Mindestlohneffekte des Entsendegesetzes? - Eine Mikrodatenanalyse für die deutsche Bauwirtschaft

Marion KÖNIG
Joachim MÖLLER*

September 2007 – vorläufige Version

Zusammenfassung

Der vorliegende Aufsatz untersucht anhand von Mikrodaten aus der Beschäftigtenstatistik die Lohn- und Beschäftigungseffekte der Mindestlohnregelungen, die durch das Entsendegesetz für alle gewerbliche Arbeiter im deutschen Baugewerbe im Jahr 1997 in Kraft traten. Angewendet wird ein *Difference-in-Differences* Ansatz. Wir entwickeln einen Methode, die trotz fehlender Information über geleistete Arbeitsstunden eine Identifikation des Effekts erlaubt. Im Unterschied zu anderen Untersuchungen wird die Größe von Treatment- und Kontrollgruppe nicht exogen vorgegeben, sondern nach dem Maximum-Likelihood-Kriterium bestimmt. Unsere Ergebnisse zeigen für das Bauhauptgewerbe in Ostdeutschland einen positiven Lohn- und einen negativen Beschäftigungseffekt der Mindestlohnregelung. Für andere Bereiche (Bauhauptgewerbe West, Ausbaugewerbe Ost und West) lassen sich keine Auswirkungen auf die Lohnstruktur im Niedrigeinkommensbereich nachweisen. In diesen Bereichen ergeben sich positive Beschäftigungswirkungen, die allerdings nur in zwei Fällen (Bauhauuptgewerbe West, Ausbaugewerbe Ost) schwach signifikant sind.

Stichworte:

Mindestlöhne, Baugewerbe, Difference in Differences.

JEL-Klassifikation: J31, J38

*Wir möchten uns bei den TeilnehmerInnen des 6. Arbeitstreffen des Schwerpunktprogramms 1169 sowie des Ökonometrischen Seminars der Universität Regensburg ebenso wie bei Achim Schmillen für hilfreiche Kommentare und Anregungen zu einer Vorläuferversion dieses Papiers bedanken. Die Verantwortung für verbleibende Fehler liegt selbstverständlich bei den Autoren. Die Untersuchung entstand im Rahmen des Forschungsprojekts MO523/41 "Flexibilität der Lohnstruktur, Ungleichheit und Beschäftigung", das die Deutsche Forschungsgemeinschaft (DFG) im Rahmen ihres Schwerpunktprogramm 1169 (Flexibilisierungspotenziale bei heterogenen Arbeitsmärkten) finanziell fördert. Die im Aufsatz benutzten Daten wurden durch das Institut für Arbeitsmarkt- und Berufsforschung (IAB) zur Verfügung gestellt. Adresse der Autoren: Institut für Volkswirtschaftslehre einschl. Ökonometrie, Universität Regensburg, Universitätsstraße 31, 93053 Regensburg. E-Mail: marion.koenig@wiwi.uni-regensburg.de bzw. joachim.moeller@wiwi.uni-regensburg.de

1 Einleitung

Verglichen mit anderen OECD-Ländern wird in Deutschland eine intensive Debatte über die Einführung eines Mindestlohns erst seit relativ kurzer Zeit geführt. Die Positionen reichen dabei von einer strikten Ablehnung einer staatlichen Einflussnahme im Niedriglohnbereich bis hin zur Forderung einer allgemeinen gesetzlichen Lohnuntergrenze, die einen erheblichen Teil der abhängig Beschäftigten betreffen würde. Vorgeschlagene Zwischenformen sehen eine regionale, Branchen- oder Altersdifferenzierung bei der Festlegung des Mindestlohns vor. Nach den Kompromissbeschlüssen der Großen Koalition im Juni 2007 kann nun die Ausweitung des Entsendegesetzes, das branchenspezifische Mindestentgeltsätze für inländische und aus dem Ausland entsandte Arbeitnehmer ermöglicht, als wahrscheinlichste Umsetzung eines Mindestlohnkonzepts in Deutschland gelten.

Die wirtschaftspolitische wie akademische Kontroverse entzündet sich in erster Linie an den möglichen Beschäftigungswirkungen einer Mindestlohnreglung. Die theoretische Analyse führt, wie spätestens seit Card and Krueger (1995) bekannt ist, zu keiner eindeutigen Aussage. Auf der einen Seite steht die neoklassische Vorstellung des Arbeitsmarktes als Wettbewerbsmarkt. Auf einem solchen bringt ein Mindestlohn, der über dem Marktgleichgewichtslohn liegt, zwangsläufig Arbeitslosigkeit hervor. Auf der anderen Seite gehen Theorien, die Marktmacht der Arbeitgeber postulieren, von einer Entkoppelung von Lohn und Wertgrenzproduktivität aus. Firmen mit Monopsonmacht auf dem Arbeitsmarkt fragen im Verhältnis zur Wettbewerbssituation weniger Beschäftigung nach und zwingen die Arbeitnehmer auf die Angebotskurve. Ein Mindestlohn kann in einer solchen Situation bekanntlich einen Impuls zu mehr Beschäftigung geben, sofern er unterhalb des Marktgleichgewichtslohns bleibt. Kritiker dieser Theorie führen allerdings zu Recht an, dass die Vorstellung einer klassischen Monopsonsituation in der Realität kaum anzutreffen sein dürfte. Neuere Theorien (z.B. Manning (2003a), Manning (2003b)) halten am Grundgedanken des Monopson-Ansatzes, der Marktmacht des Arbeitgebers, fest. Diese Marktmacht wird aber völlig anders begründet als in der konventionellen Theorie. Je segmentierter, differenzierter und intransparenter der Arbeitsmarkt ist, so etwa Mannings Argument, desto dürftiger wird das für einen einzelnen Arbeitnehmer relevante Angebot an Jobs. In solchen "ausgedünnten" Segmenten des Arbeitsmarktes (*thin labour markets*)

können sehr wohl auch kleinere Unternehmen über Marktmacht verfügen. Sofern Marktzutrittskosten auf Seiten der Unternehmen nicht zu vernachlässigen sind und generell Unterbeschäftigung herrscht, ist von einer Verfestigung monopsonartiger Strukturen auszugehen.

Wegen der Ambivalenz der theoretischen Aussagen ist die Frage der Beschäftigungswirkung einer Mindestlohnregelung empirisch zu entscheiden. Eine umfangreiche internationale Literatur widmet sich diesem Thema. Besonders für die USA und das Vereinigte Königreich existieren sehr viele Studien, die die Auswirkungen von Mindestlöhnen beleuchten. Die meisten Untersuchungen haben positive Lohneffekte für Personen mit Löhnen am unteren Ende der Lohnverteilung zum Ergebnis. Bezüglich der Beschäftigungseffekte sind die Resultate hingegen uneinheitlich. Bis Anfang der neunziger Jahre wurden – meist unter Verwendung von Zeitreihenmodellen mit aggregierten Daten – vorwiegend negative Beschäftigungseffekte gefunden. Verbesserte Schätzmethoden sowie die Verwendung von Mikrodaten ließen zunehmend Zweifel an diesem Ergebnis aufkommen. Card and Krueger (1994), Card and Krueger (1995) und Card and Krueger (2000) für die USA, Machin and Manning (1994), Dickens and Draca (2005) und Stewart (2004) für England und Dolado et al. (1996) für Frankreich weisen in ihren Studien keine bzw. sogar signifikant positive Beschäftigungseffekte aus. Umgekehrt finden zum Beispiel Burkhauser et al. (2000) und Neumark and Wascher (2000) für die USA, Machin and Wilson (2004) and Machin et al. (2003) für England und Abowd et al. (1999) für Frankreich weiterhin negative Beschäftigungseffekte, die tendenziell allerdings schwächer sind als die in früheren Studien ausgewiesenen.[1] Festzuhalten bleibt also, dass die internationale empirische Literatur keine eindeutige Antwort im Hinblick auf ökonomische Effekte von Mindestlöhnen liefert. Vieles deutet darauf hin, dass die konkrete Ausgestaltung der Mindestlohnbedingungen sowie die herrschenden ökonomischen und institutionellen Rahmenbedingungen im jeweiligen Land ausschlaggebend für Wirkungsrichtung und Ausmaß der Mindestlohneffekte sind.

Als Basis für eine einschlägige Untersuchung in Deutschland bietet sich die Mindestlohnregelung für das Baugewerbe in Zusammenhang mit dem Arbeitnehme-

[1] Eine ausführliche Übersicht hierzu bieten insbesondere Brown (1999), Neumark and Wascher (2006) sowie Metcalf (2007).

rentsendegesetz von 1996 an.[2] Überraschenderweise gibt es noch keine empirischen Studien dazu. Ziel dieses Aufsatzes ist es, diese Lücke zu schließen, um die andauernde und teilweise ideologisch geführte Diskussion über die Einführung eines allgemeinen Mindestlohnes in Deutschland durch die wissenschaftliche Analyse eines Fallbeispiels zu versachlichen. Mit Hilfe von mikroökonometrischen Methoden soll dabei der Einfluss der Mindestlohneinführung 1997 im deutschen Baugewerbe auf das Lohnwachstum und die Weiterbeschäftigungswahrscheinlichkeit von Niedriglohnarbeitern bestimmt werden. Die Betrachtung erfolgt getrennt für das Bauhaupt- und das Ausbaugewerbe ebenso wie für West- und Ostdeutschland. Als Quasi-Experiment ist die branchenspezifische Mindestlohneinführung zur Untersuchung der ökonomischen Effekte gut geeignet, da Perioden vor und nach der Mindestlohneinführung mit Hilfe des *Difference-in-Differences* Ansatzes verglichen werden können. Verwendet werden dabei Mikrodaten aus der Beschäftigtenstatistik des IAB. Eine gewisse Komplikation ergibt sich aus dem Fehlen quantitativer Angaben über die geleisteten Arbeitsstunden in dieser Datenbasis. Als mögliche Lösung des Problems schlagen wir eine Abgrenzung zwischen der Gruppe der vom Mindestlohn Betroffenen und der Kontrollgruppe mit Hilfe eines Wahrscheinlichkeitsarguments vor.

Unsere Studie gliedert sich wie folgt. Der nächste Abschnitt beschreibt die Rahmenbedingungen der Mindestlohneinführung in Deutschland. In Abschnitt 3 wird die angewendete Methode dargestellt. Abschnitt 4 enthält die Datenbeschreibung. Bevor in Abschnitt 6 die Vorstellung und Diskussion der Ergebnisse erfolgt, widmet sich Abschnitt 5 der deskriptiven Evidenz. Eine Zusammenfassung der Ergebnisse sowie die daraus zu ziehenden Schlussfolgerungen finden sich in Abschnitt 7.

2 Die Rahmenbedingungen der Mindestlohneinführung in der Bauwirtschaft

Wie viele andere Branchen in Deutschland konnte sich auch die Bauwirtschaft der Internationalisierung nicht verschließen. Nicht nur Migrationsbewegungen und das Wachstum der Schattenwirtschaft, sondern auch Entsendungen von Arbeitnehmern aus Staaten der (erweiterten) EU, die teilweise erhebliche Lohn-

[2] Seit Juli 2007 gilt das Arbeitnehmerentsendegesetz auch für die Gebäudereinigerhandwerk.

kostenvorteile aufweisen, haben den Preisdruck auf die deutsche Bauwirtschaft verschärft. Als Konsequenz dieser Entwicklung wurde 1996 das aufgrund seiner „protektionistischen“ Motivation ordnungspolitisch nicht unumstrittene Gesetz über zwingende Arbeitsbedingungen bei grenzüberschreitenden Dienstleistungen (Arbeitnehmerentsendegesetz, AEntG)[3] mit der Mindestlohnregelung eingeführt. Damit sollten Umgehungen der deutschen Mindestarbeitsbedingungen und tatsächliche oder vermeintliche Wettbewerbsverzerrungen durch billigere ausländische Subunternehmer in der deutschen Baubranche eingedämmt werden. Bis dahin unterlagen die Subunternehmer nämlich nur den Regelungen ihres Heimatlandes. Das Gesetz verpflichtet nun die entsendenden Betriebe, den entsandten Beschäftigten die gleichen Arbeitsbedingungen zu garantieren, die im Gastland vorherrschen, und die für allgemeinverbindlich erklärten Tarifverträge in Bezug auf Mindestlohn- und Urlaubsregelungen anzuwenden.

Der von den Tarifparteien ausgehandelte Mindestlohn trat zum 01.01.1997 nach der Allgemeinverbindlicherklärung durch die Regierung in Kraft und war somit für alle inländischen und ausländischen Arbeiter[4] ebenso wie für sämtliche Firmen der Bauwirtschaft gültig, ohne dass es dabei auf eine Zugehörigkeit zu den Tarifparteien ankam.[5] Der Mindestentgeltsatz betrug 17 DM in den alten und 15,64 DM in den neuen Bundesländern. Nach weiteren Verhandlungen zwischen Gewerkschaft und Arbeitgeberverbänden im Laufe des Jahres 1997 kam es zu einer Revision dieser Sätze, in deren Folge der Mindestlohn zum 01.09.1997 in Westdeutschland auf 16 DM und in Ostdeutschland auf 15,14 DM fiel.

Das Gesetz sieht einschneidende Sanktionen bei Verstößen gegen das Entsendegesetz und somit auch den Mindestlohn vor. Grundsätzlich können Geldbußen bis zu einer Million DM verhängt werden, wobei jedoch davon auszugehen ist, dass nicht jeder Verstoß aufgedeckt wird und damit geahndet werden kann. Gerade die Bauwirtschaft gehört zu den am häufigsten von illegaler Beschäftigung betroffenen Sektoren. Auch Praktiken wie falsche Stundenangaben, um die Mindestlohnvor-

[3] Eine Entsenderichtlinie wurde Ende 1996 auf europäischer Ebene verabschiedet, die als Grundlage für die nationalen Gesetze dienen sollte.

[4] Ausgenommen sind neben den Angestellten auch Auszubildende; weitere Einschränkungen siehe unten.

[5] Die Rechtsverbindlichkeit des Mindestlohnes in der Baubranche folgt aus §1 Abs.1 und 3a AEntG in Verbindung mit §1 der Verordnung über zwingende Arbeitsbedingungen im Baugewerbe (BauArbbV).

gaben scheinbar einzuhalten, sind nicht auszuschließen. Eine Kontrolle, die der Bundesagentur für Arbeit und dem Zollamt obliegt, kann aufgrund der Unübersichtlichkeit von regionalen Zuständigkeiten und häufig wechselnden Arbeitsorten nur unvollkommen gewährleistet werden.

Zur Zeit des Inkrafttretens des Entsendegesetzes war die Baubranche statistisch in das Bauhauptgewerbe und das Ausbaugewerbe aufgeteilt. Diese Trennung soll hier beibehalten werden, da auch die in der Untersuchung verwendeten Daten (vgl. Abschnitt 4) entsprechend klassifiziert sind. Zu beachten ist, dass für alle dem Bauhauptgewerbe zugehörigen Firmen die obengenannten Mindestlohnsätze in strikter Form verbindlich waren, während es bei den Firmen des Ausbaugewerbes eine Reihe von Ausnahmen gab. So galten bzw. gelten spezielle Mindestlöhne beispielsweise für das Dachdeckerhandwerk, das Elektrohandwerk (bis 2003), das Maler- und Lackiererhandwerk (ab 2003) und das Abbruchgewerbe. Die Zuordnung einer Firma erfolgt dabei nach ihrer „Haupttätigkeit“, wobei die Klassifikation vermutlich gewisse Spielräume eröffnet. Die Uneinheitlichkeit der Regelungen für das Ausbaugewerbe könnte zu einer Verwässerung der Ergebnisse für diesen Wirtschaftszweig beitragen.

3 Schätzstrategie

3.1 *Difference-in-Differences* Ansatz

In der nachfolgenden Untersuchung sollen Effekte der Mindestlohneinführung auf das Lohnwachstum und die Weiterbeschäftigungswahrscheinlichkeit von Arbeitnehmern untersucht werden, die unter die Mindestlohnregelungen im Rahmen des Entsendegesetzes fallen. Aufgrund des zur Verfügung stehenden Paneldatensatzes und der Umstände der Mindestlohneinführung als „Quasi-Experiment“ bietet sich hier die Anwendung der *Difference-in-Differences* Methode an.[6] Um die Auswirkungen der Einführung einer Lohnuntergrenze auf die Betroffenen identifizieren zu können, wird eine Kontrollgruppe benötigt. Diese sollte aus Personen bestehen, die nicht von den Mindestlohnregelungen tangiert sind, ansonsten aber möglichst

[6] Siehe Angrist and Krueger (1999) oder Heckman et al. (1999) für eine detaillierte Darstellung und Diskussion dieser Schätzmethodik.

gleiche Eigenschaften bzw. Beschäftigungsbedingungen wie die Betroffenen aufweisen, so dass die Annahme gerechtfertigt erscheint, dass sich ohne Mindestlohneinführung Löhne und Beschäftigung beider Gruppen gleich entwickelt hätten. Es liegt auf der Hand, – wie auch in der Literatur üblich, – als Kontrollgruppe Arbeitnehmer zu wählen, deren Verdienste zwar oberhalb des Mindestlohnniveaus liegen, jedoch nicht allzu weit davon entfernt sind.

Die *Difference-in-Differences* Methode vergleicht den Zustand der betroffenen Gruppe (*Treatmentgruppe*) mit dem Zustand der Kontrollgruppe jeweils vor und nach der Mindestlohneinführung. Formal kann dies als Differenz zweier Differenzen dargestellt werden:

$$\delta = \left(y_2^{T=1} - y_1^{T=1}\right) - \left(y_2^{T=0} - y_1^{T=0}\right). \tag{1}$$

T ist hier eine (0,1) Dummy-Variable und bezeichnet die Gruppenzugehörigkeit ($T = 1$ für die Treatment- und $T = 0$ für die Kontrollgruppe). Die erste Differenz entspricht der Veränderung im Zustand der Treatmentgruppe vor (Periodenindex=1) und nach der Mindestlohneinführung (Periodenindex=2). Die zweite gibt diese Veränderung für die Kontrollgruppe in diesem Zeitraum an. Aus der Differenz errechnet sich dann der reine Treatmenteffekt des Mindestlohnes, δ.

Ein einfacher *Difference-in-Differences* Ansatz zur Schätzung von δ hat die Form

$$y_{it} = \alpha + \beta T_i + \gamma t_i + \delta(T_i t_i) + \varepsilon_{it}, \tag{2}$$

wobei α die Konstante darstellt. Der Koeffizient β gibt den für die Treatmentgruppe spezifischen Effekt an und trägt somit fixen Gruppeneffekten Rechnung, wohingegen γ den zeitspezifischen Effekt bezeichnet. Dabei wird unterstellt, dass der zugrunde liegende Zeittrend sich für die beiden Gruppen nicht unterscheidet. Die Voraussetzung des Ansatzes wäre also verletzt, wenn ohne Mindestlohneinführung die Entwicklung der Zustände in der Treatmentgruppe und der Kontrollgruppe nicht parallel verlaufen würde.[7] Eine weitere Annahme dieses Ansatzes besteht darin, dass die Mindestlohneinführung keine Effekte auf die Kontrollgruppe hat. Der Fehlerterm der Modells mit den gewöhnlichen Eigenschaften wird mit ε_{it} bezeichnet. Der Koeffizient der Interaktionsterms δ bildet den wahren Interaktionseffekt ab und entspricht dem Ergebnis aus Gleichung (1).

[7] Naturgemäß lässt sich diese Grundannahme nicht testen.

3.2 Die Problematik der fehlenden Stundenvariable

Typischerweise wird in der Literatur ein Vergleich zwischen dem individuellen Stundenlohn in der Periode vor der Mindestlohneinführung mit dem in der darauffolgenden Periode in Kraft getretenen Mindestlohn angestellt, um so die Gruppe, die dem Mindestlohn unterliegt, also die Treatmentgruppe, identifizieren zu können.[8] Wie bereits in der Einleitung erwähnt, enthält der hier verwendete Datensatz zwar qualitative Information über die Arbeitszeit (Teilzeit, Vollzeit), jedoch keine quantitativen Angaben über geleistete Arbeitsstunden und somit auch nicht über den Stundenlohn. Die übliche empirische Methode zur Untersuchung von Mindestlohneffekten kann hier nur dann angewendet werden, wenn dieselbe Anzahl an tatsächlich geleisteten Arbeitsstunden für alle Arbeiter im Baugewerbe unterstellt wird. Obwohl uns bewusst ist, dass gerade die tatsächlichen Arbeitszeiten im Baugewerbe mit seinen branchenspezifischen Besonderheiten - zum Beispiel der starken Wetter- und Konjunkturabhängigkeit - schwanken, soll diese Annahme zunächst getroffen werden. Die Erwartung ist, dass in gewissem Ausmaß eine Fehlzuordnung von Personen zur Treatment- bzw. Kontrollgruppe aufgrund der hier nicht berücksichtigen individuellen Stundenvariation die Unterschiede zwischen beiden Gruppen abschwächt, aber nicht vollständig beseitigt. In einem zweiten Ansatz soll dann die Robustheit des Ergebnisses überprüft werden, indem die Kontamination der Gruppeneinteilung aufgrund der Datensituation im Schätzansatz berücksichtigt wird. Im Folgenden soll der Sachverhalt der fehlenden Stundenvariable genauer modelliert werden.

Der fiktive Stundenlohn, W_{it}^*, stellt die Bezahlung pro Stunde dar, die ein Arbeiter erhielte, wäre kein Mindestlohn eingeführt worden. Als Bedingung, dass ein Individuum i zum Zeitpunkt t unter das Mindestlohnregime fällt, muss

$$W_{it}^* \leq W_t^{min} \tag{3}$$

erfüllt sein, wobei W_t^{min} den zum Zeitpunkt t gültigen Mindestlohn bezeichnet. Der fiktive Tageslohn Y_{it}^* ergibt sich aus $Y_{it}^* = W_{it}^* H_{it}^*$, wobei H_{it}^* den beim Lohnsatz W_{it}^* kalendertäglich gearbeiteten Stunden entspricht. Die Bedingung, vom Mindestlohn betroffen zu sein, kann folgendermaßen umgeschrieben werden:

$$Y_{it}^* \leq W_t^{min} H_{it}^*. \tag{4}$$

[8] Vergleiche hierfür u.a. Stewart (2004).

Für das weitere Vorgehen sind mehrere Annahmen zu treffen:

A1: Die Einführung des Mindestlohns hat keine Auswirkung auf die gearbeiteten Stunden: $H_{it}^* = H_{it}$.

A2: Die gearbeiteten Stunden pro Tag lassen sich durch

$$H_{it} = \tilde{C} + \bar{H}_t + \tilde{\eta}_{it} \tag{5}$$

beschreiben. Hierbei bezeichnet $\bar{H}_t$ die Normalarbeitszeit, d.h. die vertraglich vereinbarten Arbeitsstunden einschließlich der durchschnittlichen Überstunden pro Tag. Die Normalarbeitszeit kann aus verfügbaren Statistiken entnommen werden.[9] Die Konstante $\tilde{C}$ trägt einem möglichen systematischen Fehler in der Erfassung der tatsächlichen Arbeitszeiten Rechnung, und die individuelle Variation in den Tagesarbeitsstunden sowie potenzielle Messfehler werden durch den Fehlerterm $\tilde{\eta}_{it}$ mit $\mathrm{E}(\tilde{\eta}_{it}) = 0$ und $\mathrm{Var}(\tilde{\eta}_{it}) = \sigma_{\tilde{\eta}}^2$ abgefangen.

Beachtung von A1 und Einsetzen von (5) in (4) ergibt

$$\begin{aligned} Y_{it}^* \leq W_t^{min} H_{it} &= W_t^{min}(\tilde{C} + \bar{H}_t + \tilde{\eta}_{it}) \\ &= C + \bar{Y}_t^{min} + \eta_{it}. \end{aligned} \tag{6}$$

Hierbei ist $\bar{Y}_t^{min} := \bar{H}_t W_t^{min}$ das Tagesentgelt eines Mindestlohnempfängers bei Normalarbeitszeit, für die Konstante gilt $C := \tilde{C} W_t^{min}$ und für den Fehlerterm $\eta_{it} := W_t^{min} \tilde{\eta}_{it}$.

Ferner sei definiert $Z_{it} := \left(Y_{it}^* - \bar{Y}_t^{min} - C\right)/\sigma_\eta$, wobei σ_η die Standardabweichung des Fehlerterms bezeichnet. Es sei Z_{it} die Realisation einer Zufallsvariablen Z mit kumulierter Dichtefunktion $F(z)$. Die Wahrscheinlichkeit, dass ein Individuum i im Zeitpunkt t dem Mindestlohnregime unterliegt, lässt sich berechnen als

$$\pi_{it}^{min} = \Pr\left(Z < 0 | z = Z_{it}\right) = 1 - F\left(Z_{it}\right). \tag{7}$$

Falls beispielsweise Y_{it}^* sehr klein (groß) ist, so wird auch Z_{it} klein bzw. groß sein. In ersten Fall geht dann die Wahrscheinlichkeit, dem Mindestlohnregime zu unterliegen, gegen eins, im zweiten gegen null.

Eine weitere Annahme bezieht sich auf die Verteilung von Z.

[9] Vergleiche hierzu Tabelle 1.

A3: Zusätzlich zu A1 und A2 folgt die Zufallsvariable Z einer Standardnormalverteilung.

Soweit über die Verteilung der tatsächlich gearbeiteten Stunden keine nähere Information vorliegt, erscheint uns diese Annahme als gerechtfertigt. Alternativ kann eine weitergehende Annahme getroffen werden:

A4: Zusätzlich zu A1 und A2 gilt, dass die Arbeitszeit von vollzeitbeschäftigten Arbeitnehmern nicht individuell differiert.

A4 impliziert, dass der Fehlerterm in (6) verschwindet: $\eta_{it} = 0$ für alle i und t.

Wird in einem statischen Modell ein generelles Lohnwachstum vernachlässigt, so kann die naturgemäß in der Realität nicht beobachtbare Differenz $Y_{it}^* - \bar{Y}_t^{min}$ durch die Differenz zwischen dem beobachteten Verdienst in der Vorperiode, $Y_{i,t-1}$, und dem Verdienst bei unterstelltem Mindestlohn in der aktuellen Periode, $\bar{Y}_t^{min}$, ersetzt werden. In einem dynamischen Umfeld, wie es der *Difference-in-Differences* Ansatz erfordert, ist es erforderlich, den Mindestlohn mit Hilfe der durchschnittlichen Jahreswachstumsrate in die jeweilige Periode vor dessen Einführung hineinzuprojizieren.

3.3 Schätzansatz

Im Folgenden soll der Einfachheit halber zunächst von der Annahme A4 ausgegangen werden. In diesem Ansatz ist die Konstante C unbekannt. Liegt C fest, so kann der obere Wert für die Tagesentgelte, Y_t^T, berechnet werden, der die Treatmentgruppe von der Kontrollgruppe trennt. Offen wäre dann noch die Festlegung der Kontrollgruppe. Konkret ist ein kritischer Wert, Y_t^K, zu bestimmen, der die Kontrollgruppe von den übrigen Beobachtungen abgrenzt. Zusammenfassend ergibt sich für die Zuordnung:

$$\begin{aligned} Y_{i,t-1} \leq Y_{t-1}^T = C + \bar{Y}_{t-1}^{min} &\quad \rightarrow \quad \text{Treatmentgruppe in Periode } t \\ Y_{t-1}^T < Y_{i,t-1} \leq Y_{t-1}^K &\quad \rightarrow \quad \text{Kontrollgruppe in Periode } t \\ Y_{i,t-1} > Y_t^K &\quad \rightarrow \quad \text{Restgruppe in Periode } t. \end{aligned}$$

Die Unbekannten C (bzw. Y_t^T) und Y_t^K lassen sich mit Hilfe eines Maximum-Likelihood-(ML-)Verfahrens schätzen.[10]

Es sollte darauf hingewiesen werden, dass aufgrund der fehlenden Informationen über die Arbeitsstunden die Annahme der *Difference-in-Differences* Methode verletzt wird, derzufolge eine Mindestlohneinführung keine Effekte auf die Kontrollgruppe hat. Mit einer bestimmten Wahrscheinlichkeit unterliegen auch die Individuen außerhalb der Treatmentgruppe dem Mindestlohnregime. Dieser Sachverhalt wird im vereinfachten Ansatz zur Gruppenunterteilung auf Basis von A4 vernachlässigt. Signifikante Effekte sollten aber auch in diesem Fall sichtbar sein, wenn für eine genügend hohe Anzahl von Beobachtungen die Wahrscheinlichkeit einer bestimmten Gruppenzugehörigkeit ausreichend groß ist.

Wird die weniger einschränkende Annahme A3 gewählt, so ist als zusätzlicher Parameter die unbekannte Größe σ_η zu schätzen. Ist diese ermittelt, so lässt sich für jede individuelle Beobachtung eine Wahrscheinlichkeit errechnen, mit der die betreffende Person unter das Mindestlohnregime fällt bzw. der Kontrollgruppe angehört. Auf dieser Basis ist dann eine gewichtete Schätzung vorzunehmen, die die individuellen Wahrscheinlichkeiten der Gruppenzugehörigkeit berücksichtigt. Die Ergebnisse für die Schätzung unter der Annahme A3 können dann zur Beurteilung der Robustheit des einfachen Ansatzes herangezogen werden.

Für die Untersuchung des Lohnwachstums wurden nur Beobachtungen von Individuen verwendet, die zum Stichtag 30. Juni in den Jahren 1994, 1995, 1996 und 1997 beschäftigt waren. In den *Difference-in-Differences* Ansatz fließen somit die Lohnwachstumsraten zwischen 1994/ 1995 und 1995/ 1996 sowie 1996/ 1997 ein, wobei sich die letztere auf den Zeitraum bezieht, in dem der Mindestlohn eingeführt wurde.[11]

[10] Aufgrund von Diskontinuitäten in der Likelihood-Funktion wurde für die Optimierung ein *Grid-Search*-Ansatz gewählt.

[11] Die Lohnwachstumsraten wurden um die Beschäftigungsdauer korrigiert. Ebenso wurde der Mindestlohn von 1997 mit Korrektur um das mittlere Lohnwachstum in das Jahr 1996 hineinprojiziert (vergleiche Abschnitt 3.2). Für die Schätzung wurde jeweils ein Prozent der Beobachtungen mit den niedrigsten und den höchsten Lohnwachstumsraten nicht berücksichtigt, um Verzerrung durch Ausreißer zu vermeiden. Des Weiteren wurden Individuen mit Löhnen oberhalb der Bemessungsgrenze aus dem Datensatz entfernt. Vergleiche hierzu Abschnitt 4.

Der Ansatz für die Lohngleichung lässt sich formal wie folgt darstellen:

$$\begin{aligned}\Delta \ln Y_{it} &= \boldsymbol{X}_{it}\boldsymbol{\beta} + \alpha_1 DT_{it} + \alpha_2 DR_{it} + \alpha_3 D97_{it} + \\ &\quad + \alpha_4 DTD97_{it} + \alpha_5 D95_{it} + \alpha_6 WZ1_{it} + \alpha_7 WZ2_{it} + \\ &\quad + \alpha_8 WZ1_{i,t-1} + \alpha_9 WZ2_{i,t-1} + \varepsilon_{it}. \end{aligned} \tag{8}$$

Die Dummy-Variable DT (DR) nimmt den Wert 1 an, wenn das Individuum i der Treatmentgruppe (bzw. der Restgruppe) zugeordnet wird, andernfalls 0. Die Kontrollgruppe fungiert hier als Referenzgruppe. Während $\boldsymbol{X}_{it}$ einen Zeilenvektor mit Kontrollvariablen darstellt, zeigt die (0,1) Dummy-Variable $D97_{it}$ den Einfluss des Jahres 1997, das Jahr der Mindestlohneinführung, auf. Da gerade das Baugewerbe von saisonalen Beschäftigungsschwankungen betroffen ist, wurden in den Schätzansatz noch Variablen eingefügt, die für die Winterarbeitszeit kontrollieren sollen. Die Variablen $WZ1$ und $WZ2$ geben jeweils die individuelle Dauer der Beschäftigung in den Wintermonaten Januar bis März bzw. November bis Dezember wieder, sie sind somit ein Indikator für die Kontinuität des Beschäftigungsverhältnisses. Gleichung (8) enthält $WZ1$ und $WZ2$ als verzögerte und unverzögerte Werte. Zum einen sollen die Variablen besondere Effekte auf das Lohnwachstum für Arbeiter abfangen, die auch während der Winterarbeitszeit beschäftigt waren, zum anderen den Wirkungen gesetzlicher Regelungen in Bezug auf Winterarbeit bzw. zur Vermeidung von Winterarbeitslosigkeit gerecht werden.

Der Einfluss des Mindestlohnes auf das Lohnwachstum der Treatmentgruppe wird durch den *Difference-in-Differences* Schätzer α_4 wiedergegeben. Unter der Annahme eines allgemeinverbindlichen Mindestlohnes würde man im Jahr 1997 für die Treatment-Gruppe ein höheres Lohnwachstum als für die Kontrollgruppe erwarten, da der Lohn der von der Einführung betroffenen Gruppe stärker steigen muss, um die neue gesetzliche Untergrenze zu erreichen. Ist der Koeffizient α_4 signifikant positiv, so weisen die Löhne der Personen in der Treatmentgruppe aufgrund der Mindestlohneinführung im Jahr 1997 tatsächlich eine höhere Steigerungsrate auf.

Der Effekt der Mindestlohneinführung auf die Beschäftigung wird gemessen an der Weiterbeschäftigungswahrscheinlichkeit eines Individuums i in Abhängigkeit von seiner Gruppenzugehörigkeit. Es wird also die konditionale Wahrscheinlich-

keit berechnet, dass ein zum Zeitpunkt $t-1$ beschäftigtes Individuum i der Treatmentgruppe auch noch zum Zeitpunkt t beschäftigt ist. Dafür wurde der Beschäftigungsstatus zum Stichtag 30. Juni herangezogen.[12] Das dafür verwendete Logit-Modell hat folgende Form:

$$\begin{aligned} P\left(e_{it}=1|e_{i,t-1}=1\right) &= \Lambda\left[\boldsymbol{X}_{it}\boldsymbol{\beta}+\alpha_1 DT_{it}+\alpha_2 DR_{it}+\right. \\ &\quad +\alpha_3 D97_{it}+\alpha_4 DTD97_{it}+\alpha_5 D95_{it}+ \\ &\quad \left.+\alpha_6 WZ1_{i,t-1}+\alpha_7 WZ2_{i,t-1}+\varepsilon_{it}\right], \end{aligned} \tag{9}$$

wobei e_{it} den Beschäftigungsstatus des Individuums i zum Zeitpunkt t angibt. Die Variable nimmt bei Beschäftigung den Wert 1 an, bei Arbeitslosigkeit hingegen den Wert 0.[13] Eine Antwort auf die Frage, ob ein Individuum in der Treatmentgruppe durch den Mindestlohn einem höherem Risiko ausgesetzt ist, den Arbeitsplatz zu verlieren, gibt der marginale Effekt des Koeffizienten α_4, der den *Difference-in-Differences* Schätzer darstellt.

Der marginale Effekt des Interaktionsterms $IE(\alpha_4)$ bei zwei binären interagierten Variablen wird durch doppelte Differenzenbildung berechnet:

$$\begin{aligned} IE\left(\alpha_4\right) &= \left[\Lambda\left(DT=1,D97=1\right)-\Lambda\left(DT=1,D97=0\right)\right]- \\ &\quad -\left[\Lambda\left(DT=0,D97=1\right)-\Lambda\left(DT=0,D97=0\right)\right], \end{aligned} \tag{10}$$

wobei Λ die kumulative Verteilungsfunktion der logistischen Funktion darstellt. Hierbei wird ersichtlich, dass das Vorzeichen des gesamten marginalen Effekts von dem des geschätzten Koeffizienten des Interaktionsterms aufgrund der nichtlinearen Transformation und somit der Abhängigkeit von allen anderen Regressoren abweichen kann. Die zu den individuellen Interaktionseffekten gehörigen Standardfehler werden mit Hilfe der Deltamethode ermittelt. Für weitere Details zur Berechnung des Interaktionseffekts sei auf Ai and Norton (2003) und Norton et al. (2004) verwiesen.

[12] Betrachtet wurden nur Personen, die auch zum 30. Juni des jeweiligen Vorjahres beschäftigt waren.

[13] Die Variablen $WZ1$ und $WZ2$ wurden hier nur verzögert in den Schätzansatz aufgenommen, um ein Endogenitätsproblem zu vermeiden.

4 Beschreibung des Datensatzes

Als Datengrundlage für die vorliegende Untersuchung dient die IAB-Regionalstichprobe 1975-2001 (IABS-R01), eine zweiprozentige Stichprobe aller Beschäftigten, die in diesem Zeitraum mindestens einmal als sozialversicherungspflichtig bei der Bundesagentur für Arbeit (BA) gemeldet waren.[14] Basierend auf der seit 1973 existierenden Meldepflicht aller sozialversicherungspflichtiger Beschäftigter durch den Arbeitgeber an die Sozialversicherungsträger sind sowohl Meldungen zu Beginn und am Ende eines jeden Jahres, als auch Veränderungen im Beschäftigtenstatus innerhalb eines Jahres tagesgenau in den Daten enthalten. Gemeldet werden müssen also auch Jobwechsel, Kündigungen oder Entlassungen. Falsche Angaben ziehen rechtliche Maßnahmen nach sich, weswegen die Daten als sehr verlässlich gewertet werden können. Somit kann die Beschäftigtenhistorik eines Arbeiters mit Zeiten der sozialversicherungspflichtigen Beschäftigung und Zeiten von Arbeitslosigkeit nachgezeichnet werden.[15] In den Daten erfasst sind Arbeiter, Angestellte und Auszubildende, nicht jedoch Beamte, Selbstständige und mithelfende Familienmitglieder.

Das Regionalfile umfasst u. a. sowohl individuelle Informationen zum Geschlecht, Alter, zur Nationalität, dies allerdings nur für Beschäftigte in Westdeutschland, zur Schul- und Berufsausbildung, zum Beruf, zur Stellung im Beruf, zum Beginn und Ende des Beschäftigungsverhältnisses, zum Tagesbruttoentgelt bzw. bei Arbeitslosigkeit zu den Lohnersatzleistungen und zur Dauer des Bezugs. Enthalten sind ferner Informationen zum Arbeitgeber wie dessen Wirtschaftszweig und regionaler Standort. Unterschieden werden kann zwischen Voll- und Teilzeittätigkeiten. Nicht verfügbar sind dagegen, wie oben schon erwähnt, quantitative Angaben zur Arbeitszeit.

Als weiteres Charakteristikum des Datensatzes muss angeführt werden, dass das Tagesbruttoentgelt nur bis zur Beitragsbemessungsgrenze für Sozialversicherungsbeiträge dokumentiert ist. Darüber liegende Tageslöhne werden somit nicht mehr exakt aufgeführt, sondern mit der Bemessungsgrenze zensiert, was bei ei-

[14] Für weitere Ausführungen zu diesem Datensatz sei hier auf Bender et al. (2000) und Bender et al. (1996) verwiesen.

[15] Zeiten von Arbeitslosigkeit werden nur bei Anspruch auf Arbeitslosenunterstützung erfasst. Entfällt dieser Anspruch, so können Zeiten von Arbeitslosigkeit nicht von Zeiten des freiwilligen Rückzugs aus dem Arbeitsmarkt unterschieden werden.

ner Mindestlohnuntersuchung für Arbeiter kein quantitativ bedeutendes Problem darstellt.[16] Nicht in den Daten enthalten sind Informationen über entsandte Arbeiter aus anderen Ländern, vor denen das Entsendegesetz deutsche Arbeiter im Baugewerbe protektionieren sollte. Es können somit keine Angaben über Mindestlohneffekte für Entsandte getroffen werden.

Für die nachfolgende Untersuchung wurden nur Beobachtungen von Arbeitern im Bauhauptgewerbe und Ausbaugewerbe im Alter zwischen 20 und 60 Jahren verwendet. Frauen, die in der Gruppe der Arbeiter im Baugewerbe eine nur sehr geringe Rolle spielen, wurden aufgrund von Instabilitäten in den Beschäftigungsverhältnissen und einer höheren Variabilität der individuellen Arbeitzeiten nicht mit in die Analyse einbezogen. Ebenfalls ausgeschlossen wurden neben den Angestellten Auszubildende, Teilzeitarbeiter und Heimarbeiter. Des Weiteren wurden nur Beobachtungen in einer Zeitspanne vor und nach der Einführung des Mindestlohnes, nämlich 1994 bis 1997, untersucht.[17]

5 Deskriptive Evidenz

Die Tabellen 2 und 3 stellen die Entwicklung der unteren Dezile der Lohnverteilung und ihr Verhältnis zum Mindestlohn jeweils für Bauhaupt- und Ausbaugewerbe in den Jahren 1994 bis 1999 dar.[18] Das Wachstum des Medianlohnes im Bauhauptgewerbe im Beobachtungszeitraum beträgt im Westen ca. 6%, im Osten hingegen über 8%. In beiden Teilen des Landes sind die höchsten Wachstumsraten im untersten Dezil (D1) zu verzeichnen, während sie für höheren Dezile fast monoton abfallen. Dies deutet auf Lohnkompression in der Verteilung hin. Auffällig dabei ist, dass im Westen die Löhne des untersten Dezils um ca. 9% gestiegen sind, also um 3 Prozentpunkte mehr als der Medianlohn. Im Osten übersteigt die Wachstumsrate des untersten Dezils die des Medianlohns um den Faktor 2. Angesichts dieser Zahlen lässt sich festhalten, dass eine sehr viel stärkere Lohnkompression im unteren Teil der Verteilung in Ostdeutschland Mitte

[16] Betroffen sind in unserer Stichprobe nur eine geringe Anzahl von Personen in der Restgruppe. Diese wurden aus der Analyse ausgeschlossen.

[17] Vergleiche Abschnitt 3.

[18] Die enthaltenen Stundenlöhne wurden auf Basis der in Tabelle 1 aufgeführten tariflichen Arbeitszeit einschließlich der Überstundenkomponente berechnet.

der neunziger Jahre stattfand, als das in Westdeutschland der Fall war. Eine etwas andere Situation stellt sich für das Ausbaugewerbe dar. In den alten Bundesländern ist kein Unterschied in den Wachstumsraten der unteren Dezile über den Zeitraum von 1994 bis 1999 zu erkennen, die jeweils um 11% liegen. Eine vergleichbare Lohnsteigerungsrate ist auch für das erste Dezil in Ostdeutschland ersichtlich, während der Medianlohn dort nur um etwa 8% ansteigt. Auch im Ausbaugewerbe der neuen Bundesländer gibt es im Beobachtungszeitraum somit Anzeichen einer Lohnkompression.

Bei der Betrachtung der Jahreswachstumsraten der Löhne für die verschiedenen Dezile lassen sich tarifvertragliche Einflüsse in den Wirtschaftszweigen erkennen. Die Lohnwachstumsraten steigen nach Inkrafttreten eines neuen Tarifvertrages (fast) immer gleichmäßig über alle Dezile hinweg an. Im Jahr der Mindestlohneinführung 1997 treten in beiden Regionen für das Ausbaugewerbe und für das Bauhauptgewerbe im Westen geringe Wachstumsraten auf, die zwischen -1% und $+1\%$ schwanken. Eine Ausnahme bildet das Bauhauptgewerbe in den neuen Bundesländern. Hier steigen die Stundenlöhne für das erste Dezil um 6,4%, was als Indiz für die Wirkung des Mindestlohnes gewertet werden könnte. Auch das zweite Dezil weist eine für dieses Jahr überdurchschnittliche Wachstumsrate auf. Betont werden sollte, dass die Wachstumsrate für das erste Dezil die höchste aller hier aufgeführten Werte ist.

Weiterhin enthalten die Tabellen 2 und 3 Angaben über die Höhe des Mindestlohnes, dessen Höhe in Prozent des Medianlohnes und als Perzentil der Lohnverteilung des Vorjahres, was als Indikator für das Ausmaß der Betroffenheit von der Mindestlohnregelung zu werten ist. Hier tritt ein deutlicher Ost-West-Unterschied hervor. In Westdeutschland beträgt der Mindestlohn im Jahr 1997 je nach Wirtschaftszweig 63 bzw. 66% des Medianlohnes, dem Mindestlohnregime unterliegen demnach nur 4 bzw. 3% der Lohnverteilung. Im Gegensatz dazu erreicht der Mindestlohn in Ostdeutschland 82 bzw. 90% des Medianlohns. Gemessen an den Löhnen des Vorjahres liegen die Verdienste von ca. 18 bzw. 28% der gewerblichen Arbeitnehmer unterhalb des eingeführten Mindestlohns.[19]

[19] Der Anteil der Personen mit Löhnen unterhalb der Mindestlohngrenze geht für das Bauhauptgewerbe in Ostdeutschland von 18% im Jahre 1997 auf 9% (1998) bzw. 6% (1999) zurück. Dies könnte auf die Wirksamkeit des Mindestlohnes hindeuten. Im Ausbaugewerbe fällt dieser Rückgang deutlich geringer aus. Die Veränderungen in den alten Bundesländern sind hingegen marginal.

Abbildung 1 stellt Kerndichteschätzungen für die Tagesentgeltverteilung der beiden Regionen und Branchen in den Jahren 1996 und 1997 dar. Auch hier zeigen sich nur geringe Veränderungen in der Lohnverteilung sowohl im gesamten Ausbaugewerbe als auch im Bauhauptgewerbe West. Im Bauhauptgewerbe Ost ist allerdings eine Reaktion der Löhne zu erkennen. Die Verteilung wird auf der linken Seite steiler, d.h. die Masse im linken Flügel reduziert sich und häuft sich bei höherem Entgelt wieder an, wohingegen in der rechten Hälfte der Verteilung keine Änderung zu beobachten ist.

Ein Vergleich der Lohnwachstumsraten nach Perzentilen der Lohnverteilung, bereinigt um das Medianwachstum, von 1995 und 1996 mit 1996 und 1997, welche die Mindestlohneinführung umschließt, findet sich in Abbildung 2. Generell ergeben sich mit steigenden Perzentilen fallende Kurven, d.h. dass die Lohnwachstumsraten umso geringer sind, je höher die Position in der Lohnverteilung in der Vorperiode war. Dieser negative Zusammenhang belegt für unsere Daten das bekannte *reversion-to-the-mean*-Phänomen.

Bezüglich der Entwicklung der Lohnwachstumsraten bestätigen sich größtenteils die oben bereits geschilderten Sachverhalte. In Westdeutschland lassen sich weder für das Bauhaupt- noch für das Ausbaugewerbe Effekte des Mindestlohnes auf die unteren Perzentile der Lohnverteilung erkennen. Gut sichtbar sind diese allerdings im Bauhauptgewerbe Ost. Die Lohnwachstumsraten im Jahr 1997 sind für etwa die ersten beiden Dezile der Lohnverteilung deutlich höher als in den Jahren 1995 und 1996. Bei dieser Betrachtungsweise zeichnet sich auch ein möglicher Lohneffekt für das Ausbaugewerbe Ost ab. Dies gilt allerdings nicht für die untersten Perzentile, deren Wachstumsrate im Jahr 1996 noch über der von 1997– möglicherweise aufgrund von erratischen Einflüssen – liegt. Zwischen ca. dem fünften und dem zwanzigsten Perzentil dreht sich dieses Verhältnis deutlich um.

Bezüglich der deskriptiven Evidenz der Lohnentwicklung lässt sich zusammenfassend sagen, dass in Ostdeutschland zur Zeit des Inkrafttretens des Entsendegesetzes deutlich mehr Arbeiter im Niedriglohnbereich eine überdurchschnittliche Lohnsteigerung erfahren haben, als das in Westdeutschland der Fall war. Dies gilt für beide der hier betrachteten Wirtschaftszweige, besonders aber für das Bauhauptgewerbe. In Westdeutschland erlaubt der deskriptive Befund kei-

ne eindeutigen Aussagen über die Auswirkung der Mindestlohnregelung auf das Lohnwachstum. Dies mag auch an der geringen Betroffenheitsquote liegen, die sich ebenfalls in der „niedrigen“ Höhe der Mindestlohnes im Verhältnis zum Medianlohn widerspiegelt.

Die Weiterbeschäftigungswahrscheinlichkeit in Abhängigkeit von der Höhe des Tagesentgeltes, wie in Abbildung 3 dargestellt, soll einen Eindruck möglicher Effekte des Mindestlohnes auf die Beschäftigungssituation vermitteln. Dabei sind in den Diagrammen die Verläufe von 1995 bis 1997 abgetragen. Wie übereinstimmend aus allen Teilgrafiken hervorgeht, sind die Beschäftigungsverhältnisse im Niedriglohnbereich generell offenbar deutlich prekärer als die im mittleren oder oberen Bereich der Lohnverteilung. Im Vergleich der einzelnen Jahre zeigen sich Gemeinsamkeiten, aber auch Unterschiede. Beginnend mit dem Bauhauptgewerbe in Ostdeutschland liegen dort bis zu einem Tagesentgelt von ca. 95 DM die Weiterbeschäftigungswahrscheinlichkeiten für 1997 deutlich unter denen der Jahre 1995 und 1996, wohingegen bei höheren Tagesentgelten keine größeren Differenzen mehr festgestellt werden können. Dies kann als ein erster Hinweis auf einen möglichen Beschäftigungseffekt des Mindestlohns interpretiert werden. Für das Bauhauptgewerbe im Westen liegen hingegen die Kurven der Weiterbeschäftigungswahrscheinlichkeiten im gesamten Bereich der Verteilung fast passgenau übereinander. Keine klaren Aussagen über Beschäftigungseffekte im Jahr 1997 lassen sich generell auch für das ost- und westdeutsche Ausbaugewerbe treffen. Die berechneten Weiterbeschäftigungswahrscheinlichkeiten erscheinen in diesem Sektor aufgrund der geringeren Fallzahlen erratischer als für das Bauhauptgewerbe. Festzuhalten ist jedoch, dass die Linie für das Jahr 1997 in keinem Bereich die für die beiden anderen Jahre deutlich unterschreitet.

6 Schätzergebnisse

Zunächst sollen die Ergebnisse geschildert werden, die unter Annahme A4 ermittelt wurden. Bevor wir die Lohn- und Beschäftigungsschätzungen für die beiden Wirtschaftszweige und Regionen näher erläutern, ist auf die Resultate zur Bestimmung der Gruppengrößen bzw. der kritischen Entgeltwerte nach dem ML-

Kriterium[20] einzugehen (siehe Tabelle 4). Hierbei ist erwähnenswert, dass das angewandte Verfahren die Treatmentgruppe für das Bauhauptgewerbe Ost fast genau dort abtrennt, wo auch anhand der deskriptiven Analyse eine Grenze der Mindestlohnbetroffenheit gezogen werden würde (vgl. Tabellen 2 und 3). So entspricht Tabelle 2 zufolge der Mindestlohn dem 18. Perzentil der Lohnverteilung des Vorjahres.

Die Größe der Treatmentgruppe nach dem ML-Kriterium für die anderen drei Bereiche liegt zwischen etwa 11% (Bauhauptgewerbe West und Ausbaugewerbe Ost) und 20% (Ausbaugewerbe West). Diese Werte stimmen mit der deskriptiven Evidenz hingegen nicht überein, die eine Größe der Treatmentgruppe im Westen von 3 bzw. 4% und für das Ausbaugewerbe im Osten von 24% erwarten lassen würde. Interessanterweise sind dies die Fälle, in denen im Niedriglohnbereich auch keine evidenten Unterschiede in den Lohnwachstumsraten zwischen den Beobachtungsjahren festzustellen sind. Für die beiden Wirtschaftszweige in den alten Bundesländern mag hinzukommen, dass die Betroffenheitsquote der deskriptiven Evidenz zufolge offenbar sehr gering ist.

6.1 Lohneffekte

Tabelle 5 enthält die Ergebnisse für die Schätzung der Effekte des Mindestlohnes auf das Lohnwachstum der Treatmentgruppe im ostdeutschen Bauhauptgewerbe. Neben den bereits in Abschnitt 3.3 erläuterten Variablen wurden als zusätzliche Kontrollvariablen Alter ($ALTER$), Alter quadriert ($ALTER^2$), Dummies für den Bildungsgrad ($DBILD$)[21], Stellung im Beruf ($DSTIB$)[22] sowie für die neun Kreistypen (DKT)[23] einführt. Bei den Schätzungen auf Grundlage der Daten für Westdeutschland ist weiterhin eine binäre Variable für Inländer enthalten.

[20] Vergleiche hierzu Abschnitt 3.3.

[21] $BILD2$ beschreibt den Bildungsgrad von Arbeitern mit abgeschlossener Ausbildung, aber ohne höhere Schulbildung. Eine Person mit $BILD4$ besitzt Hochschulreife mit abgeschlossener Ausbildung. Einem Absolvent der Fachhochschule wird $BILD5$ zugeordnet. Die Referenzkategorie stellen hier Arbeiter ohne abgeschlossener Ausbildung und höherer Schulbildung dar. Für Personen mit unbekannter Ausbildung wurden die Kategorie $BILDU$ eingeführt.

[22] $STIB2$ bezeichnet Facharbeiter, $STIB3$ Meister und Poliere. Als Referenzkategorie dienen hier Nichtfacharbeiter.

[23] Die Regionstypen reichen von hochverdichteten Kreisen in Agglomerationsräumen ($KT2$) bis hin zu ländlichen Gebieten in der Peripherie ($KT9$). Hier gehen Kernstädte als Referenzkategorie ein.

Die Koeffizienten der Variablen Alter und Alter quadriert folgen dem zu erwartenden Muster, nämlich negativ bzw. positiv. Dabei muss allerdings angemerkt werden, dass beide statistisch nicht signifikant sind, ebenso wenig wie die meisten Koeffizienten für den Bildungsgrad und die Kreistypen. Die Koeffizienten von neun der zwölf Variablen, die für die Effekte der Winterarbeitszeit kontrollieren, sind statistisch (hoch-) signifikant. Dies gilt auch für die Dummy-Variablen, die den Einfluss der Stellung im Beruf abbilden. Die Zeitdummies für die Jahre 1995 und 1997[24] weisen mit jeweils unterschiedlichen Vorzeichen ebenfalls signifikante Koeffizienten auf, was die allgemeine Entwicklung im Baugewerbe widerspiegelt. Die Datenbasis für diese Schätzung umfasst das Lohnwachstum von 1994 auf 1995, 1995 auf 1996 und 1996 auf 1997. Für diesen Zeitraum ergibt sich im Vergleich zur Referenzgruppe (DK) ein statistisch hochsignifikanter positiver Lohnwachstumseffekt für Personen, die der Treatmentgruppe (DT) angehören, für Personen der Restgruppe (DR) ist er hingegen stark negativ. Dieser Zusammenhang deutet wiederum auf *reversion-to-the-mean* hin.

Von zentraler Bedeutung für unsere Untersuchung ist der Effekt auf die Interaktion zwischen dem Jahresdummy für 1997 und dem Dummy für die Treatmentgruppe, $DTD97$. Dieser weist die Auswirkungen der Mindestlohneinführung auf die Arbeitnehmer im Niedriglohnbereich aus. Die Schätzung ergibt hierfür einen positiven, statistisch hochsignifikanten Koeffizienten. Dies deutet darauf hin, dass die betroffenen Personen im Jahr des Inkrafttretens der Mindestlohnregelung tatsächlich ein höheres Lohnwachstum erfahren haben.

Die für unsere Analyse besonders wichtigen Variablen sind für alle vier Teilbereiche in Tabelle 6 dargestellt.[25] Die Koeffizienten der Dummyvariable für die Treatmentgruppe erweisen sich in allen vier Teilbereichen als hoch signifikant und positiv, während die Jahresdummies für 1997 überall negativ sind. Für den Interaktionseffekt ergibt sich hingegen ein weniger einheitliches Bild. Im gesamten Bauhauptgewerbe und im westdeutschen Ausbaugewerbe scheint der Mindestlohn positiv auf das Lohnwachstum der Betroffenen gewirkt zu haben. Im Unterschied dazu weist das Ausbaugewerbe Ost einen negativen Effekt auf. Dabei ist allerdings zu betonen, dass nur für das ostdeutsche Bauhauptgewerbe der

[24] 1996 dient hier als Referenzjahr.

[25] Auf eine eingehendere Betrachtung der Kontrollvariablen für die verbleibenden drei Teilbereiche wird an dieser Stelle aus Platzgründen verzichtet.

Einfluss des Mindestlohns auf das Lohnwachstum im unteren Bereich der Verteilung statistisch signifikant ist. Dieses Ergebnis bestätigt die Erkenntnisse aus der deskriptiven Analyse in Abschnitt 5.

Hier muss noch die Besprechung der Schätzergebnisse für die zweite Variante, basierend auf Annahme A3, eingefügt werden.

6.2 Beschäftigungseffekte

Im Folgenden werden die Resultate der Logitschätzung der Beschäftigungsgleichung besprochen. Die in Tabelle 7 ausgewiesenen Koeffizienten sind die „Roheffekte“ der erklärenden Variablen auf die Weiterbeschäftigungswahrscheinlichkeit eines gewerblichen Arbeitnehmers im ostdeutschen Bauhauptgewerbe. Diese Koeffizienten sowie die entsprechenden z-Statistiken sind allerdings unmittelbar nicht sinnvoll zu interpretieren, da sie keine marginalen Effekte darstellen. Insbesondere gilt dies für den Koeffizienten der Interaktionvariablen $DTD97$. Aus dem Sachverhalt, dass dieser als offenbar insgnifikant ausgewiesen wird, dürfen keine Rückschlüsse auf den tatsächlichen Treatmenteffekt gezogen werden. Dieser lässt sich erst bestimmen, wenn die von Ai and Norton (2003) beschriebene Methode zur Berechnung des korrigierten Interaktionseffektes in nicht-linearen Schätzmodellen angewendet wird. Tabelle 8 enthält für das Bauhaupt- und Ausbaugewerbe in Ost- und Westdeutschland zusätzlich zu den „Rohwerten“ der hier relevanten Koeffizienten den nach diesem Verfahren korrigierten Interaktionseffekt.[26] Es wird ersichtlich, dass sich die korrigierten marginalen Effekte in Vorzeichen und Größe von den Rohwerten deutlich unterscheiden. Gleiches gilt für die ausgewiesenen z-Werte. Beispielswiese ist der Koeffizient der Interaktionsvariablen $DTD97$ in der Schätzung für das Bauhauptgewerbe Ost positiv, aber nicht signifikant. Der korrigierte marginale Effekt ist hingegen signifikant *negativ*. Letzerer ist aber für die Interpretation entscheidend. Aus der Schätzung ist somit zu folgern, dass durch die Einführung des Mindestlohns im Rahmen des Entsendegesetzes die Gruppe der betroffenen Arbeitnehmer im Verhältnis zur Kontrollgruppe einem höheren Risiko unterlag, den Arbeitsplatz zu verlieren. Dieses Ergebnis deutete sich bereits anhand der deskriptiven Analyse an.

[26] Zur Berechnung des marginalen Effekts der Interaktion siehe Abschnitt 3.3.

Im Gegensatz dazu ergibt die Berechnung der korrigierten marginalen Effekte für das Bauhauptgewerbe West und das Ausbaugewerbe Ost einen – allerdings statistisch nur schwach gesicherten – *positiven* Effekt der Mindestlohnregelung auf die Weiterbeschäftigungswahrscheinlichkeit der betroffenen Arbeitnehmer. Im westdeutschen Ausbaugewerbe schließlich ist der korrgierte marginale ebenfalls positiv, wobei sich allerdings bei einer z-Statistik von 0.6 jegliche weitergehende Interpretation verbietet.

7 Zusammenfassung und Schlussfolgerungen

Der vorliegende Aufsatz untersucht anhand von Mikrodaten aus der Beschäftigtenstatistik die Lohn- und Beschäftigungseffekte der Mindestlohnregelungen im deutschen Baugewerbe, die durch das Entsendegesetz von 1996 für alle gewerbliche Arbeiter rechtsverbindlich wurden. Angewendet wird ein *Difference-in-Differences* Ansatz. Im Unterschied zu anderen Untersuchungen über die Auswirkungen von Mindestlohnregelungen in der internationalen Literatur verfügen wir nicht über quantitative Information bezüglich der geleisteten Arbeitsstunden. Diese Problematik wurde hier mit Hilfe eines probabilistischen Ansatzes in zwei Varianten behoben. Dabei bestimmen wir die Größe von Treatment- und Kontrollgruppe nach dem Maximum-Likelihood-Kriterium. Während die erste Variante des Schätzansatzes die Möglichkeit einer Fehlzuordnung von Beobachtungen zur Treatment- bzw. Kontrollgruppe vernachlässigt, werden in der zweiten Variante Wahrscheinlichkeiten der Gruppenzugehörigkeit berechnet, die als Gewichtungsfaktoren in die Schätzungen einfließen.

Die Ergebnisse differieren für die hier betrachteten Sektoren des Baugewerbes. Ein einheitliches Ergebnis ist allerdings auch nicht zu erwarten, da die gesetzlichen Regelungen zwar für das gesamte Bauhauptgewerbe strikt bindend sind, aber nur für Teilbereiche des Ausbaugewerbes. Unterschiede zeigen sich auch im Vergleich zwischen den alten und neuen Bundesländern. Auch dies erscheinen kaum überraschend angesichts der Tatsache, dass die im Osten festgelegten Mindestlohnsätze in Absolutbetrachtung zwar geringer ausfielen, relativ zum Medianlohn aber weitaus höher als im Westen lagen. Vor diesem Hintergrund erstaunt es nicht, dass unsere Schätzungen die stärksten Lohn- und Beschäftigungseffek-

te für das ostdeutsche Bauhauptgewerbe ergeben. Der Personenkreis, der mit hoher Wahrscheinlichkeit von der gesetzlichen Untergrenze für das Arbeitsentgeltbetroffen war, weist in diesem Sektor ein im Vergleich zur Kontrollgruppe signifikant höheres Lohnwachstum auf. Dies bedeutet auf der einen Seite, dass die Mindestlohnregelung hier gegriffen hat. Auf der anderen Seite finden wir für das ostdeutsche Bauhauptgewerbe einen negativen Effekt in Bezug auf die Weiterbeschäftigungswahrscheinlichkeit der Treatmentgruppe. Mit anderen Worten: Die Verbesserung der Entgeltsituation im Niedriglohnbereich wurde offenbar teilweise durch Jobverluste unter den vom Mindestlohn betroffenen Arbeitern erkauft.

In den übrigen Fällen (Bauhauptgewerbe West und Ausbaugewerbe Ost und West) sind mit dem hier angewendeten Verfahren keine durch die Mindestlohnregelung hervorgerufenenen statistisch signifikanten Lohneffekte zu erkennen. Dies entspricht im Großen und Ganzen auch der deskriptiven Evidenz für diese Bereiche. In einem Fall (Ausbaugewerbe West) lässt sich auch keine Auswirkung auf die Weiterbschäftigungswahrscheinlichkeit ausmachen. Dies mag sowohl an der lückenhaften Erfassung dieses Sektors durch die gesetzlichen Regelungen liegen als auch an der geringen Betroffenheitsquote.[27] Letzteres gilt auch für das Bauhauptgewerbe in den alten Bundesländern. Hier hingegen weist unser Ansatz einen positiven Beschäftigungseffekt aus. Dieses Ergebnis muss jedoch zweifach relativiert werden. Erstens ist der Effekt statistisch nur schwach gesichert und zweitens erscheint die Abtrennung der Treatmentgruppe von der Kontrollgruppe angesichts der vorliegenden deskriptiven Evidenz als wenig plausibel. Überschlagsmäßig entspricht der Mindestlohn etwa dem vierten Perzentil der Lohnverteilung, während nach dem ML-Kriterium die Treatmentgruppe bei etwa 11% abtrennt. Auch wenn die schwache Signifikanz des positiven Beschäftigungseffekts durch Zufallseinflüsse zustande gekommen ist, so ist umgekehrt zumindest eine Erhöhung des Risikos eines Jobverlustes durch die Allgemeinverbindlicherklärung des Mindestlohns in diesem Bereich auszuschließen.

Für das Ausbaugewerbe in den neuen Bundesländern stellt sich die Situation wie folgt dar: Auch hier gibt es eine Diskrepanz zwischen dem Perzentil, das überschlagsmäßig dem Mindestlohn entspricht, und der durch unser ML-Verfahren ausgewiesenen Abtrennung der Treatmentgruppe. Einem nicht signifikanten Loh-

[27] Nach einer Überschlagsrechnung (siehe Tabelle 3) erreicht der Mindestlohn nur etwa zwei Drittel des Medians und entspricht in etwa dem dritten Perzentil der Lohnverteilung.

neffekt steht ein schwach signifikant positiver Beschäftigungseffekt gegenüber. Bei der Interpretation ist zu berücksichtigen, dass auch im Osten das Ausbaugewerbe nicht lückenlos von der Mindestlohnregelung abgedeckt wird. Als Erklärungsansatz für die Kombination eines postiven Beschäftigungseffekts bei zumindest aufgrund der Schätzergebnisse nicht vorhandenem Lohneffekt kommt unseres Erachtens ein angebotsseitiger Ansatz kaum Betracht, da dieser eine Lohnanhebung voraussetzt. Eine tentative Deutung des Resultats besteht in der möglichen Wettbewerbsverzerrung zwischen Bauhaupt- und Ausbaugewerbe. Falls es Teilen des Ausbaugewerbes gelingt, sich der Mindestlohnregelung zu entziehen, und Firmen aus diesem Sektor zumindest partiell gleiche Nachfragefelder bedienen, so könnten sich für Firmen des Ausbaugewerbes Lohnkostenvorteile zu Lasten des Bauhauptgewerbes ergeben. Es bedarf allerdings weiterer Untersuchungen, um eine solche Interpretation zu untermauern.

Generell können sich positive Beschäftigungseffekte auch durch die Verdrängung entsandter Arbeiter durch einheimische Arbeitskräfte ergeben, da ausländische Firmen ihren Lohnkostenvorteil verlieren. In diesem Fall würde das Entsendegesetz die in es gesetzten protektionistischen Erwartungen erfüllen. Da belastbare Daten über die Zahl der nach Deutschland entsandten Arbeiter im Beobachtungszeitraum nicht vorliegen, kann diese Hypothese allerdings empirisch nicht überprüft werden.

Grundsätzlich zeigen unsere Untersuchungen, dass die Effekte von Mindestlohnreglungen sehr kontextspezifisch sind. Die Wirkungsmechanismen sind offenbar weitaus komplexer als es einfache Ansätze nahelegen.

Literatur

Abowd, J. M., Kramarz, F. and Margolis, D. N.: 1999, Minimum Wages and Employment in France and the United States, *Working Paper 6996*, National Bureau of Economic Research.

Ai, C. and Norton, E.: 2003, Interaction terms in logit and probit models, *Economic Letters* **80**, 123–129.

Angrist, J. and Krueger, A.: 1999, Empirical Strategies in Labor Economics, *in* O. Ashenfelter and D. Card (eds), *Handbook of Labor Economics*, Vol. 3, North Holland, Amsterdam.

Bender, S., Haas, A. and Klose, C.: 2000, IAB employment subsample 1975-1995: Opportunities for analysis provided by the anonymised subsample, *Discussion Paper 117*, IZA.

Bender, S., Hilzendegen, J., Rohwer, G. and Rudolph, H.: 1996, Die IAB-Beschäftigtenstichprobe 1975-1990, *Beiträge zur Arbeitsmarkt- und Berufsforschung 197*, IAB, Nürnberg.

Brown, C.: 1999, Minimum Wages, Employment and the Distribution of Income, *in* O. Ashenfelter and D. Card (eds), *Handbook of Labor Economics*, Vol. 3, North Holland, Amsterdam.

Burkhauser, R. V., Couch, K. A. and Wittenburg, D. C.: 2000, A Reassessment of the New Economics of the Minimum Wage Literature with Monthly Data from the Current Population Survey, *Journal of Labor Economics* **18**(4), 653–680.

Card, D. and Krueger, A. B.: 1994, Minimum Wages and Employment: A Case Study of the Fast-Food Industry in New Jersey and Pennsylvania, *American Economic Review* **84**(4), 772–793.

Card, D. and Krueger, A. B.: 1995, *Myth and Measurement: The New Economics of the Minimum Wage*, Princeton University Press, Princeton.

Card, D. and Krueger, A. B.: 2000, Minimum Wages and Employment: A Case Study of the Fast-Food Industry in New Jersey and Pennsylvania: Reply, *American Economic Review* **90**(5), 1397–1420.

Dickens, R. and Draca, M.: 2005, The Employment Effects of the October 2003

Increase in the National Minimum Wage, *Discussion Paper 693*, Centre for Economic Performance.

Dolado, J., Kramarz, F., Machin, S., Manning, A., Margolis, D. and Teulings, C.: 1996, The Economic Impact of Minimum Wages in Europe, *Economic Policy* **23**, 317–372.

Heckman, J. J., Lalonde, R. J. and Smith, J. A.: 1999, The economics and econometrics of active labor market programs, *in* O. Ashenfelter and D. Card (eds), *Handbook of Labor Economics*, Vol. 3 of *Handbook of Labor Economics*, Elsevier, chapter 31, pp. 1865–2097.

Institut für Arbeitsmarkt- und Berufsforschung: 2003, *Zahlen-Fibel*, Beiträge zur Arbeitsmarkt- und Berufsforschung 101, Bundesagentur für Arbeit, Nürnberg.

Machin, S. and Manning, A.: 1994, The Effects of Minimum Wages on Wage Dispersion and Employment: Evidence from UK Wages Councils, *Industrial and Labor Relations Review* **47**, 319–329.

Machin, S., Manning, A. and Rahman, L.: 2003, Care Home Workers and the Introduction of the UK National Minimum Wage, *Journal of the European Economic Association* **1**, 154–180.

Machin, S. and Wilson, J.: 2004, Minimum Wages in a Low-Wage Labour Market: Care Homes in the UK, *The Economic Journal* **114**, 102–109.

Manning, A.: 2003a, *Monopsony in Motion: Imperfect Competition in Labour Markets*, Princeton University Press, Princeton and Oxford.

Manning, A.: 2003b, The real thin theory: monopsony in modern labour markets, *Labour Economics* **10**(2), 105–131.

Metcalf, D.: 2007, Why has the british national minimum wage had little or no impact on employment?, *CEP Discussion Paper 781*, London School of Economics.

Neumark, D. and Wascher, W.: 2000, Minimum Wages and Employment: A Case Study of the Fast-Food Industry in New Jersey and Pennsylvania: Comment, *American Economic Review* **90**(5), 1362–1396.

Neumark, D. and Wascher, W.: 2006, Minimum Wages and Employment: A Case

Study of the Fast-Food Industry in New Jersey and Pennsylvania: Comment, *Working Paper 12663*, National Bureau of Economic Research.

Norton, E., Wang, H. and Ai, C.: 2004, Computing interaction effects and standard errors in logit and probit models, *The Stata Journal* **4**(2).

Stewart, M. B.: 2004, The Impact of the Introduction of the U.K. Minimum Wage on the Employment Probabilities of Low-Wage Workers, *Journal of European Economic Association* **2**(1), 67–97.

Tabelle 1: Übersicht über verwendete Daten zur Arbeitszeit

Jahr					
1994	1995	1996	1997	1998	1999
Tarifliche Wochenarbeitszeit					
Westdeutschland					
38.9	38.9	38.9	38.9	38.9	38.9
Ostdeutschland					
39.5	39.2	39.0	39.0	39.0	39.0
Bezahlte Überstunden pro Jahr					
Westdeutschland					
77.7	74.7	54.4	55.1	49.6	52.6
Ostdeutschland					
92.0	69.9	49.6	44.4	46.0	51.6

Anmerkung:
Aus den durchschnittlich bezahlten Überstunden wurde ein Überstundenfaktor berechnet, der mit der tariflichen Arbeitszeit multipliziert wurde. Die hier verwendeten Daten wurden entnommen aus Institut für Arbeitsmarkt- und Berufsforschung (2003), Übersicht 2.6.3 und 2.6.4..

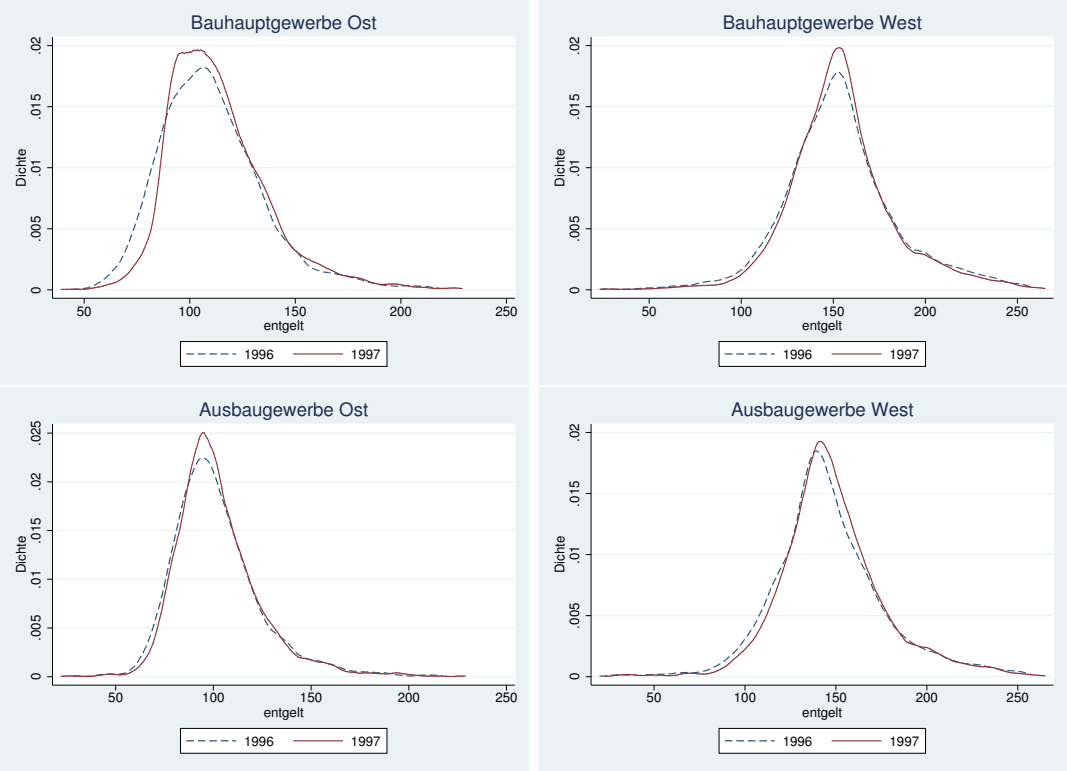

Abbildung 1: Kerndichteschätzungen

Tabelle 2: Untere Dezile der Lohnverteilung und Mindestlohn im Bauhauptgewerbe

Dezile	*Jahr*						% diff.
	1994	1995	1996	1997	1998	1999	(6)/(1)
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
	Bauhauptgewerbe West						
	Stundenlöhne in Euro						
D1	10.28	10.47	10.66	10.57	10.70	11.23	9.22
D2	11.34	11.54	11.74	11.73	11.78	12.28	8.26
D3	12.14	12.33	12.45	12.45	12.50	12.98	6.93
D4	12.67	12.87	13.08	13.08	13.13	13.68	7.68
Median	13.20	13.49	13.62	13.53	13.67	14.03	6.28
	Lohnwachstum pro Jahr in %						
D1		1.87	1.83	-0.87	1.24	4.91	
D2		1.71	1.75	-0.03	0.40	4.23	
D3		1.61	0.98	-0.03	0.40	3.84	
D4		1.55	1.67	-0.03	0.40	4.20	
Median		2.16	0.98	-0.69	1.06	2.66	
	Mindestlohn						
Durchschnitt				8.53	8.18	8.18	
- als % des Median				63.1	59.8	58.3	
- als Perzentil der Lohnverteilung des Vorjahres				4	2	2	
	Bauhauptgewerbe Ost						
	Stundenlöhne in Euro						
D1	6.76	7.06	7.35	7.81	7.81	8.05	19.06
D2	7.55	7.77	8.06	8.26	8.26	8.58	13.68
D3	8.15	8.30	8.60	8.71	8.70	8.93	9.52
D4	8.59	8.83	9.14	9.16	9.06	9.28	8.06
Median	9.02	9.36	9.67	9.70	9.51	9.80	8.67
	Lohnwachstum pro Jahr in %						
D1		4.42	3.99	6.36	-0.08	3.16	
D2		2.98	3.77	2.48	-0.08	3.89	
D3		1.81	3.61	1.30	-0.08	2.57	
D4		2.84	3.48	0.25	-1.06	2.37	
Median		3.76	3.37	0.25	-1.92	3.05	
	Mindestlohn						
Durchschnitt				7.92	7.74	7.74	
- als % des Median				81.6	81.4	79.0	
- als Perzentil der Lohnverteilung des Vorjahres				18	9	6	

Anmerkung:
Die hier ausgewiesenen Stundenlöhne wurden unter Annahme A4 mit Hilfe der Arbeitszeitdaten aus Tabelle 1 berechnet.

Tabelle 3: Untere Dezile der Lohnverteilung und Mindestlohn im Ausbaugewerbe

Dezile	*Jahr*						% diff.
	1994	1995	1996	1997	1998	1999	(6)/(1)
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
	Ausbaugewerbe West						
	Stundenlöhne in Euro						
D1	9.57	9.76	10.04	10.03	10.16	10.70	11.81
D2	10.54	10.83	11.11	11.11	11.24	11.75	11.45
D3	11.16	11.54	11.92	11.82	12.04	12.45	11.54
D4	11.70	12.07	12.36	12.36	12.59	12.98	10.97
Median	12.14	12.51	12.81	12.90	13.04	13.51	11.25
	Lohnwachstum pro Jahr in %						
D1		2.00	2.81	-0.03	1.29	5.30	
D2		2.67	2.63	-0.03	1.20	4.55	
D3		3.32	3.30	-0.77	1.83	3.43	
D4		3.18	2.46	-0.03	1.84	3.10	
Median		3.07	2.41	0.67	1.09	3.58	
	Mindestlohn						
Durchschnitt				8.53	8.18	8.18	
- als % des Median				66.1	62.7	60.6	
- als Perzentil der Lohn-verteilung des Vorjahres				3	2	2	
	Ausbaugewerbe Ost						
	Stundenlöhne in Euro						
D1	6.42	6.71	6.93	7.00	7.09	7.18	11.85
D2	7.02	7.33	7.52	7.54	7.63	7.70	9.66
D3	7.46	7.77	7.97	7.99	7.99	8.23	10.30
D4	7.89	8.21	8.42	8.35	8.35	8.58	8.68
Median	8.24	8.57	8.78	8.80	8.70	8.93	8.35
	Lohnwachstum pro Jahr in %						
D1		4.57	3.32	1.03	1.20	1.26	
D2		4.32	2.68	0.25	1.11	0.99	
D3		4.17	2.61	0.25	-0.08	3.01	
D4		4.05	2.55	-0.81	-0.08	2.77	
Median		3.96	2.50	0.25	-1.09	2.55	
	Mindestlohn						
Durchschnitt				7.92	7.74	7.74	
- als % des Median				90.0	88.9	86.7	
- als Perzentil der Lohn-verteilung des Vorjahres				28	23	24	

Anmerkung:
Die hier ausgewiesenen Stundenlöhne wurden unter Annahme A4 mit Hilfe der Arbeitszeitdaten aus Tabelle 1 berechnet.

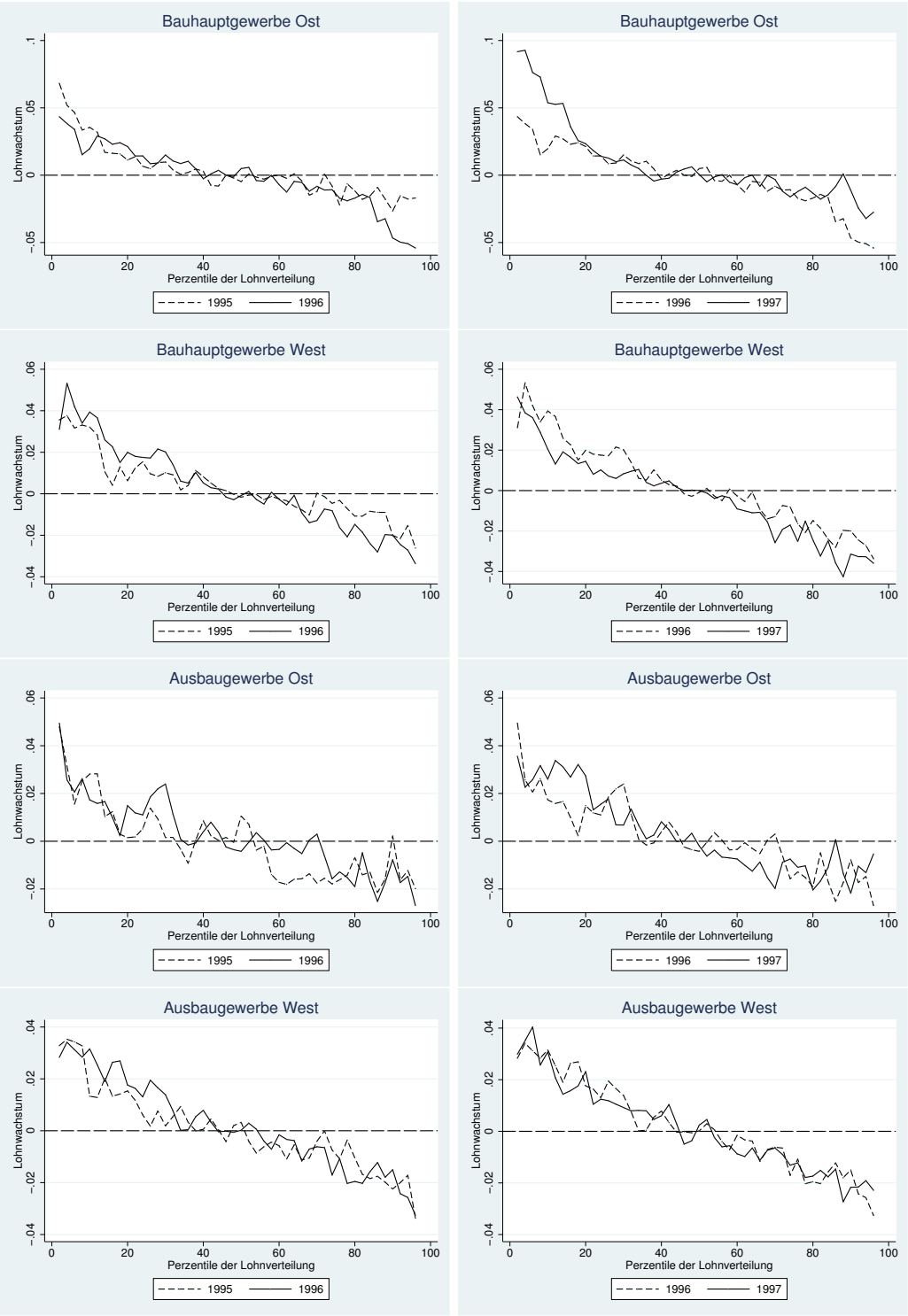

Abbildung 2: Lohnwachstum gegenüber dem Vorjahr nach der Position in der Lohnverteilung (1995 bis 1997)
Anmerkung: Die Lohnwachstumsraten wurden um die Medianwachstumrate korrigiert.

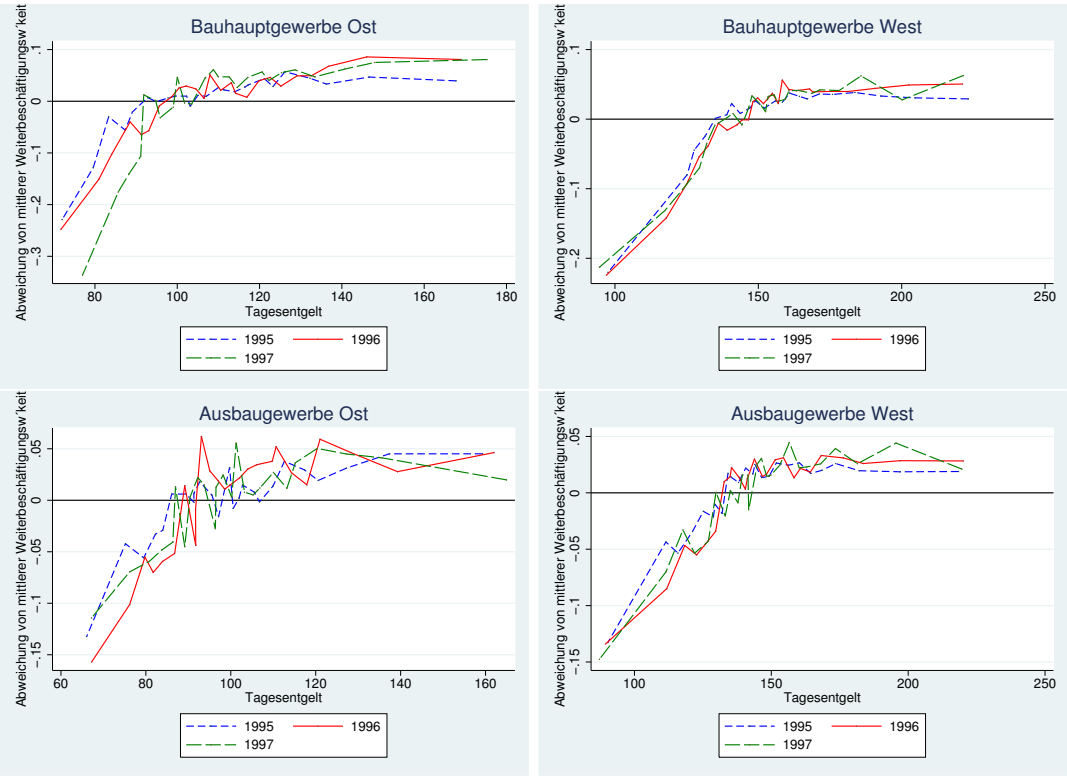

Abbildung 3: Weiterbeschäftigungswahrscheinlichkeit nach der Position in der Lohnverteilung (1995 bis 1997)

Anmerkungen:

Die Kurven wurden um die mittleren Weiterbeschäftigungswahrscheinlichkeit der jeweiligen Jahre bereinigt und stellen somit die Abweichung davon dar.

Für die Berechnung wurden die Beschäftigten nach ihren Bruttotagesverdiensten in 25 gleichgroße Gruppen eingeteilt. Für jede der Gruppen wurde das mittlere Tagesentgelt sowie die mittlere Weiterbeschäftigungswahrscheinlichkeit bestimmt. Bezüglich der Definition der Weiterbeschäftigungswahrscheinlichkeit siehe Text.

Tabelle 4: Spezifikation des ML-Verfahrens

	Variante 1			
	BHG Ost	BHG West	ABG Ost	ABG West
Größe Treamentgruppe	17.56%	10.76%	11.48 %	19.69 %
Größe Kontrollgruppe	56.53%	55.84%	36.65 %	57.53 %
Größe Restgruppe	25.91%	33.40%	52.87 %	22.78 %
ln likelihood	20971.573	37957.687	11358.556	24129.515
	Variante 2			
	BHG Ost	BHG West	ABG Ost	ABG West
Größe Treamentgruppe	18.00%	%	%	%
Größe Kontrollgruppe	63.50%	%	%	%
Größe Restgruppe	18.50%	%	%	%
σ_η	12.8			
ln likelihood	61958.144			

Anmerkungen:
BHG: Bauhauptgewerbe, ABG: Ausbaugewerbe.
Die ausgewiesenen Parameter wurden anhand des ML-Kriteriums für die Lohnschätzungen bestimmt. Die Optimalwerte wurden dann für die Beschäftigungsschätzung übernommen. Variante 1 liegt Annahme A4 zugrunde (Zur Beschreibung siehe Abschnitt 3.3). Variante 2 bezieht sich auf Annahme A3. Für weitere Erläuterungen siehe Text.

Tabelle 5: Lohnwachstumsschätzung Ostdeutschland Bauhauptgewerbe

	Variante 1		Variante 2	
	Coeff.	t-Stat.	Coeff.	t-Stat.
DT	0.036	19.86	0.027	19.15
D97	−0.022	−2.44	−0.015	−1.41
DTD97	0.030	8.13	0.011	4.23
DR	−0.028	−19.69	−0.025	−19.18
D95	0.067	7.35	0.069	5.97
ALTER	0.000	−0.70	−0.001	−2.52
ALTER^2	0.000	0.08	0.001	1.68
DBILD2	−0.005	−1.73	−0.005	−2.10
DBILD4	−0.015	−1.54	−0.015	−2.09
DBILD5	0.024	1.66	0.019	1.75
DBILDU	−0.002	−0.50	−0.003	−1.02
DSTIB2	0.005	3.10	0.002	1.38
DSTIB3	0.034	8.78	0.028	8.20
DKT2	−0.006	−1.20	−0.005	−1.35
DKT3	−0.008	−2.94	−0.005	−2.36
DKT4	−0.003	−1.37	−0.002	−1.11
DKT5	−0.003	−1.28	−0.003	−1.13
DKT6	−0.010	−4.77	−0.007	−3.90
DKT7	−0.004	−1.67	−0.001	−0.43
DKT8	−0.007	−2.96	−0.005	−2.39
DKT9	0.000	−0.10	0.002	1.16
VWZ1-95	0.027	2.14	0.016	1.16
VWZ2-95	−0.235	−11.35	−0.252	−9.79
VWZ1-96	0.092	6.87	0.084	5.77
VWZ2-96	0.036	1.70	0.030	1.15
VWZ1-97	0.071	5.53	0.052	4.01
VWZ2-97	0.096	4.00	0.071	2.59
WZ1-95	−0.015	−1.11	−0.018	−1.18
WZ2-95	0.179	9.78	0.169	8.64
WZ1-96	0.008	0.80	0.000	−0.02
WZ2-96	0.127	7.41	0.113	5.93
WZ1-97	0.034	2.86	0.024	2.00
WZ2-97	0.070	3.90	0.047	2.61
Konstante	0.003	0.26	0.024	2.09
N		18733		18733
$\bar{R}^2$		0.124		0.100
RMSE		0.079		0.080
F(33,18699)		81.28		81.50
LR-test		66.15		35.46

Anmerkungen:
Für die Beschreibung der Variablen und der Schätzmethode sei auf den Text verwiesen.
LR-Test: Test auf Signifikanz des Treatment-Effektes.

Aus Gründen der Übersichtlichkeit wurden die Verzögerungen der Variablen WZ mit VWZ bezeichnet.
Für weitere Anmerkungen siehe Tabelle 4.

Tabelle 6: Lohnwachstumsschätzungen

	BHG Ost	BHG West	ABG Ost	ABG West
		Schätzkoeffizienten		
DT	0.036 (19.86)	0.034 (20.49)	0.023 (8.07)	0.025 (16.12)
D97	-0.022 (-2.44)	-0.051 (-7.69)	-0.084 (-5.43)	-0.046 (-5.23)
DTD97	0.030 (8.12)	0.004 (1.32)	-0.002 (-0.38)	0.001 (0.30)
		Statistiken		
N	18733	30705	9124	17953
$\bar{R}^2$	0.124	0.116	0.139	0.117
RMSE	0.079	0.0703	0.0698	0.06317
F(33,N-33)	81.28	119.46	45.79	70.67
LR-test	66.15	1.75	0.15	0.09

Anmerkungen: t-Werte in Klammern.

Tabelle 7: Logitschätzung der Beschäftigungsgleichung – Ostdeutschland Bauhauptgewerbe

	Coeff.	z-Stat
DT	−1.046	−14.85
D97	−0.860	−4.57
DTD97	0.077	0.66
DR	0.688	8.90
D95	0.421	2.10
ALTER	0.118	6.04
ALTER^2	−0.189	−7.95
DBILD2	0.190	1.83
DBILD4	0.094	0.23
DBILD5	−0.223	−0.43
DBILDU	0.018	−0.16
DSTIB2	0.361	5.52
DSTIB3	0.114	0.65
DKT2	0.577	2.32
DKT3	0.392	3.44
DKT4	0.346	3.42
DKT5	−0.329	−3.35
DKT6	0.306	3.40
DKT7	0.215	2.25
DKT8	0.337	3.14
DKT9	0.605	6.08
VWZ1-95	4.078	9.07
VWZ2-95	8.955	13.85
VWZ1-96	2.576	6.58
VWZ2-96	8.727	15.88
VWZ1-97	2.852	8.49
VWZ2-97	11.970	22.39
Konstante	−1.738	−4.21
N		20825
Pseudo R^2		0.1802
ln Likelih.		−5566.9403

Anmerkungen:
Die hier angegebenen z-Werte haben hier wenig Aussagekraft, da dies die Werte der Schätzung sind und keine marginalen Effekte angeben.

Tabelle 8: Logitschätzungen der Beschäftigungsgleichung

	BHG Ost	BHG West	ABG Ost	ABG West
		Schätzkoeffizienten		
DT	-1.046 (-14.85)	-1.193 (-16.20)	-0.864 (-6.13)	-1.108 (-10.30)
D97	-0.860 (-4.57)	-0.130 (-0.76)	0.467 (1.32)	-0.097 (-0.36)
DTD97	0.077 (0.66)	0.317 (2.64)	0.271 (1.18)	0.168 (1.01)
		Statistiken		
N	20825	32785	9773	18764
Pseudo R^2	0.1802	0.2060	0.1698	0.2031
ln Likelih.	-5566.940	-6152.542	-1981.758	-2662.296
		Korrigierter Interaktionseffekt für DTD97		
Interaktionseffekt	-0.041	0.022	0.037	0.007
Standardfehler	0.019	0.011	0.021	0.011
Z-Statistik	-2.322	1.886	1.913	0.585

Anmerkungen:
z-Werte in Klammern.
Zur Berechnung des marginalen Effekts der Interaktion siehe Abschnitt 3.3.