

Mindestlohneffekte des Entsendegesetzes? – Eine Mikrodatenanalyse für die deutsche Bauwirtschaft*

Marion König und Joachim Möller**

Der vorliegende Aufsatz untersucht anhand von Mikrodaten aus der Beschäftigtenstatistik die Lohn- und Beschäftigungseffekte der Mindestlohnregelungen, die durch das Entsendegesetz für alle gewerblichen Arbeiter im deutschen Baugewerbe im Jahr 1997 in Kraft traten. Angewendet wird ein Differenz-von-Differenzen-Ansatz. Wir entwickeln eine Methode, die trotz fehlender Information über geleistete Arbeitsstunden eine Identifikation der Effekte 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, sowohl in Ost- als auch in Westdeutschland, positive Lohneffekte der Mindestlohnregelung. Bezüglich der Beschäftigungswirkung ergeben sich negative Effekte für Ostdeutschland, positive – statistisch allerdings nicht bzw. nur schwach signifikante – Effekte für Westdeutschland.

* Der Beitrag wurde im April 2008 zur Publikation freigegeben.

** Wir möchten uns bei zwei anonymen Gutachtern, den TeilnehmerInnen des 6. und 7. Arbeitstreffens des Schwerpunktprogramms 1169, der CAPE 2007 in Nürnberg sowie des Ökonometrischen Seminars der Universität Regensburg ebenso wie bei Hans Ludsteck, Kathrin Kagerer, Joachim Schnurbus und 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 Schwerpunktprogramms 1169 (Flexibilisierungspotenziale bei heterogenen Arbeitsmärkten) finanziell fördert. Die im Aufsatz benutzten Daten wurden durch das Institut für Arbeitsmarkt- und Berufsforschung (IAB) zur Verfügung gestellt.

Gliederung

1	Einleitung	5	Deskriptive Evidenz
2	Die Rahmenbedingungen der Mindestlohneinführung in der Bauwirtschaft	6	Schätzergebnisse
		6.1	Lohneffekte
3	Schätzstrategie	6.2	Beschäftigungseffekte
3.1	Differenz-von-Differenzen-Ansatz	7	Kritische Diskussion
3.2	Die Modellierung der fehlenden Arbeitszeitinformation	8	Zusammenfassung und Schlussfolgerungen
3.3	Schätzansatz		Literatur
4	Beschreibung des Datensatzes		Anhang

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 bei der Festlegung des Mindestlohns eine Differenzierung nach Regionen, Branchen oder Alter vor. Nach den Kompromissbeschlüssen der Großen Koalition im Juni 2007, der Einführung eines Mindestlohns für Briefzusteller zum 01. Januar 2008 und den Anträgen von acht weiteren Branchen zur Aufnahme in das Arbeitnehmerentsendegesetz zum 31. März 2008 billigte das Bundeskabinett im Juli 2008 den Gesetzesentwurf einer Neufassung des Arbeitnehmerentsendegesetzes und des Mindestarbeitsbedingungengesetzes. Branchenspezifische Mindestentgeltsätze können somit als die wahrscheinlichste Umsetzung eines Mindestlohnkonzepts in Deutschland gelten. Die Diskussion um die Einführung eines einheitlichen, gesetzlichen Mindestlohns ist allerdings nicht zum Erliegen gekommen.

Die wirtschaftspolitische wie akademische Kontroverse entzündet sich in erster Linie an den möglichen Beschäftigungswirkungen einer Mindestlohnregelung. Die theoretische Analyse führt, wie spätestens seit Card und 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 existieren Theorien, die, in der einen oder anderen Form, Marktmacht der Arbeitgeber postulieren. Firmen mit Monopsonmacht auf dem Arbeitsmarkt fragen im Verhältnis zur Wettbewerbssituation weniger Beschäftigung nach und zwingen die Arbeitnehmer auf die Angebotskurve. Es kommt damit zu einer Entkoppelung von Lohn und Wertgrenzproduktivität. Ein Mindestlohn kann in einer solchen Situation einen Impuls zu mehr Beschäftigung geben, sofern er unterhalb des Marktgleichgewichtslohns bleibt. Kritisch lässt sich allerdings an dieser Stelle einwenden, dass die Vorstellung einer klassischen Monopsonsituation in der Realität kaum anzutreffen sein dürfte. Neuere Theorien (z. B. Manning 2003a, 2003b) modifizieren deshalb die Argumentation, ohne den Grundgedanken des Monopsonansatzes aufzugeben. Entscheidend ist, dass die

Marktmacht der Arbeitgeber anders begründet wird als in der konventionellen Theorie. Je segmentierter, differenzierter und intransparenter der Arbeitsmarkt ist, so etwa Mannings Grundüberlegung, desto dürftiger wird das für einen einzelnen Arbeitnehmer relevante Angebot an Jobs. In solchermaßen „ausgedünnten“ Segmenten des Arbeitsmarktes (*thin labour markets*) können sehr wohl auch kleinere Unternehmen über Marktmacht verfügen. Insbesondere dann, wenn Marktzutrittskosten auf Seiten der Unternehmen existieren und generell Unterbeschäftigung herrscht, ist von einer Verfestigung monopsonartiger Strukturen auszugehen.

Die in der geschilderten Weise erneuerte Monopsontheorie liefert einen zweifellos ernstzunehmenden Gegenentwurf zur neoklassischen Sicht, der völlig andere Implikationen aufweist. Wegen der somit bestehenden Ambivalenz der theoretischen Aussagen ist die Frage der Beschäftigungswirkung einer Mindestlohnregelung deshalb letztlich empirisch zu entscheiden. Eine umfangreiche internationale Literatur widmet sich diesem Thema. Besonders für die USA und das Vereinigte Königreich existieren viele Studien, die die Auswirkungen von Mindestlöhnen beleuchten.

Die meisten Untersuchungen haben positive Lohn-effekte 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 – zumeist unter Verwendung von Zeitreihenmodellen mit aggregierten Daten – vorwiegend negative Beschäftigungseffekte gefunden. Verbesserte Schätzmethoden sowie die Verwendung von Mikrodaten ließen zunehmend Zweifel an der Eindeutigkeit dieses Resultats aufkommen. Card und Krueger (1994), Card und Krueger (1995) und Card und Krueger (2000) für die USA, Machin und Manning (1994), Dickens und 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 und Wascher (2000) für die USA, Machin und Wilson (2004) und 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 Einen experimentellen Ansatz zur Untersuchung von Mindestlohneffekten auf Verhaltensweisen von Betroffenen und deren Fairnessvorstellungen verfolgen

¹ Eine ausführliche Übersicht hierzu bieten insbesondere Brown (1999), Neumark und Wascher (2007) sowie Metcalf (2007).

Falk et al. (2006). Festzuhalten bleibt also, dass die internationale empirische Literatur im Hinblick auf die ökonomischen Effekte von Mindestlöhnen keine klaren Antworten 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 Arbeitnehmerentsendegesetz 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 Mindestlohns in Deutschland durch die wissenschaftliche Analyse eines Fallbeispiels zu versachlichen. Mit Hilfe von mikroökonomischen Methoden soll dabei der Einfluss der Mindestlohneinführung 1997 im deutschen Bauhauptgewerbe auf das Lohnwachstum und die Weiterbeschäftigungswahrscheinlichkeit von Niedriglohnarbeitern bestimmt werden. Die Betrachtung erfolgt getrennt 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 Differenz-von-Differenzen-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 präsentiert. Abschnitt 4 enthält die Datenbeschreibung. Bevor in Abschnitt 6 die Vorstellung und Diskussion der Ergebnisse erfolgt, widmet sich Abschnitt 5 der deskriptiven Evidenz. Eine kritische Diskussion des verwendeten Ansatzes findet sich in Abschnitt 7. In Abschnitt 8 werden dann die Ergebnisse zusammengefasst sowie die daraus zu ziehenden Schlussfolgerungen dargestellt.

² Seit Juli 2007 gilt das Arbeitnehmerentsendegesetz auch für das Gebäudereinigerhandwerk, seit Januar 2008 für Briefdienstleistungen.

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 Lohnkostenvorteile aufweisen, haben den Preisdruck auf die deutsche Bauwirtschaft verschärft. Als Konsequenz dieser Entwicklung wurde 1996 das aufgrund seiner durchaus auch 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, welche 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 Arbeiter⁴ 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 (8,69 €) in den alten und 15,64 DM (8 €) 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 (8,18 €) und in Ostdeutschland auf 15,14 DM (7,74 €) fiel.⁶

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 Mindestlohns in der Baubranche folgt aus § 1 Abs. 1 und 3a AEntG in Verbindung mit § 1 der Verordnung über zwingende Arbeitsbedingungen im Baugewerbe (BauArbbV).

⁶ Bei den Angaben zum Mindestlohn handelt es sich jeweils um Bruttolohnsätze pro Stunde.

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 Mindestlohnvorgaben 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.

Die statistische Klassifikation zum Zeitpunkt des Inkrafttretens des Entsendegesetzes gliedert die Baubranche in das *Bauhauptgewerbe* und das *Ausbaugewerbe*. Diese Trennung spiegelt sich auch in den für die Untersuchung verwendeten Daten (vgl. Abschnitt 4) wider. 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, das Maler- und Lackiererhandwerk 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, weshalb wir uns in dieser Studie auf das Bauhauptgewerbe beschränken.

3 Schätzstrategie

3.1 Differenz-von-Differenzen-Ansatz

In der nachfolgenden Untersuchung sollen Effekte der Mindestlohneinführung auf das Lohnwachstum und die Weiterbeschäftigungswahrscheinlichkeit von Arbeitnehmern analysiert 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 Differenz-von-Differenzen-Methode an.⁷ 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 gleiche Eigenschaften bzw. Beschäftigungsbedingungen wie die Betroffenen aufweisen, sodass 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.⁸

Die Differenz-von-Differenzen-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:

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

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 Mindestlohns, δ .

Ein einfacher Differenz-von-Differenzen-Ansatz zur Schätzung des Treatmenteffekts hat die Form

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

wobei α eine Konstante darstellt und der Koeffizient β einen spezifisch auf die Treatmentgruppe wirkenden festen Effekt angibt. Demgegenüber bezeichnen γ einen zeitspezifischen Effekt und ε_{it} einen Fehlerterm mit den üblichen Eigenschaften. Im Ansatz wird unterstellt, dass der zugrunde liegende Zeittrend sich für die beiden Gruppen nicht unterscheidet. Die Vo-

⁷ Siehe Angrist und Krueger (1999) oder Heckman et al. (1999) für eine detaillierte Darstellung und Diskussion dieser Schätzmethodik.

⁸ Die Möglichkeit, eine Kontrollgruppe außerhalb des Bausektors zu wählen, scheidet aufgrund der spezifischen Konjunkturentwicklung und anderer struktureller Besonderheiten der Bauindustrie aus. Auch die Wahl von Personen im Bausektor, deren Löhne deutlich über dem Mindestlohn liegen, ist ungeeignet, da sich dann Treatment- und Kontrollgruppe wegen der deutlichen Unterschiede in den personellen Eigenschaften nicht mehr sinnvoll vergleichen lassen. Aufgrund der flächendeckenden Einführung des Mindestlohns ist auch eine Abgrenzung der beiden Gruppen anhand regionaler Kriterien nicht durchführbar.

raussetzung des Ansatzes wäre also verletzt, wenn ohne Mindestlohneinführung die Entwicklung der Zustände in der Treatment- und der Kontrollgruppe nicht gleichförmig verliefen.⁹ Eine weitere Annahme dieses Ansatzes besteht darin, dass die Mindestlohneinführung keinen Einfluss auf die Kontrollgruppe besitzt. Entscheidend für die Interpretation ist der Koeffizient des Interaktionsterms, δ . Dieser bildet den „wahren“ Treatmenteffekt ab und entspricht der Darstellung in Gleichung (1).

3.2 Die Modellierung der fehlenden Arbeitszeitinformatio

Typischerweise wird in der Literatur ein Vergleich zwischen dem individuellen Stundenlohn in der Periode vor der Mindestlohneinführung mit dem in der darauf folgenden Periode in Kraft getretenen Mindestlohn angestellt, um so die Treatmentgruppe identifizieren zu können.¹⁰ 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 Methodik zur Untersuchung von Mindestlohneffekten kann in unserem Kontext nur unter einschränkenden Bedingungen angewendet werden. Streng genommen muss dabei unterstellt werden, dass alle vollzeitbeschäftigten Arbeiter dieselbe Anzahl an Arbeitsstunden geleistet haben. Gerade für das Baugewerbe mit seinen branchenspezifischen Besonderheiten wie etwa der starken Wetter- und Konjunkturabhängigkeit erscheint eine solche Annahme gewagt. In einem weniger strikten Sinn hat die Vernachlässigung der individuellen Stundenvariation die Fehlzuordnung von Personen zur Treatment- bzw. Kontrollgruppe zur Folge. Sofern diese Fehlzuordnung in vergleichsweise geringem Umfang erfolgt, wäre zu erwarten, dass die Unterschiede zwischen beiden Gruppen zwar abgeschwächt, nicht aber vollständig nivelliert werden. Allerdings lässt sich das Ausmaß, in dem die Gruppeneinteilung kontaminiert wird, dabei nicht näher untersuchen. In einem Alternativansatz werden wir deshalb das Fehlen der Stundeninformation in der Modellierung selbst berücksichtigen. Im Folgenden soll der Sachverhalt formalisiert 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

$$W_{it}^* \leq W_t^{min} \quad (3)$$

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:

$$Y_{it}^* \leq W_t^{min} H_{it}^* . \quad (4)$$

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

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

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.¹¹ 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 $E(\tilde{\eta}_{it}) = 0$ und $Var(\tilde{\eta}_{it}) = \sigma_{\tilde{\eta}}^2$ abgefangen.

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

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

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 $\eta_{it} := W_t^{min} \tilde{\eta}_{it}$.

Nun sei definiert $Z_{it} := (Y_{it}^* - \bar{Y}_t^{min} - C) / \sigma_{\eta}$, wobei σ_{η} die Standardabweichung des Fehlerterms bezeichnet. Es sei Z_{it} die Realisation einer Zufallsvariablen

⁹ Naturgemäß lässt sich diese Grundannahme nicht testen.

¹⁰ Vergleiche hierfür u. a. Stewart (2004).

¹¹ Vergleiche hierzu Tabelle 1. In der Literatur findet sich keine eindeutige Evidenz für eine Wirkung des Mindestlohns auf die Arbeitsstunden in die eine oder andere Richtung.

Z mit kumulierter Dichtefunktion $F(\cdot)$. Die Wahrscheinlichkeit, dass ein Individuum i im Zeitpunkt t dem Mindestlohnregime unterliegt, lässt sich berechnen als

$$\pi_t^{min} = \Pr(Z_{it} \leq Z) = 1 - F(Z_{it}). \quad (7)$$

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

Zwei weitere alternative Annahmen beziehen sich auf die Verteilung von Z . In der ersten wird unterstellt, dass der Fehlerterm in (6) verschwindet, d. h. $\eta_{it} = 0$ für alle i und t :

A3: Zusätzlich zu A1 und A2 gilt, dass die Arbeitszeit von vollzeitbeschäftigten Arbeitnehmern nicht individuell differiert.

Eine weniger restriktive Annahme lässt eine Variation der Stundenvariable zu, unterstellt dabei aber eine spezifische Verteilung:

A4: Zusätzlich zu A1 und A2 folgt die Zufallsvariable Z einer Standardnormalverteilung.

Wird in einem statischen Modell ein generelles Lohnwachstum vernachlässigt, so kann die naturgemäß nicht unmittelbar 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 für den hier verwendeten Differenz-von-Differenzen-Ansatz vorliegt, ist es erforderlich, den Mindestlohn mit Hilfe der durchschnittlichen Jahreswachstumsrate in die jeweilige Periode vor der Einführung hineinzuprojizieren.

3.3 Schätzansatz

Im Folgenden soll der Einfachheit halber zunächst von Annahme A3 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 in Periode t :¹²

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

Die Unbekannten C (bzw. Y_t^T) und Y_t^K bzw. die den Entgeltwerten entsprechenden Gruppengrößen lassen sich mit Hilfe eines Maximum-Likelihood (ML-)Verfahrens schätzen. Die in Tabelle 3 aufgeführten Gruppengrößen maximieren die Likelihood-Funktion der jeweiligen Schätzungen.¹³

Es sollte darauf hingewiesen werden, dass aufgrund der fehlenden Informationen über die Arbeitsstunden die Annahme der Differenz-von-Differenzen-Methode verletzt wird, derzufolge eine Mindestlohneinführung keine Effekte auf die Kontrollgruppe hat. Mit einer bestimmten Wahrscheinlichkeit unterliegen auch die Individuen außerhalb der Treatment-

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.

¹² Im Gegensatz zum oben beschriebenen Ansatz, der nur eine Aufgliederung in Treatment- und Kontrollgruppe vorsieht, erfolgt hier eine Einteilung in drei Gruppen. Damit soll gewährleistet werden, dass sich die Personen in der Treatment- und Kontrollgruppe in ihren Eigenschaften und Beschäftigungsbedingungen ähneln. Vergleiche hierzu die Ausführungen in Abschnitt 3.1.

¹³ Zu beachten ist, dass bei Variation der Parameter C und Y_t^K die Zuordnung von Personen zur Treatment- und Kontrollgruppe im kritischen Abgrenzungsbereich verändert wird. Da hierdurch Diskontinuitäten entstehen, führen übliche ML-Optimierungsverfahren zu Problemen. Deshalb wurde für die Optimierung ein Grid-Search-Ansatz gewählt, bei dem wir die zu bestimmenden Parameter anhand eines feinen Rasters variierten.

gruppe dem Mindestlohnregime. Dieser Sachverhalt wird im vereinfachten Ansatz zur Gruppenunterteilung auf Basis von A3 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 A4 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 führen wir eine gewichtete Schätzung durch, die die individuellen Wahrscheinlichkeiten der Gruppenzugehörigkeit entsprechend berücksichtigt. Die Ergebnisse für die Schätzung unter der Annahme A4 werden dann mit denen des einfachen Ansatzes verglichen, um eine Vorstellung von der Robustheit der Verfahren zu erhalten.

Für die Untersuchung des Lohnwachstums werden nur Beobachtungen von Individuen verwendet, die zum Stichtag 30. Juni in den Jahren 1994, 1995, 1996 und 1997 beschäftigt waren. In den Differenz-von-Differenzen-Ansatz fließen somit die Lohnwachstumsraten zwischen 1994 und 1995, 1995 und 1996 sowie 1996 und 1997 ein, wobei sich die letztere auf den Zeitraum bezieht, in welchem der Mindestlohn eingeführt wurde.¹⁴

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

$$\Delta \ln Y_{it} = \mathbf{X}_{it} \beta + \alpha_1 DT_{it} + \alpha_2 DR_{it} + \alpha_3 D97_{it} + \alpha_4 DTD97_{it} + \alpha_5 D95_{it} + \alpha_6 WZ1_{it} + \alpha_7 WZ2_{it} + \alpha_8 WZ1_{i,t-1} + \alpha_9 WZ2_{i,t-1} + \varepsilon_{it} \quad (8)$$

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 \mathbf{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 Vari-

ablen 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 Mindestlohns auf das Lohnwachstum der Treatmentgruppe wird durch den Differenz-von-Differenzen-Schätzer α_4 wiedergegeben. Unter der Annahme eines allgemeinverbindlichen Mindestlohns würde man im Jahr 1997 für die Treatmentgruppe 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 ist daraus zu schließen, dass die Löhne der Personen in der Treatmentgruppe aufgrund der Mindestlohneinführung im Jahr 1997 tatsächlich eine höhere Steigerungsrate aufweisen.

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 Wahrscheinlichkeit 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.¹⁵ Das dafür verwendete Logit-Modell hat folgende Form:

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

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 0.¹⁶ Eine Antwort auf die Frage,

¹⁴ Die Berechnung der Lohnwachstumsraten wurde auf den Mittelpunkt der jeweiligen Beschäftigungsspeils bezogen. In gleicher Weise 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.

¹⁵ Betrachtet wurden nur Personen, die auch zum 30. Juni des jeweiligen Vorjahres beschäftigt waren.

¹⁶ Die Variablen $WZ1$ und $WZ2$ wurden hier nur verzögert in den Schätzansatz aufgenommen, um ein Endogenitätsproblem zu vermeiden.

Ein weiterer Zustand (Nichtteilnahme am Erwerbsleben) wird nicht weiter betrachtet, da er für die hier analysierte Gruppe der vollzeitbeschäftigten Männer keine hohe quantitative Bedeutung besitzt.

ob ein Individuum in der Treatmentgruppe durch den Mindestlohn einem höheren Risiko ausgesetzt ist, den Arbeitsplatz zu verlieren, gibt der marginale Effekt des Koeffizienten α_4 . Dieser stellt den Differenz-von-Differenzen-Schätzer dar.

Da er sich auf zwei binäre interagierende Variablen bezieht, wird der mit $IE(\alpha_4)$ bezeichnete marginale Effekt des Interaktionsterms durch doppelte Differenzenbildung berechnet:

$$IE(\alpha_4) = [\Lambda(DT = 1, D97 = 1) - \Lambda(DT = 1, D97 = 0)] - [\Lambda(DT = 0, D97 = 1) - \Lambda(DT = 0, D97 = 0)], \quad (10)$$

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 Delta-Methode ermittelt. Für weitere Details zur Berechnung des Interaktionseffekts sei auf Ai und Norton (2003) und Norton et al. (2004) verwiesen.

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.¹⁷ Basierend auf der seit 1973 existierenden Meldepflicht aller sozialversicherungspflichtig Beschäftigten 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.¹⁸ 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 bereits 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 einer Mindestlohnuntersuchung für Arbeiter kein quantitativ bedeutendes Problem darstellt.¹⁹ Nicht in den Daten enthalten sind Informationen über entsandte Arbeiter aus anderen Ländern, vor denen das Entsendegesetz deutsche Arbeiter im Baugewerbe protektionieren soll. Es können somit keine Angaben über Mindestlohneffekte für Entsandte getroffen werden.

Für die nachfolgende Untersuchung wurden nur Beobachtungen von Arbeitern im Bauhauptgewerbe 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 Arbeitszeiten nicht mit in die Analyse einbezogen. Ebenfalls ausgeschlossen wurden, neben den Angestellten, Auszubildende, Teilzeitarbeiter und Heimarbeiter. Des Weiteren wurden nur Beobachtungen von 1994 bis 1997 untersucht, um damit die Zeitspanne vor und nach der Einführung des Mindestlohns zu erfassen.²⁰

¹⁷ Für weitere Ausführungen zu diesem Datensatz sei hier auf Bender et al. (2000) und Bender et al. (1996) verwiesen.

¹⁸ 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.

¹⁹ Betroffen ist in unserer Stichprobe nur eine geringe Anzahl von Personen in der Restgruppe. Diese wurden aus der Analyse ausgeschlossen.

²⁰ Vergleiche Abschnitt 3.

Tabelle 2

Untere Dezile der Lohnverteilung und Mindestlohn im Bauhauptgewerbe in Ost- und Westdeutschland im Zeitraum 1994 bis 1999

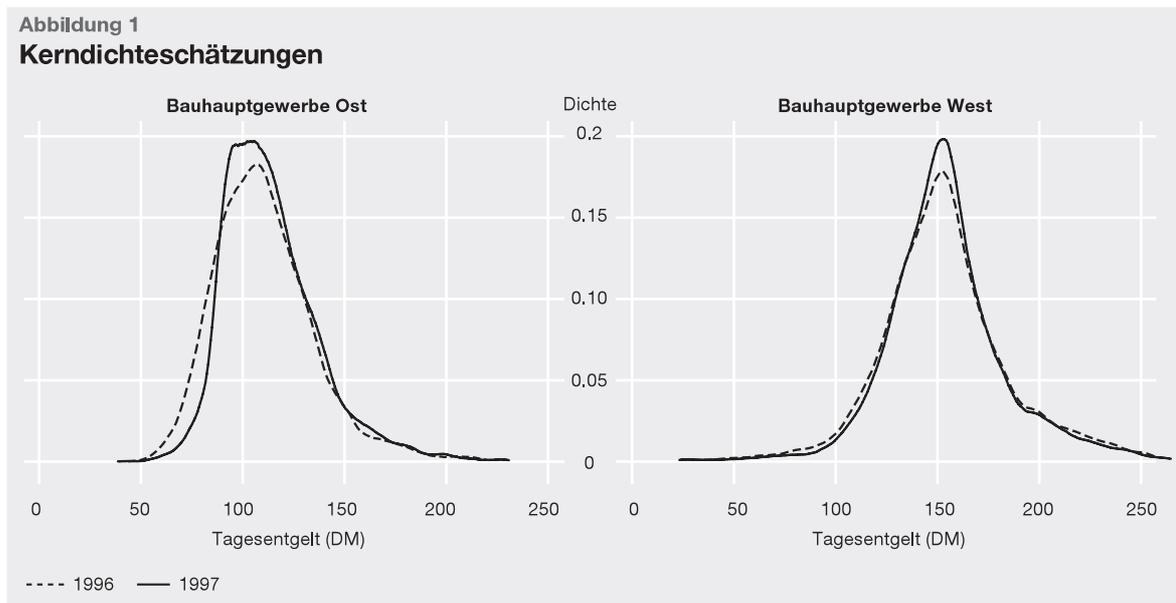
Dezile	Jahr						% diff.
	1994	1995	1996	1997	1998	1999	(6)/(1)
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
Bauhauptgewerbe West							
Stundenlöhne in Euro							
D1	10,28	10,47	10,66	10,57	10,70	11,23	9,22
D2	11,34	11,54	11,74	11,73	11,78	12,28	8,26
D3	12,14	12,33	12,45	12,45	12,50	12,98	6,93
D4	12,67	12,87	13,08	13,08	13,13	13,68	7,68
Median	13,20	13,49	13,62	13,53	13,67	14,03	6,28
Jahreswachstumsraten 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				63,10	59,80	58,30	
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
Jahreswachstumsraten 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				81,60	81,40	79,00	
als Perzentil der Lohnverteilung des Vorjahres				18	9	6	

Anmerkung: Bezüglich der Annahmen, die der Berechnung zugrunde liegen, siehe Text.
D1 bis D4 bezeichnen das erste bis vierte Dezil.

5 Deskriptive Evidenz

Tabelle 2 stellt die Entwicklung der unteren Dezile der Lohnverteilung und ihr Verhältnis zum Mindest-

lohn für das Bauhauptgewerbe in den Jahren 1994 bis 1999 dar. Die enthaltenen Stundenlöhne wurden auf Basis der in Tabelle 1 aufgeführten tariflichen Arbeitszeit einschließlich der Überstundenkomponente



und mit Hilfe der (restriktiven) Annahme A3 berechnet. Im Beobachtungszeitraum ist demnach der Medianlohn insgesamt im westdeutschen Bauhauptgewerbe um ca. 6 %, im ostdeutschen hingegen um über 8 % angestiegen. In beiden Teilen des Landes sind die höchsten Wachstumsraten für alle Dezile unterhalb des Medians im ersten (D1) zu verzeichnen, während sie für höhere 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 hingegen mit etwa 19 % um mehr als das Doppelte. Angesichts dieser Zahlen lässt sich festhalten, dass Mitte der neunziger Jahre in Ostdeutschland eine sehr viel stärkere Lohnkompression im linken Teil der Verteilung stattfand, als das in Westdeutschland der Fall war.

Bei der Betrachtung der Jahreswachstumsraten der Löhne für die verschiedenen Dezile lassen sich tarifvertragliche Einflüsse erkennen. Typischerweise steigen die Lohnwachstumsraten nach Inkrafttreten eines neuen Tarifvertrages gleichmäßig über alle Dezile hinweg an. Im Jahr der Mindestlohneinführung 1997 treten in Westdeutschland allerdings sogar geringfügig negative Wachstumsraten auf, die zwischen -1% und 0% schwanken.²¹ In den neuen Bundesländern steigen hingegen die Stundenlöhne für das erste Dezil um $6,4\%$ und auch das zweite

Dezil weist eine für dieses Jahr überdurchschnittliche Wachstumsrate auf.²² Dieser Sachverhalt kann als erstes Indiz für eine Wirkung der Mindestlohnregelung besonders im Osten gewertet werden, zumal die Wachstumsrate für das erste Dezil die höchste unter allen hier aufgeführten Werten ist.

Weiterhin enthält Tabelle 2 Angaben über die Höhe des Mindestlohns in Prozent des Medianlohns sowie als Perzentil der Lohnverteilung des Vorjahres. Beide Werte sind als Indikator für das Ausmaß der Betroffenheit von der Mindestlohnregelung zu werten. Wiederum tritt ein deutlicher Ost-West-Unterschied hervor. Im Jahr 1997 beträgt der Mindestlohn in Westdeutschland 63% des Medianlohnes, dem Mindestlohnregime unterliegen etwa 4% der hier erfassten Arbeitnehmer. Im Gegensatz dazu erreicht der Mindestlohn in Ostdeutschland 82% des Medianlohns. Gemessen an den Löhnen des Vorjahres liegen hier die Verdienste von ca. 18% der gewerblichen Arbeitnehmer unterhalb der Mindestlohngrenze.²³

Abbildung 1 stellt Kerndichteschätzungen für die Verteilung der Tagesentgelte der beiden Regionen in den Jahren 1996 und 1997 dar. Auch hier zeigen

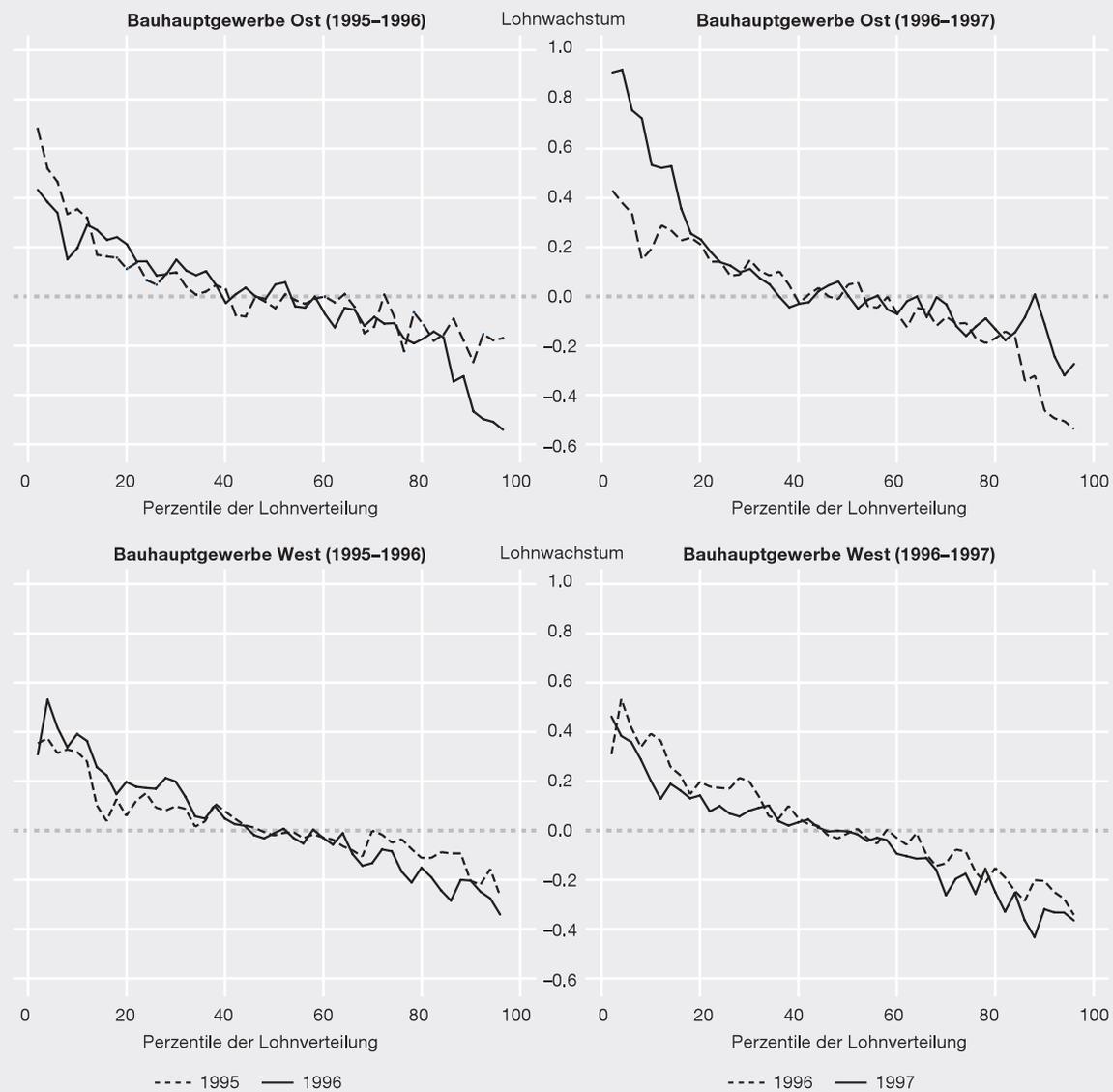
²² Im Vergleich dazu liegen die Wachstumsraten 1997 über alle Branchen Ostdeutschlands hinweg für Arbeiter im untersten Dezil bei $0,3\%$, im zweiten bei $1,5\%$. Diese Werte sind die niedrigsten im Zeitraum 1994 bis 1998.

²³ 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 ebenfalls auf die Wirksamkeit des Mindestlohns hindeuten. Die Veränderung in den alten Bundesländern ist hingegen marginal.

²¹ Auch im Aggregat liegen die Lohnwachstumsraten für westdeutsche Arbeiter in den ersten beiden Dezilen in diesem Bereich.

Abbildung 2

Lohnwachstum gegenüber dem Vorjahr nach der Position in der Lohnverteilung (1995 bis 1997)



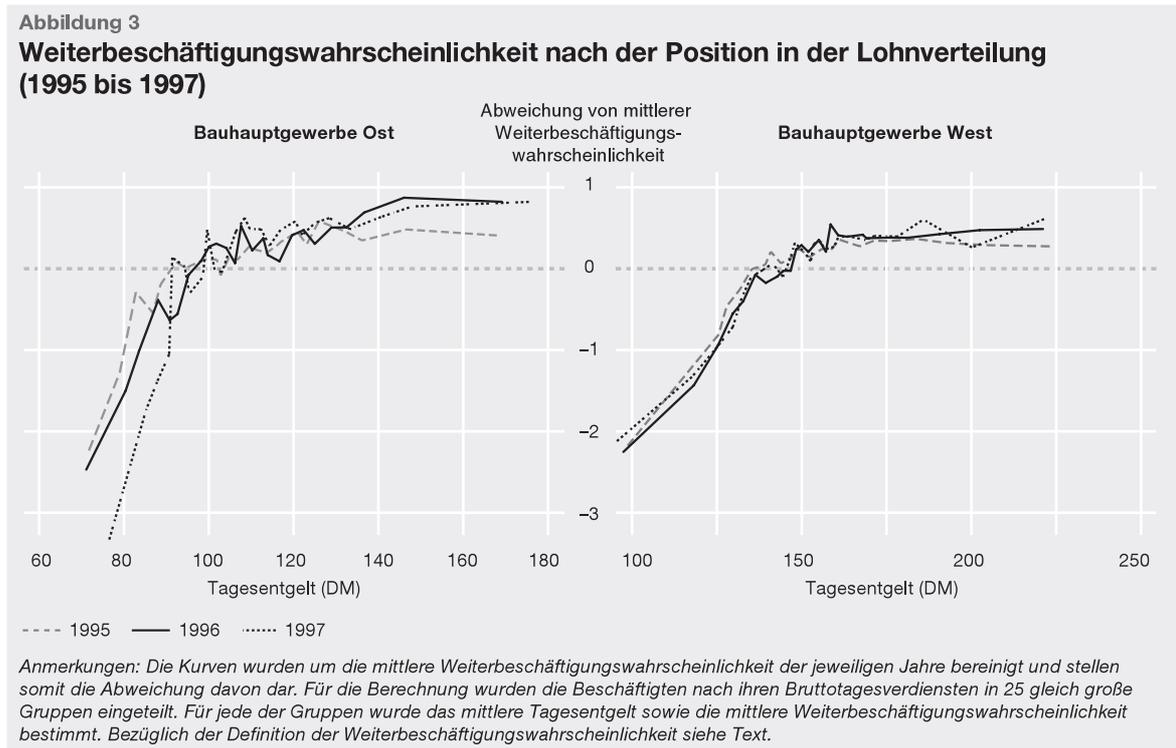
Anmerkung: Die Lohnwachstumsraten wurden um die Medianwachstumsrate korrigiert.

sich im Bauhauptgewerbe West nur geringe Veränderungen in der Lohnverteilung, während demgegenüber im Osten eine deutliche Reaktion der Löhne zu erkennen ist. Zu betonen ist, dass die Verteilung auf der linken Seite steiler wird, 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.

Abbildung 2 nimmt einen Vergleich der Lohnwachstumsraten 1995/1996 mit denen von 1996/1997 vor,

wobei letztere die Effekte der Mindestlohneinführung einschließen.²⁴ Generell ergeben sich mit steigenden Perzentilen fallende Kurven, d. h. im Durchschnitt sind die Lohnwachstumsraten in der aktuellen Periode umso geringer, je höher die Position in der Lohnverteilung der Vorperiode war. Dieser negative Zusammenhang belegt für unsere Daten das in der Literatur häufiger beschriebene *reversion-to-*

²⁴ Die Lohnwachstumsraten wurden dabei jeweils um das Medianwachstum des entsprechenden Jahres bereinigt.



the-mean-Phänomen. Bezüglich der Entwicklung der Lohnwachstumsraten bestätigen sich größtenteils die oben bereits geschilderten Sachverhalte. Im Unterschied zu Westdeutschland sind in Ostdeutschland deutliche Effekte des Mindestlohns auf die unteren Perzentile der Lohnverteilung im Bauhauptgewerbe zu erkennen. Die Lohnwachstumsraten 1996/1997 sind für etwa die ersten beiden Dezile der Lohnverteilung deutlich höher als zwischen den Jahren 1995 und 1996.

Bezüglich der deskriptiven Evidenz der Lohnentwicklung lässt sich zusammenfassend sagen, dass in Ostdeutschland zur Zeit des Inkrafttretens des Entsendegesetzes Arbeiter im Niedriglohnbereich eine überdurchschnittliche Lohnsteigerung erfahren. In Westdeutschland erlaubt der deskriptive Befund keine 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 Mindestlohns 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 Mindestlohns auf die Beschäftigungssituation vermitteln. Dabei sind in den Diagrammen die Verläufe von 1995 bis 1997 abgetragen. Wie übereinstimmend aus beiden Teilgrafiken

hervorgeht, sind die Beschäftigungsverhältnisse im Niedriglohnbereich generell deutlich prekärer als die im mittleren oder oberen Bereich der Lohnverteilung. Im Vergleich der einzelnen Jahre zeigt sich für Ostdeutschland, dass die Weiterbeschäftigungswahrscheinlichkeiten für 1997 bis zu einem Tagesentgelt von ca. 95 DM deutlich unter denen der Jahre 1995 und 1996 liegen, wohingegen sich bei höheren Tagesentgelten keine größeren Differenzen mehr feststellen lassen. Dies kann als ein erster Hinweis auf einen möglichen negativen Beschäftigungseffekt des Mindestlohns interpretiert werden. Im Westen fallen hingegen die Kurven der Weiterbeschäftigungswahrscheinlichkeiten im gesamten Bereich der Verteilung fast genau aufeinander. Beschäftigungseffekte im Jahr 1997 sind demnach in der entsprechenden Teilgrafik nicht zu erkennen.

6 Schätzergebnisse

Bevor wir die Lohn- und Beschäftigungsschätzungen für die beiden Regionen näher erläutern, ist auf die Resultate zur Bestimmung der Gruppengrößen bzw. der kritischen Entgeltwerte nach dem ML-Kriterium²⁵ einzugehen.

²⁵ Vergleiche hierzu Abschnitt 3.3.

Tabelle 3
Ergebnisse des ML-Verfahrens

	Variante 1		Variante 2	
	Ost	West	Ost	West
Größe Treatmentgruppe	17,56 %	10,76 %	20,80 %	18,30 %
Größe Kontrollgruppe	56,53 %	55,84 %	61,80 %	63,70 %
Größe Restgruppe	25,91 %	33,40 %	17,40 %	18,00 %
σ_n			12,6	15,0
ln likelihood	20973,949	37960,400	61974,629	113058,170

Anmerkungen:

Die ausgewiesenen Parameter wurden anhand des ML-Kriteriums für die Lohnschätzungen bestimmt.

Die Optimalwerte wurden dann für die Beschäftigungsschätzung übernommen.

Variante 1 liegt Annahme A3 zugrunde (zur Beschreibung siehe Abschnitt 3.3). Variante 2 bezieht sich auf Annahme A4.

Für weitere Erläuterungen siehe Text.

Hierbei ist erwähnenswert, dass das angewandte Verfahren die Treatmentgruppe für das Bauhauptgewerbe Ost sowohl für Schätzvariante 1 als auch für Variante 2 fast genau dort abtrennt, wo man auch anhand der deskriptiven Analyse eine Grenze der Mindestlohn Betroffenheit vermuten würde. So entspricht Tabelle 2 zufolge der Mindestlohn dem 18. Perzentil der Lohnverteilung des Vorjahres.

Die Größe der Treatmentgruppe nach dem ML-Kriterium für das Bauhauptgewerbe West liegt bei etwa 11 % für Variante 1. Für Alternative 2 hingegen wird nach dem ML-Kriterium eine Gruppengröße von 18 % bestimmt. Keiner der beiden Werte stimmt mit der deskriptiven Evidenz überein, die eine Größe der Treatmentgruppe im Westen von ca. 4 % erwarten lassen würde. Es ist jedoch zu betonen, dass die deskriptiven Ergebnisse eine Reihe von zusätzlichen Einflüssen nicht berücksichtigen können, für die die Schätzung kontrolliert. Daher ist der ökonomische Ansatz der deskriptiven Analyse klar vorzuziehen. Eine weitere Erklärung für die deutliche Ausweitung der Gruppe der Betroffenen könnte in Spillover-Effekten liegen. Dies würde bedeuten, dass auch Arbeiter, deren Entgelte vor der Einführung des Mindestlohns bereits bei oder moderat über dessen Niveau lagen, aufgrund von Differenzierungsge-sichtspunkten überdurchschnittliche Lohnzuwächse erhielten. Es ist zu betonen, dass der von uns verwendete probabilistische Ansatz neben einem direkten auch einen solchen indirekten Effekt des Mindestlohns zulässt.

6.1 Lohneffekte

Tabelle 4 enthält die Ergebnisse für die Schätzung der Effekte des Mindestlohns auf das Lohnwachstum der Treatmentgruppe in Ostdeutschland für

beide Ansätze. Neben den bereits in Abschnitt 3.3 erläuterten Variablen wurden als zusätzliche Kontrollvariablen Alter (*ALTER*), Alter quadriert (*ALTER²*), Dummies für den Bildungsgrad (*DBILD*)²⁶, Stellung im Beruf (*DSTIB*)²⁷ sowie für die neun Kreistypen (*DKT*)²⁸ eingeführt. Bei den Schätzungen auf Grundlage der Daten für Westdeutschland ist weiterhin eine binäre Variable für Inländer enthalten.

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 (außer *ALTER* in Variante 2), ebenso wenig wie die meisten Koeffizienten für den Bildungsgrad und die Kreistypen. Die Koeffizienten von neun (acht) der zwölf Variablen, die in Alternative 1 (bzw. Alternative 2) für die Effekte der Winterarbeitszeit kontrollieren, sind statistisch signifikant, zum Teil sogar hochsignifikant. Auch die Dummy-Variablen, die die Stellung im Beruf abbilden, haben, v. a. in Variante 1, einen statistisch gesicherten Einfluss. Die Zeitdummies für die Jahre 1995 und 1997²⁹ weisen mit jeweils unterschiedlichen Vorzeichen ebenfalls signifikante Koeffi-

²⁶ *BILD2* beschreibt den Bildungsgrad von Arbeitern mit abgeschlossener Ausbildung, aber ohne höhere Schulbildung. Eine Person mit *BILD3* (*BILD4*) besitzt Hochschulreife ohne (mit) abgeschlossener Ausbildung. Einem Absolvent der Fachhochschule (Hochschule) wird *BILD5* (*BILD6*) zugeordnet. Die Referenzkategorie stellen hier Arbeiter ohne abgeschlossene Ausbildung und höhere Schulbildung dar. Für Personen mit unbekannter Ausbildung wurden die Kategorie *BILDU* eingeführt.

²⁷ *STIB2* bezeichnet Facharbeiter, *STIB3* Meister und Poliere. Als Referenzkategorie dienen hier Nichtfacharbeiter.

²⁸ Verwendet wird die Klassifikation des Bundesamts für Bauwesen und Raumordnung (BBR). Die Regionstypen reichen von hochverdichteten Kreisen in Agglomerationsräumen (*KT2*) bis hin zu ländlichen Gebieten in der Peripherie (*KT9*). Hier gehen Kernstädte als Referenzkategorie ein.

²⁹ 1996 dient hier als Referenzjahr.

Tabelle 4

Lohnwachstumsschätzung Ostdeutschland Bauhauptgewerbe

	Variante 1		Variante 2	
	Koeff.	t-Stat.	Koeff.	t-Stat.
DT	0,036	19,88	0,027	19,37
D97	-0,022	-2,48	-0,016	-1,45
DTD97	0,030	8,14	0,011	4,13
DR	-0,028	-19,63	-0,025	-18,55
D95	0,067	7,35	0,069	5,94
ALTER	0,000	-0,71	-0,001	-2,49
ALTER ²	0,000	0,08	0,001	1,66
DBILD2	-0,004	-1,49	-0,005	-1,89
DBILD3	0,009	0,54	0,008	0,38
DBILD4	-0,014	-1,46	-0,014	-2,01
DBILD5	0,025	1,73	0,020	1,83
DBILD6	0,075	2,12	0,070	2,04
DBILDU	-0,001	-0,30	-0,002	-0,83
DSTIB2	0,005	3,06	0,002	1,35
DSTIB3	0,033	8,57	0,028	8,15
DKT2	-0,006	-1,22	-0,005	-1,43
DKT3	-0,008	-2,93	-0,005	-2,41
DKT4	-0,003	-1,39	-0,002	-1,19
DKT5	-0,003	-1,27	-0,003	-1,15
DKT6	-0,010	-4,76	-0,007	-3,96
DKT7	-0,004	-1,70	-0,001	-0,53
DKT8	-0,007	-2,97	-0,005	-2,44
DKT9	0,000	-0,08	0,002	1,10
VWZ1-95	0,027	2,14	0,016	1,13
VWZ2-95	-0,235	-11,35	-0,252	-9,72
VWZ1-96	0,092	6,85	0,084	5,76
VWZ2-96	0,036	1,69	0,030	1,14
VWZ1-97	0,071	5,53	0,052	4,02
VWZ2-97	0,097	4,02	0,072	2,60
WZ1-95	-0,015	-1,12	-0,018	-1,18
WZ2-95	0,179	9,77	0,169	8,59
WZ1-96	0,008	0,81	0,000	0,01
WZ2-96	0,126	7,41	0,113	5,93
WZ1-97	0,034	2,87	0,025	2,03
WZ2-97	0,071	3,96	0,048	2,66
Konstante	0,003	0,23	0,022	1,96
N	18733		18733	
$\overline{R^2}$	0,126		0,100	
RMSE	0,079		0,080	
F(35, N-35)	76,78		76,71	
LR-Test	66,32		34,24	

Anmerkungen:

Für die Beschreibung der Variablen und der Schätzmethode sei auf den Text verwiesen.

LR-Test: Test auf Signifikanz des Treatmenteffekts.

Aus Gründen der Übersichtlichkeit wurden die Verzögerungen der Variablen WZ mit VWZ bezeichnet.

Für weitere Anmerkungen siehe Tabelle 3.

Tabelle 5
Lohnwachstumsschätzungen

	Variante 1		Variante 2	
	Ost	West	Ost	West
Schätzkoeffizienten				
DT	0,036 (19,88)	0,034 (20,47)	0,027 (19,37)	0,021 (20,12)
D97	-0,022 (-2,48)	-0,052 (-7,73)	-0,016 (-1,45)	-0,052 (-5,99)
DTD97	0,030 (8,14)	0,004 (1,33)	0,011 (4,13)	0,005 (2,85)
Statistiken				
N	18733	30705	18733	30705
\bar{R}^2	0,126	0,116	0,1	0,1019
RMSE	0,079	0,07	0,08	0,071
F(35, N-35)	76,78	112,99	76,71	116,95
LR-Test	66,32	1,78	34,24	18,19

Anmerkung: t-Werte in Klammern.

zienten auf, was die allgemeine Entwicklung im Baugewerbe widerspiegelt. Eine Ausnahme bildet hier der Dummy für das Jahr der Mindestlohneinführung in Variante 2, der zwar negativ, jedoch statistisch nicht signifikant ist.

Die Datenbasis für diese Schätzung umfasst das Lohnwachstum von 1994 auf 1995, 1995 auf 1996 und 1996 auf 1997. Für diesen Zeitraum ergibt sich in beiden Varianten 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 beiden Schätzungen ergeben hierfür jeweils 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. Erkennbar ist, dass der Effekt in Variante 2 geringer ist als in Variante 1.

Die für unsere Analyse besonders wichtigen Schätzergebnisse sind für beide Regionen und Varianten in Tabelle 5 dargestellt.³⁰ Die Koeffizienten der

Dummy-Variable für die Treatmentgruppe erweisen sich in allen vier Schätzungen als hochsignifikant und positiv, während die Jahresdummies für 1997 überall negativ sind.

Für den Interaktionseffekt, der den Effekt des Mindestlohns auf die Treatmentgruppe ausweist, ergibt sich ebenfalls ein einheitliches Bild. Ebenso wie für Ostdeutschland sind auch die beide Koeffizienten für Westdeutschland positiv, statistisch signifikant allerdings nur in der von uns präferierten Schätzvariante 2. Aus der Analyse ergibt sich, dass die Einführung des Mindestlohns – entgegen dem aus der deskriptiven Evidenz erhaltenen ersten Eindruck – auch in Westdeutschland einen positiven Effekt auf das Lohnwachstum der Betroffenen am unteren Ende der Verteilung ausgeübt hat.

6.2 Beschäftigungseffekte

Im Folgenden werden die Resultate der Logitschätzung der Beschäftigungsgleichung besprochen. Die in Tabelle A1 im Anhang ausgewiesenen Koeffizienten sind die „Roheffekte“ der erklärenden Variablen auf die Weiterbeschäftigungswahrscheinlichkeit eines gewerblichen Arbeitnehmers im ostdeutschen Bauhauptgewerbe für beide Schätzvarianten. Unmittelbar sind diese Koeffizienten sowie die entsprechenden z-Werte allerdings nicht sinnvoll zu interpretieren, da sie keine marginalen Effekte darstellen. Insbesondere gilt dies für die Koeffizienten der Interaktionsvariable *DTD97*. Aus dem Sachverhalt, dass diese als offenbar insignifikant ausgewiesen werden, dürfen keine Rückschlüsse auf den tatsächlichen Treatmenteffekt gezogen werden. Dieser lässt sich

³⁰ Auf eine eingehendere Betrachtung der Kontrollvariablen für die Schätzungen auf Basis von westdeutschen Daten wird an dieser Stelle aus Platzgründen verzichtet. Die detaillierten Schätzergebnisse sind auf Anfrage von den Autoren erhältlich.

Tabelle 6
Logitschätzungen der Beschäftigungsgleichung

	Variante 1		Variante 2	
	Ost	West	Ost	West
Schätzkoeffizienten				
DT	-1,046 (-14,86)	-1,193 (-16,21)	-0,802 (-14,05)	-0,890 (-15,90)
D97	-0,860 (-4,57)	-0,136 (-0,79)	-0,900 (-5,60)	-0,106 (-0,71)
DTD97	0,076 (0,66)	0,320 (2,66)	0,153 (1,71)	0,201 (2,23)
Statistiken				
N	20825	32785	20825	32785
Pseudo R ²	0,1802	0,2061	0,1676	0,1939
Korrigierter marginaler Interaktionseffekt für DTD97				
Interaktionseffekt	-0,041	0,022	-0,02	0,011
Standardfehler	0,019	0,012	0,012	0,007
Z-Werte	-2,32	1,88	-1,898	1,53

Anmerkungen:

z-Werte in Klammern.

Zur Berechnung des marginalen Effekts der Interaktion sowie der Standardfehler siehe Abschnitt 3.3.

erst durch die von Ai und Norton (2003) beschriebene Methode zur Berechnung des korrigierten Interaktionseffekts in nicht-linearen Schätzmodellen bestimmen. Zusätzlich zu den „Rohwerten“ der hier relevanten Koeffizienten enthält Tabelle 6 für das Bauhauptgewerbe in Ost- und Westdeutschland jeweils für beide Schätzalternativen den nach diesem Verfahren berechneten marginalen Interaktionseffekt.³¹ Es wird ersichtlich, dass sich die für die Interpretation entscheidenden marginalen Effekte in Vorzeichen und Größe von den Rohwerten deutlich unterscheiden. Gleiches gilt für die entsprechenden z-Werte.

Beispielsweise ist der Koeffizient der Interaktionsvariablen *DTD97* in beiden Schätzungen für das Bauhauptgewerbe Ost positiv, aber nicht signifikant. Der korrigierte marginale Effekt ist hingegen *negativ* und zumindest für Schätzvariante 1 deutlich signifikant. Somit ergibt sich als Schlussfolgerung: Durch die Einführung des Mindestlohns im Rahmen des Entsendegesetzes unterlag die Gruppe der betroffenen Arbeitnehmer in Ostdeutschland einem im Verhältnis zur Kontrollgruppe höheren Risiko, den Arbeitsplatz zu verlieren. Dieses Ergebnis deutete sich bereits bei der deskriptiven Analyse an.

Im Gegensatz dazu resultiert aus der Berechnung der korrigierten marginalen Effekte für das Bau-

hauptgewerbe West ein *positiver* Effekt der Mindestlohnregelung auf die Weiterbeschäftigungswahrscheinlichkeit der betroffenen Arbeitnehmer. Dieser Effekt erweist sich in Schätzvariante 1 sogar als statistisch signifikant. In den alten Bundesländern kann unserer Analyse zufolge eine beschäftigungsschädliche Wirkung der Mindestlohnregelungen somit nicht nachgewiesen werden. Auch wenn angesichts der teilweise nicht gegebenen statistischen Signifikanz Vorsicht bei der Interpretation geboten ist, deutet sich hier ein Beschäftigungszuwachs in der Gruppe der betroffenen Arbeitnehmer an.

7 Kritische Diskussion

Der von uns hier verwendete Ansatz beruht auf der Differenz-von-Differenzen-Methode, die seit der Pionierarbeit von Card und Krueger (1994) im Mindestlohnkontext häufig angewendet wird. Ein wesentlicher Vorteil dieser Vorgehensweise liegt darin, dass um alle Faktoren bereinigt wird, die für Kontroll- und Treatmentgruppe identisch sind. Gemeinsame Trendentwicklungen – etwa aufgrund von Produktivitätswachstum – fallen dabei ebenso heraus wie konjunkturelle Einflüsse und allgemeine Kosten- und Preissteigerungen. Dennoch ist der Ansatz nicht vollkommen immun gegenüber Kritik. So kann man auf den sogenannten *Ashenfelter Dip* verweisen, der darauf beruht, dass sich eine Situationsänderung schon im Vorfeld einer ergriffenen Maß-

³¹ Zur Berechnung des marginalen Effekts der Interaktion siehe Abschnitt 3.3.

nahme zeigt.³² In unserem Zusammenhang würde sich dieser Sachverhalt ergeben, wenn Firmen bereits in Antizipation der Mindestlohneinführung Lohnsetzung und Einstellungsverhalten änderten. Obwohl eine solche Vorwegnahme der Reaktion grundsätzlich nicht ausgeschlossen werden kann, halten wir sie allerdings hier für wenig wahrscheinlich. Aufgrund der anhaltenden Diskussionen im Vorfeld der Mindestlohneinführung war die konkrete Höhe bis kurz vor der Gesetzesänderung für die Akteure nicht verlässlich prognostizierbar.

Ein weiterer möglicher Kritikpunkt ist die Annahme im traditionellen Differenz-von-Differenzen-Ansatz, dass die Kontrollgruppe nicht von dem zu untersuchenden Treatment beeinflusst wird. Im Unterschied zu anderen Untersuchungsdesigns, beispielsweise im medizinischen Bereich, dürfte eine vollkommen exakte Abgrenzung zwischen den beiden Gruppen im sozialwissenschaftlichen Kontext nur in Ausnahmefällen möglich sein. Wie beschrieben, ergibt sich in unserer Anwendung eine Unschärfe bei der Zuordnung allein schon aus der fehlenden Stundeninformation.³³ Hinzu kommen sogenannte Spillover-Effekte. Diese besagen, dass Anpassungen auch oberhalb der Mindestlohngrenze erfolgen, beispielsweise aufgrund der Notwendigkeit betrieblicher Lohndifferenzierung. Es ist davon auszugehen, dass sich diese Effekte mit zunehmender Entfernung zur Gruppe der vom Mindestlohn direkt Betroffenen sukzessive abschwächen.

Durch die Unschärfe der Gruppenzuordnung sowie den Spillover-Effekt ergeben sich zwangsläufig gewisse Abweichungen von einem Differenz-von-Differenzen-Ansatz im klassischen Sinne. Dadurch werden die tatsächlichen Effekte möglicherweise etwas verwischt, aber keinesfalls vollkommen überlagert oder gar in ihr Gegenteil verkehrt, wenn vorausgesetzt werden kann, dass weiterhin deutliche Unterschiede in der Treatmentintensität vorliegen. Davon ist jedoch auszugehen, wenn nach der endogenen Bestimmung von Treatment- und Kontrollgruppe signifikante Effekte auftreten.

Eine weitere Fehlerquelle mag dadurch ins Spiel kommen, dass durch die Mindestlohneinführung die Trendentwicklung der Kontrollgruppe beeinflusst wird. Angeführt werden in diesem Zusammenhang Komplementaritäts- und Substitutionseffekte. Nicht auszuschließen ist, dass – dem neoklassischen

Marktmodell entsprechend – potenzielle Mindestlohnempfänger durch Arbeitskräfte ersetzt werden, deren Grenzproduktivität und Lohnsätze knapp über dem Mindestlohn liegen. Wäre dies der Fall, würde die negative Beschäftigungswirkung des Mindestlohns über-, ein möglicher positiver Effekt hingegen unterzeichnet. In die entgegengesetzte Richtung könnten Komplementaritätseffekte wirken.

Zusätzlich besteht die Möglichkeit, dass Personen in der Vergleichsgruppe ebenso wie die vom Mindestlohn direkt Betroffenen durch einen höheren Kapitaleinsatz substituiert werden, weil sich insgesamt der Produktionsfaktor Arbeit verteuert. Die Effekte der Einführung einer Lohnuntergrenze würden dann unterschätzt. Angesichts der Tatsache, dass der Bausektor von hohem Arbeitseinsatz und geringerer Kapitalintensität geprägt ist, erscheint das Argument für unsere Untersuchung hier allerdings von geringer Relevanz. Gerade in dieser Branche ist es nur begrenzt möglich, Arbeitskräfte durch Maschinen zu ersetzen. Eine weitgehende Automatisierung ist im Bausektor nicht absehbar.

Generell können sich positive Beschäftigungseffekte auch durch die Verdrängung entsandter Arbeiter durch einheimische Arbeitskräfte ergeben, da ausländische Firmen ihren Lohnkostenvorteil verlieren. Dies würde zu einer positiven Verzerrung der hier berechneten Beschäftigungseffekte führen. Belastbare Daten über die Zahl der nach Deutschland entsandten Arbeiter im Beobachtungszeitraum liegen nicht vor. Wegen dieser fehlenden Information werden mögliche Jobverluste in dieser Gruppe nicht erfasst und können deshalb auch nicht dem Mindestlohn zugerechnet werden.

Zu einer Verzerrung in die andere Richtung käme es, wenn nach Inkrafttreten des Entsendegesetzes Niedriglohnbeschäftigung aus dem Bauhauptgewerbe in andere, nicht von den Mindestlohnregelungen betroffene Sektoren, z. B. bestimmte Bereiche des Ausbaugewerbes, verschoben worden wäre. Inwieweit dieses Erklärungsmuster trägt, müssen weitere Untersuchungen zeigen.

Kritisch könnte auch die Annahme sein, dass der Mindestlohn sich nicht auf die Zahl der faktisch gearbeiteten Stunden auswirkt. Argumentiert wird häufig, dass Firmen die Zahl der unbezahlten Stunden erhöhen könnten, um dadurch die zusätzlichen Lohnkosten auszugleichen und den Mindestlohn zu unterlaufen. Dann dürfte allerdings aufgrund des faktisch gleichbleibenden Einkommens kein Lohneffekt des Mindestlohns auftreten. Da wir jedoch signifikante Lohneffekte sowohl für West- als auch für Ostdeutschland finden, ist es wenig plausibel,

³² Vergleiche hierzu beispielsweise Hübler (2001).

³³ Diese Problematik liegt auch dann vor, wenn die Datensätze über Stundeninformationen verfügen, da diese Angaben in aller Regel mit Rundungs- und Messfehlern behaftet sind.

dass Arbeitszeiteinflüsse der genannten Art unsere Ergebnisse wesentlich verfälschen.

Auch wenn sich die genannten potenziellen Fehlerquellen teilweise kompensieren, können mögliche Verzerrungen der quantitativen Effekte in die eine oder andere Richtung nicht ausgeschlossen werden. Dass sich die hier bestimmten Wirkungsrichtungen der Mindestlohnregelung allerdings in ihr Gegenteil verkehren, halten wir aber für unwahrscheinlich.

8 Zusammenfassung und Schlussfolgerungen

Der vorliegende Aufsatz untersucht anhand von Mikrodaten aus der Beschäftigtenstatistik die Lohn- und Beschäftigungseffekte der Mindestlohnregelungen im deutschen Bauhauptgewerbe, die durch das Entsendegesetz von 1996 für alle gewerblichen Arbeiter rechtsverbindlich wurden. Angewendet wird ein Differenz-von-Differenzen-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. Zu betonen ist, dass der zweite Ansatz die Unschärfe der Gruppeneinteilung aufgrund der fehlenden Stundeninformation adäquat berücksichtigt. Er entspricht somit unserer präferierten Variante, auch wenn die Modellierung der Unschärfe aufgrund der fehlenden Stundeninformation teilweise zu einer Verringerung der statistischen Signifikanz führen könnte. Zusätzlich ist anzumerken, dass aufgrund fehlender Datenbasis keine Aussagen über Mindestlohneffekte für ausländische Entsandte getroffen werden können.

Die Ergebnisse differieren zwischen den alten und neuen Bundesländern. Dies erscheint allerdings 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

Beschäftigungseffekte für das ostdeutsche Bauhauptgewerbe ergeben. Der Personenkreis, der mit hoher Wahrscheinlichkeit von der gesetzlichen Untergrenze für das Arbeitsentgelt betroffen war, weist in diesem Sektor ein im Vergleich zur Kontrollgruppe hochsignifikant höheres Lohnwachstum auf. Dies bedeutet auf der einen Seite, dass die Mindestlohnregelung hier stark 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 hier offenbar teilweise durch Jobverluste unter den vom Mindestlohn betroffenen Arbeitern erkaufte.

Statistisch signifikant positive Lohn- und Beschäftigungseffekte der Mindestlohnregelung sind der von uns präferierten Schätzvariante 2 zufolge auch im Bauhauptgewerbe West zu erkennen. Bezüglich der Beschäftigungswirkung hingegen weisen beide Schätzvarianten für das westdeutsche Bauhauptgewerbe einen positiven Effekt auf die Weiterbeschäftigungswahrscheinlichkeit der vom Mindestlohn direkt oder indirekt betroffenen Arbeitergruppe auf. Die statistische Signifikanz des positiven Beschäftigungseffekts ist schwach. Aufgrund unseres Befunds ist jedoch umgekehrt zumindest eine Erhöhung des Jobverlustrisikos durch die Allgemeinverbindlicherklärung des Mindestlohns in diesem Bereich auszuschließen. Eine beschäftigungsschädliche Wirkung der Mindestlohnregelungen im Bauhauptgewerbe der alten Bundesländer kann unseren Ergebnissen zufolge somit nicht nachgewiesen werden. Allerdings ist bezüglich einer Übertragbarkeit der Ergebnisse auf andere Branchen Vorsicht geboten. So sind beispielsweise die Möglichkeiten der Produktionsverlagerung ins Ausland in verschiedenen Wirtschaftssektoren sehr unterschiedlich.

Als ein möglicher Erklärungsansatz der vorliegenden Ergebnisse mag das aufgrund theoretischer Überlegungen sehr wohl zu untermauernde Argument dienen, dass ein moderater Mindestlohn nicht zwangsläufig zu Beschäftigungsabbau führen muss. Die Beschäftigungseffekte können unter Umständen – man denke an die von Manning (2003a) postulierten *thin labour markets* – sogar positiv sein. Die hier vorgestellten Resultate sind mit der Sichtweise kompatibel, dass bei einem hohen Betroffenheitsgrad der Mindestlohnregelungen hingegen eher negative Beschäftigungseffekte dominieren. Inwieweit diese Interpretation der Ergebnisse trägt, muss weitere Forschung zeigen.

Literatur

- Abowd, John M./Kramarz, Francis/Margolis, David N. (1999): Minimum Wages and Employment in France and the United States. Working Paper 6996, National Bureau of Economic Research.
- Ai, Chunrong/Norton, Edward C. (2003): Interaction Terms in Logit and Probit Models. In: *Economics Letters*, Vol. 80, 123–129.
- Angrist, Joshua D./Krueger, Alan B. (1999): Empirical Strategies in Labor Economics. In: Ashenfelter, Orley/Card, David (Hrsg.): *Handbook of Labor Economics*, Vol. 3, Amsterdam: Elsevier, 1277–1366.
- Bender, Stefan/Haas, Anette/Klose, Christian (2000): IAB Employment Subsample 1975–1995: Opportunities for Analysis Provided by the Anonymised Subsample. Discussion Paper 117, IZA.
- Bender, Stefan/Hilzendegen, Jürgen/Rohwer, Götz/Rudolph, Helmut (1996): Die IAB-Beschäftigtenstichprobe 1975–1990. Beiträge zur Arbeitsmarkt- und Berufsforschung 197, IAB, Nürnberg.
- Brown, Charles (1999): Minimum Wages, Employment and the Distribution of Income. In: Ashenfelter, Orley/Card, David (Hrsg.): *Handbook of Labor Economics*, Vol. 3, Amsterdam: Elsevier, 2101–2163.
- Burkhauser, Richard V./Couch, Kenneth A./Wittenburg, David C. (2000): A Reassessment of the New Economics of the Minimum Wage Literature with Monthly Data from the Current Population Survey. In: *Journal of Labor Economics*, Vol. 18, No. 4, 653–680.
- Card, David/Krueger, Alan B. (2000): Minimum Wages and Employment: A Case Study of the Fast-Food Industry in New Jersey and Pennsylvania: Reply. In: *American Economic Review*, Vol. 90, No. 5, 1397–1420.
- Card, David/Krueger, Alan B. (1995): *Myth and Measurement: The New Economics of the Minimum Wage*. Princeton: Princeton University Press.
- Card, David/Krueger, Alan B. (1994): Minimum Wages and Employment: A Case Study of the Fast-Food Industry in New Jersey and Pennsylvania. In: *American Economic Review*, Vol. 84, No. 4, 772–793.
- Dickens, Richard/Draca, Mirko (2005): The Employment Effects of the October 2003 Increase in the National Minimum Wage. Discussion Paper 693, Centre for Economic Performance.
- Dolado, Juan/Kramarz, Francis/Machin, Stephen/Manning, Alan/Margolis, David/Teulings, Coen (1996): The Economic Impact of Minimum Wages in Europe. In: *Economic Policy*, Vol. 23, 317–372.
- Falk, Armin/Fehr, Ernst/Zehnder, Christian (2006): Fairness Perceptions and Reservation Wages – The Behavioral Effects of Minimum Wage Laws. *Quarterly Journal of Economics*, Vol. 121, No. 4, 1347–1381.
- Heckman, James J./Lalonde, Robert J./Smith, Jerrey A. (1999): The Economics and Econometrics of Active Labor Market Programs. In: Ashenfelter, Orley/Card, David (Hrsg.): *Handbook of Labor Economics*, Vol. 3, Amsterdam: Elsevier, 1865–2097.
- Hübler, Olaf (2001): Evaluation of Policy Interventions: Measurement and Problems. *Allgemeines Statistisches Archiv*, Vol. 85, 103–126.
- Institut für Arbeitsmarkt- und Berufsforschung (2003): Zahlen-Fibel. Beiträge zur Arbeitsmarkt- und Berufsforschung 101, Bundesagentur für Arbeit, Nürnberg.
- Machin, Stephen/Manning, Alan (1994): The Effects of Minimum Wages on Wage Dispersion and Employment: Evidence from UK Wages Councils. In: *Industrial and Labor Relations Review*, Vol. 47, No. 2, 319–329.
- Machin, Stephen/Manning, Alan/Rahman, Lupin (2003): Where the Minimum Wage bites hard: Introduction of Minimum Wages to a Low Wage Sector. In: *Journal of the European Economic Association*, Vol. 1, No. 1, 154–180.
- Machin, Stephen/Wilson, Joan (2004): Minimum Wages in a Low-Wage Labour Market: Care Homes in the UK. In: *The Economic Journal*, Vol. 114, 102–109.
- Manning, Alan (2003a): *Monopsony in Motion: Imperfect Competition in Labour Markets*. Princeton und Oxford: Princeton University Press.
- Manning, Alan (2003b): The Real Thin Theory: Monopsony in Modern Labour Markets. In: *Labour Economics*, Vol. 10, No. 2, 105–131.
- Metcalf, David (2007): Why Has the British National Minimum Wage Had Little or No Impact on Employment?. Discussion Paper 781, Centre for Economic Performance.
- Neumark, David/Wascher, William (2007): Minimum Wages and Employment. In: *Foundation and Trends in Microeconomics*, Vol. 3, No. 1–2, 1–186.
- Neumark, David/Wascher, William (2000): Minimum Wages and Employment: A Case Study of the Fast-Food Industry in New Jersey and Pennsylvania: Comment. In: *American Economic Review*, Vol. 90, No. 5, 1362–1396.
- Norton, Edward C./Wang, Hua/Ai, Chunrong (2004): Computing Interaction Effects and Standard Errors in Logit and Probit Models. In: *The Stata Journal*, Vol. 4, No. 2, 154–167.
- Stewart, Mark B. (2004): The Impact of the Introduction of the U.K. Minimum Wage on the Employment Probabilities of Low-Wage Workers. In: *Journal of the European Economic Association*, Vol. 2, No. 1, 67–97.

Anhang

Tabelle A1

Logitschätzung der Beschäftigungsgleichung – Ostdeutschland Bauhauptgewerbe

	Variante 1		Variante 2	
	Koeff.	z-Werte	Koeff.	z-Werte
DT	-1,046	-14,86	-0,802	-14,05
D97	-0,859	-4,57	-0,899	-5,60
DTD97	0,076	0,66	0,153	1,71
DR	0,687	8,88	0,632	9,72
D95	0,421	2,10	0,340	1,99
ALTER	0,118	6,04	0,132	8,00
ALTER ²	-0,189	-7,95	-0,205	-10,22
DBILD2	0,185	1,77	0,204	2,32
DBILD3	-0,322	-0,45	-0,289	-0,41
DBILD4	0,088	0,21	0,129	0,36
DBILD5	-0,231	-0,44	-0,111	-0,26
DBILD6	0,003	0,00	0,097	0,07
DBILDU	-0,023	-0,20	0,005	0,05
DSTIB2	0,361	5,52	0,449	8,27
DSTIB3	0,120	0,68	0,269	1,82
DKT2	0,579	2,33	0,600	2,84
DKT3	0,392	3,43	0,321	3,40
DKT4	0,346	3,42	0,337	4,01
DKT5	-0,329	-3,35	-0,336	-4,13
DKT6	0,305	3,40	0,225	3,05
DKT7	0,215	2,24	0,138	1,77
DKT8	0,336	3,13	0,269	3,03
DKT9	0,605	6,08	0,541	6,65
VWZ1-95	4,080	9,07	4,297	10,65
VWZ2-95	8,958	13,86	9,317	15,71
VWZ1-96	2,577	6,58	2,734	8,01
VWZ2-96	8,729	15,89	8,899	18,84
VWZ1-97	2,851	8,48	3,046	10,69
VWZ2-97	11,971	22,39	12,435	27,58
Konstante	-1,734	-4,19	-2,084	-5,96
N	20825		20825	
Pseudo R ²	0,180		0,168	
In Likelih.	-5566,846		-16920,247	

Anmerkungen:

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