

Homogene und heterogene Teilnahmeeffekte des Hamburger Kombilohnmodells: Ein Verfahrensvergleich von Propensity Score Matching und linearer Regression

Christian Pfeifer

Eingegangen: 10. Mai 2007 / Angenommen: 25. Februar 2009 / Online: 14. Mai 2009
© Springer 2009

Zusammenfassung Der vorliegende Beitrag untersucht die Teilnahmeeffekte des Hamburger Kombilohnmodells mit Daten der Stichprobe der Integrierten Erwerbsbiografien. 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 stark positive Teilnahmeeffekte, die bei Problemgruppen am Arbeitsmarkt höher ausfallen. Daher scheint das Hamburger Kombilohnmodell neben allgemein positiven Wirkungen auch zielgruppenorientiert zu sein.

Stichwörter Evaluation · Kombilohn · Teilnahmeeffekte

Abstract The paper evaluates the treatment effects of the wage subsidy program in Hamburg with propensity score matching as well as linear regressions. It is found that the estimated treatment effects differ only slightly between both methods. When analysing heterogeneous treatment effects, however, linear regressions are easier to implement and the results are easier to interpret than with propensity score matching. All in all, the program has significant positive effects, which are especially large for problem groups. Therefore, the Hamburg wage subsidy program has not only overall positive effects but also reaches the target group.

JEL classification J08, C14

C. Pfeifer (✉)

Institut für Arbeitsökonomik, Leibniz Universität Hannover, Königsworther Platz 1,
30167 Hannover, Deutschland

E-Mail: pfeifer@aoek.uni-hannover.de

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, S. 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 are continuously distributed because matching on continuous covariates requires stratification or pairing.” Ebenso befindet Larsson (2003, S. 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 et al. (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 et al. 1999; Blundell u. Costa Dias 2002; Hagen u. Fitzenberger 2004; Caliendo u. Hujer 2006), sondern zwei methodische Ansätze im Rahmen einer Anwendung verglichen werden. Wir werden die Teilnahmeeffekte des Hamburger Kombilohnmodells mit PSM und OLS ermitteln und einander gegenüberstellen. Ein Ver-

gleich erfolgt nicht nur für alle Teilnehmer und Nichtteilnehmer am Kombilohnmodell, sondern auch getrennt für Frauen und Männer sowie für verschiedene soziodemographische 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 Abschn. 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.¹ 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.

Das Hamburger Kombilohn-Modell zielt somit nicht nur darauf ab, die Arbeitsanreize für Arbeitslose mit geringen Verdienstmöglichkeiten zu stärken, indem sie bei Aufnahme einer Erwerbstätigkeit einen Zuschuss zum Lohn erhalten, sondern darüber hinaus erhalten ebenfalls die Arbeitgeber einen Zuschuss, damit sie einen Anreiz haben, zusätzliche Arbeitsplätze für Problemgruppen am Arbeitsmarkt zu schaffen (vgl. ausführlich Jirjahn et al. 2009). 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 somit 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

¹ Für eine ausführliche Darstellung sowie die seit April 2003 vorgenommenen institutionellen Änderungen vgl. Gerhardt u. Larsen (2005), Gerhardt u. Wielage (2006) sowie Jirjahn et al. (2009).

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 somit 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 Berücksichtigung. 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.²

3 Methodische Ansätze zur Evaluierung

3.1 Propensity Score Matching (PSM)

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.³ Wird durch die binäre Variable D die Teil-

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

³ Y := Anzahl der Monate in sozialversicherungspflichtiger Beschäftigung bzw. in Arbeitslosigkeit in den ersten 21 Monaten nach Förderbeginn (vgl. ausführlich Abschn. 4).

nahme ($D = 1$) bzw. Nichtteilnahme ($D = 0$) an der Förderung 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:

$$T_i = Y_i(1) - Y_i(0) . \quad (1)$$

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 ermitteln 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:

$$\begin{aligned} ATT &= E(T|D = 1) = E(Y(1) - Y(0) | D = 1) \\ &= E(Y(1) | D = 1) - E(Y(0) | D = 1) . \end{aligned} \quad (2)$$

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 u. Rubin 1985; Caliendo u. Kopeinig 2008; Rässler 2006).⁴ Mit Hilfe des PSM kann die kontrafaktische Situation $E(Y(0) | D = 1)$ mit einer Kontrollgruppe simuliert werden. Jedem Teilnehmer werden Vergleichspersonen zugeordnet, die in Abhängigkeit der Charakteristika X eine gleiche Teilnahmewahrscheinlichkeit $P(X) = P(D = 1|X)$ besitzen, d. h. der mehrdimensionale Vektor X kann

⁴ Für das PSM nutzen wir die Software STATA 9.2 und das Programm von Leuven u. Sianesi (2003).

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 Teilnahmezuzuordnung, bedingt durch $P(X)$:

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

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 die Teilnahmewahrscheinlichkeit 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 zugehören:

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

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 unabhängig von der Teilnahme anderer Personen sind.⁵ 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 die Differenz des durchschnittlichen Erfolges der Teilnehmergruppe und der zugeordneten Nichtteilnehmergruppe, die gleiche Teilnahmewahrscheinlichkeiten besitzen:

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

Für das PSM existieren verschiedene Varianten der Implementierung (z. B. Nearest Neighbour mit und ohne Zurücklegen, Caliper, Radius, Kernel) (vgl. z. B. Caliendo u. Kopeinig 2008). Wir haben mehrere Varianten und Spezifikationen mit unseren Daten ausprobiert. Insgesamt reagierten die Ergebnisvariablen nicht sehr sensitiv auf

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

diese Veränderungen, was für ihre Robustheit spricht (Dehejia 2005). Schließlich haben wir uns für ein Verfahren entschieden, das unter Berücksichtigung verschiedener Balancing-Tests⁶ 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. Werden beispielsweise einem Teilnehmer zwei Nichtteilnehmer zugeordnet, so erhalten die beiden Nichtteilnehmer jeweils einen Gewichtungsfaktor von 0,5.

3.2 Linearer Regressionsansatz (OLS)

Eine Alternative zu dem nicht-parametrischen Verfahren des PSM ist eine lineare Regression (OLS), in denen der Teilnahmeeffekt durch den Koeffizienten der Teilnahmevariable und ihrer Interaktionsterme geschätzt wird. In einfacher ökonomischer Notation lassen sich die Ergebnisgleichungen für Teilnehmer und Nichtteilnehmer wie folgt darstellen, wobei β die Koeffizienten der Merkmale X , γ die Konstanten und ε die Störterme bezeichnet, die unabhängig zwischen Individuen sind und für die $E(\varepsilon_i^1) = E(\varepsilon_i^0) = 0$ gilt:

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

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

Die getrennten Ergebnisgleichungen können zusammengefasst werden in:

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

Der individuelle Teilnahmeeffekt lässt sich somit messen durch die Koeffizienten α und δ :

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

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 . Daraus folgt, dass die Funktionen für $(X_i\beta^1, X_i\beta^0)$ parallel verlaufen und sich nur im Niveau

⁶ Balancing bezeichnet das Ausbalancieren der durchschnittlichen Eigenschaften zwischen Teilnehmergruppe und Nichtteilnehmergruppe, die sich bei einer guten Matching Qualität nicht mehr signifikant unterscheiden sollten.

unterscheiden. Somit lässt sich folgende Ergebnisgleichung schätzen, in der der Koeffizient α der geschätzte homogene Teilnahmeeffekt ist:

$$Y_i(D_i) = X_i\beta^0 + \alpha D_i + \gamma^0 + (D_i(\varepsilon_i^1 - \varepsilon_i^0) + \varepsilon_i^0). \quad (12)$$

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 Gl. (12) zur Schätzung der Teilnahmeeffekte herangezogen werden. Die geschätzten heterogenen Teilnahmeeffekte für einen Teilnehmer mit den Merkmalen X sind die Koeffizienten α und δ in der folgenden Ergebnisgleichung:

$$Y_i(D_i) = X_i\beta^0 + D_iX_i\delta + \alpha D_i + \gamma^0 + (D_i(\varepsilon_i^1 - \varepsilon_i^0) + \varepsilon_i^0). \quad (13)$$

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. Daher müssen die Störterme in den Ergebnisgleichungen für Teilnehmer und Nichtteilnehmer unabhängig sein von der durch X bedingten Teilnahmezuordnung:

$$\varepsilon^0, \varepsilon^1 \perp D|X. \quad (14)$$

Die kritischen Annahmen der statistischen Unabhängigkeit von der Teilnahmezuordnung können nicht anhand der Daten getestet werden.⁷ Falls die Daten dieser Annahme nicht entsprechen würden, wären andere Modelle vorzuziehen.⁸ 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.

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.⁹ 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:

⁷ Für eine ausführliche Diskussion vgl. Jirjahn et al. (2009, S. 49 f.).

⁸ Überblicke zu weiteren Evaluierungsansätzen und eine ausführlichere Darstellung der Matching-Methoden und linearer Regressionen sowie eine Diskussion ihrer Vor- und Nachteile sind bei Heckman et al. (1999), Hagen u. Fitzenberger (2004) sowie Caliendo u. Hujer (2006) zu finden.

⁹ 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 Episodendaten (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.¹⁰ 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). Dabei stellen wir sicher, dass die hypothetisch generierten Startzeitpunkte im gleichen Intervall liegen, wie die Förderbeginne der Teilnehmer. Um die Vergleichbarkeit zwischen Teilnehmern und Nichtteilnehmern zu gewährleisten, müssen Nichtteilnehmer zum Zeitpunkt des zugeordneten hypothetischen Förderbeginns arbeitslos sein. Beobachtungen, bei denen diese Bedingung nicht erfüllt ist, werden aus der Analyse ausgeschlossen. Die Messung der Wirkung ab Maßnahmestart bzw. Förderbeginn ist in den meisten Evaluationsstudien zu finden (z. B. Gerfin u. 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 1.4.2003 eingegrenzt. Darüber hinaus hat die Eingrenzung den entscheidenden Vorteil, dass das Hamburger Kombilohnmodell in dieser ersten Phase keinen institutionellen Veränderungen unterlag.

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

¹⁰ Die Länge des Beobachtungszeitraumes lässt nur eine Evaluation bis 21 Monate nach Förderbeginn zu. Da es sich bei den Ergebnisvariablen um nicht-negative Zählvariablen handelt, wurden alternativ zu OLS auch geordnete Probit-Modelle und Zählmodellen geschätzt, die die mit OLS ermittelten Ergebnisse bestätigen konnten. Es wird nicht zwischen ungeförderter und geförderter Beschäftigung unterschieden, so dass wir auch keine Locking-In Effekte (Einsperreffekte) 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.

Interaktionsterme mit der binären Teilnahmevariable in die OLS Schätzungen aufgenommen. Im Einzelnen werden folgende beobachtbare Charakteristika berücksichtigt (vgl. ausführlich Jirjahn et al. 2009):¹¹

- 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.
- 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 Gl. (12) mit OLS geschätzt wird (vgl. Tabelle 11 im Anhang für deskriptive Statistiken der berücksichtigten Variablen). 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

¹¹ 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 u. Kopeinig 2008 zu den Vorteilen einer sparsamen Parameterisierung). 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.

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	7.571
Pseudo R ²	0,123
LR Chi ²	572,670

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

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

Verschiedene Balancing-Tests sprechen dafür, 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 3.867 (696) Personen gegenübersteht. Während vor dem Matching die einzelnen Merkmale der Teilnehmer und Vergleichspersonen fast alle signifikant unterschiedlich sind, existieren nach dem Matching keine signifikanten Unterschiede mehr (vgl. Tabelle 11 im Anhang). Auch ein weiterer Test, der das gemeinsame Balancing aller Variablen berücksichtigt (Hotelling's T^2), findet 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 ist, da sich die Teilnehmer und Nichtteilnehmer in den Merkmalsausprägungen nicht mehr unterscheiden.

Die Ergebnisse des Matching in Bezug auf den Arbeitsmarkterfolg (sozialversicherungspflichtige Beschäftigung, Arbeitslosigkeit) in den ersten 21 Monaten nach Förderbeginn sind in Tabelle 2 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 zugeordneten (gematchten) Nichtteilnehmer erhöht sich auf 3,411 Monate. Der ATT beträgt somit 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 zugeordneten Kontrollgruppe 12,497 Monate. Somit 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 2 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.

Tabelle 3 OLS Schätzungen des homogenen Teilnahmeeffektes auf sozialversicherungspflichtige Beschäftigung

Sozialvers. Beschäftigung	Alle Beobachtungen (12)		Zugeordnete Beobachtungen (12)	
Teilnahme am Kombilohn (α)	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	7.571	7.571	4.563	4.563
R^2	0,217	0,262	0,245	0,276
Adjusted R^2	0,217	0,261	0,245	0,273
F-Wert	2.101,105	158,082	1.478,471	101,881

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

Die mit OLS geschätzten homogenen Teilnahmeeffekte auf den Verbleib in sozialversicherungspflichtiger Beschäftigung sind in Tabelle 3 und auf den Verbleib in Arbeitslosigkeit in Tabelle 4 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 7.571 Personen, von denen 696 am Kombilohn teilnahmen und 6.875 nicht teilnahmen. Die zweite

Tabelle 4 OLS Schätzungen des homogenen Teilnahmeeffektes auf Arbeitslosigkeit

Arbeitslosigkeit	Alle Beobachtungen (12)		Zugeordnete Beobachtungen (12)	
Teilnahme am Kombilohn (α)	-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	7.571	7.571	4.563	4.563
R^2	0,081	0,170	0,115	0,211
Adjusted R^2	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.

Abgrenzung berücksichtigt lediglich die beim PSM zugeordneten Beobachtungen. Dies sind wie zuvor die 696 Teilnehmer; aber die Nichtteilnehmerzahl reduziert sich auf 3.867. 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 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.

In Tabelle 5 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 zugeordneten 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 zugeordnete Beobachtungen für OLS herangezogen werden. Hier beträgt die Differenz lediglich 0,050 Monate bzw. 0,801%. Insgesamt kann somit festgehalten werden, dass selbst bei einer Berücksichtigung aller und nicht nur der zugeordneten 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 5 Vergleich homogener Teilnahmeeffekte PSM und OLS

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

Anmerkungen: Die Teilnahmeeffekte bei PSM werden aus der Differenz ($T - K$) gebildet (vgl. Tabelle 2). Bei OLS ist der homogene Teilnahmeeffekt der Koeffizient α aus Ergebnisgleichung Gl. (12) (vgl. Tabellen 3 und 4). 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 begnügen wir uns an dieser Stelle mit einer exemplarischen 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 verglichen werden (weibliche Teilnehmer vs. weibliche Nichtteilnehmer, männliche Teilnehmer vs. männliche Nichtteilnehmer). Er gibt somit 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.¹²

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 Gl. (13) wird in Gl. (15) konkretisiert, indem eine binäre Variable F eingesetzt wird, die den Wert Eins annimmt, falls die Person weiblich ist. Die dazugehörigen Koeffizienten werden mit β_F und δ_F notiert.

$$Y_i(D_i, F_i, X_i) = \alpha D_i + \delta_F D_i F_i + \beta_F F_i + X_i \beta^0 + \gamma^0 + (D_i (\varepsilon_i^1 - \varepsilon_i^0) + \varepsilon_i^0). \quad (15)$$

Der Teilnahmeeffekt von weiblichen Teilnehmern gegenüber weiblichen Nichtteilnehmern ist somit:

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

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 6 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

¹² Die einzelnen Probit-Schätzungen und Balancing-Tests werden aus Platzgründen nicht ausgewiesen, bestätigen aber die gute Matching-Qualität.

Tabelle 6 Heterogene Teilnahmeeffekte für Frauen und Männer vor und nach dem PSM

	Unmatched			Matched (ATT)		
	T	K	$T - K$	T	K	$T - K$
Verbleib in sozialvers. Beschäftigung (Anzahl der Monate)						
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
Verbleib in Arbeitslosigkeit (Anzahl der Monate)						
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.

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. Die Ergebnisse der OLS Schätzungen für den Verbleib in sozialversicherungspflichtiger Beschäftigung sind in Tabelle 7 und für den Verbleib in Arbeitslosigkeit in Tabelle 8 enthalten. Neben Gleichung Gl. (15) mit dem Interaktionsterm aus Frau und Kombilohnbeteiligung, der den geschlechtsspezifischen Teilnahmeeffekte wiedergibt, haben wir auch Gleichung Gl. (12) getrennt für Frauen und Männer geschätzt, die somit den homogenen Teilnahmeeffekt getrennt für Männer und Frauen angibt.

Einen besseren Überblick über die einzelnen mit PSM und OLS ermittelten heterogenen Teilnahmeeffekte für Frauen und Männer gibt Tabelle 9, 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 zugeordneten Beobachtungen herangezogen werden. Dies gilt sowohl für den homogenen Fall als auch für die hier ermittelten heterogenen Teilnahmeeffekte für Frauen und Männer. Somit scheint – zumindest in unserer Analyse der Teilnahmeeffekte des Hamburger Kombilohnmodells – eine Analyse mit OLS zulässig zu sein.

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 Kombilohnbeteiligung schätzen (vgl. Gl. 13). Die Koeffizienten δ 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 Merk-

Tabelle 7 OLS Schätzungen der heterogenen Teilnahmeeffekte für Frauen und Männer auf sozialversicherungspflichtige Beschäftigung

Sozialvers. Beschäftigung	Alle (15)	Frauen (12)	Männer (12)
Teilnahme am Kombilohn (α)	7,717*** [0,275]	10,318*** [0,345]	7,659*** [0,271]
Frau*Kombilohn (δ_F)	2,473*** [0,417]		
Frau (β_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	7.571	2.834	4.737
R^2	0,266	0,311	0,233
Adjusted R^2	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.

malen gesucht, während beim OLS die Merkmale konstant gehalten werden und die Koeffizienten in Ceteris Paribus Weise interpretiert werden.¹³ An dieser Stelle ist auch auf die begrenzte Aussagekraft der genauen quantitativen Ermittlung des ATT

¹³ Indem wir zuvor lediglich eine Interaktionsvariable für weibliche Kombilöhner aufgenommen haben, konnten wir dieses Problem umgehen.

Tabelle 8 OLS Schätzungen der heterogenen Teilnahmeeffekte für Frauen und Männer auf Arbeitslosigkeit

Arbeitslosigkeit	Alle (15)	Frauen (12)	Männer (12)
Teilnahme am Kombilohn (α)	- 5,882*** [0,365]	- 7,039*** [0,451]	- 5,782*** [0,365]
Frau*Kombilohn (δ_F)	- 1,044* [0,555]		
Frau (β_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	7.571	2.834	4.737
R^2	0,170	0,165	0,166
Adjusted R^2	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.

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. Somit ist vielmehr die grundsätzliche Richtung und Größe des ermittelten Teilnahmeeffektes von Bedeutung als seine exakte Quantifizierung. Daher können die mit einer OLS Schätzung ermittelten

Tabelle 9 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	
Sozialvers. Beschäftigung (Anzahl der Monate)								
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%	
Arbeitslosigkeit (Anzahl der Monate)								
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 5 übertragen. Die Teilnahmeeffekte für Frauen und Männer stammen für PSM aus Tabelle 6 und für OLS aus Tabelle 7 und 8.

heterogenen Teilnahmeeffekte in Tabelle 10 differenziertere Erkenntnisse über die Wirkungen des Kombilohnes liefern.¹⁴

Die Ergebnisse in Tabelle 10 zeigen, dass bei vollständiger Interaktion der Teilnahmeeffekt gemessen durch den Koeffizienten α 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 Kombi-

¹⁴ Dem Autor ist keine Studie bekannt, in der die vollständige Interaktion zur Analyse der heterogenen Teilnahmeeffekte genutzt oder zumindest ausgewiesen und interpretiert wird.

Tabelle 10 OLS Schätzungen der heterogenen Teilnahmeeffekte mit vollständiger Interaktion

	Sozialv. Beschäftigung (13)	Arbeitslosigkeit (13)
Teilnahme am Kombilohn (α)	5,441*** [0,930]	-0,177 [1,237]
Frau * Kombilohn (δ)	1,992*** [0,449]	-0,813 [0,597]
Hauptschulabschluss * Kombilohn (δ)	-0,178 [0,575]	-0,064 [0,766]
Mittlere Reife * Kombilohn (δ)	0,498 [0,680]	-0,921 [0,905]
Fachhochschulreife * Kombilohn (δ)	2,703** [1,057]	-0,835 [1,407]
Abitur/Hochschulreife * Kombilohn (δ)	2,178** [0,903]	-0,972 [1,201]
Arbeitslosendauer 6–12 Monate * Kombilohn (δ)	1,380*** [0,514]	-0,642 [0,685]
Arbeitslosendauer 12–24 Monate * Kombilohn (δ)	1,438** [0,561]	-1,814** [0,747]
Arbeitslosendauer 24–36 Monate * Kombilohn (δ)	1,432 [1,052]	-1,145 [1,400]
Arbeitslosendauer über 36 Monate * Kombilohn (δ)	0,329 [1,366]	-0,363 [1,818]
Gesundheitliche Einschränkungen * Kombilohn (δ)	1,912*** [0,604]	-1,459* [0,803]
Mehrfache Arbeitslosigkeit * Kombilohn (δ)	-0,033 [0,702]	-1,132 [0,934]
Teilnahme an Trainingsmaßnahme * Kombilohn (δ)	0,608 [0,449]	-1,014* [0,598]
Alter 25–40 Jahre * Kombilohn (δ)	0,289 [0,622]	-3,111*** [0,828]
Alter 40–50 Jahre * Kombilohn (δ)	2,258*** [0,715]	-5,367*** [0,952]
Alter über 50 Jahre * Kombilohn (δ)	1,959** [0,908]	-3,453*** [1,209]
Alleinerziehend * Kombilohn (δ)	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]

	Sozialv. Beschäf- tigung (13)	Arbeitslosig- keit (13)
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	7,571	7,571
R ²	0,272	0,177
Adjusted R ²	0,269	0,174
F-Wert	85,221	49,203

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

lohnmodells 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 wurden die homogenen und heterogenen Teilnahmeeffekte des Hamburger Kombilohnmodells auf den Verbleib in sozialversicherungspflichtiger Beschäftigung und Arbeitslosigkeit untersucht. Es zeigen sich stark 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, d. h. alle Beobachtungen haben eine positive Teilnahmewahrscheinlichkeit, die aber kleiner Eins ist,

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. Gleichungen Gl. (4) und Gl. (14) in Abschn. 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. Ich schließe mich in diesem Sinne Hamermesh (2000, S. 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.”

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

Anhang

Tabelle 11 Deskriptive Statistiken und Balancing der einzelnen Variablen

	Sample	Mittelwert		Standardisierte Differenz		t-Wert	$p > t $
		Kombi-lohn	Kontroll-gruppe	% Fehler	% Fehler-reduktion		
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.

Literatur

- Angrist JD (1998) Estimating the labor market impact of voluntary military service using social security data on military applicants. *Econometrica* 66:249–288
- Blundell R, Costa Dias M (2002) Alternative approaches to evaluation in empirical microeconomics. *Portug Econ J* 1:91–115
- 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, London
- Caliendo M, Hujer R (2006) The microeconomic estimation of treatment effects – an overview. *Allg Stat Arch* 90:197–212

- Caliendo M, Kopeinig S (2008) Some practical guidance for the implementation of propensity score matching. *J Econ Surv* 22:31–72
- Dehejia R (2005) Practical propensity score matching: a reply to Smith and Todd. *J Econ* 125:355–364
- Gerfin M, Lechner M (2002) Microeconomic evaluation of the active labour market policy in Switzerland. *Econ J* 112:854–893
- Gerhardt M, Larsen IM (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. *Wirtschaftsdienst* 86:794–800
- Hagen T, Fitztenberger B (2004) Mikroökonomische Methoden zur Ex-post-Evaluation. In: Hagen T, Spermann A (Hrsg) *Hartz-Gesetze – Methodische Ansätze zu einer Evaluierung*. Nomos, Baden-Baden, S 45–72
- Hamermesh DS (2000) The craft of labormetrics. *Ind Lab Relat Rev* 53:363–380
- Heckman JJ, LaLonde RJ, Smith JA (1999) The Economics and econometrics of active labor market programs. In: Ashenfelter O, Card D (eds) *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 (2009) Mikroökonomische Beschäftigungseffekte des Hamburger Modells zur Beschäftigungsförderung – Evaluation eines Kombilohns. *Schmollers Jb* 129:37–82
- Larsson L (2003) Evaluation of Swedish youth labor market programs. *J Human Res* 38:891–927
- Lechner M (1999) Earnings and employment effects of continuous off-the-job training in East Germany after unification. *J Bus Econ Stat* 17:74–90
- 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>, Abrufdatum: 14.8.2008
- Oi W (1962) Labor as a quasi-fixed factor. *J Pol Econ* 70:538–555
- Rosenbaum PR, Rubin DB (1985) Constructing a control group using multivariate matched sampling methods that incorporate the propensity score. *Amer Stat* 39:33–38
- Rässler S (2006) Der Einsatz von Missing Data Techniken in der Arbeitsmarktforschung des IAB. *Allg Stat Arch* 90:527–552