörigen Koeffizienten werden mit  $\beta_F$  und  $\delta_F$  notiert.

$$Y_i(D_i, F_i, X_i) = \alpha D_i + \delta_F D_i F_i + \beta_F F_i + X_i \beta^0 + \gamma^0 + \varepsilon_i^0 \quad (15)$$

Der Teilnahmeeffekt von weiblichen Teilnehmern gegenüber weiblichen Nichtteilnehmern ist:

$$T(D_i, F_i = 1) = Y_i(D_i = 1, F_i = 1) - Y_i(D_i = 0, F_i = 1) = \alpha + \delta_F \quad (16)$$

Dementsprechend ist der Teilnahmeeffekt für männliche Teilnehmer gegenüber männlichen Nichtteilnehmern:

$$T(D_i, F_i = 0) = Y_i(D_i = 1, F_i = 0) - Y_i(D_i = 0, F_i = 0) = \alpha \quad (17)$$

Tabelle 9 enthält zunächst die Ergebnisse des PSM. Zwischen Frauen und Männern sind deutliche Unterschiede hinsichtlich des Teilnahmeeffektes auszumachen. So ist der ATT auf den Verbleib in sozialversicherungspflichtiger Beschäftigung (jeweils im Vergleich zur Kontrollgruppe desselben Geschlechts) bei Frauen um etwa zweieinhalb Monate höher als bei Männern. Auch auf den Verbleib in Arbeitslosigkeit hat die Teilnahme am Kombilohnmodell bei Frauen einen stärkeren Einfluss als bei Männern, da sie über einen Monat weniger in Arbeitslosigkeit verbleiben. Dass der Unterschied bei Arbeitslosigkeit geringer ausfällt als bei sozialversicherungspflichtiger Beschäftigung, könnte an einer stärkeren Abwanderung nicht erfolgreicher Frauen in die stille Reserve liegen.

---

<sup>10</sup> Die einzelnen Probit-Schätzungen und Balancing-Tests werden aus Platzgründen nicht ausgewiesen, bestätigen aber die gute Matching-Qualität. Auf Anfrage sind die Ergebnisse vom Autor zu erhalten.

**Tabelle 9: Heterogene Teilnahmeeffekte für Frauen und Männer vor und nach dem PSM**

	Unmatched			Matched (ATT)		
	T	K	T-K	T	K	T-K
<i>Verbleib in sozialvers. Beschäftigung (Anzahl der Monate)</i>						
Weibliche Teilnehmer vs. weibliche Nichtteilnehmer	13,529	2,459	11,071	13,529	3,363	10,166
Männliche Teilnehmer vs. männliche Nichtteilnehmer	11,010	2,352	8,658	11,010	3,443	7,567
<i>Verbleib in Arbeitslosigkeit (Anzahl der Monate)</i>						
Weibliche Teilnehmer vs. weibliche Nichtteilnehmer	4,942	12,830	-7,888	4,942	11,835	-6,894
Männliche Teilnehmer vs. männliche Nichtteilnehmer	7,202	14,149	-6,947	7,202	12,963	-5,761

Anmerkungen: T sind die Teilnehmer und K die Nichtteilnehmer. Die Differenz (T-K) ist somit der Teilnahmeeffekt. Alle Teilnahmeeffekte sind bei einem t-Test signifikant auf dem 0,1%-Niveau.

Die Ergebnisse der OLS Schätzungen für den Verbleib in sozialversicherungspflichtiger Beschäftigung sind in Tabelle 10 und für den Verbleib in Arbeitslosigkeit in Tabelle 11 enthalten. Neben Gleichung (15) mit dem Interaktionsterm aus Frau und Kombilohnteilnahme, der den geschlechtsspezifischen Teilnahmeeffekte wiedergibt, haben wir auch Gleichung (12) getrennt für Frauen und Männer geschätzt, die den homogenen Teilnahmeeffekt getrennt für Männer und Frauen angibt.

**Tabelle 10: OLS Schätzungen der heterogenen Teilnahmeeffekte für Frauen und Männer auf sozialversicherungspflichtige Beschäftigung**

<i>Sozialvers. Beschäftigung</i>	Alle (15)	Frauen (12)	Männer (12)
Teilnahme am Kombilohn ( $\alpha$ )	7,717*** [0,275]	10,318*** [0,345]	7,659*** [0,271]
Frau*Kombilohn ( $\delta_F$ )	2,473*** [0,417]		
Frau ( $\beta_F$ )	0,101 [0,133]		
Hauptschulabschluss	0,275 [0,176]	0,241 [0,322]	0,300 [0,209]
mittlere Reife	0,776*** [0,209]	0,938*** [0,359]	0,677*** [0,258]
Fachhochschulreife	0,559* [0,308]	0,023 [0,538]	0,922** [0,375]
Abitur/Hochschulreife	0,468** [0,232]	0,824** [0,385]	0,184 [0,296]
Arbeitslosendauer 6-12 Monate	-0,525*** [0,172]	-0,501* [0,286]	-0,581*** [0,216]
Arbeitslosendauer 12-24 Monate	-1,043*** [0,170]	-1,073*** [0,286]	-1,064*** [0,212]
Arbeitslosendauer 24-36 Monate	-1,788*** [0,248]	-1,164*** [0,414]	-2,225*** [0,308]
Arbeitslosendauer über 36 Monate	-2,225*** [0,247]	-2,548*** [0,437]	-2,111*** [0,299]
gesundheitliche Einschränkungen	-0,716*** [0,144]	-1,023*** [0,249]	-0,546*** [0,175]
mehrfache Arbeitslosigkeit	0,186 [0,157]	0,115 [0,250]	0,196 [0,203]
Teilnahme an Trainingsmaßnahme	-0,014 [0,141]	0,114 [0,249]	-0,090 [0,170]
Alter 25-40 Jahre	0,083 [0,228]	0,877** [0,416]	-0,296 [0,271]
Alter 40-50 Jahre	-0,522** [0,242]	0,339 [0,435]	-0,947*** [0,289]
Alter über 50 Jahre	-1,738*** [0,243]	-0,704 [0,438]	-2,230*** [0,291]
Alleinerziehend	-0,219 [0,313]	-0,174 [0,348]	-0,868 [1,045]
Konstante	3,556*** [0,297]	2,833*** [0,514]	3,984*** [0,358]
Fallzahl	7571	2834	4737
R <sup>2</sup>	0,266	0,311	0,233
adjusted R <sup>2</sup>	0,264	0,307	0,231
F-Wert	151,930	79,595	89,751

Anmerkungen: Standardfehler in Klammern. Koeffizienten sind signifikant auf dem \* 10%-, \*\* 5%- und \*\*\*1%-Niveau.

**Tabelle 11: OLS Schätzungen der heterogenen Teilnahmeeffekte für Frauen und Männer auf Arbeitslosigkeit**

<i>Arbeitslosigkeit</i>	Alle (15)	Frauen (12)	Männer (12)
Teilnahme am Kombilohn ( $\alpha$ )	-5,882*** [0,365]	-7,039*** [0,451]	-5,782*** [0,365]
Frau*Kombilohn ( $\delta_F$ )	-1,044* [0,555]		
Frau ( $\beta_F$ )	-1,122*** [0,177]		
Hauptschulabschluss	-0,476** [0,235]	-0,854** [0,421]	-0,282 [0,281]
mittlere Reife	-0,900*** [0,278]	-1,103** [0,470]	-0,782** [0,347]
Fachhochschulreife	-0,788* [0,410]	0,616 [0,704]	-1,598*** [0,505]
Abitur/Hochschulreife	-1,784*** [0,309]	-2,019*** [0,504]	-1,616*** [0,398]
Arbeitslosendauer 6-12 Monate	1,161*** [0,229]	0,712* [0,374]	1,490*** [0,290]
Arbeitslosendauer 12-24 Monate	2,191*** [0,227]	1,828*** [0,375]	2,453*** [0,285]
Arbeitslosendauer 24-36 Monate	3,317*** [0,330]	2,419*** [0,542]	3,936*** [0,415]
Arbeitslosendauer über 36 Monate	2,986*** [0,329]	2,600*** [0,572]	3,277*** [0,402]
gesundheitliche Einschränkungen	0,535*** [0,191]	0,323 [0,326]	0,638*** [0,236]
mehrfache Arbeitslosigkeit	1,656*** [0,209]	1,363*** [0,327]	1,891*** [0,274]
Teilnahme an Trainingsmaßnahme	0,949*** [0,188]	0,881*** [0,327]	1,003*** [0,228]
Alter 25-40 Jahre	2,679*** [0,304]	1,994*** [0,545]	2,993*** [0,365]
Alter 40-50 Jahre	4,013*** [0,322]	3,776*** [0,570]	4,092*** [0,389]
Alter über 50 Jahre	4,321*** [0,323]	3,882*** [0,573]	4,583*** [0,391]
Alleinerziehend	0,320 [0,416]	0,233 [0,456]	2,398* [1,407]
Konstante	8,063*** [0,395]	8,229*** [0,674]	7,239*** [0,481]
Fallzahl	7571	2834	4737
R <sup>2</sup>	0,170	0,165	0,166
adjusted R <sup>2</sup>	0,168	0,160	0,163
F-Wert	86,152	34,665	58,686

Anmerkungen: Standardfehler in Klammern. Koeffizienten sind signifikant auf dem \* 10%-, \*\* 5%- und \*\*\* 1%-Niveau.

Einen Überblick über die einzelnen mit PSM und OLS ermittelten heterogenen Teilnahmeeffekte für Frauen und Männer gibt Tabelle 12, in der die Ergebnisse zusammengefasst und verglichen werden. Die Differenzen der mit OLS geschätzten Teilnahmeeffekte zum jeweiligen ATT unterscheiden sich je nach Spezifikation und Geschlecht; sie sind aber in keinem Fall größer als 0,15 Monate bzw. 2,1%. Insgesamt sprechen die Ergebnisse dafür, dass mit OLS eine recht genaue Approximation der mit PSM ermittelten ATTs geschätzt werden kann, selbst wenn die gesamte Stichprobe und nicht nur die gematchten Beobachtungen herangezogen werden. Dies gilt sowohl für den homogenen Fall als auch für die hier ermittelten heterogenen Teilnahmeeffekte für Frauen und Männer. Deswegen scheint – zumindest in unserer Analyse der Teilnahmeeffekte des Hamburger Kombilohnmodells – eine Analyse mit OLS zulässig zu sein.

**Tabelle 12: Vergleich der heterogenen Teilnahmeeffekte für Frauen und Männer mit PSM und OLS**

	PSM	OLS		Unterschied OLS (12) zum PSM-ATT		Unterschied OLS (15) zum PSM-ATT		
	ATT	(12)	(15)	absolut	relativ	absolut	relativ	
<i>sozialvers. Beschäftigung (Anzahl der Monate)</i>								
Homogener Teilnahmeeffekt	8,652	8,746		0,094	1,086%			
Weibliche Teilnehmer vs. weibliche Nichtteilnehmer	10,166	10,318	10,190	0,152	1,495%	0,024	0,236%	
Männliche Teilnehmer vs. männliche Nichtteilnehmer	7,567	7,659	7,717	0,092	1,216%	0,150	1,982%	
<i>Arbeitslosigkeit (Anzahl der Monate)</i>								
Homogener Teilnahmeeffekt	-6,240	-6,316		-0,076	1,218%			
Weibliche Teilnehmer vs. weibliche Nichtteilnehmer	-6,894	-7,039	-6,926	-0,145	2,103%	-0,032	0,464%	
Männliche Teilnehmer vs. männliche Nichtteilnehmer	-5,761	-5,782	-5,882	-0,021	0,365%	-0,121	2,100%	

Anmerkungen: Der homogene Teilnahmeeffekt wurde aus Tabelle 8 übertragen. Die Teilnahmeeffekte für Frauen und Männer stammen für PSM aus Tabelle 9 und für OLS aus Tabelle 10 und 11.

Bisher haben wir nur die getrennten Teilnahmeeffekte für Frauen und Männer betrachtet. Es ist aber davon auszugehen, dass noch weitere Unterschiede in Abhängigkeit verschiedener Merkmalsausprägungen existieren. Heterogene Teilnahmeeffekte in Abhängigkeit aller beobachtbaren Merkmale lassen sich durch die vollständige Interaktion aller Variablen mit der Kombilohnteilnahme schätzen (vgl. Gleichung (13)). Die Koeffizienten  $\delta$  lassen sich hier nicht mehr ohne weiteres mit den ATTs des PSM für bestimmte Untergruppen vergleichen. Denn im Rahmen des PSM werden Vergleichspersonen aus derselben Population mit möglichst ähnlichen Merkmalen gesucht, während beim OLS die Merkmale konstant gehalten werden und die Koeffizienten in Ceteris Paribus Weise interpretiert werden.<sup>11</sup> An dieser Stelle ist auch auf die begrenzte Aussagekraft der genauen quantitativen Ermittlung des ATT für die Wirtschaftspolitik zu verweisen. Da der ATT nur für eine bestimmte Gruppe mit bestimmten Merkmalsausprägungen ermittelt wird, ist er nicht generell auf andere Gruppen und alle Personen übertragbar. Aus diesem Grund ist vielmehr die grundsätzliche Richtung und Größe des ermittelten Teilnahmeeffektes von Bedeutung als seine exakte Quantifizierung. Daher können die mit einer OLS Schätzung ermittelten heterogenen Teilnahmeeffekte in Tabelle 13 differenziertere Erkenntnisse über die Wirkungen des Kombilohnes liefern.<sup>12</sup>

---

<sup>11</sup> Indem wir zuvor lediglich eine Interaktionsvariable für weibliche Kombilöhner aufgenommen haben, konnten wir dieses Problem umgehen.

<sup>12</sup> Den Autoren ist keine Studie bekannt, in der die vollständige Interaktion zur Analyse der heterogenen Teilnahmeeffekte genutzt oder zumindest ausgewiesen und interpretiert wird.

**Tabelle 13: OLS Schätzungen der heterogenen Teilnahmeeffekte mit vollständiger Interaktion**

	Sozialv. Beschäftigung (13)	Arbeitslosigkeit (13)
Teilnahme am Kombilohn ( $\alpha$ )	5,441*** [0,930]	-0,177 [1,237]
Frau * Kombilohn ( $\delta$ )	1,992*** [0,449]	-0,813 [0,597]
Hauptschulabschluss * Kombilohn ( $\delta$ )	-0,178 [0,575]	-0,064 [0,766]
mittlere Reife * Kombilohn ( $\delta$ )	0,498 [0,680]	-0,921 [0,905]
Fachhochschulreife * Kombilohn ( $\delta$ )	2,703** [1,057]	-0,835 [1,407]
Abitur/Hochschulreife * Kombilohn ( $\delta$ )	2,178** [0,903]	-0,972 [1,201]
Arbeitslosendauer 6-12 Monate * Kombilohn ( $\delta$ )	1,380*** [0,514]	-0,642 [0,685]
Arbeitslosendauer 12-24 Monate * Kombilohn ( $\delta$ )	1,438** [0,561]	-1,814** [0,747]
Arbeitslosendauer 24-36 Monate * Kombilohn ( $\delta$ )	1,432 [1,052]	-1,145 [1,400]
Arbeitslosendauer über 36 Monate * Kombilohn ( $\delta$ )	0,329 [1,366]	-0,363 [1,818]
gesundheitliche Einschränkungen * Kombilohn ( $\delta$ )	1,912*** [0,604]	-1,459* [0,803]
mehrfache Arbeitslosigkeit * Kombilohn ( $\delta$ )	-0,033 [0,702]	-1,132 [0,934]
Teilnahme an Trainingsmaßnahme * Kombilohn ( $\delta$ )	0,608 [0,449]	-1,014* [0,598]
Alter 25-40 Jahre * Kombilohn ( $\delta$ )	0,289 [0,622]	-3,111*** [0,828]
Alter 40-50 Jahre * Kombilohn ( $\delta$ )	2,258*** [0,715]	-5,367*** [0,952]
Alter über 50 Jahre * Kombilohn ( $\delta$ )	1,959** [0,908]	-3,453*** [1,209]
Alleinerziehend * Kombilohn ( $\delta$ )	0,968 [0,889]	-0,687 [1,183]
Frau	0,123 [0,133]	-1,145*** [0,177]
Hauptschulabschluss	0,264 [0,186]	-0,458* [0,248]
mittlere Reife	0,692*** [0,221]	-0,806*** [0,294]
Fachhochschulreife	0,334 [0,324]	-0,776* [0,431]
Abitur/Hochschulreife	0,304 [0,242]	-1,712*** [0,322]
Arbeitslosendauer 6-12 Monate	-0,737*** [0,185]	1,297*** [0,246]

Arbeitslosendauer 12-24 Monate	-1,236*** [0,181]	2,387*** [0,241]
Arbeitslosendauer 24-36 Monate	-1,990*** [0,257]	3,486*** [0,343]
Arbeitslosendauer über 36 Monate	-2,369*** [0,254]	3,105*** [0,339]
gesundheitliche Einschränkungen	-0,833*** [0,148]	0,615*** [0,197]
mehrfache Arbeitslosigkeit	0,181 [0,161]	1,703*** [0,214]
Teilnahme an Trainingsmaßnahme	-0,068 [0,149]	1,058*** [0,199]
Alter 25-40 Jahre	-0,023 [0,250]	3,302*** [0,332]
Alter 40-50 Jahre	-0,807*** [0,261]	4,816*** [0,348]
Alter über 50 Jahre	-1,933*** [0,260]	4,952*** [0,346]
Alleinerziehend	-0,382 [0,338]	0,511 [0,449]
Konstante	3,984*** [0,316]	7,186*** [0,420]
Fallzahl	7571	7571
R <sup>2</sup>	0,272	0,177
adjusted R <sup>2</sup>	0,269	0,174
F-Wert	85,221	49,203

Anmerkungen: Standardfehler in Klammern. Koeffizienten sind signifikant auf dem \* 10%-, \*\* 5%- und \*\*\*1%-Niveau.

Die Ergebnisse in Tabelle 13 zeigen, dass bei vollständiger Interaktion der Teilnahmeeffekt gemessen durch den Koeffizienten  $\alpha$  deutlich geringer wird. Jedoch entspricht er dem geschätzten homogenen Teilnahmeeffekt, wenn das Arbeitsergebnis mit den jeweiligen durchschnittlichen Merkmalsausprägungen der Interaktionsterme vorhergesagt wird. Die Interaktion von Kombilohnbeteiligung und Schulabschluss deutet daraufhin, dass der Teilnahmeeffekt bei höher Qualifizierten größer ausfällt, wobei die Ergebnisse für den Verbleib in Arbeitslosigkeit nicht signifikant sind. Die Dauer der Arbeitslosigkeit vor Teilnahme am Kombilohnmodell hat zunächst einen positiven Einfluss, der aber eine abnehmende Tendenz aufweist. Denn im Vergleich zur Referenzgruppe der unter sechs Monate Arbeitslosen sind alle anderen Teilnehmer länger sozialversicherungspflichtig beschäftigt und kürzer arbeitslos. Am stärksten ist der Teilnahmeeffekt bei der Gruppe der 12 bis 24 Monate Arbeitslosen, danach nimmt er wieder ab. Ähnlich verhält es sich mit dem Alter der Teilnehmer. Im Vergleich zur

Referenzgruppe der unter 25-jährigen sind alle anderen Altersgruppen erfolgreicher, insbesondere die Teilnehmer mittleren Alters (40 bis 50 Jahre). Ferner sind Teilnehmer mit gesundheitlichen Einschränkungen signifikant länger beschäftigt und kürzer arbeitslos. Dies gilt mit Einschränkung auch für Personen die zuvor schon einmal an einer Trainingsmaßnahme teilnahmen. Wie zuvor bereits ausführlich diskutiert, ist der Teilnahmeeffekt bei Frauen größer. Auch Alleinerziehende haben höhere Teilnahmeeffekte, die aber nicht signifikant sind. Insgesamt lässt sich somit zeigen, dass die Wirkungen für verschiedene Teilnehmergruppen sehr heterogen sind. Entsprechend der Zielgruppenorientierung des Hamburger Kombilohnmodells ist der Teilnahmeeffekt für längere Zeit arbeitslose Personen, für Personen mit gesundheitlichen Einschränkungen, für ältere Personen und Frauen größer. Diese Personengruppen hätten nämlich ohne die Teilnahme am Hamburger Kombilohnmodell schlechtere Arbeitsmarktchancen als die Referenzgruppen. Allerdings scheint dies nicht für Geringqualifizierte zu gelten.

## 6 Fazit

In dem Beitrag haben wir die homogenen und heterogenen Teilnahmeeffekte des Hamburger Kombilohnmodells auf den Verbleib in sozialversicherungspflichtiger Beschäftigung und Arbeitslosigkeit untersucht. Es zeigen sich positive Teilnahmeeffekte, die jedoch recht heterogen für bestimmte Untergruppen der Population sind. Beispielsweise ist der Effekt bei Frauen größer als bei Männern. Entsprechend der Zielgruppenorientierung des Hamburger Kombilohn-Modells sind die Effekte für fast alle Problemgruppen am Arbeitsmarkt mit Ausnahme der Geringqualifizierten größer.

Für die Evaluierung wurden zwei verschiedene Ansätze genutzt. Zunächst haben wir mittels PSM den ATT sowohl für alle Teilnehmer als auch getrennt für weibliche und männliche Teilnehmer ermittelt. Darauf folgend wurden OLS Schätzungen durchgeführt, die eine ziemlich genaue Approximation des homogenen und heterogenen ATT ergaben. Aus methodischer Sicht ist dies zwar nicht a priori zu erwarten gewesen, aber da alle unsere Beobachtungen „On Support“ waren, wird ein mögliches Problem von OLS umgangen. Zudem scheint auch die Linearitätsannahme bei OLS hier unproblematisch zu sein. Die wesentlich bedeutsamere Annahme, dass die Selektion in die Teilnahme und in den Arbeitsmarkt nur durch die

beobachtbaren Merkmale bestimmt wird, können wir nicht testen (vgl. (4) und (14) in Abschnitt 3). Aber sollte diese Annahme nicht erfüllt sein, so würde auch das PSM zu einem verzerrten ATT führen und hätte keine Vorteile gegenüber OLS.

Ein Vorteil von OLS ist, dass keine aufwendigen Matching Prozeduren mit ihren dazugehörigen Balancing-Tests durchgeführt werden müssen. Ein weiterer Vorteil besteht bei der Analyse heterogener Teilnahmeeffekte. Denn wie gezeigt wurde, lassen sich diese in einer einzigen Regression mit Interaktionstermen schätzen. Demgegenüber müssten beim PSM jeweils eigene Matching Prozeduren für die jeweiligen Untergruppen durchgeführt werden. Die Ergebnisse dieser Vergleichsstudie sollten aber nicht als Plädoyer gegen das PSM verstanden werden, da es in bestimmten Situationen, abhängig von den Daten und der zu analysierenden Maßnahme, durchaus Vorteile gegenüber OLS haben kann. Jedoch sollte auch OLS nicht a priori als problematisch bewertet werden, da es auch Vorteile mit sich bringt, insbesondere bei der Analyse heterogener Teilnahmeeffekte. Insgesamt werfen die sehr ähnlichen Ergebnisse und auch die zugrunde liegenden Annahmen von PSM und OLS die Frage auf, ob die Anwendung von PSM auf Untersuchungsgegenstände, die bereits zuvor ausführlich mit linearen Regressionen und anderen parametrischen Verfahren analysiert wurden, neue Erkenntnisse bringt. Wir schließen uns in diesem Sinne Hamermesh (2000: 378) an: „Labormetric research is not a cadenza designed to show off the sophistication of our tools. Its sole purpose should be to provide an empirical description of labor-market outcomes that helps to illuminate economic behaviour.“

## Literatur

- Angrist, J.D. (1998): Estimating the Labor Market Impact of Voluntary Military Service Using Social Security Data on Military Applicants. In: *Econometrica* 66, S. 249-288.
- Blundell, R., Costa Dias, M. (2002): Alternative Approaches to Evaluation in Empirical Microeconomics. In: *Portuguese Economic Journal* 1, S. 91-115.
- Blundell, R., Deardon, L., Sianesi, B. (2004): Evaluating the Impact of Education on Earnings in the UK: Models, Methods and Results from the NCDS. The Institute for Fiscal Studies Working Paper 03/20.
- Caliendo, M., Hujer, R. (2006): The Microeconometric Estimation of Treatment Effects – An Overview. In: *Allgemeines Statistisches Archiv* 90, S. 197-212.
- Caliendo, M., Kopeinig, S. (2006): Some Practical Guidance for the Implementation of Propensity Score Matching. In: *Journal of Economic Surveys*, Forthcoming.
- Dehejia, R. (2005): Practical Propensity Score Matching: A Reply to Smith and Todd. In: *Journal of Econometrics* 125, S. 355-364.
- Gerfin, M., Lechner, M. (2002): Microeconometric Evaluation of the Active Labour Market Policy in Switzerland. In: *Economic Journal* 112, S. 854-893.
- Gerhardt, M., Larsen, I.M. (2005): Das „Hamburger Modell“ zur Beschäftigungsförderung, Auswertungsbericht. Agentur für Arbeit und Behörde für Wirtschaft und Arbeit, Hamburg.
- Gerhardt, M., Wielage, N. (2006): Kombilohnmodell – Praktikable Konzepte statt politischer Placebomaßnahmen. In: *Wirtschaftsdienst* 86, S. 794-800.
- Hagen, T., Fitzenberger, B. (2004): Mikroökonomische Methoden zur Ex-post-Evaluation. In: Hagen, T., Spermann, A. (Hrsg.): *Hartz-Gesetze – Methodische Ansätze zu einer Evaluierung*. Baden-Baden: Nomos, S. 45-72.
- Hamermesh, D.S. (2000): The Craft of Labormetrics. In: *Industrial and Labor Relations Review* 53, S. 363-380.
- Heckman, J.J., LaLonde, R.J., Smith, J.A. (1999): The Economics and Econometrics of Active Labor Market Programs. In: Ashenfelter, O., Card, D. (Hrsg.): *Handbook of Labor Economics IIIA*, S. 1865-2097.
- Heinze, A., Pfeiffer, F., Spermann, A., Winterhager, H. (2005): Vermittlungsgutscheine – Zwischenergebnisse der Begleitforschung 2004, Teil III – Mikroökonomische Wirkungsanalyse. IAB Forschungsbericht Nr. 3/2005.

- Jirjahn, U., Pfeifer, C., Tsertsvadze, G. (2006): Mikroökonomische Beschäftigungseffekte des Hamburger Kombilohnmodells. IAB Discussion Paper 25/2006.
- Larsson, L. (2003): Evaluation of Swedish Youth Labor Market Programs. In: Journal of Human Resources 38, S. 891-927.
- Lechner, M. (1999): Earnings and Employment Effects of Continuous Off-the-Job Training in East Germany after Unification. In: Journal of Business & Economic Statistics 17, S. 74-90.
- Leuven, E., Sianesi, B. (2003): PSMATCH2: Stata module to perform full Mahalanobis and propensity score matching, common support graphing, and covariate imbalance testing. Software, <http://ideas.repec.org/c/boc/bocode/s432001.html>.
- Oi, W. (1962): Labor as a Quasi-Fixed Factor. In: Journal of Political Economy 70, S. 538-555.
- Rosenbaum, P.R., Rubin, D.B. (1985): Constructing a Control Group Using Multivariate Matched Sampling Methods That Incorporate the Propensity Score. In: The American Statistician 39, S. 33-38.
- Rässler, S. (2006): Der Einsatz von Missing Data Techniken in der Arbeitsmarktforschung des IAB. In: Allgemeines Statistisches Archiv 90, S. 527-552.

## Bereits erschienene Veröffentlichungen

No.	Author(s)	Title	Date
<a href="#">1/2004</a>	Bauer, T. K. Bender, S. Bonin, H.	Dismissal protection and worker flows in small establishments <a href="#">published in: <i>Economica</i>, (2007)</a>	7/04
<a href="#">2/2004</a>	Achatz, J. Gartner, H. Glück, T.	Bonus oder Bias? : Mechanismen geschlechtsspezifischer Entlohnung <a href="#">published in: <i>Kölner Zeitschrift für Soziologie und Sozialpsychologie</i> 57 (2005), S. 466-493 (revised)</a>	7/04
<a href="#">3/2004</a>	Andrews, M. Schank, T. Upward, R.	Practical estimation methods for linked employer-employee data	8/04
<a href="#">4/2004</a>	Brixy, U. Kohaut, S. Schnabel, C.	Do newly founded firms pay lower wages? : first evidence from Germany <a href="#">published in: <i>Small Business Economics</i>, (2007)</a>	9/04
<a href="#">5/2004</a>	Kölling, A. Rässler, S.	Editing and multiply imputing German establishment panel data to estimate stochastic production frontier models <a href="#">published in: <i>Zeitschrift für ArbeitsmarktForschung</i> 37 (2004), S. 306-318</a>	10/04
<a href="#">6/2004</a>	Stephan, G. Gerlach, K.	Collective contracts, wages and wage dispersion in a multi-level model <a href="#">published as: <i>Wage settlements and wage setting : results from a multi-level model</i>. In: <i>Applied Economics</i>, Vol. 37, No. 20 (2005), S. 2297-2306</a>	10/04
<a href="#">7/2004</a>	Gartner, H. Stephan, G.	How collective contracts and works councils reduce the gender wage gap	12/04
<a href="#">1/2005</a>	Blien, U. Suedekum, J.	Local economic structure and industry development in Germany, 1993-2001	1/05
<a href="#">2/2005</a>	Brixy, U. Kohaut, S. Schnabel, C.	How fast do newly founded firms mature? : empirical analyses on job quality in start-ups <a href="#">published in: <i>Michael Fritsch, Jürgen Schmude (Ed.): Entrepreneurship in the region</i>, New York et al., 2006, S. 95-112</a>	1/05
<a href="#">3/2005</a>	Lechner, M. Miquel, R. Wunsch, C.	Long-run effects of public sector sponsored training in West Germany	1/05
<a href="#">4/2005</a>	Hinz, T. Gartner, H.	Lohnunterschiede zwischen Frauen und Männern in Branchen, Berufen und Betrieben <a href="#">published in: <i>Zeitschrift für Soziologie</i> 34 (2005), S. 22-39, as: <i>Geschlechtsspezifische Lohnunterschiede in Branchen, Berufen und Betrieben</i></a>	2/05
<a href="#">5/2005</a>	Gartner, H. Rässler, S.	Analyzing the changing gender wage gap based on multiply imputed right censored wages	2/05
<a href="#">6/2005</a>	Alda, H. Bender, S. Gartner, H.	The linked employer-employee dataset of the IAB (LIAB) <a href="#">published as: <i>The linked employer-employee dataset created from the IAB establishment panel and the process-produced data of the IAB (LIAB)</i>. In: <i>Schmollers Jahrbuch. Zeitschrift für Wirtschafts- und Sozialwissenschaften</i> 125 (2005), S. 327-336 (shortened)</a>	3/05
<a href="#">7/2005</a>	Haas, A. Rothe, T.	Labour market dynamics from a regional perspective : the multi-account system	4/05
<a href="#">8/2005</a>	Caliendo, M. Hujer, R. Thomsen, S. L.	Identifying effect heterogeneity to improve the efficiency of job creation schemes in Germany	4/05

<a href="#">9/2005</a>	Gerlach, K. Stephan, G.	Wage distributions by wage-setting regime <a href="#">published as: Bargaining regimes and wage dispersion. In: Jahrbücher für Nationalökonomie und Statistik, Bd. 226, H. 6 (2006)</a>	4/05
<a href="#">10/2005</a>	Gerlach, K. Stephan, G.	Individual tenure and collective contracts	4/05
<a href="#">11/2005</a>	Blien, U. Hirschenauer, F.	Formula allocation : the regional allocation of budgetary funds for measures of active labour market policy in Germany <a href="#">published in: Economics Bulletin, Vol. 18, no. 7 (2006)</a>	4/05
<a href="#">12/2005</a>	Alda, H. Allaart, P. Bellmann, L.	Churning and institutions : Dutch and German establishments compared with micro-level data	5/05
<a href="#">13/2005</a>	Caliendo, M. Hujer, R. Thomsen, S. L.	Individual employment effects of job creation schemes in Germany with respect to sectoral heterogeneity	5/05
<a href="#">14/2005</a>	Lechner, M. Miquel, R. Wunsch, C.	The curse and blessing of training the unemployed in a changing economy : the case of East Germany after unification	6/05
<a href="#">15/2005</a>	Jensen, U. Rässler, S.	Where have all the data gone? : stochastic production frontiers with multiply imputed German establishment data <a href="#">published in: Zeitschrift für ArbeitsmarktForschung, Jg. 39, H. 2, 2006, S. 277-295</a>	7/05
<a href="#">16/2005</a>	Schnabel, C. Zagelmeyer, S. Kohaut, S.	Collective bargaining structure and its determinants : an empirical analysis with British and German establishment data <a href="#">published in: European Journal of Industrial Relations, Vol. 12, No. 2. S. 165-188</a>	8/05
<a href="#">17/2005</a>	Koch, S. Stephan, G. Walwei, U.	Workfare: Möglichkeiten und Grenzen <a href="#">published in: Zeitschrift für ArbeitsmarktForschung 38 (2005), S. 419-440</a>	8/05
<a href="#">18/2005</a>	Alda, H. Bellmann, L. Gartner, H.	Wage structure and labour mobility in the West German private sector 1993-2000	8/05
<a href="#">19/2005</a>	Eichhorst, W. Konle-Seidl, R.	The interaction of labor market regulation and labor market policies in welfare state reform	9/05
<a href="#">20/2005</a>	Gerlach, K. Stephan, G.	Tarifverträge und betriebliche Entlohnungsstrukturen <a href="#">published in: C. Clemens, M. Heinemann &amp; S. Soretz (Hg.): Auf allen Märkten zu Hause, Marburg 2006, S. 123-143</a>	11/05
<a href="#">21/2005</a>	Fitzenberger, B. Speckesser, S.	Employment effects of the provision of specific professional skills and techniques in Germany <a href="#">published in: Empirical Economics, Vol. 32, No. 2/3 (2007), S. 529-573</a>	11/05
<a href="#">22/2005</a>	Ludsteck, J. Jacobebbinghaus, P.	Strike activity and centralisation in wage setting	12/05
<a href="#">1/2006</a>	Gerlach, K. Levine, D. Stephan, G. Struck, O.	The acceptability of layoffs and pay cuts : comparing North America with Germany	1/06
<a href="#">2/2006</a>	Ludsteck, J.	Employment effects of centralization in wage setting in a median voter model	2/06
<a href="#">3/2006</a>	Gaggermeier, C.	Pension and children : Pareto improvement with heterogeneous preferences	2/06
<a href="#">4/2006</a>	Binder, J. Schwengler, B.	Korrekturverfahren zur Berechnung der Einkommen über der Beitragsbemessungsgrenze	3/06
<a href="#">5/2006</a>	Brixy, U. Grotz, R.	Regional patterns and determinants of new firm formation and survival in western Germany	4/06

<a href="#">6/2006</a>	Blien, U. Sanner, H.	Structural change and regional employment dynamics	4/06
<a href="#">7/2006</a>	Stephan, G. Rässler, S. Schewe, T.	Wirkungsanalyse in der Bundesagentur für Arbeit : Konzeption, Datenbasis und ausgewählte Befunde <a href="#">published as: Das TrEffeR-Projekt der Bundesagentur für Arbeit : die Wirkung von Maßnahmen aktiver Arbeitsmarktpolitik. In: Zeitschrift für ArbeitsmarktForschung, Jg. 39, H. 3/4 (2006)</a>	4/06
<a href="#">8/2006</a>	Gash, V. Mertens, A. Romeu Gordo, L.	Are fixed-term jobs bad for your health? : a comparison of West-Germany and Spain <a href="#">published in: European Societies, 2007</a>	5/06
<a href="#">9/2006</a>	Romeu Gordo, L.	Compression of morbidity and the labor supply of older people	5/06
<a href="#">10/2006</a>	Jahn, E. J. Wagner, T.	Base period, qualifying period and the equilibrium rate of unemployment	6/06
<a href="#">11/2006</a>	Jensen, U. Gartner, H. Rässler, S.	Measuring overeducation with earnings frontiers and multiply imputed censored income data	6/06
<a href="#">12/2006</a>	Meyer, B. Lutz, C. Schnur, P. Zika, G.	National economic policy simulations with global interdependencies : a sensitivity analysis for Germany <a href="#">published in: Economic systems research, Vol. 19, No. 1 (2007), S. 37-55</a>	7/06
<a href="#">13/2006</a>	Beblo, M. Bender, S. Wolf, E.	The wage effects of entering motherhood : a within-firm matching approach	8/06
<a href="#">14/2006</a>	Niebuhr, A.	Migration and innovation : does cultural diversity matter for regional R&D activity?	8/06
<a href="#">15/2006</a>	Kiesl, H. Rässler, S.	How valid can data fusion be? <a href="#">published in: Journal of Official Statistics, (2006)</a>	8/06
<a href="#">16/2006</a>	Hujer, R. Zeiss, C.	The effects of job creation schemes on the unemployment duration in East Germany	8/06
<a href="#">17/2006</a>	Fitzenberger, B. Osikominu, A. Völter, R.	Get training or wait? : long-run employment effects of training programs for the unemployed in West Germany	9/06
<a href="#">18/2006</a>	Antoni, M. Jahn, E. J.	Do changes in regulation affect employment duration in temporary work agencies?	9/06
<a href="#">19/2006</a>	Fuchs, J. Söhnlein, D.	Effekte alternativer Annahmen auf die prognostizierte Erwerbsbevölkerung	10/06
<a href="#">20/2006</a>	Lechner, M. Wunsch, C.	Active labour market policy in East Germany : waiting for the economy to take off	11/06
<a href="#">21/2006</a>	Kruppe, T.	Die Förderung beruflicher Weiterbildung : eine mikroökonomische Evaluation der Ergänzung durch das ESF-BA-Programm	11/06
<a href="#">22/2006</a>	Feil, M. Klinger, S. Zika, G.	Sozialabgaben und Beschäftigung : Simulationen mit drei makroökonomischen Modellen	11/06
<a href="#">23/2006</a>	Blien, U. Phan, t. H. V.	A pilot study on the Vietnamese labour market and its social and economic context	11/06
<a href="#">24/2006</a>	Lutz, R.	Was spricht eigentlich gegen eine private Arbeitslosenversicherung?	11/06
<a href="#">25/2006</a>	Jirjahn, U. Pfeifer, C. Tsertsvadze, G.	Mikroökonomische Beschäftigungseffekte des Hamburger Modells zur Beschäftigungsförderung	11/06
<a href="#">26/2006</a>	Rudolph, H.	Indikator gesteuerte Verteilung von Eingliederungsmitteln im	12/06

<a href="#">27/2006</a>	Wolff, J.	SGB II : Erfolgs- und Effizienzkriterien als Leistungsanreiz? How does experience and job mobility determine wage gain in a transition and a non-transition economy? : the case of east and west Germany	12/06
<a href="#">28/2006</a>	Blien, U. Kirchhof, K. Ludewig, O.	Agglomeration effects on labour demand	12/06
<a href="#">29/2006</a>	Blien, U. Hirschenauer, F. Phan, t. H. V.	Model-based classification of regional labour markets : for purposes of labour market policy	12/06
<a href="#">30/2006</a>	Krug, G.	Kombilohn und Reziprozität in Beschäftigungsverhältnissen : eine Analyse im Rahmen des Matching-Ansatzes	12/06
<a href="#">1/2007</a>	Moritz, M. Gröger, M.	The German-Czech border region after the fall of the Iron Curtain: Effects on the labour market : an empirical study using the IAB Employment Sample (IABS)	1/07
<a href="#">2/2007</a>	Hampel, K. Kunz, M. Schanne, N. Wapler, R. Weyh, A.	Regional employment forecasts with spatial interdependencies	1/07
<a href="#">3/2007</a>	Eckey, H.- F. Schwengler, B. Türck, M.	Vergleich von deutschen Arbeitsmarktregionen	1/07
<a href="#">4/2007</a>	Kristen, C. Granato, N.	The educational attainment of the second generation in Germany : social origins and ethnic inequality	1/07
<a href="#">5/2007</a>	Jacob, M. Kleinert, C.	Does unemployment help or hinder becoming independent? : the role of employment status for leaving the parental home	1/07
<a href="#">6/2007</a>	Konle-Seidl, R. Eichhorst, W. Grienberger-Zingerle, M.	Activation policies in Germany : from status protection to basic income support	1/07
<a href="#">7/2007</a>	Lechner, M. Wunsch, C.	Are training programs more effective when unemployment is high?	2/07
<a href="#">8/2007</a>	Hohendanner, C.	Verdrängen Ein-Euro-Jobs sozialversicherungspflichtige Beschäftigung in den Betrieben?	2/07
<a href="#">9/2007</a>	Seibert, H.	Frühe Flexibilisierung? : regionale Mobilität nach der Lehr- ausbildung in Deutschland zwischen 1977 und 2004	2/07
<a href="#">10/2007</a>	Bernhard, S. Kurz, K.	Familie und Arbeitsmarkt : eine Längsschnittstudie zum Einfluss beruflicher Unsicherheiten auf die Familienerweiterung	2/07
<a href="#">11/2007</a>	Drechsler, J. Dundler, A. Bender, S. Rässler, S. Zwick, T.	A new approach for disclosure control in the IAB Establishment Panel : multiple imputation for a better data access	2/07
<a href="#">12/2007</a>	Fuchs, J. Söhnlein, D.	Einflussfaktoren auf das Erwerbspersonenpotenzial : Demografie und Erwerbsverhalten in Ost- und Westdeutschland	3/07
<a href="#">13/2007</a>	Hartmann, J. Krug, G.	Verknüpfung von Befragungs- und Prozessdaten : Selektivität durch fehlende Zustimmung der Befragten?	3/07
<a href="#">14/2007</a>	Baltagi, B. H. Blien, U. Wolf, K.	Phillips Curve or wage curve? : evidence from West Germany: 1980-2004	4/07
<a href="#">15/2007</a>	Blien, U. Gartner, H. Stüber, H. Wolf, K.	Expensive and low-price places to live : regional price levels and the agglomeration wage differential in Western Germany	4/07

<a href="#">16/2007</a>	Jaenichen, U. Stephan, G.	The effectiveness of targeted wage subsidies for hard-to-place workers	6/07
<a href="#">17/2007</a>	Fuchs, J. Weber, B.	Vollbeschäftigungsannahme und Stille Reserve : eine Sensitivitätsanalyse für Westdeutschland	6/07
<a href="#">18/2007</a>	Haas, A. Damelang, A.	Labour market entry of migrants in Germany : does cultural diversity matter?	6/07
<a href="#">19/2007</a>	Wachter, T. von Bender, S.	Do initial conditions persist between firms? : an analysis of firm-entry cohort effects and job losers using matched employer-employee data	6/07
<a href="#">20/2007</a>	Reiter, J. P. Drechsler, J.	Releasing multiply-imputed synthetic data generated in two stages to protect confidentiality	7/07
<a href="#">21/2007</a>	Damelang, A.	Räumliche Mobilität von türkischen Arbeitnehmern : eine Analyse mit der IAB-Beschäftigtenstichprobe 2001	7/07

Stand: 11.7.2007

## Impressum

**IABDiscussionPaper**  
**No. 22 / 2007**

### Herausgeber

Institut für Arbeitsmarkt- und Berufsforschung  
der Bundesagentur für Arbeit  
Weddigenstr. 20-22  
D-90478 Nürnberg

### Redaktion

Regina Stoll, Jutta Palm-Nowak

### Technische Herstellung

Jutta Sebold

### Rechte

Nachdruck – auch auszugsweise – nur mit  
Genehmigung des IAB gestattet

### Bezugsmöglichkeit

Volltext-Download dieses DiscussionPaper  
unter:

<http://doku.iab.de/discussionpapers/2007/dp2207.pdf>

### IAB im Internet

<http://www.iab.de>

### Rückfragen zum Inhalt an

Christian Pfeifer, Institut für Arbeitsökonomik,  
Leibniz Universität Hannover, Königswarther Platz 1,  
30167 Hannover;  
Tel.0511/762-4949,  
oder E-Mail: [pfeifer@aoek.uni-hannover.de](mailto:pfeifer@aoek.uni-hannover.de)