



**Institut für
Wirtschaftsforschung
Halle**

Beschäftigungsanalysen mit den Daten des IAB-Betriebspanels

– Tagungsband –

Beiträge zum Workshop des IAB und IWH 2005

1/2006

Sonderheft

**Beschäftigungsanalysen mit den Daten
des IAB-Betriebspanels**

– Tagungsband –

Beiträge zum Workshop des IAB und IWH 2005

Herausgeber:

INSTITUT FÜR WIRTSCHAFTSFORSCHUNG HALLE - IWH

Hausanschrift: Kleine Märkerstraße 8, 06108 Halle (Saale)

Postanschrift: Postfach 11 03 61, 06017 Halle (Saale)

Telefon: (0345) 77 53-60

Telefax: (0345) 77 53-8 20

Internetadresse: <http://www.iwh-halle.de>

Alle Rechte vorbehalten

Druck bei Druckhaus Schütze GmbH,

Fiete-Schultze-Str. 6, 06116 Halle (Saale)

ISBN 3-930963-83-3

Vorwort

Mit dem 8. Forschungstreffen der am IAB-Betriebspanel beteiligten ostdeutschen Länderministerien am 27. und 28. Juli 2005 in Halle (Saale) hat die Projektgruppe „IAB-Betriebspanel“ die Tradition der seit 1998 regelmäßig stattfindenden Tagungen fortgesetzt. Der Workshop in Halle wurde gemeinsam vom IAB und dem Institut für Wirtschaftsforschung Halle (IWH) vorbereitet. Das IWH beteiligt sich seit 1998 mit der Finanzierung einer Aufstockungsstichprobe am IAB-Betriebspanel, um im Bereich des Produzierenden Gewerbes eigene wissenschaftliche Untersuchungen durchführen zu können. Im Übrigen ist es erst das dritte Mal, dass die Tagungsergebnisse in Form eines Tagungsbandes publiziert werden. Das letzte Mal geschah dies nach der Tagung im Jahre 2001 in Magdeburg, bei der die Stellung der ostdeutschen Betriebe in der internationalen Arbeitsteilung das Thema war. Eine Reihe von Beiträgen, die auf dem 8. Forschungstreffen 2005 in Halle präsentiert wurden, knüpfen daran an.

Der vorliegende Band zum Thema „Beschäftigungsanalyse mit den Daten des IAB-Betriebspanels“ enthält insgesamt neun Beiträge und gliedert sich in drei Blöcke, die von großer Bedeutung für die empirischen Studien auf der Basis der Daten des IAB-Betriebspanels sind:

1. Darstellung des aktuellen Stands der methodischen Diskussion im Bereich der Paneldatenanalyse.
2. Präsentation einzelner wichtiger Determinanten der Beschäftigungsentwicklung in West- und Ostdeutschland.
3. Abhandlungen zu den Bestimmungsgründen der betrieblichen Produktivitätsentwicklung, die für die betriebliche Wettbewerbsfähigkeit und Beschäftigung gleichermaßen entscheidend ist.

Im ersten Themenblock des vorliegenden Tagungsbandes behandeln zwei Beiträge die neuesten methodischen Entwicklungen in der Panelanalyse. *Olaf Hübler* (Universität Hannover) gibt einen Überblick über nichtlineare Paneldatenmodelle, die im Vergleich zu den klassischen Methoden bislang noch wenig Eingang in die Literatur gefunden haben. Zwar gibt es mittlerweile eine Reihe von Vorschlägen. Die Vorgehensweise ist jedoch ausgesprochen disparat. Da sich jedoch aus inhaltlicher Sicht bei Anwendungen häufig nichts über die Art des nichtlinearen Typs aussagen lässt, wird nicht selten auf unspezifizierte Ansätze zurückgegriffen, die in Form von nicht- und semiparametrischen Methoden entwickelt werden.

Heinz P. Galler (Martin-Luther-Universität Halle-Wittenberg) diskutiert die bei der dynamischen Panelanalyse, z. B. von Arbeitsnachfragefunktionen, bei kleinen Stichproben auftretenden Schätzprobleme. Er untersucht mit Monte-Carlo-Simulationen insbesondere die Frage, ob und wie es bei kleinen Stichproben möglich ist, ähnlich wie für den

Within-Schätzer auch für den Generalized-Methods-of-Moments-Schätzer die auftretenden Verzerrungen zu korrigieren. Es zeigt sich, dass durch eine entsprechende Korrektur die Eigenschaften des Within-Schätzers erheblich verbessert werden können. Dies gilt nicht für den Generalized-Methods-of-Moments-Schätzer, sodass sich dieser nicht gegenüber dem Within-Schätzer als eindeutig überlegen erweist.

Der zweite Themenblock zu den Beschäftigungsanalysen beginnt mit einem Beitrag von *Brigitte Loose* und *Udo Ludwig* (Institut für Wirtschaftsforschung Halle), der den Einfluss des Exports der ostdeutschen Industriebetriebe auf deren Beschäftigungsentwicklung behandelt. Im Rahmen einer Längsschnittanalyse mit den Daten des IAB-Betriebspanels zeigen die Autoren für den Zeitraum von 1998 bis 2003, dass der Umsatz der exportierenden Betriebe kräftig expandierte, und diese Betriebe die Beschäftigtenzahl erhöht haben, während die ausschließlich im Inland agierenden Betriebe ihre Umsätze nicht steigern konnten und die Beschäftigung stagnierte. Die exportierenden Betriebe zeichneten sich zugleich, wie die Untersuchung mit einem Logit-Modell zeigt, als investitions- und innovationsfreudiger als die Nichtexporteure aus, waren überdurchschnittlich groß und häufiger im Besitz ausländischer Investoren.

Jutta Günther und *Oliver Gebhardt* (Institut für Wirtschaftsforschung Halle) analysieren mit den Daten des IAB-Betriebspanels die Rolle ausländischer und westdeutscher Betriebe im Innovationsprozess des ostdeutschen Verarbeitenden Gewerbes. Anhand einer deskriptiven Analyse kommen sie zunächst zu dem Schluss, dass auswärtige Betriebe eine höhere technologische Leistungsfähigkeit besitzen. Diese Aussage erweist sich jedoch bei der regressionsanalytisch gestützten Kontrolle von betrieblichen Merkmalen wie der Betriebsgröße, Forschungs- und Entwicklungstätigkeit, Exportintensität und Modernität der Anlagen als nicht mehr signifikant. Da die genannten betrieblichen Merkmale aber besonders häufig auf auswärtige Betriebe zutreffen, gehen die Autoren davon aus, dass diese Betriebe einen positiven Einfluss auf die Innovationsfähigkeit des ostdeutschen Verarbeitenden Gewerbes ausüben.

Die Wirkung von befristeten Arbeitsverträgen und Leiharbeit auf die betriebliche Beschäftigung untersucht *Christian Pfeifer* (Universität Hannover). Er stützt sich auf die niedersächsische Teilstichprobe des IAB-Betriebspanels und zeigt mit einem mikroökonomischen Forschungsansatz, dass die Bedeutung dieser temporären Erwerbsformen für die Etablierung dauerhafter Beschäftigungsverhältnisse eher gering ist. Als Grund sieht er das überwiegende Interesse der Betriebe an der kurzfristigen Nutzung befristeter Arbeitsverträge und Leiharbeit zur Anpassung an konjunkturelle Schwankungen der Geschäftstätigkeit.

Gabriele Fischer (TNS Infratest Sozialforschung München) vergleicht in einer Längsschnittanalyse die im IAB-Betriebspanel erhobenen Beschäftigungsprognosen mit der tatsächlich eingetretenen Entwicklung. Dabei zeigte sich, dass die Betriebe sowohl bei Prognosen mit einem Zeithorizont von fünf Jahren als auch bei denen von einem Jahr eher dazu tendieren, von einer unveränderten Beschäftigtenzahl auszugehen. Eine einfa-

che Auszählung der betrieblichen Beschäftigungsprognosen aus dem IAB-Betriebspanel führt deshalb nur bedingt zu verwertbaren Aussagen über die gesamtwirtschaftliche Entwicklung der Erwerbstätigkeit. Für valide Aussagen müssen Modelle entwickelt werden, mit deren Hilfe die Unsicherheiten der Angaben korrigiert werden können.

Lutz Bellmann, Peter Ellguth und Iris Möller (Institut für Arbeitsmarkt- und Berufsforschung der Bundesagentur für Arbeit) analysieren im dritten und letzten Themenblock des vorliegenden Tagungsbandes die Ursachen für betriebliche Produktivitätsunterschiede auf der Basis eines zweistufigen Schätzansatzes, der betriebliche Heterogenitäten kontrolliert. Die Schätzungen erfolgen getrennt für das west- und das ostdeutsche Verarbeitende Gewerbe im Rahmen von Translog-Produktionsfunktionen. Es zeigt sich, dass Betriebe, die Produktinnovationen vorgenommen haben, verstärkt qualifizierte Mitarbeiter beschäftigen, exportieren und im ausländischen Besitz sind, produktiver sind als andere Betriebe.

Erstmals für Deutschland untersucht *Harald Strotmann* (Institut für Angewandte Wirtschaftsforschung Tübingen) die von der Einführung von Gewinnbeteiligungsmodellen ausgehenden kurzfristigen Produktivitätseffekte im Rahmen eines Propensity-Score-Matching-Ansatzes, kombiniert mit der Differenzen-von-Differenzen-Methode, um das bei konventionellen Ansätzen auftretende Problem der „umgekehrten Kausalität“ zu vermeiden. Die erhaltenen Ergebnisse stellen das in der internationalen Fachliteratur mit Querschnittsdaten begründete Faktum positiver kurzfristiger Produktivitätswirkungen von Gewinnbeteiligungsmodellen deutlich in Frage.

Thorsten Schank (Universität Erlangen-Nürnberg) untersucht die Bedeutung von Überstunden für die Effizienz von Betrieben. Er bedient sich dazu der Stochastischen Frontieranalyse, zu der er eine Einführung sowie einen Überblick über die verschiedenen Schätzmethoden gibt. Im Unterschied zu traditionellen Produktionsfunktionen wird bei Produktions-Frontier-Analysen der Abstand zwischen den für gegebene Inputfaktoren maximal erreichbaren und dem tatsächlich erreichten Output, also der Grad der technischen Ineffizienz, betrachtet. Mit den Daten des IAB-Betriebspanels sind bereits einige derartige Studien erstellt worden.

Die in diesem Band enthaltenen Beiträge wurden auf der Tagung in Halle vorgetragen und ausführlich diskutiert. Die Herausgeber danken allen Tagungsteilnehmern für ihre Kommentare und Anregungen, die ihren positiven Niederschlag bei der Überarbeitung der Beiträge gefunden haben. Die Vorbereitung und Organisation der Tagung oblagen Manuela Scholz (IWH) und Viktoria Nussbeck (IAB). Ihnen sei an dieser Stelle unser besonderer Dank ausgesprochen.

Halle (Saale), im März 2006

Udo Ludwig (IWH)
und Lutz Bellmann (IAB)

Inhaltsübersicht

Teil I: Methoden

Nichtlineare Paneldatenanalyse

Olaf Hübler

Dynamische Paneldatenmodelle –

Bias und Bias-Korrektur in kleinen Stichproben

Heinz Peter Galler

Teil II: Beschäftigungsanalysen

Export und Beschäftigung in der ostdeutschen Industrie –

ein betrieblicher Längsschnitt

Brigitte Loose und Udo Ludwig

Auswärtige Betriebe und Innovationstätigkeit in Ostdeutschland

Jutta Günther und Oliver Gebhardt

Beschäftigungswirkungen von befristeten Arbeitsverträgen und Leiharbeit:

Theoretische Überlegungen und empirische Evidenz

Christian Pfeifer

Die Zuverlässigkeit betrieblicher Beschäftigungsprognosen

Gabriele Fischer

Teil III: Produktivitätsanalysen

Produktivitätsunterschiede in west- und ostdeutschen Betrieben

im Verarbeitenden Gewerbe

Lutz Bellmann, Peter Ellguth und Iris Möller

Hat die Einführung von Gewinnbeteiligungsmodellen kurzfristige positive
Produktivitätswirkungen?

Ergebnisse eines Propensity-Score-Matching-Ansatzes

Harald Strotmann

Stochastische Produktions-Frontier Modelle:

Ein Überblick über alternative Schätzmethoden sowie eine Anwendung
auf die Produktivitätseffekte von Überstunden

Thorsten Schank

Inhaltsverzeichnis

Teil I: Methoden

Nichtlineare Paneldatenanalyse	15
Abstract	15
1 Einführung	15
2 Modelltypen	16
3 Spezifische nichtlineare Modelle	17
4 Logitmodelle	18
5 Probitmodelle	21
6 Zähldatenmodelle	26
7 Selektionsmodelle	27
8 Zensierte Modelle	29
9 Empirische Studien	30
10 Unspezifische nichtlineare Modelle	32
11 Gepoolte Modelle	32
12 Additive Modelle	33
13 Partiiell lineare Modelle	39
14 Fixed-Effects-Modelle	41
15 Random-Effects-Modelle mit Datenausfällen	44
16 Empirische Studien	46
17 Schlussbemerkung	46
Literaturverzeichnis	48
Dynamische Paneldatenmodelle – Bias und Bias-Korrektur in kleinen Stichproben	53
Abstract	53
1 Finite-Sample-Bias in dynamischen Paneldatenmodellen	53
2 Korrektur des Finite-Sample-Bias	55
3 Ansatz der Monte-Carlo Simulation	59
4 Ergebnisse der Monte-Carlo Simulationen	63

5	Schlussfolgerungen	72
	Literaturverzeichnis	74

Teil II: Beschäftigungsanalysen

Export und Beschäftigung in der ostdeutschen Industrie– ein betrieblicher Längsschnitt	79
Abstract	79
1 Ausgangslage	79
2 Erklärungsansätze der Außenhandelstheorien	81
3 Export und Beschäftigung auf betrieblicher Ebene	84
3.1 Datenbasis	84
3.2 Exportgruppen, Untersuchungsmethode und Datenvalidierung	85
3.3 Auslandsumsatz und Beschäftigung	87
4 Absatzmärkte und Materialbezug	88
4.1 Regionale Absatzstrukturen der Industriebetriebe	88
4.2 Materialbezug	92
5 Determinanten der betrieblichen Exportentwicklung	93
5.1 Einleitung	93
5.2 Investitions- und Qualifikationsintensität der Produktion	94
5.3 Innovationen	95
5.4 Skalenerträge und Verbundvorteile	97
5.5 Handelbarkeit der Produkte	99
6 Multivariate Erklärung der Exportgruppen mit einem binären und multinomialen Logit-Modell und Fazit	100
Literaturverzeichnis	105
Auswärtige Betriebe und Innovationstätigkeit in Ostdeutschland	107
Abstract	107
1 Motivation und theoretischer Bezugsrahmen	107
2 Fragestellung und Datenquelle	109

3	Technologische Leistungsfähigkeit auswärtiger Betriebe in Ostdeutschland	111
3.1	Gewicht auswärtiger Betriebe in Ostdeutschland	112
3.2	Innovationen und FuE auswärtiger Betriebe in Ostdeutschland	113
4	Determinanten der Innovationstätigkeit	117
4.1	Das Modell	117
4.2	Exkurs: Umsetzung der Pavitt-Taxonomie mit den Daten des IAB-Betriebspanels	121
4.3	Regressionsergebnisse	123
5	Resümee und offene Forschungsfragen	126
	Literaturverzeichnis	127
Beschäftigungswirkungen von befristeten Arbeitsverträgen und Leiharbeit:		
	Theoretische Überlegungen und empirische Evidenz	130
	Abstract	130
1	Einleitung	130
2	Institutioneller Rahmen	131
3	Theoretische Überlegungen und forschungsleitende Hypothesen	132
4	Verbreitung und Entwicklung in Niedersachsen	137
5	Daten und Methode	140
6	Ergebnisse der ökonometrischen Analysen	142
7	Fazit	147
	Literaturverzeichnis	149
	Die Zuverlässigkeit betrieblicher Beschäftigungsprognosen	153
	Abstract	153
1	Fragestellung	154
2	Abfrage von Beschäftigungsprognosen im IAB-Betriebspanel	154
3	Mittelfristige Beschäftigungsprognosen über fünf Jahre (1996 bis 2001) ...	155
4	Prognosen über einen Zeitraum von einem Jahr	160
5	Analysepotenzial: Prognosen im Sinne von Erwartungen interpretieren	163
6	Fazit	167

Teil III: Produktivitätsanalysen

Produktivitätsunterschiede in west- und ostdeutschen Betrieben im Verarbeitenden Gewerbe	171
Abstract	171
1 Einleitung	171
2 Erklärungsansätze für den Produktivitätsrückstand	173
3 Empirische Analyse	178
3.1 Das IAB-Betriebspanel als Datenbasis	178
3.2 Das Ausmaß der Produktivitätslücke	179
3.3 Produktivitätsschätzungen auf produktionstheoretischer Basis	181
3.4 Schätzergebnisse	183
4 Zusammenfassung	188
Literaturverzeichnis	189
Hat die Einführung von Gewinnbeteiligungsmodellen kurzfristige positive Produktivitätswirkungen? Ergebnisse eines Propensity-Score-Matching-Ansatzes	193
Abstract	193
1 Hintergrund und Motivation der Studie	194
2 Theoretische Überlegungen zu den Produktivitätswirkungen der Einführung von Gewinnbeteiligungsmodellen	195
3 Empirische Überprüfung der kurzfristigen Produktivitätswirkungen	197
3.1 Datengrundlage, Operationalisierung und Produktivitätsmessung	197
3.2 Grundidee der Methodik des Propensity-Score-Matching und Anwendung auf den vorliegenden Fall	199
3.3 Schätzung der <i>propensity scores</i> und Matching-Qualität	201
3.4 Produktivitätswirkungen der Einführung der Gewinnbeteiligung	209
4. Zusammenfassung und Ausblick	211
Literaturverzeichnis	213

Stochastische Produktions-Frontier Modelle: Ein Überblick über alternative Schätzmethoden sowie eine Anwendung auf die Produktivitätseffekte von Überstunden		216
Abstract		216
1 Das Stochastische Frontier Modell		217
2 Alternative Schätzmethoden		218
2.1 Maximum Likelihood		218
2.2 Momentenmethode		219
2.3 Fixed Effects		220
2.4 Random Effects		220
3 Erweiterungen des Standard Frontier Modells		221
3.1 Zeitvariante technische Ineffizienzen		221
3.2 Heteroskedastizität		222
3.3 Determinanten der technischen Ineffizienz		223
4 Eine empirische Anwendung mit dem IAB-Betriebspanel: Effizienz-Vergleich zwischen Betrieben mit und ohne Überstunden		224
4.1 Variablenspezifikation und verwendete Teilstichprobe		225
4.2 Schätzergebnisse		227
5 Schlussfolgerungen		233
Literaturverzeichnis		235

Teil I

Methoden

Nichtlineare Paneldatenanalyse

*Olaf Hübler**

Abstract

Dieser Beitrag gibt einen Überblick über nichtlineare Paneldatenmodelle. Eingegangen wird dabei auf parametrische und nichtparametrische Ansätze. Gegenüber linearen Modellen besteht das Problem, dass kein einheitliches Vorgehen existiert, sondern dass die Schätzansätze modellabhängig zu wählen sind. Zu den parametrischen Modellen gehören Logit-, Probit-, Zähldaten-, Selektions- und Tobitansätze. Bei den nichtparametrischen Modellen wird zwischen gepoolten, Fixed-Effects- und Random-Effects-Ansätzen getrennt. Aber auch hierfür findet sich noch eine ganze Reihe an Unterfällen.

1 Einführung

Paneldatenansätze gehören heute zum allgemeinen Instrumentarium der empirischen Wirtschaftsforschung, soweit es die linearen Ansätze betrifft, und hierfür existiert eine kaum noch überschaubare Literatur. In den letzten 40 Jahren ist für diesen Modelltyp ein breites Spektrum an Methoden entwickelt worden. Das reicht von einfachen gepoolten, Fixed- und Random-Effects-Ansätzen, über „unbalanced“ Ansätze, Mehrgleichungsmodelle, dynamische Modelle und Modelle mit Fehlern in den Variablen bis zu nichtstationären Ansätzen sowie heterogenen Panels und Pseudopaneln. In vielen Überblicksartikeln und Textbüchern werden die dafür entwickelten Schätzmethoden präsentiert. Hierzu gehören aus neuerer Zeit: Arellano 2003, Arellano und Honore 2001, Baltagi 2005, Cameron und Trivedi 2005, Hsiao 2004, Hübler 2003, Lechner 2002, Lee 2002, Wooldridge 2002. Außer den klassischen Methoden, d. h. der Methode der kleinsten Quadrate, der Maximum-Likelihood-Methode und der Methode der Momente, vor allem in der neueren Variante des GMM-Ansatzes (generalised method of moments), finden bedingte und Quasi-ML-Ansätze, GEE-Schätzer sowie simulierte Schätzer Eingang in die Literatur. Viel weniger fortgeschritten stellt sich der Status der nichtlinearen Ansätze dar. Hier gibt es zwar in der Zwischenzeit auch ein breites Spektrum an Vorschlägen zur Behandlung dieses Typs Paneldatenmodelle. Die Vorgehensweisen sind jedoch ausgesprochen disparat, und es fehlt noch weitgehend an Surveys und Anwendungen. Da sich aus inhaltlicher Sicht bei Anwendungen häufig nichts über die Art des nichtlinearen

* Universität Hannover, Institut für Quantitative Wirtschaftsforschung, Königsworther Platz 1, D-30167 Hannover, eMail: huebler@mbox.iqw.uni-hannover.de

Typs aussagen lässt, greift man nicht selten auf unspezifizierte Ansätze zurück, die in Form von nicht- und semiparametrischen Methoden entwickelt werden.

Im Folgenden wird zunächst im Abschnitt 2, ausgehend von einem recht allgemeinen nichtlinearen Modelltyp, kurz auf eine Reihe von Spezialfällen eingegangen, die in der Literatur mehr oder weniger bekannt sind oder bei denen es noch an Schätzmethoden fehlt. Abschnitt 3 beschäftigt sich mit den in der Literatur am weitesten verbreiteten funktional festgelegten nichtlinearen Paneldatenmodellen, um dann in Abschnitt 4 unspezifizierte nichtlineare Paneldatenansätze zu behandeln. Der Beitrag schließt mit einem kurzen Ausblick.

2 Modelltypen

Als allgemeiner Modelltyp wird ein solcher betrachtet, bei dem die endogene Variable y_{it} durch beobachtete exogene zeitinvariante (\tilde{x}_i) und zeitvariierende (x_{it}) Variablen, durch unbeobachtete zeitinvariante Regressoren (α_i) und durch einen zeitvariierenden Störterm (u_{it}) bestimmt wird. Der Term $m(\cdot)$ sagt uns, dass die funktionale Beziehung unbekannt ist, d. h. dass nichtparametrische Ansätze zu formulieren sind, die von Periode zu Periode variieren können (m_t). Wenn y_{it} nicht direkt durch \tilde{x}_i , x_{it} , α_i und u_{it} bestimmbar ist, sondern über eine unbeobachtbare Variable, dann spricht man von einem latenten Modell, ausgedrückt durch $g(\cdot)$. Auch diese Beziehung kann sich im Zeitablauf ändern ($g_t(\cdot)$). Formal dargestellt folgt damit ein im Zeitablauf variierendes nichtparametrisches latentes Modell

$$y_{it} = g_t[m_t(\tilde{x}_i, x_{it}, \alpha_i, u_{it})].$$

Daraus lassen sich zunehmend spezifischere, leichter handhabbare Modelle angeben:

Ein allgemeines additives zeitvariables nichtparametrisches latentes Modell

$$y_{it} = g[m_{1t}(x_{it}) + m_{2t}(\alpha_i) + u_{it}]$$

ist schon sehr viel spezifischer. Die Determinanten werden getrennt in beobachtbare Variablen, unbeobachtbare Individualterme und einen Störterm. Es können noch beobachtete, zeitinvariante Determinanten hinzugefügt werden ($m_3(\tilde{x})$).

Ein additives nichtparametrisches Mehrebenenmodell ist dann

$$y_{it} = \sum_{k=1}^K m_k(x_{ikt}) + \sum_{l=1}^L \alpha_{il} + u_{it}.$$

Im Gegensatz zu letzterem Ansatz werden die Effekte additiv innerhalb einer Variablen-
 lengruppe aufgespalten.

Bleibt nur noch ein Regressor in Form eines unspezifischen nichtlinearen Einflusses auf
 y übrig, während der Rest linear formuliert wird, so spricht man von einem partiell
 linearen Modell:

$$y_{it} = m_1(x_{it}) + z'_{it}\gamma + \alpha_{i1} + u_{it}.$$

Als Alternative zur additiven Formulierung der beobachtbaren Variablen mit nur einer
 oder wenigen Regressoren, beschrieben durch eine unspezifische nichtparametrische
 Form, sind die restlichen Modelle als Linearkombinationen dargestellt. Sie entsprechen
 den gängigen Paneldatenmodellen, so z. B. ein lineares Modell mit Individualeffekten
 und zeitvariierenden Koeffizienten

$$y_{it} = x'_{it}\beta_t + \alpha_{i1} + u_{it}.$$

Dies ist das konventionelle Paneldatenmodell mit einem unbeobachtbaren Individual-
 effekt α_i , aber im Zeitablauf variierenden Koeffizienten.

Das einfachste lineare Modell lautet dann

$$y_{it} = x'_{it}\beta + u_{it}.$$

Es weist keinen spezifischen Panelcharakter mehr auf und kann als gepooltes Modell
 mit üblichen Ansätzen geschätzt werden.

Zu den letzten Modelltypen finden sich in der Literatur verschiedene Anwendungen,
 während die ersten drei Typen bisher nur in ganz speziellen Formulierungen existieren.

3 Spezifische nichtlineare Modelle

Viele nichtlineare Paneldatenmodelle mit Individualeffekten basieren auf der bedingten
 ML-Methode, wobei eine suffiziente Statistik des Individualterms α_i benötigt wird. In
 allgemein nichtlinearen Modellen ist es aber nicht einfach, das Minimum einer suffi-
 zienten Statistik für α_i zu finden, die unabhängig ist von β , dem Koeffizientenvektor
 der beobachtbaren Regressoren. Bei zufälligen Effekten kann man versuchen, konven-
 tionelle ML-Methoden anzuwenden. Die Kombination typischer nichtlinearer Modelle
 mit einer Paneldatenstruktur führt jedoch häufig zu ausgesprochen komplexen Model-
 len, wenn man dieses Verfahren anwenden möchte. Zwei Alternativen existieren. Zum
 einen kann auf simulierte ML-Schätzer zurückgegriffen werden. Und zum anderen ist
 der GMM-Ansatz eine gute Alternative.

Die populärsten Beispiele nichtlinearer Modelle in der Mikroökonomie sind das Logit-, das Probit-, das Zähldaten-, das zensierte und das Selektionsmodell. Ein allgemeines nichtlineares Modell lässt sich charakterisieren durch

$$y_{it} = m(x_{it}; \theta) + u_{it}.$$

Die bedingte Erwartungswertfunktion ist

$$E(y_{it} | x_{it}) = m(x_{it}; \theta).$$

Eine Vereinfachung folgt mit Hilfe einer linearen Link-Funktion (McCullough und Nelder 1983): $m(x_{it}; \theta) = g(x_{it}'\beta)$. Das Hauptproblem der nichtlinearen Paneldatenmodelle besteht in der Entfernung des Individualterms. Erste-Differenzen-Schätzer oder Within-Schätzer lösen das Problem nicht, da β und der Individualeffekt nicht unabhängig sind. Die stärkste Einschränkung der meisten Literatur über nichtlineare Paneldatenmethoden besteht darin, dass die erklärenden Variablen als strikt exogen angenommen werden. Die Diskussion konzentriert sich auf Modelle, in denen zugelassen ist, dass das absolute Glied individuenspezifischen Charakter besitzt. Bei Logit- und Zähldatenmodellen stehen sich vor allem drei Schätzer gegenüber: RE-, FE- und GEE-Schätzer. Bei Probitmodellen konzentriert man sich bisher eindeutig auf RE-Schätzer, bei denen das Gaußsche Quadraturverfahren angewandt wird. Dies ist jedoch nur für den binären Fall geeignet. Daneben kann aber auch auf den GEE-Ansatz zurückgegriffen werden. Keine befriedigenden analytischen Lösungsansätze existieren für das FE-Probitmodell.

4 Logitmodelle

Wenn die abhängige Variable eine Dummy-Variable ist, werden am häufigsten Logit- und Probitansätze verwendet. Konditionale ML-Schätzer lassen sich bei Logit-Modellen mit fixen Effekten anwenden (Hsiao 2004). Das Grundmodell lautet

$$y_{it}^* = x_{it}'\beta + \alpha_i + \varepsilon_{it} = x_{it}'\beta + u_{it}$$
$$y_{it} = \begin{cases} 1, & \text{wenn } y_{it}^* \geq 0 \\ 0 & \text{sonst} \end{cases},$$

und die Wahrscheinlichkeit ist

$$P(y_{it} = 1) = \frac{\exp(x_{it}'\beta + \alpha_i)}{1 + \exp(x_{it}'\beta + \alpha_i)},$$

wobei $i = 1, \dots, N$; $t = 1, \dots, T$. Ein einfacher ML-Schätzer ist inkonsistent, da FE-Modelle eine Korrelation zwischen x und α zulassen. In der Literatur zur Schätzung nichtlinearer Paneldatenmodelle mit fixen Effekten sind aber alternative Schätzstrategien entwickelt worden. Die Grundidee basiert darauf, eine Methode zu finden, bei der keine Abhängigkeit mehr von α_i besteht. Ein Weg ist, mit konditionalen Maximum-Likelihood-Schätzern (CML) zu arbeiten

$$L^c = \prod_{i=1}^N P(Y_{i1} = y_{i1}, \dots, Y_{iT} = y_{iT} \mid \sum_t y_{it})$$

$$P(y_i \mid \sum_t y_{it}) = \exp((\sum_{i=1}^T x_{it} y_{it})' \beta) / \sum_{d \in \tilde{B}_i} \exp((\sum_{t=1}^T x_{it} d_{it})' \beta),$$

wobei $\tilde{B}_i = (d_{i1}, \dots, d_{iT}) \mid d_{it}$ die Werte 0 oder 1 annehmen kann und $\sum_t d_{it} = \sum_t y_{it}$ gilt. Unter dieser Bedingung ist der CML-Schätzer für β unabhängig von α_i .

\tilde{B}_i beschreibt alternative Datensätze in Bezug auf y_{it} , die die Bedingung $\sum_t y_{it}$ erfüllen.

Wenn T Beobachtungen existieren, dann kann die Zahl der Elemente mit 1 folgende Summe annehmen

$$\sum_{t=1}^T y_{it} = 0, 1, \dots, T.$$

$\sum_t y_{it} = 0$ und $\sum_t y_{it} = T$ tragen nichts zur Likelihood-Funktion bei, da in diesem Fall nur eine Kombination existiert. Daher ist die korrespondierende Wahrscheinlichkeit gleich 1. Somit ist nur die Summe von 1 bis T-1 von Bedeutung. Oder anders ausgedrückt, nur die Individuen sind relevant für die Schätzung, die ihren Status beim Regressanden einmal oder mehrfach verändert haben. Das lässt sich für den einfachen Fall $T = 2$ schnell demonstrieren. Danach folgt als bedingte Wahrscheinlichkeit

$$P(\omega_i = 1 \mid y_{i1} + y_{i2} = 1) = \frac{P(\omega_i = 1)}{P(\omega_i = 1) + P(\omega_i = 0)}$$

$$= \frac{\exp[(x_{i2} - x_{i1})' \beta]}{1 + \exp[(x_{i2} - x_{i1})' \beta]} = F[(x_{i2} - x_{i1})' \beta],$$

wobei $\omega_i = 1$, wenn $(y_{i1}; y_{i2}) = (0; 1)$, und $\omega_i = 0$, wenn $(y_{i1}; y_{i2}) = (1; 0)$. Dies Resultat zeigt, dass für ein Individuum, bei dem sich y ändert, die Wahrscheinlichkeit, dass die Änderung von 1 nach 0 oder umgekehrt verläuft, einem Logit mit den erklärenden Variablen $(x_{i2} - x_{i1})$ entspricht. Da diese Wahrscheinlichkeit nicht von α_i abhängt, kann man β schätzen, ohne Annahmen über α_i zu treffen. Zu berücksichtigen ist jedoch, dass zur Schätzung des Logitmodells nur jene Individuen eingehen, für die $y_{i1} + y_{i2} = 1$ gilt. Die konditionale Likelihood-Funktion

$$\ln L^c = \sum_{i=1}^N \{ \omega_i \cdot \ln F[(x_{i2} - x_{i1})' \beta] + (1 - \omega_i) \cdot \ln [1 - F[(x_{i2} - x_{i1})' \beta]] \}$$

lässt sich mit Hilfe üblicher Methoden für das einfache Logitmodell maximieren, wobei c in $\ln L^c$ „conditional“ bedeutet. Weniger einfach ist das Problem aus der Datenperspektive, wenn verzögerte endogene Variablen, die die Zustandsabhängigkeit repräsentieren, in der Spezifikation (logit) auftauchen. Dann werden $T \geq 4$ Wellen zur Identifikation des Logitmodells benötigt.

Eine Verallgemeinerung des Standard-Logit-Paneldatenmodells haben Revelt und Train (1998) vorgeschlagen. Sie analysieren ein multinomiales Paneldatenmodell und lassen zu, dass die Parameter mit jeder beobachteten Variablen zufällig über die Individuen variieren. Bedingt in Bezug auf β_i ist die Wahrscheinlichkeit, dass Person i die Alternative l in Periode t wählt

$$P(y_{it} = l) = \frac{\exp(x'_{it} \beta_i)}{\sum_{l=1}^L \exp(x'_{it} \beta_i)} =: L_{it}(\beta_i).$$

Die unbedingte Wahrscheinlichkeit über alle Werte von β_i hängt von den Parametern der Verteilung von β_i ab. Für den ML-Schätzer werden für alle speziellen Sequenzen von Wahlmöglichkeiten im Zeitablauf die Wahrscheinlichkeiten für jede Person der Stichprobe benötigt. Bedingt in Bezug auf β_i ist die Wahrscheinlichkeit der i -ten Person, eine Sequenz zu beobachten. Das Produkt der Standardlogits lautet $S_i(\beta_i) = \prod_t P_{it}(\theta^*)$. Die unbedingte Wahrscheinlichkeit für die Sequenz entspricht

$$P_i(\theta^*) = \int S_i(\beta_i) f(\beta_i | \theta^*) d\beta_i,$$

wobei der Vektor θ^* die wahren Parameter der Dichtefunktion $f(\theta^*)$ bezeichnet. Ziel ist, θ^* , die Populationsparameter, zu schätzen, die die Verteilung der individuellen Parameter beschreiben. Exakte Maximum-Likelihood-Schätzer sind nicht möglich, da sich das Integral in (int) analytisch nicht berechnen lässt. Stattdessen ist es jedoch möglich, die Wahrscheinlichkeit durch Simulation zu approximieren und die simulierte Log-Likelihood zu maximieren. Für einen gegebenen Wert des Parameters θ kann ein Wert von β_i als Element der Verteilung mit θ gezogen werden. Damit ist $S_i(\beta_i)$ berechnet. Dieser Prozess ist entsprechend zu wiederholen. Der Durchschnitt der replizierten Resultate wird als geschätzte Wahlwahrscheinlichkeit $SP_i(\theta) = 1/R \sum_{r=1}^R S_i(\beta_{i,r|\theta})$ verwendet, wobei R die Zahl der Replikationen ist. Dies ist ein unverzerrter Schätzer für $P_i(\theta)$. Die geschätzten Parameter der simulierten Log-Likelihood-Funktion $SLL(\theta) = \sum_i \ln(SP_i(\theta))$ sind konsistent und asymptotisch normalverteilt unter den üblichen Regularitätsbedingungen. Der simulierte Score für jede Person ist

$$\begin{aligned}
SS_i(\theta) &= \frac{\partial \ln SP_i(\theta)}{\partial \theta} \\
&= \left[\frac{1}{SP_i(\theta)} \right] \frac{1}{R} \sum_{r=1}^R S_i(\beta_{i;r|\theta}) \left[\sum_l \sum_t (d_{ilt} - L_{ilt;r|\theta}) \frac{\partial \beta'_{i;r|\theta} x_{ilt}}{\partial \theta} \right],
\end{aligned}$$

wobei $d_{ilt} = 1$, wenn Individuum i die Alternative l in Periode t wählt. Ansonsten erhält d_{ilt} den Wert 0. $L_{ilt;r|\theta}$ bezeichnet die Logits aus (rev), bewertet mit $\beta_{i;r|\theta}$. Diese gemischten Logit-Ansätze verlangen nicht die meist sehr restriktive Annahme der Unabhängigkeit irrelevanter Alternativen. Ein allgemeines Korrelationsmuster über alle Alternativen und über die Zeit ist zugelassen. Train (2003) geht neben diesen Logitmodellen mit Parametern als Zufallsvariable auf weitere neuere Entwicklungen auf diesem Gebiet ein.

5 Probitmodelle

Da nicht genügend über den Umgang mit fixen Effekten bekannt ist, wird häufig einfach angenommen, dass der Individualeffekt und die Regressoren nicht miteinander korrelieren. In diesem Fall sind spezielle Annahmen über die Verteilung der Individualeffekte notwendig. Einfache Funktionen der interessierenden Parameter, die unabhängig von den Nuisanceparametern α_i sind, lassen sich jedoch nicht finden.

Ausgangspunkt bildet das Modell (logit), aber der Individualeffekt darf nicht korreliert sein mit x_{it} , und α_i ist eine Zufallsvariable, für die eine Normalverteilung angenommen wird. Analog zum linearen Modell wird die Varianz des Störterms durch

$$V(u_{it}) = V(\alpha_i + \varepsilon_{it}) = \sigma_\alpha^2 + \sigma_\varepsilon^2$$

gebildet, und das Quadrat des Korrelationskoeffizienten zwischen zwei Störtermen folgt mit

$$\rho^2 = \text{Corr}^2(u_{it}; u_{it'}) = \sigma_\alpha^2 / (\sigma_\alpha^2 + \sigma_\varepsilon^2).$$

Wenn die Individualeffekte als Zufallsvariable und unabhängig von den Regressoren behandelt werden, kann der FE-Schätzer zwar genutzt werden. Ein solches Vorgehen bedeutet jedoch einen Effizienzverlust und es kann noch schlechter kommen. In einigen Fällen ist der FE-Schätzer sogar inkonsistent.

Um einen ML-Schätzer zu erhalten, muss ein T-dimensionales Integral bewertet werden

$$P(Y_{i1} = y_{i1}, \dots, Y_{iT} = y_{iT}) = \int_{-x_{i1}\beta}^{\infty} \dots \int_{-x_{iT}\beta}^{\infty} f(u_{i1}, \dots, u_{iT}) du_{iT}, \dots, du_{i1}.$$

Butler und Moffitt (1982), die dem Gaußschen Quadraturverfahren folgen, haben jedoch eine vereinfachte Berechnung gefunden

$$P(Y_{i1} = y_{i1}, \dots, Y_{iT} = y_{iT}) \\ = \int_{-\infty}^{\infty} f(\alpha_i) \prod_{t=1}^T [F(\infty | \alpha_i) - F(-x'_{it}\beta | \alpha_i)] \cdot d\alpha_i.$$

Basierend auf dieser Wahrscheinlichkeit kann die Log-Likelihood $\ln L = \sum \ln L_i$ berechnet werden. Der Scorevektor lässt sich heranziehen, um den BHHH-Schätzer zu verwenden, bei dem die Kovarianzmatrix über das OPG des Scorevektors bestimmt wird. Die Kombination des RE-Modells mit dem Probitansatz ist insofern naheliegend, als beide von der Annahme der Normalverteilung ausgehen.

Eine effizientere Alternative schlägt Chamberlain (1984) vor, der den Minimum-Distanz-Schätzer wählt und damit die numerische Integration vermeidet. Dieser Ansatz, der auch als korrelierter Random-Effects-Schätzer bezeichnet wird, beginnt mit einer Log-Likelihood-Funktion

$$\ln L = \sum_{i=1}^N \ln L_i, \\ L_i = L_i(y_{it}^*) = L_i(\varepsilon_{it}; \alpha_i) = L_i(y_{it}^* | \alpha_i) \cdot L(\alpha_i) \\ = \int_{-\infty}^{+\infty} \prod_{t=1}^T F(x'_{it}\beta + \alpha_i)^{y_{it}} \cdot (1 - F(x'_{it}\beta + \alpha_i))^{1-y_{it}} \cdot dG(\alpha_i),$$

wobei $G(\alpha_i)$ eine univariate Verteilungsfunktion ist. Chamberlain folgend, der

$$\alpha_i = \sum_{t=1}^T a'_t x_{it} + \eta_i = a'x_i + \eta_i$$

annimmt, kann

$$L_i = \int_{-\infty}^{\infty} \prod_{t=1}^T F(x'_{it}\beta + a'x_i + \eta_i)^{y_{it}} \cdot (1 - F(x'_{it}\beta + a'x_i + \eta_i))^{1-y_{it}} \cdot dG^*(\eta_i),$$

geschrieben werden, wobei

$a = (a'_1, \dots, a'_T)' = (a_{11}, \dots, a_{k1}, \dots, a_{1T}, \dots, a_{kT})' \sim TK \times 1$, $x_i \sim TK \times 1$, $F(\cdot)$ – Standardnormalverteilung und $G^*(\eta)$ – Normalverteilung, wobei $\eta \sim N(0, \sigma_\eta^2)$. Konsequenz ist ein multivariates Probitmodell mit

$$y_{it} = 1, \text{ wenn } x'_{it}\beta + a'x_i + \eta_i + \varepsilon_{it} > 0.$$

Die Komponenten des Störterms sind unabhängig normalverteilt, wobei von $\sigma_\varepsilon^2 = 1$ ausgegangen wird:

$$\begin{pmatrix} \varepsilon_{i1} \\ \vdots \\ \varepsilon_{iT} \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} \eta_i \\ \vdots \\ \eta_i \end{pmatrix} = \varepsilon_i + \eta_i \iota \sim N[0, (I_T + \sigma_\eta^2 \iota \iota')].$$

Die bedingte Verteilung von y_{it} in Bezug auf x_i ist zu modellieren durch

$$P(y_{it} = 1 | x_i) = F[(x_i' \beta + a' x_i) / (1 + \sigma_\eta^2)^{1/2}] = F(x_i' \pi).$$

Dies ist eine Grenzverteilung in Bezug auf α . Getrennt für jede Periode $t=1, \dots, T$ kann eine univariate Probitspezifikation bestimmt werden als ML-Schätzer, der gemeinsam konvergiert gegen

$$\Pi = \text{diag}[(1 + \sigma_\eta^2)^{-1/2}] (I_T \otimes \beta' + \iota \cdot a'),$$

da $N \rightarrow \infty$. Der Minimum-Distanz-Schätzer folgt, wenn

$$(\hat{\pi} - f(\theta))' \hat{\Omega}^{-1} (\hat{\pi} - f(\theta))$$

nach β , α und σ_η^2 abgeleitet wird, wobei $\hat{\pi} = \text{vec}(\hat{\Pi}) \sim KT^2$ unbeschränkte, univariate Schätzer sind, die auf der ML-Methode von T getrennten Probitmodellen basieren und $\pi = \text{vec}(\Pi) = f(\theta) = f((\beta' : \alpha' : \sigma_\eta^2)')$. $\hat{\Omega}$ ist ein konsistenter Schätzer der asymptotischen Kovarianzmatrix von $\hat{\Pi}$, d. h. $\Omega = J^{-1} \Delta J^{-1}$, wobei

$$J = \begin{bmatrix} J_1 & & \\ & \ddots & \\ & & J_T \end{bmatrix}; \quad J_t = E \left[\frac{f_{it}^2}{F_{it}(1-F_{it})} x_i x_i' \right]$$

$KT^2 \times T^2 K \qquad \qquad \qquad KT \times TK$

J-Informationmatrix, $\Delta = E[\psi_i \otimes x_i x_i']$, $F_{it} = F(x_i' \pi)$, $f_{it} = f(x_i' \pi)$. Mit ψ_i ist eine $(T \times T)$ Matrix gemeint, wobei $\tilde{u}_{it} \cdot \tilde{u}_{it}'$ ein typisches Element ist. Die $\tilde{u}_{it} = \frac{y_{it} - F_{it}}{F_{it}(1-F_{it})} f_{it}$ beschreiben verallgemeinerte Residuen. Als Schätzer von π_i lässt sich $\hat{\pi}_i$ schreiben. Die Erwartungswerte werden substituiert durch die Stichprobenmittelwerte und π durch $\hat{\pi}$ in f_{it} oder F_{it} .

Im reinen RE-Modell kann auch die Pseudo-Maximum-Likelihood-Methode angewandt werden, die die Panelstruktur insgesamt vernachlässigt. Die Grundidee lässt sich wie folgt beschreiben: Die zeitliche Korrelationsstruktur ist nur als „nuisance“ angenommen, besitzt also lediglich eine untergeordnete Bedeutung. Aufgrund möglicher Fehlspezifikation dieser Korrelationsstruktur ist die Anwendung der ML-Methode nicht vollständig valide. Daher wird dieser Ansatz als Quasi- oder Pseudo-ML-Schätzer (QML) bezeichnet. Das Vorgehen ist das Folgende. Definiert wird

$$V(y_{it}) = F(x'_{it}\beta)[1 - F(x'_{it}\beta)]$$

$$V_i = \text{diag}[F(x'_{i1}\beta)(1 - F(x'_{i1}\beta)) \dots F(x'_{iT}\beta)(1 - F(x'_{iT}\beta))]$$

$\Omega_i = V_i R(\delta) V_i$ – Kovarianzmatrix, die bei Fehlspezifikation das kleinste KLIC erzielt.

$R(\delta)$ ist eine zeitliche Korrelationsstruktur, die von dem unbekanntem Parametervektor δ – „nuisance“ – abhängt.

Als Zielfunktion wird

$$S = \sum_{i=1}^N (y_i - F_i(x_i, \beta))' \Omega_i^{-1} (y_i - F_i(x_i, \beta))$$

minimiert, wobei

$$y_i = (y_{i1}, \dots, y_{iT})', \quad F_i(\cdot) = (F(x'_{i1}\beta), \dots, F(x'_{iT}\beta))'$$

Wenn Ω bekannt ist, dann erfüllt der LS-Schätzer die Gleichung

$$\sum_{i=1}^N \frac{\partial F_i(\cdot)}{\partial \beta} \Omega_i^{-1} (y_i - F_i(\cdot)) = 0.$$

Wenn Ω unbekannt ist, wird eine so genannte „working correlation matrix- $\tilde{\Omega}$ “ verwendet, die gewöhnlich fehlspezifiziert ist, d. h., es wird $R(\delta) = I$ unterstellt oder angenommen, dass die Korrelationen außerhalb der Hauptdiagonale gleich sind. Die Gleichungen werden „generalized estimating equations – GEE“ genannt, und die Lösung entspricht der einer QML-Schätzung. Dies Ergebnis ist nicht identisch mit der Minimierung von S , weil $\frac{\partial \Omega}{\partial \beta}$ nicht berücksichtigt wird. Wenn die Spezifikation von $F(x'_{it}\beta)$ korrekt ist, dann ist der QML-Schätzer konsistent und asymptotisch normalverteilt, vorausgesetzt, die Schätzung der Kovarianzmatrix $\hat{\beta}$ ist robust.

Bei einem multinomialen Probitpaneldatenmodell versagt die CML-Methode. Der Butler-Moffitt-Ansatz ist wegen des unterstellten multidimensionalen Integrals beschränkt. Wie bereits zu Beginn dieses Kapitels erwähnt, gibt es zwei Alternativen, den simulierten Schätzansatz und den GMM-Ansatz.

GMM-Schätzer basieren auf Orthogonalitätsbedingungen, beschrieben für eine Gleichung durch die bedingte Mittelwertfunktion

$$E(y_{it} - F(x'_{it}\beta) | X_i) = 0,$$

wobei $F(\cdot)$ der Verteilungsfunktion der univariaten Normalverteilung entspricht. Die Orthogonalitätsbedingungen sind

$$E\left[A(X_i) \begin{pmatrix} y_{i1} - F(x'_{i1}\beta) \\ y_{i2} - F(x'_{i2}\beta) \\ \vdots \\ y_{iT} - F(x'_{iT}\beta) \end{pmatrix}\right] = 0.$$

$A(X_i)$ ist eine $P \times T$ Matrix von Instrumentalvariablen, konstruiert aus den Daten für Individuum i . Das empirische Gegenstück auf der linken Seite von (GMM), den Orthogonalitätsbedingungen, substituiert den Erwartungswert durch das Stichprobenmittel, sodass

$$g_N(\beta) = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N \left[A(X_i) \begin{pmatrix} y_{i1} - F(x'_{i1}\beta) \\ y_{i2} - F(x'_{i2}\beta) \\ \vdots \\ y_{iT} - F(x'_{iT}\beta) \end{pmatrix} \right]$$

resultiert. Die Lösung für die verschiedenen Schätzer lautet

$$\hat{\beta}_{GMM} = \arg \min(g_N(\beta)'W(g_N\beta)).$$

Die GMM-Schätzer unterscheiden sich je nach Wahl der IV-Matrix A und der Gewichtungsmatrix W .

Durch Kombination klassischer Schätzmethoden und Simulatoren wurden verschiedene Ansätze entwickelt. So kann z. B. die simulierte Maximum-Likelihood-Methode (SMLM) einschließlich des am weitesten verbreiteten GHK-Schätzers (Geweke, Keane und Runkle 1997) verwendet werden. Keane (1994) leitet einen berechnungstechnisch praktischen Simulator für ein Probitpaneldatenmodell ab. Allgemein ersetzen Simulationsmethoden die nur schwer handhabbaren Mehrfachintegrale durch unverzerrte Monte-Carlo-Wahrscheinlichkeiten. Weitere Möglichkeiten bestehen darin, die Methode der simulierten Momente, simulierte Scores oder Markovketten-Monte-Carlo-Ansätze (MCMC) einschließlich Gibbs- und Metropolis-Hastings Algorithmus zu verwenden. Geweke, Keane und Runkle haben herausgefunden, dass der Gibbs-Algorithmus, die simulierte Momente- und die Maximum-Likelihood-Methode, die den GHK-Schätzer verwendet, allen anderen Schätzern dieser Art bei der Punktschätzung der Parameter in einem 3-Alternativen-10-Perioden-Probitmodell überlegen sind. Monte-Carlo-Studien nicht-linearer Paneldatenmodelle (Bertschek und Lechner 1998, Breitung und Lechner 1999) zeigen, dass unter verschiedenen GMM-Schätzern das Ranking nicht so offensichtlich ist. Der ML-Schätzer schneidet am besten ab, gefolgt vom GMM-Schätzer, basierend auf optimalen Instrumenten und abgeleitet aus den bedingten Mittelwertrestriktionen. Greene (2004) kommt zu dem Ergebnis, dass der GMM-Schätzer recht gut im Vergleich zum ML-Schätzer ausfällt.

6 Zählmodellen

Der populärste Ansatz bei Paneldatenmodellen mit einer Zählvariablen als abhängige Variable ist die Poissonmodellformulierung

$$P(y = j) = \frac{\exp(-\lambda)\lambda^j}{j!}, \quad j = 0, 1, 2, \dots$$

Im Gegensatz zu linearen Ansätzen wird der Individualeffekt als multiplikativer Faktor (Cameron und Trivedi 1998, S. 275) modelliert. Das Grundmodell lässt sich wie folgt schreiben

$$y_{it} = \alpha_i \cdot \mu_{it} + u_{it},$$

wobei

$$E[y_{it} | x_{it}, \alpha_i] = \lambda_{it} = \alpha_i \cdot \exp(x'_{it}\beta) = \exp(\tilde{\alpha}_i + x'_{it}\beta),$$

$\tilde{\alpha}_i = \ln \alpha_i$ und $i = 1, \dots, N$; $t = 1, \dots, T$. Strikte Exogenität der Regressoren x ist angenommen. Bei Vorliegen von fixen Effekten kann die CML-Methode analog dem Logitmodell herangezogen werden. Die bedingte Likelihoodfunktion

$$\ln L^c = \sum_{i=1}^N \left[\ln \left(\sum_{t=1}^T y_{it} \right)! - \sum_{t=1}^T \ln(y_{it}!) + \sum_{t=1}^T y_{it} \ln \left[\frac{\exp(x'_{it}\beta)}{\sum_{\tau=1}^T \exp(x'_{i\tau}\beta)} \right] \right]$$

wird maximiert, wobei c in $\ln L^c$ „conditional“ bedeutet. Die Bedingung ist gegeben durch $\sum_t y_{it} = T\bar{y}_i$. Hausman, Hall und Griliches (1984) folgen diesem Verfahren. Aber sie schätzen auch ein negatives Binomialverteilungsmodell mit fixen Effekten. Blundell, Griffith und Windmeijer (2002) zeigen, dass bei strikter Exogenität der Regressoren der CML-Schätzer des Poissonmodells mit dem Momentenschätzer des „mean scale model“

$$y_{it} = \exp(x'_{it}\beta) \frac{\bar{y}_i}{\bar{\mu}_i} + u_{it}^*$$

korrespondiert, wobei $\bar{y}_i = T^{-1} \sum_t y_{it}$, $\bar{\mu}_i = T^{-1} \sum_t \mu_{it}$ und $u_{it}^* = u_{it} - (\mu_{it} / \bar{\mu}_i) \bar{u}_i$. Das Verhältnis der beiden Mittelwerte misst den Individualeffekt. Die Methode der Momente ist gegeben durch

$$\sum_{i=1}^N \sum_{t=1}^T x_{it} u_{it}^* = \sum_{i=1}^N \sum_{t=1}^T x_{it} (y_{it} - \exp(x'_{it}\beta) \frac{\bar{y}_i}{\bar{\mu}_i}) = 0.$$

Bei schwacher Exogenität ist diese Bedingung nicht konsistent, da x_{it} und u_{it}^* über \bar{u}_i korreliert sind. Eine Alternative stellen Quasi-Differenzen der Bedingung der Momente dar. Diese gewichteten Differenzen eliminieren den Individualeffekt

$$w_{it} = y_{it} \frac{\mu_{i,t-1}}{\mu_{it}} - y_{i,t-1} = u_{it} \frac{\mu_{i,t-1}}{\mu_{it}} - u_{i,t-1}.$$

Bei Nutzung von Instrumentalvariablen z , die die Bedingung

$$E[u_{it} | \alpha_i, z_{i1}, \dots, z_{i,t-1}] = 0$$

erfüllen, sodass

$$E[w_{it} | z_{i1}, \dots, z_{i,t-1}] = E_{\alpha|z}[E(w_{it} | \alpha_i, z_{i1}, \dots, z_{i,t-1})] = 0,$$

kann der GMM-Schätzer verwendet werden, der

$$\left(\frac{1}{N} \sum_{i=1}^N w_i' Z_i\right) W_N^{-1} \left(\frac{1}{N} \sum_{i=1}^N Z_i' w_i\right)$$

minimiert. Die optimale Gewichtungsmatrix ist

$$W_N = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N Z_i' w_i(\hat{\beta}_0) w_i(\hat{\beta}_0)' Z_i,$$

wobei $w_i(\hat{\beta}_0)$ auf einem konsistenten Anfangsschätzer $\hat{\beta}_0$ basiert. Wenn die Instrumente exakt identifiziert sind und $z_{it} = x_{it}$, dann korrespondiert die Stichprobenmomentenbedingung mit der Struktur der Momentenbedingungen bei strikter Exogenität

$$\sum_{i=1}^N \sum_{t=2}^T z_{i,t-1} w_{it} = \sum_{i=1}^N \sum_{t=2}^T z_{i,t-1} (y_{i,t-1} - \exp(x_{i,t-1}' \beta) \frac{y_{it}}{\mu_{it}}) = 0.$$

Nur wenn die Varianz der Individualeffekte relativ groß ist, kann dieser Schätzer, wie Monte-Carlo-Studien zeigen, als befriedigend angesehen werden. Schätzer mit „pre-sample information“ statt mit prospektiven Werten in den Gewichten verbessern die Schätzung. Der Bias ist dann nur noch gering. Analytische Ausdrücke für die unbedingte Dichte existieren für das Gaußsche RE-Poissonmodell nicht. Eine Alternative bieten wiederum Simulationsschätzer. Chip, Greenberg und Winkelmann (1998) verwenden daher die MCMC-Methode.

7 Selektionsmodelle

Heckmans (1979) zentraler Beitrag und weitere Studien haben gezeigt, dass OLS-Schätzer, beschränkt auf Untergruppen, gewöhnlich verzerrt sind. Dieses Grundergebnis, ursprünglich für Modelle mit Querschnittsdaten abgeleitet, ist von Hausman und Wise (1979), Verbeek (1991), Verbeek und Nijman (1992) im Fall von RE-Paneldatenmodellen verallgemeinert worden. Verbeek (1991), Nijman und Verbeek (1992) und Zabel

(1992) betrachten analoge FE-Ansätze. Eine systematische Diskussion zu FE-Selektionsmodelle liefert Wooldridge (1995). Ausgangspunkt ist die Formulierung einer Outputfunktion

$$y_{it} = x_{it}'\beta + \alpha_i + u_{it}$$

und einer Selektionsfunktion

$$d_{it}^* = z_{it}'\gamma + \eta_i + \varepsilon_{it}; \quad d_{it} = I[d_{it}^* \geq 0],$$

wobei $I[\cdot]$ eine Indikatorfunktion ist, die den Wert 1 annimmt, wenn das Argument in $[\cdot]$ erfüllt ist, andernfalls wird der Wert 0 zugeordnet. Die beiden unbeobachteten Individualeffekte α_i und η_i können korreliert sein mit den beobachteten Regressoren x_{it} und z_{it} . Ein Spezialfall folgt, wenn $z_{it} = x_{it}$. Die abhängige Variable y_{it} ist nur beobachtbar, wenn $d_{it} = 1$. Die folgenden Restriktionen werden auferlegt.

: η_i ist linear abhängig von z_i

$$\eta_i = z_{i1}\gamma_1 + \dots + z_{iT}\gamma_T + c_i;$$

: $v_{it} = \varepsilon_{it} + c_i$ ist unabhängig von x_i und z_i ; $v_{it} \sim N(0, \sigma_i^2)$;

: α_i ist linear abhängig von x_i und v_{it}

$$(\alpha_i | x_i, v_{it}) = \psi_{i0} + x_{i1}'\psi_{i1} + \dots + x_{iT}'\psi_{iT} + \phi_i v_{it};$$

: u_{it} ist im Mittel unabhängig von x_i und z_i und der bedingte Erwartungswert hängt linear ab von v_{it}

$$E(u_{it} | x_i, z_i, v_{it}) = E(u_{it} | v_{it}) = \rho_i v_{it}.$$

Bei Gültigkeit der Annahmen A1-A4 ist β identifiziert

$$E(y_{it} | x_i, z_i, v_{it}) = \psi_{i0} + x_{i1}'\psi_{i1} + \dots + x_{iT}'\psi_{iT} + x_{it}'\beta + \delta_i \lambda\left(\frac{z_i'\gamma}{\sigma_i}\right),$$

wobei $\delta_i = \rho_i + \phi_i$. Die Schätzung verläuft in folgenden Schritten.

In jeder Periode t ist die Selektionsfunktion durch einen Probitansatz zu schätzen, und von diesem Resultat ausgehend, ist die Selektionsvariable $\lambda(\cdot)$ zu bestimmen ($\hat{\lambda}(\cdot)$).

Der gepoolte OLS-Schätzer kann auf die Outputfunktion angewandt werden, erweitert um den Selektionsterm $\delta_i \hat{\lambda}\left(\frac{z_i'\gamma}{\sigma_i}\right)$

$$y_{it} = \hat{w}_{it}'\theta + e_{it},$$

wobei $\hat{w}'_{it} = (1, x'_{i1}, \dots, x'_{iT}, x_{it}, 0, \dots, 0, \hat{\lambda}_{it}, 0, \dots, 0)$. Der Schätzer lautet

$$\hat{\theta} = (\hat{\psi}', \hat{\beta}', \hat{\delta}')' = \left(\sum_{i=1}^N \sum_{t=1}^T d_{it} \hat{w}_{it} \hat{w}'_{it} \right)^{-1} \left(\sum_{i=1}^N \sum_{t=1}^T d_{it} \hat{w}_{it} y_{it} \right).$$

Die asymptotische Kovarianzmatrix von $\hat{\theta}$ ist definiert durch

$$V(\hat{\theta}) = \frac{1}{N} \hat{A}^{-1} \hat{B} \hat{A}^{-1},$$

wobei

$$\begin{aligned} \hat{A} &= N^{-1} \left(\sum_{t=1}^T d_{it} \hat{w}'_{it} \hat{w}_{it} \right); \quad \hat{B} = N^{-1} (\hat{p}_i \hat{p}'_i); \quad \hat{p}_i = \hat{q}_i - \hat{D} \hat{r}_i; \\ \hat{q}_i &= \sum_{t=1}^T d_{it} \hat{w}'_{it} \hat{e}_{it}; \quad \hat{D} = N^{-1} \sum_{t=1}^T d_{it} \hat{w}'_{it} \hat{\theta}' \nabla_{\delta} w_{it}(\hat{\delta})'; \\ \hat{e}_{it} &= y_{it} - \hat{w}'_{it} \hat{\theta}; \quad \hat{r}_i = r_i(\hat{\delta}). \end{aligned}$$

Die Gradientenmatrix $\nabla_{\delta} w_{it}(\hat{\delta})'$ von $w_{it}(\delta)'$ wird bewertet mit $\hat{\delta}$.

Rochina-Barrachina (1997) entwickelt einen Ansatz mit ersten Differenzen, um den Individualterm zu eliminieren und nimmt eine trivariate Normalverteilung an. Carrasco (2001) und Vella und Verbeek (1999) haben verschiedene weitere, modifizierte Ansätze vorgeschlagen.

8 Zensierte Modelle

Der gepoolte Schätzer eines zensierten Modells

$$\begin{aligned} y_{it}^* &= x'_{it} \beta + u_{it} \\ y_{it} &= \begin{cases} 1 & \text{wenn } y_{it}^* \geq 0 \\ 0 & \text{sonst} \end{cases} \end{aligned}$$

unterscheidet sich nicht von dem für ein Querschnittsdatenmodell. Und bei Vorliegen von zufälligen Individualeffekten mit $u_{it} = \alpha_i + \varepsilon_{it}$, $\alpha_i \sim N(0, \sigma_{\alpha}^2)$, $\varepsilon_{it} \sim N(0, \sigma_{\varepsilon}^2)$ muss lediglich eine zusätzliche Variable α_i hinzugefügt werden. Dies bedeutet, die Log-Likelihood-Funktion kann wie folgt geschrieben werden:

$$\ln L = \sum_{i=1}^N \ln \int_{-\infty}^{+\infty} \prod_{t=1}^T F\left(\frac{x_{it}'\beta}{\sigma_\varepsilon} + \frac{\alpha_i}{\sigma_\varepsilon}\right)^{1-y_{it}} \left\{ \frac{1}{\sigma_\varepsilon} f\left(\frac{y_{it}}{\sigma_\varepsilon} - \frac{x_{it}'\beta}{\sigma_\varepsilon} - \frac{\alpha_i}{\sigma_\varepsilon}\right) \right\}^{y_{it}} f\left(\frac{\alpha_i}{\sigma_\alpha}\right) d\left(\frac{\alpha_i}{\sigma_\alpha}\right)$$

und ist partiell nach θ abzuleiten, wobei $\theta = (\beta', \sigma_\varepsilon, \sigma_\alpha)'$. Die Bedingungen erster Ordnung sind im hohen Maße nichtlinear. Ein iteratives Verfahren ist notwendig, um das Maximierungsproblem zu lösen. Die Gradienten sind zu bestimmen. Analog zum RE-Probitmodell lässt sich das Gaußsche Hermite-Quadraturverfahren anwenden, das von Butler und Moffitt eingeführt wurde. Chamberlains Gedanke des korrelierten RE-Probitmodells, bei dem der Individualeffekt α_i dem Ausdruck $a'x_i + \eta_i$ entspricht, kann auf das Tobitmodell übertragen werden, wie dies detailliert bei Jacobson (1988) gezeigt wird. FE-Tobitmodelle haben Heckman und Macurdy (1980) vorgeschlagen.

9 Empirische Studien

Nicht zuletzt bedingt durch die Implementierung von Schätzmethode funktionaler nichtlinearer Paneldatenmodellen in gängigen Programmpaketen wie LIMDEP oder STATA liegen in der Zwischenzeit viele Anwendungen vor. Für Random-Effects Probit- und Tobit- sowie Selektionsmodelle ist der ökonomische Anwendungsbereich sehr breit. Es finden sich mehr inhaltliche Problemstellungen mit binären, multinomialen und zensierten endogenen Variablen als Zählmodellen. Von Fixed-Effects Logitmodellen wird viel weniger Gebrauch gemacht, obwohl man davon ausgehen kann, dass die Hypothese der Unabhängigkeit zwischen Regressoren und Störgröße in den meisten Fällen nicht aufrecht zu erhalten ist, sodass Probitansätze zu verwerfen wären. Fixed-Effects-Schätzer führen aber häufig zu unplausiblen Ergebnissen, nicht zuletzt durch die Eliminierung zeitinvarianter Regressoren bedingt.

Exemplarisch sind in der folgenden Tabelle einige empirische Studien aufgeführt, die sich inhaltlich mit Arbeitsmarktproblemen in Deutschland beschäftigen und übliche, genau spezifizierte nichtlineare Paneldatenmodelle verwenden. Die Untersuchungen basieren vor allem auf dem Sozio-ökonomischen Panel (SOEP). Daneben werden aber auch Daten des IAB-Betriebspanels (IAB-BP), des Hannoveraner Firmenpanels (HFP) und des Arbeitsmarktmonitors für Ostdeutschland (AMM) herangezogen. Inhaltlich sind die Anwendungen auf die Bereiche Arbeitsangebot, Überstunden, Arbeitsplatzsuche, Weiterbildung, Selbstständigenentscheidung und individuelle Betroffenheit von Arbeitslosigkeit konzentriert.

Der klassische Anwendungsfall für Zählmodellen ist die Zahl der Patente. Hierauf gehen z. B. Blundell, Griffith und Windmeijer (2002) ein. Ansonsten sind die Zahl der Arbeitsplatzwechsel oder die Zahl der Arbeitslosigkeitsperioden typische Beispiele für

Tabelle

Arbeitsökonomische Anwendungen nichtlinearer Paneldatenmethoden für Deutschland

Methode	Datensatz	Periode	Inhalt	Quelle
Random-Effects Probit-Schätzer	SOEP	1984-1989	Individuelle Betroffenheit von Arbeitslosigkeit	Flaig/Licht/Steiner (1993)
		1986-1993	Teilnahme an Weiterbildungsmaßnahmen	Hujer/Maurer/Wellner (1999)
		1991-1998	Überstunden	Pannenberg/Wagner (2001)
	AMM	1990-1991	Selbstständigkeit in Ostdeutschland	Lechner (1995)
		1990-1992	Arbeitsplatzsuche Ost- deutscher in Westdeutschland	Hübler (1997)
		1993-1994	Individuelle Betroffenheit von Arbeitslosigkeit	Hübler (1997a)
		1990-1994	Weiterbildung in Ostdeutschland	Fitzenberger/Prey (2000)
	IAB-BP	1996-1998	Befristete Beschäftigung, Leiharbeit, Freie Mitarbeiter	Hagen/Boockmann (2002)
	HFP	1994-1997	Flächentarifbindung	Lehmann (2001)
Korrelierter Random- Effects Probit-Schätzer	SOEP	1984-1987	Arbeitsangebot	Grammig (1996)
		1984-1987	Arbeitsangebot	Schnabel (1994)
		1985-1989	Arbeitsangebot	König/Laisney/Lechner/ Pohlmeier (1995)
		1985-1998	Gewerkschaftsmitgliedschaft	Beck/Fitzenberger (2004)
		1995-2000	Flächentarifbindung	Lehmann (2001)
Fixed-Effects Logit-Schätzer	IAB-BP	1993-1998	Überstunden	Schnabel/Schank (2004)
Simulierter ML-Schätzer	SOEP	1984-1988	Selbstständigenentscheidung	Börsch-Supan/Pfeiffer (1992)
		1984-1989	Selbstständigenentscheidung	Pfeiffer (1994)
		1984-1989	Individuelle Betroffenheit von Arbeitslosigkeit, Arbeitsplatzwechsel	Mühleisen/Zimmermann
Random-Effects Tobit-Schätzer	SOEP	1984-1987	Arbeitsangebot	Hujer/Schnabel (1992)
		1991/1997	Überstunden	Hübler (2000)
		1991-1997	Überstunden	Hübler (2002)
		1991-1998	Überstunden	Pannenberg/Wagner (2001)
		1985-1993	Weiterbildung in Westdeutschland	Prey (1999)

Fortsetzung Tabelle

Methode	Datensatz	Periode	Inhalt	Quelle
Random-Effects Tobit-Schätzer	AMM	1990-1994	Weiterbildung in Ostdeutschland	Fitzenberger/Prey (2000)
Korrelierter Random-Effects Tobit-Schätzer	SOEP	1984-1987	Arbeitsangebot	Grammig (1996)
Fixed-Effects Tobit-Schätzer	SOEP	1984-1988	Arbeitsangebot	Schnabel (1994)
Random-Effects Selektionsmodell-schätzer	HFP	1994-1995	Überstunden	Hübler/Meyer (1997)

Symbole: AMM – Arbeitsmarktmonitor; HFP – Hannoveraner Firmenpanel; IAB-BP – IAB Betriebspanel; SOEP – Sozio-oekonomisches Panel.

Zählmodellen aus der Ökonomie. So untersuchen Winkelmann und Zimmermann (1998) mit Hilfe der Zahl der Arbeitsplatzwechsel, ob die Arbeitsplatzstabilität in Deutschland in den Jahren 1974-1994 abgenommen hat und kommen zu einem negativen Ergebnis. Anwendungen aus anderen Bereichen sind bei Diggle, Liang und Zeger (1994) sowie bei Fahrmeir und Tutz (1994) zu finden.

Selektionsmodelle, die den Zusammenhang zwischen Arbeitsangebot und Löhnen betrachten, finden sich bei Vella und Verbeek (1999) als Anwendungsbeispiel. Gleiches gilt für Dustmann und Rochina-Barrachina (2000). Carrasco (2001) untersucht den Einfluss der Fertilität auf die Erwerbsbeteiligung von Frauen. Investitionen und Finanzierungsbeschränkungen unter Verwendung US-amerikanischer Paneldaten für 565 Firmen über 15 Jahre kommen bei Hansen (1999) im Rahmen von Regimewechselmodellen zur Anwendung.

10 Unspezifische nichtlineare Modelle

Während die traditionellen nichtlinearen Paneldatenmodelle von einem festvorgegebenen Funktionstyp ausgehen, passen sich die nichtparametrischen Ansätze im Verlauf optimal den Daten an und bestimmen danach den funktionalen Verlauf, für dessen Präsentation sich besonders graphische Darstellungen eignen. Im Folgenden wird auf gepoolte Ansätze sowie auf Fixed-Effects-Schätzer und Random-Effects-Schätzer unter Berücksichtigung von Datenausfällen eingegangen.

11 Gepoolte Modelle

Können Individualeffekte vernachlässigt werden, so lautet die allgemeine Formulierung eines nichtparametrischen Paneldatenmodells mit der abhängigen Variablen y_{it} , regressiert auf die unabhängigen Variablen und den Störterm, typischerweise

$$y_{it} = g[m(x_{it}) + u_{it}],$$

wobei $g(\cdot)$ den erwarteten Wert von y_{it} erzeugt. Möglicherweise hängt y_{it} auch von einer unbeobachteten endogenen Variable $y_{it}^* = m(x_{it} + u_{it})$ ab. Wenn y_{it} direkt über x_{it} und u_{it} gebildet wird, dann vereinfacht sich die Beziehung zu $y_{it} = m(x_{it}) + u_{it}$ und ein lineares Modell resultiert, wenn $m(x_{it}) = x_{it}'\beta$. Während das parametrische Modell eine bekannte strukturelle Beziehung bei unbekanntem Parametern annimmt, formuliert man ein einfaches nichtparametrisches Paneldatenmodell als Erwartungswertregression

$$y_{it} = E(y_{it} | x_{it}) + u_{it} = m(x_{it}) + u_{it}.$$

Der Anreiz, nichtparametrische statt parametrische Methoden zu nutzen, besteht in der größeren Flexibilität. Das Grundproblem ergibt sich jedoch aus dem enormen Anstieg der durchzuführenden Berechnungen, wenn die Zahl der Regressoren steigt. Zudem ist es schwierig, die Schätzungen zu interpretieren. Dies Phänomen wird in der Literatur der „Fluch der Dimensionalität“ genannt. Zwei Möglichkeiten gibt es, dem zu begegnen. Additive oder partiell lineare Modelle lassen sich verwenden. Das erste Vorgehen ist vor allem von Hastie und Tibshirani (1997) in die Literatur eingebracht und ausführlich diskutiert worden. Zur Schätzung können bei gepoolten Daten die gleichen Verfahren wie bei Querschnittsdaten herangezogen werden. Notwendig ist es zu testen, ob die Annahmen des gepoolten Schätzers Gültigkeit besitzen. Ein parametrisches Verfahren hierfür hat Baltagi (2001) entwickelt. Einen nichtparametrischen Test präsentieren Baltagi, Hidalgo und Li (1996). Li und Hsiao (1998) testen, ob Individualeffekte existieren. Wenn der Test die Nullhypothese der Poolbarkeit nicht ablehnt, dann können Individualeffekte vernachlässigt werden.

12 Additive Modelle

Gegenüber multiplen linearen Paneldatenmodellen in gepoolter Form stellen additive Modelle eine Verallgemeinerung dar. Einige oder alle linearen Regressoren zur Erklärung von y werden ersetzt durch beliebige Glättungsfunktionen, wobei die exogenen Variablen weiterhin additiv miteinander verknüpft sind, d. h., $y = X\beta + u$ wird ersetzt durch

$$y = \beta_0 + \sum_{k=1}^K f_k(x_k) + u.$$

Bei der allgemeineren Modellierung

$$y = f(x_1, \dots, x_K) + u$$

taucht bei der Suche nach einer Lösung das Problem der Dimensionalität auf. Im mehrdimensionalen Raum ist zu entscheiden, welche bei verschiedenen Punktkombinationen die größte Nähe (Nachbarschaft) zu einem Bezugspunkt aufweist. Eine Vereinfachung

chung ergibt sich zwar, wenn eine so genannte „projection-pursuit regression“ (Friedman und Stuetzle 1981), ein additives Modell von Prädiktoren,

$$y = \sum_{p=1}^P f_p(x' \alpha_p) + u$$

gebildet wird, bei dem der Verlauf verschiedener Projektionsterme verfolgt wird. In diesem Fall ist $x' \alpha_p$ jeweils eine eindimensionale Projektion des Vektors x . Den Spezialfall des einfachen additiven Modells erhält man, wenn die Richtungsvektoren α_p Einheitsvektoren sind und $P = K$ entspricht. Im allgemeinen Fall sind Interaktionen zwischen den Regressoren zugelassen. Mit Hilfe einer Optimierungstechnik sind „gute“ Richtungsvektoren $\alpha_1, \alpha_2, \dots, \alpha_p$ zu finden. P wird vorgegeben und der mittlere quadratische Fehler

$$E[y - \sum_{p=1}^P f_p(x' \alpha_p)]^2$$

ist zu minimieren in Bezug auf α_p und $f_p \forall p$. Üblicherweise entsteht ein Interpretationsproblem, da für jeden Summanden p eine Linearkombination mit den gleichen Regressoren die Grundlage für die Projektion auf y bildet. Wie lässt sich dann $p = 1$ von $p = 2$ usw. inhaltlich trennen?

In additiven Modellen ist das Problem gelöst. Hier wird getrennt für jeden Regressor eine nichtlineare Beziehung mit y hergestellt. Jede Funktion wird geschätzt durch Glättung an einer einzigen Koordinate. In diesem Fall können hinreichend viele Punkte in der Nachbarschaft eines Bezugspunktes x_0 einbezogen werden, um die Varianz niedrig halten zu können, auch wenn sie je nach Bezugspunkt x_0 sehr unterschiedlich sein kann. Je mehr Punkte in der Nachbarschaft von x_0 liegen, um so geringer ist die Varianz zu erwarten, um so besser wird der (nichtlineare) Verlauf, die Projektion von x auf y , bestimmt.

Additive Modelle können zwar zu verzerrten Schätzern für die wahre Regressionsoberfläche führen, es wird aber vermutet, dass der Bias geringer als bei einer hochdimensionalen Glättung ist (Hastie und Tibshirani 1986, S. 305). Modelle dieser Art stellen also einerseits eine Verallgemeinerung der linearen Modelle dar und lösen andererseits den „Fluch der Dimensionalität“ auf, lassen einfache Interpretationen zu, welchen Beitrag die einzelnen Regressoren leisten. In der Praxis wird häufig eine Mischung aus linearem und allgemein additivem Modell sinnvoll sein

$$y = \beta_0 + \sum_{k=1}^{K_1} f(x_k) + \sum_{k=K_1+1}^{K_1+K_2} x_k \beta_k + u.$$

Die Schätzung additiver Regressionsmodelle kann auf vielen Wegen erfolgen. Die Unterschiede bestehen in der Art der Glättung, in welcher Form den Funktionen Glättungsrestriktionen auferlegt werden (vgl. Hastie und Tibshirani 1997, S. 89 f.).

Der Backfitting-Algorithmus ist ein allgemeines Lösungsverfahren, das es ermöglicht, ein additives Modell an die Daten anzupassen. Das Vorgehen ist iterativ. Angenommen

$$y = \beta_0 + \sum_{k=1}^K f_k(x_k) + u$$

ist korrekt und $f_1, \dots, f_{j-1}, f_{j+1}, \dots, f_K$ sind bekannt, dann lässt sich

$$u_j = y - \beta_0 - \sum_{k \neq j} f_k(x_k)$$

als partielles Residuum definieren. Dem Kleinste-Quadrate-Prinzip folgend, wird

$$E(y - \beta_0 - \sum_{k=1}^K f_k(x_k))^2$$

minimiert, um f_j zu schätzen. Der Algorithmus geht von der Anfangsannahme $f_1^{(1)} = f_2^{(1)} = \dots = f_K^{(1)} = 0$ aus. Diese führt zu Stufe 1 des Verfahrens

$$\beta_0^1 = E(y).$$

In Stufe 2 wird neu definiert

$$u_j^{(2)} = y - \beta_0 - \sum_{k=1}^{j-1} f_k^{(2)}(x_k) - \sum_{k=j+1}^K f_k^{(1)}(x_k).$$

Dieser Ausdruck ist für $j=1, \dots, K$ zu bestimmen, wobei $f_k^{(2)} = E(u_j | x_j)$. Die Schätzung von $f_k^{(2)}$ kann mit Hilfe verschiedener Verfahren erfolgen, z. B. durch Kernschätzer, lokal gewichtete Regressionsglättung, Splineregressionsglättung als nichtparametrische Verfahren oder über parametrische Ansätze wie Polynome und kubische Splines.

Wird das lokal gewichtete Scatter-Plot-Glättungsverfahren gewählt, so ist für $f_k^{(2)} = f(x)$ und $u_j^{(2)} = y^*$ wie folgt zu verfahren, wobei $y^* = f(x) + u$ den Ausgangspunkt bildet:

- wähle einen Beobachtungspunkt x_0 aus x_{11}, \dots, x_{NT} und suche die $n_0 = 1, \dots, N_0 T_0$ nächsten Nachbarn von x_0 , wodurch eine Nachbarschaft $N(x_0)$ definiert ist. Die Zahl der Nachbarn n_0 ist festgelegt als Prozentsatz aller Beobachtungen (span),
- berechne die größte Differenz (Distanz) zu einem Nachbarn in $N(x_0)$

$$\Delta(x_0) = \max_{N(x_0)} |x_0 - x_{it}|,$$

- ordne jedem Punkt in $N(x_0)$ ein Gewicht zu, wobei die Gewichtungsfunktion definiert ist durch

$$w(\tilde{u}) = w\left(\frac{|x_0 - x_{it}|}{\Delta(x_0)}\right)$$

und

$$w(\tilde{u}) = \begin{cases} (1 - \tilde{u}^3)^3 & \text{für } 0 \leq \tilde{u} < 1 \\ 0 & \text{sonst.} \end{cases}$$

- berechne die gewichtete KQ-Anpassung von y^* in $N(x_0)$, d. h.

$$\sum_{i=1}^{N_0} \sum_{t=1}^{T_0} (y_{it}^* - \sum_{k=1}^K f(x_{itk}))^2 w(\tilde{u}_{it}) = \text{Min},$$

und verwende als Glättungswerte für y^*

$$\hat{y}_0^* = \hat{f}(x_0).$$

Wenn für alle Beobachtungen $i = 1, \dots, N$, $t = 1, \dots, T$ und alle Regressoren $j = 1, \dots, K$ die Schätzungen durchgeführt worden sind, folgt Stufe 3. Damit wird erneut mit $j = 1$ begonnen, jetzt auf einer höheren Stufe der Information über $f_2^{(2)}(x_2), \dots, f_K^{(2)}(x_K)$. Auf jeder Stufe müssen die zuerst ermittelten $u_j^{(i)}$ und folgend $f_j^{(i)}$ mit weniger Information auskommen als die später ermittelten Werte. Das Verfahren wird auf der m -ten Stufe abgebrochen, wenn

$$E(y - \beta_0 - \sum_{k=1}^K f_k^{(m)}(x_k))^2$$

nicht weiter reduziert werden kann. Dann steht für jeden Regressor x_k und jede Beobachtung $i = 1, \dots, N$, $t = 1, \dots, T$ ein geschätzter Wert zur Verfügung. Diese Werte beschreiben den Verlauf der Projektion von x_k auf y und lassen sich graphisch darstellen. Ein anderes Verfahren zur Anpassung der Daten an das additive Modell wird von Staniswalis und Severeni (2000) vorgeschlagen.

Ganz analog ist eine Schätzung eines verallgemeinerten additiven Modells mit diskreten endogenen Variablen möglich, hier demonstriert für den Logitansatz. Als Anfangsschätzung wird der OLS-Schätzer des linearen Wahrscheinlichkeitsmodells verwendet. Unter Ausnutzung folgender Definitionen und Beziehungen

$$y = \begin{cases} 1, & \text{wenn } y^* > 0 \\ 0 & \text{sonst} \end{cases}$$

$$\ln \frac{p_{it}}{1-p_{it}} = x'_{it} \beta + u_{it}$$

$$\eta_{it}^{(0)} =: x'_{it} \hat{\beta}, \quad \mu_{it}^{(0)} =: \frac{\exp(x'_{it} \hat{\beta})}{1 + \exp(x'_{it} \hat{\beta})}$$

kann die stufenweise Schätzung, zerlegt in Einzelschritte, erfolgen.

1. Stufe:

Schritt 1

$$y_{it1}^{(1)} =: x'_{it} \hat{\beta} + \frac{y_{it} - \mu_{it}^{(0)}}{\mu_{it}^{(0)} (1 - \mu_{it}^{(0)})}$$

$$y_{it1}^{(1)} = f(x_{it1}) \text{ nichtparametrisch schätzen: } f^{(1)}(x_{it1}).$$

Schritt 2

$$\begin{aligned} y_{it2}^{(1)} &=: (x'_{it} \hat{\beta} - \hat{\beta}_0 - x_{it1} \hat{\beta}_1 + f^{(1)}(x_{it1})) + \bar{y}_1^{(1)} + \frac{y_{it1}^{(1)} - \mu_{it1}^{(1)}}{\mu_{it1}^{(1)} (1 - \mu_{it1}^{(1)})} \\ &=: \eta^{(1)}(x_{it1}) + \hat{\beta}_{01}^{(1)} + u_{it1}^{s(1)}, \end{aligned}$$

wobei

$$\eta^{(1)}(x_{it1}) = x'_{it} \hat{\beta} - \hat{\beta}_0 - x_{it1} \hat{\beta}_1 + f^{(1)}(x_{it1})$$

$$\hat{\beta}_{01}^{(1)} = \bar{y}_1^{(1)} = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N \sum_{t=1}^T y_{it1}^{(1)}$$

$$\mu_{it1}^{(1)} = \frac{\exp(\eta^{(1)}(x_{it1}) + \hat{\beta}_{01}^{(1)})}{1 + \exp(\eta^{(1)}(x_{it1}) + \hat{\beta}_{01}^{(1)})}$$

$$y_{it2}^{(1)} = f(x_{it2}) \text{ nichtparametrisch schätzen: } f^{(1)}(x_{it2}).$$

·
·
·

Schritt K

$$y_{iK}^{(1)} =: (x'_{iK} \hat{\beta} - \hat{\beta}_0 - \sum_{k=1}^{K-1} x_{iK} \hat{\beta}_k + \sum_{k=1}^{K-1} f^{(1)}(x_{iK})) + \hat{\beta}_{0;K-1}^{(1)} + \frac{y_{i;K-1}^{(1)} - \mu_{i;K-1}^{(1)}}{\mu_{i;K-1}^{(1)}(1 - \mu_{i;K-1}^{(1)})}$$

$$=: \eta^{(1)}(x_{i;K-1}) + \hat{\beta}_{0;K-1}^{(1)} + u_{i;K-1}^{s(1)}$$

$$y_{iK}^{(1)} = f(x_{iK}) \text{ nichtparametrisch schätzen: } f^{(1)}(x_{iK}).$$

2. Stufe:

Schritt 1

$$y_{i1}^{(2)} =: \sum_{k=1}^K f^{(1)}(x_{ik}) + \hat{\beta}_{0K}^{(1)} + \frac{y_{iK}^{(1)} - \mu_{iK}^{(1)}}{\mu_{iK}^{(1)}(1 - \mu_{iK}^{(1)})}$$

$$y_{i1}^{(2)} = f(x_{i1}) \text{ nichtparametrisch schätzen: } f^{(2)}(x_{i1}).$$

Schritt 2

$$y_{i2}^{(2)} =: \left(\sum_{k=2}^K f^{(1)}(x_{ik}) + f^{(2)}(x_{i1}) \right) + \hat{\beta}_{01}^{(2)} + \frac{y_{i1}^{(2)} - \mu_{i1}^{(2)}}{\mu_{i1}^{(2)}(1 - \mu_{i1}^{(2)})}$$

$$=: \eta^{(2)}(x_{i1}) + \hat{\beta}_{01}^{(2)} + u_{i1}^{s(2)}$$

$$y_{i2}^{(2)} = f(x_{i2}) \text{ nichtparametrisch schätzen: } f^{(2)}(x_{i2})$$

⋮

Schritt K

$$y_{iK}^{(2)} =: (f^{(1)}(x_{iK}) + \sum_{k=1}^{K-1} f^{(2)}(x_{ik})) + \hat{\beta}_{0;K-1}^{(2)} + \frac{y_{i;K-1}^{(2)} - \mu_{i;K-1}^{(2)}}{\mu_{i;K-1}^{(2)}(1 - \mu_{i;K-1}^{(2)})}$$

$$=: \eta^{(2)}(x_{i;K-1}) + \hat{\beta}_{0;K-1}^{(2)} + u_{i;K-1}^{s(2)}$$

$$y_{iK}^{(2)} = f(x_{iK}) \text{ nichtparametrisch schätzen: } f^{(2)}(x_{iK}).$$

Entsprechend ist fortzufahren. Eine Verallgemeinerung dieses Ansatzes für ein multinomiales Modell entwickelt Abe (1999). Als Spezialfall lässt sich der bivariate Discrete-Choice-Ansatz im verallgemeinerten additiven gemischten Modell von Chen (2000) auffassen, das eine Mischung aus dem additiven Ansatz von Hastie und Tibshirani (1997) und den verallgemeinerten linearen Modellen des Typs McCullagh und Nelder (1983) darstellt. Horowitz (2001) entwickelt einen Ansatz im Rahmen verallgemeinerter additiver Modelle, wenn die Link-Funktion unbekannt ist

$$E(y | X = x, W = w) = g\left[\sum_{k=1}^K f_k(x^k), f_w(w)\right],$$

wobei $g[\cdot]$ und f_k unbekannte Funktionen sind ($k = 1, \dots, K$). W ist ein Zufallsvektor, der kontinuierliche und diskrete Komponenten enthalten kann. Während die f_k -Elemente additiv verknüpft sind, muss dies für f_w nicht gelten. Dieser Ansatz enthält das Single-Index-Modell und die verallgemeinerten additiven Modelle ebenso als Spezialfälle wie die verallgemeinerten multiplikativen Modelle. Im Rahmen eines triangulären Mehrgleichungsmodells kann der additive Ansatz eingesetzt werden, wie Newey, Powell und Vella (1999) aufzeigen.

13 Partiiell lineare Modelle

Ausgangspunkt bei einem partiell linearen Ansatz für Paneldaten bildet

$$y_{it} = z_{it}'\gamma + m(x_{it}) + u_{it}.$$

Die Grundidee ist, den nichtparametrischen Teil zu eliminieren. Dann kann der lineare Term, Robinson (1988) folgend, getrennt geschätzt werden. Mit anderen Worten, der neue Regressand ist die Differenz zwischen y und dem bedingten Erwartungswert, der durch den nichtparametrischen Regressor erzeugt wird. Aufgrund der Identität $E[m(x) | x] = m(x)$ verschwindet der nichtparametrische Term durch erste Differenzbildung

$$y - E(y | x) = (z - E(z | x))'\gamma + u.$$

Bevor γ ermittelt werden kann, ist der bedingte Erwartungswert mit Hilfe eines nichtparametrischen Verfahrens (Pagan und Ullah 1999, S. 199) zu schätzen. Ein Kernschätzer ist hier eine adäquate Möglichkeit:

$$\hat{y}_{it} = \hat{E}(y_{it} | x_{it}) = \frac{1}{NT \cdot h} \sum_{j=1}^N \sum_{t=1}^T \frac{K\left(\frac{x_{it} - x_{jt}}{h}\right)}{\hat{f}_{it}} \cdot y_{jt},$$

wobei $\hat{f}_{it} = \frac{1}{NT \cdot h} \sum_{j=1}^N \sum_{t=1}^T K\left(\frac{x_{it} - x_{jt}}{h}\right)$ den Kerndichteschätzer und h die Bandweite beschreibt. Man kann diesen Schätzer wie ein verallgemeinertes arithmetisches Mittel von y interpretieren. Es werden nicht die beobachteten Häufigkeiten als Gewichte verwendet, sondern die so genannten Kerne. Dies sind spezielle Funktionen. Übliche Formen sind Gauß- oder Epanechnikovkerne. Letztlich kommt es aber weniger auf die Wahl der Kernfunktionen als vielmehr auf Bandweite an. Je größer diese ist, um so glatter wird der Verlauf geschätzt. Analog ist bei der Bestimmung des unbekanntes bedingten Erwartungswertes von x zu verfahren. Wenn nicht nur ein univariater nichtparametrischer Term betrachtet wird, dann ist ein multivariater Kern notwendig. Eine vereinfachte

Form kann in diesem Fall angenommen werden, und zwar das Produkt der univariaten Kerne, d. h. $K(x_{it}) = \prod_{d=1}^D K(x_{dit})$.

Ein Problem besteht bei dem Schätzer darin, dass der Nenner eines Kernschätzers eine Zufallsvariable ist. Der Nenner lässt sich aber bei einer gewichteten Dichtefunktionsschätzung vernachlässigen (Powell, Stock und Stoker 1989, Li und Stengos 1996), wobei \hat{f}_{it} aus den Kernschätzungen folgt. Das Differenzenmodell (74) muss gewichtet werden

$$\hat{f}_{it}(y_{it} - \hat{y}_{it}) = \hat{f}_{it}(z_{it} - \hat{z}_{it})' \gamma + \hat{f}_{it} u_{it}.$$

Dieser Ansatz weist eine Parallelität zum EGLS-Schätzer eines verallgemeinerten Regressionsmodells auf. Als Kleinst-Quadrate-Schätzer für γ folgt

$$\hat{\gamma} = \left(\sum_{i=1}^N \sum_{t=1}^T (z_{it} - \hat{z}_{it})(z_{it} - \hat{z}_{it})' \hat{f}_{it}^2 \right)^{-1} \left(\sum_{i=1}^N \sum_{t=1}^T (z_{it} - \hat{z}_{it})(y_{it} - \hat{y}_{it}) \hat{f}_{it}^2 \right).$$

Dieser OLS-Schätzer ist konsistent. Ein GLS-Schätzer, vorgeschlagen von Li and Ullah (1998), erreicht die semiparametrische Effizienzgrenze und ist daher überlegen. Im zweiten Schritt erhält man den multivariaten nichtparametrischen Term $m(x)$ unter Verwendung der Taylorreihenapproximation

$$\begin{aligned} y_{it} - z_{it}' \hat{\gamma} &= m(x_{it}) + \beta(x)'(x_{it} - x) + R(x_{it}, x) + z_{it}'(\gamma - \hat{\gamma}) + u_{it} \\ &= m(x_{it}) + \beta(x)'(x_{it} - x) + \tilde{u}_{x, it}. \end{aligned}$$

Benutzt wird ein lokaler Kleinst-Quadrate-Schätzer. Eine Schätzung für den Parametervektor $\tilde{\beta}(x)' = (m(x), \beta(x)')$ erhält man aus

$$\hat{\tilde{\beta}}(x) = \arg \min \frac{1}{NT \cdot h} \sum_{i=1}^N \sum_{t=1}^T K_{it} (y_{it} - z_{it}' \hat{\gamma} - m(x) - (x_{it} - x)' \beta(x))^2,$$

wobei $K_{it} = K(\frac{x_{it} - x}{h})$ und h wiederum die Bandweite bezeichnet. Als lokal linearer Kleinst-Quadrate-Schätzer folgt

$$\begin{aligned} \hat{\tilde{\beta}}(x) &= \left[\sum_{i=1}^N \sum_{t=1}^T \bar{K} \left(\frac{x_{it} - x}{h} \right) \begin{pmatrix} 1 & x_{it} \\ x_{it} - x & (x_{it} - x)(x_{it} - x)' \end{pmatrix} \right]^{-1} \\ &\quad \cdot \sum_{i=1}^N \sum_{t=1}^T \bar{K} \left(\frac{x_{it} - x}{h} \right) \begin{pmatrix} 1 \\ x_{it} - x \end{pmatrix} (y_{it} - z_{it}' \hat{\gamma}), \end{aligned}$$

wobei $\bar{K}(\cdot)$ das Produkt aus den Kernfunktionen der einzelnen Regressoren bildet.

14 Fixed-Effects-Modelle

Beim Fixed-Effects-Modell existiert ein zusätzliches Problem. Aufgrund der erlaubten Korrelation zwischen α_i und x_{it} stimmt der bedingte Erwartungswert von y_{it} nicht mit dem nichtparametrischen Term überein. Stattdessen erhält man

$$E(y_{it} | x_{it}) = m(x_{it}) + E(\alpha_i | x_{it}).$$

Daher ist es nicht möglich, den nichtparametrischen Teil durch einen bedingten Momenteansatz zu bestimmen. Die übliche Lösung durch Bildung erster Differenzen oder durch den Within-Schätzer entfällt. Der Individualterm wird zwar durch dies Verfahren eliminiert, nicht jedoch identifiziert.

Ullah und Roy (1998) schlagen als Ausgangspunkt eine Taylorreihe für den nichtparametrischen Ausdruck vor

$$\begin{aligned} y_{it} &= m(x) + (x_{it} - x)' \frac{\partial m(x_{it})}{\partial x_{it}} \Big|_{x_{it}=x} + \frac{1}{2} (x_{it} - x)' \frac{\partial^2 m(\tilde{x})}{\partial x \partial x'} (x_{it} - x) + \alpha_i + \varepsilon_{it} \\ &=: m(x) + (x_{it} - x)' \beta(x) + R_2(x_{it}, x) + \alpha_i + \varepsilon_{it} \\ &=: m(x) + (x_{it} - x)' \beta(x) + \alpha_i + \varepsilon_{x, it}, \end{aligned}$$

wobei für ein \tilde{x} der Wertebereich zwischen x und x angenommen wird. Es ist beabsichtigt, $\beta(x)$ dieses lokalen linearen Modells zu schätzen. Ein lokaler Within-Schätzer mit einfachen Kernfunktionsgewichten führt zu verzerrten und inkonsistenten Schätzern. Dies ist auf den Residualterm zurückzuführen, für den $E(R_2(x_{i,x} | x_{it} = x)) \neq 0$ gilt. Dasselbe Problem folgt bei einem analogen Erste-Differenzen-Schätzer. Aber eine doppelte Gewichtung der ersten Differenzen entfernt den Bias (König 2002, S. 61 ff.). Der Produktkern von Periode t auf Periode $t-1$ ist definiert durch

$$K\left(\frac{x_{it} - x}{h}, \frac{x_{i,t-1} - x}{h}\right) = K\left(\frac{x_{it} - x}{h}\right) \cdot K\left(\frac{x_{i,t-1} - x}{h}\right) =: K_{it} \cdot K_{i,t-1},$$

wobei h erneut die Bandweite beschreibt. Statt der Gewichtung mit $K(\frac{x_{it}-x}{h})$ wie beim üblichen Differenzschätzer ist das Gewicht das Produkt der lokalen Kerne

$$\hat{\beta}(x)_D = \left\{ \sum_{i=1}^N \sum_{t=2}^T K_{it} K_{i,t-1} \Delta x_{it} \Delta x'_{it} \right\}^{-1} \sum_{i=1}^N \sum_{t=2}^T K_{it} K_{i,t-1} \Delta x_{it} \Delta y_{it},$$

wobei $\Delta x_{it} = x_{it} - x_{i,t-1}$ und $\Delta y_{it} = y_{it} - y_{i,t-1}$. Dieser Schätzer ist nicht nur konsistent, sondern auch asymptotisch normalverteilt mit einem Nullvektor als Erwartungswertvektor und einer asymptotischen Sandwich-Kovarianz-Matrix. Ein ähnliches Gewicht ist für das Within-Modell möglich. Für diesen Fall leitet König (2002, S. 68) den folgenden konsistenten Schätzer ab

$$\hat{\beta}(x)_W = \left\{ \sum_{i=1}^N \sum_{t=1}^T K_{it} \tilde{x}_{it} \tilde{x}'_{it} \right\}^{-1} \sum_{i=1}^N \sum_{t=2}^T K_{it} \tilde{x}_{it} \tilde{y}_{it},$$

wobei

$$\tilde{x}_{it} = x_{it} - \sum_{t=1}^T \frac{K_{it}}{\sum_{t=1}^T K_{it} + I[\sum_{t=1}^T K_{it} = 0]} x_{it}.$$

Analog ist \tilde{y}_{it} definiert. $I[\cdot]$ beschreibt eine Indikatorfunktion, wobei der Wert gleich 1 ist, wenn die Bedingung in $[\cdot]$ erfüllt ist. Andernfalls nimmt sie den Wert 0 an. Gewisse Ähnlichkeiten können zu Blundell, Griffith und Windmeijer's (2002) beim Vorschlag zu einem Zähldatenmodell mit nicht strikt exogenen Variablen gesehen werden. Es erscheint daher plausibel, \tilde{x}_{it} als Quasi-Within-Variable zu bezeichnen. Die asymptotischen Varianzen des Within-Schätzers, die von der Sandwich-Kovarianzmatrix stammen, sind nicht größer als die korrespondierenden Varianzen des Differenzen-Schätzers, wenn nur zwei Periode vorliegen. Für $T \geq 3$ ist die Differenz der asymptotischen Kovarianzmatrizen ($V_{DIFF} - V_{WITHIN}$) positiv definit (König 2002, S. 72).

Das semiparametrische partiell lineare Modell mit fixen Individualeffekten kann beschrieben werden durch

$$y_{it} = \tilde{m}(x) + x'_{it} \beta(x) + z'_{it} \gamma + \alpha_i + \tilde{\varepsilon}_{it},$$

wobei $\tilde{\varepsilon}_{it} = \varepsilon_{it} + R(x_{it}, x)$, $\tilde{m}(x) = m(x) - x' \beta(x)$. Der Individualterm α_i kann korreliert sein mit x_{it} und z_{it} . Der nichtparametrische Term $m(x_{it})$ ist als Taylorreihe entwickelt. In diesem Fall besteht das Problem der Parameterschätzung (γ) auch in dem bedingten Erwartungswert von y_{it}

$$E(y_{it} | x_{it}) = \tilde{m}(x) + x'_{it} \beta(x) + E(z_{it} | x_{it})' \gamma + E(\alpha_i | x_{it}).$$

Differenzen, d. h. $y_{it} - E(y_{it} | x_{it})$, eliminieren den nichtparametrischen Term, aber nicht den Individualterm. Daher ist es notwendig, α_i in einem ersten Schritt zu entfernen. Li und Stengos (1996) verwenden einen Differenzenschätzer von γ , wobei der Schätzer gewichtet wird mit dem Nadaraya-Watson-Kernschätzer

$$\hat{\gamma}_D = \left\{ \sum_{i=1}^N \sum_{t=2}^T \Delta \hat{z}_{it} \Delta \hat{z}'_{it} \hat{f}(x_{it}, x_{i,t-1}) \right\}^{-1} \sum_{i=1}^N \sum_{t=2}^T \Delta \hat{z}_{it} \Delta \hat{y}_{it} \hat{f}(x_{it}, x_{i,t-1}).$$

Die Größe $\hat{f}(x_{it}, x_{i,t-1})$ entspricht dem Kerndichteschätzer und

$$\Delta \hat{z}_{it} = z_{it} - z_{i,t-1} - [\hat{E}(z_{it} | x_{it}, x_{i,t-1}) - \hat{E}(z_{i,t-1} | x_{it}, x_{i,t-1})].$$

Hier ergibt sich eine Analogie zu Differenz-von-Differenzen-Schätzern, die in der Evaluationsmethodik eine große Verbreitung haben. Analog ist $\Delta \hat{y}_{it}$ definiert. Durch Bil-

derung der ersten Differenzen verschwindet α_i , aber nicht der nichtparametrische Term. Um die Differenz $\tilde{m}(x_{it}) - \tilde{m}(x_{i,t-1})$ zu entfernen, wird zusätzlich die Differenz der Erwartungswerte subtrahiert. Wenn $\Delta \hat{z}_{it} = z_{it} - z_{i,t-1} - [\hat{E}(z_{it} | x_{it}, x_{i,t-1}) - \hat{E}(z_{i,t-1} | x_{it}, x_{i,t-1})]$ und der Störterm korreliert sind, muss $\Delta \hat{z}_{it}$ instrumentiert werden.

König (2002, S. 215) schlägt einen alternativen Schätzer ohne Kerngewichte vor

$$\hat{\gamma}_{D1} = \left\{ \sum_{i=1}^N \sum_{t=2}^T \Delta \hat{z}_{it} \Delta \hat{z}_{it}' \hat{I}_{it} \right\}^{-1} \sum_{i=1}^N \sum_{t=2}^T \Delta \hat{z}_{it} \Delta \hat{y}_{it} \hat{I}_{it},$$

wobei $\hat{I}_{it} = I[\hat{m}(x_{it}, x_{i,t-1}) > b_N]$ eine getrimmte Funktion ist und b_N ein Schwellenwert ist. Es folgt $b_N \rightarrow 0$ für $N \rightarrow \infty$. Die Idee der getrimmten Funktion findet sich bei Li, Lu und Ullah (2003) und Li und Ullah (1998). Wiederum kann auch hier ein Within-Schätzer formuliert werden

$$\hat{\gamma}_W = \left\{ \sum_{i=1}^N \sum_{t=1}^T \sum_{\tau=1}^T (z_{it} - z_{i\tau} - \hat{E}_{z_{it}-z_{i\tau}})(z_{it} - z_{i\tau} - \hat{E}_{z_{it}-z_{i\tau}})' \hat{I}_{it} \right\}^{-1} \cdot \sum_{i=1}^N \sum_{t=1}^T \sum_{\tau=1}^T (z_{it} - z_{i\tau} - \hat{E}_{z_{it}-z_{i\tau}})(y_{it} - y_{i\tau} - \hat{E}_{y_{it}-y_{i\tau}}) \hat{I}_{it},$$

wobei $\hat{E}_{y_{it}-y_{i\tau}} = \hat{E}(y_{it} - y_{i\tau} | x_{it}, x_{i\tau})$. Ein weiterer Schätzer geht auf Berg, LI und Ullah (2000) zurück. Dieser Schätzer ist jedoch inkonsistent, wenn $x_{i\tau}$ und z_{it} nicht unabhängig sind bei gegebenen x_{it} .

Manski (1975, 1985, 1987) hat verschiedene nichtparametrische Maximum-Score-Schätzer für Paneldatenmodelle mit fixen Effekten und dichotomen endogenen Variablen entwickelt. Weitere Modelle und einen Schätzer präsentieren Lee (1999) sowie Honore und Lewbel (2002). Ein Überblick über Tobit-Paneldatenmodelle mit nichtparametrischen Komponenten, die den Standardfall zensierter endogener Variablen, Selektionsmodelle und zensierte multivariate Modelle einschließen, findet sich bei Kyriazidou (1995, 1997) sowie Honore und Kyriazidou (2000). Die Autoren entwickeln auch einige neue Varianten, die keine Parametrisierung der Verteilung der unbeobachteten Größen verlangen. Notwendig ist jedoch, dass die erklärenden Variablen strikt exogen sind. Daher sind verzögerte abhängige Variablen als Regressoren ausgeschlossen. Kyriazidou (1997) erhält Werte nahe null durch die Differenzen zwischen Paaren von Beobachtungen, weil Paare mit großen Differenzen nur kleine Gewichte erhalten. Honore (1992) schlägt einen „trimmed least absolute deviation“- und einen „trimmed least squares“-Schätzer für abgeschnittene und zensierte Regressionsmodelle mit fixen Effekten vor. Er macht sich dabei die Symmetrieeigenschaft der Verteilung der latenten Variablen zunutze. Es lassen sich Paare von Residuen definieren, die von den Individual-effekten in genau der gleichen Weise abhängen, sodass die Differenzenbildung der Residuen die fixen Effekte eliminiert.

15 Random-Effects-Modelle mit Datenausfällen

Wenn das folgende einfache nichtparametrische Modell mit Individualeffekten α_i existiert

$$y_{it} = m_t(x_{it}) + (\alpha_i + \varepsilon_{it}) = E(y_{it} | x_{it}) + u_{it},$$

wobei $i = 1, \dots, N$ und $t = 1, \dots, T$, dann können alle Verfahren bedingter Momente zur Schätzung des nichtparametrischen Terms $m_t(x_{it})$ herangezogen werden, wenn ein Random-Effects-Modell vorliegt. Insofern bedarf es für dieses Modell im Allgemeinen keiner weiteren Überlegungen. Trotz allem sind in der Literatur auch für diesen Ansatz ganz verschiedene Schätzer vorgeschlagen worden (vgl. z. B. im Überblick Hübler 2003). Etwas anders sieht der Fall aus, wenn berücksichtigt wird, dass es Datenausfälle zwischen den Perioden gibt. Das (2004) präsentiert einen zweistufigen Schätzer eines nichtparametrischen Random-Effects-Paneldatenmodells mit fehlenden Werten, wobei der lineare Teil unberücksichtigt bleibt. Das Modell lautet

$$y_{it} = m(x_{it}) + u_{it} \quad u_{it} = \alpha_i + \varepsilon_{it}$$

$$d_{it} = I(v^t(x_{i1}, \dots, x_{it}, w_{it}) - \eta_{it} > 0) =: I(v^t(z_{it} - \eta_{it}) > 0)$$

$$\eta_{it} = \delta_i + \tilde{\eta}_{it},$$

wobei $z_{it} = (x_{i1}, \dots, x_{it}, w_{it})$, x und w sind Vektoren von Kovariaten. Letztere können Elemente von x enthalten. Der Attritionindikator ist d_{it} , wobei $d_{it} = 1$, wenn es keinen Datenausfall gibt. Die Ergebnisvariable y_{it} lässt sich nur beobachten, wenn $d_{it} = 1$. Es wird angenommen, dass d_{it}, x_{it} und w_{it} vollständig beobachtbar sind. Die Individual-effekte in der Ergebnis- und der Attrition-Funktion (α_i, δ_i) sind unabhängig identisch verteilt (i. i. d.). Der Störterm ε_{it} und $\tilde{\eta}_{it}$ variieren im Zeitablauf und können autokorreliert sein. Außerdem wird angenommen, dass $E(u_{it} | x_{i1}, \dots, x_{it}) = 0$. Unter recht schwachen Annahmen lässt sich der nichtparametrische Term bis auf eine Konstante identifizieren, und zwar wie eine additive Komponente von jedem $h_t(x_t, p_t)$, wobei $h_t(\cdot)$ definiert ist durch

$$\begin{aligned} E(y_{it} | z_{it}, d_{it} = 1) &= m(x_{it}) + \kappa_t(p_{it}) \\ &= m(x_{it}) + g_{i1}\kappa_{i1}(p_{i1}) + \dots + g_{iT}\kappa_{iT}(p_{iT}) =: h_t(x_{it}, p_{it}) \end{aligned}$$

und

$$p_{it} =: p_t(z_{it}) = E(d_{it} | z_{it}) = P(d_{it} = 1 | z_{it})$$

$$E(u_{it} | z_{it}, d_{it} = 1) =: \kappa_t(p_{it}).$$

Dies ist eine Verallgemeinerung von Heckmans (1979) „sample selection term.“

Der erste Schritt besteht darin, Schätzungen der Wahrscheinlichkeiten p_{it} durch ein nicht-parametrisches Verfahren zu erhalten. Einfache LS-Schätzer von $d'_i = (d_{i1}, \dots, d_{iT})$ erhält man durch

$$\hat{\beta} = \left(\frac{1}{N} \sum_{i=1}^N r^L(z_i) r^L(z_i)' \right)^{-1} \left(\frac{1}{N} \sum_{i=1}^N r^L(z_i) d_i \right)$$

und

$$\hat{p}_i = r^L(z_i)' \hat{\beta}.$$

Der Ausdruck

$$r^L(z_{it}) = (r_{1L_t}(z_{it}), \dots, r_{L_t L_t}(z_{it}))'$$

repräsentiert einen Vektor von Approximationsfunktionen für $p_i(z_{it})$.

Der zweite Schritt ist eine nichtparametrische Schätzung von y_{it} auf $\hat{v} = (x'_{it}, \hat{p})'$. Zuerst wird

$$\hat{\gamma} = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N \hat{b}_T^K(\hat{v}_i) \hat{b}_T^K(\hat{v}_i)'^{-1} \left(\frac{1}{N} \sum_{i=1}^N \hat{b}_T^K(\hat{v}_i) y_i \right)$$

bestimmt und

$$\hat{h}(\hat{v}_{it}) = \hat{b}^K(\hat{v}_{it})' \hat{\gamma}$$

folgt, wobei $\hat{b}_T^K(\hat{v}_i) = (\hat{b}^K(\hat{v}_{i1}), \dots, \hat{b}^K(\hat{v}_{iT}))$, $b^K(\hat{v}_{i1}) = d_{it} \tau(\hat{v}_{it}) b^K(\hat{v}_{it})$, $\tau(\hat{v}) = \prod_{j=1}^J \mathbf{1}(\tau_j^l \leq v_j \leq \tau_j^u)$, $0 < \tau_j^l < \tau_j^u < 1$, τ_j^l und τ_j^u sind vorherbestimmte Konstanten sowie $J = \dim(v)$. Die Abhängigkeit der $\hat{b}^K(\hat{v}_{it})$ von d_{it} impliziert, dass möglicherweise verschiedene Untermenüen der N Beobachtungen in den einzelnen Perioden zu der Regression beitragen.

Anschließend erbringt die Schätzung des nichtparametrischen Terms

$$\hat{m}(x_{it}) = \sum_{k=1}^K \hat{\gamma}_k b_{kK}(x_{it}).$$

Ein Sandwich-Schätzer wird vorgeschlagen, um die Kovarianzmatrix zu bestimmen.

16 Empirische Studien

In der Zwischenzeit liegt zwar eine Reihe ökonomischer Anwendungen mit nicht- oder semiparametrischen sowie additiven Modellen unter Verwendung von Querschnittdaten vor. Eine Zusammenfassung findet sich in Hübler (2003a). An entsprechenden Untersuchungen mit Paneldaten fehlt es jedoch noch weitgehend.

Nicht- und semiparametrische Verfahren für Fixed- und Random-Effects-Modelle werden von König (2002) auf Arbeitsnachfragefunktionen unter Verwendung von Betriebsdaten aus dem Hannoveraner Firmenpanel angewandt. Es lassen sich aufgrund der nichtparametrischen Schätzungen kurzfristig komplementäre und längerfristig eher substitutive Beziehungen zwischen Material und Kapital ausmachen. Die partiell linearen Schätzungen bei fixen Individualeffekten zeigen eine deutlich stärkere Nähe zu den üblichen Within- als zu den OLS-Schätzern. Die Berücksichtigung von Interaktionen zwischen Zeit- und Individualeffekten führt interessanterweise kaum zu Veränderungen gegenüber der reinen Individualeffektbetrachtung. Dieses Ergebnis spricht dafür, dass in dem relativ kurzen Zeitraum von vier Jahren keine ausgesprochenen Zeiteffekte wirksam werden. In Hübler und König (1998) werden semiparametrisch partiell lineare Lohngleichungen unter anderem in Abhängigkeit von Marktmacht und Betriebsgröße geschätzt. Poolbarkeit der Daten wird nicht abgelehnt, wohl aber die These, dass keine Individualeffekte vorliegen. Ein geringer Marktanteil ist mit niedrigen Löhnen verbunden, und aus hohen Marktanteilen folgen hohe Löhne. Die positiven Lohneffekte sind in Betrieben mittlerer Größe am stärksten ausgeprägt, ein Ergebnis, das erst durch die semiparametrische Schätzung aufgedeckt werden konnte.

Horowitz und Markatou (1996) zeigen den Nutzen ihres nichtparametrischen Ansatzes zur Bestimmung der Verteilung des Individualeffektes α_i und der Reststörgröße ε_{it} anhand von Einkommensfunktionen für Individuen auf. Daraus ergibt sich, dass bei Annahme normalverteilter Reststörgrößen die Wahrscheinlichkeit, dass eine Person mit niedrigem Einkommen in Zukunft ein hohes Einkommen erzielt, erheblich überschätzt wird.

17 Schlussbemerkung

Trotz der vielen Versuche, nichtlineare Paneldatenmodelle in adäquater Form zu formulieren, und trotz der Implementierung einzelner Schätzer in weit verbreiteten Programmpaketen, muss der Status dieses Modelltyps weiterhin als unbefriedigend bezeichnet werden, da kein einheitliches Konzept existiert und sich kein Verfahren als eindeutig überlegen herauskristallisiert hat. Das gleichzeitige Auftreten von Individualeffekten und nichtparametrischen Termen ist nur unter zum Teil doch recht restriktiven Annahmen handhabbar. Simulationsmethoden sind zwar ein Ausweg, müssen jedoch gegen-

über analytischen Ansätzen als unterlegen eingestuft werden. Bei aller Unzulänglichkeit darf nicht übersehen werden, dass in den letzten 10 Jahren erhebliche Fortschritte bei der Schätzung nichtlinearer Paneldatenmodelle erzielt worden sind. Schätzungen von Random-Effects-Modellen sind zwar üblicherweise effizienter als Fixed-Effects-Schätzer. Häufig führt aber die Verletzung der unterstellten Verteilungsannahme zu inkonsistenten Ergebnissen. Der Fixed-Effects-Schätzer macht weniger Annahmen und reagiert weniger sensitiv auf Verletzung der Annahmen. Random-Effects-Modelle sind gewöhnlich bei Prognosen zu präferieren.

In Zukunft ist dem dynamischen Charakter nichtlinearer Paneldatenmodelle eine größere Aufmerksamkeit zu widmen. Über verzögerte endogene Variablen in diesem Rahmen ist bisher nur sehr wenig bekannt. Man muss den Eindruck gewinnen, dass parametrische und nichtparametrische Paneldatenmodelle bisher weitgehend unverbunden nebeneinander existieren, wenn man von semiparametrischen Ansätzen absieht. In vielen Situationen könnte es hilfreich sein, in einer ersten Stufe zunächst ein doch sehr datensensibles nichtparametrisches Verfahren anzuwenden, um aufgrund dieser Ergebnisse in der zweiten Stufe eine adäquate genau spezifizierte nichtlineare Form zu formulieren.

Literaturverzeichnis

- Abe, M.* (1999): A generalized additive model for discrete-choice data. *Journal of Business & Economic Statistics* 17, pp. 271-284.
- Arellano, M.* (2003): Panel data econometrics. University press, Oxford.
- Arellano, M.; Honore, B. E.* (2001): Panel data models: Some recent developments, in: Heckman, J. J. und Leamer, E. (eds), *Handbook of Econometrics*, Vol. 5. Elsevier, Amsterdam, pp. 3229-3296.
- Baltagi, B.* (2005): *Econometric analysis of panel data*. 3rd ed. John Wiley & Sons, Chichester.
- Baltagi, B.; Hidalgo, J.; Li, Q.* (1996): A nonparametric test for poolability using panel data. *Journal of Econometrics* 75, pp. 345-367.
- Berg, M. D.; Li, Q.; Ullah, A.* (2000): Instrumental variable estimation of semiparametric dynamic panel data models: Monte Carlo results on several new and existing estimators, in: Baltagi, B. (ed.), *Advances in econometrics: nonstationary panels, panel cointegration, and dynamic panels*. New York, J. A. I. Press, pp. 297-315.
- Bertschek, I.; Lechner, M.* (1998): Convenient estimators for the panel probit model. *Journal of Econometrics* 87 (2), pp. 329-372.
- Blundell, R.; Griffith, R.; Windmeijer, F.* (2002): Individual effects and dynamics in count data models. *Journal of Econometrics* 108, pp. 113-131.
- Breitung, J.; Lechner, M.* (1999): Alternative GMM methods for nonlinear panel data models, in: Matyas, L. (ed.), *Generalized method of moments estimation*, pp. 248-274.
- Butler, J.; Moffitt, R.* (1982): A computationally efficient quadrature procedure for the one factor multinomial probit model. *Econometrica* 50, pp. 761-764.
- Cameron, A. C.; Trivedi, P. K.* (1998): *Regression analysis of count data*. Cambridge university press, Cambridge.
- Cameron, A. C.; Trivedi, P. K.* (2005): *Microeconometrics – methods and applications*. Cambridge university press, Cambridge.
- Carrasco, R.* (2001): Binary choice with binary endogenous regressors in panel data: estimating the effect of fertility on female labor participation. *Journal of Business & Economic Statistics* 19, pp. 385-394.
- Chamberlain, G.* (1984): Panel data, in: Griliches, Z. and Intriligator, M., (eds), *Handbook of econometrics*. North-Holland, Amsterdam, pp. 1247-1318.

-
- Chen, C.* (2000): Generalized additive mixed models. *Communications in Statistics – Theory and Methods* 29, pp. 1257-1271.
- Chip, S.; Greenberg, E.; Winkelmann, R.* (1998): Posterior simulation and Bayes factors in panel count data models. *Journal of Econometrics* 86, pp. 33-54.
- Das, M.* (2004): Simple estimators for nonparametric panel data model with sample attrition. *Journal of Econometrics* 120, pp. 159-180.
- Diggle, P. J.; Liang, K.-Y.; Zeger, S. L.* (1994): *Analysis of longitudinal data*. Clarendon Press, Oxford.
- Dustmann, C.; Rochina-Barrachina, M. E.* (2000): Selection correction in panel data models: An application to labour supply and wages. IZA-DP 162.
- Fahrmeir, L.; Tutz, G.* (1994): *Multivariate statistical modelling based on generalized linear models*. Springer-Verlag, New York.
- Friedman, J. H.; Stuetzle, W.* (1981): Projection pursuit regression. *Journal of the American Statistical Association* 76, pp. 817-823.
- Geweke, J.; Keane, M.; Runkle, D.* (1997): Statistical inference in the multinomial multiperiod probit model. *Journal of Econometrics* 80, pp. 125-165.
- Greene, W.* (2004): Convenient estimators for the panel probit model: further results. *Empirical Economics* 29, pp. 21-47.
- Hansen, B. E.* (1999): Threshold effects in non-dynamic panels: Estimation, testing, and inference. *Journal of Econometrics* 93, pp. 345-368.
- Hastie, T. J.; Tibshirani, R. J.* (1986): Generalized Additive Models. *Statistical Science* 1, pp. 297-318.
- Hastie, T. J.; Tibshirani, R. J.* (1997): *Generalized additive models*. Chapman and Hall, London.
- Hausman, J. A.; Hall, B. H.; Griliches, Z.* (1984): Econometric models for count data with an application to the patents-R and D relationship. *Econometrica* 52, pp. 909-938.
- Hausman, J. A.; Wise, D. A.* (1979): Attrition bias in experimental and panel data: the Gary income maintenance experiment. *Econometrica* 47, pp. 455-473.
- Heckman, J. J.* (1979): Sample selection bias as a specification error. *Econometrica* 47, pp. 153-161.
- Heckman, J. J.; McCurdy, T. E.* (1980): A life cycle model of female labour supply. *Review of Economic Studies* 47, pp. 47-74.

- Honore, B. E.* (2002): Non-linear models with panel data. The Institute for Fiscal Studies. Working paper CWP13/02.
- Honore, B. E.; Kyriazidou, E.* (2000): Estimation of tobit-type models with individual specific effects. *Econometric Reviews* 19, pp. 341-366.
- Honore, B. E.; Lewbel, A.* (2002): Semiparametric binary choice panel data models without strictly exogenous regressors. *Econometrica* 70, pp. 2053-2063.
- Horowitz, J. L.* (2001): Nonparametric estimation of a generalized additive model with an unknown link function. *Econometrica* 69, pp. 499-513.
- Horowitz, J. L.; Markatou, M.* (1996): Semiparametric estimation of regression models for panel data. *Review of Economic Studies* 63, pp. 145-168.
- Hsiao, C.* (2004): Analysis of panel data. 2nd ed. Cambridge university press, Cambridge.
- Hübler, O.* (2003): Neuere Entwicklungen in der Mikroökonomie, in: Franz, W.; Ramser, H. J.; Stadler M. (Hrsg.), *Empirische Wirtschaftsforschung – Methoden und Anwendungen*. Mohr Siebeck, Tübingen, S. 1-35.
- Hübler, O.* (2003a): Neuere Ansätze in der Mikroökonomie – Modellierung, Schätz- und Testverfahren. Diskussionspapier Nr. 270. Fachbereich Wirtschaftswissenschaften der Universität Hannover.
- Hübler, O.* (2006): Multilevel and nonlinear panel data models. *Allgemeines Statistisches Archiv*, erscheint demnächst.
- Hübler, O.; König, A.* (1998): Produktmarkteinflüsse, Renten und Löhne, in: Gerlach, K.; Hübler, O. und Meyer, W. (Hrsg.), *Ökonomische Analysen betrieblicher Strukturen und Entwicklungen*. Das Hannoveraner Firmenpanel. Campus, Frankfurt, S. 119-143.
- Hübler, O.; König, A.* (1999): Verstärkt Weiterbildung die Betriebsbindung oder die Flexibilität der Beschäftigten?, in: Bellmann, L. und Steiner, V. (Hrsg.), *Panelanalysen zu Lohnstruktur, Qualifikation und Beschäftigungsdynamik*. BeitrAB 229, S. 263-312.
- Jacobson, G.* (1988): The Sensitivity of labor-supply parameter estimates to unobserved individual effects: fixed- and random-effects estimates in a nonlinear model using panel data. *Journal of Labor Economics* 6, pp. 302-329.
- Keane, M.* (1994): A computationally practical simulation estimator for panel data. *Econometrica* 62, pp. 95-116.
- König, A.* (2002): Nichtparametrische und semiparametrische Schätzverfahren für die Paneldatenanalyse. Lit-Verlag, Münster.

-
- Kyriazidou, E.* (1995): Essays in estimation and testing of econometric models. Dissertation. Evanston (Illinois).
- Kyriazidou, E.* (1997): Estimation of a panel data sample selection model. *Econometrica* 65, pp. 1335-1364.
- Lechner, M.* (2002): Eine Übersicht über gängige Modelle der Panelökonometrie und ihre kausale Interpretation. *Allgemeines Statistisches Archiv* 86 (2), S. 125-143.
- Lee, M.-J.* (1999a): A root-N consistent semiparametric estimator for related-effect binary response panel data. *Econometrica* 67, pp. 427-433.
- Lee, M.-J.* (2002): Panel data econometrics: Method-of-moments and limited dependent variables. Academic press, New York.
- Li, Q.; Hsiao, C.* (1998): Testing serial correlation in semiparametric panel data models. *Journal of Econometrics* 87, pp. 207-237.
- Li, Q.; Lu, X.; Ullah, A.* (2003): Estimating average derivative by local least squares method. *Journal of Nonparametric Statistics*.
- Li, Q.; Stengos, T.* (1996): Semiparametric estimation of partially linear panel data models, *Journal of Econometrics* 71, pp. 389-397.
- Li, Q.; Ullah, A.* (1998): Estimating partially linear panel data models with one-way error components. *Econometric Reviews* 17, pp. 145-166.
- Manski, C. F.* (1975): Maximum score estimation of the stochastic utility model of choice. *Journal of Econometrics* 3, pp. 205-228.
- Manski, C. F.* (1985): Semiparametric analysis of discrete response: Asymptotic properties of the maximum score estimator. *Journal of Econometrics* 27, pp. 313-333.
- Manski, C. F.* (1987): Semiparametric analysis of random effects linear models from binary panel data. *Econometrica* 55, pp. 357-362.
- McCullagh, P.; Nelder, J. A.* (1983): Generalized linear models. Chapman & Hall, London.
- Mühleisen, M.; Zimmermann, K. F.* (1997): A panel analysis of job changes and unemployment. *European Economic Review* 38, pp. 793-801.
- Newey, W. K.; Powell, J. L.; Vella, F.* (1999): Nonparametric estimation of triangular simultaneous equations models. *Econometrica* 67, pp. 565-603.
- Nijman, T.; Verbeek, M.* (1992): Nonresponse in panel data: The impact on estimates of a life cycle consumption function. *Journal of Applied Econometrics* 7, pp. 243-257.

- Pagan, A.; Ullah, A. (1999):* Nonparametric analysis. Cambridge university press, Cambridge.
- Powell, J. L.; Stock, J. H.; Stoker, T. M. (1989):* Semiparametric estimation of index coefficients. *Econometrica* 57, pp. 1403-1430.
- Revelt, D.; Train, K. (1998):* Mixed logit with repeated choices of appliance efficiency levels. *Review of Economics and Statistics* 80, pp. 647-657.
- Rochina-Barrachina, M. E. (1997):* A new estimator for panel data sample selection models. Thesis dissertation UCL.
- Robinson, P. M. (1988):* Root-N-consistent semiparametric regression. *Econometrica* 56, pp. 931-954.
- Staniswalis, J. G.; Severeni, T. A. (2000):* Fitting the additive model by recursion on dimension. *Communications in Statistics – Simulations* 29 (3), pp. 689-701.
- Train, K. E. (2003):* Discrete choice methods with simulation. Cambridge university press, Cambridge.
- Ullah, A.; Roy, N. (1998):* Nonparametric and semiparametric econometrics of panel data, in: A. Ullah, D. E. A. Giles (eds), *Handbook of applied economics*. Marcel Dekker, New York, pp. 579-604.
- Vella, F.; Verbeek, M. (1999):* Estimating and interpreting models with endogenous treatment effects. *Journal of Business & Economic Statistics* 17, pp. 473-478.
- Verbeek, M. (1991):* The design of panel surveys and the treatment of missing observations. Dissertation University of Brabant.
- Verbeek, M.; Nijman, T. (1992):* Testing for selectivity bias in panel data models. *International Economic Review* 33, pp. 681-703.
- Winkelmann, R.; Zimmermann, K. F. (1998):* Is job stability declining in Germany? Evidence from count data models. *Applied Economics* 30, pp. 1413-1420.
- Wooldridge, J. M. (1995):* Selection correction for panel data models under conditional mean independence assumptions. *Journal of Econometrics* 68, pp. 115-132.
- Wooldridge, J. M. (2002):* Econometric analysis of cross section and panel data. MIT Press, Cambridge (Mass.).
- Zabel, J. E. (1992):* Estimating fixed and random effects with selectivity. *Economics Letters* 40, pp. 269-272.

Dynamische Paneldatenmodelle – Bias und Bias-Korrektur in kleinen Stichproben

*Heinz Peter Galler**

Abstract

Empirische Analysen mit dynamischen Paneldatenmodellen etwa zur Arbeitsnachfrage von Unternehmen zeigen eine hohe Variabilität insbesondere der Schätzwerte für den dynamischen Anpassungsparameter. Dafür dürften auch methodische Probleme bei der Schätzung verantwortlich sein. Bekannt ist, dass die üblichen Schätzer für solche Modelle für „kleine“ Datensätze verzerrt sind. Abschätzungen dieser Verzerrung und auch Korrekturansätze sind für den Within-Schätzer im Fixed-Effects-Modell seit längerem bekannt. Von Bun und Kiviet (2005) sind nun auch entsprechende Approximationen des Bias für GMM-Schätzer entwickelt worden. Damit stellt sich die Frage, ob es möglich ist, ähnlich wie für den Within-Schätzer auch die GMM-Schätzer um den Bias zu korrigieren und damit auch für kleine Stichproben weniger verzerrte Schätzer zu erhalten. Der vorliegende Beitrag untersucht im Rahmen von Monte-Carlo-Simulationen die Eigenschaften derart korrigierter Schätzer. Dabei zeigt sich, dass eine einfache Korrektur der GMM-Schätzer, die jeweils auf den verzerrten Schätzwerten der unkorrigierten Schätzer beruht, im Mittel zu nicht wirklich befriedigenden Ergebnissen führt. Zwar vermindert sich meist die mittlere Verzerrung der Schätzer in kleinen Stichproben, zugleich sind die korrigierten Schätzer aber weniger stabil, was zu einem Anstieg des mittleren quadratischen Fehlers (RMSE) der Schätzer führt. Dagegen verbessert eine Korrektur die Eigenschaften des Within-Schätzers erheblich, sodass die betrachteten GMM-Schätzer in kleinen Stichproben im Vergleich zum korrigierten Within-Schätzer auch nach einer Korrektur zumindest nicht eindeutig überlegen sind.

1 Finite-Sample-Bias in dynamischen Paneldatenmodellen

Vergleicht man empirische Analysen mit dynamischen Paneldatenmodellen, so findet man häufig eine vergleichsweise hohe Instabilität der Parameterschätzwerte. Dies gilt insbesondere für diejenigen Parameter, von denen die dynamische Anpassung abhängt. So streut in verschiedenen Schätzungen von dynamischen Arbeitsnachfragefunktionen für

* Martin-Luther-Universität Halle-Wittenberg, Wirtschaftswissenschaftliche Fakultät,
eMail: galler@wiwi.uni-halle.de

Deutschland der Median der Anpassungsdauer relativ weit. Während z. B. Kölling (1998) anhand des IAB-Betriebspanels einen Median der Anpassungsdauer von 2,7 bis 8,0 Quartalen schätzt, erhalten Bellmann und Kölling (1997) einen Schätzwert von 38,2 Quartalen. Auch andere Studien mit anderen Datensätzen, wie Breitung (1992), Breitung (1994), Rottmann und Ruschinski (1997) weisen ähnlich divergierende Schätzungen für das dynamische Anpassungsverhalten der Arbeitsnachfrage in Deutschland aus. Da vermutlich das tatsächliche Anpassungsverhalten der Unternehmen weit stabiler sein dürfte als die verschiedenen Schätzwerte suggerieren, liegt die Vermutung nahe, dass deren Variabilität zumindest teilweise durch methodische Probleme bei der Schätzung bedingt sein dürfte.

Zu den Eigenschaften der für dynamische Panelmodelle verfügbaren Schätzansätze gibt es inzwischen eine umfangreiche Literatur. Am Anfang der Diskussion stand die Erkenntnis (Nickell 1981), dass die für statische Panelmodelle üblichen Schätzverfahren, wie der Within- bzw. LSDV-Schätzer, für dynamische Modelle verzerrt sind, wenn Heterogenität der Einheiten in Form individuelle Effekte vorliegt. Im Kern entsteht die Verzerrung dadurch, dass die individuellen Effekte sowohl in das Residuum der Gleichung als auch in den verzögert endogenen Regressor eingehen und damit das Residuum mit dem verzögerten Regressor korreliert ist. Diese Verzerrung kann auch nicht durch eine Transformation des Modells beseitigt werden, die die individuellen Effekte eliminiert, wie die Mittelwertbereinigung, das Bilden erster Differenzen oder orthogonale Abweichungen. Auch nach einer solchen Transformation bleiben die Residuen des transformierten Modells weiterhin mit dem entsprechend transformierten verzögert endogenen Regressor korreliert. Der einfache Kleinste-Quadrate-Schätzer ist für dynamische Modelle damit auch nach der Bereinigung der individuellen Effekte verzerrt. Dabei kann gezeigt werden, dass der autoregressive Parameter unterschätzt wird und die Verzerrung mit größerem Wert des Parameters zunimmt.

Dieses Ergebnis hat einerseits zur Entwicklung von korrigierten Within-Schätzern geführt (Kiviet 1995). Andererseits sind auf der Grundlage des Instrumentvariablenansatzes Schätzer für dynamische Panelmodelle entwickelt worden (vgl. z. B. Arellano 2003). Heute üblich sind neben einfachen Instrumentvariablen-Schätzern (IV-Schätzern) vom Anderson-Hsiao Typ insbesondere Generalized-Method-of-Moments (GMM) Schätzer, die bei geeigneter Wahl der Instrumente konsistent und effizient sind (z. B. Arellano und Bond 1991). Allerdings hat sich bei der Anwendung der GMM-Schätzer gezeigt, dass auch sie in kleinen Stichproben verzerrt sein können und z. T. eine erhebliche Fehlervarianz aufweisen.

Die Verzerrung unterschiedlicher Schätzer in kleinen Stichproben wurde von Judson und Owen (1999) für den korrigierten Within-Schätzer nach Kiviet und verschiedene IV- und GMM-Schätzer verglichen. Grob zusammengefasst war das Ergebnis dieser Untersuchung, dass es zwar keinen dominanten Schätzansatz gibt, dass aber im Mittel der korrigierte Within-Schätzer die günstigsten Eigenschaften hat, während sich die

asymptotisch konsistenten und effizienten GMM-Schätzer in kleinen Stichproben als weniger geeignet erwiesen. Der korrigierte Within-Schätzer war in den Monte-Carlo-Experimenten z. T. weniger, z. T. ähnlich verzerrt wie die GMM-Schätzer, hatte aber überwiegend eine deutlich geringere Varianz. Allerdings stand bisher noch kein korrigierter Within-Schätzer für nicht-balancierte Paneldaten zur Verfügung, was die praktische Anwendung dieses Ergebnisses erheblich eingeschränkt hat. Dies hat sich freilich geändert, seit Bruno (2005) eine Korrektur des Within-Schätzers auch für den nicht-balancierten Fall vorgelegt hat. Damit steht der korrigierte Within-Schätzer auch für nicht-balancierte Datensätze als Alternative zu den IV- und GMM-Schätzern zur Verfügung.

Die Verzerrung der GMM-Schätzer in kleinen Stichproben ist wiederholt untersucht worden (z. B. Kiviet 1995, 1999; Bun und Kiviet 2003, 2005; Bruno 2005; Hayakawa 2005). Bisher lag der Fokus dieser Arbeiten darauf, geeignete Approximationen des Bias zu entwickeln. Die jeweiligen Approximationen wurden dann typischerweise im Rahmen von Monte-Carlo-Simulationen auf ihre Gültigkeit überprüft. Dabei hat sich gezeigt, dass der größte Teil des Bias bereits mit Approximationen erster Ordnung erfasst werden kann. Der Beitrag von Approximationen höherer Ordnung ist dagegen vergleichsweise eher gering (Bun und Kiviet 2003). Generell hat sich gezeigt, dass die Verzerrung der Schätzer nicht linear ist und auch von der Form des Modells und des Schätzansatzes abhängt.

Damit hat sich der Kenntnisstand gegenüber Judson und Owen (1999) insofern weiterentwickelt, als inzwischen auch Approximationen des Bias für einzelne GMM-Schätzer vorliegen (insb. Bun und Kiviet 2003, 2005). Von daher liegt es nahe zu versuchen, analog zur Korrektur des Within-Schätzers auf der Basis dieser Approximationen auch die Verzerrung der jeweiligen GMM-Schätzer zu korrigieren. Es wäre dann erneut zu prüfen, wie die Leistungsfähigkeit derartiger korrigierter GMM-Schätzer im Vergleich zum korrigierten Within-Schätzer einzuschätzen ist. Im Weiteren werden daher aufbauend auf Bun und Kiviet (2005) in einer Monte-Carlo-Untersuchung einfache Korrekturansätze für verschiedene GMM-Schätzer mit dem korrigierten Within-Schätzer verglichen.

2 Korrektur des Finite-Sample-Bias

Die Verzerrung der verschiedenen Schätzer für dynamische Paneldatenmodelle in endlichen und insbesondere in kleinen Stichproben hängt von der Spezifikation des Modells und von den stochastischen Eigenschaften der verschiedenen Variablen ab. In ihrer jüngsten Untersuchung haben Bun und Kiviet (2005) die Verzerrung für den Within-Schätzer mit fixen Effekten, der auch als LSDV-Schätzer bezeichnet wird, für den GLS-Schätzer sowie für verschiedene GMM-Schätzer untersucht. Dabei wurde für die abhängige Variable $y_{i,t}$ einer Paneleinheit i ein einfaches autoregressives Modell erster Ordnung mit einer erklärenden Variablen $x_{i,t}$, individuellen Effekten η_i sowie einer unabhängig verteilten Restkomponente ε_{it} unterstellt:

$$y_{i,t} = \gamma y_{i,t-1} + \beta x_{i,t} + \eta_i + \varepsilon_{i,t}. \quad (1)$$

Für die erklärende Variable x wurde schwache Exogenität zugelassen, d. h., der Regressor x kann dynamisch von der verzögert endogenen Variablen des Zusammenhangs abhängen. Konkret wurde angenommen, dass der Regressor x sich als Summe einer streng exogenen Komponente $\bar{x}_{i,t}$ und eines Terms ergibt, der von den individuellen Effekten und verzögert vom Residuum der Gleichung abhängt. Für die streng exogene Komponente wurde dabei ein einfacher AR(1) Prozess angenommen:

$$\begin{aligned} \bar{x}_{i,t} &= \rho \bar{x}_{i,t-1} + v_{i,t}, \\ x_{i,t} &= \bar{x}_{i,t} + \phi \varepsilon_{i,t-1} + \pi \eta_i. \end{aligned} \quad (2)$$

Für die Approximation des Bias kann ausgenutzt werden, dass die formale Struktur der verschiedenen Schätzer ähnlich ist. Fasst man alle erklärenden Variablen des Modells in der Matrix W und die Instrumente in der Matrix Z zusammen und sind y^* , W^* sowie Z^* der Vektor bzw. die Matrizen der transformierten endogenen und erklärenden Variablen des Modells bzw. der Instrumente, so haben der Within-Schätzer, der GLS-Schätzer und die verschiedenen einstufigen GMM-Schätzer jeweils die Form:

$$\hat{\delta} = [W^{*'} Z^* (Z^{*'} Z^*)^{-1} Z^{*'} W^*]^{-1} W^{*'} Z^* (Z^{*'} Z^*)^{-1} Z^{*'} y^*. \quad (3)$$

Der Finite-Sample-Bias der verschiedenen Schätzer hat allgemein die Form (Bun und Kiviet 2005, S. 31)

$$\begin{aligned} \hat{\delta} - \delta &= Q^{-1} F' v, \\ \text{mit } Q &= W^{*'} Z^* (Z^{*'} Z^*)^{-1} Z^{*'} W^*. \end{aligned} \quad (4)$$

Für den führenden Term in der Approximation des Erwartungswert des Bias erhalten Bun und Kiviet (2005, (33)) dann:

$$E(\hat{\delta} - \delta) \approx \bar{Q}^{-1} E(F' v) \quad \text{mit } \bar{Q} = E(Q). \quad (5)$$

Der Within- oder LSDV-Schätzer ergibt sich, wenn zunächst alle Variablen um ihren Mittelwert für die jeweilige Paneleinheit i bereinigt und dann die so transformierten erklärenden Variablen W^* selbst als Instrumente verwendet werden. In diesem Fall vereinfacht sich der Schätzer zum einfachen OLS-Schätzer auf Basis der mittelwertbereinigten Variablen:

$$\hat{\delta}_{LSDV} = (W^{*'} W^*)^{-1} W^{*'} y^*. \quad (6)$$

Unter den von Bun und Kiviet (2005) getroffenen Annahmen gilt für den Bias des Within-/LSDV-Schätzers approximativ:

$$E(\hat{\delta}_{LSDV} - \delta) \approx -\sigma_\varepsilon^2 N \bar{Q}_{LSDV}^{-1} \left[\frac{1 + \beta\phi}{1 - \gamma} e_1 + \phi e_2 \right] = O(T^{-1}). \quad (7)$$

Der Schätzer ist unabhängig von der Zahl der Paneleinheiten N bei einer kleinen Zahl T von für die einzelnen Einheiten beobachteten Perioden verzerrt. Der Bias bleibt auch bei einer großen Zahl von Einheiten N erhalten und verringert sich asymptotisch nur mit der Zahl der Perioden T mit der Ordnung $O(T^{-1})$. Diese Eigenschaft wurde schon von Nickell (1981) abgeleitet.

Für GMM-Schätzer mit Niveau-Instrumenten werden die Variablen des Modells üblicherweise in erste Differenzen transformiert oder orthogonale Vorwärtsabweichungen benutzt. Als Instrumentvariablen werden in diesem Fall die Niveau-Werte der verzögerten endogenen Variablen und der exogenen Variablen x verwendet. Dabei unterscheiden sich die verschiedenen Varianten der GMM-Schätzer dadurch, wie viele Lags als Instrumentvariable verwendet werden. Voll effizient sind Schätzer, die für jede Beobachtung alle verfügbaren Lags als Instrumente benutzen (Arellano und Bond 1991). Eine Approximation des Bias haben Bun und Kiviet (2005) für den Fall der Transformation mit orthogonalen Vorwärtsdifferenzen abgeleitet, wobei alternativ der „voll effiziente“ GMM-Schätzer GMMfl(2) mit allen möglichen Instrumenten oder ein „vereinfachter“ GMM-Schätzer GMMfl(1) betrachtet wird, bei dem nur jeweils ein Lag der verzögert endogenen bzw. der exogenen Variablen als Instrumente verwendet werden. Für den „voll effizienten“ GMM-Schätzer GMMfl(2) ist der Bias approximativ:

$$E(\hat{\delta}_{GMMfl(2)} - \delta) \approx -2T \sigma_\varepsilon^2 \bar{Q}_{GMMfl(2)}^{-1} \left[\frac{1 + \beta\phi}{1 - \gamma} e_1 + \phi e_2 \right] = O(N^{-1}), \quad (8)$$

während als Approximation für den „vereinfachten“ GMM-Schätzer GMMfl(1) gilt:

$$E(\hat{\delta}_{GMMfl(1)} - \delta) \approx -2\sigma_\varepsilon^2 \bar{Q}_{GMMfl(1)}^{-1} \left[\frac{1 + \beta\phi}{1 - \gamma} e_1 + \phi e_2 \right] = O(N^{-1}T^{-1}). \quad (9)$$

Alternativ können auch GMM-Schätzer verwendet werden, die von der Gleichung in Niveauvariablen ausgehen aber die Instrumentvariablen transformieren um die Korrelation mit dem Residuum der Schätzgleichung zu eliminieren. Üblich ist es hier für die Instrumente Lags der ersten Differenzen der verzögert endogenen und der exogenen Variablen zu verwenden. Auch hier können unterschiedliche Schätzer definiert werden, indem unterschiedlich viele Lags als Instrumente benutzt werden. Für den „voll effizienten“ GMM-Schätzer GMMld(2) mit allen verfügbaren Instrumenten ist die Approximation des Bias (Bun und Kiviet 2005):

$$E(\hat{\delta}_{GMMld(2)} - \delta) \approx (T^2 + T - 2) \sigma_\eta^2 \bar{Q}_{GMMld(2)}^{-1} \left[\frac{1 + \beta\pi}{1 - \gamma} e_1 + \pi e_2 \right] = O(TN^{-1}), \quad (10)$$

während die Approximation des Bias für den „vereinfachten“ GMM-Schätzer $GMM_{ld}(1)$ mit nur jeweils einem Lag ist:

$$E(\hat{\delta}_{GMM_{ld}(1)} - \delta) \approx 2(T-1)\sigma_{\eta}^2 \bar{Q}_{GMM_{ld}(1)}^{-1} \left[\frac{1+\beta\pi}{1-\gamma} e_1 + \pi e_2 \right] = O(N^{-1}). \quad (11)$$

Der so genannte System-GMM-Schätzer GMM_s schließlich kombiniert die beiden „einfachen“ GMM-Schätzer, indem Orthogonalitätsbedingungen sowohl für die Niveaugleichung als auch für die transformierte Gleichung verwendet werden. Dieser Schätzer kann auch als Linearkombination der „einfachen“ Schätzer dargestellt werden. Die entsprechende Approximation des Finite-Sample-Bias ist (Bun und Kiviet 2005):

$$E(\hat{\delta}_{GMM_s} - \delta) \approx -2\sigma_{\varepsilon}^2 T \bar{Q}_{GMM_s}^{-1} \left[\frac{1-\sigma_{\eta}^2/\sigma_{\varepsilon}^2}{1-\gamma} e_1 + \left(\phi - \pi \frac{\sigma_{\eta}^2}{\sigma_{\varepsilon}^2} \right) \left(\frac{\beta}{1-\gamma} e_1 + e_2 \right) \right] = O(N^{-1}). \quad (12)$$

Es liegt nahe, auf der Grundlage dieser Approximationen eine Korrektur der Schätzer um den Finite-Sample-Bias vorzunehmen. Im Prinzip kann dies geschehen, indem die Parameterschätzwerte jeweils um den Schätzwert für die Verzerrung korrigiert werden, der sich aus der jeweiligen Approximation ergibt. Dieser Ansatz hat sich in der Vergangenheit bereits für den LSDV-Schätzer als leistungsfähig erwiesen. Wie die Untersuchung von Judson und Owen (1999) gezeigt hat, kann durch eine solche Korrektur des LSDV-Schätzers die Verzerrung so weit reduziert werden, dass der korrigierte Schätzer im Durchschnitt günstigere Eigenschaften aufweist als unkorrigierte GMM-Schätzer. Nachdem nun auch Approximationen für den Bias der GMM-Schätzer vorliegen, stellt sich nun die Frage, ob durch entsprechende Korrekturen dieser Schätzer weitere Verbesserungen erzielt werden können.

Allerdings stellt sich für derartige Korrekturen das Problem, dass die Approximationen von den unbekanntem wahren Parametern des Zusammenhangs abhängen. Da in der empirischen Arbeit die wahren Parameter aber unbekannt sind, kann eine Korrektur allenfalls auf der Basis von Schätzwerten der Parameter erfolgen. D. h., bei der Approximation des Bias müssen an Stelle der wahren Parameter des Zusammenhangs Schätzwerte aus einer ersten Schätzung eingesetzt werden. Für diese Untersuchung wurden hierfür die unkorrigierten Schätzwerte des jeweiligen Schätzansatzes verwendet und nicht, wie von Kiviet (1995) für die Korrektur des LSDV-Schätzers vorgeschlagen, Schätzwerte aus einem zumindest asymptotisch unverzerrten GMM-Schätzer. Dies betrifft allerdings letztlich nur den LSDV-Schätzer, da die unkorrigierten GMM-Schätzer jeweils asymptotisch unverzerrt sind.

Ein weiteres Problem des Korrekturansatzes ergibt sich daraus, dass Bun und Kiviet (2005) den marginalen Erwartungswert der Verzerrung der jeweiligen Schätzer abgeleitet haben, für die Korrektur einer bestimmten Schätzung aber eigentlich der entspre-

chende bedingte Erwartungswert benötigt wird, gegeben die Beobachtungswerte der Daten (Y, X) :

$$E(\hat{\delta} - \delta | Y, X) = E(Q^{-1}F'v | Y, X). \quad (13)$$

Konditioniert man auf die Beobachtungswerte der Variablen, so vereinfacht sich die Approximation des Bias insofern, als beim Within-Schätzer sowie den einstufigen GMM-Schätzern, die nicht für die Heteroskedastizität in den Orthogonalitätsbedingungen korrigieren, die Matrix Q bei gegebenen Beobachtungen jeweils konstant ist, da sie nur von den Beobachtungswerten abhängt. Damit vereinfacht sich der bedingte Bias der Schätzer zu

$$E(\hat{\delta} - \delta | Y, X) = Q^{-1}E(F'v | Y, X), \quad (14)$$

da $Q = W^*{}'Z^*(Z^*{}'Z^*)^{-1}Z^*{}'W^*$.

Allerdings steht gegenwärtig keine Approximation für den bedingten Erwartungswert des zweiten Terms, $E(F'v | Y, X)$, zur Verfügung. Ersatzweise wurden daher für die Korrektur des Bias die unbedingten Erwartungswerte verwendet, wie sie von Bun und Kiviet (2005) abgeleitet worden sind. D. h., in den von Bun und Kiviet (2005) vorgelegten Approximationen wurde der Erwartungswert von Q jeweils durch den Beobachtungswert von Q ersetzt und im Übrigen der abgeleitete Zusammenhang benutzt.

Damit beruhen die hier untersuchten Korrekturen auf zwei zusätzlichen Approximationen, der Approximation des bedingten Erwartungswerts durch den unbedingten Erwartungswert und die Approximation der wahren Parameterwerte durch die unkorrigierte Schätzung mit dem jeweiligen Ansatz. Selbst wenn die Schätzwerte, die für die Korrektur verwendet werden, asymptotisch unverzerrt sind, kann bei einem solchen Vorgehen nicht sichergestellt werden, dass eine Korrektur in kleinen Stichproben wirklich zu einer Verbesserung der Schätzer führt, da in diesem Fall die zur Korrektur verwendeten Schätzwerte selbst bereits verzerrt sind. Ob und in welchem Umfang dies gelingt, ist eine Frage, die zumindest gegenwärtig nicht allgemein beantwortet werden kann. Die folgenden Monte-Carlo-Simulationen sollen hierzu erste Informationen liefern.

3 Ansatz der Monte-Carlo Simulation

Für die Simulationsexperimente wurde ein datengenerierender Prozess zugrunde gelegt, der eine Abhängigkeit des Regressors x von den individuellen Effekten sowie von der verzögert endogenen Variablen zulässt. Dies scheint aus der Sicht der praktischen Anwendung ein eher relevantes Szenario zu sein, als die Annahme eines streng exogenen Regressors, der auch stochastisch unabhängig von den individuellen Effekten ist. Die restriktiveren Annahmen der bisher vorliegenden Simulationsstudien rechtfertigen sich

daraus, dass dort das Interesse bei der Überprüfung der Eigenschaften der Approximation des Bias der Schätzer liegt. In diesem Fall sollten für die Simulationsstudien die gleichen Annahmen getroffen werden, wie sie für die Approximation des Bias eingeführt werden, um die Vergleichbarkeit sicher zu stellen. Hier ist dagegen das Ziel, Aussagen über die Verzerrung der Schätzer unter Bedingungen zu treffen, wie sie für empirische Untersuchungen zu vermuten sind.

Als datengenerierender Prozess wurde in Anlehnung an das von Bun und Kiviet (2005) betrachtete „Schema 2“ ein System von zwei autoregressiven Beziehungen für die endogene Variable y und einen Regressor x verwendet, in dem der Regressor verzögert auch von der endogenen Variablen abhängt:

$$\begin{aligned} y_{i,t} &= \gamma y_{i,t-1} + \beta x_{i,t} + \eta_i + \varepsilon_{i,t}, \\ x_{i,t} &= \rho x_{i,t-1} + \phi y_{i,t-1} + \pi \eta_i + \nu_{i,t}. \end{aligned} \quad (15)$$

Die endogene Variable $y_{i,t}$ ist bestimmt durch ihren einfach verzögerten Wert $y_{i,t-1}$, den kontemporären Wert des Regressors $x_{i,t}$, den individuellen Effekt η_i und die Restkomponente $\varepsilon_{i,t}$. Die Regressorvariable $x_{i,t}$ folgt einem autoregressiven Prozess und hängt zusätzlich vom einfach verzögerten Wert der endogenen Variablen und vom individuellen Effekt ab. Für $\phi=0$ ist der Regressor x streng exogen. Andernfalls ist x nur schwach exogen und korreliert mit den verzögerten Werten der Störvariablen in der Gleichung für y . Die Zufallsvariablen $\eta_i, \varepsilon_{i,t}, \nu_{i,t}$ wurden als unabhängig identisch normalverteilte Zufallsvariablen angenommen.

Der langfristige Effekt von x auf y im Gleichgewicht ist unter den Annahmen des Modells $\beta/(1-\gamma)$ und wurde in Anlehnung an das Vorgehen von Kiviet (1995) auf $\beta/(1-\gamma)=1$ normiert. Entsprechend wurde für einen gegebenen Wert des autoregressiven Parameters γ für die Abhängigkeit von der exogenen Variablen $\beta=1-\gamma$ gesetzt. Damit ist in allen Parameterkonstellationen der langfristige Zusammenhang zwischen x und y gleich. Veränderungen in γ wirken sich nur auf die kurzfristige Dynamik aus, nicht aber auf den langfristigen Zusammenhang.

Eine weitere Normierung wurde in Anlehnung an Bun und Kiviet (2005) für die relative Bedeutung der individuellen Effekte und der Restkomponente für $y_{i,t}$ vorgenommen. Für das Verhältnis der Beiträge der individuellen Effekte und des Residuums $\varepsilon_{i,t}$ zur Varianz von $y_{i,t}$ gilt (Bun und Kiviet 2005, S. 72):

$$\mu^2 = \frac{\sigma_\eta^2}{\sigma_\varepsilon^2} \cdot \frac{\left[\frac{1-\rho+\beta\pi}{(1-\gamma)(1-\rho)-\beta\phi} \right]^2 \left[1-\gamma^2\rho^2 - \frac{1-\gamma\rho}{1+\gamma\rho} (\gamma+\rho+\beta\phi)^2 \right]}{\left(1+\rho^2 - 2\rho \frac{\gamma+\rho+\beta\phi}{1+\gamma\rho} \right)}. \quad (16)$$

Für $\sigma_\varepsilon^2 = 1$ und einen gegebene Wert von μ^2 ergibt sich dann für σ_η^2 (Bun und Kiviet 2005 S. 52):

$$\sigma_\eta^2 = \mu^2 \frac{\left(1 + \rho^2 - 2\rho \frac{\gamma + \rho + \beta\phi}{1 + \gamma\rho}\right)}{\left[\frac{1 - \rho + \beta\pi}{(1 - \gamma)(1 - \rho) - \beta\phi}\right]^2 \left[1 - \gamma^2 \rho^2 - \frac{1 - \gamma\rho}{1 + \gamma\rho} (\gamma + \rho + \beta\phi)^2\right]}. \quad (17)$$

In den Monte-Carlo Experimenten wurden alternativ die Werte $\mu^2 = 1$ und $\mu^2 = 25$ verwendet, d. h. Fälle mit vergleichsweise großem bzw. geringem Anteil der Restkomponente im Vergleich zu den fixen Effekten verglichen.

Die Simulationsstudien von Kiviet (1995) haben gezeigt, dass der Bias der GMM-Schätzer auch von der so genannten Signal-to-noise-ratio s abhängt. Sie wird von Kiviet (1995, S. 66) definiert als das Verhältnis der bedingten Varianz $V(y_{i,t} - \varepsilon_{i,t} | \eta_i)$ zur Varianz des Residuums $V(\varepsilon_{i,t})$. Sind die Residuen $\varepsilon_{i,t}$ nicht autokorreliert, so sind $y_{i,t-1}$ und $x_{i,t}$ stochastisch unabhängig von $\varepsilon_{i,t}$. Unter Berücksichtigung der Varianzzerlegung der endogenen Variablen gilt dann für die Signal-to-noise-ratio (Bun und Kiviet 2005, S. 53 und S. 71):

$$\begin{aligned} s &= \frac{V(y_{i,t} - \varepsilon_{i,t} | \eta_i)}{V(\varepsilon_{i,t})} = \frac{V(y_{i,t} | \eta_i) - V(\varepsilon_{i,t})}{V(\varepsilon_{i,t})} = \frac{V(y_{i,t} | \eta_i)}{V(\varepsilon_{i,t})} - 1 \\ &= \left[\sigma_v^2 \beta^2 + \sigma_\varepsilon^2 \left(1 + \rho^2 - 2\rho \frac{\gamma + \rho + \beta\phi}{1 + \gamma\rho}\right) \right] \times \left[1 - \gamma^2 \rho^2 - \frac{1 - \gamma\rho}{1 + \gamma\rho} (\gamma + \rho + \beta\phi)^2 \right]^{-1} - 1. \end{aligned} \quad (18)$$

Für die Simulationsexperimente wurde die Signal-to-noise-ratio alternativ mit $s = 3$ und $s = 9$ vorgegeben, d. h. Fälle mit relativ hohem bzw. geringem Anteil der unerklärten Restkomponente verglichen. Unter der Normierung $V(\varepsilon_{i,t}) = \sigma_\varepsilon^2 = 1$ ergibt sich dann die Varianz des Residuums $v_{i,t}$ in der Gleichung der exogenen Variablen aus (Bun und Kiviet 2005, S. 55):

$$\sigma_v^2 = \frac{s+1}{\beta^2} \left[1 - \gamma^2 \rho^2 - \frac{1 - \gamma\rho}{1 + \gamma\rho} (\gamma + \rho + \beta\phi)^2 \right] - \frac{1}{\beta^2} \left(1 + \rho^2 - 2\rho \frac{\gamma + \rho + \beta\phi}{1 + \gamma\rho} \right). \quad (19)$$

Da die Verzerrung der Schätzer wesentlich vom Anpassungsparameter γ des dynamischen Prozesses abhängt, wurde in den Monte-Carlo Experimenten der Wert dieses Parameters systematisch variiert, um den Umfang der Verzerrung abzuschätzen. Konkret wurden die Werte $\gamma \in \{.00, .25, .50, .70, .85\}$ verwendet. Auf die Berücksichtigung negativer Werte wurde verzichtet, da aus früheren Studien bekannt ist, dass die Verzerrung für negative Parameterwerte weiter abnimmt. Größere Werte als $\gamma = .85$ konnten nicht berücksichtigt werden, da dann die Schätzer z. T. instabil wurden und keine brauchbare

Abschätzung des Bias möglich war. Der Parameter β wurde bei den Schätzungen freigeschätzt, die Restriktion $\beta = 1 - \gamma$ blieb bei der Schätzung also unberücksichtigt, obwohl sie beim Generieren der Daten verwendet wurde, da bei der praktischen Anwendung der Schätzer derartige Restriktionen i. A. nicht bekannt sind.

Übersicht:

Parameter der Monte-Carlo Simulationen

Paneleinheiten	$N \in \{25, 100, 400\}$
Perioden	$T \in \{7, 12\}$
Modellparameter	$\gamma \in \{.00, .25, .50, .70, .85\}$ $\beta = 1 - \gamma$ $\rho = .8; \phi = .002; \pi = .1$
Fehlervarianz	$V(\varepsilon_{i,t}) = 1$
Signal-to-noise-ratio	$s \in \{3., 9.\}$
Varianzbeitrag von η	$\mu^2 \in \{1., 25.\}$

Für das Generieren der exogenen Variablen x wurde eine Autokorrelation von $\rho = .8$ angenommen sowie mit den Parameterwerten $\phi = .002$ und $\pi = .1$ eine schwache Exogenität zugelassen. Allerdings wurde bei der Korrektur der Schätzer die schwache Exogenität des Regressors nicht berücksichtigt, d. h., es wurde $\phi = \pi = 0$ unterstellt. Dahinter steht die Überlegung, dass in der Praxis typischerweise Einzelgleichungsschätzungen durchgeführt werden, bei denen eine strenge Exogenität des Regressors unterstellt wird. Mit den Monte-Carlo Experimenten sollte entsprechend untersucht werden, ob es möglich ist, unter diesen Annahmen durch die Korrekturansätze zu einer Verbesserung der Schätzer zu kommen, selbst wenn im datengenerierenden Prozess der Regressor tatsächlich nur schwach exogen ist.

Um den Einfluss des Stichprobenumfangs zu erfassen wurden die Experimente sowohl für $T = 7$ als auch für $T = 12$ Beobachtungen für jede Einheit durchgeführt. Damit liegt der Wert von T im Vergleich zu anderen Studien eher am unteren Ende. Allerdings sind diese Werte für die praktische Anwendung der Ansätze mit Mikrodatensätzen wie dem IAB-Betriebspanel eher relevant als größere Werte, wie sie bei anderen Simulationsstudien zur Verzerrung der Schätzer verwendet werden. Die Zahl der Paneleinheiten wurde von $N = 25$ über $N = 100$ bis $N = 400$ variiert. Der Fall $N = 25$ entspricht dabei einem in Mikrodatensätzen eher seltenen sehr kleinen Stichprobenumfang. Ein Stichprobenumfang in der Größenordnung von $N = 400$ dürfte dagegen in der Praxis häufig vorkommen. Allerdings stellt sich hier das Problem der Verzerrung zumindest für GMM-Schätzer wegen der N -Asymptotik nicht mehr so scharf. Der Wert von $N = 100$ stellt dagegen den Fall einer kleineren Teilstichprobe dar, wie er bei der Betrachtung von Teilstichproben noch häufiger auftritt.

Monte-Carlo Simulationen wurden für den Within-/LSDV-Schätzer, den „voll effizienten“ und den „vereinfachten“ GMM-Schätzer mit jeweils durch orthogonale Vorwärtsdifferenzen transformierten Variablen und Niveauwerten als Instrumenten durchgeführt, sowie für den „System“-GMM-Schätzer, der die Schätzung in orthogonalen Differenzen und in Niveauwerten der Variablen kombiniert. Auf Simulationen für GMM-Schätzer auf der Grundlage von Niveauvariablen in Verbindung mit differenzierten Instrumenten wurde verzichtet. Sowohl aus früheren Studien wie auch aus den Approximationen des Bias ist bekannt, dass diese „Niveau“-GMM-Schätzer ungünstigere Eigenschaften aufweisen als Schätzer auf der Grundlage differenzierter Variablen.

Die Parameterschätzungen wie auch die Monte-Carlo Simulationen wurden mit dem Softwarepaket Ox Version 3.40 (Doornik 2002) und dem um die Bias-Korrektur erweiterten Schätzpaket DPD for Ox Version 1.21 (Doornik et. al. 2002) durchgeführt. Für die Simulationen wurde eine entsprechend modifizierte Version der Prozedur DPDSim verwendet. Die Daten wurden mit der Prozedur PCNaive 2.00 generiert, wobei für die individuellen Effekte und die Fehlerterme in beiden Gleichungen jeweils unabhängig normalverteilte Zufallsvariable verwendet wurden. Dabei wurden die Startwerte der Zufallszahlen über die verschiedenen Experimente jeweils beibehalten. Analog zum Vorgehen von Judson und Owen (1999) wurden zur Initialisierung der Prozesse zufällige Startwerte verwendet und jeweils die ersten 50 generierten Datenpunkte nicht für die Stichprobe verwendet, um den Einfluss der Anfangsbedingungen gering zu halten. Für jedes einzelne Experiment wurden jeweils 1 000 Replikationen durchgeführt, d. h., aus dem datengenerierenden Prozess wurden 1 000 Datensätze zufällig generiert und für jeden Datensatz jeweils eine Parameterschätzung durchgeführt und anschließend für diese Schätzung die Biaskorrektur berechnet.

4 Ergebnisse der Monte-Carlo Simulationen

In den Tabellen 1 und 2 sind zunächst die Schätzwerte für die mittlere Verzerrung (Mean Bias) bzw. die Wurzel des mittleren quadratischen Fehlers (RMSE) der Schätzwerte des Anpassungsparameters γ zusammengestellt, die sich in den Monte-Carlo Simulationen bei unterschiedlicher Wahl des Stichprobenumfangs ergaben. Dabei wurden durchgängig ein (relativer) Varianzbeitrag der fixen Effekte von $\mu^2 = 25$ und eine Signal-to-noise-ratio von $s = 3$ verwendet. Im oberen Teil der Tabellen wird für verschiedene Werte des Anpassungsparameters γ im datengenerierenden Prozess jeweils die Zahl der Paneleinheiten N variiert, wobei die Zahl der Beobachtungen für jede Einheit auf $T = 7$ fixiert wurde. Im unteren Teil der Tabellen finden sich die Ergebnisse bei einer Variation der Zahl der Beobachtungen T für eine fixe Zahl von $N = 100$ Paneleinheiten.

Tabelle 1:

Verzerrung der nicht-korrigierten Schätzer für Gamma in Abhängigkeit von N und T
 ($\mu^2 = 25, s = 3$)

	Mean Bias				RMSE			
	LSDV	GMMfl(1)	GMMfl(2)	GMMs	LSDV	GMMfl(1)	GMMfl(2)	GMMs
T = 7								
$\gamma = 0,00$								
N = 25	-0,098	-0,042	-0,053	0,040	0,118	0,142	0,091	0,083
N = 100	-0,095	-0,030	-0,018	0,022	0,100	0,099	0,042	0,044
N = 400	-0,093	-0,020	-0,007	0,007	0,095	0,062	0,021	0,021
$\gamma = 0,25$								
N = 25	-0,135	-0,054	-0,076	0,048	0,153	0,149	0,114	0,088
N = 100	-0,131	-0,034	-0,025	0,028	0,136	0,096	0,050	0,049
N = 400	-0,129	-0,019	-0,010	0,009	0,130	0,055	0,024	0,024
$\gamma = 0,50$								
N = 25	-0,195	-0,071	-0,121	0,056	0,210	0,165	0,157	0,092
N = 100	-0,189	-0,037	-0,041	0,038	0,193	0,095	0,065	0,058
N = 400	-0,186	-0,019	-0,015	0,014	0,187	0,050	0,030	0,029
$\gamma = 0,70$								
N = 25	-0,279	-0,109	-0,206	0,060	0,292	0,208	0,242	0,088
N = 100	-0,272	-0,047	-0,077	0,050	0,275	0,105	0,102	0,066
N = 400	-0,268	-0,023	-0,028	0,023	0,269	0,052	0,045	0,038
$\gamma = 0,85$								
N = 25	-0,391	-0,234	-0,366	-0,009	0,401	0,343	0,398	0,078
N = 100	-0,381	-0,109	-0,194	0,035	0,384	0,166	0,217	0,060
N = 400	-0,377	-0,064	-0,090	0,034	0,378	0,089	0,107	0,047
N = 100								
$\gamma = 0,00$								
T = 7	-0,095	-0,030	-0,018	0,022	0,100	0,099	0,042	0,044
T = 12	-0,049	-0,019	-0,015	0,021	0,054	0,048	0,030	0,034
$\gamma = 0,25$								
T=7	-0,131	-0,034	-0,025	0,028	0,136	0,096	0,050	0,049
T=12	-0,066	-0,019	-0,022	0,025	0,070	0,045	0,035	0,037
$\gamma = 0,50$								
T = 7	-0,189	-0,037	-0,041	0,038	0,193	0,095	0,065	0,058
T = 12	-0,093	-0,020	-0,033	0,032	0,096	0,042	0,045	0,043
$\gamma = 0,70$								
T = 7	-0,272	-0,047	-0,077	0,050	0,275	0,105	0,102	0,066
T = 12	-0,136	-0,025	-0,059	0,041	0,138	0,049	0,069	0,050
$\gamma = 0,85$								
T = 7	-0,381	-0,109	-0,194	0,035	0,384	0,166	0,217	0,060
T = 12	-0,210	-0,072	-0,131	0,024	0,212	0,099	0,140	0,038

Vergleicht man zunächst im oberen Teil der Tabelle 1 die mittlere Verzerrung (Mean Bias) in Abhängigkeit von der Zahl der Paneleinheiten N , so zeigen sich für die unkorrigierten Schätzer die theoretisch erwarteten Ergebnisse. Für den Within-/LSDV-Schätzer bleibt die mittlere Verzerrung mit wachsendem N praktisch unverändert. Für die verschiedenen GMM-Schätzer nimmt sie dagegen mit wachsendem N deutlich ab, da diese Schätzer N -konsistent sind. Die mittlere Verzerrung ist für den unkorrigierten Within-/LSDV-Schätzer betragsmäßig deutlich größer als für die GMM-Schätzer. Aber auch die GMM-Schätzer weisen bei einem kleinen Stichprobenumfang im Mittel eine nicht zu vernachlässigende Verzerrung auf. Für alle Schätzer außer dem „System“-GMM-Schätzer GMMs wird der Anpassungsparameter im Mittel unterschätzt, wobei die mittlere Verzerrung größer wird, wenn der wahre Parameter größer wird und gegen $\gamma = 1$ strebt. Der „System“-Schätzer GMMs hat dagegen im Mittel eine kleine positive Verzerrung ohne eine klare Abhängigkeit vom wahren Parameterwert. Dies ist auf die (teilweise) Kompensation der gegenläufigen Verzerrungen des Differenzen- und des Niveau-Schätzers zurückzuführen, auf denen der „System“-Schätzer beruht.

Vergleicht man den RMSE der unkorrigierten Schätzer in Tabelle 2, so ergibt sich grundsätzlich ein entsprechendes Bild. Allerdings ist der Unterschied zwischen dem RMSE des Within-/LSDV-Schätzers und demjenigen der GMM-Schätzer weniger deutlich als der Unterschied in der mittleren Verzerrung. Bei sehr kleiner Zahl von Paneleinheiten ($N = 25$) und großem wahren Wert des Anpassungsparameters hat der RMSE des Within-/LSDV-Schätzers eine ähnliche Größenordnung wie der „voll effiziente“ GMM-Schätzer GMMfl(2). Dies deutet auf eine im Vergleich höhere Varianz der GMM-Schätzer in kleinen Stichproben hin. Gemessen am RMSE hat unter den unkorrigierten Schätzern der „System“-Schätzer GMMs die günstigsten Eigenschaften.

Ein ähnliches Bild ergibt sich für die unkorrigierten Schätzer, wenn bei konstanter Zahl von Paneleinheiten $N = 100$ die Zahl der Beobachtungen je Paneleinheit variiert wird. Schon der Anstieg auf $T = 12$ Beobachtungen führt zu einer deutlichen Verminderung sowohl der mittleren Verzerrung als auch des RMSE für den Within-/LSDV-Schätzer sowie den „vereinfachten“ GMM-Schätzer GMMfl(1). Für den „voll effizienten“ GMM-Schätzer GMMfl(2) und den „System“-Schätzers GMMs ist der Einfluss der größeren Zahl von Beobachtungen auf die Größe der Verzerrungen dagegen vergleichsweise schwächer. Auch dies entspricht den theoretischen Erwartungen.

Die Korrektur der Schätzer führt zu einer deutlichen Verminderung der mittleren Verzerrung des Within-/LSDV-Schätzers sowie des „voll effizienten“ GMM-Schätzers GMMfl(2). Bis auf den Fall eines großen Werts von γ bei kleiner Stichprobe gilt dies auch für den „vereinfachten“ GMM-Schätzer GMMfl(1). Beim „System“-Schätzer GMMs wirkt sich die Korrektur dagegen negativ auf die mittlere Verzerrung aus, die bei kleinem Stichprobenumfang größer wird, während sich bei größerer Stichprobe keine deutliche Verbesserung ergibt. Gemessen an der mittleren Verzerrung erscheint im Durchschnitt der korrigierte „voll effiziente“ GMM-Schätzer am günstigsten.

Tabelle 2:

Verzerrung der korrigierten Schätzer für Gamma in Abhängigkeit von N und T
 ($\mu^2 = 25, s = 3$)

	Mean Bias				RMSE			
	LSDV	GMMfl(1)	GMMfl(2)	GMMs	LSDV	GMMfl(1)	GMMfl(2)	GMMs
T = 7								
$\gamma = 0,00$								
N = 25	-0,012	-0,001	-0,001	0,052	0,072	0,149	0,080	0,096
N = 100	-0,011	-0,009	-0,004	0,022	0,036	0,099	0,039	0,045
N = 400	-0,009	-0,013	-0,003	0,006	0,020	0,060	0,020	0,021
$\gamma = 0,25$								
N = 25	-0,023	0,003	0,004	0,067	0,081	0,166	0,094	0,111
N = 100	-0,021	-0,010	-0,002	0,029	0,042	0,095	0,045	0,053
N = 400	-0,019	-0,012	-0,004	0,008	0,026	0,053	0,022	0,024
$\gamma = 0,50$								
N = 25	-0,048	0,026	0,020	0,094	0,098	0,277	0,127	0,138
N = 100	-0,046	-0,007	0,006	0,044	0,061	0,095	0,056	0,068
N = 400	-0,042	-0,011	-0,002	0,012	0,047	0,048	0,027	0,030
$\gamma = 0,70$								
N = 25	-0,099	-0,094	0,045	0,141	0,136	4,315	0,199	0,193
N = 100	-0,094	0,009	0,037	0,075	0,104	0,131	0,098	0,101
N = 400	-0,090	-0,009	0,007	0,025	0,093	0,050	0,040	0,045
$\gamma = 0,85$								
N = 25	-0,184	0,281	0,003	0,254	0,211	5,019	0,262	0,978
N = 100	-0,178	0,003	0,048	0,198	0,185	0,706	0,857	0,770
N = 400	-0,174	-0,029	0,031	0,067	0,176	0,082	0,103	0,095
N = 100								
$\gamma = 0,00$								
T = 7	-0,011	-0,009	-0,004	0,022	0,036	0,099	0,039	0,045
T = 12	-0,003	-0,015	-0,002	0,021	0,024	0,046	0,026	0,035
$\gamma = 0,25$								
T = 7	-0,021	-0,010	-0,002	0,029	0,042	0,095	0,045	0,053
T = 12	-0,006	-0,015	-0,002	0,026	0,025	0,043	0,028	0,040
$\gamma = 0,50$								
T = 7	-0,046	-0,007	0,006	0,044	0,061	0,095	0,056	0,068
T = 12	-0,015	-0,014	0,001	0,036	0,029	0,040	0,031	0,050
$\gamma = 0,70$								
T = 7	-0,094	0,009	0,037	0,075	0,104	0,131	0,098	0,101
T = 12	-0,036	-0,014	0,012	0,059	0,045	0,046	0,043	0,072
$\gamma = 0,85$								
T = 7	-0,178	0,003	0,048	0,198	0,185	0,706	0,857	0,770
T = 12	-0,087	-1,252	0,017	0,110	0,092	38,657	0,073	0,131

Vergleicht man dagegen die korrigierten Schätzer anhand des RMSE, so hat im Durchschnitt der korrigierte Within-/LSDV-Schätzer die günstigsten Eigenschaften. Durch die Korrektur steigt der RMSE der GMM-Schätzer in kleinen Stichproben an. Bei großem Wert von γ „explodiert“ der RMSE der korrigierten GMM-Schätzer in einigen Fällen, was auf eine Instabilität der Korrektur hinweist. Offensichtlich führt die Korrektur bei den GM-Schätzern zwar im Mittel zu einer Verbesserung, zugleich nimmt aber die Fehlervarianz der Schätzer zu, was zu dem höheren RMSE führt. Gemessen am RMSE erscheint von daher bei kleinem Stichprobenumfang der korrigierte Within-/LSDV-Schätzer wegen seiner größeren Stabilität den korrigierten GMM-Schätzern überlegen. Dies gilt im Übrigen auch im Vergleich zu den unkorrigierten GMM-Schätzern: Auch hier weist der korrigierte Within-/LSDV-Schätzer bei kleinem Stichprobenumfang einen geringeren RMSE auf als die unkorrigierten GMM-Schätzer. Nur bei großem Wert des Parameters γ und in großen Stichproben mit $N = 400$ ist der unkorrigierte „System“-Schätzer GMMs dem korrigierten Within-/LSDV-Schätzer überlegen.

In den Tabellen 3 und 4 finden sich entsprechende Simulationsergebnisse für den Parameter β der endogenen Variablen. Sie beruhen auf den gleichen Simulationen wie die in den Tabellen 1 und 2 ausgewiesenen Schätzwerte. Auch für den Parameter β der exogenen Variablen sind die Schätzergebnisse im Mittel verzerrt, allerdings ist die Verzerrung im Vergleich zu den Schätzungen für den Anpassungsparameter γ deutlich geringer. Vergleichsweise große Verzerrungen treten im Mittel für geringe Werte von β auf, die konstruktionsbedingt großen Werten des Anpassungsparameters γ entsprechen. Außer für kleine Werte von β weist der „voll effiziente“ GMM-Schätzer die geringste mittlere Verzerrung auf. Die Verzerrung des unkorrigierten Within-/LSDV-Schätzers ist ebenfalls vergleichsweise gering und praktisch unabhängig vom wahren Wert des Parameters. Im Vergleich dazu sind in kleinen Stichproben die Eigenschaften des „vereinfachten“ GMM-Schätzers GMMfl(1) und des „System“-Schätzers GMMs ungünstiger.

Ähnlich wie für den Anpassungsparameter stellt sich der unkorrigierte Within-/LSDV-Schätzer für β vergleichsweise günstig dar, wenn der RMSE betrachtet wird. Bei einer kleinen Stichprobe ist der RMSE vergleichbar mit dem des „voll effizienten“ GMM-Schätzers, wenn der wahre Parameter groß ist, bei kleinem Wert des Parameters ist der RMSE des Within-/LSDV-Schätzers kleiner als derjenige der GMM-Schätzer. Insgesamt scheint also der Within-/LSDV-Schätzer für β in kleinen Stichproben stabiler zu sein als die GMM-Schätzer.

Bei den korrigierten Schätzern ergibt sich ein ähnliches Bild wie für den Anpassungsparameter γ . Außer für kleine Werte von β verringert sich sowohl die mittlere Verzerrung als auch der RMSE des korrigierten Within-/LSDV-Schätzers, während die Eigenschaften der GMM-Schätzer durch die Korrektur zumindest in kleinen Stichproben eher verschlechtert werden. Auch hier „explodiert“ in einzelnen Experimenten der RMSE der korrigierten GMM-Schätzer, was auf eine unzureichende Stabilität der Korrektur hindeutet. Gemessen am RMSE ist der korrigierte Within-/LSDV-Schätzer den GMM-Schätzern für β fast durchweg überlegen.

Tabelle 3:

Verzerrung der nicht-korrigierten Schätzer für Beta in Abhängigkeit von N und T
 ($\mu^2 = 25, s = 3$)

	Mean Bias				RMSE			
	LSDV	GMMfl(1)	GMMfl(2)	GMMs	LSDV	GMMfl(1)	GMMfl(2)	GMMs
T = 7								
$\beta = 1,00$								
N = 25	0,041	0,064	0,008	0,114	0,105	0,360	0,106	0,150
N = 100	0,039	0,048	-0,009	0,048	0,061	0,276	0,055	0,073
N = 400	0,037	0,031	-0,015	0,008	0,044	0,180	0,032	0,032
$\beta = 0,75$								
N = 25	0,043	0,071	0,009	0,094	0,102	0,335	0,101	0,134
N = 100	0,042	0,046	-0,007	0,038	0,062	0,240	0,052	0,065
N = 400	0,039	0,021	-0,013	0,006	0,045	0,146	0,030	0,030
$\beta = 0,50$								
N = 25	0,038	0,073	0,004	0,076	0,098	0,322	0,098	0,120
N = 100	0,037	0,040	-0,008	0,032	0,058	0,221	0,051	0,059
N = 400	0,035	0,014	-0,013	0,005	0,041	0,128	0,029	0,028
$\beta = 0,30$								
N = 25	0,022	0,067	-0,008	0,064	0,097	0,339	0,101	0,114
N = 100	0,022	0,033	-0,014	0,026	0,052	0,231	0,053	0,056
N = 400	0,020	0,006	-0,016	0,004	0,031	0,131	0,031	0,027
$\beta = 0,15$								
N = 25	-0,032	-0,021	-0,130	0,242	0,270	1,076	0,311	0,325
N = 100	-0,030	-0,051	-0,146	0,073	0,135	0,839	0,203	0,145
N = 400	-0,038	-0,100	-0,147	-0,010	0,076	0,509	0,164	0,072
N = 100								
$\beta = 1,00$								
T = 7	0,039	0,048	-0,009	0,048	0,061	0,055	0,276	0,073
T = 12	0,028	0,031	-0,005	0,045	0,040	0,035	0,149	0,058
$\beta = 0,75$								
T = 7	0,042	0,046	-0,007	0,038	0,062	0,052	0,240	0,065
T = 12	0,032	0,026	-0,004	0,036	0,042	0,033	0,131	0,050
$\beta = 0,50$								
T = 7	0,037	0,040	-0,008	0,032	0,058	0,051	0,221	0,059
T = 12	0,033	0,017	-0,005	0,031	0,042	0,032	0,118	0,044
$\beta = 0,30$								
T = 7	0,022	0,033	-0,014	0,026	0,052	0,053	0,231	0,056
T = 12	0,026	0,002	-0,012	0,029	0,038	0,034	0,122	0,042
$\beta = 0,15$								
T = 7	-0,030	-0,051	-0,146	0,073	0,135	0,203	0,839	0,145
T = 12	-0,023	-0,148	-0,154	0,096	0,083	0,179	0,473	0,122

Tabelle 4:

Verzerrung der korrigierten Schätzer für Beta in Abhängigkeit von N und T
 ($\mu^2 = 25, s = 3$)

	Mean Bias				RMSE			
	LSDV	GMMf(1)	GMMf(2)	GMMs	LSDV	GMMf(1)	GMMf(2)	GMMs
T = 7								
$\beta = 1,00$								
N = 25	0,002	-0,025	-0,010	0,104	0,096	0,391	0,107	0,142
N = 100	0,000	-0,007	-0,013	0,048	0,047	0,285	0,056	0,073
N = 400	-0,003	0,011	-0,016	0,009	0,024	0,178	0,032	0,032
$\beta = 0,75$								
N = 25	0,004	-0,031	-0,010	0,079	0,092	0,390	0,103	0,123
N = 100	0,002	-0,009	-0,012	0,038	0,045	0,248	0,054	0,064
N = 400	-0,001	0,003	-0,015	0,006	0,023	0,146	0,030	0,030
$\beta = 0,50$								
N = 25	0,005	-0,066	-0,010	0,048	0,088	0,573	0,101	0,108
N = 100	0,003	-0,022	-0,012	0,029	0,043	0,234	0,052	0,057
N = 400	0,001	-0,005	-0,014	0,005	0,022	0,129	0,030	0,028
$\beta = 0,30$								
N = 25	0,003	0,145	-0,007	-0,007	0,090	5,649	0,106	0,122
N = 100	0,001	-0,053	-0,012	0,017	0,044	0,297	0,054	0,053
N = 400	-0,002	-0,018	-0,015	0,004	0,022	0,135	0,031	0,027
$\beta = 0,15$								
N = 25	-0,074	-0,092	-0,117	-0,398	0,263	9,739	0,328	2,361
N = 100	-0,075	-0,103	-0,115	-0,224	0,145	2,053	0,201	1,451
N = 400	-0,081	-0,146	-0,131	-0,043	0,102	0,540	0,153	0,089
N = 100								
$\beta = 1,00$								
T = 7	0,000	-0,007	-0,013	0,048	0,047	0,056	0,285	0,073
T = 12	-0,001	0,021	-0,011	0,045	0,029	0,037	0,147	0,058
$\beta = 0,75$								
T = 7	0,002	-0,009	-0,012	0,038	0,045	0,054	0,248	0,064
T = 12	0,000	0,017	-0,010	0,036	0,027	0,034	0,129	0,049
$\beta = 0,50$								
T = 7	0,003	-0,022	-0,012	0,029	0,043	0,052	0,234	0,057
T = 12	0,001	0,011	-0,010	0,029	0,025	0,033	0,117	0,043
$\beta = 0,30$								
T = 7	0,001	-0,053	-0,012	0,017	0,044	0,054	0,297	0,053
T = 12	0,001	0,005	-0,010	0,023	0,026	0,034	0,122	0,038
$\beta = 0,15$								
T = 7	-0,075	-0,103	-0,115	-0,224	0,145	0,201	2,053	1,451
T = 12	-0,066	-4,503	-0,107	-0,049	0,099	0,145	142,043	0,133

Tabelle 5:
Mittlere Verzerrung der Schätzer für Gamma (N = 100)

Gamma	Ohne Korrektur				Mit Korrektur			
	LSDV	GMMfl(1)	GMMfl(2)	GMMs	LSDV	GMMfl(1)	GMMfl(2)	GMMs
T = 7, $\mu^2 = 1, s = 3$								
0,00	-0,095	-0,032	-0,016	-0,008	-0,011	-0,015	-0,003	-0,002
0,25	-0,131	-0,036	-0,023	-0,012	-0,021	-0,015	-0,002	-0,001
0,50	-0,189	-0,040	-0,035	-0,018	-0,046	-0,010	0,005	0,003
0,70	-0,272	-0,047	-0,064	-0,029	-0,094	0,006	0,034	0,020
0,85	-0,381	-0,092	-0,175	-0,053	-0,178	0,052	0,090	0,098
T = 7, $\mu^2 = 25, s = 3$								
0,00	-0,095	-0,030	-0,018	0,022	-0,011	-0,009	-0,004	0,022
0,25	-0,131	-0,034	-0,025	0,028	-0,021	-0,010	-0,002	0,029
0,50	-0,189	-0,037	-0,041	0,038	-0,046	-0,007	0,006	0,044
0,70	-0,272	-0,047	-0,077	0,050	-0,094	0,009	0,037	0,075
0,85	-0,381	-0,109	-0,194	0,035	-0,178	0,003	0,048	0,198
T = 7, $\mu^2 = 1, s = 9$								
0,00	-0,049	-0,017	-0,007	-0,004	-0,003	-0,009	-0,001	-0,001
0,25	-0,070	-0,018	-0,010	-0,006	-0,007	-0,008	0,000	0,000
0,50	-0,106	-0,018	-0,016	-0,008	-0,016	-0,005	0,004	0,002
0,70	-0,166	-0,020	-0,027	-0,013	-0,039	0,004	0,020	0,011
0,85	-0,269	-0,029	-0,061	-0,023	-0,098	-2,459	0,107	0,053
T = 7, $\mu^2 = 25, s = 9$								
0,00	-0,049	-0,017	-0,008	0,014	-0,003	-0,007	-0,001	0,012
0,25	-0,070	-0,018	-0,011	0,017	-0,007	-0,007	0,000	0,016
0,50	-0,106	-0,018	-0,017	0,023	-0,016	-0,004	0,005	0,023
0,70	-0,166	-0,020	-0,031	0,033	-0,039	0,005	0,024	0,041
0,85	-0,269	-0,031	-0,075	0,042	-0,098	0,079	0,121	0,092
T = 12, $\mu^2 = 1, s = 3$								
0,00	-0,049	-0,020	-0,013	-0,007	-0,003	-0,017	-0,001	0,000
0,25	-0,066	-0,020	-0,019	-0,010	-0,006	-0,016	-0,001	0,000
0,50	-0,093	-0,020	-0,028	-0,016	-0,015	-0,014	0,002	0,003
0,70	-0,136	-0,021	-0,046	-0,025	-0,036	-0,012	0,013	0,012
0,85	-0,210	-0,046	-0,115	-0,051	-0,087	-0,030	0,029	0,040
T = 12, $\mu^2 = 25, s = 3$								
0,00	-0,049	-0,019	-0,015	0,021	-0,003	-0,015	-0,002	0,021
0,25	-0,066	-0,019	-0,022	0,025	-0,006	-0,015	-0,002	0,026
0,50	-0,093	-0,020	-0,033	0,032	-0,015	-0,014	0,001	0,036
0,70	-0,136	-0,025	-0,059	0,041	-0,036	-0,014	0,012	0,059
0,85	-0,210	-0,072	-0,131	0,024	-0,087	-1,252	0,017	0,110
T = 12, $\mu^2 = 1, s = 9$								
0,00	-0,025	-0,010	-0,007	-0,003	-0,001	-0,008	-0,001	0,000
0,25	-0,034	-0,010	-0,009	-0,005	-0,002	-0,008	0,000	0,000
0,50	-0,049	-0,009	-0,013	-0,008	-0,005	-0,007	0,001	0,001
0,70	-0,075	-0,009	-0,021	-0,012	-0,013	-0,005	0,008	0,006
0,85	-0,131	-0,012	-0,044	-0,023	-0,040	0,000	0,040	0,029
T = 12, $\mu^2 = 25, s = 9$								
0,00	-0,025	-0,010	-0,007	0,012	-0,001	-0,008	-0,001	0,011
0,25	-0,034	-0,010	-0,010	0,014	-0,002	-0,007	-0,001	0,013
0,50	-0,049	-0,009	-0,015	0,018	-0,005	-0,006	0,001	0,018
0,70	-0,075	-0,010	-0,025	0,026	-0,013	-0,005	0,009	0,030
0,85	-0,131	-0,020	-0,057	0,034	-0,040	0,005	0,045	0,067

Tabelle 6:
RMSE der Schätzer für Gamma (N = 100)

Gamma	Ohne Korrektur				Mit Korrektur			
	LSDV	GMMfl(1)	GMMfl(2)	GMMs	LSDV	GMMfl(1)	GMMfl(2)	GMMs
$T = 7, \mu^2 = 1, s = 3$								
0,00	0,100	0,095	0,040	0,037	0,036	0,092	0,038	0,037
0,25	0,136	0,094	0,047	0,041	0,042	0,091	0,042	0,041
0,50	0,193	0,095	0,060	0,048	0,061	0,093	0,052	0,048
0,70	0,275	0,104	0,089	0,059	0,104	0,114	0,089	0,068
0,85	0,384	0,150	0,199	0,084	0,185	1,041	0,256	0,486
$T = 7, \mu^2 = 25, s = 3$								
0,00	0,100	0,099	0,042	0,044	0,036	0,099	0,039	0,045
0,25	0,136	0,096	0,050	0,049	0,042	0,095	0,045	0,053
0,50	0,193	0,095	0,065	0,058	0,061	0,095	0,056	0,068
0,70	0,275	0,105	0,102	0,066	0,104	0,131	0,098	0,101
0,85	0,384	0,166	0,217	0,060	0,185	0,706	0,857	0,770
$T = 7, \mu^2 = 1, s = 9$								
0,00	0,055	0,065	0,027	0,025	0,025	0,064	0,026	0,025
0,25	0,074	0,062	0,030	0,028	0,027	0,060	0,029	0,028
0,50	0,110	0,061	0,036	0,032	0,034	0,060	0,034	0,032
0,70	0,169	0,064	0,048	0,037	0,052	0,075	0,051	0,041
0,85	0,272	0,081	0,084	0,049	0,107	79,492	0,197	0,093
$T = 7, \mu^2 = 25, s = 9$								
0,00	0,055	0,068	0,028	0,030	0,025	0,066	0,027	0,030
0,25	0,074	0,064	0,032	0,034	0,027	0,063	0,030	0,034
0,50	0,110	0,062	0,038	0,039	0,034	0,061	0,036	0,042
0,70	0,169	0,064	0,053	0,048	0,052	0,068	0,057	0,060
0,85	0,272	0,084	0,098	0,053	0,107	0,519	0,201	0,122
$T = 12, \mu^2 = 1, s = 3$								
0,00	0,054	0,044	0,028	0,026	0,024	0,043	0,025	0,026
0,25	0,070	0,044	0,032	0,028	0,025	0,042	0,026	0,027
0,50	0,096	0,041	0,039	0,032	0,029	0,039	0,029	0,029
0,70	0,138	0,042	0,057	0,040	0,045	0,039	0,039	0,038
0,85	0,212	0,072	0,125	0,064	0,092	0,540	0,075	0,078
$T = 12, \mu^2 = 25, s = 3$								
0,00	0,054	0,048	0,030	0,034	0,024	0,046	0,026	0,035
0,25	0,070	0,045	0,035	0,037	0,025	0,043	0,028	0,040
0,50	0,096	0,042	0,045	0,043	0,029	0,040	0,031	0,050
0,70	0,138	0,049	0,069	0,050	0,045	0,046	0,043	0,072
0,85	0,212	0,099	0,140	0,038	0,092	38,657	0,073	0,131
$T = 12, \mu^2 = 1, s = 9$								
0,00	0,030	0,030	0,018	0,018	0,017	0,030	0,017	0,018
0,25	0,038	0,029	0,020	0,019	0,017	0,029	0,018	0,018
0,50	0,052	0,027	0,023	0,020	0,018	0,027	0,019	0,019
0,70	0,078	0,027	0,029	0,024	0,023	0,026	0,024	0,023
0,85	0,133	0,033	0,053	0,034	0,046	0,033	0,057	0,046
$T = 12, \mu^2 = 25, s = 9$								
0,00	0,030	0,032	0,019	0,022	0,017	0,032	0,018	0,022
0,25	0,038	0,030	0,021	0,024	0,017	0,029	0,018	0,024
0,50	0,052	0,028	0,025	0,028	0,018	0,027	0,020	0,029
0,70	0,078	0,030	0,034	0,034	0,023	0,029	0,027	0,041
0,85	0,133	0,047	0,066	0,041	0,046	0,051	0,066	0,079

In den Tabellen 5 und 6 sind für den Anpassungsparameter γ die mittlere Verzerrung der Schätzer bzw. der RMSE für Monte-Carlo Simulationen mit $N = 100$ Paneleinheiten und $T = 7$, bzw. $T = 12$ Beobachtungen je Einheit ausgewiesen, wobei die Signal-to-noise-ratio und der relative Varianzbeitrag der fixen Effekte im Vergleich zur Restkomponente variiert wurde. Deutlich wird auch hier der positive Effekt einer größeren Zahl von Beobachtungen je Einheit. Durchweg vermindert sich bei einer größeren Zahl von Beobachtungen T sowohl die mittlere Verzerrung der Schätzer als auch der RMSE.

Während die Verzerrung des Within-/LSDV-Schätzer weitgehend unabhängig vom Varianzbeitrag der fixen Effekte ist, nimmt bei den GMM-Schätzern sowohl die mittlere Verzerrung als auch der RMSE im Durchschnitt zu, wenn der Varianzanteil der fixen Effekte steigt. Allerdings ist der Zusammenhang nicht sehr stark ausgeprägt. Vergleichsweise wichtiger ist dagegen die Signal-to-noise-ratio. Bei allen Schätzern vermindert sich die mittlere Verzerrung wie auch der RMSE, wenn der Signalanteil zunimmt, also die Varianz der Restkomponente $\varepsilon_{i,t}$ in der Gleichung im Vergleich zum Varianzanteil der Regressoren abnimmt.

5 Schlussfolgerungen

Die Ergebnisse der Monte-Carlo Simulationen bestätigen die bekannten theoretischen Aussagen zur Verzerrung der Schätzer in kleinen Stichproben. Der Within-/LSDV-Schätzer insbesondere des dynamischen Anpassungsparameters ist erheblich verzerrt, aber auch die verschiedenen GMM-Schätzer weisen nicht unerhebliche Verzerrungen auf. Die Verzerrung wird bei allen Schätzern größer, wenn der wahre Parameter sich dem Wert $\gamma = 1$, d. h. dem instationären Fall, annähert. Mit wachsender Zahl von Paneleinheiten N geht die Verzerrung der GMM-Schätzer asymptotisch zurück, während der Within-/LSDV-Schätzers auch für große Werte von N verzerrt bleibt. Mit wachsender Zahl von Perioden je Einheit T geht die Verzerrung für alle Schätzer zurück. Für den Parameter der exogenen Variablen ist die Verzerrung bei allen Schätzern im Vergleich zum Anpassungsparameter geringer.

Die einfache Korrektur der GMM-Schätzer auf der Grundlage der Approximationen von Bun und Kiviet (2005) führt im Wesentlichen zu keinen befriedigenden Ergebnissen. Zwar vermindert sich meist die mittlere Verzerrung der Schätzer in kleinen Stichproben, zugleich sind die korrigierten Schätzer aber weniger stabil, was zu einem Anstieg des RMSE der Schätzer führt. Die Ursache dürfte sein, dass für Berechnung der Korrektur die verzerrten Schätzwerte des jeweiligen nicht-korrigierten Schätzers verwendet wurden. Diese Schätzfehler in den Parametern führen dann zu instabilen Abschätzungen der Verzerrung. Wie die Simulationen von Bun und Kiviet (2005) zeigen, erhält man dagegen vergleichsweise gute Abschätzungen der Verzerrung, wenn man für die Berechnung von den wahren Parameterwerten ausgeht. Dieses Vorgehen ist aber in der empirischen

Arbeit nicht möglich, da die zu schätzenden Parameter des datengenerierenden Prozesses ja nicht bekannt sind.

Demgegenüber verbessern sich die Eigenschaften des Within-/LSDV-Schätzers durch die Korrektur erheblich. Im Wesentlichen gilt in kleinen Stichproben mit einer geringen Zahl von Paneleinheiten auch weiterhin das Ergebnis von Judson und Owen (1999): Der korrigierte Within-/LSDV-Schätzer ist im Durchschnitt den GMM-Schätzern hinsichtlich der Verzerrung überlegen, wenn der Stichprobenumfang klein ist. Einzig der (unkorrigierte) „System“-GMM-Schätzer hat bei großem Wert des Anpassungsparameters günstigere Eigenschaften als der korrigierte Within-/LSDV-Schätzer.

Literaturverzeichnis

- Arellano, M.* (2003): Panel Data Econometrics. Oxford University Press, Oxford.
- Arellano, M.; Bond, S.* (1991): Some Tests of Specification for Panel Data: Monte Carlo Evidence and an Application to Employment Equations, in: Review of Economic Studies, Vol. 58, pp. 277-297.
- Bellmann, L.; Kölling, A.* (1997): Betriebliche Bestimmungsgrößen der Beschäftigungsentwicklung für 1997, in: Mitteilungen aus der Arbeitsmarkt- und Berufsforschung, Heft 1/1997, S. 90-101.
- Breitung, J.* (1992): Dynamische Modelle für die Paneldatenanalyse. Frankfurt.
- Breitung, J.* (1994): Die Arbeitsnachfrage niedersächsischer Industriebetriebe: Eine dynamische Paneldatenanalyse mit Zeitreihenmethoden, in: Hochmuth, U. und Wagner, J. (Hrsg.), Firmenpanelstudien in Deutschland. Tübingen, S. 17-38.
- Bruno, G.* (2005): Approximating the bias of the LSDV estimator for dynamic unbalanced panel data models, in: Economics Letters Elsevier, Vol. 87 (3), pp. 361-366.
- Bun, M.; Kiviet, J.* (2003): On the diminishing returns of higher-order terms in asymptotic expansions of bias, in: Economics Letters, Vol. 79, pp. 145-152.
- Bun, M.; Kiviet, J.* (2005): The effects of dynamic feedbacks on LS and MM estimator accuracy in panel data models. Journal of Econometrics (erscheint demnächst).
- Doornik, J. A.* (2002): Object-Oriented Matrix Programming Using Ox, 3rd ed. Timberlake Consultants Press and Oxford, London.
www.nuff.ox.ac.uk/Users/Doornik.
- Doornik, J. A.; Arellano, M.; Bond, S.* (2002): Panel Data estimation using DPD for Ox. Nuffield College, Oxford, CEMFI, Madrid, IFS London, 2002.
- Hayakawa, K.* (2005): Small Sample Bias Properties of the System GMM Estimator in Dynamic Panel Data Models. Institute of Economic Research, Hitotsubashi University, Discussion Paper No. 82, April 2005.
- Judson, R.; Owen, A.* (1999): Estimating dynamic panel data models: a guide for macroeconomists, in: Economics Letters Vol. 65, pp. 9-15.
- Kiviet, J.* (1995): On bias, inconsistency, and efficiency of various estimators in dynamic panel data models, in: Journal of Econometrics, Vol. 68, pp. 53-78.
- Kiviet, J.* (1999): Expectations of expansions for estimators in a dynamic panel data model: some results for weakly exogenous regressors, in: Hsiao, C. et al. (eds), Analysis of Panels and Limited Dependent Variables. Cambridge 1999, pp. 199-225.

Kölling, A. (1998): Dynamische Arbeitsnachfrage und asymmetrisches Anpassungsverhalten in der Bundesrepublik Deutschland, in: Mitteilungen aus der Arbeitsmarkt- und Berufsforschung, Heft 4/1998, S. 637-647.

Nickell, S. (1981): Biases in Dynamic Models with Fixed Effects. *Econometrica*, Vol. 49, pp. 1417-1426.

Rottmann, H.; Ruschinski, M. (1997): The Labour Demand and the Innovation Behaviour of Firms, ifo discussion papers No. 40. München.

Teil II: Beschäftigungsanalysen

Export und Beschäftigung in der ostdeutschen Industrie

– ein betrieblicher Längsschnitt –

*Brigitte Loose und Udo Ludwig**

Abstract

Gestützt auf verschiedene Erklärungsansätze der traditionellen und neueren Außenhandels-theorien wird untersucht, warum Betriebe des ostdeutschen Verarbeitenden Gewerbes im Exportgeschäft Fuß gefasst haben und welchen Einfluss dieser Geschäftsbereich auf Umsatz und Beschäftigung hat. Im Rahmen einer Längsschnittanalyse der Daten aus den Befragungswellen des IAB-Betriebspanels von 1999 bis 2004 wird dazu zwischen Betrieben unterschieden, die dauerhaft Exportgeschäfte betreiben, gelegentlich exportieren oder nur in Deutschland aktiv sind. Es zeigt sich, dass der Umsatz der dauerhaft oder gelegentlich exportierenden Betriebe kräftig expandierte und diese Betriebe die Beschäftigtenzahl erhöht haben, während die ausschließlich im Inland agierenden Betriebe ihre Umsätze wegen der schwachen Binnenkonjunktur in Deutschland nicht steigern konnten und die Beschäftigung stagnierte. Die Exporteure heben sich von den anderen Betrieben, wie aus der Untersuchung der betrieblichen Determinanten der Exportentwicklung mit einem binären und multinomialen Logit-Modell hervorgeht, durch eine größere Investitions- und Innovationsaktivität sowie einen höheren Qualifikationsgrad der Beschäftigten ab. Sie waren zugleich überdurchschnittlich groß und häufiger im Besitz ausländischer Investoren.

1 Ausgangslage

Der Arbeitsmarkt in den neuen Bundesländern ist durch gravierende Probleme gekennzeichnet: Die Unterbeschäftigung ist hoch und hat sich verfestigt. Knapp ein Fünftel der Erwerbspersonen ist seit Jahren als Arbeitslose registriert. Eine Vielzahl weiterer Personen wird durch die aktive Arbeitsmarktpolitik vor der offenen Arbeitslosigkeit bewahrt. Schließlich pendelt mehr als eine halbe Million Personen zu Arbeitsplätzen in den alten Bundesländern. Insgesamt fehlen zwei Millionen Stellen im Osten Deutschlands, wenn

* Institut für Wirtschaftsforschung Halle, Abteilung Makroökonomik, eMail: Udo.Ludwig@iwh-halle.de, Brigitte.Loose@iwh-halle.de

man die Erwerbsverhältnisse im Westen zugrunde legt. Auf der Suche nach einem Job befinden sich noch mehr. Scheinbar ist der auswärtige Handel nicht schuldlos an dieser Entwicklung. Die Arbeitsplatzlücke reflektiert eine Angebotslücke aus ostdeutscher Produktion. Die Güternachfrage übertrifft die hiesige Produktion deutlich. Zuletzt lag die daraus abgeleitete Produktionslücke¹ bei knapp 30%. Der Ausgleich mit der Nachfrage erfolgt über den Import von Gütern westdeutscher und ausländischer Herkunft, die nötige Kaufkraft wird durch staatliche Förderprogramme und Sozialtransfers gestützt. Der Anstieg der Handelsströme mit dem früheren Bundesgebiet und dem Ausland war jedoch in Wirklichkeit nicht Auslöser der Arbeitslosigkeit, sondern Folge des Zusammenschlusses zweier Gebiete mit unterschiedlich hohem Entwicklungsstand und institutionellem Hintergrund.

Zu Tage getreten ist die hohe Arbeitslosigkeit im Vereinigungsprozess. Die Öffnung der bis dahin gegenüber der Konkurrenz aus dem früheren Bundesgebiet und dem Ausland abgeschotteten Märkte legte den Entwicklungsrückstand der DDR-Wirtschaft bei Produkten und Technologien schonungslos offen. Die in den ehemaligen Staatsbetrieben als Reserve in der Mangelwirtschaft gehortete Beschäftigung erwies sich schnell als überflüssig und nicht finanzierbar durch die am Markt verkaufte Produktion. Beigetragen zum Beschäftigungsabbau haben die Einführung der D-Mark, die den Handel mit den damaligen Hauptpartnern in Mitteleuropa belastete und letztlich zum weitgehenden Verlust dieser Märkte führte, und der für die Kostensituation in den ehemaligen DDR-Betrieben ungünstige Kurs der paritätischen Währungsumstellung bei Löhnen und Gehältern. Als eigentlicher Kostentreiber erwiesen sich jedoch die Beschlüsse der Tarifparteien zur schnellen Lohnangleichung an den Westen und deren Umsetzung bis Mitte der 1990er Jahre. All dies setzte einen Prozess der De-Industrialisierung in Gang, in dessen Verlauf 2,5 Millionen Arbeitsplätze in Bergbau, Energiewirtschaft und Verarbeitendem Gewerbe verloren gingen. Im bis dahin unterentwickelten Dienstleistungssektor entstanden zwar zeitgleich viele neue Arbeitsplätze. Ihre Anzahl konnte jedoch die Verluste nicht ausgleichen, zumal auch hier vor allem die Rückführung des überdimensionierten Staatssektors die Zahl der Arbeitssuchenden im privat organisierten Dienstleistungsgewerbe erhöhte. Die transformationsbedingte Arbeitslosigkeit wurde zwar durch alte und neue Instrumente der aktiven Arbeitsmarktpolitik aufgefangen, und ihre negativen sozialen Folgen wurden für die Masse der ehemaligen Arbeitnehmer abgemildert, für die Schaffung hinreichend vieler neuer Beschäftigungsverhältnisse am ersten Arbeitsmarkt erwiesen sie sich jedoch als untauglich.

Nach dem weitgehenden Einzug privater Eigentumsverhältnisse in der Wirtschaft entwickelten sich die Unternehmen in der zweiten Hälfte der neunziger Jahre auf neuer, eigenständiger Grundlage. Den Übergang in die Marktwirtschaft hatten allerdings im

¹ Der Begriff Produktionslücke steht hier für den Nachfrageüberhang gegenüber dem Produktionsausstoß und ist nicht mit dem in der Konjunkturtheorie üblichen Gebrauch als Abweichung der empirisch beobachteten Produktion vom Produktionspotenzial zu verwechseln.

Vergleich zum Anfangsbestand nur wenige gemeistert. Der Industriesektor war stark dezimiert und startete von niedriger Basis aus neu. Aus dem Privatisierungsprozess gingen wenige Großbetriebe hervor, die vor allem an kapitalkräftige westdeutsche und ausländische Eigentümer verkauft worden waren. Das Gros bestand und besteht heute noch aus Klein- und Kleinstbetrieben. Selbst mittlere Betriebsgrößen mit 250 bis 500 Beschäftigten waren und sind rar. Trotzdem legten Umsatz und Wertschöpfung im Verarbeitenden Gewerbe kräftig zu. Waren es zunächst die lokalen und nationalen Märkte, die bedient wurden, so rückten mehr und mehr auch die Auslandsmärkte in das Blickfeld der jungen Unternehmen. Heute wird das Exportgeschäft immer weniger dem Zufall überlassen, sondern systematisch vorbereitet und realisiert. Der Beschäftigungsabbau kam nahezu zum Stillstand. Ein Hauch von Re-Industrialisierung setzte ein und hält bis in die Gegenwart an.

Der Neustart für die Industrie fiel zugleich in eine Phase zunehmender Verflechtungen der Weltwirtschaft auf den Güter- und Kapitalmärkten. Die internationale Arbeitsteilung dehnte sich in Breite und Tiefe weiter aus, und die Bedeutung des Außenhandels für die gesamtwirtschaftliche Aktivität erhöhte sich. Mit der Osterweiterung der Europäischen Union sieht sich Deutschland unmittelbar mit einem Niedriglohngebiet konfrontiert. Der preisliche Wettbewerb in verschiedenen Bereichen der Wirtschaft verschärfte sich und vielerorts gerieten die Arbeitskosten unter Druck. Vor diesem Hintergrund hat sich in Öffentlichkeit und Politik, aber auch unter Nationalökonomern eine lebhafte Debatte darüber entwickelt, inwieweit Arbeitsmärkte durch zunehmende weltwirtschaftliche Integration beeinflusst werden. Die negativen Auswirkungen der Globalisierung der Märkte stehen dabei im Vordergrund. Vor allem wird ein Arbeitsplatzabbau durch die Verlagerung arbeitsintensiver Produktionsprozesse in das Ausland befürchtet. In der Regel gerät die Tatsache aus dem Blickfeld, dass der Außenhandel auch Arbeitsplätze schafft. Dies ist vor allem dann von gesamtstaatlicher Bedeutung, wenn ihr Erhalt und Aufbau in einem von hoher Arbeitslosigkeit geprägten Umfeld stattfindet. Die vorliegende Arbeit soll einen an den Fakten gemessenen Beitrag zur Diskussion um die Beschäftigungseffekte des Außenhandels, hier durch Export, liefern. Das Augenmerk liegt dabei auf dem wichtigsten Hersteller handelbarer Güter in Ostdeutschland, dem Verarbeitenden Gewerbe.

2 Erklärungsansätze der Außenhandelstheorien

Die Frage, wie sich der Handel auf die Beschäftigung auswirkt, lässt sich mit den gängigen Außenhandelslehren nicht ohne weiteres beantworten. Die Theorien geben zuvorderst Antwort auf die Frage nach den Ursachen des internationalen Handels und gehen

von Vollbeschäftigung aus.² Die tatsächliche Lage am Arbeitsmarkt, der Mangel an Beschäftigungsangeboten und die zum Teil hohe Arbeitslosigkeit bleiben außerhalb der Betrachtung. Zudem fallen die Antworten zu den Ursachen des Handels unterschiedlich aus und so auch die daraus ableitbare Erklärung von Beschäftigung und Arbeitslosigkeit. Die Außenhandelstheorien liefern jedoch einen Vorrat an Vermutungen über Faktoren, die den Güterhandel bestimmen. Deren Evidenz unter den gegebenen Umständen kann jedoch letztlich nur anhand empirischer Untersuchungen geklärt werden.

Traditionell geht die Außenhandelslehre vom Prinzip der komparativen Kostenvorteile aus. Begründet wurde es von Ricardo, der die Ursachen für relative Kostenunterschiede in der unterschiedlichen Produktivität der Produktionsfaktoren in den einzelnen Ländern, bedingt durch Naturbedingungen (Klima, Bodenbeschaffenheit, Bodenschätze), sah.³ Heckscher und Ohlin erklärten sie hingegen mit der unterschiedlichen Faktorausstattung der Länder (Faktorproportionentheorem).⁴ Sie meinten, diejenigen Güter werden exportiert, die mit Faktoren hergestellt werden, mit denen ein Land besonders gut ausgestattet ist und die deshalb relativ billig sind. Die Faktorausstattung mit Arbeit, Boden oder Kapital bestimmt die relativen Faktorpreise und diese erklären die komparativen Kostenunterschiede. Samuelson entwickelte diesen Grundsatz weiter zum Faktorpreisausgleichstheorem.⁵ Danach ergibt sich bei anfänglichen Unterschieden in der Faktorausstattung in der Folgezeit eine Tendenz zur Angleichung der Faktorpreisrelationen. Im Falle komparativer Kostenvorteile für arbeitsintensive Produktion wird bei Außenhandel diese Produktion erhöht und die kapitalintensive Produktion reduziert. Die Nettonachfrage der Unternehmen nach Arbeitskräften steigt, die nach Kapital sinkt. Kapital wird billiger, Arbeit verteuert sich. Die Preisunterschiede zwischen den Ländern für arbeitsintensive wie für kapitalintensive Güter verschwinden. Im Falle komparativer Kostenvorteile für kapitalintensive Produktion wird bei Außenhandel diese Produktion erhöht und die arbeitsintensive reduziert. Die Nettonachfrage der Unternehmen nach Kapital, also Investitionen, steigt, die Nettonachfrage nach Arbeit sinkt. Arbeit wird billiger, Kapital wird teurer. Wird die Anpassung des Faktorpreises für Arbeit nach unten – zum Beispiel durch Mindestlöhne – verhindert, entsteht bzw. erhöht sich die Arbeitslosigkeit.

2 Vgl. beispielsweise *Brenken, A.*: Außenhandel und Arbeitslosigkeit. Europäischer Verlag der Wissenschaften, Frankfurt am Main 2003, S. 4.

3 *Ricardo, D.*: The Principles of Political Economy and Taxation. London 1817 (Über die Grundsätze der politischen Ökonomie und der Besteuerung. Ökonomische Studentexte, Band 1. Berlin 1959).

4 *Heckscher, E. F.*: The Effect of Foreign Trade on the Distribution of Income. Ekonomisk Tidskrift, 1919. – *Ohlin, B.*: Interregional and International Trade. Cambridge (Mass.) 1933.

5 *Samuelson, P. A.*: International Trade and the Equalisation of Factor Prices. The Economic Journal, June 1948.

Leontief stellte das Faktorproportionentheorem in Frage.⁶ Seine Untersuchung mit der Input-Output-Analyse ergab, dass die im Vergleich zu anderen Ländern hoch industrialisierten USA vor allem kapitalintensiv hergestellte Güter importierten und arbeitsintensiv produzierte Güter exportierten. Dies führte zur Modifikation des Faktorproportionentheorems, wonach Länder, die relativ reichlich mit qualifizierter Arbeit ausgestattet sind, vor allem Produkte exportieren, zu deren Herstellung qualifizierte Arbeit intensiv genutzt wird.

Die traditionelle Außenhandelstheorie kann die Realität des internationalen Güterausbaus jedoch nur sehr unvollkommen erklären.⁷ Sie liefert zwar einen Beitrag zur Erklärung des Handels zwischen Industrie- und Entwicklungsländern, vor allem wenn der internationale Austausch zwischen Industriegütern auf der einen Seite und Rohstoffen oder Agrarprodukten auf der anderen Seite im Mittelpunkt steht. Sie versagt aber insbesondere bei der Erklärung des intraindustriellen Handels, der den Güterausbau zwischen den Industrieländern dominiert und den Austausch von gleichartigen Gütern zum Gegenstand hat.⁸ So ist die Ausstattung der meisten Industrieländer mit den herkömmlichen Produktionsfaktoren so ähnlich, dass unterschiedliche Faktorintensitäten der Produkte als Erklärung des Außenhandels nicht in Frage kommen. Zwar spielen auch Produktivitäts- bzw. Kostenunterschiede eine Rolle beim Austausch von Industrieprodukten zwischen Industrieländern, sie lassen sich jedoch keineswegs auf Unterschiede in den Naturbedingungen zurückführen.

Auch werden wichtige Prämissen der traditionellen Außenhandelstheorien in der Realität nicht erfüllt. Insbesondere betrifft das die Annahme vollkommenen Wettbewerbs. Sie schließt ein, dass die Märkte ohne räumliche Dimension existieren, sodass keine Transportkosten entstehen, dass der Faktor Zeit für das Marktgeschehen keine Rolle spielt, also Anbieter und Nachfrager ohne Zeitverzug auf veränderte Marktsituationen reagieren, und dass vollkommene Markttransparenz gegeben ist, also beispielsweise keine Informationskosten anfallen.

Vernachlässigt wird von der traditionellen Außenhandelstheorie vor allem der technische Fortschritt als Bestimmungsfaktor für den internationalen Güterausbau. Bei intraindustriellem Handel befinden sich die Anbieter des gleichen Gutes im Wettbewerb untereinander. Jeder muss sich ständig bemühen, seine Stellung am Markt zu behaupten oder auszubauen. Anderenfalls läuft er Gefahr, vom Markt verdrängt zu werden. Eine

6 *Leontief, W.*: Domestic Production and Foreign Trade: The American Capital Position reexamined. Proceedings of the American Philosophical Society, 1953.

7 Vgl. *Adebahr, H.*; *Maennig, W.*: Außenhandel und Weltwirtschaft. Band 2: Außenwirtschaft. Berlin 1987, S. 88 ff.

8 Diesem Umstand trug der schwedische Ökonom Linder Rechnung und legte den Grundstein für die Analyse des intraindustriellen Handels. Vgl. *Linder, S. B.*: An Essay on Trade and Transformation. Stockholm 1961. – *Grubel, H. G.*; *Lloyd, P. J.*: Intra-Industry-Trade. London 1975.

Möglichkeit, einen Wettbewerbsvorsprung gegenüber der Konkurrenz zu erringen, bietet die Realisierung technischer Fortschritte durch das Angebot neuer oder verbesserter Produkte sowie durch Verfahrensinnovationen. Das Auftreten derartiger Entwicklungsvorsprünge hängt wesentlich von Forschung und Entwicklung ab.

Führungspositionen auf bestimmten Märkten lassen sich ausbauen, wenn der Erneuerungsprozess aufrechterhalten wird und die Absatzerhöhung infolge der Größendegression zu einem Sinken der Stückkosten führt. Aufgrund der Produktionsausdehnung können überhaupt steigende Skalenerträge (economies of scale) durch die Anwendung kostensparender Verfahren der Massenfertigung entstehen, die Stillstandszeiten der Maschinen können verringert werden, ebenso die Kosten für die Umrüstung der Fertigung auf andere Produkte, die Lagerkosten können gesenkt und der Organisations- und Verwaltungsaufwand reduziert werden. Der Einfluss auf den Außenhandel ergibt sich dann, wenn die Anbieter durch Vergrößerung ihrer Produktionsserien eine Senkung der Stückkosten bzw. eine Erhöhung der Produktivität herbeiführen. Sie würden einen Wettbewerbsvorsprung vor der ausländischen Konkurrenz erringen, der Export der entsprechenden Güter würde angeregt.

3 Export und Beschäftigung auf betrieblicher Ebene

3.1 Datenbasis

Die Beobachtung und systematische Erfassung des Warenaustausches mit dem Ausland ist Gegenstand der Außenhandelsstatistik.⁹ Sie berichtet monatlich über den Umfang der Handelsströme mit dem Ausland nach Güterarten, die Einfuhr wird zudem nach Ursprungsländern und die Ausfuhr nach Bestimmungsländern erfasst. Zum „Außenhandel“ einer Region innerhalb eines Staatengebildes gehören jedoch auch die Lieferbeziehung mit den anderen Teilen des nationalen Wirtschaftsgebietes. Solche Angaben gehören in der deutschen Statistik generell zum Inland, eine regionale Unterteilung gab es bis 1994 lediglich für den Warenaustausch zwischen den neuen Bundesländern und dem früheren Bundesgebiet. Aus erfassungstechnischen Gründen wurde diese Statistik Mitte der neunziger Jahre eingestellt.¹⁰ In den Fachstatistiken zum Außenhandel fehlen außerdem jegliche Angaben über die Akteure des Geschehens, die Unternehmen, und ihre Verhal-

⁹ Das Statistische Bundesamt berichtet regelmäßig über den Außenhandel Deutschlands nach Ländern und Waren in der Fachserie 7.

¹⁰ In den Jahren der deutschen Teilung wurde der Handel zwischen der damaligen Bundesrepublik und der DDR in einer Sonderstatistik erfasst. Diese Statistik „Innerdeutscher Warenverkehr“ wurde zum 1. April 1995 eingestellt.

tensparameter. Gewisse Einblicke gestattet hier die Industriestatistik.¹¹ Sie berichtet zwar auch nicht über den Absatz in Deutschland nach Regionen, sie hält jedoch zusätzlich zum Auslandsumsatz der Unternehmen und Betriebe Angaben zu Beschäftigung, Arbeitszeit, Löhnen und Gehältern und damit zu den durchschnittlichen Exportquoten, zum Exportwachstum und zur Exportstruktur nach Branchen bereit. Schließlich kommt als Datenquelle das Betriebspanel des Instituts für Arbeitsmarkt- und Berufsforschung (IAB) in Betracht. Es offeriert sowohl betriebsindividuelle Angaben über die regionale Ausrichtung der Umsatzaktivitäten in Deutschland und im Ausland als auch Angaben über die Beschäftigung, Löhne und Qualifikation der Arbeitnehmer wie auch über weitere Geschäftsfelder, beispielsweise Innovationen und Investitionen. Allerdings handelt es sich beim IAB-Betriebspanel nicht um eine Totalerhebung, sondern um eine Stichprobe, die repräsentativ von der Grundgesamtheit aller Betriebe mit mindestens einem sozialversicherungspflichtig Beschäftigten gezogen wird. Es bezieht damit sogar einen weiteren Kreis von Akteuren ein als die amtliche Industriestatistik, die alle Betriebe von Unternehmen mit mindestens 20 Beschäftigten erfasst.

Der vorliegende Beitrag konzentriert sich wegen der Breite der einbezogenen Akteure und der Vielfalt der Erklärungsmöglichkeiten auf das IAB-Betriebspanel. Als Hauptakteur im Ausland wurde das Verarbeitende Gewerbe ausgewählt. Datenbasis sind die Erhebungswellen von 1999 bis 2004, die Informationen über den Umsatz der Betriebe, die Beschäftigung und erklärende Größen des Exports enthalten. Daraus werden Aussagen zum Absatzverhalten der ostdeutschen Industrie im In- und Ausland für die Jahre 1998 bis 2003 abgeleitet.

3.2 Exportgruppen, Untersuchungsmethode und Datenvalidierung

Exportgeschäfte können einmalige Ereignisse sein, gelegentlich auftreten oder kontinuierlich erfolgen. Für die Untersuchung des Exportgeschehens über mehrere Jahre bietet es sich an, unter den exportierenden Betrieben zwischen denen zu unterscheiden, die ständig Auslandsgeschäfte unterhalten, und denjenigen, die gelegentlich exportieren und auf dem Sprung in den Bereich der dauerhaften Exporteure stehen. Für solche Untersuchungen sind Querschnittsvergleiche von Erhebungsdaten für verschiedene Jahre nicht geeignet, Längsschnittanalysen sind angebracht.

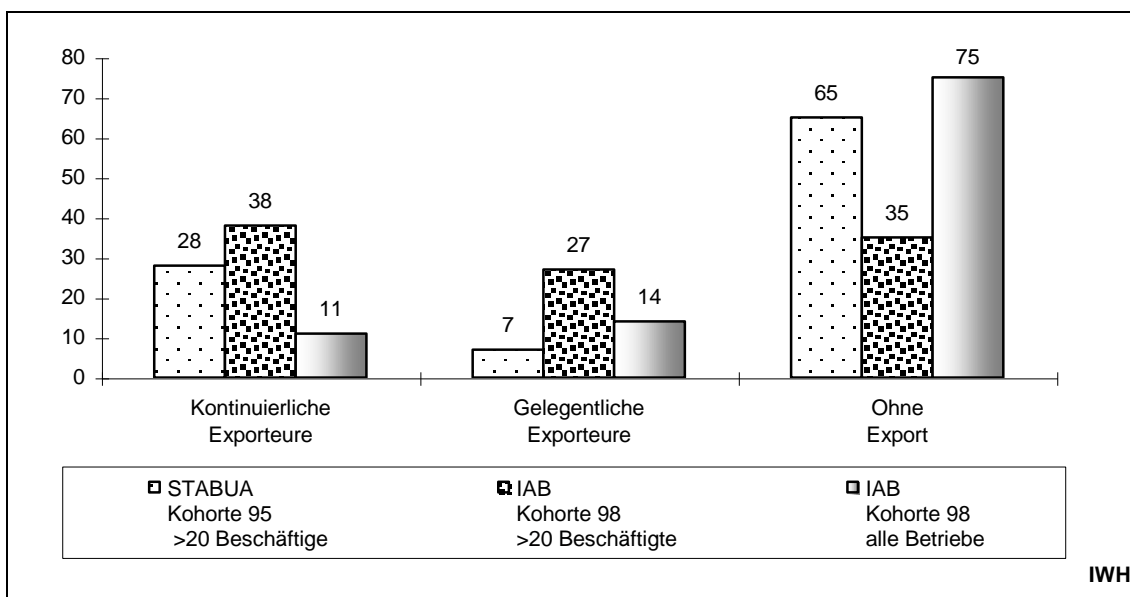
Der Längsschnitt umfasst in der vorliegenden Untersuchung alle Betriebe des ostdeutschen Verarbeitenden Gewerbes, die im Zeitraum 1998 bis 2003 im Inland bzw. Ausland wirtschaftlich aktiv waren. Das waren 413 Fälle von 1 481 Betrieben der Stichprobe im Jahr 1998. Darunter befanden sich 207 Betriebe ohne jeglichen Auslandsumsatz, 104 Betriebe exportierten kontinuierlich und 102 gelegentlich. Der Panelcharakter der IAB-Daten legt im Interesse der Zuverlässigkeit der Aussagen einen Vergleich mit

¹¹ Vgl. Monatsbericht der Betriebe des Verarbeitenden Gewerbes in der Fachserie 4, Reihe 4.1.1.

amtlichen Angaben nahe. Dies ist für die Teilmengen der Betriebe sinnvoll, die von beiden Erhebungen abgedeckt werden, das sind die Betriebe mit mindestens 20 Beschäftigten. Die Vergleichbarkeit wird allerdings dadurch eingeschränkt, dass die Datenreihen für unterschiedliche Zeiträume zur Verfügung stehen: 1995 bis 2001 (Industriestatistik) bzw. 1998 bis 2003 (Betriebspanel). Die Angaben lassen sich deshalb nur tendenziell validieren. Dazu werden die Parameter der Exportkohorten des Jahres 1995 aus der amtlichen Statistik (STABUA) mit denen des Jahres 1998 aus dem Betriebspanel des IAB verglichen.

Das IAB-Betriebspanel weist sowohl für die Kohorten der kontinuierlichen als auch der gelegentlichen Exporteure einen höheren Anteil an exportierenden Betrieben aus als die amtliche Statistik. Die Unterschiede sprechen aber nicht gegen die Aussagekraft der Stichprobendaten. Sie sind wohl begründet durch die historischen Umstände der Entwicklung des Betriebsbestandes. Zum Startpunkt der Analyse der amtlichen Daten 1995 waren die Unternehmen noch auf der Suche nach Absatzfeldern und -regionen. Zum Startpunkt des IAB-Längsschnitts 1998 war der große Marktberäinigungsprozess nach der Privatisierung weitgehend abgeschlossen und der Auslandsumsatz expandierte sehr kräftig. Bezieht man, wie im IAB-Panel geschehen, alle Betriebe, also auch die mit weniger als 20 Beschäftigten ein, so hatten aber auch 2003 die kontinuierlichen und gelegentlichen Exporteure mit 11% bzw. 14% ein immer noch vergleichbar niedriges Gewicht.

Abbildung 1:
Exportgruppen im Jahr 2003
- in % der Betriebe -



Panelfälle hochgerechnet.

Quelle: IAB-Betriebspanel 2004.

3.3 Auslandsumsatz und Beschäftigung

Gemäß Datenlage haben in den Jahren von 1998 bis 2003 11% aller Betriebe des ostdeutschen Verarbeitenden Gewerbes ununterbrochen und 14% gelegentlich exportiert. Dabei dominieren die traditionellen Exportzweige aus dem Produktions-, Investitions- und Gebrauchsgütergewerbe, wie die Chemische Industrie, die Gummi- und Kunststoffhersteller, der Maschinenbau, der Kraftfahrzeugbau und die Elektrotechnik. Bezieht man den Absatz der Betriebe in den alten Bundesländern in die Betrachtung ein, so waren 35% der Betriebe ununterbrochen überregional und 36 % gelegentlich überregional wirtschaftlich aktiv. Ganze 29% der Betriebe setzten ihre Waren ausschließlich in der ostdeutschen Region ab, sie hatten also keinerlei Umsatz außerhalb.

Tabelle 1:

Exportbeteiligung der Industrieunternehmen im Längsschnitt von 1998 bis 2003

- Anteil der Betriebe in % -

	Exportgruppen			Insgesamt
	Kontinuierliche Exporteure	Gelegentliche Exporteure	Ohne Export	
Nahrungs- und Genussmittelgewerbe	2	3	95	100
Verbrauchsgütergewerbe ^a	8	8	84	100
Produktionsgütergewerbe	18	23	59	100
Investitions- und Gebrauchsgütergewerbe	14	21	65	100
Verarbeitendes Gewerbe insgesamt	11	14	75	100

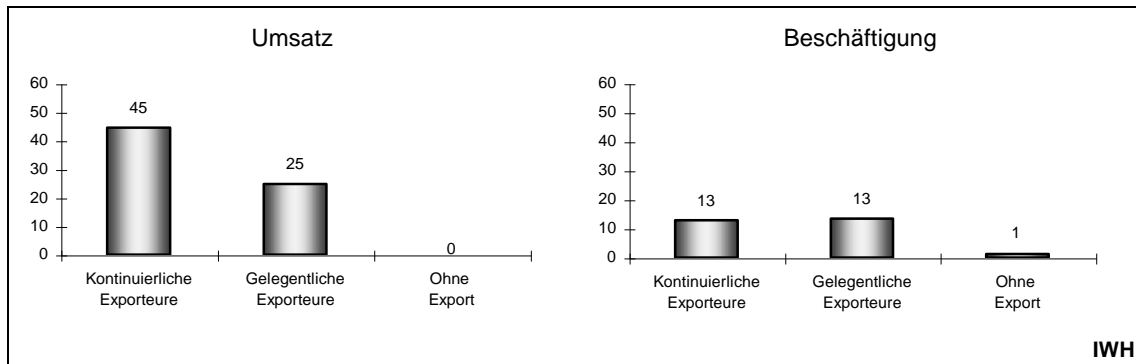
Panelfälle hochgerechnet. – ^a Ohne Nahrungs- und Genussmittelgewerbe.

Quelle: IAB-Betriebspanel 1999 bis 2004.

Voraussetzung für die Aufdeckung der Beschäftigungswirkungen des Außenhandels ist neben der Identifikation der exportierenden Betriebe die Kenntnis der Umsatzentwicklung. Die Paneldaten belegen: Für den Zeitraum von 1998 bis 2003 expandierte der Umsatz der dauerhaft oder gelegentlich exportierenden Betriebe kräftig. Innerhalb von fünf Jahren stieg er insgesamt um 45% bzw. 25%. Die größten Zuwächse entfielen dabei auf die Verkäufe der kontinuierlichen Exporteure an das Ausland mit 81% und an Kunden in den alten Bundesländern mit 42%. Die exportierenden Betriebe haben zugleich die Beschäftigung um 13% aufgestockt. Der Stellenaufbau ist vor dem Hintergrund der allgemeinen Beschäftigungsmisere beachtlich. Die ausschließlich im Inland agierenden Betriebe konnten hingegen ihre Umsätze wegen der schwachen Binnenkonjunktur in Deutschland nicht steigern, vor allem nicht in den neuen Bundesländern. Hier ist er gesunken. Im Unterschied dazu haben die kontinuierlich exportierenden Betriebe auch ihren Umsatz in den neuen Bundesländern erhöht.

Abbildung 2:

Umsatz und Beschäftigungszuwachs in den Betrieben des Verarbeitenden Gewerbes im Längsschnitt von 1998 bis 2003 in %

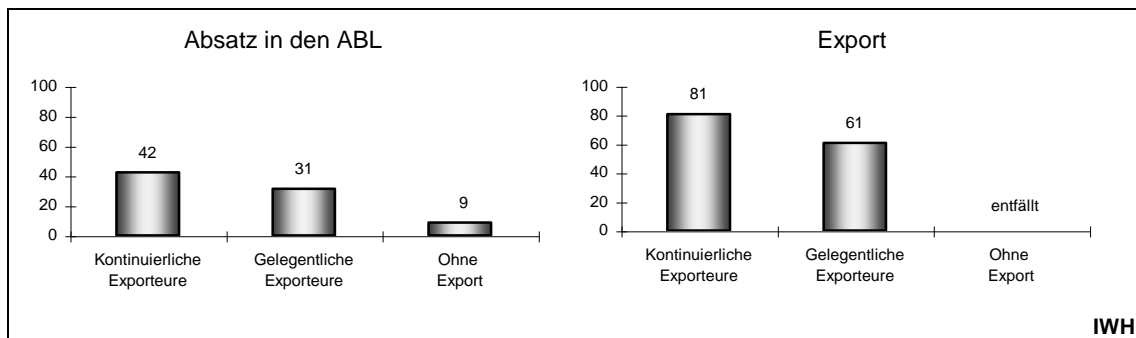


Panelfälle hochgerechnet.

Quelle: IAB-Betriebspanel 1999 bis 2004.

Abbildung 3:

Zuwachs des überregionalen Absatzes in den Betrieben des Verarbeitenden Gewerbes im Längsschnitt von 1998 bis 2003 in %



Panelfälle hochgerechnet.

Quelle: IAB-Betriebspanel 1999 bis 2004.

4 Absatzmärkte und Materialbezug

4.1 Regionale Absatzstrukturen der Industriebetriebe

Für die Hersteller industrieller Güter wird der Kreis der Kundschaft von mannigfaltigen Umständen bestimmt. Ist ein bestimmtes Produktionsprofil gegeben, spielen die Kosten die entscheidende Rolle für die Größe des Absatzradius. Als Kosten zählen hier nicht nur die Herstellungskosten und die Transportkosten zur Überwindung der räumlichen Entfernung, sondern auch die Markttransaktionskosten. Bei Vermarktung der Güter im

Ausland sind Letztere in der Regel größer als im Inland. Es entstehen Informationskosten über die Auslandsmärkte, die sich beispielsweise aus den Unterschieden in den Rechts- und Vertragssystemen oder in der Sprache, den Sitten und Gebräuchen ergeben, Kosten zur Überwindung der Markteintrittsbarrieren, Kosten der Auslandsmarktbearbeitung, Kosten zur Abwicklung des Zahlungsverkehrs in fremden Währungen u. a.¹² Hinreichend hohe Transaktionskosten machen es für einige Akteure unvorteilhaft, Tauschbeziehungen mit dem Ausland einzugehen.¹³ Je größer die räumliche und „kulturelle“ Ferne von den Gegebenheiten im Herstellerland ist, desto geringer dürfte der Verkauf an Gütern in den auswärtigen Regionen sein.

Dass die regionale Absatzstruktur nicht unabhängig von den Transaktionskosten ist, zeigen die Ergebnisse der empirischen Analyse. Beim Absatz außerhalb Deutschlands spielt der Euro-Raum die größte Rolle. Hier wirken sich die Vorteile der gemeinsamen Währung, die Harmonisierung des Rechtsrahmens, teilweise wenigstens auch die geographische Nähe aus. Die Markttransaktionskosten sind gegenüber dem übrigen Ausland vergleichsweise gering. Vor allem die Chemische Industrie, der Kraftfahrzeugbau, die Metallerzeugung, das Holzgewerbe und die Textilindustrie realisieren beachtliche Umsatzanteile in diesem Raum.

Die neuen EU-Mitgliedsländer sind trotz der geringen räumlichen Distanz zu Ostdeutschland mit einem Umsatzanteil von 3,3% schwach vertreten. Hier zeigt sich ein Bruch gegenüber früheren Verhältnissen. Der Umbau der ostdeutschen Industriewirtschaft hat im deutschen Vereinigungsprozess zu einer Umlenkung der Handelsströme geführt. Sehr stark agieren in dieser Region die ostdeutschen Hersteller von Gummi- und Kunststoffwaren, die Chemische Industrie und der Kraftfahrzeugbau. Allerdings befanden sich im Beobachtungszeitraum die EU-Osterweiterung und damit die Anpassung der Rechtsordnungen an EU-Standards auch noch in der Vorbereitungsphase. Der Absatz in das übrige Ausland liegt mit 9% nur knapp unter dem in die nahe gelegene Euro-Region. Überdurchschnittlich stark sind hier vor allem Endproduzenten vertreten, wie der Kraftfahrzeugbau und der Maschinenbau. Das Holzgewerbe stellt eher eine Ausnahme dar.

Insbesondere Zulieferindustrien, zum Teil aber auch Endproduzenten sehen ihre Hauptabsatzmärkte in den alten Bundesländern. Dies sind Branchen wie die Chemische Industrie, die Gummi- und Kunststoffindustrie, die Herstellung von Metallen und Metallwaren, der Maschinenbau und die Elektrotechnik. Der westdeutsche Markt absorbiert an

12 Diese Kosten können erheblich sein und bereits im Produktionsprozess anfallen, wenn beispielsweise andere technische Normen oder Qualitätsstandards gelten als im Inland. Hinzu kommen Kosten für die Erteilung der Betriebsgenehmigung oder Zulassungserlaubnis, Kosten für die Überwindung von Sprach- und kulturellen Barrieren, Kosten für die Absatzorganisation und -kooperation mit Vertretern vor Ort, Werbungskosten.

13 Vgl. *Hirshleifer, J.: Price Theory and Applications*. Englewood Cliffs 1984, p. 411. Wörtlich heißt es dort: "...higher transaction costs reduce the volume of transactions".

Industriegütern aus den neuen Bundesländern inzwischen mehr als Ostdeutschland selbst. Der heimische Markt hat aber nach wie vor große Bedeutung.

Tabelle 2:
Regionaler Absatz der ostdeutschen Industriebetriebe im Jahr 2003 nach Branchen
- Anteile am Gesamtumsatz in % -

	NBL	ABL	Export	davon		
				Euro-Raum	Neue EU-Länder	Übriges Ausland
Hauptgruppen						
Nahrungs- und Genussmittelgewerbe	63,1	26,3	10,7	4,7	2,4	3,6
Verbrauchsgütergewerbe ^a	43,9	39,0	17,1	12,1	2,5	2,5
Produktionsgütergewerbe	29,4	39,1	31,6	15,1	5,2	11,3
Investitions- und Gebrauchsgütergewerbe	32,6	43,2	24,2	10,4	2,4	11,4
Ausgewählte Branchen						
Chemische Industrie	20,0	41,2	38,8	22,0	5,2	11,6
Holzgewerbe	20,5	23,3	56,3	16,3	3,1	36,9
Kraftfahrzeugbau	21,5	32,2	46,3	17,1	5,6	23,6
Gummi- und Kunststoffindustrie	23,5	50,7	25,9	9,6	11,8	4,5
Metallerzeugung/-bearbeitung	25,7	45,1	29,3	17,7	4,4	7,2
Maschinenbau	29,5	46,3	24,3	9,8	2,0	12,5
Textil-, Bekleidungsindustrie	33,4	39,5	27,1	20,8	1,8	4,5
Elektrotechnik	36,9	43,1	20,0	9,9	1,4	8,7
Metallwaren/Stahlbau	39,6	44,7	15,7	8,6	1,5	5,6
Glas, Keramik, Steine, Erden	52,7	33,6	11,8	5,1	2,0	4,7
Verarbeitendes Gewerbe insgesamt	37,1	39,1	23,8	11,1	3,3	9,4

Querschnittsfälle hochgerechnet. – ^a Ohne Nahrungs- und Genussmittelgewerbe.

Quelle: IAB-Betriebspanel 2004.

Wegen der unterschiedlich hohen Transaktionskosten lässt sich auch ein Zusammenhang zwischen den Eigentumsverhältnissen der Betriebe und der regionalen Absatzstruktur ihrer Produktion vermuten. Traten Konzerne als Käufer der ehemaligen Staatsbetriebe auf, so war früher oder später auch mit der Integration der Betriebe in die interne, überregional und international ausgerichtete Arbeitsteilung zu rechnen. Hier ließen sich Transaktionskosten des Marktes ersparen. Für eine solche Ersparnis sprechen auch Kaufmotive bei der Privatisierung. Einige der außereuropäischen Investoren verbanden mit dem Erwerb der Betriebe beispielsweise den gesuchten Zugang zum deutschen und damit westeuropäischen Markt oder zu den historisch gewachsenen Absatz-

beziehungen der DDR-Betriebe in Mittel- und Osteuropa.¹⁴ Sie brachten in der Regel einen firmenspezifischen Produktionsvorteil gegenüber anderen Wettbewerbern mit. Dies sicherte ihnen auch einen Kostenvorteil. Da die unterschiedlichen Kaufmotive mit Absatzerwartungen in Ostdeutschland wie außerhalb dieses Wirtschaftsgebietes verbunden waren, muss die Herkunft der gebietsfremden Investoren nicht unbedingt den regionalen Schwerpunkt des Absatzes präjudizieren. Über die tatsächlichen Verhältnisse gibt die empirische Analyse Auskunft.

Für die Betriebe in ostdeutscher Hand liegt die Konzentration auf den Absatz in den neuen Bundesländern nahe. Das sind mit wenigen Ausnahmen Kleinst- und Kleinbetriebe. Sie stellen etwa 80% aller Betriebe des Verarbeitenden Gewerbes in Ostdeutschland. Betriebe solcher Größenverhältnisse suchen ihren Absatz vor allem auf den regionalen Märkten. Hohe Transport- und Markttransaktionskosten auf den überregionalen Märkten werden damit vermieden.

Empirisch bestätigt sich diese Vermutung. Darüber hinaus haben sich für die ostdeutschen Eigentümer die alten Bundesländer zu einem wichtigen Absatzmarkt entwickelt. Hier spielen wohl die Größe der Märkte und ihre Kaufkraft eine Rolle. Auch viele Betriebe in westdeutscher Hand liefern in die alten Bundesländer. Die Betriebe ausländischer Investoren orientieren sich am stärksten nach außen. Konzerninterne Lieferungen dürften eine bedeutende Rolle spielen. Aufgrund der ersparten Transaktionskosten schlägt die Integration in den internationalen Verbund mit ausländischen Mutterunternehmen kräftig zu Buche.

Tabelle 3:

Regionaler Absatz der Industriebetriebe im Jahr 2003 nach Eigentümergruppen

- Anteile am Gesamtumsatz in % -

	NBL	ABL	Export	davon		
				Euro-Raum	Neue EU-Länder	Übriges Ausland
Westdeutscher Investor	32,9	43,8	23,3	10,2	3,2	9,9
Ausländischer Investor	24,8	33,2	42,1	19,6	6,1	16,4
Ostdeutscher Investor	54,9	35,5	9,6	5,1	1,3	3,2
Keine Mehrheitseigentümer	51,8	36,9	11,4	5,9	0,5	5,0
Verarbeitendes Gewerbe insgesamt	37,1	39,1	23,8	11,1	3,3	9,4

Querschnittsfälle hochgerechnet.

Quelle: IAB-Betriebspanel 2004.

¹⁴ Diese Erwartung erfüllte sich allerdings wegen der wegbrechenden Märkte vor allem in den mittel- osteuropäischen Reformstaaten in vielen Fällen nicht.

4.2 Materialbezug

Industriebetriebe sparen Kosten, wenn sie die benötigten Vorprodukte aus der geographischen Nähe beziehen können. Je weiter die Transportwege und je schwerer bzw. größer die Lasten sind, desto mehr muss verauslagt werden. Bei Bezügen aus dem Ausland kommen dazu weitere Markttransaktionskosten. Im Grunde genommen ist eine ähnliche Staffelung des Materialbezugs nach Regionen zu erwarten wie bei den Absatzstrukturen.

Fast alle Exportbetriebe beziehen ihr Material überwiegend oder teilweise aus den neuen Bundesländern.¹⁵ Danach folgen als Herkunftsregion die alten Bundesländer, die Länder der Euro-Region und die Länder außerhalb des Währungsgebietes. Überwiegend in den neuen oder alten Bundesländern kauft ein etwas kleinerer Teil der Exportbetriebe als teilweise, wohingegen ein sehr großer Teil fast keine Vorprodukte aus der übrigen Welt bezieht.

Tabelle 4:

Materialbezug der Exportbetriebe nach regionaler Herkunft in den Jahren 2000 und 2002
- in % der Betriebe, Mehrfachzählung -

	NBL	ABL	Euro-Region	Übrige Welt
Materialbezug aus ...				
2000	94	79	27	9
2002	96	77	24	11
Davon				
Überwiegend				
2000	46	23	2	0
2002	43	25	1	0
Teilweise				
2000	48	56	25	9
2002	53	52	23	11
Kein Bezug aus ...				
2000	5	21	73	91
2002	4	23	75	88

Panelfälle hochgerechnet.

Quelle: IAB-Betriebspanel 2001 bis 2003.

Für den Zeitraum von 2000 zu 2002 deuten die Angaben allerdings auf leichte Verschiebungen hin. Ein Teil des Bezugs aus den neuen Bundesländern und aus Ländern der Euro-Region ist wohl – wie zu erwarten war – in die im Erhebungszeitraum noch Beitrittskandidatenländer der Europäischen Union aus Mitteleuropa verlagert worden.

¹⁵ Der Materialbezug ist in der Datenquelle nur nach drei Intensitätsgruppen erfasst: überwiegend, teilweise oder gar nicht.

Der Anteil der Betriebe, die zumindest einen Teil des notwendigen Materials aus diesen Ländern beziehen, ist aber nur von insgesamt 10% auf 14% gestiegen. Diese Tendenz zieht sich durch alle Betriebsgruppen.

5 Determinanten der betrieblichen Exportentwicklung

5.1 Einleitung

Mit dem Export sind der Umsatz der ostdeutschen Betriebe des Verarbeitenden Gewerbes und die Beschäftigung insgesamt gestiegen. Im weiteren Verlauf soll geklärt werden, welche Einflussgrößen den Export befördert und somit die Beschäftigungsentwicklung gestützt haben. Dazu werden verschiedene theoriegestützte Hypothesen zunächst bivariat und anschließend multivariat getestet.

Die herangezogenen und oben skizzierten Außenhandelstheorien befassen sich mit der Frage, aus welchem Grunde verschiedene Staaten Handel miteinander treiben. Im Mittelpunkt der weiteren Untersuchung stehen jedoch nicht die bilateralen Beziehungen zwischen Staaten, sondern der Auslandsumsatz von Industriebetrieben einer Region, der neuen Bundesländer. Die Handelspartner im Ausland, und sie wären die Vergleichsobjekte für die hiesigen Exporteure im Rahmen der reinen Außenhandelsuntersuchungen, sind unbekannt. Bekannt sind dagegen die ortsansässigen, nicht exportierenden Betriebe. Sie nehmen im folgenden Teil der Studie den Platz der Vergleichsgruppe ein, und der Test verschiedener Hypothesen zur Erklärung des Auslandsumsatzes hat die Gegenüberstellung der Parameter von Exporteuren und Nichtexporteuren aus dem Inland zum Gegenstand. Die Ergebnisse der Tests sagen dann weniger etwas zu den Ursachen des Auslandsumsatzes im Ländervergleich aus als zu den Unterschieden zwischen den Exporteuren und den Nichtexporteuren. Sie tragen damit indirekt zur Klärung der Stärken des Exportsektors im Wettbewerb mit ausländischen und inländischen Anbietern vor Ort bei.¹⁶

¹⁶ In empirischen Studien wird auf eine Vielzahl von Faktoren hingewiesen, die die Exporttätigkeit wahrscheinlicher oder eher unwahrscheinlicher erscheinen lassen. Hervorzuheben sind eine ganze Reihe von größeren und kleineren Studien auf der Basis des niedersächsischen Firmenpanels aus der Feder von Hans-Joachim Wagner von der Universität Lüneburg. Die Gegenüberstellung und Analyse der Parameter von exportierenden Betrieben und solchen, die nur im Inland Absatz erzielen, ist z. B. ausführlich in *Bernard, A. B.; Wagner, J.: Export and Success in German Manufacturing*. Weltwirtschaftliches Archiv, Review of World Economics, 1997, S. 143-157, behandelt.

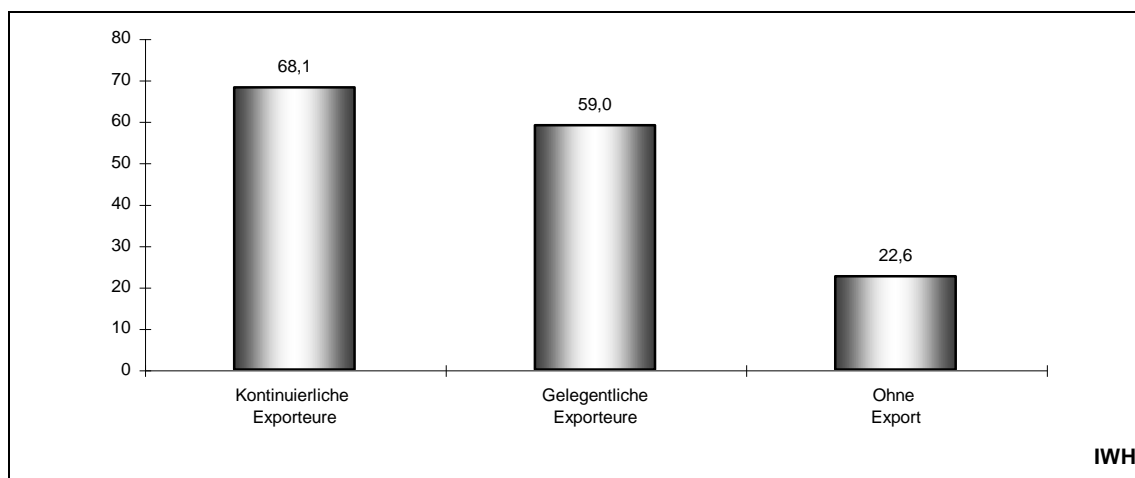
5.2 Investitions- und Qualifikationsintensität der Produktion

Der Anstieg von Export und Beschäftigung kann einerseits gemäß Faktorpreisausgleichstheorem damit zusammenhängen, dass Ostdeutschland reichlich mit Arbeit ausgestattet ist und arbeitsintensive Produkte an das Ausland verkauft werden. Wenn arbeitsintensive Güter den Handel dominieren, müsste andererseits die Nachfrage des Auslands nach kapitalintensiven Gütern und damit der Exporteure im Inland nach Investitionen zurückgegangen sein. Andererseits können jedoch die Exporteure auf Kapazitätsgrenzen der Produktion im Inland gestoßen sein, sodass Investitionen in neue Arbeitsplätze erforderlich geworden sind. Hier kann letztlich nur eine empirische Analyse zur Erklärung des tatsächlichen Sachverhalts beitragen.

Die bivariate Analyse der Daten zeigt: Gemessen an der Investitionsintensität heben sich die Exporteure im Zeitraum von 1998 bis 2003 deutlich von den binnenorientierten Betrieben ab. Pro Beschäftigten übertrafen die über den Zeitraum kumulierten Sachanlageinvestitionen der kontinuierlichen und der gelegentlichen Exporteure die der Nichtexporteure um das Doppelte. Dies würde für die Kapazitätserweiterung der Produktion von Exportgütern sprechen. Die Frage, ob es sich dabei um arbeits- oder kapitalintensive Güter handelt, ist jedoch nicht so ohne weiteres zu beantworten. Die hohe Arbeitslosigkeit ist nicht Ausdruck der reichlichen Ausstattung Ostdeutschlands mit Arbeitskräften, sondern das Ergebnis einer verfehlten Hochlohnpolitik. Dadurch wurden arbeitsintensive Produktionen verdrängt. Indizien für kapitalintensive Produktionen liefert die Förderpolitik, die den Einsatz von Kapitalgütern bei Investitionen hochgradig stimuliert hat.

Abbildung 4:

Investitionsintensität des Verarbeitenden Gewerbes im Zeitraum von 1998 bis 2003
- Kumulierte Investitionen je Beschäftigten in 1 000 Euro -



Panelfälle hochgerechnet.

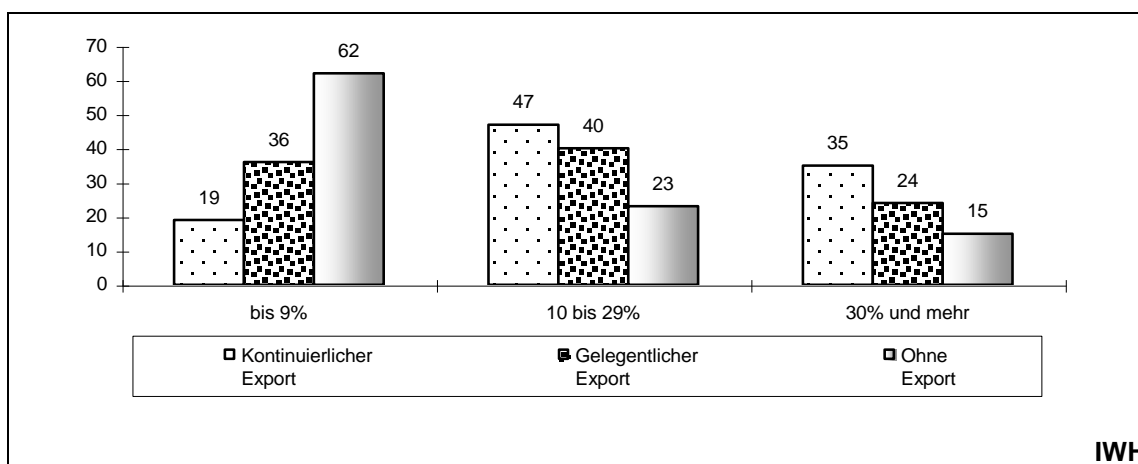
Quelle: IAB-Betriebspanel 1999 bis 2004.

Der Hinweis auf die hohe Kapitalintensität der Exportprodukte wird gestützt durch die Analyse des Zusammenhangs zwischen betrieblichem Export und Qualifikation der Arbeitskräfte. Die reichliche Ausstattung Ostdeutschlands mit Humankapital bedeutet hier die Ausstattung mit qualifizierten Arbeitskräften. Misst man die Qualifikationsintensität anhand des Anteils der Beschäftigten für qualifizierte Tätigkeiten am betrieblichen Gesamtarbeiter, so offenbart die bivariate Analyse der Daten: Zwischen Exporteuren und Nichtexporteuren besteht ein signifikanter Unterschied im Einsatz qualifizierter Arbeitskräfte. Die kontinuierlich und gelegentlich im Auslandsgeschäft aktiven Betriebe beschäftigen vergleichsweise mehr qualifizierte Arbeitskräfte. Während sich das Gros der Nichtexporteure in der Gruppe der Betriebe mit der niedrigsten Ausstattung an qualifizierten Arbeitskräften befindet, sind die Exporteure deutlich stärker in der Gruppe der mittleren und höchsten Ausstattung mit qualifizierten Arbeitskräften vertreten. So üben in 62% der Betriebe ohne Exportaktivitäten weniger als 10% der Belegschaft qualifizierte Tätigkeiten aus. Mit 35% der kontinuierlichen Exporteure greift dagegen mehr als ein Drittel auf Belegschaften mit mindestens 30% qualifizierten Arbeiten zurück. Im Ausland werden also qualifikationsintensiv hergestellte Produkte verkauft.

Abbildung 5:

Anteil der Beschäftigten für qualifizierte Tätigkeiten an der betrieblichen Beschäftigung insgesamt

- in % der Betriebe -



Panelfälle hochgerechnet.

Quelle: IAB-Betriebspanel 1999 bis 2004.

5.3 Innovationen

Auf funktionsfähigen Märkten befinden sich die Hersteller gleicher Produkte im Wettbewerb untereinander. Das Angebot muss deshalb besondere Vorzüge aufweisen, um Nachfrage zu finden. So sind neue oder weiterentwickelte Produkte und die technologische Erneuerung der Produktionsweise wesentlich für den Erhalt und den Ausbau der

Marktposition. Hier drängt sich die Vermutung auf: Je innovativer ein Betrieb ist, desto stärker ist er im Exportgeschäft aktiv.

In der Tat sind die ununterbrochen im Export tätigen Betrieben innovativer. Dies trifft vor allem auf die höheren Stufen von Produktinnovationen zu, d. h. sowohl auf die Verbesserung bzw. Weiterentwicklung von bereits im Angebot befindlichen Produkten als auch auf die völlige Neuentwicklung von Produkten. Diese Betriebe haben ihre nachhaltige und stabile Absatzaktivität im Ausland wohl auch oder gerade aufgrund dieser kontinuierlichen Produkterneuerung erreichen können. Die überwiegend im Inland agierenden Betriebe haben dagegen häufiger Produkte neu ins Angebot aufgenommen, die bereits auf dem Markt existierten.

Auch haben die Exportbetriebe in den Jahren 2002/2003 in stärkerem Umfang organisatorische Maßnahmen, die hier für Prozessinnovationen stehen, umgesetzt als die binnenorientierten Betriebe. Zu den wichtigsten, den Export fördernden Maßnahmen gehörten dabei die Neugestaltung der Beschaffungs- und Vertriebswege sowie die Verbesserung der Qualitätssicherung.

Tabelle 5:

Betriebliche Bedeutung von Produkt- und Prozessinnovation nach Exportgruppen im Zeitraum von 1998 bis 2003

- Anteil der Betriebe in % -

	Exportgruppen			Insgesamt
	Kontinuierlicher Export	Gelegentlicher Export	Ohne Export	
Verbesserung oder Weiterentwicklung von bereits im Angebot befindlichen Produkten				
Ja	75	34	41	44
Nein	25	66	59	56
Aufnahme eines völlig neuen Produktes in das Angebot				
Ja	16	13	5	7
Nein	84	87	95	93
Neugestaltung der Beschaffungs- und Vertriebswege				
Ja	28	21	12	15
Nein	72	79	88	85
Verbesserung der Qualitätssicherung				
Ja	49	45	29	34
Nein	51	55	71	66
Verarbeitendes Gewerbe insgesamt	100	100	100	100

Panelfälle hochgerechnet.

Quelle: IAB-Betriebspanel 1999 bis 2004.

Eine wesentliche Voraussetzung für Produkt- und Prozessinnovationen sind Forschungs- und Entwicklungsaktivitäten. Sie können im Betrieb unter eigenständiger Regie ablaufen, im Konzernverbund organisiert sein oder in Kooperation mit anderen Betrieben und Universitäten/Fachhochschulen erfolgen bzw. auf externe Beratung zurückgreifen. Forschung und Entwicklung unterstützen im Allgemeinen den Verbleib der Betriebe am Markt.

Hier zeigen die Angaben: Kontinuierliche Exporteure greifen häufiger auf Forschungs- und Entwicklungsaktivitäten im Betrieb oder im Konzernverbund zurück als Nichtexporteure, Betriebe ohne Export dagegen fast gar nicht. Ähnliches gilt für die Inanspruchnahme von Kooperationsbeziehungen mit Forschern. Allerdings besteht bei einem großen Teil von Exporteuren kein Kontakt zu Forschung und Entwicklung.

Tabelle 6:

Bedeutung von Forschungs- und Entwicklungsaktivitäten sowie Forschungsk Kooperation nach Exportgruppen im Zeitraum von 1998 bis 2003

- Anteil der Betriebe in % -

	Exportgruppen			Insgesamt
	Kontinuierlicher Export	Gelegentlicher Export	Ohne Export	
Forschungs- und Entwicklungsaktivitäten im Betrieb oder Konzernverbund				
Ja	57	30	3	13
Nein	43	70	97	87
Forschungsk Kooperation				
Ja	36	24	2	9
Nein	64	76	98	91
Verarbeitendes Gewerbe insgesamt	100	100	100	100

Panelfälle hochgerechnet.

Quelle: IAB-Betriebspanel 1999 bis 2004.

5.4 Skalenerträge und Verbundvorteile

Ganz allgemein wirkt sich die Unternehmensgröße aufgrund der Kostendegression auf die Effizienz des Einsatzes der Produktionsfaktoren aus. Ein Zusammenhang mit dem Außenhandel ergibt sich dann, wenn die Anbieter eines Landes durch große Produktionsserien die Stückkosten senken bzw. die Produktivität erhöhen.¹⁷ Daran knüpft sich die Erwartung: Große Betriebe exportieren häufiger als kleine Betriebe.

¹⁷ Wagner hat untersucht, dass wegen der wechselseitigen Verstärkung von Export und Kostenvorteilen die Kausalität der Beziehung nicht immer eindeutig ist. Vgl. *Wagner, J.*: Exporterfolge niedersächsi-

In der Tat zeichnen sich die größeren Betriebe durch einen höheren Anteil kontinuierlicher wie gelegentlicher Exporteure aus. Genau umgekehrt liegen die Verhältnisse bei den Nichtexporteuren: je kleiner der Betrieb ist, desto häufiger wird ausschließlich für den Markt in Deutschland produziert.¹⁸

Tabelle 7:

Bedeutung der Größe der Betriebe und ihres Eigentümerstatus für die Beteiligung am Export im Zeitraum von 1998 bis 2003

- Anteil der Betriebe in % -

	Exportgruppen			Insgesamt
	Kontinuierlicher Export	Gelegentlicher Export	Ohne Export	
Betriebsgröße				
Bis 10 Beschäftigte	1	8	91	100
10 bis 50 Beschäftigte	16	19	65	100
Mehr als 50 Beschäftigte	47	36	17	100
Eigentümerstatus				
Ostdeutscher Eigentümer	8	8	84	100
Westdeutscher Eigentümer	23	37	41	100
Ausländischer Eigentümer	25	71	4	100
Verarbeitendes Gewerbe insgesamt	11	14	75	100

Panelfälle hochgerechnet.

Quelle: IAB-Betriebspanel 1999 bis 2004.

schers Betriebe. Eine empirische Untersuchung mit Betriebsdaten für das Verarbeitende Gewerbe (1978-1989), in: Produzieren in Niedersachsen. Empirische Untersuchung mit Betriebsdaten, Niedersächsisches Institut für Wirtschaftsforschung e. V., Hannover 1992, S. 64-65. Aufgrund der Existenz von Vor- und Nachteilen der Größe einer Organisation lassen sich Effizienzgewinne nicht unbegrenzt über die Betriebsgröße realisieren. Allerdings dürften die Betriebe in Ostdeutschland nach dem transformationsbedingten Größenschnitt aufgrund der erst geringen Marktverweildauer noch nicht ihre optimale Betriebsgröße erreicht haben.

- ¹⁸ Der kostendämpfende Zusammenhang zwischen wachsender Betriebsgröße und Exportengagement wird auch von anderen empirischen Untersuchungen bestätigt. Vgl. u. a. *Schmidt, K.-D.*: Small and Medium Sized Enterprises (SMEs) in International Business: A Survey of Recent Literature. Kieler Working Papers, Nr. 721. Kiel 1996. – *Klemmer, P.; Friedrich, W.; Lageman, B. u. a.*: Mittelstandsförderung in Deutschland – Konsistenz, Transparenz und Ansatzpunkte für Verbesserungen. Untersuchungen des RWI, Heft 21. Essen, 1996. S. 63.

Die ostdeutsche Transformationswirtschaft zeichnet sich zudem durch eine Besonderheit aus, den Umbau der Eigentumsverhältnisse an den Betrieben und die damit zusammenhängenden Verbundvorteile. Im Zuge der Privatisierung der DDR-Staatsbetriebe ist eine Mischwirtschaft entstanden, in der neben Betrieben von Gebietsansässigen auch Betriebe in westdeutscher oder ausländischer Hand bestehen. Vor diesem Hintergrund ist eine eigentümerbezogene Abstufung im ausländischen Absatzengagement zu erwarten. Traten ausländische oder westdeutsche Konzerne als Käufer ostdeutscher Betriebe auf, so war früher oder später aufgrund der Synergieeffekte mit der Integration der Betriebe in die überregional und international ausgerichtete Arbeitsteilung zu rechnen.

In der Tat engagieren sich die Betriebe Gebietsansässiger deutlich weniger im Export als die westdeutscher oder ausländischer Eigentümer. Überraschend hoch ist der Anteil westdeutscher Eigentümer ohne Export mit 41%. Für sie ist wohl der gesamtdeutsche Markt groß genug als Absatzgebiet.

5.5 Handelbarkeit der Produkte

Die Exportbeteiligung der Betriebe differiert naturgemäß mit dem Grad der Handelbarkeit der von ihnen angebotenen Güter, hier vor allem klassifiziert über deren Verderblichkeit und Masse (Transportintensität). Die Hersteller leicht handelbarer, also unverderblicher und leichtgewichtiger Güter dürften häufiger Exportgeschäfte tätigen als jene, die sich auf schwer handelbare Güter spezialisiert haben.

Schwer handelbare Güter befinden sich gemäß Panelangaben in der Tat kaum im Sortiment der Exporteure, während sie häufig als Umsatzbestandteil von Nichtexporteuren auftreten. Dagegen werden leicht handelbare Güter von allen Gruppen verkauft, etwa in der gleichen Relation wie in der Zusammensetzung der Betriebe nach Exportgruppen.

Tabelle 8:

Bedeutung der Handelbarkeit der Güter für die Beteiligung der Betriebe am Export im Zeitraum von 1998 bis 2003

- Anteil der Betriebe in % -

	Exportgruppen			Insgesamt
	Kontinuierlicher Export	Gelegentlicher Export	Ohne Export	
Leicht handelbare Güter	20	26	55	100
Schwer handelbare Güter	5	8	87	100

Panelfälle hochgerechnet.

Quelle: IAB-Betriebspanel 1999 bis 2004.

6 Multivariate Erklärung der Exportgruppen mit einem binären und multinomialen Logit-Modell und Fazit

Die Ergebnisse der bivariaten Untersuchungen lassen vermuten, dass einige Determinanten zur Erklärung des betrieblichen Exports nicht unabhängig voneinander sind. Diese Abhängigkeiten sollen mit einer multivariaten Analyse ausgeschlossen werden. Dazu wird auf die logistische Regression der empirischen Daten zurückgegriffen. Bei der erklärenden Variablen handelt es sich dabei im einfachsten Fall um zwei Kategorien (binäre Variable), in komplexeren Fällen sind mehrere Kategorien zugelassen (polytome Variable). Im vorliegenden Beitrag wird zunächst untersucht, warum Betriebe im Zeitraum 1998 bis 2003 exportiert oder nicht exportiert haben. Die Dauerhaftigkeit bleibt dabei vorerst unbeachtet. Diese Unterlassung wird im zweiten Schritt dadurch ausgeglichen, dass die abhängige Variable in trichotomer Form eingeht. Dabei wird zwischen den drei Kategorien kontinuierlicher Export, gelegentlicher Export und Nicht-Export unterschieden.

Das binäre Logit-Modell berechnet in Abhängigkeit von den Werten der unabhängigen Variablen X_i die relative Wahrscheinlichkeit für das Eintreffen des Ereignisses Exporttätigkeit ($Y = 1$) im Verhältnis zur Wahrscheinlichkeit, dass dieses Ereignis nicht eintritt ($Y = 0$):

$$\text{Logit } P(Y = 1) = \ln(P(Y = 1)/P(Y = 0)) = \alpha + \sum \beta_i \cdot (X_i)$$

Im multinomialen Logit-Modell wird die logarithmierte Chance zur dauerhaften Exporttätigkeit ($Y_1=1$) bzw. gelegentlichen Exporttätigkeit ($Y_2 = 1$) im Vergleich zur Referenzkategorie Nicht-Export ($Y_3=1$) bestimmt:

$$\text{Logit } P_1(Y_1 = 1) = \ln(P_1(Y_1 = 1)/P(Y_3 = 0)) = \alpha_{13} + \sum \beta_{i13} \cdot (X_i)$$

$$\text{Logit } P_2(Y_2 = 1) = \ln(P_2(Y_2 = 1)/P(Y_3 = 0)) = \alpha_{23} + \sum \beta_{i23} \cdot (X_i).$$

Die Interpretation im binären als auch im multinomialen Modell erfolgt somit im Vergleich zu der ausgewiesenen Referenzkategorie. Das Verhältnis von Wahrscheinlichkeit zu Gegenwahrscheinlichkeit stellt dann die Gewinnchance (odds-ratio) dar.

Als unabhängige Variable X_i gehen folgende bivariat getestete Größen ein:

Handelsintensität der Güter (0 oder 1)

Betriebsgröße:

Zahl der Beschäftigten (logarithmiert)

Eigentümerstatus:

Überwiegend westdeutsches oder ausländisches Eigentum (jeweils 0 oder 1),
Referenzgröße: überwiegend ostdeutsches Eigentum

Innovationsfähigkeit (bezogen auf den Zeitraum 2002/2003):

Forschungs- und Entwicklungsaktivitäten im Betrieb oder Konzernverbund
(0 oder 1)

Investitionsintensität:

Kumulierte Investitionen zur durchschnittlichen Beschäftigtenzahl im Zeitraum
1998 bis 2003 (logarithmiert)

Qualifikationspotenzial der Beschäftigten:

Anteil der Beschäftigten mit qualifizierten Tätigkeiten an der Beschäftigtenzahl
insgesamt in 3 Gruppen

(mittlerer Anteil: 10 bis 29%; hoher Anteil: 30 und mehr %; Referenzkategorie:
niedriger Anteil: bis 9%)

Nutzung der Vorteile aus der Integration in Europa:

Verlagerung der Produktion in die mittel- und osteuropäischen Beitrittsländer der
Europäischen Union (0 oder 1)

Für die binäre und multinomiale Darstellung wurden dabei verschiedene Modelle gerechnet, die die Wirkung der einzelnen Variablengruppen abbilden.

Zusammenfassend lassen sich folgende Ergebnisse festhalten. Zunächst konnte nachgewiesen werden, dass die Herstellung leicht handelbarer Produkte die Wahrscheinlichkeit betrieblicher Exporttätigkeit deutlich erhöht. Dies gilt durchgehend für alle Modelle der binären und multinomialen Regression. Eine analoge Aussage kann hinsichtlich der Betriebsgröße getroffen werden. Je größer ein Betrieb ist, umso größer ist auch die Wahrscheinlichkeit seiner Beteiligung am Export generell. Eng verbunden mit den bereits genannten Merkmalen ist der Eigentümerstatus, der stellvertretend für die Nutzung von Vorteilen aus einem Unternehmensverbund verwendet werden kann. Dabei zeigt sich, dass vor allem Betriebe in ausländischem Eigentum mit einer größeren Wahrscheinlichkeit exportieren als die in ostdeutschem Eigentum. Dies ist im Unterschied zu den westdeutschen Eigentümern, die ihr Engagement in Ostdeutschland auch zur Belieferung des ostdeutschen bzw. westdeutschen Marktes nutzen, in allen Modellen der binären Regression signifikant. In der multinomialen Variante heben sich die ausländischen Investoren eindeutig signifikant nur gegenüber den kontinuierlich im Export tätigen Betriebsgruppe ab. Ihr Erklärungsgehalt für die Exporttätigkeit ist, wie man an den EXP(B)-Werten sieht, dabei erheblich.

Bei den zusätzlich hinzugenommenen betrieblichen Aktivitäten leisten vor allem die FuE-Maßnahmen durchgängig über alle Modelle einen hochsignifikanten Erklärungsbeitrag, der auch hinsichtlich seiner Stärke relativ robust erscheint. Sowohl die Exportbeteiligung als auch die Stabilität der Auslandstätigkeit wird somit sehr wesentlich durch Innovationsaktivitäten beeinflusst. Bei der Investitionsintensität gilt dies nur in den binären Modellen, d. h. nur für die Exportbeteiligung. Im multinomialen Modell heben sich nur die gelegentlichen Exporteure eindeutig signifikant von der Nicht-Exporteuren

hinsichtlich ihrer Investitionsaktivitäten ab. Des Weiteren konnte ein Einfluss des Qualifikationspotenzials festgestellt werden. Im binären Modellen zeigte sich, dass es in erster Linie die Gruppe mit einem mittleren Anteil hochqualifizierter Arbeitnehmer ist, die in Bezug auf die Referenzkategorie eine höhere Wahrscheinlichkeit besitzt, am Export beteiligt zu sein. Die Unklarheit, warum sich nicht auch die Betriebe mit einem sehr hohen Anteil qualifiziert Tätiger signifikant abheben, konnte im multinomialen Modell geklärt werden. Hier wurde deutlich, dass nur bei den kontinuierlichen Exporteuren die Betriebe mit einem hohen bzw. mittleren Anteil qualifiziert Tätiger die Wahrscheinlichkeit des Exports erhöhen. Dagegen konnte keine diesbezügliche Signifikanz bei den gelegentlichen Exporteuren nachgewiesen werden. Bei der Nutzung der Integrationsvorteile durch teilweise Verlagerung der Produktion in die neuen EU-Beitrittsländer kann demgegenüber entnommen werden, dass eine Exporttätigkeit unter diesen Bedingungen nur für die gelegentlichen Exporteure wahrscheinlicher ist.

Der Export ist für das ostdeutsche Verarbeitende Gewerbe und damit die gesamte Wirtschaft ein Beschäftigungsmotor. Die in diesem Geschäftsfeld aktiven Betriebe sind verglichen mit den Nichtexporteuren investitions- und innovationsfreudiger. Sie sind überdurchschnittlich groß und häufiger im Besitz ausländischer Investoren; ihre Produkte werden qualifikationsintensiver hergestellt.

Anhang Tabelle A.1:
Ergebnisse zur Erklärung der Exporttätigkeit (dichotom) mittels binärer Regression

	Modell 1 Betriebliche Merkmale			Modell 2 Betriebliche Merkmale und Innovationen			Modell 3 Betriebliche Merkmale, Innovationen und Investitionen			Modell 4 Betriebliche Merkmale, Innovationen, und Qualifikationspotenzial			Modell 4 Betriebliche Merkmale, Innovationen, Investitionen, Qualifikationspotenzial, und Integrationsvorteil		
	Koeff.	Exp(B)	Sig.	Koeff.	Exp(B)	Sig.	Koeff.	Exp(B)	Sig.	Koeff.	Exp(B)	Sig.	Koeff.	Exp(B)	Sig.
Konstante	-5,917	0,003	0,000	-5,434	0,004	0,000	-8,477	0,000	0,000	-8,804	0,000	0,000	-8,689	0,000	0,000
Handelsintensität	1,375	3,954	0,000	1,189	3,284	0,000	1,265	3,544	0,000	1,304	3,685	0,000	1,266	3,547	0,000
Betriebsgröße	1,090	2,974	0,000	0,899	2,458	0,000	0,842	2,322	0,000	0,808	2,243	0,000	0,801	2,228	0,000
Eigentümerstatus															
Westdeutscher Eigent.	0,220	1,246	0,462	0,337	1,400	0,278	0,254	1,290	0,425	0,197	1,218	0,537	0,184	1,202	0,566
Ausländischer Eigent.	1,512	4,535	0,029	1,7463	5,734	0,013	1,692	5,431	0,018	1,746	5,732	0,019	1,777	5,909	0,017
F&E-Aktivitäten				1,430	4,180	0,000	1,233	3,430	0,000	1,130	3,095	0,001	1,079	2,941	0,002
Investitionsintensität							0,330	1,391	0,007	0,325	1,384	0,008	0,315	1,370	0,012
Qualifikationspotenzial															
Hoch										0,566	1,762	0,146	0,572	1,772	0,147
Mittel										0,700	2,014	0,039	0,726	2,066	0,035
Nutzung von Integrationsvorteilen													1,693	5,436	0,048
Cox & Snell R-Quadrat		0,392			0,422			0,435			0,441			0,447	
Nagelkerke R-Quadrat		0,523			0,562			0,579			0,587			0,596	
N		430			430			418			418			418	

104 Anhang Tabelle 2:
Ergebnisse zur Erklärung der Exporttätigkeit (trichotom) mittels multinomialer Regression

	Modell 1: Betriebliche Merkmale						Modell 2: Betriebliche Merkmale und betriebliche Aktivitäten					
	Kontinuierlicher Export			Gelegentlicher Export			Kontinuierlicher Export			Gelegentlicher Export		
	Koeff.	Exp(B)	Sig.	Koeff.	Exp(B)	Sig.	Koeff.	Exp(B)	Sig.	Koeff.	Exp(B)	Sig.
Konstante	-8,303		0,000	-5,634		0,000	-11,293		0,000	-8,452		0,000
Handelsintensität	1,502	4,490	0,000	1,299	3,667	0,000	1,357	3,884	0,000	1,222	3,295	0,000
Betriebsgröße	1,438	4,214	0,000	0,890	2,435	0,000	1,100	3,004	0,000	0,644	1,904	0,000
Eigentümerstatus												
Westdeutsche Eigent.	0,043	1,044	0,908	1,297	1,379	0,321	0,087	1,091	0,823	0,241	1,272	0,484
Ausländischer Eigent.	1,716	5,562	0,020	0,321	3,658	0,078	2,028	7,601	0,013	1,575	4,828	0,045
F&E-Aktivitäten							1,362	3,903	0,001	0,883	2,418	0,016
Investitionsintensität							0,293	1,341	0,056	0,326	1,385	0,014
Qualifikationspotential												
Hoch							1,142	3,133	0,042	0,364	1,439	0,382
Mittel							1,368	3,928	0,008	0,478	1,613	0,191
Nutzung von Integrationsvorteilen							1,592	4,915	0,083	1,746	5,731	0,044
Cox & Snell R-Quadrat			0,428						0,487			
Nagelkerke R-Quadrat			0,490						0,557			
Mc Fadden			0,271						0,321			
N			430						418			

Literaturverzeichnis

- Adebahr, H.; Maennig, W.* (1987): Außenwirtschaft, Band II: Außenhandel und Weltwirtschaft. Berlin.
- Arnold, J. M.; Hussinger, K.* (2004): Export Behavior and Firm Productivity in German Manufacturing, A Firm-level Analysis. Discussion Paper No. 04-12, ZEW.
- Beise, M.* (2001): Lead Markets – Country Specific Success Factors of the Global Diffusion of Innovations. ZEW Economic Studies, Vol. 14.
- Bernard, A. B.; Jensen, J. B.* (1997): Why Some Firms Export: Experience, Entry Costs, Spillovers, and Subsidies. Dartmouth, mimeo.
- Bernard, A. B.; Jensen, J. B.* (1999): Exceptional Exporter Performance: Cause, effect, or both? *Journal of International Economics* 47, pp. 1-25.
- Bernard, A. B.; Wagner, J.* (1997): Export and Success in German Manufacturing. *Weltwirtschaftliches Archiv, Review of World Economics*, pp. 143-157.
- Brenken, A.* (2003): Außenhandel und Arbeitslosigkeit. Europäischer Verlag der Wissenschaften, Frankfurt am Main.
- Grubel, H. G.; Lloyd, P. J.* (1975): Intra-Industry-Trade. London.
- Heckscher, E. F.* (1919): The Effect of Foreign Trade on the Distribution of Income. *Ekonomisk Tidskrift*.
- Hirshleifer, J.* (1984): Price Theory and Applications. Englewood Cliffs.
- Leontief, W.* (1953): Domestic Production and Foreign Trade: The American Capital Position reexamined. *Proceedings of the American Philosophical Society*.
- Linder, S. B.* (1961): An Essay on Trade and Transformation. Stockholm, Göteborg, Uppsala, New York.
- Loose, B.; Ludwig, U.* (2002): Der überregionale Absatz der Betriebe des ostdeutschen Verarbeitenden Gewerbes, in: L. Bellmann (Hrsg.), *Die ostdeutsche Wirtschaft in der internationalen Arbeitsteilung. Beiträge zur Arbeitsmarkt- und Berufsforschung* 263. Nürnberg, S. 1-30.
- Loose, B.; Ludwig, U.* (2001): The Export Orientation of East German Manufacturing Industry in the Process of Economic Transformation: Evidence from Company Panel Data, in: Michael H. Stierle and Thomas Birringer (eds), *Economics of Transition: Theory, Experiences and EU Enlargement. INFER Annual Conference 2001*. Verlag für Wissenschaft und Forschung, Berlin, S. 261-284.
- Ludwig, U.* (1994): Wandel der Arbeitsplatzstruktur in der ehem. DDR bis zur Vereinigung, in: H. G. Merk (Hrsg.), *Wirtschaftsstruktur und Arbeitsplätze im Wandel der Zeit*. Stuttgart, S. 93-126.
- Ohlin, B.* (1933): *Interregional and International Trade*. Cambridge (Mass.).
- Ricardo, D.* (1817): *The Principles of Political Economy and Taxation*. London 1817 (Über die Grundsätze der politischen Ökonomie und der Besteuerung. *Ökonomische Studentexte*, Band 1. Berlin, 1959.)
- Samuelson, P. A.* (1948): International Trade and the Equalisation of Factor Prices. *The Economic Journal*, pp. 163-184.

- Schmidt, K.-D.* (1996): Small and Medium Sized Enterprises (SMEs) in International Business: A Survey of Recent Literature. Kieler Working Papers No. 721. Kiel.
- Wagner, J.* (1992): Exporterfolge niedersächsischer Betriebe. Eine empirische Untersuchung mit Betriebsdaten für das Verarbeitende Gewerbe (1978-1989), in: Produzieren in Niedersachsen. Empirische Untersuchung mit Betriebsdaten, Niedersächsisches Institut für Wirtschaftsforschung e. V., Hannover.
- Wagner, J.* (1995): Exports, Firm Size and Firm Dynamics, in: Small Business Economics 7, pp. 29-39.
- Wagner, J.* (1996): Export performance, Human Capital, and Product Innovation in Germany: A Micro View. Jahrbuch der Wirtschaftswissenschaften 17 (1), S. 40-45.
- Wagner, J.* (2001): A Note on the Firm Size – Export Relationship, in: Small Business Economics 17, pp. 229-237.
- Wagner, J.* (2002): Auslandsumsatz der Industriebetriebe Mecklenburg-Vorpommerns 1995-2000, in: Statistisches Monatsheft Mecklenburg-Vorpommern 11, S. 279-287.

Auswärtige Betriebe und Innovationstätigkeit in Ostdeutschland

*Jutta Günther und Oliver Gebhardt**

Abstract

Im vorliegenden Beitrag wird unter Verwendung mehrerer Wellen des IAB-Betriebspa-
nells die Rolle ausländischer und westdeutscher Betriebe im Innovationsprozess des ost-
deutschen Verarbeitenden Gewerbes untersucht. Die deskriptive Analyse kommt unter
Berücksichtigung verschiedener Kennzahlen des Innovationsinputs und -outputs sowie
der Arbeitsproduktivität zu dem Ergebnis, dass auswärtige Betriebe durch eine deutlich
höhere technologische Leistungsfähigkeit gekennzeichnet sind als ostdeutsche Betriebe.
Die regressionsanalytische Untersuchung zeigt jedoch, dass die betriebliche Innovations-
neigung vorrangig durch allgemeine Firmencharakteristika determiniert wird, insbeson-
dere FuE, Betriebsgröße, Exportintensität und Modernität der Anlagen. Ein signifikanter
Einfluss von Faktoren, die exklusiv auswärtigen Investoren zugeschrieben werden, kann
hingegen nicht nachgewiesen werden. Aufgrund der Tatsache, dass diejenigen Einfluss-
faktoren, die die Innovationsneigung am stärksten befördern, besonders häufig in aus-
wärtigen Betrieben anzutreffen sind, kann jedoch davon ausgegangen werden, dass aus-
wärtige Investoren auf diesem Weg einen positiven Einfluss auf die Innovationsfähigkeit
des ostdeutschen Verarbeitenden Gewerbes ausüben.

1 Motivation und theoretischer Bezugsrahmen

Innovationen sind Ausdruck des technischen Fortschritts und Motor der wirtschaftlichen
Entwicklung und des Wachstums. Aus betrieblicher Perspektive sind neue Produkte und
Verfahren eine wesentliche Voraussetzung dafür, dass Unternehmen am Markt bestehen
können und ihre internationale Wettbewerbsfähigkeit erhalten bleibt bzw. ausgebaut
wird.

In Ostdeutschland fand im Zuge der Transformation eine sehr rege Innovationstätigkeit
sowohl hinsichtlich der Produkt- als auch der Prozessinnovationen statt, sodass Betriebe
in den neuen Bundesländern lange Zeit durch eine deutlich höhere Innovationsaktivität

* Institut für Wirtschaftsforschung Halle, Abteilung Strukturökonomik,
eMail: Jutta.Guenther@iwh-halle.de

gekennzeichnet waren als in Westdeutschland (BMBF 2001, S. 66 f.). Der darin zum Ausdruck kommende technologische Nachholbedarf einer Region im wirtschaftlichen Aufholprozess hat sich gegen Ende der neunziger Jahre jedoch weitgehend „normalisiert“, und aktuelle Erhebungen zur Innovationstätigkeit deuten darauf hin, dass Westdeutschland hinsichtlich der Innovationstätigkeit nunmehr leicht vor Ostdeutschland liegt (ZEW 2005).

Für den Aufholprozess und die weitere wirtschaftliche Entwicklung Ostdeutschlands waren und sind – nicht zuletzt aufgrund ihrer Innovations- und Wettbewerbsstärke – vor allem die auswärtigen, das heißt die westdeutschen und ausländischen Investoren, von hoher Bedeutung.¹ Aus diesem Grund soll die Rolle ausländischer und westdeutscher Betriebe im Innovationsprozess des ostdeutschen Verarbeitenden Gewerbes in diesem Beitrag untersucht werden.

Als prominenter Erklärungsansatz für die Entstehung ausländischer Tochtergesellschaften gilt das OLI-Paradigma von Dunning (1993, S. 76 ff.). Dieser Ansatz integriert Aspekte früherer Theoriebeiträge (Hymer 1960; Buckley und Casson 1976 und 1985; Rugman 1980) und konstatiert, dass es für ein Unternehmen effizient ist, eine ausländische Tochtergesellschaft zu gründen, wenn die folgenden drei Bedingungen gegeben sind:

- Das Unternehmen verfügt über firmenspezifische Vorteile (ownership advantages), die es auch auf internationalen Märkten nutzen möchte. Diese stellen insbesondere intangible assets wie beispielsweise Produktionsverfahren, Managementmethoden, Markennamen oder Unternehmensreputation dar.
- Ferner bestehen Standortvorteile (locational advantages) im angestrebten Zielland, die eine Produktion vor Ort für das multinationale Unternehmen attraktiv machen, z. B. Faktor- und Transportkostenvorteile, Steuervorteile, staatliche Investitionszuschüsse etc.
- Darüber hinaus – so Dunning – entstehen für das multinationale Unternehmen im Fall des konzerninternen Transfers firmenspezifischer Vorteile Effizienzgewinne, die beim Verkauf eben jener Wettbewerbsvorteile, z. B. durch Lizenzvergabe, aufgrund von Marktunvollkommenheiten nicht realisierbar wären (internalization advantages).

Aufgrund der Betonung der ownership-, locational- und internalization advantages wird Dunning's integrativer Erklärungsansatz auch als OLI-Paradigma bezeichnet. Nur wenn alle drei Bedingungen erfüllt sind, ist die Gründung einer ausländischen Tochtergesellschaft anderen Formen des internationalen Markteintritts vorzuziehen. Das heißt, ist die

¹ In diesem Beitrag werden ausländische und westdeutsche Investoren bzw. ausländische und westdeutsche Betriebe zusammenfassend auch als auswärtige Investoren bzw. auswärtige Betriebe bezeichnet. Darunter sind Betriebe zu verstehen, die sich mehrheitlich in ausländischem bzw. westdeutschem Besitz befinden.

dritte Bedingung (internalization advantages) nicht erfüllt, so ist die Lizenzvergabe der Gründung einer ausländischen Tochtergesellschaft vorzuziehen, und ist gleichzeitig die zweite Bedingung (locational advantages) nicht erfüllt, so stellt der Export die effizientere Alternative dar. Das zentrale Erklärungsmoment für die Gründung ausländischer Tochtergesellschaften besteht also darin, dass unternehmensspezifische Technologien bzw. Wettbewerbsvorteile konzernintern genutzt werden sollen und zwar immer dann, wenn andere Formen des Marktzutritts aus Gründen der Unvollkommenheit von Technologie- bzw. Wissensmärkten nicht in Frage kommen.

Der entscheidende Aspekt des theoretischen Erklärungsansatzes für den Kontext dieser Untersuchung besteht nunmehr darin, dass ein Technologietransfer von der Mutter- zur Tochtergesellschaft stattfindet, und gerade dieser Technologie- bzw. Wissenstransfer ist besonders bedeutungsvoll für Länder oder Regionen im Prozess nachholender wirtschaftlicher Entwicklung.²

2 Fragestellung und Datenquelle

Aus dem oben dargestellten theoretischen Begründungszusammenhang heraus beschäftigt sich die empirische Untersuchung dieses Beitrags mit der technologischen Leistungsfähigkeit auswärtiger Betriebe in Ostdeutschland und mit den Determinanten der Innovationstätigkeit unter besonderer Berücksichtigung auswärtiger Betriebe. Die im Mittelpunkt stehenden Forschungsfragen lauten:

- (1) Sind auswärtige Betriebe, das heißt Betriebe, die sich mehrheitlich in ausländischem oder westdeutschem Besitz befinden, in Ostdeutschland tatsächlich technologisch leistungsfähiger als einheimische Betriebe?
- (2) Ist „auswärtiges Mehrheitseigentum“ neben anderen unternehmensspezifischen Charakteristika eine positive Einflussgröße für die Innovationstätigkeit in den neuen Bundesländern?

² Neuere Literaturbeiträge, die an die hier skizzierte „traditionelle“ Theorie Multinationaler Unternehmen anknüpfen, weisen darauf hin, dass die Gründung ausländischer Tochtergesellschaften nicht mehr notwendigerweise einen einseitigen Technologietransfer von der Mutter- zur Tochtergesellschaft begründet, sondern auch und zunehmend als ein Mittel betrachtet werden kann, das die technologische Leistungsfähigkeit des gesamten Konzerns verbessert (z. B. *Cantwell*, 1995; *Kuemmerle*, 1997). Diese Perspektive ist primär zutreffend für die Gründung ausländischer Tochtergesellschaften in hochentwickelten Industrieländern. Aus Sicht von Entwicklungs- und Transformationsländern bzw. Regionen im Prozess nachholender Entwicklung steht aber (weiterhin) der im Kontext der „traditionellen“ Theorie MNU begründete und in diesem Beitrag zugrundegelegte Technologietransfer von der Mutter- zur Tochtergesellschaft und die damit einhergehende „technologische Aufwertung“ der lokalen Ökonomie im Vordergrund.

Diese Fragen sollen durch eine empirische Untersuchung unter Verwendung mehrerer Wellen des IAB-Betriebspanels untersucht werden. Grundsätzlich bestünde auch die Möglichkeit, auf Daten anderer Innovationsbefragungen zurückzugreifen, beispielsweise das jährlich vom Zentrum für Europäische Wirtschaftsforschung (ZEW) durchgeführte Mannheimer Innovationspanel. Jedoch ist im Mannheimer Innovationspanel die Befragungseinheit das Unternehmen, nicht der Betrieb. Eine Datengrundlage auf Basis von Betriebsdaten ist aber gerade für Untersuchungen zu Ostdeutschland von erheblichem Vorteil, da in den neuen Bundesländern eine Vielzahl von Niederlassungen westdeutscher bzw. ausländischer Unternehmen vorhanden ist. Hinzu kommt, dass im IAB-Betriebspanel eine Reihe weiterer betrieblicher Kennzahlen zur Verfügung stehen, wie beispielsweise die Vorleistungen anhand derer die Wertschöpfung berechnet werden kann oder Angaben zu den Beschäftigten nach deren Qualifikation und Angaben zur Ertragslage. Gerade die Kombination beschäftigungsrelevanter und innovationsbezogener Größen macht das IAB-Betriebspanel zu einer besonders geeigneten Datengrundlage für das Forschungsanliegen dieses Beitrags.

Daten zur betrieblichen Innovationstätigkeit werden im Rahmen des IAB-Betriebspanels alle drei Jahre erhoben, bisher in den Jahren 1998, 2001 und 2004. Dabei wird, in Anlehnung an die internationalen Standards für Innovationserhebungen, die im „Oslo-Manual“ dokumentiert sind (OECD 1997), zwischen Produktinnovationen und organisatorischen Änderungen unterschieden. Prozessinnovationen sind leider nicht Gegenstand der Innovationserhebung im IAB-Betriebspanel.

Im IAB-Betriebspanel werden drei verschiedene Typen von Produktinnovationen unterschieden: (a) die wesentliche Verbesserung oder Weiterentwicklung vorhandener Produkte, (b) die Erweiterung der Produktpalette um ein bereits am Markt vorhandenes Produkt und (c) die Einführung völlig neuer Produkte, für die ein neuer Markt geschaffen werden muss (Marktneuheiten).

Diese Unterscheidung der Produktinnovationen kann auch als eine „qualitative Rangordnung“ der Innovationsaktivitäten betrachtet werden. So gilt die Verbesserung bzw. Weiterentwicklung vorhandener Produkte als eine technologisch und organisatorisch weniger komplexe Aktivität als die Einführung eines völlig neuen Produktes.

Die organisatorischen Änderungen beziehen sich auf neun verschiedene Typen, die sich im Hinblick auf ihren Wirkungs- bzw. Anwendungsbereich im Betrieb wie folgt zuordnen lassen:

- Auf Produktion bezogene organisatorische Änderungen:
 - (1) mehr Eigenfertigung/Eigenleistung,
 - (2) mehr Zukauf von Produkten und Leistungen sowie
 - (3) Neugestaltung der Beschaffungs- und Vertriebswege bzw. der Kundenbeziehungen

- Auf Verwaltung und Arbeitsabläufe bezogene Änderungen:
 - (4) Reorganisation von Abteilungen oder Funktionsbereichen,
 - (5) Verlagerung von Verantwortung und Entscheidungen nach unten,
 - (6) Einführung von Gruppenarbeit/eigenverantwortlichen Arbeitsgruppen und
 - (7) Einrichtung von Einheiten mit eigener Kosten-/Ergebnisermittlung

- Auf Qualität um Umwelt bezogene Änderungen:
 - (8) Umweltbezogene organisatorische Maßnahmen
(z. B. Öko-, Produkt-, Stoffbilanzen, Öko-Audit) und
 - (9) Verbesserung der Qualitätssicherung

Die Fragen nach dem Vorhandensein einer der Produktinnovationen oder einer der organisatorischen Änderungen beziehen sich im IAB-Betriebspanel jeweils auf den zurückliegenden Zeitraum von 2 Jahren, das heißt beispielsweise in der Befragung des Jahres 2004 auf den Zeitraum 2002 bis 2003.

Im Zuge der Innovationserhebung werden die Betriebe auch nach dem Vorhandensein von Forschung und Entwicklung (FuE) befragt. In der jüngsten Erhebung (2004) wurde zusätzlich auch nach der Anzahl der ausschließlich und zeitweise mit FuE Beschäftigten sowie nach dem Vorhandensein von FuE-Kooperationen gefragt.

3 Technologische Leistungsfähigkeit auswärtiger Betriebe in Ostdeutschland

Das IAB-Betriebspanel enthält eine Reihe von Indikatoren, die Rückschlüsse auf die technologische Leistungsfähigkeit der Betriebe erlauben. Dazu zählen in erster Linie die Angaben zu den verschiedenen Arten von Produktinnovationen und organisatorischen Änderungen. Diese und weitere Aspekte sollen im Folgenden im Gruppenvergleich, das heißt einheimische³ versus auswärtige Betriebe, und im Zeitverlauf, also über die entsprechenden drei Wellen des IAB-Betriebspanels, dargestellt werden. Zuvor wird auf das Gewicht auswärtiger Betriebe im ostdeutschen Verarbeitenden Gewerbe eingegangen, um zu zeigen, welche quantitative Bedeutung ausländische und westdeutsche Investoren gegenwärtig in Ostdeutschland haben.

³ Einheimische Betriebe sind im vorliegenden Beitrag definiert als Betriebe, die sich mehrheitlich in ostdeutschem Besitz befinden.

3.1 Gewicht auswärtiger Betriebe in Ostdeutschland

Aus Tabelle 1 ist ersichtlich, dass auswärtige Betriebe insgesamt 15% aller Betriebe des Verarbeitenden Gewerbes ausmachen, wobei ausländische Betriebe mit lediglich 2% ein wesentlich geringeres Gewicht haben als westdeutsche Betriebe. Auf die relativ wenigen ausländischen und westdeutschen Betriebe entfallen jedoch knapp 50% der Beschäftigten des Verarbeitenden Gewerbes in Ostdeutschland. Dies ist bereits ein Hinweis darauf, dass auswärtige Betriebe deutlich größer sind als einheimische. Die Angaben des IAB-Betriebspanels zur Anzahl der Beschäftigten bestätigen dies: in ausländischen Betrieben waren im Jahr 2003 durchschnittlich 137 Personen und in westdeutschen Betrieben 57 Personen beschäftigt, während es in einheimischen Betrieben lediglich 12 Beschäftigte waren.

Tabelle 1:

Gewicht auswärtiger und einheimischer Betriebe im Verarbeitenden Gewerbe Ostdeutschlands 2003

	Anteil an allen Betrieben (in %)	Anteil an allen Beschäftigten (in %)	Durchschnittliche Betriebsgröße (Anzahl Beschäftigte)
Ausländische Betriebe	2	12	137
Westdeutsche Betriebe	13	37	57
Ostdeutsche Betriebe	81	46	12
Sonstige ^a	4	5	21

^a Betriebe, die sich im Besitz eines öffentlichen Mehrheitseigentümers befinden, die keinen Mehrheitseigentümer haben oder deren Mehrheitseigentümer explizit nicht bekannt ist.

Quelle: IAB-Betriebspanel (Querschnitt, hochgerechnet).

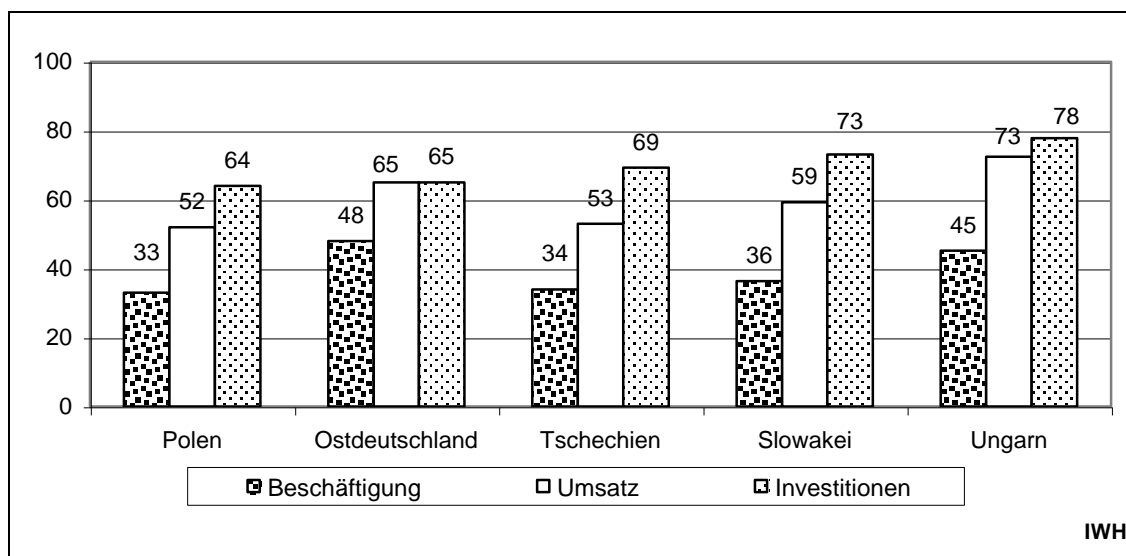
Wie das in Tabelle 1 dargestellte Gewicht auswärtiger Betriebe im Verarbeitenden Gewerbe Ostdeutschlands einzuschätzen ist, lässt sich am besten im internationalen Vergleich beurteilen. Dabei bietet sich der Vergleich zu ostmitteleuropäischen Ländern an, da es hier transformationsbedingte Parallelen gibt, insbesondere die Tatsache, dass auswärtige Investitionen in großem Stil erst nach 1990 erfolgten. Abbildung 1 zeigt den Anteil ausländischer Tochtergesellschaften (bzw. auswärtiger Betriebe) an der Beschäftigung, dem Umsatz, den Investitionen und den Exporten in ausgewählten ostmitteleuropäischen Ländern und Ostdeutschland im Jahr 2001.⁴ Es zeigt sich, dass Ostdeutschland im Ländervergleich ein durchaus hohes Gewicht auswärtiger Betriebe verzeichnet. Dabei ist anzumerken, dass sich unter den hier betrachteten ostmitteleuropäischen Ländern bereits jene befinden, die seit 1990 sehr hohe Zugänge ausländischer Direktinvestitionen

⁴ Aktuellere Daten liegen für die ostmitteleuropäischen Länder nicht vor. Aus diesem Grund wurde hier auch für Ostdeutschland das Bezugsjahr 2001 gewählt.

titionen pro Kopf bzw. in Prozent des Bruttoinlandsprodukts verzeichneten, insbesondere Ungarn und Tschechien.

Abbildung 1:

Anteil der ausländischen Tochtergesellschaften bzw. der auswärtigen Betriebe an der Beschäftigung, dem Umsatz und den Investitionen des Verarbeitenden Gewerbes, 2001
- in % -



Anmerkung: Ostdeutschland (inkl. Berlin-Ost): Betriebe aller Größenklassen, die sich mehrheitlich in ausländischem oder westdeutschem Besitz befinden; Polen: Unternehmen mit mehr als 5 Beschäftigten und einer ausländischen Kapitalbeteiligung von mehr als 10%; Tschechien: Unternehmen mit mehr als 20 Beschäftigten und einer ausländischen Kapitalbeteiligung von mehr als 10%; Ungarn: Unternehmen aller Größenklassen und einer ausländischen Kapitalbeteiligung von mehr als 10%. Slowakei: Unternehmen aller Betriebsgrößen und einer ausländischen Kapitalbeteiligung von mehr als 10%.

Quelle: Ostdeutschland – IAB-Betriebspanel (hochgerechnet); MOE-Länder: FDI-Database des Wiener Instituts für Internationale Wirtschaftsvergleiche (WIIW).

3.2 Innovationen und FuE auswärtiger Betriebe in Ostdeutschland

Inwiefern unterscheiden sich nun auswärtige und einheimische Betriebe hinsichtlich der Innovationstätigkeit? Der eingangs dargestellte theoretische Bezugsrahmen impliziert, dass ausländische Tochtergesellschaften vom konzerninternen Technologietransfer profitieren, und da die transferierten Technologien einen Wettbewerbsvorteil (ownership advantage) darstellen, ist zu erwarten, dass ausländische Betriebe sich gegenüber einheimischen Betrieben durch einen technologischen Vorsprung auszeichnen. Dieser im Kontext ausländischer Tochtergesellschaften theoretisch hergeleitete Begründungszusammenhang wird für Ostdeutschland auch auf westdeutsche Investoren übertragen, da sie in technologischer Hinsicht die gleiche Rolle spielen wie „echte“ ausländische Investoren. Nicht zuletzt befindet sich unter den westdeutschen Investoren auch eine Viel-

zahl großer multinationaler Unternehmen, wie BMW, Volkswagen, Siemens, Porsche usw.⁵

Betrachtet man die Produktinnovationstätigkeit (Tabelle 2), zeigt sich, dass sich unter den ausländischen und westdeutschen Betrieben häufiger Betriebe befinden, die Produktinnovationen hervorbringen als unter den einheimischen Betrieben. Das gilt auch im Zeitverlauf, wenn auch mit abnehmender Tendenz. Nimmt man beim Vergleich zwischen einheimischen und auswärtigen Betrieben eine Differenzierung nach den drei Arten von Produktinnovation vor, so ergibt sich ein sehr ähnliches Bild (Günther und Gebhardt 2005).

Tabelle 2:

Produktinnovationen^a im Verarbeitenden Gewerbe Ostdeutschlands nach betrieblichem Eigentümerstatus

- Anzahl Betriebe in % -

	Produktinnovationen		
	1996/1997	1999/2000	2002/2003
Ostdeutsche Betriebe	45	45	41
Westdeutsche Betriebe	70	54	54
Ausländische Betriebe	58	79	56
Insgesamt	49	47	43

^a Produktinnovation heißt, dass der Betrieb im Befragungszeitraum mindestens eine der drei Produktinnovationstypen durchgeführt hat.

Quelle: IAB-Betriebspanel (Querschnitt, hochgerechnet).

Ein mit den Produktinnovationen vergleichbares Bild erhält man, wenn die organisatorischen Änderungen betrachtet werden (Tabelle 3). Betriebe, die mindestens eine der neun organisatorischen Änderungen durchgeführt haben, finden sich – auch im Zeitverlauf – häufiger unter den ausländischen und westdeutschen als unter den ostdeutschen Betrieben. Dabei ist auch hier eine insgesamt abnehmende Tendenz zu beobachten, deutlicher noch als bei den Produktinnovationen. Das hängt mit dem eingangs erwähnten Nachholbedarf zusammen, kann – gerade bei organisatorischen Änderungen – aber auch damit zu tun haben, dass bestimmte Innovationen, wie beispielsweise die Einführung von Gruppenarbeit oder die Neuorganisation von Abteilungen, nicht immer wieder erneut zur Anwendung kommen können.

⁵ Viele empirische Studien, die sich mit dem Technologietransfer durch ausländische Investoren in Ostdeutschland beschäftigen, fassen ausländische und westdeutsche Investoren zusammen (z. B. Lieb-Doczy und Meyer, 2000, S. 4; Peri und Urban, 2003, S. 12).

Tabelle 3:

Organisatorische Änderungen^a im Verarbeitenden Gewerbe Ostdeutschlands nach betrieblichem Eigentümerstatus

- Anzahl Betriebe in % -

	Organisatorische Änderungen		
	1996/1997	1999/2000	2002/2003
Ostdeutsche Betriebe	55	47	39
Westdeutsche Betriebe	88	60	58
Ausländische Betriebe	96	73	72
Insgesamt	62	49	43

^a Organisatorische Änderung heißt, dass der Betrieb im Befragungszeitraum mindestens eine der neun Typen organisatorischer Änderungen durchgeführt hat.

Quelle: IAB-Betriebspanel (Querschnitt, hochgerechnet).

Ferner ist anzumerken, dass die stärkere Präsenz organisatorischer Änderungen bei auswärtigen Betrieben auch damit zusammenhängt, dass einige der im Fragebogen aufgeführten Änderungen für sehr kleine Betriebe nicht zutreffen, beispielsweise die Einführung von Gruppenarbeit bzw. eigenverantwortlichen Arbeitsgruppen oder die Einrichtung von Einheiten mit eigener Kosten- bzw. Ergebnisermittlung.

Zieht man das Vorhandensein von eigener betrieblicher FuE als Indikator der technologischen Leistungsfähigkeit heran (siehe Tabelle 4), zeigt sich, dass auch hier die auswärtigen Betriebe, vor allem die ausländischen, einen deutlichen Vorsprung gegenüber den einheimischen Betrieben aufweisen. 1998 beschäftigten sich über die Hälfte der ausländischen Betriebe und 13% der ostdeutschen Betriebe mit FuE. Sechs Jahre später (2004) betrug das Verhältnis 42% zu 9%. Insgesamt ist auch bei den FuE-Aktivitäten im Zeitverlauf eine abnehmende Tendenz zu beobachten. Im Hinblick auf das FuE-Personal – ein Merkmal, das 2004 erstmals erhoben wurde – zeigt sich, dass ostdeutsche Betriebe, die FuE betreiben, dies mit einer höheren FuE-Personalintensität tun als auswärtige Betriebe (12% versus 8%).

Schließlich soll die Arbeitsproduktivität als Ausdruck der technologischen Leistungsfähigkeit betrachtet werden. Auswertungen des IAB-Betriebspanels zeigen, dass im Jahr 2003 die Bruttowertschöpfung je Beschäftigten in ausländischen und westdeutschen Betrieben mit 87 200 bzw. 63 500 Euro deutlich höher war als in einheimischen Betrieben (32 200 Euro). Diese Unterschiede sind natürlich auch Ausdruck der unterschiedlichen Branchenzusammensetzung und der unterschiedlichen Betriebsgrößen auswärtiger und einheimischer Betriebe. Wie bereits dargestellt, sind beispielsweise die ausländischen Betriebe im Durchschnitt etwa zehnmal so groß wie ostdeutsche Betriebe. Eine Berechnung der Arbeitsproduktivität einheimischer Betriebe (Bruttowertschöpfung je

Beschäftigten), die für die Branchen- bzw. Betriebsgrößenunterschiede kontrolliert, zeigt allerdings, dass nur ein relativ kleiner Teil der Produktivitätsdifferenzen mit den Branchen und Betriebsgrößen erklärt werden kann: Würden die einheimischen Betriebe eine Branchenzusammensetzung aufweisen wie auswärtige Betriebe im Verarbeitenden Gewerbe Ostdeutschlands, so betrüge die Arbeitsproduktivität der einheimischen Betriebe 38 400 Euro. Analog dazu würde die Arbeitsproduktivität einheimischer Betriebe bei einer Betriebsgrößenstruktur der auswärtigen Betriebe 37 700 Euro betragen. Die Differenz zum beobachteten Wert von 32 200 Euro ist also nicht besonders groß, was darauf hinweist, dass zusätzlich noch andere Faktoren für die Produktivitätsunterschiede verantwortlich sein müssen.⁶

Tabelle 4:

Vorhandensein von FuE (Anzahl Betriebe in %) und FuE-Personal (%) im Verarbeitenden Gewerbe Ostdeutschlands nach betrieblichem Eigentümerstatus

	FuE 1998	FuE 2001	FuE 2004	FuE-Personal ^a in % aller Beschäftigten 2004
Ostdeutsche Betriebe	13	11	9	12
Westdeutsche Betriebe	23	23	24	8
Ausländische Betriebe	55	47	42	8
Insgesamt	14	13	11	10

^a Das FuE-Personal umfasst die ausschließlich und zeitweise in FuE Beschäftigten.

Quelle: IAB-Betriebspanel (Querschnitt, hochgerechnet).

Es soll an dieser Stelle nicht näher auf die Gründe für die Produktivitätsunterschiede eingegangen werden, da Produktivität nicht Gegenstand dieses Beitrags ist.⁷ Vielmehr soll anhand der statistisch-deskriptiven Auswertungen überprüft werden, ob der aus theoretischer Sicht zu erwartende technologische Vorsprung auswärtiger Betriebe vorhanden ist. Das Urteil fällt eindeutig aus: Auswärtige Betriebe im Verarbeitenden Gewerbe Ostdeutschlands sind durch eine höhere technologische Leistungsfähigkeit gekennzeichnet als einheimische Betriebe.

⁶ Es kann nur getrennt für Branchen- und Betriebsgrößenstrukturen kontrolliert werden. Für eine kombinierte Berücksichtigung ist die Anzahl der Beobachtungen je Branche und Betriebsgrößenklasse zu gering, was zu Ungenauigkeiten bei der Hochrechnung führen würde.

⁷ Zum Thema „Produktivität in auslandskontrollierten Betrieben in Ostdeutschland“ siehe *Bellmann, Ellguth und Jungnickel* (2002). Mit den Gründen für die Produktivitätsunterschiede zwischen Ost- und Westdeutschland beschäftigt sich *Ragnitz* (2005).

4 Determinanten der Innovationstätigkeit

Die Feststellung der technologischen Überlegenheit auswärtiger Betriebe wirft vor allem vor dem Hintergrund ihrer besonderen strukturellen Merkmale die Frage nach den Determinanten dieser Dominanz auf. Für die Isolierung derartiger Bestimmungsfaktoren erscheint es sinnvoll, sich zunächst auf einen spezifischen Aspekt technologischer Leistungsfähigkeit zu konzentrieren. Als besonders relevant für den Prozess nachholender wirtschaftlicher Entwicklung von Transformationsregionen sowie für deren nachhaltiges Bestehen im internationalen Wettbewerb kann die Innovationsfähigkeit der in diesen Regionen angesiedelten Betriebe betrachtet werden. Die große Bedeutung, die technologischem Wissen in Innovationsprozessen zukommt, und die von der Theorie Multinationaler Unternehmen postulierte privilegierte Ausstattung externer Investoren mit dieser Ressource legen den Schluss nahe, dass der Eigentümerstatus eines Betriebes einen signifikanten Einfluss auf dessen Innovationsneigung ausübt. Dabei ist vom Eigentümerstatus per se natürlich kein eigenständiger Impuls auf die Innovationstätigkeit zu erwarten. Vielmehr dient dieser als Sammelgröße für all die Charakteristika, die exklusiv mit diesem Status verbunden sind, und die im Rahmen einer empirischen Untersuchung nicht anderweitig kontrolliert werden können. Ein gutes Beispiel für ein solches Merkmal ist das in der Fachliteratur unter dem Begriff „tacit knowledge“ diskutierte, das heißt das in einen spezifischen betrieblichen Kontext eingebettete und nicht kodifizierbare Wissen.⁸ Andere innovationsrelevante und firmenspezifische Vorteile wären überlegenes Wissens- und Innovationsmanagement der Tochtergesellschaften auswärtiger Investoren, deren Zugang zu konzerninternen Märkten und globalen Vertriebsnetzen sowie deren privilegierter Zugang zu Finanzierungsquellen.

4.1 Das Modell

Vor dem Hintergrund dieser Überlegungen werden im Folgenden die Determinanten der Innovationstätigkeit ostdeutscher Betriebe unter besonderer Berücksichtigung des Einflusses auswärtiger Investoren untersucht. Eine derartige Analyse bedarf der Anwendung regressionsanalytischer Methoden. Die Datengrundlage für diese Untersuchung – die Wellen 2001 bis 2004 des IAB-Betriebspanels – ermöglicht durch den binären Charakter der Innovationsvariablen die Schätzung eines Probit-Modells.⁹ Die oben be-

⁸ Als „tacit knowledge“ bezeichnet man Wissen, das nicht durch die gängigen Instrumente des Technologietransfers (Lizenzen, Handbücher etc.), also nicht über Marktbeziehungen, übertragen werden kann. Dieses Wissen ist eingebettet in eine spezifische Organisation oder Gruppe von Menschen und kann nur durch direkten Kontakt zwischen Transferierendem und demjenigen, der das Wissen empfängt, übertragen werden (Cowan, David und Foray, 2000, S. 211 f.; Harris, 2001, S. 25; Foray, 2000, S. 96 f.).

⁹ Für eine Diskussion der (vernachlässigbaren) Unterschiede von Logit- und Probit-Schätzungen hinsichtlich deren heuristischer Qualität vgl. Hartung und Elpert (1999, S. 133).

reits diskutierten Angaben zur Innovationstätigkeit der befragten Unternehmen erlauben eine direkte Operationalisierung des Innovationsverhaltens der Betriebe des Verarbeitenden Gewerbes in den neuen Bundesländern.¹⁰ Das zu schätzende Probit-Modell lautet:

$$\text{Probit (INN)}_{i, 2002/03} = \beta_0 + \beta_1 \text{FOREIGN}_{i, 2004} + \beta_2 \text{SIZE}_{i, 2002} + \beta_3 \text{EXP}_{i, 2002} + \beta_4 \text{KOOP}_{i, 2004} + \beta_6 \text{SKILL}_{i, 2001} + \beta_5 \text{TRAIN}_{i, 2001} + \beta_8 \text{PROFIT}_{i, 2001} + \beta_7 \text{EQUIP}_{i, 2002} + \beta_9 \text{SCALE}_{i, 2004} + \beta_{10} \text{SPECSUP}_{i, 2004} + \beta_{11} \text{SCIENCE}_{i, 2004}$$

i = Laufende Nummer des jeweiligen Betriebes in Ostdeutschland

Die abhängige Variable (INN) unterscheidet innovative und nicht-innovative Betriebe. Sie nimmt den Wert 1 an, wenn ein Betrieb im Zeitraum 2002 bis 2003 eine der drei Arten von Produktinnovation durchgeführt hat. Im gegenteiligen Fall wird INN der Wert 0 zugewiesen.

Die unabhängigen Variablen des Modells sind der Eigentümerstatus (FOREIGN), die Betriebsgröße (SIZE), die Exportintensität (EXP), FuE-Kooperation (KOOP), die formale Qualifikation der Mitarbeiter (SKILL), das Vorhandensein von Weiterbildungsmaßnahmen (TRAIN), die Ertragslage des Betriebs (PROFIT) und die Modernität der Anlagen (EQUIP). Ferner werden Kontrollvariablen eingeführt (SCALE, SPECSUP, SCIENCE), um für die unterschiedliche Innovationsneigung der Branchen zu kontrollieren. Im Folgenden soll kurz auf die Gründe für die Berücksichtigung der einzelnen unabhängigen Variablen und auf Aspekte ihre Operationalisierung eingegangen werden.

Der Eigentümerstatus (FOREIGN) ist aus den eingangs dargestellten Gründen von zentralem Interesse für diese Untersuchung. Es wird erwartet, dass sich eine auswärtige Mehrheitsbeteiligung entsprechend positiv auf die Innovationsneigung auswirkt. FOREIGN ist als binäre Variable so konstruiert, dass sie den Wert 1 annimmt, wenn es sich um einen ausländischen oder westdeutschen Mehrheitseigentümer handelt, und den Wert 0 im Fall eines ostdeutschen oder öffentlichen Mehrheitseigentümers.¹¹ Als Bezugsjahr dieser Größe wurde 2004 gewählt; das Jahr, in welchem die Innovationsbefragung durchgeführt wurde.¹²

10 Zahlreiche Untersuchungen greifen auf Angaben zu den betrieblichen Aufwendungen für Forschungs- und Entwicklungsmaßnahmen (FuE) oder auf Patentstatistiken, also auf so genannte Input- und Throughput-Daten als Proxies zurück, um den Output „realisierte Innovation“ abzubilden.

11 Im Fragebogen des IAB-Betriebspanels gibt es darüber hinaus auch die Antwortkategorien „kein Mehrheitseigentümer“ und „Mehrheitseigentümer nicht bekannt“. Betriebe, die eine dieser beiden Antwortkategorien gewählt haben, werden in der vorliegenden Untersuchung nicht berücksichtigt.

12 Der Eigentümerstatus ist eine recht konstante Größe, das heißt, Veränderungen im Zeitverlauf sind kaum zu beobachten.

Der für Innovationsuntersuchungen typischen Erklärungsvariable SIZE liegt die Überlegung zugrunde, dass die Innovationsaktivitäten mit der Größe des Unternehmens zunehmen (z. B. Cohen 1995; Freeman und Soete 1997). Das wird damit begründet, dass große Unternehmen eher über die notwendigen Ressourcen zur Realisierung von FuE und Innovationen verfügen bzw. leichteren Zugang zu externen Finanzierungsmöglichkeiten haben als kleine Unternehmen. Hinzu kommt, dass Innovationsaktivitäten steigende Skalenerträge aufweisen. In der vorliegenden Untersuchung wird SIZE über die Anzahl der Beschäftigten operationalisiert.¹³

Hinsichtlich der Exportintensität (EXP), ausgedrückt als prozentualer Anteil des Umsatzes im Ausland, wird ebenfalls ein positiver Zusammenhang erwartet. Dem liegt die Überlegung zugrunde, dass gerade Betriebe, die ihre Wettbewerbsfähigkeit auf internationalen Märkten erhalten bzw. vorantreiben wollen, einem verstärkten „Innovationsdruck“ unterliegen (Felder et al. 1996).

Das Vorhandensein von FuE gilt als positive Einflussgröße der Innovationstätigkeit par excellence. Aufgrund neuerer Untersuchungen der Innovationsforschung ist ferner davon auszugehen, dass sich FuE gerade in Kooperationen mit externen Partnern positiv auf die Innovationstätigkeit auswirkt (z. B. Gottschalk und Licht 2003). In der Befragung des Jahres 2004 wurden die FuE betreibenden Betriebe (erstmalig nach 1998) auch nach dem Vorhandensein einer FuE-Kooperation befragt. Damit ist es möglich, FuE-Kooperation als Erklärungsvariable aufzunehmen. KOOP nimmt den Wert 1 an, wenn ein Betrieb FuE in Kooperation mit anderen durchführt und 0, wenn keine FuE oder FuE nicht in Kooperation mit anderen erfolgt. Für die vorliegende Untersuchung wäre es sinnvoll, KOOP auf das der Innovationstätigkeit vorgelagerte Jahr, also auf 2001, zu beziehen, da FuE theoretisch der Innovation vorausgeht. Dies ist aus Gründen der Datenverfügbarkeit allerdings nicht möglich, da Angaben zur FuE-Kooperation nur für 2004 vorliegen.

Neben eigener FuE ist auch das Humankapital eine wichtige Größe, wenn es um die Umsetzung technologischen Wissens in Innovationen geht (Cohen und Levinthal 1990). Einen klassischen Humankapitalindikator stellt das formale Qualifikationsniveau der Beschäftigten dar. Dieses wird im Modell durch die Variable SKILL berücksichtigt (prozentualer Anteil der qualifizierten Beschäftigten an der Gesamtzahl der Beschäftigten des Betriebes). Es wird prinzipiell ein positiver Zusammenhang unterstellt. Empirische Studien, die sich mit den mittel- und osteuropäischen Transformationsstaaten beschäftigen, zeigen jedoch, dass das formale Qualifikationsniveau nur begrenzt als Proxy

¹³ Der theoretisch begründete positive Zusammenhang zwischen Unternehmensgröße und Innovation wird in empirischen Studien allerdings nicht uneingeschränkt bestätigt. Einen Überblick zu empirischen Arbeiten geben zum Beispiel *Gottschalk und Janz* (2003). Da kein linearer Zusammenhang zwischen Unternehmensgröße und Innovationstätigkeit unterstellt werden kann, sondern die Innovationsaktivitäten ab einer bestimmten Größe eher wieder abnehmen, wird in der vorliegenden Studie die logarithmierte Anzahl der Beschäftigten verwendet.

für den tatsächlichen Stand des Humankapitals dienen kann (Campos und Kinoshita 2002). Aufgrund der transformationsbedingten Parallelen und der hohen Arbeitslosigkeit muss auch für Ostdeutschland davon ausgegangen werden, dass die formale Qualifikation und die tatsächlich ausgeübte Tätigkeit in vielen Fällen voneinander abweichen. Aus diesem Grund werden im hier gewählten Modell mit der binären Variable TRAIN zusätzlich die aktuellen Fort- und Weiterbildungsmaßnahmen als Humankapitalindikator verwendet.

Innovationsaktivitäten werden nicht selten aus internen betrieblichen Mitteln finanziert. Es wird erwartet, dass eine gute Ertragslage den Spielraum für die Finanzierung eigener FuE-Aktivitäten vergrößert und sich somit positiv auf die Innovationsneigung auswirkt. Die Variable PROFIT nimmt den Wert 1 an, wenn der Betrieb seine Ertragslage als „sehr gut“ oder „gut“ einschätzt, in allen anderen Fällen („befriedigend“, „ausreichend“ und „mangelhaft“) den Wert 0. Hinsichtlich SKILL, TRAIN und PROFIT ist es sinnvoll, Daten zu verwenden, die sich auf das der Innovationstätigkeit vorgelagerte Jahr beziehen. Da alle drei Größen regelmäßig erfasst werden, kann hier das Bezugsjahr 2001 gewählt werden.

Des Weiteren findet die Modernität der Anlagen (EQUIP) als Erklärungsvariable im Modell Berücksichtigung. Die befragten Betriebe machen im Rahmen einer Selbsteinschätzung (im Vergleich zu anderen Betrieben der Branchen) Angaben auf einer Skala von 1 („auf dem neusten Stand“) bis 5 („völlig veraltet“).

Tabelle 5:
Übersicht der unabhängigen Variablen

Variable	Bezugsjahr	Operationalisierung	Erwarteter Zusammenhang
FOREIGN	2004	Mehrheitlich in auswärtigem, das heißt ausländischem oder westdeutschem Besitz (0/1)	+
SIZE	2002	Anzahl Beschäftigte (log)	+
EXP	2002	Anteil Umsatz im Ausland (%)	+
KOOP	2004	FuE-Kooperation (0/1)	+
SKILL	2001	Anteil der qualifizierten Beschäftigten (%)	+
TRAIN	2001	Fort- und Weiterbildung (0/1)	+
PROFIT	2001	Ertragslage (0/1)	+
EQUIP	2002	Modernität der Anlagen (1-5)	+
SCALE	2004	Scale Intensive (0/1) ^a	
SPECSUP	2004	Specialized Suppliers (0/1) ^a	
SCIENCE	2004	Science-Based (0/1) ^a	

^aTaxonomie nach Pavitt (1984).

Die Umsetzung der Pavitt-Taxonomie ist in der Praxis mit den gegebenen Daten oftmals nicht eindeutig möglich. Auch die Verwendung der Daten des IAB-Betriebspanels machte einige wenige Modifikationen notwendig. Der folgende Exkurs soll darauf kurz eingehen.

Schließlich gilt es, für die von Branchenunterschieden ausgehenden Effekte zu kontrollieren. Es werden keine typischen Branchendummies verwendet, sondern Dummies für Branchenkategorien, die sich in ihrer Innovationsneigung erfahrungsgemäß deutlich voneinander unterscheiden. Angaben zur Bildung entsprechender Branchenkategorien liefert die in der Innovationsforschung als Klassiker zu betrachtende Branchenklassifikation nach Pavitt (1984). Pavitt unterscheidet vier Branchenkategorien: „supplier dominated sector“ (SUPDOM), „scale intensive sector“ (SCALE), „specialized supplier sector“ (SPECSUP) und „science based sector“ (SCIENCE).¹⁴

4.2 Exkurs: Umsetzung der Pavitt-Taxonomie mit den Daten des IAB-Betriebspanels

Der von Pavitt (1984) entwickelten Taxonomie liegt die Überlegung zugrunde, dass sich Unternehmen in verschiedenen Branchen hinsichtlich ihres Innovationsverhaltens unterscheiden. Dabei dienen sowohl der sektorale Ursprung der Innovation als auch deren Art sowie einige allgemeine Charakteristika der innovierenden Firmen, wie deren Größe oder Haupttätigkeitsfeld, als Zuordnungskriterien.

In die Kategorie „supplier dominated sector“ (SUPDOM) fallen vor allem kleine Firmen in traditionellen Sektoren der Verarbeitenden Industrie, die nur im geringen Maße eigene FuE-Aktivitäten durchführen, und somit relativ abhängig sind von externen Innovationsquellen, das heißt vor allem von Zulieferern. Technischer Fortschritt wird in diesen Unternehmen vorrangig durch den Einsatz neuer Kapitalgüter realisiert (Pavitt 1984, S. 356). Für die Wettbewerbsfähigkeit von Unternehmen, die dem „scale intensive sector“ (SCALE) zugeordnet werden, ist die Realisierung von Skaleneffekte von großer Bedeutung. Diese Firmen generieren durch eigene FuE-Aktivitäten vorrangig Innovationen für das eigene Tätigkeitsfeld (Pavitt 1984, S. 358-362). Stärker spezialisierte Zuliefererbetriebe, die mit sehr spezifischem Know-how und in eher kleinen Forschungseinheiten Innovationen hervorbringen, die zumeist in anderen Sektoren als Kapitalgüter eingesetzt werden, klassifiziert Pavitt als „specialized supplier sector“ (SPECSUP) (Pavitt 1984, S. 359 f.). Die Kategorie „science-based sector“ (SCIENCE) wird von Unternehmen besetzt, die mit Hilfe großer, kapitalintensiver Forschungseinrichtungen und durch Integration in nationale und internationale Wissensnetzwerke sowohl für den eigenen als auch für andere Sektoren Innovationen generieren (Pavitt 1984, S. 362 ff.).

¹⁴ Aus Gründen der Kollinearitätsproblematik bleibt in der Regression eine der vier Branchenkategorien (SUPDOM) unberücksichtigt.




































Die Übertragung dieser Taxonomie auf den Datensatz des IAB-Betriebspanels wird dadurch erschwert, dass die Brancheneinteilung des Panels in einigen Punkten von der NACE-Klassifizierung abweicht. Im Wesentlichen tritt dieses Problem für die Branchen „Chemische Industrie + Mineralölverarbeitung“ und „Büromaschinen/DV-Geräte + Geräte der Elektrizitätserzeugung + Rundfunk- und Nachrichtentechnik“ auf, da es sich hierbei um zusammengesetzte Branchen handelt (zwei bzw. drei Branchen auf dem Niveau von NACE-2-Stellern liegen kombiniert vor). Eine realitätsgetreue Zuordnung lässt sich jedoch durch das Hinzuziehen der amtlichen Statistik sicherstellen. Auf diese Weise kann anhand verschiedener Kennzahlen, wie der Anzahl der Betriebe, deren Umsatz oder Beschäftigtenzahl, im Verarbeitenden Gewerbe Ostdeutschlands das relative Gewicht der einzelnen NACE-Kategorien innerhalb der kombinierten IAB-Branchen ermittelt werden.

Tabelle 6 verdeutlicht, dass die Konstruktion der in diesem Beitrag verwendeten Kontrollvariablen im Wesentlichen Pavitts Vorgaben folgt. In den strittigen Fällen (IAB-Branche 7 und 16) erfolgt die Zuordnung auf Basis einer durch die OECD 1987 weiterentwickelten Form dieser Taxonomie sowie, wie oben beschrieben, unter Verwendung der amtlichen Statistik.

Tabelle 6:

Anwendung der Pavitt-Taxonomie auf das IAB-Betriebspanel

SPECSUP  SUPDOM  SCALE  SCIENCE  k. A. 

IAB-Betriebspanel	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12	13	14	15	16	17	18
NACE	15	17/ 19	20	21	23/ 24	25	26	27	37	28	29	34	35	30/ 31/32	33	36
Günther/ Gebhardt																
Pavitt (1984)					 									 		
OECD (1987)					 									 		

Anmerkung (Branchen laut IAB-Betriebspanel): 3 – Nahrungs- und Genussmittelherstellung; 4 – Textil- und Bekleidungsindustrie, Ledergewerbe; 5 – Papier-, Verlags- und Druckgewerbe; 6 – Holzgewerbe (ohne Möbelherstellung); 7 – Chemische Industrie, Kokerei, Mineralölverarbeitung, Spalt- und Brutstoffe; 8 – Herstellung von Gummi- und Kunststoffwaren; 9 – Glasgewerbe, Keramik, Verarbeitung von Stein und Erden; 10 – Metallerzeugung und -bearbeitung; 11 – Recycling; 12 – Herstellung von Metallerzeugnissen, Stahl- und Leichtmetallbau; 13 – Maschinenbau; 14 – Herstellung von Kraftwagen und Kraftwagenteilen; 15 – Sonstiger Fahrzeugbau (Schiffe, Schienenfahrzeuge, Luft- und Raumfahrzeuge, Fahrräder, Krafträder u. a.); 16 – Elektrotechnik, Herstellung von Büromaschinen, Datenverarbeitungsgeräten und -einrichtungen; 17 – Feinmechanik und Optik; 18 – Herstellung von Möbeln, Schmuck, Musikinstrumenten, Sportgeräten, Spielwaren und sonstigen Erzeugnissen.

Die Verwendung der Pavitt'schen Dummies wird im Rahmen der wenigsten regressionsanalytischen Untersuchungen durch deskriptive Analysen abgesichert. Es erscheint jedoch sinnvoll, zu überprüfen, ob der Anteil der Innovatoren innerhalb der einzelnen Kategorien in Ostdeutschland tatsächlich den theoretischen Erwartungen entspricht. Die stärksten Innovationsaktivitäten werden dabei im wissensbasierten Sektor erwartet. Die in Tabelle 7 ausgewiesenen Anteile der Innovatoren an der Gesamtheit der Betriebe in der jeweiligen Kategorie zeigen, dass sich Pavitts Überlegungen auch anhand der Daten des IAB-Betriebspanels für das Verarbeitende Gewerbe in den neuen Bundesländern bestätigen lassen.

Tabelle 7:

Innovatoren innerhalb der Branchenkategorien nach Pavitt (1984) im Verarbeitenden Gewerbe in Ostdeutschland 2002/2003

	Innovatoren (Betriebe in %) innerhalb der Branchenkategorien nach Pavitt (1984)
Supplier Dominated Sector	39
Scale Intensive Sector	41
Specialized Supplier Sector	43
Science Based Sector	63

Quelle: IAB-Betriebspanel (hochgerechnet).

4.3 Regressionsergebnisse

Aufgrund fehlender Angaben in Bezug auf einige der in der Analyse verwendeten unabhängigen Variablen konnten von den ursprünglich 1 665 Fällen lediglich 993 in der Regression berücksichtigt werden. Das zur Beurteilung der Anpassungsgüte des Modells berechnete McKelvey-Zavoina- R^2 beträgt 0,45.¹⁵ Vor dem Hintergrund der durch die theoretischen Grundannahmen bestimmten Grenzen der verwendeten Methode und den Anpassungswerten ähnlicher Modelle in vergleichbaren Untersuchungen kann der Erklärungswert des Modells als verhältnismäßig gut eingeschätzt werden.

Eine Darstellung der Regressionskoeffizienten des geschätzten Modells findet sich in Tabelle 8. Statistische Signifikanz vorausgesetzt, reflektieren diese Koeffizienten unter der Annahme von Konstanz der übrigen unabhängigen Größen den Einfluss der jewei-

¹⁵ Vgl. *McKelvey und Zavoina* (1975). Einen Überblick über eine Vielzahl von Pseudo- R^2 und deren Bewertung geben *Veall und Zimmermann* (1994 und 1996). Das hier berechnete Pseudo- R^2 nach McKelvey und Zavoina gilt gemeinhin als das am besten geeignete Maß zur Beurteilung der Anpassungsgüte eines derartigen Modells.

ligen erklärenden Variable auf die Innovationsneigung eines Betriebs. Die überwiegende Mehrzahl der Erklärungsvariablen reagiert wie erwartet.¹⁶

Tabelle 8:

Ergebnisse der Probit-Schätzung zu den Determinanten der Innovationstätigkeit im ost-deutschen Verarbeitenden Gewerbe

	Koeffizient	z-Wert
SIZE	0,253***	5,46
EXP	0,010***	2,46
KOOP	1,005***	5,32
SKILL	-0,001	-0,28
TRAIN	0,170*	1,66
EQUIP	0,200***	3,15
PROFIT	0,226**	2,22
FOREIGN	0,003	0,02
SCALE	0,194*	1,64
SPECSUP	0,213	1,38
SCIENCE	0,388**	2,24
Pseudo-R ² nach McKelvey-Zavoina, (n)	0,450 (n = 993)	

So üben die Unternehmensgröße, die Exportintensität, die Durchführung von FuE-Kooperationen sowie die Modernität der technischen Anlagen einen positiven hochsignifikanten Einfluss auf die Innovationsneigung aus. Einen signifikanten und ebenfalls positiven Einfluss haben die Ertragslage der Betriebe sowie deren Fort- und Weiterbildungsmaßnahmen. Den weitaus stärksten Einfluss üben erwartungsgemäß die FuE-Kooperationen aus. Aber auch die Betriebsgröße und die Modernität der Anlagen sind von vergleichsweise großer Bedeutung. Kein signifikanter Effekt konnte hingegen für das formale Qualifikationsniveau der Beschäftigten nachgewiesen werden. Eine mögliche Erklärung stellt die geringe Variation dieser Variable über die Gesamtheit der Betriebe dar.¹⁷ Dies gilt trotz eines allgemein hohen formalen Qualifikationsniveaus. Ein

¹⁶ Die Schätzung des Modells erfolgte, den Empfehlungen von *Winship und Radbill* (1994) folgend, ohne die Verwendung von Hochrechnungsfaktoren.

¹⁷ Ähnlich argumentieren *Campos und Kinoshita* (2002, S. 12) im Rahmen einer Analyse der Wachstumsdeterminanten für die mittel- und osteuropäischen Transformationsländer.

weiterer Grund dafür, dass kein signifikanter Einfluss dieses Humankapital-Proxys nachgewiesen werden kann, besteht unter Umständen in der fehlenden Relevanz der vorhandenen formalen Qualifikation für die jeweiligen betrieblichen Innovationsaktivitäten.¹⁸

Entgegen den eingangs dargestellten Erwartungen übt der Eigentümerstatus (FOREIGN) als Proxy für all jene Charakteristika, durch die sich auswärtige Tochtergesellschaften in Abgrenzung zu ostdeutschen Betrieben auszeichnen, und für die nicht anderweitig kontrolliert werden kann, keinen signifikanten Einfluss auf die betriebliche Innovationsneigung aus.¹⁹ Die in der Literatur diskutierten firmenspezifischen Wettbewerbsvorteile auswärtiger Betriebe haben demnach keinen eigenständigen signifikanten Einfluss auf die Innovationsleistung der Betriebe im Verarbeitenden Gewerbe Ostdeutschlands. Das gilt auch, wenn Modifikation der abhängigen Variable vorgenommen werden.²⁰

Als Grund für die gewissermaßen überraschenden Ergebnisse bezüglich FOREIGN kommt unter anderem der Mangel an detaillierteren Angaben zu Art und Umfang der getätigten Innovationen in Frage. Es erscheint einleuchtend, dass die unternehmensspezifischen Vorteile auswärtiger Betriebe nicht für jede Art von Innovation von gleicher Bedeutung sind. In diesem Zusammenhang muss auch auf die Grenzen des hier verwendeten Typus von Regressionsanalyse hingewiesen werden. Die binäre abhängige Variable beinhaltet keinerlei Informationen hinsichtlich der Qualität oder der Anzahl der im betreffenden Zeitraum getätigten Innovationen.

Eine weitere Erklärung kann das Argument von Bellak (2004) darstellen, welches besagt, dass eher die Transnationalität eines Unternehmens und nicht die Nationalität des Mehrheitseigentümers für die technologische Leistungsfähigkeit von Bedeutung ist. Eine Überprüfung dieser These ist unter Verwendung der Daten des IAB-Betriebspanels allerdings nicht möglich, da eine Identifizierung der transnational agierenden Unternehmen in ostdeutschem Mehrheitsbesitz nicht möglich ist.

Darüber hinaus muss darauf hingewiesen werden, dass deskriptive Analysen belegen, dass auswärtige Betriebe im Allgemeinen wesentlich größer und stärker in Branchen mit

18 Die meisten Transformationsländer wiesen nach dem Zusammenbruch ihrer planwirtschaftlich organisierten Wirtschaftssysteme eine Qualifikationsstruktur ihrer Beschäftigten auf, die unter marktwirtschaftlichen Bedingungen zum Großteil nicht mehr adäquat waren. Diese Problematik wird beispielsweise von *Campos und Dabusinskas* (2001) im Rahmen einer Untersuchung der Determinanten und Konsequenzen des Beschäftigungswandels in Estland unter dem Schlagwort „so many rocket scientists, so few marketing clerks“ diskutiert.

19 Auch ein Interaktionsterm, der das Zusammenspiel von betrieblicher Größe und auswärtigem Besitz abbildet (FOREIGN*SIZE), übt in keiner der Spezifikationen des Modells einen signifikanten Einfluss auf die Innovationsneigung aus.

20 Alternativ wurde die abhängige Variable auch dahingehend operationalisiert, dass sie einzelne der drei Produktinnovationstypen oder eine Kombination aus Produktinnovation und einer der produktionsbezogenen organisatorischen Änderungen repräsentiert. Dabei wurden im Vergleich zur hier präsentierten Variante wesentlich schlechtere R^2 -Werte ermittelt.

überdurchschnittlicher Innovationstätigkeit vertreten sind, öfter eigene FuE Aktivitäten durchführen, über eine bessere technische Ausstattung verfügen, umfassender die Weiterqualifikation der Beschäftigten fördern sowie hinsichtlich ihrer Beschaffungs- und Absatzmärkte durch eine stärkere internationale Orientierung gekennzeichnet sind (siehe auch Günther und Gebhardt 2005; Günther 2004). Das im Rahmen dieser Untersuchung geschätzte Modell zeigt, dass es eben diese Parameter sind, die einen signifikanten Einfluss auf die Innovationsneigung der Betriebe in den neuen Bundesländern ausüben.

5 Resümee und offene Forschungsfragen

Allgemein lässt sich feststellen, dass die Innovationsneigung der Betriebe im Verarbeitenden Gewerbe in Ostdeutschland vorrangig durch allgemeine Unternehmenscharakteristika determiniert wird. Ein signifikanter Einfluss von Faktoren, die exklusiv auswärtigen Investoren zugeschrieben werden, kann hingegen nicht nachgewiesen werden. Diejenigen Bedingungen, die im Rahmen der regressionsanalytischen Untersuchung als die Innovationsneigung fördernde Einflussfaktoren isoliert werden konnten, sind jedoch besonders häufig in auswärtigen Betrieben anzutreffen. Daher kann davon ausgegangen werden, dass auswärtige Investoren auf diesem Weg einen positiven Einfluss auf die Innovationsfähigkeit des ostdeutschen Verarbeitenden Gewerbes ausüben.

Die Ergebnisse dieser Untersuchung eröffnen zahlreiche Möglichkeiten für weiterführende Analysen hinsichtlich der Determinanten des Innovationsverhaltens von Betrieben in anderen Transformationsländern oder hochentwickelten Industrieregionen, wie dem alten Bundesgebiet. Die Verfügbarkeit der Daten des IAB-Betriebspanels für Westdeutschland lässt eine Übertragung dieses Modells dabei nicht nur sinnvoll, sondern auch relativ unkompliziert erscheinen.

Literaturverzeichnis

- Bellak, C.* (2004): How Performance Gaps Between Domestic and Foreign Firms Matter for Economic Policy, in: *Transnational Corporations*, Vol. 13, No. 2, pp. 29-55.
- Bellmann, L.; Ellguth, P.; Jungnickel, R.* (2002): Produktivität in auslandskontrollierten Betrieben Ostdeutschlands, in: *Bellmann, L. (Hrsg.), Die ostdeutschen Betriebe in der internationalen Arbeitsteilung. Beiträge zur Arbeitsmarkt- und Berufsforschung Nr. 263.* Institut für Arbeitsmarkt- und Berufsforschung, Nürnberg, S. 85-110.
- BMBF* (2001): Zur technologischen Leistungsfähigkeit Ostdeutschlands. Zusammenfassender Endbericht 2000. Bundesministerium für Bildung und Forschung, Berlin.
- Buckley, P. L.; Casson, M.* (1976): *The Future of the Multinational Enterprise.* Macmillan, London.
- Buckley, P. L.; Casson, M.* (1985): *The Economic Theory of the Multinationale Enterprise.* Macmillan, London.
- Campos, N. F.; Dabusinskas, A.* (2001): So Many Rocket Scientists, So Few Marketing Clerks: Determinants of Occupational Change during the Estonian Transition, in: *CERGE-EI Discussion Paper No. 59.*
- Campos, N. F.; Kinoshita, Y.* (2002): Foreign Direct Investment as Technology Transferred: Some Panel Evidence from the Transition Economies. William Davidson Working Paper No. 438.
- Cantwell, J. A.* (1995): The Globalization of Technology: What Remains of the Product Cycle Model?, in: *Cambridge Journal of Economics*, Vol. 19, No. 1, pp. 155-174.
- Cohen, W.* (1995): Empirical Studies of Innovative Activity, in: *Stoneman, P. (ed.), Handbook of the Economics of Innovation and Technological Change.* Oxford, Cambridge, pp. 182-264.
- Cohen, W.; Levinthal D. A.* (1990): Absorptive Capacity: A New Perspective on Learning and Innovation, in: *Administrative Science Quarterly*, Vol. 35, No. 1, pp. 128-152.
- Cowan, R.; David, P. A.; Foray, D.* (2000): The Explicit Economics of Knowledge Codification and Tacitness, in: *Industrial and Corporate Change*, Vol. 9, No. 2, pp. 211-253.
- Dunning, J. H.* (1993): *Multinational Enterprises and the Global Economy.* Addison-Wesley, Reading.

- Felder, J.; Licht, G.; Nerlinger, E.; Stahl, H.* (1996): Factors Determining R&D and Innovation Expenditure in German Manufacturing Industries, in: Kleinknecht, A. (ed.), *Determinants of Innovation. The Message of New Indicators*. MacMillan Press, London, pp. 125-154.
- Foray, D.* (2000): *Economics of Knowledge*. MIT Press, Cambridge, London.
- Freeman, C.; Soete, L.* (1997): *The Economics of Industrial Innovation*. London.
- Gottschalk, S.; Janz, N.* (2003): Bestimmungsfaktoren der Innovationstätigkeit, in: Janz, N.; Licht, G. (Hrsg.), *Innovationsforschung heute*. Nomos, Baden-Baden, S. 17-40.
- Gottschalk, S.; Licht, G.* (2003): Innovation und Netzwerke, in: Janz, N.; Licht, G. (Hrsg.), *Innovationsforschung heute*. Nomos, Baden-Baden, S. 41-71.
- Günther, J.* (2004): Technological capability of foreign and West German investors in East Germany. IWH-Diskussionspapiere Nr. 189. Halle.
- Günther, J.; Gebhardt, O.* (2005): Eastern Germany in the Process of Catching-up. The Role of Foreign and Western German Investors in Technological Renewal, in: *Eastern European Economics*, Vol. 43, No. 3, pp. 80-105.
- Harris, R. G.* (2001): The Knowledge-based Economy: Intellectual Origins and New Economic Perspectives, in: *International Journal of Management Reviews*, Vol. 3, No. 1, pp. 21-40.
- Hartung, J.; Elpert, B.* (1999): *Multivariate Statistik. Lehr- und Handbuch der angewandten Statistik*. Oldenbourg, München, Wien.
- Hymer, S. H.* (1960): *The International Operation of National Firms: A Study of Direct Foreign Investment*. PhD-Thesis am MIT, 1976. MIT-Press.
- Kuemmerle, W.* (1997): Building Effective R&D Capabilities in Abroad, in: *Harvard Business Review*. März-April 1997, pp. 61-70.
- Lieb-Doczy, E. E.; Meyer, K.* (2000): Context Sensitivity of Post-Acquisition Restructuring: An Evolutionary Perspective. CEES Working Paper No. 36. Kopenhagen.
- McKelvey, R.; Zavoina, W.* (1975): A Statistical Model for the Analysis of Ordinal Level Dependent Variables, in: *Journal of Mathematical Sociology*, Vol. 4, No. 1, pp. 103-120.
- OECD* (1987): *Structural Adjustment and Economic Performance*. OECD, Paris.
- OECD* (1997): *Proposed Guidelines for Collecting and Interpreting Technological Innovation Data*. Oslo Manual. OECD, Paris.

-
- Pavitt, K.* (1984): Sectoral Patterns of Technical Change: Towards a Taxonomy and a Theory, in: *Research Policy*, Vol. 13, No. 6, pp. 343-373.
- Peri, G.; Urban, D.* (2003): The Veblen-Gerschenkron Effect of FDI in Mezzogiorno and East Germany. Hungarian Academy of Sciences, Institute of Economics. Discussion Paper Nr. MT-2003/2. Budapest.
- Ragnitz, J.* (2005): Zur Diskussion um den Produktivitätsrückstand Ostdeutschlands. IWH-Internetpublikation <http://www.iwh-halle.de/d/publik/internet/jrg/2-05.pdf>
- Rugman, A. M.* (1980): Internalization as a General Theory of Foreign Direct Investment: A Re-Appraisal of the Literature, in: *Weltwirtschaftliches Archiv*, Bd. 116, S. 365-379.
- Veall, M. R.; Zimmermann, K. F.* (1994): Evaluating Pseudo-R²'s for Binary Probit Models, in: *Quality & Quantity*, Vol. 28, No. 2, pp.151-164.
- Veall, M. R.; Zimmermann, K. F.* (1996): Pseudo-R² Measures for Some Common Limited Dependent Variable Models, in: *Journal of Economic Surveys*, Vol. 10, No. 3, pp. 241-259.
- Winship, C.; Radbill, L.* (1994): Sampling Weights and Regression Analysis, in: *Sociological Methods & Research*, Vol. 23, No. 2, pp. 230-257.
- ZEW* (2005): Innovationsverhalten der deutschen Wirtschaft. Indikatorenbericht zur Innovationserhebung 2004. Zentrum für Europäische Wirtschaftsforschung, Mannheim.

Beschäftigungswirkungen von befristeten Arbeitsverträgen und Leiharbeit: Theoretische Überlegungen und empirische Evidenz

*Christian Pfeifer**

Abstract

Befristete Beschäftigung und Leiharbeit werden gemäß der Theorie des dualen Arbeitsmarktes als kurzfristiges Anpassungsinstrument bei Nachfrageschocks genutzt. Zudem können sie als verlängerte Probezeiten dienen und zu einem besseren Matching führen. Eine solche Screening-Funktion scheint dabei eher befristeten Arbeitsverträgen als Leiharbeit zuzukommen. Die mikroökonomischen Analysen basieren auf der niedersächsischen Teilstichprobe des IAB-Betriebspanels. Dabei wird zum einen geprüft, ob Nachfrageschocks und eine Übernahmestrategie Einfluss auf die Nutzungsintensität der beiden Beschäftigungsformen haben. Zum anderen werden Beschäftigungsveränderungen analysiert.

1 Einleitung

Die Diskussion über Möglichkeiten die Arbeitslosigkeit zu reduzieren bzw. die Beschäftigung zu erhöhen, hat eine Vielzahl von Vorschlägen und neuen Gesetzen hervorgebracht (z. B. Brodsky 1994; OECD 1999; Hartz 2002; SVR 2002, 2003, 2004; OECD 2004, S. 11 ff.). Eine dieser Möglichkeiten ist die vereinfachte und intensivere Nutzung temporärer Beschäftigungsformen wie befristete Arbeitsverträge und Leiharbeit. Diese Beschäftigungsformen sind mit geringeren Anpassungskosten verbunden als Normalarbeitsverhältnisse, sodass Firmen ihre Beschäftigung im Falle von Nachfrageschwankungen flexibler anpassen können. Die hieraus erzielte Steigerung der Wettbewerbsfähigkeit kann sich in einer besseren Beschäftigungsentwicklung niederschlagen. Zudem

* Wissenschaftlicher Mitarbeiter an der Universität Hannover, Institut für Volkswirtschaftslehre und Institut für Quantitative Wirtschaftsforschung, Königsworther Platz 1, 30167 Hannover.
eMail: pfeifer@mbox.vwl.uni-hannover.de. Hauptarbeitsgebiete: Arbeits- und Personalökonomie. Dieser Beitrag wurde gefördert mit Forschungsmitteln des Landes Niedersachsen und liegt in der alleinigen Verantwortung des Autors. Für hilfreiche Anregungen sei an dieser Stelle Knut Gerlach, Olaf Hübler, Wolfgang Meyer und den Teilnehmern des IAB/IWH-Workshops „Beschäftigungsanalysen mit den Daten des IAB-Betriebspanels“ am 27./28. Juni 2005 in Halle gedankt.

sollen temporäre Beschäftigungsformen Arbeitslosen eine Einstiegsmöglichkeit in den ersten Arbeitsmarkt geben, da Firmen die Produktivität der Neueingestellten Arbeitnehmer kostengünstig testen können. Das verbesserte Matching kann ebenfalls zu einer besseren Beschäftigungsentwicklung beitragen.

Es existieren bereits mehrere deutsche Studien zu den betrieblichen Determinanten befristeter Beschäftigung und Leiharbeit (Düll und Ellguth 1999; Hagen und Boockmann 2002; Boockmann und Hagen 2003; Bellmann 2004; Pfeifer 2005a) sowie zu dem Einfluss befristeter Beschäftigung auf die betriebliche Anpassungsflexibilität (Hagen 2003a; Meyer und Pfeifer 2005), die alle mit Daten des IAB-Betriebspanels durchgeführt wurden. Auf dieser Basis lassen sich implizite Aussagen über die Wirkungen auf die betriebliche Beschäftigungsentwicklung treffen. Eine direkte empirische Überprüfung erfolgte bislang jedoch nicht.

Der Beitrag gliedert sich wie folgt. Zunächst werden die institutionellen Rahmenbedingungen von befristeten Arbeitsverträgen und Leiharbeit vorgestellt. Im dritten Abschnitt folgen einige theoretische Überlegungen zur Nutzung und Wirkung von befristeter Beschäftigung und Leiharbeit, aus denen die forschungsleitenden Hypothesen generiert werden. Der vierte Abschnitt informiert über die Entwicklung und Verbreitung der Beschäftigungsformen in Niedersachsen. Die deskriptiven Ergebnisse bieten eine erste Möglichkeit zur Überprüfung der Hypothesen. Bevor die Ergebnisse der mikroökonomischen Analyse zur Nutzungsintensität von Befristungen und Leiharbeit sowie zur Beschäftigungsentwicklung vorgestellt werden, erfolgen einige Anmerkungen zum Datensatz und der gewählten Methodik. Der Beitrag endet mit einem Fazit, in dem neben einer Zusammenfassung der Ergebnisse auch arbeitsmarktpolitische Implikationen aufgezeigt werden.

2 Institutioneller Rahmen

Die Regeln zur befristeten Beschäftigung sind seit dem 1.1.2001 im Gesetz über Teilzeitarbeit und befristete Arbeitsverträge (TzBfG) neugefasst (Viethen 2001). Kern des TzBfG ist ein Diskriminierungsverbot sowie die Schaffung eines Rahmens, der den Missbrauch durch aufeinander folgende befristete Arbeitsverträge erschwert, aber dennoch Befristungen administrativ einfach ermöglicht. Die Gleichbehandlung von befristeten und unbefristeten Arbeitnehmern bezieht sich vor allem auf den Lohn, Weiterbildungsmaßnahmen und die Information über freie Dauerarbeitsplätze. Eine Befristung von Arbeitsverträgen bis zu 24 Monaten ist ohne sachliche Begründung möglich. Jedoch gilt dies nur für Neueinstellungen, d. h., der Arbeitnehmer darf früher – auch wenn dies bereits einige Jahre zurückliegt – weder befristet noch unbefristet im Unternehmen beschäftigt gewesen sein. Der Gesetzgeber versucht durch diese Regelung zu verhindern, dass unbefristete Arbeitsverhältnisse durch befristete substituiert werden. Des Weiteren dürfen Verträge über kürzere Zeiträume innerhalb der Höchstgrenze von 24 Monaten höchstens dreimal verlängert werden, womit der Gesetzgeber versucht, Kettenbefristungen zu vermeiden. Bei sachlicher

Begründung der Befristung (z. B. aufgrund einer Vertretung oder der Eigenart der Arbeitsleistung) entfallen die Beschränkungen, d. h., Verträge können auch über einen längeren Zeitraum als 24 Monate befristet und beliebig oft verlängert werden.

Eine befristete Beschäftigung von Arbeitnehmern, die älter als 52 Jahre sind, unterliegt keiner der oben geschilderten Beschränkungen. Diese Regelung löste zum 1.1.2003 die ursprünglich im TzBfG vorgesehene Altersgrenze von 58 Jahren ab, gilt aber zunächst nur bis zum 31.12.2006. Es ist darauf hinzuweisen, dass der Arbeitnehmer innerhalb der letzten sechs Monate in keinem unbefristeten Arbeitsverhältnis bei diesem Arbeitgeber gestanden haben darf. Bei der Einstellung eines Arbeitslosen, der älter als 55 Jahre ist, entfällt für den Arbeitgeber der Anteil zur Arbeitslosenversicherung. Weitere Sonderregelungen bestehen für wissenschaftliche Mitarbeiter an Hochschulen und Forschungseinrichtungen sowie für Arbeitnehmer, die außertariflich entlohnt werden.

Im Jahr 1967 wurde das Arbeitsvermittlungsmonopol der Bundesanstalt für Arbeit vom Bundesverfassungsgericht für verfassungswidrig erklärt (Jahn und Rudolph 2002). Eine erstmalige gesetzliche Regelung der Leiharbeit erfolgte 1972 mit dem Arbeitnehmerüberlassungsgesetz (AÜG). Kern des Gesetzes, der bis heute Bestand hat, ist der Grundsatz, dass die Verleihfirma die volle Arbeitgeberverantwortung für den Leiharbeitnehmer übernimmt (z. B. Kündigungsschutz, Zahlung von Lohn und Sozialversicherungsbeiträgen, Arbeitsschutzbestimmungen). Im Rahmen des Job-Aktiv-Gesetzes vom 1.1.2002 wurde die Überlassungshöchstdauer auf 24 Monate verlängert. Seit dem Inkrafttreten des ersten Gesetzes für moderne Dienstleistungen am Arbeitsmarkt am 1.1.2003 ist sowohl die Überlassungshöchstdauer als auch das Synchronisations- und Befristungsverbot vollständig aufgehoben.

Am 1.1.2002 wurde ein Gleichbehandlungsgrundsatz für Leiharbeitnehmer eingeführt, der jedoch erst nach einer zwölfmonatigen Beschäftigung im Entleihbetrieb galt. Diese Einschränkung wurde mit Wirkung zum 1.1.2004 fallen gelassen. Durch den Gleichbehandlungsgrundsatz steht den Leiharbeitnehmern ab dem Tage der Einstellung der gleiche arbeits- und sozialrechtliche Schutz wie der Stammbeschaft zu. Auch darf der Leiharbeitnehmer in allen anderen Bereichen (z. B. Entgelt und Arbeitsbedingungen) nicht diskriminiert werden. Als Reaktion auf den gesetzlichen Gleichbehandlungsgrundsatz sind im Jahr 2003 tarifvertragliche Vereinbarungen zur Leiharbeit ausgehandelt worden (Bispinck et al. 2004, S. 23 ff.; Pfeiffenberger 2003), um „equal pay and treatment“ teilweise zu umgehen und so für Arbeitslose eine Einstiegsmöglichkeit in den ersten Arbeitsmarkt zu schaffen.

3 Theoretische Überlegungen und forschungsleitende Hypothesen

Die Gründe für die Nachfrage nach befristeten Arbeitsverträgen und Leiharbeit sind vielfältig (vgl. ausführlich Pfeifer 2005a). So können beide Beschäftigungsformen genutzt

werden, falls relative Kostenvorteile gegenüber Normalarbeitsverhältnissen vorliegen oder um abwesende Beschäftigte temporär zu vertreten (z. B. Krankheit, Elternzeit, Schwangerschaft). In diesem Beitrag stehen allerdings zwei andere Gründe im Vordergrund, von denen Effekte auf die betriebliche Beschäftigungsentwicklung ausgehen könnten. Dies sind zum einen Unsicherheiten bezüglich der Arbeitsnachfrage und zum anderen Unsicherheiten hinsichtlich der Qualität des Arbeitsangebotes.

Firmen haben bei einem temporären Nachfrageschock verschiedene Möglichkeiten, ihren Output quantitativ anzupassen (vgl. ausführlich Pfeifer 2005b). Atkinson (1987) folgend wird dabei vielfach zwischen interner und externer Flexibilität unterschieden, wobei Maßnahmen der ersten Gruppe die Beschäftigtenzahl unverändert lassen. Aufgrund von Beschäftigungsfixkosten, betriebsspezifischen Qualifikationen, langfristigen Anreizen und bestimmten Gestaltungsformen der Arbeitsorganisation sind die Firmen häufig an stabilen Beschäftigungsverhältnissen interessiert (Gerlach und Jirjahn 1999), sodass Maßnahmen mit interner Flexibilität denen mit externer vorgezogen werden. Beispielsweise kann bei einem negativen Nachfrageschock eine temporäre Arbeitszeitverkürzung oder ein Vorziehen von Wartungsarbeiten bzw. von Weiterbildungsmaßnahmen vorgenommen werden. Bei einer unerwarteten, temporären Nachfrageausdehnung ist eine Anpassung über Mehrarbeit (z. B. Überstunden) möglich.

Falls das Potenzial der internen Flexibilität ausgeschöpft ist, müssen Instrumente der externen Flexibilität eingesetzt werden. Dies sind bei einem negativen Schock betriebsbedingte Kündigungen und im anderen Fall Neueinstellungen. Der zweite Fall erscheint auf den ersten Blick als relativ unproblematisch, sofern das Arbeitsangebot vorhanden ist. Ist die Nachfragesteigerung allerdings nicht permanent, muss die Beschäftigung später erneut angepasst werden, d. h., auf Neueinstellungen folgen Kündigungen, die mit Anpassungskosten für die Firma verbunden sind. Anpassungskosten resultieren aus dem Kündigungsschutz, der die Anpassungsgeschwindigkeit durch Kündigungsfristen verlangsamt sowie zu kostspieligen Gerichtsprozessen und Abfindungen führen kann. Zudem verliert die Firma mit den Beschäftigten vielfach betriebsspezifisches Humankapital, dessen Aufbau betrieblich mitfinanziert wurde. Weiterhin kann die betriebsbedingte Entlassung von Teilen der Mitarbeiter auch auf die verbliebenen Arbeitnehmer einwirken und Motivation und Produktivität herabsetzen. Es kann dann für die Firmen attraktiv sein, anstelle einer Vergrößerung der Stammebelegschaft zusätzliche temporäre Mitarbeiter einzustellen und eine Randbelegschaft zu bilden. Es bildet sich ein dualer Arbeitsmarkt, in dem Nachfrageschocks durch numerische Variation der Randbelegschaft ausgeglichen werden, während die Stammebelegschaft weitestgehend Beschäftigungssicherheit genießt. Entsprechende Modelle finden sich bei Rebitzer und Taylor (1991) sowie Saint-Paul (1991, 1996). Sie beruhen auf dem Effizienzlohngedanken (Shapiro und Stiglitz 1984), d. h., das Unternehmen kann c. p. einen geringeren Effizienzlohn zahlen, falls die Entlassungswahrscheinlichkeit gesenkt wird, auch bei Erbringung der Arbeitsleistung entlassen zu werden. Die Randbelegschaft muss dabei nicht zwangsläufig

ex-ante temporär befristet beschäftigt sein, auch geringfügig Beschäftigte und Teilzeitbeschäftigte können dazu gezählt werden.¹

Hypothese 1(a): Betriebe nutzen befristete Arbeitsverträge und Leiharbeit als Instrument zur Anpassung der Beschäftigung an Nachfrageschocks.

In der ressourcenorientierten Sichtweise („resource based view“) können durch Humanressourcen nachhaltige Wettbewerbsvorteile entstehen (Barney 1991). Die Auswahl der richtigen Arbeitnehmer ist somit eine der wichtigsten Entscheidungen einer Firma.² Es besteht allerdings ein Prinzipal-Agenten-Problem aufgrund von Informationsasymmetrien hinsichtlich der Arbeitsmoral und Produktivität der Bewerber (Ichino und Muehlheusser 2004). Die „guten“ Agenten sind bereit unter bestimmten Voraussetzungen Arbeitsleistung zu erbringen, während die „schlechten“ Agenten jede Möglichkeit zum „Shirking“ nutzen. Daher besteht für die Firma Unsicherheit hinsichtlich der Qualität der Bewerber (Lazear 1998b). Um nur die „guten“ Agenten herauszufiltern, können Firmen verschiedene Instrumente nutzen. Ein einfaches Instrument sind Einstellungstests sowie Zertifikate (Signale), die jedoch nicht immer aussagekräftig sind, da sie wenig über die wahren Einstellungen und Produktivitäten der Bewerber unter echten Arbeitsbedingungen aussagen. Abhilfe bieten Probezeiten, in denen die Firma den Arbeitnehmer auf einem Arbeitsplatz über einen bestimmten Zeitraum beobachten kann. Während der Probezeit ist der Arbeitnehmer noch nicht vom Kündigungsschutz gedeckt, sodass sich die Firma bei Bedarf leicht von ihm trennen kann. In Deutschland sind Probezeiten laut Gesetz (BGB § 622 (3)) auf höchstens sechs Monate beschränkt, wobei tarifvertragliche Vereinbarungen teilweise noch restriktiver sind. Daher können befristete Verträge und auch Leiharbeit wie eine verlängerte Probezeit wirken. Stellt sich heraus, dass der Arbeitnehmer zu den „guten“ Agenten gehört, so wird er in eine Festanstellung übernommen bzw. der Vertrag wird erneuert. Bei „schlechten“ Agenten erlischt das Arbeitsverhältnis automatisch nach Ablauf der Vertragslaufzeit oder er wird an den Verleihbetrieb zurück überwiesen. Da den Arbeitnehmern bekannt ist, dass ihr Verhalten ihre Chancen auf Weiterbeschäftigung beeinflusst, werden sie sich entsprechend „beschäftigungsförderlich“ Verhalten (Ichino und Riphahn 2001; Riphahn und Thalmaier 2001; Engelland und Riphahn 2003).

Ichino und Muehlheusser (2004) zeigen, dass eine zu starke Kontrolle in der Probezeit nicht den gewünschten Screening-Effekt hat. Zum einen wird die intrinsische Motivation verdrängt und die Entstehung von Loyalität erschwert, was insbesondere bei besserqualifizierten, die häufig selbständig und kreativ arbeiten, problematisch sein dürfte.

¹ Eine weitere Definition der Randbelegschaft lautet nach Polivka (1996, S. 4): “Contingent work is any job in which an individual does not have an explicit or implicit contract for long-term employment.”

² Eine ausführliche Einführung in das Thema ist bei Lazear (1998a, S. 9 ff.) zu finden, auf dessen Ausführungen ein Großteil der folgenden theoretischen Überlegungen basiert. Auch Walwei (1990, S. 162 ff.) diskutiert diesen Aspekt ausführlicher.

Zum anderen kann die „wahre“ Qualität der Bewerber nur unter echten Arbeitsbedingungen identifiziert werden, d. h. „only by giving the partner the possibility to misbehave he might be tempted to do it, and only in this case his type could possibly be revealed when separating would still be feasible at low cost“ (Ichino und Muehlheusser 2004, S. 1). Durch befristete Verträge könnte dieses Problem umgangen werden, da in einem längeren Beobachtungszeitraum weniger starke explizite Kontrolle erfolgen müsste.

Eine weitere Funktion ist die Selbstselektion von Arbeitnehmern (Loh 1994; Wang und Weiss 1998). Diese bringt den Vorteil, dass eine gewisse Vorauswahl erfolgt, ohne Firmenressourcen zu verbrauchen. So kann beispielsweise vermutet werden, dass bei längeren Probezeiten sich die besseren Agenten bewerben, da diese die erforderlichen Leistungen erbringen. Die „schlechten“ Agenten werden dagegen wohl eher abgeschreckt, da sie davon ausgehen müssen, als „schlecht“ identifiziert und entlassen bzw. nicht weiterbeschäftigt zu werden. Es ist allerdings auch ein anderes Szenario mit adverser Selektion denkbar. Denn sollten die „guten“ Agenten bereits in den Stammbeschafteten vertreten oder knapp auf dem Arbeitsmarkt sein, werden sie sich nicht auf Arbeitsplätze mit schlechteren Arbeitsbedingungen bewerben. Als Bewerber bleiben somit nur die „schlechten“ Agenten übrig, die die Firma gerade nicht beschäftigen möchte.

Bei Leiharbeit besteht ferner der Vorteil, dass der Verleihbetrieb eine Vorauswahl trifft, um geeignete Arbeitnehmer zu verleihen und die Kunden zufrieden zu stellen. Nach Autor (2001) sammeln Leiharbeitsfirmen Informationen über Leiharbeitnehmer, die an die Entleihbetriebe verkauft werden. Somit trägt der Verleiher einen Großteil der Such- und Screeningkosten (Milner und Pinker 2001, S. 1048 ff.).

Hypothese 1(b): Betriebe nutzen befristete Arbeitsverträge und Leiharbeit als verlängerte Probezeiten.

Aus den bisherigen Ausführungen zu den Gründen für die Nachfrage nach befristeter Beschäftigung und Leiharbeit können Rückschlüsse auf die Beschäftigungswirkungen gezogen werden. Flexible Beschäftigungsformen sind mit geringeren Anpassungskosten verbunden als Normalarbeitsverhältnisse (OECD 2004, S. 61 ff.). Hierdurch gewinnt die Firma eine höhere Anpassungsflexibilität, d. h., die Beschäftigung kann schneller an das gewinnmaximale Niveau angepasst werden (Bentolila und Saint-Paul 1992; Hagen 2003a; Meyer und Pfeifer 2005). Die Wirkung auf die Beschäftigungsentwicklung kann dagegen ambivalent sein (Saint-Paul 1996; Blanchard und Landier 2002; Dolado, Garcia-Serrano und Jimeno 2002). Bei einem positiven Nachfrageschock beschäftigt die Firma mehr Arbeitnehmer, falls sie sich aufgrund geringerer Anpassungskosten weniger „vorsichtig“ verhalten muss. Bei einem negativen Nachfrageschock werden dagegen weniger Arbeitnehmer beschäftigt, da Personalfreisetzung kostengünstiger realisiert werden können. Insgesamt sollte sich eine höhere betriebliche Anpassungsflexibilität positiv auf die Wettbewerbsfähigkeit der Firma auswirken, was tendenziell die Arbeitsnachfrage erhöhen sollte.

Ein weiteres Argument für eine positive Wirkung auf die Arbeitsnachfrage ist eine höhere Arbeitsproduktivität durch besseres Matching. Da Informationsasymmetrien hinsichtlich der Arbeitsmoral und Produktivität der Bewerber bestehen, kann sich ein Arbeitnehmer bei der täglichen Arbeit als ungeeignet herausstellen. Die Trennung von einem Arbeitnehmer ist jedoch mit Kosten verbunden, die das Unternehmen nur tragen wird, falls die geringe Produktivität des Arbeitnehmers dies rechtfertigt. Die Trennungskosten sind bei befristet Beschäftigten und Leiharbeitern geringer, sodass Fehlbesetzungen eher aufgehoben werden sollten. Aufgrund der geringeren Trennungskosten ist auch die Beschäftigungssicherheit geringer, d. h., negatives Arbeitsverhalten kann eher zu einer Trennung führen, woraus eine gewisse Anreizwirkung resultiert.

Die Produktivitätswirkungen können aber auch negativ sein. Denn befristet Beschäftigte und Leiharbeiter haben zunächst kein betriebspezifisches Humankapital und aufgrund der kürzeren Dauer der Betriebszugehörigkeit sind Investitionen in dieses weniger attraktiv. Rousseau und Libuser (1997) bestätigen, dass die Unfallhäufigkeit im Betrieb mit dem Anteil befristet Beschäftigter steigt, da diese unerfahrener sind, weniger Weiterbildung erhalten und weniger untereinander sowie mit der Stammbeslegschaft kommunizieren. Kahn (2000) findet in qualitativen Fallstudien gemischte Ergebnisse. In einigen Unternehmen unterscheiden sich befristet Beschäftigte kaum von der Stammbeslegschaft, während in anderen Unternehmen deutliche Produktivitätsunterschiede ausgemacht werden konnten. Es wird beispielsweise von einem Kaufhaus berichtet, indem die Kundenzufriedenheit mit Verkauf und Service positiv mit der Länge der Betriebszugehörigkeit korreliert ist. Des Weiteren können hohe Löhne und Zusatzleistungen als Anreizinstrumente für höhere Arbeitsleistungen (z. B. Effizienzlohntheorie) dienen. Falls diese Anreize bei temporären Beschäftigungsformen nicht gesetzt werden können, ist die Arbeitsleistung geringer als die der Stammbeslegschaft.

Neben Produktivitätswirkungen sind aber auch Kosteneffekte zu berücksichtigen. Gemäß den Theorien der kompensierenden Lohndifferenziale sollten befristet Beschäftigte und Leiharbeiter aufgrund ihrer unsicheren Beschäftigungssituation eine Lohnprämie erhalten. Demgegenüber stehen jedoch Überlegungen des dualen Arbeitsmarktes und einer geringeren Verhandlungsmacht, aus denen ein negatives Lohndifferential und weniger betriebliche Zusatzleistungen resultieren würden. Empirische Analysen bestätigen die negativen Effekte auf Lohn und Zusatzleistungen, die zwar unter Berücksichtigung der teilweise großen Unterschiede in den Ausstattungsmerkmalen der Beschäftigten (z. B. Betriebszugehörigkeit, Alter, Humankapital) und unbeobachtbarer Heterogenität abnehmen, aber bestehen bleiben (Addison und Surfield 2005). Hagen (2002) stellt für befristete Beschäftigte in Deutschland negative Lohneffekte fest, die zwischen -6% und -10% und unter Berücksichtigung der Stichprobenselektionsverzerrung sogar bei -23% liegen. Kvasnicka und Werwatz (2002, 2003) bestätigen die negativen Lohneffekte der Leiharbeit, die bei etwa -20% liegen. Da ein Entleihbetrieb kein Entgelt an Leiharbeitskräfte, sondern eine Gebühr an den Verleihbetrieb entrichten muss, profitiert er nur indirekt von den geringeren Löhnen. Die geringeren Beschäftigungskosten sollten sich posi-

tiv auf die Arbeitsnachfrage auswirken – insbesondere, falls aufgrund einer geringeren Produktivität mehr Arbeitnehmer benötigt werden, um die gleiche Outputmenge zu erstellen. Da insgesamt erwartet werden kann, dass die positiven Einflüsse auf die Beschäftigungsentwicklung überwiegen, wird folgende Hypothese formuliert:

Hypothese 2: Befristete Arbeitsverträge und Leiharbeit wirken sich positiv auf die Beschäftigungsentwicklung aus.

4 Verbreitung und Entwicklung in Niedersachsen

Die Entwicklung befristeter Beschäftigungsverhältnisse im Beobachtungszeitraum 2000-2004 ist nicht ganz eindeutig (vgl. Tabelle 1).³ Zwar ist der Anteil der Betriebe, die Arbeitnehmer mit befristeten Arbeitsverträgen beschäftigt haben, von 10% auf 18% angestiegen, aber der Anteil an allen Beschäftigten ist nahezu konstant bei etwa 5% bzw. bei 10% in Betrieben mit Nutzung des Instruments verblieben. Dies war auch Intention des Gesetzgebers, der mit dem TzBfG von 2001 zum einen die Befristungspraxis vereinfachen und zum anderen die Substitution dauerhafter Beschäftigungsverhältnisse vermeiden wollte. Ein Teil des Anstieges könnte durch die unsichere Wirtschaftslage begründet sein, die Befristungen für mehr Betriebe notwendig macht. Dagegen führt die für viele Betriebe geringere Güternachfrage in diesem Zeitraum zu einer geringeren Nachfrage nach befristeten Arbeitsverträgen.

Tabelle 1:

Entwicklung der befristeten Beschäftigung in Niedersachsen 2000 bis 2004,

- Angaben in % -

	2000	2001	2002	2003	2004
Anteil an allen Betrieben ^a	10	9	12	15	18
Anteil an allen Beschäftigten ^{a, b}	5	4	5	5	6
Anteil an Beschäftigten in Betrieben mit Nutzung ^{a, b}	10	9	11	9	11
Frauenanteil ^a	53	56	52	54	51
<i>Befristete Neueinstellungen^c</i>					
Anteil an allen Neueinstellungen	-	37	39	38	46
Anteil an Neueinstellungen in Betrieben mit befristeten Neueinstellungen	-	72	72	75	75

^a Stand: 30.06. – ^b Alle Beschäftigte ohne Auszubildende und Beamtenanwärter. – ^c Bezug: 1. Halbjahr.

Quelle: IAB-Betriebspanel Niedersachsen, Wellen 2000 bis 2004.

³ Die Auswertungen erfolgten mit hochgerechneten Daten der niedersächsischen Teilstichprobe des IAB-Betriebspanels (vgl. Abschnitt 5).

Der Anteil befristeter Neueinstellungen an allen Neueinstellungen hat im Vergleich zum Vorjahr einen deutlichen Sprung gemacht. Betrug der Anteil in den Jahren 2001 bis 2003 etwa 38%, so ist er im Jahr 2004 auf 46% angestiegen. In Betrieben, die befristete Neueinstellungen als Instrument nutzen, liegt der Anteil mit 75% noch deutlich höher. Insgesamt kann festgehalten werden, dass ein großer Teil der Neueinstellungen in Niedersachsen im 1. Halbjahr 2004 über befristete Verträge erfolgte. Dies spricht dafür, dass die Betriebe zunehmend Unsicherheitsfaktoren auf die Beschäftigten abwälzen.

Im Jahr 2001 wurden die Betriebe zur Übernahme befristet Beschäftigter in unbefristete Arbeitsverhältnisse befragt. Im ersten Halbjahr 2001 wurden fast 19 000 Beschäftigte, die zuvor befristet im Betrieb beschäftigt waren, übernommen. Hieraus ergibt sich in etwa eine Übernahmequote von 15%. Ungefähr 4% aller Betriebe bzw. 46% der Betriebe mit befristet Beschäftigten übernahmen zuvor befristet Beschäftigte in unbefristete Beschäftigungsverhältnisse.

Über die Entwicklung der Leiharbeit in Niedersachsen informiert Tabelle 2. Gerade einmal 2% aller Betriebe nutzen Leiharbeit. Der Anteil der Leiharbeiter an allen Beschäftigten liegt unter 1% und in Betrieben mit Leiharbeit bei 5%. Diese Entwicklung ist etwas überraschend, da im Januar 2003 („Erstes Gesetz für moderne Dienstleistungen am Arbeitsmarkt“) die Beschäftigung von Leiharbeitern vereinfacht wurde. Dem wirkt jedoch entgegen, dass im Januar 2002 („Job-Aktiv-Gesetz“) ein Gleichbehandlungsgrundsatz eingeführt wurde, der ebenso wie die im Jahr 2003 abgeschlossenen Tarifverträge zu einer Entgelterhöhung für Leiharbeiter führt. Insgesamt entspricht die Entwicklung der Intention des Gesetzgebers, der die Substitution von dauerhaften Beschäftigungsverhältnissen und Diskriminierung von Leiharbeitern vermeiden will, ohne dass den Betrieben die Einstellung von Leiharbeitern erschwert wird. Ein weiterer Grund für die anhaltende Bedeutungslosigkeit der Leiharbeit könnte die schlechte Wirtschaftslage sein, die Zusatzpersonal in den Betrieben unnötig macht.

Tabelle 2:

Entwicklung der Leiharbeit in Niedersachsen 2002 bis 2004

- Angaben in % -

	2002	2003	2004
Anteil an allen Betrieben ^a	3	2	2
Anteil an allen Beschäftigten ^{a, b}	1	1	1
Anteil an Beschäftigten in Betrieben mit Nutzung ^{a, b}	4	5	5

^a Stand: 30.06. – ^b Alle Beschäftigte ohne Auszubildende und Beamtenanwärter.

Quelle: IAB-Betriebspanel Niedersachsen, Wellen 2002 bis 2004.

Im Jahr 2003 war Leiharbeit ein Schwerpunkt in der Betriebsbefragung des IAB, sodass einige zusätzliche Informationen vorliegen (vgl. Tabelle 3). Im Verarbeitenden Gewer-

be, welches die überwiegende Mehrheit der Leiharbeiter beschäftigt (72% aller Leiharbeiter), setzen immerhin 13% aller Betriebe Leiharbeitskräfte ein, die in dieser Branche über 2% aller Beschäftigten zum 30.6.2003 ausmachen. Die Verteilung der Leiharbeitskräfte nach Tätigkeitsgruppen zeigt deutlich, dass vor allem un- und angelernte Arbeiter sowie Facharbeiter nachgefragt werden. So waren insgesamt nur 11% und im Verarbeitenden Gewerbe sogar nur 5% aller Leiharbeitskräfte Angestellte. Der Anteil der Angestellten für einfache Tätigkeiten ist dabei schwindend gering.

Tabelle 3:
Leiharbeit in Niedersachsen 2003

	Anteile in %	
	insgesamt	Verarbeitendes Gewerbe
<i>Verbreitung, Stand: 30.06.2003</i>		
Anteil an allen Betrieben	3	13
Anteil an allen Beschäftigten ^a	1	2
<i>Verteilung nach Beschäftigtengruppen, 1. Halbjahr 2003</i>		
un- und angelernte Arbeiter	39	48
Facharbeiter/-innen	50	47
Angestellte, einfache Tätigkeiten	1	1
Angestellte, qualifizierte Tätigkeiten mit Berufsausbildung	4	2
Angestellte, qualifizierte Tätigkeiten mit Studienabschluss	6	2
<i>Verteilung nach Einsatzdauer im 1. Halbjahr 2003</i>		
bis zu einer Woche	12	8
länger als 1 Woche bis zu 6 Wochen	38	32
länger als 6 Wochen bis zu 3 Monaten	16	20
länger als 3 Monate bis zu 1 Jahr	28	36
länger als 1 Jahr	6	4
<i>Übernahme im 1. Halbjahr 2003</i>		
Anteil an Betrieben mit Leiharbeit	12	10
Anteil Übernommene an Leiharbeitern	10	4

^a Alle Beschäftigte ohne Auszubildende und Beamtenanwärter.

Quelle: IAB-Betriebspanel Niedersachsen, Welle 2003.

Die Verteilung der Leiharbeitskräfte nach der Länge der Einsatzdauer zeigt, dass der Großteil (66%) höchstens drei Monate in einem Betrieb eingesetzt wird. Die Hälfte aller Leiharbeitskräfte hat sogar eine Einsatzdauer von maximal sechs Wochen. Da nach dem Gesetz sogar sechsmonatige Probezeiten zugelassen sind, scheint dies ein erstes Anzeichen dafür zu sein, dass Leiharbeit nur in geringem Ausmaß als verlängerte Probezeit genutzt wird. Hierfür spricht auch, dass Übernahmen von Leiharbeitskräften in die eigene Belegschaft relativ selten sind und zwar vor allem im verarbeitenden Gewerbe.

5 Daten und Methode

Im Rahmen des IAB-Betriebspanels werden jährlich ca. 1 000 niedersächsische Betriebe mit mindestens einem sozialversicherungspflichtigen Beschäftigten befragt (Gerlach, Hübler und Meyer 2003). Die Stichprobe ist dabei nach Branchen und Betriebsgrößenklassen geschichtet und kann betriebsproportional hochgerechnet werden. Für die ökonomische Analyse wird ein ungewichtetes „balanced panel“ für den jeweiligen Beobachtungszeitraum verwendet.⁴ Betriebe, die ihr Geschäftsvolumen nicht als Umsatz messen, werden ebenso aus der Analyse ausgeschlossen wie Betriebe aus dem Non-Profit-Sektor und öffentliche Verwaltungen.

Die Überprüfung des ersten Hypothesenpaares erfolgt mittels Regressionen für die Nutzungsintensität gemäß der Schätzgleichungen (1) und (2). Die abhängigen Variablen sind zum einen der Anteil befristet Beschäftigter (B) an allen Beschäftigten (L) am 30. Juni eines Jahres und zum anderen der Anteil von Leiharbeitskräften (T) an allen Beschäftigten (L) am 30. Juni. Für befristete Beschäftigung liegen Informationen für die Jahre 2000 bis 2004 vor, während Leiharbeit erst in den Jahren 2002 bis 2004 abgefragt wurde. Die Basis für die empirischen Auswertungen bilden jeweils Betriebe, die in mindestens einer Periode des Beobachtungszeitraumes Befristungen bzw. Leiharbeit nutzen. Diese Abgrenzung umfasst somit Betriebe, die grundsätzlich von einer der Beschäftigungsformen Gebrauch machen und in denen keine speziellen betrieblichen Merkmale gegen eine Nutzung sprechen, sondern lediglich in einigen Perioden keine Nachfrage nach temporären Beschäftigungsformen bestehen (z. B. schlechte wirtschaftliche Lage). Da hier die Nutzungsintensität und nicht die Nutzungswahrscheinlichkeit analysiert wird, handelt es sich um eine adäquate Abgrenzung, die zudem das Problem der Stichprobenverzerrung verringert. Ferner wird das Problem zensierter Beobachtungen umgangen, sodass eine einfache OLS Schätzung verwendet werden kann.⁵

4 Gewichtete Regressionen sind nicht erforderlich, da Betriebsgrößenklassen und Branchen als Kontrollvariablen in den Schätzungen berücksichtigt werden.

5 Aufgrund zensierter Daten würde ein OLS-Schätzer bei einer Regression für alle Betriebe einen Bias enthalten. Daher wären Tobit-Schätzungen die angemessene Methode. Das Standard-Tobit-Modell (tobit I) geht jedoch von den restriktiven Annahmen aus, dass zum einen die Nutzungsintensität von den gleichen Variablen erklärt wird wie die Nutzungswahrscheinlichkeit und zum anderen die Koeffizienten in beiden Schätzgleichungen dieselben Vorzeichen haben (Verbeek, 2000, S. 207)). Da die zweite Annahme hier nicht erfüllt ist (z. B. aufgrund des ambivalenten Einflusses von Arbeitnehmervertretungen (Pfeifer, 2005a)), ist für die Schätzungen der Nutzungsintensität das Standard-Tobit-Modell für alle Betriebe ungeeignet. Eine Alternative wäre das Sample-Selection-Modell (tobit II) nach Heckman (1979), das berücksichtigt, dass Betriebe mit Nutzung einer bestimmten Beschäftigungsform keine Zufallsauswahl aus der Stichprobe sind. Allerdings ist diese Methode mit einigen Problemen behaftet, die gerade bei kleineren Samples hervortreten. Außerdem müssten einige Variablen in der zweiten Schätzgleichung ausgeschlossen werden, um eine korrekte Identifikation zu gewährleisten. Da jedoch aus theoretischer Sicht keine Veranlassung besteht, davon auszugehen, dass die Nutzungsinten-

Zur Überprüfung der Hypothese 1(a), dass eine Ausweitung der Beschäftigung bei positiven Nachfrageschocks stärker über temporäre Beschäftigungsformen erfolgt, ist ein Indikator für Nachfrageschocks erforderlich. Hierzu wird die Differenz des logarithmierten tatsächlichen Umsatzes des letzten Geschäftsjahres (Y_{t-1}) und des logarithmierten erwarteten Umsatzes des laufenden Geschäftsjahres (Y_t^e) verwendet. Ob temporäre Beschäftigung als Screening-Instrument genutzt wird (Hypothese 1(b)), kann durch eine Dummy-Variable (D) überprüft werden, die den Wert eins annimmt, falls der Betrieb im Jahr 2000 oder 2001 Arbeitnehmer aus befristeten in unbefristete Beschäftigungsverhältnisse übernommen hat bzw. im Jahr 2003 Leiharbeitskräfte übernommen hat. Diese Variable kann als Indikator dafür angesehen werden, dass ein Betrieb temporäre Beschäftigungsformen als Screening-Instrument nutzt. Sollte das erste Hypothesenpaar korrekt sein, so müssten beide Variablen einen signifikant positiven Einfluss auf die Nutzungsintensität von befristeter Beschäftigung und Leiharbeit haben.

In den Schätzungen wird ferner für verschiedene andere Einflussfaktoren kontrolliert (X). Der unterschiedlichen Beschäftigtenstruktur in den Betrieben wird durch die Anteile von Teilzeitbeschäftigten, Frauen, Arbeitern und qualifizierten Beschäftigten zum 30. Juni eines Jahres Rechnung getragen. Institutionelle Einflüsse werden durch Dummy-Variablen für die Existenz eines Betriebsrates und eines Tarifvertrages erfasst. Weitere Kontrollvariablen sind die Betriebsgrößenklasse und die Branche. Zudem werden aggregierte Einflüsse durch Jahresdummies erfasst. Schätzgleichungen (1) und (2) lauten somit wie folgt:

$$\frac{B_{it}}{L_{it}} = \alpha_0 + \alpha_1(\log Y_{it}^e - \log Y_{i,t-1}) + \alpha_2 D_{i,2000,2001} + \alpha_3 X_{it} + u_{it} \quad (1)$$

$$\frac{T_{it}}{L_{it}} = \alpha_0 + \alpha_1(\log Y_{it}^e - \log Y_{i,t-1}) + \alpha_2 D_{i,2003} + \alpha_3 X_{it} + u_{it} \quad (2)$$

wobei i ein Firmenindex, t ein Zeitindex, α die Koeffizienten und u ein Störterm ist.

Der Einfluss von befristeter Beschäftigung und Leiharbeit auf die Beschäftigungsentwicklung (Hypothese 2) kann lediglich mit Daten für die Jahre 2003 und 2004 analysiert werden, da Leiharbeit erst seit dem Jahr 2002 erfasst wird und somit Informationen über die Veränderung der Gesamtbeschäftigung inklusive Befristungen und Leiharbeit erst ab dem Jahr 2003 vorliegen. Die abhängige Variable ist die Differenz der logarithmierten Anzahl der Gesamtbeschäftigung in Periode t und der logarithmierten Anzahl der Gesamtbeschäftigung in Periode $t-1$ (Stichtag ist jeweils der 30. Juni eines Jahres). Aus der statischen Arbeitsnachfragefunktion (3) mit der Gesamtbeschäftigung L , einem Vektor

sität von anderen Variablen beeinflusst wird als die Nutzungswahrscheinlichkeit, steht man hier vor einem weiteren Problem. Denn die Ergebnisse sind sehr sensitiv gegenüber Änderungen der Spezifikation.

erklärender Variablen X , dem Firmenindex i , dem Zeitindex t , den Koeffizienten α und dem Störterm u lässt sich durch Einsetzen von Gleichung (4) und Umstellen nach $\log(L_{it})$ die dynamische Arbeitsnachfragefunktion (5) herleiten (Meyer und Pfeifer 2005).

$$\log(L_{it}^*) = \alpha_0 + \alpha_1 X_{it} + u_{it}. \quad (3)$$

$$\frac{L_{it}}{L_{i,t-1}} = \left(\frac{L_{it}^*}{L_{i,t-1}} \right)^\lambda, \quad (4)$$

$$\log(L_{it}) = \alpha_0 \lambda + \alpha_1 \lambda X_{it} + (1 - \lambda) \log(L_{i,t-1}) + \lambda u_{it}. \quad (5)$$

Die Schätzgleichung (5) wurde von Meyer und Pfeifer (2005) für befristete Beschäftigte und unbefristet Beschäftigte geschätzt, mit dem Ergebnis, dass die Anpassungsgeschwindigkeit (gemessen durch den Anpassungskoeffizienten λ) der befristeten Beschäftigung höher ist. Für die Schätzung der Beschäftigungsentwicklung ist jedoch die Differenz zur Vorperiode von Interesse, weshalb eine weitere Umstellung erforderlich ist.

$$\log(L_{it}) - \log(L_{i,t-1}) = \alpha_0 \lambda + \alpha_1 \lambda X_{it} - \lambda \log(L_{i,t-1}) + \lambda u_{it} \quad (6)$$

Die Herleitung der Schätzgleichung (6) zeigt, dass als erklärende Variable die logarithmierte Gesamtbeschäftigung der Vorperiode aufgenommen werden muss, deren betragsmäßiger Koeffizient dem Anpassungskoeffizienten entspricht. Als erklärende Variablen, die in der Schätzgleichung als Vektor X_{it} abgebildet sind, dienen sowohl Differenzen als auch Niveaugrößen der Anteile der befristet Beschäftigten bzw. Leiharbeitskräfte an allen Beschäftigten im Betrieb. Die Differenz der Anteile in Periode t und $t-1$ gibt den kurzfristigen Einfluss an, der durch die Anpassung der Beschäftigung im Sinne der dualen Arbeitsmarkttheorie entsteht, d. h., eine Ausweitung der Gesamtbeschäftigung erfolgt durch eine Ausweitung der Randbelegschaft. Die Niveaugröße zum Zeitpunkt t erfasst dagegen langfristige Beschäftigungseffekte (z. B. durch besseres Matching).

Zusätzlich zu den Kontrollvariablen in den vorherigen Schätzungen zur Nutzungsintensität werden Dummy-Variablen aufgenommen, die die Eingliederung, Ausgliederung oder Schließung eines Betriebsteiles seit der letzten Befragung kontrollieren. Die Schätzung von Gleichung (6) erfolgt mittels OLS, da für eine Schätzung mit GMM zu wenig Wellen vorliegen. Daher sollten die Ergebnisse vorsichtig interpretiert und in einigen Jahren nochmals kontrolliert werden.

6 Ergebnisse der ökonometrischen Analysen

Die Ergebnisse der Regression zur Nutzungsintensität von befristeten Arbeitsverträgen sind in Tabelle 4 enthalten. Der Anteil der befristet Beschäftigten an allen Beschäftigten erhöht sich signifikant mit einem stärkeren positiven Nachfrageschock. Dieses Ergebnis

kann im Rahmen dualer Arbeitsmärkte als eine Ausweitung der Beschäftigung über eine flexible Randbelegschaft interpretiert werden. Hypothese 1(a), dass befristete Beschäftigung als Anpassungsinstrument genutzt wird, kann somit bestätigt werden. Betriebe, die befristet Beschäftigte in unbefristete Beschäftigungsverhältnisse übernehmen, haben ebenfalls einen höheren Anteil befristet Beschäftigter, was für eine Nutzung als Screening-Instrument spricht, womit auch Hypothese 1(b) bestätigt ist. Sowohl der logarithmierte Nachfrageschock als auch die Dummy-Variable zur Übernahme sind signifikant auf dem 1%-Niveau. Ein Vergleich der Beta-Koeffizienten zeigt, dass der Einfluss der Übernahme stärker ist als der des Nachfrageschocks. In Random-Effects Schätzungen verliert die Übernahmevariable allerdings an Einfluss und ist nur noch auf dem 10%-Niveau signifikant.⁶

Die weiteren erklärenden Variablen haben den aus anderen Studien bekannten Einfluss (Boockmann und Hagen 2003; Pfeifer 2005a). Für die Nutzung als Vertretungsinstrument bei temporärer Abwesenheit von Beschäftigten spricht, dass die Nutzungsintensität in Betrieben mit einem höheren Frauenanteil größer und mit einem höheren Anteil Teilzeitbeschäftigter geringer ist. Denn zum einen sind Frauen häufiger mittel- und langfristige abwesend als Männer (z. B. Schwangerschaft, Elternzeit), und zum anderen können Teilzeitbeschäftigte Freizeit und Beruf besser miteinander vereinbaren, sodass sich Abwesenheit häufig erübrigt. Des Weiteren werden befristete Arbeitsverträge stärker genutzt bei einem höheren Arbeiteranteil, während die Nutzungsintensität mit dem Anteil qualifizierter Arbeitnehmer sinkt. Dieser Befund kann mit der Bedeutung von betriebspezifischem Humankapital und Substitutionsmöglichkeiten erklärt werden. Der Einfluss von Betriebsräten und Tarifverträgen ist negativ, wenn auch nicht signifikant, was für eine Vermeidung von Substitution dauerhafter Beschäftigungsverhältnisse spricht.

Die Standardfehler in der Schätzung für die Nutzungsintensität von Leiharbeit (vgl. Tabelle 5) sind größer als in der obigen Schätzung für Befristungen, was durch die kleinere Stichprobe begründet sein könnte. Dies führt zu deutlich geringeren Signifikanzniveaus der Koeffizienten. Der Einfluss des Nachfrageschocks ist lediglich auf dem 10%-Niveau signifikant. Die Übernahme von Leiharbeitern in die eigene Belegschaft erhöht zwar die Nutzungsintensität, aber der Einfluss ist statistisch nicht gesichert. Zudem zeigt der Vergleich der Beta-Koeffizienten, dass der Einfluss des logarithmierten Nachfrageschocks stärker ist als der der Übernahmevariable. In Random-Effects Schätzungen ist der Einfluss der Übernahme erneut geringer, während der Einfluss des Nachfrageschocks stärker und nun auf dem 5%-Niveau signifikant ist. Diese Ergebnisse sprechen dafür, dass Leiharbeit entsprechend Hypothese 1(a) als Anpassungsinstrument im Sinne dualer Arbeitsmärkte genutzt wird. Aber die empirische Evidenz für die Nutzung von Leiharbeit als Screening-Instrument gemäß Hypothese 1(b) ist recht schwach. Screening scheint eher

⁶ Die zusätzlich durchgeführten Random-Effects Regressionen sind in diesem Beitrag nicht explizit ausgewiesen, da sie im Grundsatz nur die Ergebnisse bestätigen. Sie können aber auf Wunsch beim Autor angefordert werden.

durch Befristungen als durch Leiharbeit zu erfolgen, worauf bereits die recht kurzen Einsatzdauern von Leiharbeitern sowie die höheren Übernahmequoten und vielen Neueinstellungen von befristet Beschäftigten hindeuteten (vgl. Abschnitt 4). Weitere signifikante Einflüsse auf die Nutzungsintensität von Leiharbeit haben lediglich der Arbeiteranteil (positiv) und die Existenz eines Betriebsrates (negativ). Die theoretischen Begründungen entsprechen denen bei befristeter Beschäftigung.

Tabelle 4:
Nutzungsintensität befristeter Beschäftigung 2000 bis 2004

	Koeffizient	Beta-Koeffizient	Standardfehler	
Nachfrageschock	0,064	0,125	0,019	***
Übernahme aus Befristung	0,022	0,161	0,006	***
Anteil Teilzeitbeschäftigte	-0,069	-0,141	0,023	***
Anteil weibliche Beschäftigte	0,072	0,239	0,016	***
Anteil Arbeiter	0,035	0,123	0,013	***
Anteil qualifizierte Beschäftigte	-0,023	-0,090	0,011	**
Betriebsrat	-0,006	-0,040	0,007	
Tarifvertrag	-0,010	-0,064	0,006	
5-19 Beschäftigte	-0,021	-0,102	0,017	
20-99 Beschäftigte	-0,026	-0,183	0,017	
100-499 Beschäftigte	-0,019	-0,136	0,018	
500 und mehr Beschäftigte	-0,028	-0,079	0,022	
Verarbeitendes Gewerbe	-0,067	-0,447	0,017	***
Baugewerbe	-0,066	-0,269	0,019	***
Handel und Reparatur	-0,061	-0,248	0,019	***
Dienstleistungen	-0,069	-0,311	0,018	***
2001	-0,005	-0,030	0,008	
2002	0,002	0,010	0,008	
2003	0,011	0,062	0,008	
2004	0,000	0,002	0,008	
Konstante	0,114		0,027	***
Anzahl Beobachtungen	690			
R ²	0,149			
Korrigiertes R ²	0,124			

Koeffizienten sind signifikant auf dem * 10%-, ** 5%- und *** 1%-Niveau. Abhängige Variable ist der Anteil befristet Beschäftigter an allen Beschäftigten.

Quelle: IAB-Betriebspanel Niedersachsen, Wellen 2000 bis 2004.

Tabelle 5:
Nutzungsintensität Leiharbeit 2002 bis 2004

	Koeffizient	Beta-Koeffizient	Standardfehler	
Nachfrageschock	0,070	0,101	0,038	*
Übernahme aus Leiharbeit	0,020	0,082	0,013	
Anteil Teilzeitbeschäftigte	-0,051	-0,074	0,048	
Anteil weibliche Beschäftigte	-0,007	-0,017	0,034	
Anteil Arbeiter	0,049	0,121	0,029	*
Anteil qualifizierte Beschäftigte	-0,007	-0,020	0,022	
Betriebsrat	-0,025	-0,129	0,013	*
Tarifvertrag	0,006	0,031	0,012	
5-19 Beschäftigte	0,006	0,020	0,037	
20-99 Beschäftigte	-0,042	-0,237	0,036	
100-499 Beschäftigte	-0,057	-0,340	0,036	
500 und mehr Beschäftigte	-0,062	-0,218	0,039	
Verarbeitendes Gewerbe	-0,005	-0,026	0,041	
Baugewerbe	-0,002	-0,006	0,044	
Handel und Reparatur	-0,022	-0,055	0,046	
Dienstleistungen	0,023	0,080	0,044	
2003	0,010	0,059	0,010	
2004	0,012	0,070	0,010	
Konstante	0,076		0,062	
Anzahl Beobachtungen	345			
R ²	0,142			
Korrigiertes R ²	0,094			

Koeffizienten sind signifikant auf dem * 10%-, ** 5%- und *** 1%-Niveau. Abhängige Variable ist der Anteil der Leiharbeiter an allen Beschäftigten.

Quelle: IAB-Betriebspanel Niedersachsen, Wellen 2002 bis 2004.

Die Ergebnisse zur Nutzungsintensität von befristeter Beschäftigung und Leiharbeit in Tabelle 4 und Tabelle 5 bestätigen die grundsätzlichen Überlegungen, dass temporäre Beschäftigungsformen sowohl als Anpassungsinstrument bei Nachfrageschocks als auch als Screening-Instrument zur Feststellung der Produktivität neu eingestellter Arbeitnehmer genutzt werden. Daher scheint auch Hypothese 2 plausibel zu sein, dass sich befristete Beschäftigung und Leiharbeit positiv auf die Beschäftigungsentwicklung auswirken. Die Schätzung für die Beschäftigungsentwicklung in Tabelle 6 bestätigt auch den positiven Einfluss beider Beschäftigungsformen. So ist eine Ausweitung des Anteils befristet Beschäftigter und Leiharbeiter (positives Wachstum) signifikant positiv ($p < 0,01$) mit der logarithmierten Veränderung der Beschäftigung korreliert. Dies bestätigt erneut die Überlegungen des dualen Arbeitsmarktes, dass eine Ausweitung der Beschäftigung über eine flexible Randbelegschaft erfolgt und im Fall von Beschäftigungsaufbau zu mehr Beschäf-

tigung führt. Aber entsprechend den theoretischen Überlegungen sollte es in der umgekehrten Situation zu einem schnelleren Beschäftigungsabbau kommen, da die Anpassungskosten geringer sind. Ein Vergleich der Beta-Koeffizienten deutet daraufhin, dass eine kurzfristige Ausweitung der Beschäftigung stärker über Leiharbeit als über Befristungen erfolgt.

Tabelle 6:
Einflüsse auf die Beschäftigungsentwicklung 2003 bis 2004

	Koeffizient	Beta-Koeffizient	Standardfehler	
Wachstum Anteil Befristungen	0,406	0,123	0,124	***
Anteil befristet Beschäftigte in t	0,175	0,075	0,093	*
Wachstum Anteil Leiharbeitskräfte	0,724	0,190	0,160	***
Anteil Leiharbeitskräfte in t	0,113	0,033	0,144	
Anzahl Beschäftigte in t-1 [-λ]	-0,016	-0,133	0,006	***
Nachfrageschock	0,353	0,237	0,051	***
Anteil Teilzeitbeschäftigte	0,117	0,132	0,040	***
Anteil weibliche Beschäftigte	-0,104	-0,148	0,036	***
Anteil Arbeiter	-0,035	-0,057	0,027	
Anteil qualifizierte Beschäftigte	0,014	0,020	0,027	
Betriebsrat	0,028	0,077	0,017	*
Tarifvertrag	-0,004	-0,011	0,014	
Betriebsteil eingegliedert	0,165	0,126	0,043	***
Betriebsteil ausgegliedert	-0,228	-0,186	0,041	***
Betriebsteil geschlossen	-0,150	-0,139	0,036	***
Verarbeitendes Gewerbe	-0,035	-0,096	0,032	
Baugewerbe	-0,069	-0,117	0,036	*
Handel und Reparatur	-0,038	-0,067	0,036	
Dienstleistungen	-0,027	-0,060	0,035	
2004	-0,019	-0,053	0,012	*
Konstante	0,102		0,042	**
Anzahl Beobachtungen	716			
R ²	0,285			
Korrigiertes R ²	0,265			

Koeffizienten sind signifikant auf dem * 10%-, ** 5%- und *** 1%-Niveau. Abhängige Variable ist die Differenz der logarithmierten Beschäftigungsentwicklung.

Quelle: IAB-Betriebspanel Niedersachsen, Wellen 2002 bis 2004.

Eine dauerhafte positive Beschäftigungswirkung, die von einer höheren Wettbewerbsfähigkeit oder einer höheren Produktivität der Beschäftigten ausgehen könnte, scheint eher bei befristeter Beschäftigung als bei Leiharbeit vorzuliegen. Denn zum einen ist le-

diglich der Anteil befristet Beschäftigter signifikant ($p < 0,10$) und zum anderen ist der Beta-Koeffizient deutlich größer. Auf Basis dieser Ergebnisse kann Hypothese 2 tendenziell bestätigt werden. Jedoch sollten die Erwartungen an eine dauerhafte Erhöhung der Beschäftigung durch eine stärkere Verbreitung und Nutzung temporärer Beschäftigungsformen nicht zu hoch gesteckt werden.

Die Kontrollvariablen haben die erwarteten Koeffizienten. Beispielsweise ist die Beschäftigungsentwicklung positiv mit dem logarithmierten Nachfrageschock und der Eingliederung von Betriebsteilen korreliert, während eine Ausgliederung bzw. Schließung eines Betriebsteils die Beschäftigungsentwicklung verschlechtert. Erwähnenswert ist zudem, dass im Baugewerbe und im Jahr 2004 eine schlechtere Beschäftigungsentwicklung vorzufinden ist. Eine Interpretation des Anpassungskoeffizienten λ sollte anhand dieser Schätzung nicht erfolgen, da er aufgrund der Schätzmethode verzerrt sein dürfte, was sich aber nicht auf die anderen Koeffizienten auswirkt, da diese recht robust gegenüber Änderungen der Spezifikation sind. Eine Schätzung des Anpassungskoeffizienten sollte mit dem GMM-Ansatz nach Arellano und Bond (1991) für dynamische Arbeitsnachfragefunktionen erfolgen. Die Ergebnisse einer solchen ökonometrischen Analyse für befristete und unbefristete Beschäftigung mit der Berechnung entsprechender Anpassungskoeffizienten, Mediananpassungsdauern, Output- und Lohnelastizitäten finden sich bei Meyer und Pfeifer (2005). Sie bestätigen, dass die Anpassung der Beschäftigung an die Nachfrage schneller über befristete Beschäftigung als über unbefristete Beschäftigung erfolgt, was zu einer höheren Beschäftigungssicherheit der unbefristet Beschäftigten führt.

7 Fazit

Die theoretischen Überlegungen zu den Determinanten der Nutzungsintensität und den Beschäftigungswirkungen temporärer Beschäftigungsformen konnten in der empirischen Analyse weitestgehend bestätigt werden. Da sowohl befristete Beschäftigung als auch Leiharbeit mit geringeren Anpassungskosten verbunden sind als Normalarbeitsverhältnisse, können Betriebe ihre Beschäftigung schneller an das gewinnmaximale Niveau anpassen. Dies führt bei einem Beschäftigungsaufbau zu mehr und bei einem Beschäftigungsabbau zu weniger Beschäftigung gegenüber einer Situation ohne temporäre Beschäftigungsmöglichkeiten. Dauerhafte Beschäftigungswirkungen sind daher nur zu erwarten, falls die höhere Anpassungsflexibilität zu einer Erhöhung bzw. Erhaltung der Wettbewerbsfähigkeit führt. Eine eindeutig positive Wirkung ist für die Stammebelegschaft zu erwarten. Denn sie genießt eine höhere Beschäftigungssicherheit auf Kosten einer flexiblen Randbelegschaft aus befristet Beschäftigten und Leiharbeitskräften. An dieser Stelle ist die Frage zu stellen, ob eine solche Segmentierung der Erwerbspersonen erstrebenswert ist oder ob nicht die Beschäftigungsunsicherheiten, Lohnabschläge und

weitere Nachteile für temporär Beschäftigte zu vermeiden sind (Booth, Francesconi und Frank 2002; OECD 2002, S. 127 ff.; Jahn 2004).

Ein weiterer Grund für die Nachfrage nach temporären Beschäftigungsformen ist die Nutzung als verlängerte Probezeit, um ein Screening neuer eingestelltter Arbeitnehmer vorzunehmen, wodurch ein besseres Matching erreicht werden kann. Die hieraus erzielte höhere Produktivität kann sich in einer Steigerung der Wettbewerbsfähigkeit niederschlagen und zu einer dauerhaft positiveren Beschäftigungsentwicklung beitragen. Für in Normalarbeitsverhältnisse übernommene Beschäftigte besteht ferner der Vorteil einer höheren Entlohnung, falls sie durch das bessere Matching ein höheres Wertgrenzprodukt besitzen. Aus arbeitsmarktpolitischer Perspektive sollen temporäre Beschäftigungsformen Arbeitslosen eine Möglichkeit bieten, dauerhaft Beschäftigung zu finden, d. h. als Beschäftigungsbrücke dienen. Booth, Francesconi und Frank (2002) sowie Hagen (2003b) können diese Überlegung für befristete Beschäftigung auch teilweise empirisch bestätigen. Nach Ochel (2003) erfüllen gewerbliche Verleihfirmen die Brückenfunktion nur bedingt, während vermittlungsorientierte Einrichtungen (z. B. START Zeitarbeit NRW GmbH) deutlich höhere Übernahmequoten erzielen. Die in dem vorliegenden Beitrag vorgestellten empirischen Ergebnisse zeigen, dass eine Screening- und Eingliederungsfunktion eher von befristeten Arbeitsverträgen als von Leiharbeit ausgeht. Daher ist der Weg, Arbeitslose über Leiharbeit in den ersten Arbeitsmarkt zu integrieren, bisher als nicht sehr vielversprechend einzustufen. Die Erfolge der Personal-Service-Agenturen sind jedoch noch abzuwarten und sollten erst bei einem wirtschaftlichen Aufschwung zu erkennen sein. Auf Basis der durchgeführten mikroökonomischen Analyse sind die positiven dauerhaften Wirkungen von befristeten Arbeitsverträgen und Leiharbeit auf die Entwicklung der Gesamtbeschäftigung als eher gering einzuschätzen, da die kurzfristige Nutzung im Vordergrund steht. Dies gilt in noch stärkerem Maße für Leiharbeit als für befristete Beschäftigung. Zudem sind Substitutionseffekte zu berücksichtigen, da dauerhaft Beschäftigte aufgrund relativer Kostenvorteile durch befristet Beschäftigte oder Leiharbeiter verdrängt werden könnten.

Um eine noch stärkere Dualisierung des Arbeitsmarktes zu vermeiden, könnten Alternativen zu temporären Beschäftigungsformen in Betracht gezogen werden. Dies empfehlen auch Blanchard und Landier (2002), die in Frankreich tendenziell negative Wohlfahrtseffekte von befristeten Arbeitsverträgen feststellen. Eine Alternative wäre beispielsweise die Reduzierung von Anpassungskosten durch Abbau einiger Restriktionen im KSchG. So könnte eine Vereinfachung betriebsbedingter Kündigungen die Anpassungsflexibilität der Betriebe erhöhen. Die Screening- bzw. Brückenfunktion temporärer Beschäftigungsformen ist nur attraktiv, weil gesetzliche und tarifvertragliche Restriktionen die Länge der Probezeiten begrenzen sowie personen- und verhaltensbedingte Kündigungen recht schwer durchzusetzen sind. Eine Lockerung der bestehenden Restriktionen könnte sogar direktere Wirkungen als temporäre Beschäftigungsverhältnisse entfalten. Hiervon könnten auch verstärkt Anreize ausgehen, da beispielsweise „Shirking“ von Betrieben einfacher sanktioniert werden kann.

Literaturverzeichnis

- Addison, J. T.; Surfield, C. J.* (2005): "Atypical work" and compensation, in: IZA Discussion Paper No. 1477.
- Arellano, M.; Bond, S.* (1991): Some test of specification for panel data: Monte Carlo evidence and an application to employment equations, in: *Review of Economic Studies* 58 (2), pp. 277-297.
- Atkinson, J.* (1987): Flexibility or fragmentation? The United Kingdom labour market in the eighties, in: *Labour and Society* 12 (1), pp. 87-105.
- Autor, D. H.* (2001): Why do temporary help firms provide free general skills training? in: *Quarterly Journal of Economics* 116 (4), pp. 1409-1448.
- Barney, J. B.* (1991): Firm resources and sustained competitive advantages, in: *Journal of Management* 17 (1), pp. 99-120.
- Bellmann, L.* (2004): Zur Entwicklung der Leiharbeit in Deutschland – Theoretische Überlegungen und empirische Ergebnisse aus dem IAB-Betriebspanel, in: *Sozialer Fortschritt* 53 (6), S. 135-142.
- Bentolila, S.; Saint-Paul, G.* (1992): The macroeconomic impact of flexible labor contracts, with an application to Spain, in: *European Economic Review* 36 (5), pp. 1013-1053.
- Bispinck, R. et al.* (2004): Tarifpolitischer Jahresbericht 2003: Konflikt um Tarifautonomie – Kampf um Lohnprozente. Informationen zur Tarifpolitik. WSI, Düsseldorf.
- Blanchard, O.; Landier, A.* (2002): The perverse effects of partial labour market reforms: fixed duration contracts in France, in: *Economic Journal* 112 (6), F214-F244.
- Boockmann, B.; Hagen, T.* (2003): Works councils and fixed-term employment: Evidence from West German establishments, in: *Schmollers Jahrbuch* 123 (3), S. 359-381.
- Booth, A. L.; Francesconi, M.; Frank, J.* (2002): Temporary jobs: Stepping stones or dead ends? in: *Economic Journal* 112 (6), F189-F213.
- Brodsky, M. M.* (1994): Labor market flexibility: a changing international perspective, in: *Monthly Labor Review* 117 (11), pp. 53-60.
- Dolado, J. J.; Garcia-Serrano, C.; Jimeno, J. F.* (2002): Drawing lessons from the boom of temporary jobs in Spain, in: *Economic Journal* 112 (6), F270-F295.
- Düll, H.; Ellguth, P.* (1999): Atypische Beschäftigung: Arbeit ohne betriebliche Interessenvertretung? Empirische Analysen mit dem IAB-Betriebspanel zum Einfluss von Betriebsräten auf befristete und geringfügige Beschäftigung, in: *WSI Mitteilungen* 52 (3), S. 165-176.

- Engellandt, A.; Riphahn, R. T.* (2003): Temporary contracts and employee effort, in: IZA Discussion Paper No. 780.
- Gerlach, K.; Hübler, O.; Meyer, W.* (2003): The Hannover Firm Panel (HFP), in: Schmollers Jahrbuch 123 (3), S. 463-470.
- Gerlach, K.; Jirjahn, U.* (1999): Längerfristige Beschäftigung, personalpolitische Konzepte und Beschäftigungsentwicklung, in: Jahrbuch Ökonomie und Gesellschaft 15 (Unternehmungsverhalten und Arbeitslosigkeit), S. 180-215.
- Hagen, T.* (2002): Do temporary workers receive risk premiums? Assessing the wage effect of fixed-term contracts in West Germany by a matching estimator compared with parametric approaches, in: Labour 16 (4): pp. 667-705.
- Hagen, T.* (2003a): Does fixed-term contract employment raise firms' adjustment speed? Evidence from an establishment panel for West Germany, in: Jahrbücher für Nationalökonomie und Statistik 223 (4), S. 403-421.
- Hagen, T.* (2003b): Do fixed-term contracts increase the long-term employment opportunities of the unemployed? in: ZEW Discussion Paper No. 03-49.
- Hagen, T.; Boockmann, B.* (2002): Determinanten der Nachfrage nach befristeten Verträgen, Leiharbeit und freier Mitarbeit: Empirische Analysen auf Basis des IAB-Betriebspanels, in: Bellmann, L.; Kölling, A. (Hrsg.), Betrieblicher Wandel und Fachkräftebedarf. Beiträge zur Arbeitsmarkt- und Berufsforschung 257. Nürnberg, S. 199-231.
- Hartz, P.* (2002): Moderne Dienstleistungen am Arbeitsmarkt – Vorschläge der Kommission zum Abbau der Arbeitslosigkeit und zur Umstrukturierung der Bundesanstalt für Arbeit. Berlin.
- Heckman, J. J.* (1979): Sample selection bias as a specification error, in: Econometrica 47 (1), pp. 153-161.
- Ichino, A.; Muehlheusser, G.* (2004): How often should you open the door? Optimal monitoring to screen heterogeneous agents, in: IZA Discussion Paper No. 987.
- Ichino, A.; Riphahn, R. T.* (2001): The effect of employment protection on worker effort: a comparison of absenteeism during and after probation, in: IZA Discussion Paper No. 385.
- Jahn, E.* (2004): Leiharbeit – für Arbeitslose (k)eine Perspektive?, in: Aaken, A. v.; Grözinger, G. (Hrsg.), Ungleichheit und Umverteilung. Marburg, S. 213-236.
- Jahn, E.; Rudolph, H.* (2002): Zeitarbeit Teil I – Auch für Arbeitslose ein Weg mit Perspektive, in: IAB Kurzbericht Nr. 20, 28.08.2002.

- Kahn, S.* (2000): The bottom-line impact of nonstandard jobs on companies' profitability and productivity, in: Carré, F. et al. (eds), *Nonstandard work: the nature and challenges of changing employment relations*. pp. 235-265.
- Kvasnicka, M.; Werwatz, A.* (2002): On the wages of temporary help service workers in Germany, in: Discussion Paper 70/2002, SFB 373, Humboldt-Universität zu Berlin.
- Kvasnicka, M.; Werwatz, A.* (2003): Lohneffekte der Zeitarbeit, in: *Bundesarbeitsblatt* (2/2003), S. 4-12.
- Lazear, E. P.* (1998a): *Personnel economics for managers*. New York und andere.
- Lazear, E. P.* (1998b): Hiring risky workers, in: Ohashi, I.; Tachibanaki, T. (eds), *Internal labour markets, incentives and employment*. Basingstoke, pp. 143-158.
- Loh, E. S.* (1994): Employment probation as a sorting mechanism, in: *Industrial and Labor Relations Review* 47 (3), pp. 471-486.
- Meyer, W.; Pfeifer, C.* (2005): Flexiblere Anpassung mit befristeten Beschäftigungsverhältnissen? Eine empirische Analyse mit Firmendaten für Niedersachsen, in: Bellmann, L.; Hübler, O.; Meyer, W.; Stephan, G. (Hrsg.), *Institutionen, Löhne und Beschäftigung. Beiträge zur Arbeitsmarkt- und Berufsforschung* 294. Nürnberg, S. 175-188.
- Milner, J. M.; Pinker, E. J.* (2001): Contingent labor contracting under demand and supply uncertainty, in: *Management Science* 47 (8), pp. 1046-1062.
- Ochel, W.* (2003): Hartz and more: Zum Abbau der Arbeitslosigkeit durch Leiharbeit, in: *ifo Schnelldienst* 56 (1), S. 21-32.
- OECD* (1999): *Implementing the OECD Job Strategy – Assessing performance and policy*. Paris.
- OECD* (2002): *OECD Employment Outlook 2002*. Paris.
- OECD* (2004): *OECD Employment Outlook 2004*. Paris.
- Pfeifer, C.* (2005a): Warum beschäftigen Firmen befristete Arbeitnehmer und Leiharbeitskräfte? Eine theoretische und empirische Analyse mit Daten aus dem Hannoveraner Firmenpanel, in: Nienhüser, W. (Hrsg.), *Betriebliche Beschäftigungspolitik – Empirie und Theorie*. Rainer Hampp Verlag, München, (erscheint demnächst).
- Pfeifer, C.* (2005b): Flexibility, dual labour markets, and temporary employment – Empirical evidence from German establishment data, in: *Management Revue* 16 (3), pp. 404-422.
- Pfeiffenberger, M.* (2003): Zeitarbeit – neu geregelt, in: *Mitbestimmung* (10/2003), S. 34-37.

- Polivka, A. E.* (1996): Contingent and alternative work arrangements, defined, in: *Monthly Labor Review* 119 (10), pp. 3-9.
- Rebitzer, J. B.; Taylor, L. J.* (1991): A model of dual labor markets when product demand is uncertain, in: *Quarterly Journal of Economics* 106 (4), pp. 1373-1383.
- Riphahn, R. T.; Thalmaier, A.* (2001): Behavioral effects of probation periods: an analysis of worker absenteeism, in: *Jahrbücher für Nationalökonomie und Statistik* 221 (2), S. 179-201.
- Rousseau, D. M.; Libuser, C.* (1997): Contingent workers in high risk environments, in: *California Management Review* 39 (2), pp. 103-123.
- Saint-Paul, G.* (1991): Dynamic labor demand with dual labor markets, in: *Economics Letters* 36 (2), pp. 219-222.
- Saint-Paul, G.* (1996): *Dual labor markets: a macroeconomic perspective*. London.
- Shapiro, C.; Stiglitz, J. E.* (1984): Equilibrium unemployment as a worker discipline device, in: *American Economic Review* 74 (3), pp. 433-444.
- SVR (2002): *Jahresgutachten 2002/03 des Sachverständigenrates zur Begutachtung der gesamtwirtschaftlichen Entwicklung – Zwanzig Punkte für Beschäftigung und Wachstum*. Wiesbaden.
- SVR (2003): *Jahresgutachten 2003/04 des Sachverständigenrates zur Begutachtung der gesamtwirtschaftlichen Entwicklung – Staatsfinanzen konsolidieren – Steuersystem reformieren*. Wiesbaden.
- SVR (2004): *Jahresgutachten 2004/05 des Sachverständigenrates zur Begutachtung der gesamtwirtschaftlichen Entwicklung – Erfolge im Ausland – Herausforderungen im Inland*. Wiesbaden.
- Verbeek, M.* (2000): *A guide to modern econometrics*. Chichester et al.
- Viethen, H. P.* (2001): Paradigmenwechsel im Arbeitsrecht, in: *Bundesarbeitsblatt* (2/2001), S. 5-9.
- Walwei, U.* (1990): Ökonomisch-rechtliche Analyse befristeter Arbeitsverhältnisse, in: *Beiträge zur Arbeitsmarkt- und Berufsforschung* 139. Nürnberg.
- Wang, R.; Weiss, A.* (1998): Probation, layoffs, and wage-tenure profiles: a sorting explanation, in: *Labour Economics* 5 (3), pp. 359-383.

Die Zuverlässigkeit betrieblicher Beschäftigungsprognosen

*Gabriele Fischer**

Abstract

Betriebliche Beschäftigungsprognosen stellen für die Einschätzung der zukünftigen Entwicklung der Erwerbstätigen eine wichtige Informationsquelle dar. Im IAB-Betriebspanel werden Beschäftigungsprognosen für den Zeitraum von einem Jahr und für fünf Jahre erhoben. Der vorliegende Beitrag befasst sich zum einen mit der Frage, inwieweit mit diesen Angaben Aussagen über die gesamtwirtschaftliche Beschäftigungsentwicklung getroffen werden können. Zum anderen wird angerissen, welche Fragestellungen sich aus den Angaben der betrieblichen Beschäftigungsprognosen entwickeln lassen.

Im Mittelpunkt der Analyse stand die Überprüfung der Zuverlässigkeit betrieblicher Beschäftigungsprognosen. Mit Hilfe einer Längsschnittanalyse wurde die prognostizierte Beschäftigungsentwicklung der realen Entwicklung gegenübergestellt. Dabei zeigte sich, dass sowohl die Prognosen über fünf Jahre als auch die über ein Jahr mit Unsicherheiten verbunden sind. In beiden Fällen tendieren die Betriebe eher dazu, eine unveränderte Beschäftigtenzahl zu prognostizieren, die sich jedoch in der Realität nicht unbedingt zeigt. Eine einfache Auszählung der betrieblichen Beschäftigungsprognosen aus dem IAB-Betriebspanel führt also nur bedingt zu realistischen Aussagen über die gesamtwirtschaftliche Entwicklung der Erwerbstätigen. Für valide Aussagen müssten Modelle entwickelt werden, mit Hilfe derer die Unsicherheiten der Angaben entsprechend korrigiert werden können.

Die zukünftige Beschäftigungsentwicklung, die Betriebe für einen bestimmten Zeitraum prognostizieren, können auch als Erwartungen beziehungsweise Planungen dieser Betriebe interpretiert werden. Das Nicht-Eintreten von Erwartungen kann für den entsprechenden Betrieb folgenreich sein. In dem Beitrag wird kurz angerissen, welche Fragestellungen und Analysepotenziale auf der Mikroebene sich aus diesem Gedankengang entwickeln lassen.

* TNS Infratest Sozialforschung, eMail: Gabriele.Fischer@tns-infratest.com

1 Fragestellung

Die zukünftige Entwicklung der Erwerbstätigen spielt für ökonomische Analysen des Arbeitsmarktgeschehens eine wichtige Rolle. Dafür können betriebliche Prognosen der Beschäftigungsentwicklung eine wertvolle Informationsquelle darstellen. Das Frageprogramm des IAB-Betriebspanels enthält zwei verschiedene Fragen zur Entwicklung der Beschäftigten in den Betrieben: In jeder Welle sollen die Betriebe eine kurzfristige Prognose von einem Jahr abgeben, in regelmäßigen Abständen werden die Betriebe um eine mittelfristige Einschätzung über einen Zeitraum von fünf Jahren gebeten.

Immer wieder wurde darüber diskutiert, inwieweit die Angaben der Betriebe tatsächlich für gesamtwirtschaftliche Beschäftigungsprognosen genutzt werden können. Dieser Diskussion lag oft die Annahme zugrunde, Betriebe könnten nur schwer über einen längeren Zeitraum zuverlässige Angaben zu ihrer Beschäftigungsentwicklung abgeben. Der Längsschnitt-Charakter des IAB-Betriebspanels bietet die Möglichkeit, diese Annahme zu überprüfen, indem die betrieblichen Prognosen mit der realen Entwicklung verglichen werden.

Im vorliegenden Beitrag wird diese Diskussion aufgegriffen und in einer ersten Annäherung untersucht, wie die Angaben der Betriebe zu Beschäftigungsprognosen sinnvoll für ökonomische Analysen genutzt werden können. Es wird zunächst geprüft, ob die einfache Auswertung der beiden Fragen im IAB-Betriebspanel geeignet ist, gesamtwirtschaftliche Beschäftigungsprognosen abzugeben. Diese Frage wird mit Hilfe einer Längsschnittanalyse untersucht, indem sowohl auf aggregierter Ebene als auch auf betriebsindividueller Ebene die Prognosen mit der Realität verglichen werden. Danach wird kurz angerissen, welche weiteren Fragestellungen sich im Rahmen vertiefender Analysen dieser beiden Prognosefragen beantworten lassen können.

2 Abfrage von Beschäftigungsprognosen im IAB-Betriebspanel

Das IAB-Betriebspanel basiert auf einer bundesweit repräsentativen Stichprobe von mittlerweile knapp 16 000 Betrieben. Die Grundgesamtheit umfasst alle Betriebe mit mindestens einem sozialversicherungspflichtig Beschäftigten.¹ Die von TNS Infratest Sozialforschung durchgeführte Befragung findet im Westen seit 1993 und im Osten seit 1996 statt. Das Frageprogramm des IAB-Betriebspanels enthält zwei Arten der Abfrage von Beschäftigungsprognosen, die in unterschiedlichen Abständen im Fragebogen enthalten sind und sich auf unterschiedliche Zeiträume beziehen:

¹ Das IAB-Betriebspanel bildet alle Branchen und Betriebsgrößen mit Ausnahme von Privathaushalten und exterritorialen Organisationen ab.

- In jeder Welle werden die Betriebe gefragt, wie sich die Anzahl ihrer Gesamtbeschäftigten für den Stichtag 30.6. des Folgejahrs entwickeln wird. Bei dieser Frage wird neben der Tendenz (gleich bleiben, eher steigen oder eher fallen) auch die absolute erwartete Anzahl der Beschäftigten erfragt. Da die Befragung im dritten Quartal eines Jahres stattfindet, die Daten aber aufgrund der umfassenden Prozesse von Datenprüfung und Gewichtung erst zu Beginn des zweiten Quartal des jeweiligen Folgejahres zur Verfügung stehen, ist diese Frage für eine gesamtwirtschaftliche Beschäftigungsprognose nur bedingt nützlich; die Prognose würde nur kurze Zeit vor dem Referenzzeitpunkt vorliegen.
- In regelmäßigen Abständen enthält der Fragebogen eine weitere Prognosefrage, die sich auf einen mittelfristigen Zeitraum von fünf Jahren bezieht. Bei dieser Frage wird nicht die Entwicklung der absoluten Beschäftigtenzahl, sondern eine Tendenz der Beschäftigungsentwicklung erhoben. Die Abfrage erfolgt in vorgegebenen Klassen (für eine genauere Beschreibung der Abfrage siehe unten).

Mit der Möglichkeit von Längsschnittbetrachtungen bietet das IAB-Betriebspanel eine gute Datenquelle, um die Zuverlässigkeit von Prognosen zu prüfen bzw. betriebliche Planungsprozesse über einen längeren Zeitraum hin zu beobachten. Nur mit Hilfe einer solchen Betrachtung kann die Prognose auf betriebsindividueller Ebene mit der realen Entwicklung verglichen werden. Der Datensatz des IAB-Betriebspanels enthält vier Längsschnitte, die von unterschiedlichen Startpunkten (1993, 1996, 2000 und 2003) bis zum jeweils aktuellen Rand reichen. Für die hier zugrunde liegende Fragenstellung wurde der Längsschnitt von 1996 bis 2001 gewählt, da er den gesamten Planungshorizont der mittelfristigen Prognose von fünf Jahren umfasst. Die Frage nach der mittelfristigen Prognose wurde zwar auch in späteren Wellen gestellt (beispielsweise in der Erhebung 2001), eine empirische Überprüfung der Prognosequalität ist zum gegenwärtigen Zeitpunkt (Sommer 2005) allerdings nicht möglich.

3 Mittelfristige Beschäftigungsprognosen über fünf Jahre (1996 bis 2001)

1996 wurden die Betriebe des Betriebspanels danach gefragt, wie sich die Beschäftigtenzahl in den nächsten fünf Jahren im Vergleich zum Befragungszeitpunkt (Mitte des Jahres 1996) vermutlich entwickeln wird. Abgefragt wurden hier nicht absolute Beschäftigtenzahlen, sondern Entwicklungstendenzen nach vorgegebenen Kategorien:

In der Abfrage wurden die Betriebe gebeten anzugeben, ob die Beschäftigung in fünf Jahren etwa gleich hoch sein wird, etwas höher/niedriger (bis zu 10%) oder deutlich höher/niedriger (mehr als 10%). Um diese Angaben mit der realen Entwicklung zu vergleichen, ist es notwendig, mit der prozentualen realen Beschäftigungsentwicklung im Betrachtungszeitraum diese Kategorien entsprechend nachzubilden. Dabei stößt man auf

das Problem, dass die Kategorie „etwa gleich hoch“ einen Toleranzbereich auch bei der realen Entwicklung erfordert. Da bei der Einführung eines Toleranzbereiches die beiden benachbarten Kategorien entsprechend tangiert würden, wurden diese drei Kategorien für den Vergleich von Prognose und realer Entwicklung zu einer zusammengefasst. Ist im Folgenden von einer etwa gleich hohen Beschäftigung die Rede, ist damit von einer Beschäftigungsveränderung von bis zu zehn Prozent die Rede.

Fragentext für die mittelfristige Prognose

**5. Wenn Sie einmal noch weiter vorausdenken:
Wird die Beschäftigtenzahl in 5 Jahren im Vergleich zu heute vermutlich ...**

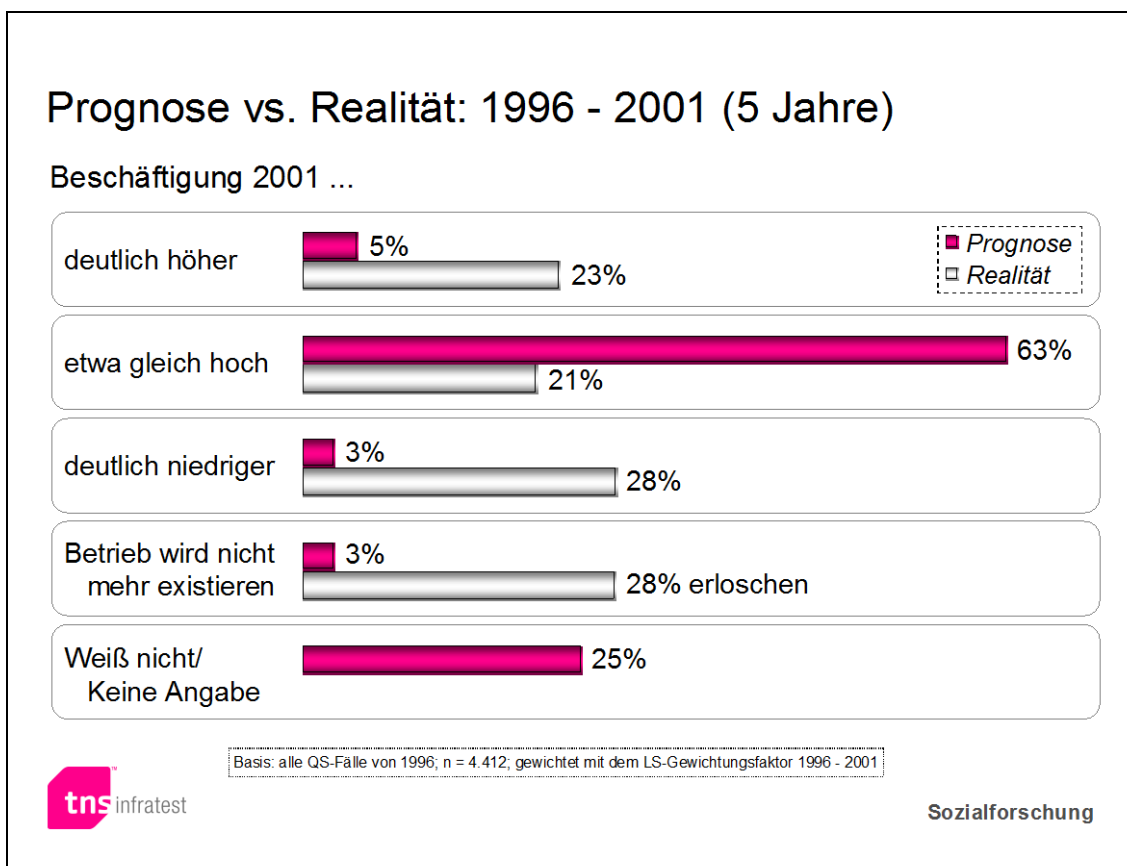
- | | |
|--|--------------------------|
| deutlich höher sein (mehr als 10%) | <input type="checkbox"/> |
| etwas höher sein (bis zu 10%) | <input type="checkbox"/> |
| etwa gleich hoch sein | <input type="checkbox"/> |
| etwas niedriger sein (bis zu 10%) | <input type="checkbox"/> |
| deutlich niedriger sein (mehr als 10%) | <input type="checkbox"/> |
| Weiß nicht / unmöglich zu sagen | <input type="checkbox"/> |
| Trifft nicht zu, Betrieb wird wahrscheinlich nicht mehr existieren | <input type="checkbox"/> |

Die große Mehrheit der Betriebe (63%) erwartet eine stationäre Entwicklung der Beschäftigung. Dies ist auf den ersten Blick vielleicht ein erstaunliches Ergebnis. Bei näherem Hinsehen jedoch ist es nachvollziehbar, dass Betriebe bei einer Prognose über einen Zeitraum von fünf Jahren einfach davon ausgehen, dass die Situation ungefähr so bleibt, wie sie aktuell ist. Interessant ist hier auch, dass ein Viertel der Betriebe offen angibt, keine Vorstellung davon zu haben, wie sich die Beschäftigtenzahl in den nächsten fünf Jahren entwickeln wird.

Konfrontiert man diese Prognosen mit der realen Entwicklung, dann zeigt sich, dass in der Realität sehr viel häufiger eine deutliche Veränderung eintritt als erwartet. Das gilt sowohl für ein Beschäftigungswachstum als auch für einen Rückgang der Beschäfti-

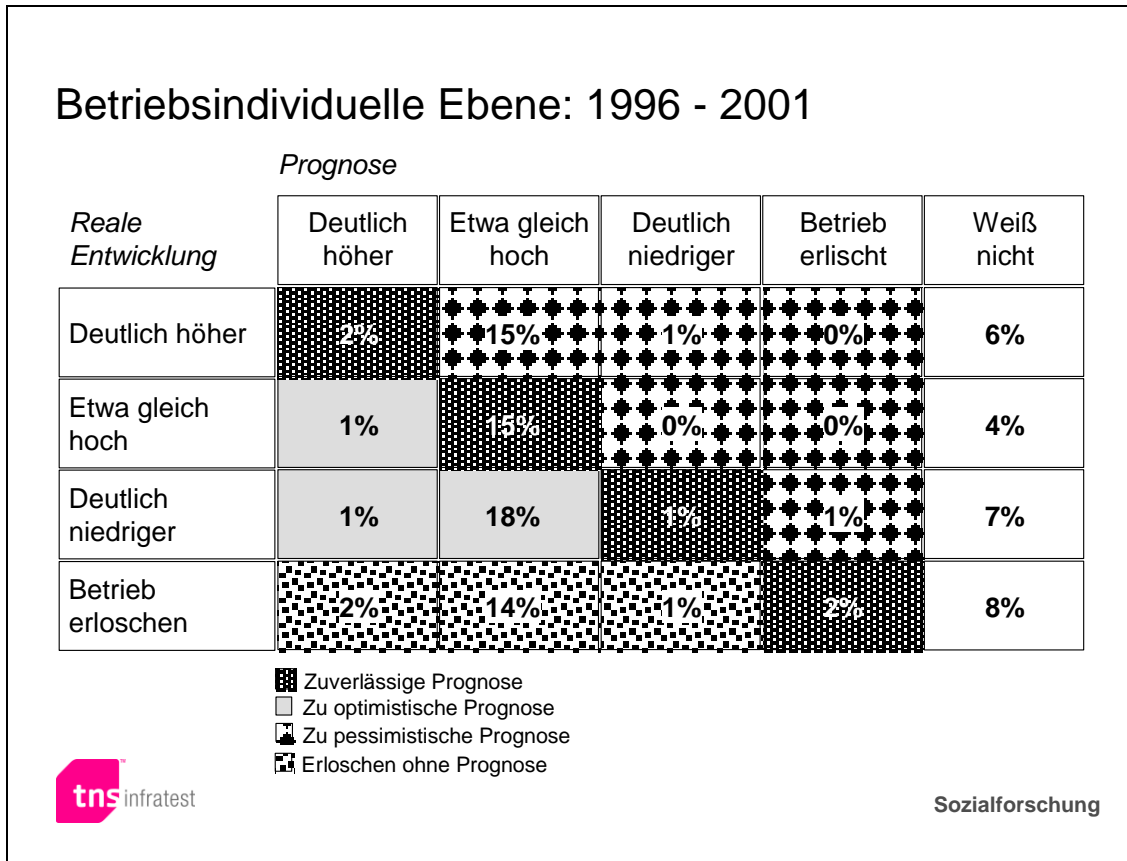
gung. Offensichtlich ist es für Betriebe über einen Zeitraum von fünf Jahren nur schwer möglich, eine Dynamik bei der Beschäftigung zu prognostizieren. Dieses Ergebnis ist nicht überraschend, da fünf Jahre für die betriebliche Planung einen sehr langen Zeitraum darstellen.

Nur 3% der Betriebe gehen davon aus, dass sie nicht mehr existieren werden, real sind jedoch 28% in dem Beobachtungszeitraum erloschen. Zwischen diesen beiden Zahlen besteht eine sehr große Diskrepanz, die allerdings mit Vorsicht zu genießen ist. In der Logik des Betriebspanels gelten Betriebe dann als erloschen, wenn die *Betriebsnummer* nicht mehr existiert. Dies kann im Zweifelsfall durch organisatorische Veränderungen, Namensänderungen, rechtliche Änderungen oder Ähnliches entstanden sein. Das heißt, aus der Information, dass die *Betriebsnummer* erloschen ist, kann nicht automatisch geschlossen werden, dass auch der *Betrieb* nicht mehr existiert. Man muss davon ausgehen, dass Betriebe, die nach eigener Prognose nicht mehr existieren werden, die tatsächliche Insolvenz im Blick haben. In den 28% der real „erloschenen“ Betriebe sind auch die Betriebe enthalten, deren Betriebsnummer erloschen ist, die physisch aber noch existieren können (z. B. Betriebe, die Teil eines anderen Unternehmens geworden sind).



Interessant ist nun die Frage, wie sich das Verhältnis von Prognose und realer Entwicklung auf der betriebsindividuellen Ebene darstellt. Dazu wurde eine zusammengefasste

Variable gebildet, die zeigt, welche Betriebe eine zuverlässige Prognose abgegeben haben, welche Betriebe eine zu optimistische Prognose abgegeben haben und welche Betriebe eine zu pessimistische Prognose abgegeben haben. Diese Variable setzt sich wie folgt zusammen:



Betriebe, die eine zuverlässige Prognose abgegeben haben, sind alle Betriebe die auf der Diagonalen dieser Kreuztabelle zu finden sind (schwarz hinterlegte Felder), d. h. alle Betriebe, die beispielsweise prognostiziert haben, ihre Beschäftigung wird deutlich höher sein und deren Beschäftigung auch tatsächlich deutlich höher war; ebenso alle Betriebe, die angegeben haben, ihre Beschäftigung wird etwa gleich hoch sein und deren Beschäftigung auch etwa gleich hoch war usw. Das bedeutet, eine zuverlässige Prognose im Sinne dieser Variablen heißt nicht, dass die Beschäftigtenzahl genau getroffen sein muss, sondern dass der Betrieb die Tendenz der Entwicklung richtig prognostiziert hat.

Als Betriebe mit zu pessimistischer Prognose werden die Betriebe bezeichnet, die sich rechts oberhalb der Diagonalen befinden (Felder, die mit dem Karo-Muster hinterlegt sind), das sind also die Betriebe, die beispielsweise eine etwa gleich hohe Beschäftigung prognostiziert haben, deren Beschäftigung aber dann in der Realität deutlich höher war.

Analog dazu sind Betriebe mit zu optimistischer Prognose die Betriebe, die links unterhalb der Diagonalen liegen (grau hinterlegte Felder). Das sind zum Beispiel Betriebe, die eine etwa gleich hohe Beschäftigungsentwicklung prognostiziert haben, real aber eine deutlich niedrigere Beschäftigungsentwicklung aufwiesen.

Anhand dieser Kreuztabelle kann man auch erkennen, wie sich die Betriebe entwickelt haben, die 1996 noch keine Einschätzung über ihre vermutliche Entwicklung abgeben konnten (weiße Felder). Es zeigt sich, dass die Verteilung dieser Betriebe über die einzelnen Kategorien nicht wesentlich vom Durchschnitt aller Betriebe abweicht.

Fasst man die Betriebe (alle Betriebe, die 1996 im Bestand waren) zu den Gruppen zusammen, die eben beschrieben worden sind, zeigt sich: Ungefähr jeweils ein Fünftel der Betriebe hat eine zuverlässige Prognose (19%), eine zu pessimistische Prognose (18%) oder eine zu optimistische Prognose (21%) abgegeben.

Der Anteil der Betriebe mit zu optimistischer Prognose und der Anteil der Betriebe mit zu pessimistischer Prognose sind ungefähr gleich groß, sodass man den vereinfachten Schluss ziehen könnte, in der Summe würde sich trotzdem eine richtige Entwicklung der Beschäftigten abbilden lassen können unter der Annahme, dass sich die Prognosefehler gegenseitig aufheben. Um dies überprüfen zu können, wäre es an dieser Stelle interessant, in welchem Verhältnis die prognostizierte Gesamtzahl der Beschäftigten mit der realen Gesamtzahl der Beschäftigten steht. Aufgrund der Art der Abfrage in prozentualen Kategorien ist es leider nicht möglich, die Gesamtzahl der Beschäftigten nach fünf Jahren hochzurechnen. Es ist unklar, welche Beschäftigtenzahlen beispielsweise für die Betriebe, die eine mehr als 10%ige Steigerung der Beschäftigung erwarten, einzusetzen wären, da nicht bekannt ist, ob dieser Betrieb von 20% Beschäftigtenwachstum oder von 90% Beschäftigungswachstum ausgegangen ist. Trotzdem bietet es sich an dieser Stelle nicht an, die Abfrage zu verändern und die Entwicklung der Gesamtzahl der Beschäftigten in den nächsten fünf Jahren zu erheben. Bereits bei der Abfrage von Entwicklungstendenzen macht ein Viertel der Betriebe keine Angabe, dieser Anteil würde sich bei der Abfrage von absoluten Beschäftigungszahlen noch deutlich erhöhen.

Die Ergebnisse des Vergleichs von Prognose und realer Entwicklung über einen Zeitraum von fünf Jahren haben gezeigt, dass die Angaben der Betriebe für diesen Zeitraum erwartungsgemäß mit großen Unsicherheiten verbunden sind. Fünf Jahre sind als Planungshorizont für die meisten Betriebe zu lang. Im Aggregat lässt sich feststellen, dass die Betriebe eher dazu neigen, einen stationären Zustand zu prognostizieren. Die meisten Betriebe gehen davon aus, dass die Situation in fünf Jahren ungefähr so sein wird, wie sie zum Befragungszeitpunkt war. Aus diesen Gründen ist eine Beschäftigungsprognose auf der Basis einer einfachen, hochgerechneten Auswertung dieser Fünfjahresprognosefrage im IAB-Betriebspanel eher schwierig. Hinzu kommt, dass für die Prognose der Gesamtbeschäftigung auch die gesamtwirtschaftliche Dynamik des Erlöschens und der Neugründung von Betrieben innerhalb dieses Fünfjahreszeitraums mit berücksichtigt werden müsste. Ausgangspunkt für die hier vorgenommene Prognose sind nur die Betriebe, die 1996 tatsäch-

lich im Bestand waren. Das Erlöschen der Betriebe aus dem Bestand von 1996 ist in den obigen Analysen enthalten. Nicht enthalten sind dagegen Beschäftigungseffekte, die sich durch die Neugründungen (genauer: durch die neuen Betriebsnummern) im selben Zeitraum ergeben. Eine empirische Beschäftigungsprognose über einen Zeitraum von fünf Jahren kann sich daher nur auf die Beschäftigungsentwicklung in denjenigen Betrieben beziehen, die zu Beginn des Prognosezeitraums bereits existiert haben. Der Beschäftigungseffekt von Neugründungen müsste in geeigneter Weise extern geschätzt werden.

4 Prognosen über einen Zeitraum von einem Jahr

In jeder Welle des IAB-Betriebspanels ist die Frage enthalten, wie sich die Gesamtzahl der Beschäftigten vom Befragungszeitpunkt aus zum Stichtag ein Jahr später voraussichtlich entwickeln wird.

Aus diesen Angaben zur prognostizierten Entwicklung der Absolutzahlen der Gesamtbeschäftigung, verknüpft mit den Informationen über die Gesamtbeschäftigten zum Zeitpunkt der Befragung für die Betriebe, die eine stationäre Entwicklung erwarten, kann somit eine Variable gebildet werden, die die Gesamtzahl der Beschäftigten in einem Jahr pro Betrieb ausweist. Im Prinzip könnte diese Variable hochgerechnet die Gesamtbeschäftigung im Juni des Folgejahres darstellen, dabei ist aber zu beachten – unabhängig davon, wie zuverlässig die Prognosen der Betriebe sind – dass die Grundgesamtheit des IAB-Betriebspanels nur Betriebe mit mindestens einem sozialversicherungspflichtig Beschäftigten zum Stichtag enthält. Die Gesamtzahl der Erwerbstätigen erfasst auch geringfügig Beschäftigte, Beamte und tätige Inhaber. Diese Beschäftigtengruppen sind aber nur teilweise im Betriebspanel enthalten, nämlich dann, wenn sie in einem Betrieb mit mindestens einem sozialversicherungspflichtig Beschäftigten arbeiten. Das heißt, Teile der geringfügig Beschäftigten und Beamten ebenso wie freiberufliche Erwerbstätige ohne sozialversicherungspflichtig Beschäftigte, die auch zu den Erwerbstätigen gehören, sind nicht in der ausgewiesenen Gesamtzahl der Beschäftigten aus dem IAB-Betriebspanel enthalten. Eine hochgerechnete Gesamtzahl der Beschäftigten aus dem IAB-Betriebspanel, sei es prognostiziert oder real, wird daher allein aus der Definition der Grundgesamtheit immer in der Tendenz niedriger liegen als die Erwerbstätigen, die vom Statistischen Bundesamt oder der Bundesagentur für Arbeit ausgewiesen werden. Hinzu kommt die oben beschriebene Problematik, dass die Prognosen nur von den Betrieben gemacht werden, die zum Befragungszeitpunkt im Bestand waren. Später neu gegründete Betriebe sind darin nicht enthalten. Das heißt, Beschäftigungsprognosen können über die Auswertung dieser Frage nur für die Betriebe gemacht werden, die zum Zeitpunkt der Prognose existiert haben. Die Definition der Grundgesamtheit dürfte dazu führen, dass die Gesamtzahl der Beschäftigten aus der empirischen Prognose des Betriebspanels eher unterhalb der Zahlen der Bundesagentur für Arbeit oder des Statistischen Bundesamtes liegt.

Abfrage der Prognose für ein Jahr

4. Welche Beschäftigungsentwicklung erwarten Sie für das kommende Jahr?

Wird die Gesamtzahl der Beschäftigten bis Juni 2006 voraussichtlich etwa gleich bleiben, eher steigen oder eher fallen?

Falls sie steigt oder fällt: Auf wie viele Beschäftigte insgesamt etwa?

Die Beschäftigtenzahl wird bis Juni 2006 voraussichtlich ...

etwa gleich bleiben

eher steigen

eher fallen

Kann man jetzt noch nicht sagen

Und zwar auf etwa Beschäftigte insgesamt



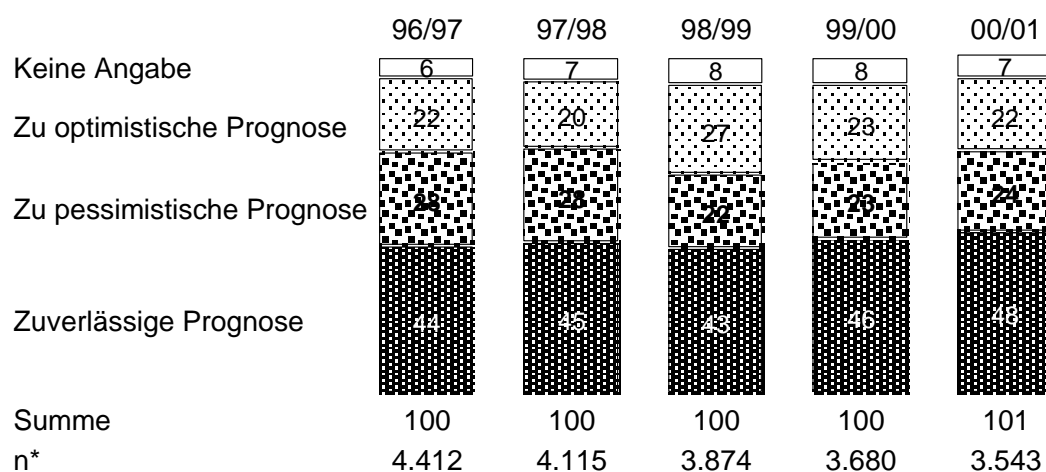
Sozialforschung

Bei dem vorher durchgeführten Vergleich von Prognose und Realität über einen Zeitraum von fünf Jahren wurden aus den Betrieben drei Gruppen gebildet, nämlich Betriebe mit zuverlässiger Prognose, Betriebe mit zu pessimistischer Prognose und Betriebe mit zu optimistischer Prognose. Um das mittelfristige Prognoseverhalten der Betriebe über einen Zeitraum von fünf Jahren mit dem kurzfristigen Prognoseverhalten der Betriebe über einen Zeitraum von einem Jahr vergleichen zu können, wurden die Betriebe in analoge Gruppen eingeteilt. Dazu wurde die Gesamtzahl der prognostizierten Beschäftigten ebenso wie die reale Gesamtzahl der Beschäftigten in die Kategorien „etwa gleich hoch (eine Veränderung bis +/- 10%“, „deutlich höher (>10%)“ und „deutlich niedriger (< 10%)“ eingeteilt. Vergleicht man die vorhergesagte und die real eingetretene Entwicklung mit Hilfe dieser Gruppen, können wieder die drei Typen von Betrieben gebildet werden, die in dem vorherigen Abschnitt schon eingeführt wurden:

- Betriebe, die eine zuverlässige Prognose abgegeben haben (also Betriebe, die die Tendenz ihrer Beschäftigung so prognostiziert haben, wie sie real eingetreten ist),
- Betriebe mit zu optimistischer Prognose (also Betriebe, die eine positivere Entwicklung ihrer Beschäftigten prognostiziert haben, als sie tatsächlich eingetreten ist),
- Betriebe mit zu pessimistischer Prognose (analog Betriebe, die eine negativere Entwicklung ihrer Beschäftigung prognostiziert haben, als dann tatsächlich eingetreten ist).

Vergleich: kurzfristige Prognose versus reale Entwicklung

Analog zur vorherigen Rechnung ergibt sich:



* Berechnung jeweils ohne die Betriebe, die schon in den Vorjahren erloschen sind.



Sozialforschung

Es zeigt sich, dass der Anteil der Betriebe mit zuverlässiger Prognose in einem Einjahreszeitraum deutlich höher liegt als in dem Fünfjahreszeitraum (zur Erinnerung: dieser Anteil lag bei der mittelfristigen Prognose bei 19%). In jedem Jahr hat knapp die Hälfte der Betriebe ihre Entwicklung der Beschäftigung zuverlässig prognostiziert. Trotz allem bleibt immer noch jeweils ein Fünftel bis ein Viertel der Betriebe, die entweder zu optimistisch oder zu pessimistisch prognostizieren.

Die Auswertungen zeigen über die Jahre hinweg im Aggregat eine stabile Struktur des Prognoseverhaltens. Man könnte daraus schließen, dass es immer dieselben Betriebe sind, die zuverlässig prognostizieren. Auf der betriebsindividuellen Ebene wird aber deutlich, dass dies nicht der Fall ist. Es wurde ausgezählt, wie oft Betriebe pro Jahr mit der Prognose richtig gelegen haben. Das Ergebnis ist eindeutig: Nur 4% der Betriebe haben immer richtig gelegen, 20% der Betriebe lagen eher richtig (drei- bis viermal), 32% der Betriebe lagen eher falsch (nur ein- bis zweimal richtig) und 19% der Betriebe lagen immer falsch. Diese Verteilung unterstreicht, dass Ergebnisse, die sich im Aggregat über die Jahre hinweg als stabil darstellen, auf der betriebsindividuellen Ebene durchaus eine Dynamik aufweisen können.

Fasst man die Betriebe, die in dem Betrachtungszeitraum von fünf Jahren vier- bis fünfmal ihre Beschäftigungsentwicklung zuverlässig prognostiziert haben, zusammen und

betrachtet betriebliche Merkmale, so stellt sich heraus, dass die Betriebe mit konstant zuverlässigen Prognosen vor allem kleine Betriebe sind: 84% der Betriebe, die höchstens einmal falsch lagen, finden sich in der Größenklasse mit 1 bis 4 Beschäftigten. Dieses Ergebnis ist nicht verwunderlich, da kleine Betriebe ein relativ überschaubares Geschäftsfeld haben und somit ihre Entwicklung auch zuverlässiger vorhersagen können. Hinsichtlich der Beschäftigungsentwicklung sind es sehr oft Betriebe mit ungefähr gleich bleibender Beschäftigtenzahl (44%), die zuverlässige Beschäftigungsprognosen abgeben. Im Rahmen der Erstellung dieses Beitrags wurden auch noch andere Variablen geprüft. Diese Prüfungen erbrachten Hinweise darauf, dass Betriebe mit einem eher stationären Verhalten (auch beispielsweise hinsichtlich der Entwicklung des Geschäftsvolumens) zuverlässigere Prognosen abgeben. Bei der Betrachtung der Prognosen über den Fünfjahreszeitraum hat sich gezeigt, dass ein sehr großer Anteil der Betriebe angibt, es werde sich nichts bei der Beschäftigung verändern. Dies trifft auch für die Prognose für ein Jahr zu. Daher ist es nicht überraschend, dass Betriebe mit zuverlässigen Prognosen die Betriebe sind, bei denen sich bei der Beschäftigungsentwicklung wenig ändert.

Die Überprüfung der kurzfristigen betrieblichen Beschäftigungsprognosen mit der realen Beschäftigungsentwicklung zeigt, dass auch hier – ähnlich wie bei der mittelfristigen Prognose – eine einfache hochgerechnete Auszählung der Fragebogenangaben mit Unsicherheiten verbunden ist. Zwar liegt der Anteil der Betriebe mit zuverlässiger Prognose deutlich höher als bei der mittelfristigen Betrachtung, trotzdem prognostiziert immer noch ein nicht unerheblicher Anteil von Betrieben eine andere Entwicklung, als real eintritt. Das soll nicht heißen, dass die Angaben der Betriebe für gesamtwirtschaftliche Beschäftigungsprognosen wertlos sind. Im Gegenteil: Betriebe sind die Akteure auf dem Arbeitsmarkt, die über Einstellungen und Entlassungen entscheiden, daher sind die Angaben der Betriebe eine wichtige Informationsquelle für die Schätzung der gesamtwirtschaftlichen Beschäftigungsentwicklung. Die hier vorgestellten Untersuchungen zeigen lediglich, dass eine einfache Auszählung der Befragungsergebnisse auch bei den kurzfristigen Prognosen zu kurz greift. Vielmehr müsste untersucht werden, ob bestimmte Determinanten gefunden werden können, die die Wahrscheinlichkeit für eine zuverlässige betriebliche Prognose bestimmen. Daraus könnten dann Modelle entwickelt werden, die die Unsicherheit der betrieblichen Prognosen kontrollieren und korrigieren.

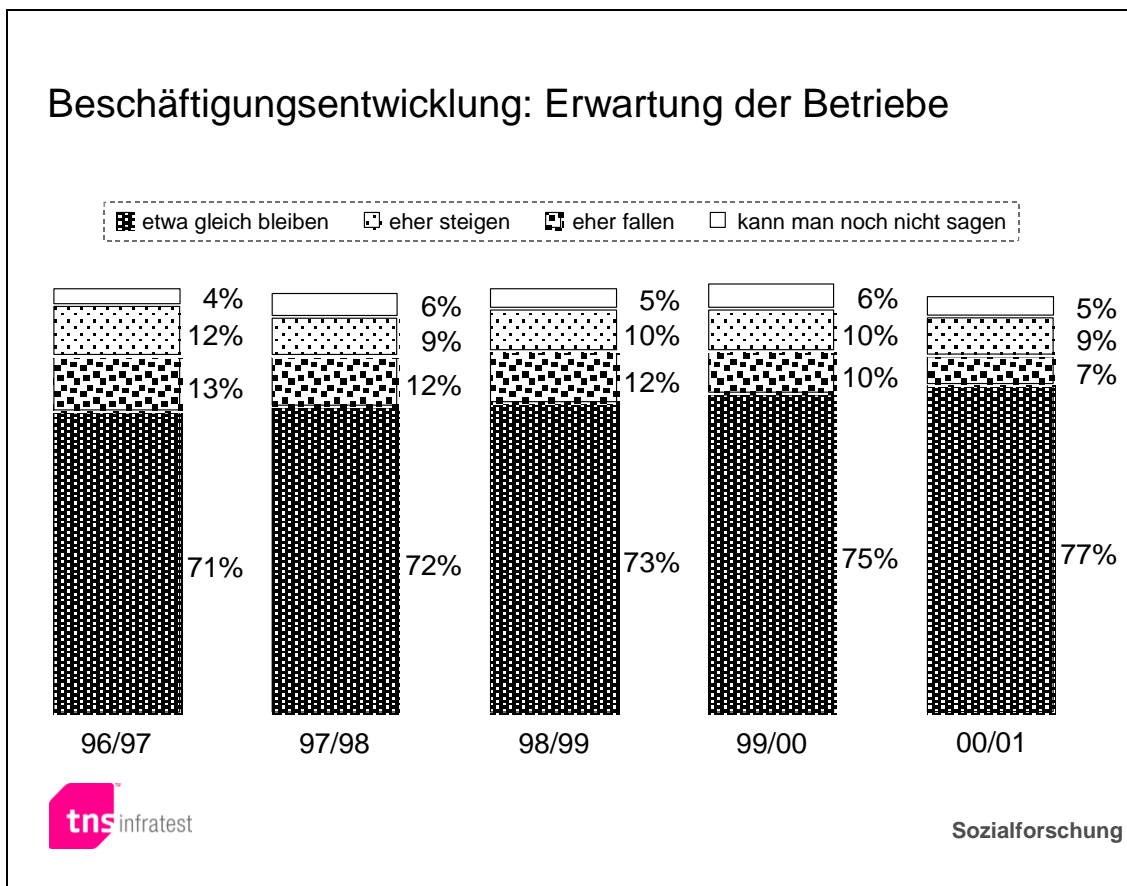
5 Analysepotenzial: Prognosen im Sinne von Erwartungen interpretieren

Bisher wurden die beiden Fragen zur zukünftigen Beschäftigungsentwicklung daraufhin untersucht, ob sie für gesamtwirtschaftliche Beschäftigungsprognosen geeignet sind. Diese ist vor allem für die Betrachtung auf der Aggregatebene relevant.

Auf der betriebsindividuellen Ebene können die Angaben der Betriebe aber auch anders interpretiert werden. Die zukünftige Beschäftigungsentwicklung, die jeder Betrieb für

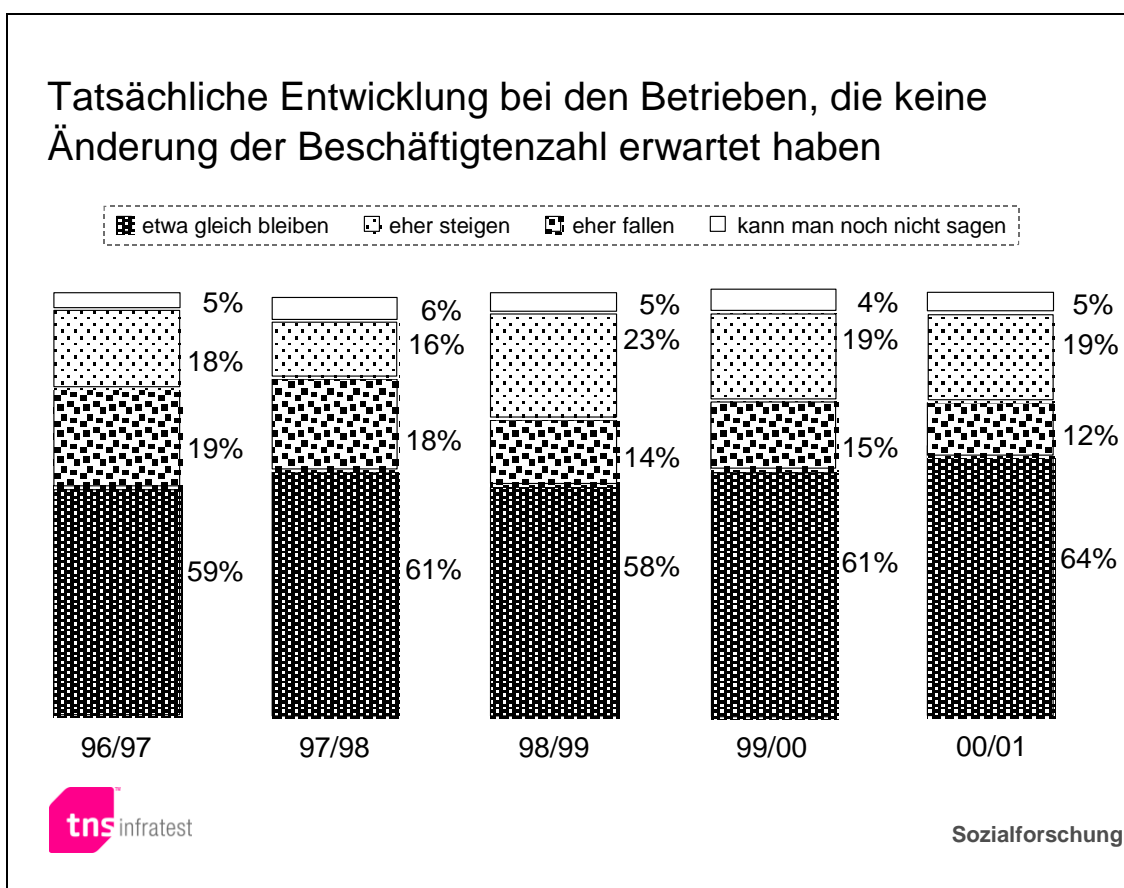
einen bestimmten Zeitraum angibt, kann als Erwartungen beziehungsweise Planung der einzelnen Betriebe angesehen werden. Damit wird aus der makroökonomischen Zahl der prognostizierten Gesamtbeschäftigten eine mikroökonomische Betrachtungsweise, indem innerbetriebliche Planungsprozesse in den Focus des Interesses rücken.

Unabhängig von der Anzahl der Beschäftigten, die mit diesen Erwartungen einhergeht, können alleine die Tendenzen hinsichtlich steigender, gleich bleibender oder sinkender Beschäftigung bereits einen Hinweis darauf geben, welche Stimmung bei den Betrieben vorherrscht. Betrachtet man diese Tendenz – ausgewertet vom ersten Teil der kurzfristigen Prognosefrage –, ist von 1996 bis 2001 ein Anstieg des Anteils der Betriebe zu erkennen, die eine etwa gleich bleibende Beschäftigungsentwicklung erwarten. Der Anteil der Betriebe, die eine eher steigende Beschäftigungsentwicklung erwarten, nimmt in diesem Zeitraum ab, der Anteil der Betriebe, die eher mit einem Beschäftigungsrückgang rechnen, bleibt ungefähr gleich. Dieser Trend über den Zeitraum von fünf Jahren erscheint nicht unplausibel: Die Betriebe sind zunehmend verhalten mit ihren Erwartungen hinsichtlich der Beschäftigungsentwicklung, tendenziell zeigt sich in diesem Zeitraum weniger Optimismus.



Die Erwartungen der Betriebe setzen sich sehr wahrscheinlich zusammen aus der allgemeinen wirtschafts- und arbeitsmarktpolitischen Stimmung und der jeweiligen betrieblichen Situation, aus der sich die Perspektiven des Betriebes ableiten lassen. Die Erwartungen sind bereits selbst ein interessanter Indikator für wirtschaftliche Entwicklung, vor allem dann, wenn sie etwas feingliedriger nach Branche, Betriebsgrößenklasse und Region ausgewertet werden. Daraus können sich Hinweise darauf ergeben, wo Betriebe eher pessimistisch in die Zukunft blicken und wo sich möglicherweise wirtschafts- und arbeitsmarktpolitischer Handlungsbedarf ergibt.

Bei der Betrachtung der betrieblichen Erwartungen schließt sich unmittelbar die Frage an, inwieweit sich diese Erwartungen und Planung tatsächlich erfüllt haben. Im Folgenden werden – um Fallzahlprobleme zu vermeiden – nur die Betriebe betrachtet, die eine stationäre Beschäftigungsentwicklung erwartet haben.



Legt man nur diese Betriebe zugrunde, zeigt sich, dass sich jeweils bei rund 60% der Betriebe tatsächlich nichts verändert hat. Bei den restlichen Betrieben ist die Erwartung allerdings nicht eingetreten. Der Anteil der Betriebe, die trotz stationärer Erwartung einen Beschäftigungsanstieg realisiert haben, ist von 19% für den Zeitraum 1996 bis 1997 relativ kontinuierlich gesunken auf 12% für den Zeitraum von 2000 bis 2001. Der Anteil

der Betriebe, die trotz stationärer Erwartungen einen Beschäftigungsrückgang erlebt haben, ist über den Betrachtungszeitraum bei rund 20% einigermaßen konstant geblieben. Offensichtlich sind die Betriebe mit einer unerwartet positiven Entwicklung in dem Betrachtungszeitraum eher rückläufig.

Welche Bedeutung hat nun die Frage, ob Betriebe ihre Erwartungen und Planungen in die Realität umsetzen können? Wirtschafts- und arbeitsmarktpolitisch unproblematisch sind sicherlich die Betriebe, bei denen Erwartung und Realität deckungsgleich sind. Diese Betriebe haben ihre Planungen so umgesetzt, wie sie es vorgesehen haben. Für die Entwicklung politischer Maßnahmen oder das Erkennen von Notwendigkeiten für politisches Eingreifen sind die Betriebe von größerer Bedeutung, bei denen Erwartung und Realität nicht übereinstimmen.

Betriebe, die eine unveränderte Anzahl von Beschäftigten erwartet haben, letztendlich aber mehr Beschäftigte haben als zum Prognosezeitpunkt, können theoretisch als erfolgreiche Betriebe angesehen werden. Vor allem dann, wenn der Aufbau der Beschäftigung auf der Zunahme von sozialversicherungspflichtiger Beschäftigung beruht. Es wäre daher zunächst zu überprüfen, ob der Grund für die unerwartet gestiegene Anzahl der Beschäftigten in der veränderten Struktur der Beschäftigten zu suchen ist (z. B. eine Verlagerung von sozialversicherungspflichtiger Beschäftigung auf geringfügige Beschäftigung). Dies wäre ein Signal an die Politik, dass – möglicherweise konzentriert in bestimmten Branchen und Betriebsgrößen – beschäftigungspolitische Anreize gesetzt wurden, die der Förderung von formaler Beschäftigung entgegenwirken.

Weitere Analysen könnten zeigen, ob es Branchen, Betriebsgrößen oder Regionen gibt, in denen sich erfolgreiche Betriebe konzentrieren, und von welchen Determinanten es abhängt, ob ein Betrieb erfolgreicher ist als erwartet. Lässt sich aus der genaueren Untersuchung dieser Betriebe eine Struktur für unerwartetes Beschäftigungswachstum erkennen, könnten sich aus diesen Ergebnissen eventuell politische Maßnahmen ableiten lassen, die einen Anreiz zum Aufbau von sozialversicherungspflichtiger Beschäftigung geben.

Analoges gilt für die Betriebe, die einen unerwarteten Beschäftigungsrückgang verzeichnet haben. Betriebe mit unerwartetem Beschäftigungsrückgang können sich in einer ökonomischen Krise befinden, die sie nicht vorhergesehen haben. Sie sehen sich möglicherweise gezwungen, Personal abzubauen. Hier kann es Situationen geben, in denen Politikmaßnahmen flankierend beziehungsweise abfedernd wirken können. Um diese Situationen zu erkennen und entsprechende Maßnahmen abzuleiten, wäre es notwendig, mehr über die Struktur dieser Betriebe zu wissen (beispielsweise, ob es bestimmte Branchen oder Regionen gibt, in denen unerwarteter Beschäftigungsrückgang verstärkt auftritt) und differenziertere Informationen darüber zu gewinnen, welche betriebsinternen Prozesse dieser Entwicklung zugrunde liegen. Für beide Fragestellungen bietet das IAB-Betriebspanel sehr gute Analysemöglichkeiten.

Alleine diese angerissenen Fragen machen deutlich, dass sich aus der Frage, ob sich betriebliche Erwartungen hinsichtlich der Beschäftigungsentwicklung tatsächlich erfüllen, auf betriebsindividueller Ebene interessante Analysemöglichkeiten aus dem IAB-Betriebspanel ergeben. Vor allem die Betrachtung über einen längeren Zeitraum hinweg (schon der Längsschnitt ab 1996 umfasst mittlerweile neun Jahre), eröffnet die Möglichkeit, betriebsindividuelle Entwicklungen in Abhängigkeit von der Frage zu untersuchen, ob betriebliche Erwartungen eingetreten sind.

6 Fazit

Diese kurze Untersuchung hat gezeigt, dass eine einfache Auszählung der Fragen zu betrieblichen Beschäftigungsprognosen aus dem IAB-Betriebspanel für eine aggregierte Berechnung der Entwicklung der Gesamtbeschäftigung mit Unsicherheiten verbunden ist.

Im Wesentlichen setzen sich diese Unsicherheiten aus drei Komponenten zusammen:

Die meisten Betriebe erwarten eine stationäre Entwicklung der Beschäftigung, die real aber oftmals nicht eintritt, sodass Beschäftigungsdynamik nur bedingt über die Prognosen abgebildet wird.

Das Fehlen der neu gegründeten Betriebe, da die Prognosen nur von den Betrieben gemacht werden, die zu dem Befragungszeitpunkt bestehen. Damit wird die Entwicklung der Gesamtbeschäftigung unterschätzt. Dies gilt vor allem für die mittelfristige Prognose von fünf Jahren.

Die Stichprobe des IAB-Betriebspanels, die nur Betriebe mit mindestens einem sozialversicherungspflichtig Beschäftigten enthält und damit die Gesamtzahl der Beschäftigten per se unterschätzt, weil nur die Teile der geringfügig Beschäftigten, Beamten und Inhaber enthalten sind, die in Betrieben mit mindestens einem sozialversicherungspflichtig Beschäftigten arbeiten.

Das bedeutet aber nicht, dass damit gesamtwirtschaftliche Beschäftigungsprognosen auf der Basis der Angaben der Betriebe im IAB-Betriebspanel generell unmöglich geworden sind. Die hier vorgestellte Untersuchung hat erste Ansatzpunkte über das Prognoseverhalten der Betriebe und die entsprechenden Unschärfen aufgezeigt. Diese Ergebnisse sollten der Ausgangspunkt für weitere Überlegungen sein mit dem Ziel, geeignete Modelle zu entwickeln, die die Unsicherheiten der betrieblichen Prognosen kontrollieren und korrigieren sowie die Dynamik von betrieblichen Neugründungen mit einbeziehen.

Für die aggregierte Auswertung der Fragen stellen die Betriebe, deren Prognosen nicht eingetroffen sind, einen Unsicherheitsfaktor dar. Bei Auswertungen auf betriebsindividueller Ebene bilden aber genau diese Betriebe Ansatzpunkte für politisch interessante

Fragestellungen. Interpretiert man die Prognosen als betriebliche Erwartungen bezüglich der eigenen Beschäftigung, können nicht eingetretene Erwartungen einen wichtigen Faktor für betrieblichen Erfolg darstellen oder Hinweise auf die Notwendigkeit wirtschafts- und arbeitsmarktpolitischer Maßnahmen geben. Hier bietet der Längsschnitt-Charakter des IAB-Betriebspanels hervorragende Möglichkeiten, derartige Fragestellungen genauer zu untersuchen.

Teil III: Produktivitätsanalysen

Produktivitätsunterschiede in west- und ostdeutschen Betrieben im Verarbeitenden Gewerbe

*Lutz Bellmann, Peter Ellguth und Iris Möller**

Abstract

Die betriebliche Produktivität wird von einer Vielzahl von Faktoren beeinflusst. Neben strukturellen Unterschieden können Ausstattungsunterschiede der Produktionsfaktoren, das Innovationsverhalten und Organisationsprobleme für Produktivitätsdifferenzen verantwortlich sein. Das IAB-Betriebspanel erfasst diese betrieblichen Bestimmungsfaktoren der Produktivität. Das vorgelegte Papier informiert zunächst deskriptiv über das Ausmaß der Produktivitätslücke in ost- und westdeutschen Betrieben des Verarbeitenden Gewerbes. Mikroökonomisch werden sodann zwischenbetriebliche Produktivitätsunterschiede auf der Basis des IAB-Betriebspanels 2001 getrennt für West- und Ostdeutschland analysiert. Zur Produktivitätsmessung werden zunächst originäre Produktionsfunktionen (gepoolt) geschätzt. In einem weiteren Schritt wird ein zweistufiges Verfahren angewendet, das Verzerrungen aufgrund unbeobachteter Heterogenität kontrolliert. Die Schätzungen werden auf produktionstheoretischer Basis im Rahmen von Translog-Produktionsfunktionen durchgeführt. Als Erklärungsfaktoren der betrieblichen Produktivität (gemessen als logarithmierte Wertschöpfung) werden die Betriebsgrößen- und Sektorstruktur, betriebliche Innovationsaktivitäten, die Humankapitalausstattung sowie der Exportanteil am Umsatz und der organisatorische Status des Betriebes verwendet.

1 Einleitung

Die hohe Unterbeschäftigung und die geringe Arbeitsproduktivität sind die beiden Kernprobleme der ostdeutschen Wirtschaft. Die Arbeitsproduktivität bestimmt die erreichbare Lohnhöhe und die Wettbewerbsposition der Unternehmen. Seit 1990 ist die Produktivität ostdeutscher Betriebe, gemessen als Bruttowertschöpfung pro Beschäftigten in jeweiligen Preisen, gestiegen und hat sich dem Wert für westdeutsche Betriebe angenähert. Allerdings betrug die Produktivität der ostdeutschen gegenüber den westdeutschen Betrieben im Verarbeitenden Gewerbe im Jahr 2001 etwas weniger als 70% (vgl. Tabelle 1). Damit ist immer noch ein Produktivitätsrückstand ostdeutscher Betriebe mit

* Institut für Arbeitsmarkt- und Berufsforschung, Nürnberg,
eMail: Lutz.Bellmann@iab.de, Peter.Ellguth@iab.de und Iris.Möller@iab.de

mehr als 30% zu beobachten (Ragnitz et al. 2001, S. 30). Berücksichtigt man zudem die längeren wöchentlichen Arbeitszeiten ostdeutscher Beschäftigter, dürfte die Angleichung an westdeutsches Niveau noch schwächer ausgeprägt sein.

Tabelle 1:

Produktivitätsrückstand ostdeutscher Betriebe gegenüber westdeutschen Betrieben im Verarbeitenden Gewerbe 1991-2001

- in % des westdeutschen Wertes -

1991	1996	1999	2001
82,2	45,6	36,2	30,9

Quelle: Arbeitskreis „Volkswirtschaftliche Gesamtrechnung der Länder.“

Im vorliegenden Beitrag sollen die Höhe des Produktivitätsniveaus des Verarbeitenden Gewerbes Ostdeutschlands im Vergleich zu Westdeutschland und die möglichen Ursachen für die bestehenden Unterschiede untersucht werden. Sind es einfach Strukturunterschiede zwischen West- und Ostdeutschland, wie zum Beispiel ein vergleichsweise hoher Anteil von kleinen und mittleren Betrieben in Ostdeutschland, die eine so genannte „mindestoptimale Betriebsgröße“ nicht erreichen? Oder ist das niedrige Produktivitätsniveau ostdeutscher Betriebe auf Ausstattungsunterschiede bei wichtigen Produktionsfaktoren sowie auf Organisations- und Absatzprobleme ostdeutscher Unternehmen zurückzuführen?

Zunächst werden systematisch die wesentlichen, bislang vorgetragenen Erklärungsansätze zu den Ursachen der Produktivitätsunterschiede west- und ostdeutscher Betriebe des Verarbeitenden Gewerbes präsentiert und daraus testbare Hypothesen abgeleitet. Die empirische Analyse erfolgt auf der Basis des IAB-Betriebspanels. Nach einer kurzen Vorstellung des Datensatzes wird das Ausmaß der Produktivitätslücke diskutiert. Anschließend werden die strukturellen Unterschiede zwischen west- und ostdeutschen Betrieben im Hinblick auf ihren Einfluss auf die Produktivität untersucht. Im Vorfeld der mikroökonomischen Schätzung von Translog-Produktionsfunktionen werden die Schätzgleichungen zunächst formal dargestellt. Danach werden Translog-Produktionsfunktionen für West- und Ostdeutschland getrennt geschätzt. Das heißt, es werden west- und ostdeutsche Betriebe jeweils miteinander verglichen. Die untersuchte Frage lautet: Was sind die Gründe dafür, dass Betriebe innerhalb der beiden Landesteile eine höhere oder eine niedrigere Arbeitsproduktivität erreichen? Zur Beantwortung der Frage wird ein zweistufiges Schätzverfahren angewandt, das auf die Kontrolle betrieblicher Heterogenitäten abstellt.

Gegenüber den meisten vorliegenden Untersuchungen liegt der Vorteil des hier verwendeten empirischen Ansatzes darin, dass aufgrund der Verfügbarkeit eines breiten Spektrums betrieblicher Variablen verschiedene Hypothesen zueinander in Beziehung gesetzt werden können. Die Verwendung eines Mikrodatsatzes erlaubt darüber hinaus die Be-

trachtung nicht nur von Durchschnittszahlen, sondern auch von empirischen Verteilungen, um die Heterogenität der Teilwirtschaften zu analysieren.

2 Erklärungsansätze für den Produktivitätsrückstand

Die Höhe des Rückstands der Produktivität der ostdeutschen gegenüber den westdeutschen Betrieben des Verarbeitenden Gewerbes wirft die Frage auf, ob sich dahinter einfach Strukturunterschiede zwischen den beiden Landesteilen verbergen. Oder haben diejenigen Ökonomen recht, die das niedrige Produktivitätsniveau auf Ausstattungsunterschiede bei wichtigen Produktionsfaktoren wie Sach- und Humankapital zurückführen? In den Absatz- und Organisationsproblemen der ostdeutschen Betriebe werden weitere Ursachen für den Produktivitätsrückstand gesehen.

Bevor die eigene empirische Analyse präsentiert wird, sollen die genannten Argumente genauer betrachtet werden.

(1) Strukturelle Unterschiede

Der Aufbau einer neuen Wirtschaftsbasis in den neuen Ländern hat zur Herausbildung von Sektorstrukturen geführt, die sich zum Teil deutlich von denen in Westdeutschland unterscheiden. Häufig wird vermutet, dass die spezifische Sektorstruktur der ostdeutschen Wirtschaft entscheidend für das geringe Produktivitätsniveau ist. Das DIW, IfW und das IWH (1999) kommen jedoch zu dem Ergebnis, dass von Westdeutschland abweichende Branchenstrukturen den Produktivitätsrückstand der ostdeutschen Industrie nur zu einem geringen Teil erklären können.

Dem Argument, dass die aktuelle Größen- und Branchenstruktur in Ostdeutschland vergleichsweise wenig FuE-intensiv sei, begegnen Felder und Spielkamp (1998a) und Müller (1998) mit dem Einwand, dass sich diese Tatsache nur im Aggregat zeigen lässt. Vergleicht man jedoch die FuE-Intensität von Unternehmen gleicher Größenklassen, so weisen ostdeutsche Kleinunternehmen eine FuE-Intensität auf, die derjenigen vergleichbarer westdeutscher Unternehmen entspricht. Da jedoch die ostdeutsche Unternehmenslandschaft im Wesentlichen durch kleine Unternehmen repräsentiert wird, resultieren daraus die niedrigen Aggregatsangaben.

Betrachtet man die funktionalen Strukturen, so werden gravierende Unterschiede zwischen ost- und westdeutschen Betrieben deutlich: Die an der Erstellung der „Anpassungsberichte“ beteiligten Institute DIW, IfW und IWH (1999) sehen in einem großen Teil der ostdeutschen Betriebe lediglich „verlängerte Werkbänke“ westdeutscher und ausländischer Unternehmen.¹ Wesentliche Ursache dafür ist die von der Treuhand gewählte

¹ Die Konsequenzen für die Qualifikationsstruktur werden infolgedessen in Abschnitt (2) beschrieben.

Privatisierungsstrategie sowie allgemein die Einrichtung von Niederlassungen. Produktivitätsvorteile können erstens durch unternehmensinterne Wissens-Spillover auftreten und zweitens könnten die Schwierigkeiten auf den Absatz- und Finanzmärkten, mit denen sich KMU generell konfrontiert sehen, umgangen werden.² Andererseits würde eine mögliche Festlegung (zu niedriger) Verrechnungspreise für eine niedrigere Produktivität ostdeutscher Betriebe im ausländischen Besitz sprechen.

Besonders ausgeprägt sind die unterschiedlichen Größenstrukturen zwischen ost- und westdeutschen Betrieben. Die durchschnittliche Betriebsgröße im Verarbeitenden Gewerbe liegt nach den Berechnungen mit dem IAB-Betriebspanel in Ostdeutschland bei rund 20 und in Westdeutschland bei 36 Beschäftigten. Neugegründete ostdeutsche Betriebe erreichen häufiger als westdeutsche Betriebe nicht die so genannte „mindestoptimale Betriebsgröße“ (Audretsch und Mahmood 1992). Das hat zur Folge: Die Vorteile der innerbetrieblichen Arbeitsteilung können nicht genutzt werden. Sie können auch vom Produktionsumfang her nicht den Bereich steigender Skalenerträge realisieren.

Insofern müssen sowohl die Branchenstruktur, die Stellung des Betriebs im Unternehmen als auch die Eigentumsverhältnisse in der Analyse berücksichtigt werden.

(2) *Ausstattungsunterschiede*

Die Betriebsgröße ist allerdings nicht als völlig unabhängiger Einflussfaktor zu betrachten, sondern selbst Ausdruck anderer, teilweise schwierig messbarer Größen. Kleine Betriebe weisen im Durchschnitt eine geringere Kapitalintensität auf als größere Unternehmen. Die Kapitalintensität, d. h. die Ausstattung der Arbeitsplätze mit Kapitalgütern, ist jedoch ein wichtiger Einflussfaktor der Arbeitsproduktivität. Der positive Zusammenhang zwischen beiden Größen lässt sich empirisch gut belegen: In Westdeutschland ist die reale Arbeitsproduktivität in den mit einer hohen Kapitalintensität produzierenden Wirtschaftszweigen tendenziell höher als in den arbeitsintensiv produzierenden Branchen, und auch international ist ein positiver Zusammenhang festzustellen.

Dietrich (1997) hat den Produktivitätsrückstand ostdeutscher Betriebe auf ihre vergleichsweise geringe Kapitalintensität zurückgeführt, die etwa 75% des westdeutschen Wertes erreicht. Vor allem in früheren Treuhand-Unternehmen seien die Produktionsanlagen nicht von Grund auf neu errichtet, sondern noch funktionstüchtige Anlagen mit neuen Ausrüstungen kombiniert worden. Klodt (2000) hat für einzelne Wirtschaftsbereiche eine Verzerrung der Faktorpreise zugunsten des Produktionsfaktors Kapital aus der auch im Verhältnis zur Gewährung von Lohnsubventionen starken Subventionierung von Investitionen abgeleitet. Gerling (1998) hat für den Zeitraum 1991 bis 1997 eine

² Sehr gut belegt sind die Schwierigkeiten ostdeutscher Unternehmen auf ihren Absatzmärkten (vgl. DIW, IfW und IWH, 1997, 1998; Huhn und Kranzusch, 1999; Müller, 1998 sowie Bellmann und Brussig, 1998), die eine niedrigere nominelle Produktivität der ostdeutschen Betriebe zur Folge haben.

Reduktion der Kapitalnutzungskosten durch die Förderung im ostdeutschen Verarbeitenden Gewerbe von 25% bis 30% ermittelt.

Neben den Unterschieden in der Kapitalausstattung könnten die Produktivitätsunterschiede zwischen west- und ostdeutschen Betrieben auch durch die Unterschiede in der Humankapitalausstattung hervorgerufen worden sein (vgl. Ragnitz et al. 2001, S. 93-121). Der höhere Bevölkerungsanteil mit Hoch- oder Fachhochschulabschluss und der geringe Anteil an Erwerbstätigen ohne Berufsausbildung, die sich vor 1990 in der DDR entwickelt haben, schlägt sich in dem höheren Anteil qualifizierter Beschäftigter in Ost- im Vergleich zu Westdeutschland nieder. Über die tatsächlichen Tätigkeitsanforderungen an die Beschäftigten und ihre Stellung in der betrieblichen Arbeitsorganisation lässt sich auf Grundlage dieser Daten aber wenig sagen. Zudem kann der nach dem Fall der Mauer einsetzende Prozess der Abwanderung von Erwerbstätigen nach Westdeutschland bis heute nicht als abgeschlossen betrachtet werden und ist auch nicht durch die Rück- und Zuwanderung qualifizierter Erwerbspersonen kompensiert worden. Während des Transformationsprozesses kam der beruflichen Weiterbildung eine große Bedeutung für den Aufbau von Humankapital zu. Studien mit den Daten des IAB-Betriebspanels haben z. B. bei der betrieblich geförderten Weiterbildung in den ostdeutschen Ländern etwas höhere Teilnahmequoten als in Westdeutschland ermittelt (vgl. Bellmann et al. 2001, S. 102). Allerdings hat dazu auch die Förderung der Bundesanstalt für Arbeit wesentlich beigetragen.

Wie bereits oben angedeutet, haben Prozesse funktionaler Arbeitsteilung Konsequenzen für die Qualifikationsstruktur der Beschäftigten. Auswärtige Investoren bauen oftmals lediglich Produktionsstätten in den neuen Ländern auf, dispositive Tätigkeiten aber werden an ihren angestammten Standorten in den alten Bundesländern oder im Ausland belassen. Folge dessen ist, dass die ostdeutsche Erwerbstätigenstruktur durch einen hohen Anteil von Personen mit ausführenden Berufen geprägt ist. Die Hypothese einer vornehmlich auf nachgeordnete Produktionen gerichtete Spezialisierung der neuen Bundesländer wird hierdurch gestützt. Dieses strukturelle Merkmal kann sich nachteilig auf die Produktivität auswirken. Zum einen ist anzunehmen, dass mit höherem Humankapitaleinsatz (wie er in „höherwertigen“ Tätigkeiten zum Ausdruck kommt), das Wertschöpfungsniveau je Einheit Arbeitseinsatz gesteigert werden kann. Zum anderen nimmt auch die Möglichkeit zu, Lerneffekte und Innovationen zu erzielen, wenn hinreichend viele „anspruchsvolle“ Tätigkeiten in einer Region ausgeübt werden.

Es bleibt daher zu abzuwarten, inwieweit die Qualifikationsstruktur der Beschäftigten in den alten und neuen Bundesländern eine ähnliche Wirkung auf die Produktivität entfaltet.

(3) *Innovation*

Der Einfluss von Innovationen auf die Produktivität ist vor allem im Rahmen von wachstumstheoretischen Modellen untersucht worden. Grund hierfür ist die Beobachtung, dass

ein erheblicher Teil des Produktionswachstums in einer Volkswirtschaft nicht vollständig durch die Zunahme der eingesetzten Faktoren Arbeit und Kapital erklärt werden kann. Dieser nicht-erklärte Teil des Wachstums wird häufig als Folge technologischen Fortschritts gesehen, der in neueren Theorien modellendogen erklärt wird, und zwar durch unternehmerische Aktivitäten zur Schaffung neuer Güter und verbesserter Technologien.

Seit Mitte der 80er Jahre hat die sog. Neue Wachstumstheorie (vgl. z. B. Romer 1986, 1990; Lucas, 1990) starkes Interesse erfahren. Unternehmerischen Aktivitäten zur Schaffung neuer Güter und neuer Technologien werden positive Effekte auf Wachstum und Beschäftigung zugeschrieben, auch wenn die Effekte nicht immer eindeutig sind. Ein direkter Effekt von Innovationen auf das Produktivitätsniveau ist offensichtlich bei Prozessinnovationen, d. h. wenn die Produktionskosten gesenkt werden. Bei Produktinnovationen kommt es zu einer Zunahme der Produktivität nur, wenn die neuen und/oder verbesserten Güter auch abgesetzt werden können. Produktivitätseffekte ergeben sich insbesondere dann, wenn diese Güter zu einem höheren Preis abgesetzt werden können (wobei vorausgesetzt wird, dass nicht entsprechend mehr Produktionsfaktoren für ihre Herstellung erforderlich sind). Entscheidend für die Produkt- und Prozessinnovationen wird der Stand und die Veränderung des technologischen Wissens angesehen.

Schließlich hängt die Fähigkeit einer Volkswirtschaft zur Akkumulation technologischen Wissens entscheidend von der Verfügbarkeit von Humankapital ab. Investitionen in Humankapital wirken direkt auf die Höhe und die Produktivität von Forschung und ermöglichen damit die Generierung von Innovationen. Die Akkumulation von Humankapital wird demnach zu höherer Innovationstätigkeit und zu höheren Wachstumsraten führen. Insofern stellt die Investition in Humankapital die Voraussetzung, aber auch die Verwertbarkeit technologischer Innovationen dar.

Schließlich werden, nach den Ergebnissen einer International vergleichend angelegten Studie der OECD (1996), sowohl der internationale Handel als auch die Direktinvestitionen als wichtigste Quellen des Technologieerwerbs betrachtet. In ihrem Survey kommen Ragnitz et al. (2001, S. 153 f.) zur Einschätzung, dass die ostdeutschen Unternehmen durchaus mit ihren westdeutschen Konkurrenten bei der Zahl der Prozessinnovationen mithalten könnten. Allerdings gäbe es Hinweise auf die Schwächen bei der Umsetzung des technologischen Wissens – vor allem, soweit es sich um Innovationen handelt, die Neuheiten im überregionalen Markt darstellen. Dafür könnte die technische Sichtweise des seit der Wende nicht ausgetauschten Managements verantwortlich sein.

Die Innovationstätigkeit von Betrieben steht also in engem Zusammenhang mit der Humankapitalausstattung der Beschäftigten und den Eigentumsverhältnissen des Betriebs. Insofern ist in der empirischen Analyse neben dem Einfluss von Produktinnovationen auf die betriebliche Wertschöpfung, der Qualifikationsstruktur der Belegschaft und der Auslandskontrolle Rechnung zu tragen.

(4) *Organisations- und Absatzprobleme*

Eichhorn (1998) hat anhand von Fallstudien gezeigt, dass die in der ehemaligen DDR herrschende, streng-hierarchische, unternehmensinterne Organisationsstruktur die Wende überdauert hätte und die Entstehung von Unternehmensnetzwerken verhinderte. Die Einbindung in Netze müsste deshalb über Tochterunternehmen oder über Direktinvestitionen erfolgen. Wo auch dies nicht möglich war, haben die ostdeutschen Unternehmen große Schwierigkeiten, auf überregionalen Absatzmärkten Fuß zu fassen. Wenn ostdeutsche Betriebe dennoch exportieren, erzielen sie im Durchschnitt nur relativ niedrige Preise, was natürlich auch ihre Produktivität mindert (Müller 1998, S. 9 und 18). Hingewiesen werden sollte darauf, dass Betriebe, die den regionalen Absatzmarkt bedienen, in der Regel in kleineren Serien und arbeitsintensiver produzieren, was zu einer geringeren Produktivität führt. Insofern lassen sich die betrieblichen Organisations- und Absatzprobleme der ostdeutschen Betriebe einerseits und die bereits behandelten Struktur- und Ausstattungsunterschiede nicht oder nur sehr schwer von einander trennen.

Die Entwicklung und Nutzung unternehmensspezifischer Wettbewerbsstärken sind das Hauptmotiv für die Vornahme von Direktinvestitionen. Es sind also die eher überdurchschnittlich leistungsfähigen, d. h. auch die überdurchschnittlich produktiven Unternehmen, die im Ausland investieren und ihre Stärken auch dort einsetzen. Direktinvestitionen sind nicht nur als Transfer von Finanzkapital, sondern auch als Transfer jener Faktoren anzusehen, welche die Wettbewerbsstärke des Unternehmens ausmachen. Die daraus resultierende höhere Produktivität der empfangenden Auslandsgesellschaft bezeichnen Davies und Lyons (1991) als „foreign ownership factor“. Allerdings sollte dieses Argument zwei Qualifizierungen erfahren: Erstens, erfolgen die Direktinvestitionen oftmals auf dem Wege von Fusionen und Übernahmen, deren Ziel nicht in der Effizienzsteigerung, sondern im „Empire building“ (Bartelsman und Doms 2000, S. 587) besteht. Zweitens, sollte der Produktivitätsvorteil auslandkontrollierter Betriebe sich auf die nicht-multinationale heimische Konkurrenz beschränken: Warum sollten z. B. Ford oder Opel in Ostdeutschland produktiver sein als Daimler-Chrysler, BMW oder VW?

Es ist zu erwarten, dass der Anteil des Umsatzes, der ins Ausland fließt (Exportanteil), einen wesentlichen Bestimmungsfaktor für die Produktivitätsunterschiede west- und ostdeutscher Betriebe darstellt. Ferner sind auch in diesem Zusammenhang die Eigentumsverhältnisse, d. h. die Tatsache, ob ein Betrieb mehrheitlich oder ausschließlich in ausländischem Eigentum stehen, von zentraler Bedeutung.

Wie aus der Diskussion zu entnehmen ist, sind die einzelnen Hypothesen nicht isoliert zu betrachten, sondern bedingen und ergänzen sich gegenseitig. Aufgrund der Komplexität verschiedener Erklärungsmuster lassen sich Wirkungsrichtungen nicht eindeutig ableiten. Die empirische Analyse im folgenden Kapitel greift einzelne Hypothesen auf und überprüft diese auf ihren empirischen Gehalt.

3 Empirische Analyse

3.1 Das IAB-Betriebspanel als Datenbasis

Die empirische Analyse der Produktivitätsunterschiede west- und ostdeutscher Betriebe des Verarbeitenden Gewerbes basiert auf den Daten des IAB-Betriebspanels (vgl. als Überblick Bellmann 1997, 2002). Hierbei handelt es sich um eine jährliche Wiederholungsbefragung von Betrieben, die seit 1993 für die alten und seit 1996 für die neuen Bundesländer erhoben wird. Grundlage des IAB-Betriebspanels ist die über die Betriebsnummer zum 30.06. eines Jahres aggregierte Beschäftigtenstatistik. Grundgesamtheit sind somit alle Betriebe mit mindestens einem sozialversicherungspflichtig Beschäftigten.³

Das mit diesem Schreiben angekündigte persönliche Interview im Betrieb erbringt eine, im Vergleich zu anderen Panelbefragungen weit überdurchschnittliche Mitwirkungsbereitschaft der Betriebe bereits bei der erstmaligen Befragung; sie liegt jeweils über 70%. Ausgehend von der ersten Befragungswelle wurden in den folgenden Jahren alle Betriebe nach Möglichkeit erneut befragt. Die Antwortquoten lagen jeweils über 80% der wiederholt befragten Betriebseinheiten.⁴

Die Analyse beschränkt sich auf Betriebe des Verarbeitenden Gewerbes. Einbezogen wurden jene Betriebe, die als sog. „Querschnittsfälle“ (erstmalig sowie zum wiederholten Male antwortende Betriebe mit mindestens einem sozialversicherungspflichtig Beschäftigten) für die Erhebung des Jahres 2001 zur Verfügung standen. Es stehen 1 148 Betriebe aus den alten und 1 092 Betriebe aus den neuen Bundesländern für die Produktivitätsanalysen zur Verfügung (573 Fälle wurden in den alten und 334 in den neuen Bundesländern aufgrund fehlender Angaben zu einzelnen Variablen, die in die multivariate Analyse eingehen, ausgeschlossen).

Die Nutzung des IAB-Betriebspanels bietet für die vorliegende Fragestellung zwei Vorteile:

Es werden alle Betriebsgrößen und alle Branchen im Verarbeitenden Gewerbe einbezogen, während sich die meisten vorliegenden Untersuchungen zur Produktivität ostdeutscher Unternehmen nur auf ein eingeschränktes Betriebsgrößen- bzw. Branchenspektrum beziehen.

³ Ausnahme: Private Haushalte werden erst ab einer Zahl von mindestens fünf Beschäftigten zum 30.06. des Vorjahres miteinbezogen, da kleinere Einheiten kaum schlüssige Antworten zum Fragebogen machen können.

⁴ Um die unvermeidliche Panelmortalität auszugleichen wird flankierend eine Ergänzungsstichprobe gezogen.

Da vom IAB-Betriebspanel eine Reihe von Sachverhalten der befragten Betriebe erfasst werden, können mehrere Hypothesen über die Ursachen der Produktivitätslücke parallel überprüft werden. Auch dies ist ein Vorteil gegenüber vorliegenden Untersuchungen, die sich auf einen Aspekt bzw. eine Hypothese konzentrieren.

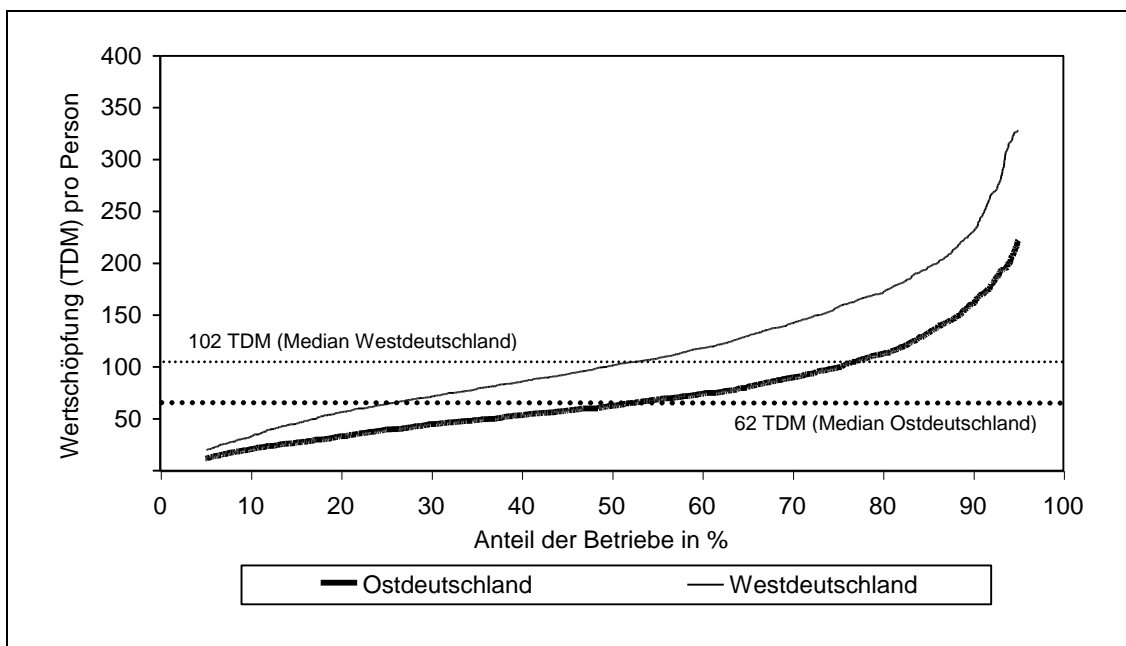
Dem steht freilich als Nachteil gegenüber, dass das IAB-Betriebspanel nicht primär für die Analyse einzelbetrieblicher Produktivität geschaffen wurde und die Operationalisierung der Hypothesen nur näherungsweise möglich ist.

Zusammenfassend liegt mit dem IAB-Betriebspanel ein Datensatz vor, der es erlaubt, über die Gesamtheit der Betriebe im Verarbeitenden Gewerbe Aussagen zu treffen sowie eine Vielfalt betrieblicher Sachverhalte in Zusammenhang mit der Produktivität der Betriebe zu setzen.

3.2 Das Ausmaß der Produktivitätslücke

In Abbildung 1 ist die Produktivität der ost- und westdeutschen Betriebe des Verarbeitenden Gewerbes dargestellt. Die Betriebe sind beginnend mit dem Betrieb mit der niedrigsten Produktivität bis zum produktivsten Betrieb abgetragen (unter Ausschluss der jeweils besten und schlechtesten 5%). Der „mittlere“ ostdeutsche Betrieb hat eine Bruttowertschöpfung von ca. 62 TDM Jahr/Beschäftigten, was einer Ost-West-Relation von 60,8% entspricht (West: ca. 102 TDM Jahr/Beschäftigten). Der Produktivitätsrückstand betrug im Jahr 2000 also 39,2%.

Abbildung 1:
Produktivität im Verarbeitenden Gewerbe West- und Ostdeutschlands 2000



Aus Abbildung 1 ist auch ersichtlich, dass ein Teil der ostdeutschen Betriebe (ca. 25%) über dem Medianwert der westdeutschen Betriebe liegt. Umgekehrt hat auch ein Fünftel der westdeutschen Betriebe eine niedrigere Produktivität als der mittlere ostdeutsche Betrieb. Es gibt also zwar hochproduktive Betriebe in Ostdeutschland, jedoch lassen sich deutliche und verbreitete Produktivitätsdefizite in Ostdeutschland feststellen.

Die Abbildung 1 gibt einen Eindruck von der Heterogenität unter den ost- und westdeutschen Betrieben. Betriebe aus den alten Bundesländern sind nicht weniger heterogen als Betriebe aus den neuen Bundesländern, wie man an der Gleichförmigkeit des Kurvenverlaufs erkennen kann. Es ist also durchaus nicht so – zumindest nicht mit Blick auf die Arbeitsproduktivität –, dass die Betriebslandschaft im Osten außergewöhnlich stark differenziert ist und die Betriebslandschaft im Westen auf hohem Niveau homogen. Dieses empirische Ergebnis widerspricht der weit verbreiteten Annahme über eine größere Streuung der Produktivität in Ostdeutschland verglichen mit Westdeutschland.

Bei weitergehenden deskriptiven Analysen sind vier wichtige Ergebnisse hervorzuheben, die Tabelle 2 zu entnehmen sind.

Tabelle 2:

Strukturelle Unterschiede west- und ostdeutscher Betriebe des Verarbeitenden Gewerbes

	West	Ost
% Beschäftigte pro Betrieb	36	20
% Exportbetriebe	23	14
% Zentralen	4	2
% Filialen	4	8
% Verbrauchsgüterindustrie	44	37

- Produktivitätsunterschiede zwischen west- und ostdeutschen Betrieben können auf Unterschiede in der *Betriebsgrößenstruktur* in den neuen und alten Bundesländern zurückgeführt werden. In den neuen Bundesländern dominieren auch im Verarbeitenden Gewerbe Kleinbetriebe. Die durchschnittliche Beschäftigtenzahl pro Betrieb beläuft sich auf 20, während in westdeutschen Betrieben 36 Beschäftigte im Durchschnitt zu finden sind. Dies kann bedeuten, dass viele Betriebe in Ostdeutschland ihre so genannte „mindestoptimale Betriebsgröße“ noch nicht erreicht haben.
- Zudem ist der *Anteil exportierender Betriebe* in Ostdeutschland wesentlich geringer, was mit Absatzproblemen auf überregionalen Märkten zu erklären ist.
- Der Anteil der *Zentralen/Hauptverwaltung* ist in Ostdeutschland geringer als in Westdeutschland (4% vs. 2%). Umgekehrt verhält es sich beim Anteil der Betriebe, die als *Niederlassungen oder Filiale* zu einem Unternehmen gehören (4% vs. 8%).

- Der Anteil der *Verbrauchsgüterindustrie* ist in Westdeutschland mit 44% wesentlich größer als in Ostdeutschland (37%), während die Investitions- und *Grundstoffindustrie* dort höhere Anteile aufweisen.

3.3 Produktivitätsschätzungen auf produktionstheoretischer Basis

Während sich die bisher vorgenommenen Vergleiche auf die Gesamtheit der west- und ostdeutschen Betriebe bezog, sollen im Folgenden west- und ostdeutsche Betriebe jeweils miteinander verglichen werden. Es soll also untersucht werden, was die Gründe dafür sind, dass Betriebe innerhalb der beiden Landesteile Unterschiede bei der Höhe der Arbeitsproduktivität aufweisen. Vor dem Hintergrund der großen Produktivitätsunterschiede zwischen den Betrieben innerhalb der beiden Landesteile erscheint diese Frage als besonders interessant.

Für die empirische Analyse stehen verschiedene Typen von Produktionsfunktionen zur Verfügung: Cobb-Douglas-, CES-, oder Translog-Produktionsfunktionen. Zur Ermittlung der zu präferierenden Produktionsfunktion wurden verschiedene Tests durchgeführt. Bei dem überlegenen Modell handelt es sich um eine Translog-Produktionsfunktion, bei der die Annahme einer einheitlichen Substitutionselastizität aufgehoben wird. Die Produktionsfunktion in folgender unspezifischer Form

$$\ln W = f(\ln B, \ln K) \quad (1)$$

wird mittels einer Taylor-Reihe approximiert⁵:

$$\ln W = \beta_0 + \beta_1 \ln B + \beta_2 \ln K + \beta_3 \ln^2 B / 2 + \beta_4 \ln^2 K / 2 + \beta_5 (\ln B * \ln K) + u_1, \quad (2)$$

wobei W = Bruttowertschöpfung 2000, gemessen als Umsatz minus Vorleistungen⁶, B = Anzahl der Beschäftigten (Betriebsgröße zum Zeitpunkt 30.06.2000), K = Kapitalbestand und u = Störgröße. Da der Kapitalstock kaum messbar ist, wird einem verbreiteten Vorgehen gefolgt und die Investitionssumme über einen Mehrjahreszeitraum als Proxy⁷ verwendet.

Zusätzlich werden folgende Regressoren berücksichtigt: Der Anteil der Qualifizierten (QA), gemessen als Anteil der Facharbeiter und qualifizierten Angestellten zum

⁵ Greene (1997), S. 209.

⁶ Es wurden darüber hinaus Schätzungen mit der abhängigen Variable „logarithmierte Bruttowertschöpfung pro Beschäftigten“ durchgeführt. Die Koeffizientenwerte der zentralen Variablen sind in den beiden Schätzungen mit Ausnahme der Beschäftigtenvariablen nahezu identisch (ebenso die Signifikanz).

⁷ In diesem Fall: Investitionen für die Jahre 1999 und 2000. Für Betriebe, die in den Jahren 1999 und 2000 keine Investitionen getätigt haben, wird eine Investitionssumme von 1 unterstellt, sodass die logarithmierte Investitionssumme null beträgt.

30.6.2000, der Exportanteil (EX), gemessen als den Anteil des Umsatzes 2000 der im Ausland erzielt wurde, sowie (0,1)-Variablen dafür, ob von Mitte 1999 bis Mitte 2000 Produktinnovationen getätigt worden sind (PI), ob sich der Betrieb im Jahre 2000 mehrheitlich oder ausschließlich in ausländischem Eigentum befunden hat (AUS), für die Stellung des Betriebes (eigenständiges Unternehmen [Referenzgruppe], Zentrale oder Hauptverwaltung ($ST1$), Niederlassung/Filiale ($ST2$), Mittelinstanz ($ST3$)) und die Wirtschaftszweigezugehörigkeit (Verbrauchsgüterindustrie [Referenzgruppe], Grundstoffverarbeitung (GST), Investitionsgüterindustrie (INV)). Unter Berücksichtigung der angeführten Regressoren ergibt sich folgende Schätzgleichung:

$$\ln W = \beta_0 + \beta_1 \ln B + \beta_2 \ln K + \beta_3 \ln^2 B / 2 + \beta_4 \ln^2 K / 2 + \beta_5 (\ln B * \ln K) + \beta_6 QA + \beta_7 PI + \beta_8 EX + \beta_9 AUS + \beta_{10} ST1 + \beta_{11} ST2 + \beta_{12} ST3 + \beta_{13} GST + \beta_{14} INV + u_2. \quad (3)$$

Bei dem dargestellten Schätzansatz ergeben sich jedoch methodische Probleme aufgrund unbeobachteter Heterogenität, d. h., die Annahme der Nicht-Korrelation der exogenen Variablen (x) mit dem Störterm (u) ist verletzt. Zur Kontrolle unbeobachteter Heterogenitäten kann ein Fixed-Effects-Schätzer verwendet werden. Jedoch wird bei Fixed-Effects-Modellen nicht der Einfluss zeitkonstanter Variablen – die in Gleichung (3) enthalten sind – identifiziert. Folglich kann dieser Schätzer nicht ohne weiteres eingesetzt werden. Zur Behebung des Problems wird ein zweistufiges Verfahren von Black und Lynch (2001) verwendet, bei dem die Parameter der Inputfaktoren in einem ersten Schritt auf Basis von Panelmodellen bestimmt werden, die Effekte der zeitinvarianten Determinanten jedoch in einer eigenen Regression auf die fixen Firmeneffekte aus der Panelanalyse geschätzt werden.

„One advantage of this two-step procedure relative to the estimation of cross section production function is that we can address the issue of biases in the estimates of the coefficient of capital, labor, and materials due to correlation with the firm-specific, time-invariant components of the error term” (Black und Lynch 2001, S. 439).

Im ersten Schritt wird also eine Translog-Produktionsfunktion geschätzt, die neben der originären Störgröße u_3 einen firmenspezifischen Effekt v enthält. Es folgt:

$$\ln W = \beta_0 + \beta_1 \ln B + \beta_2 \ln K + \beta_3 \ln^2 B / 2 + \beta_4 \ln^2 K / 2 + \beta_5 (\ln B * \ln K) + v + u_3. \quad (4)$$

Der fixe Effekt gibt den durchschnittlichen betriebspezifischen Unterschied der Produktivität an, der nach Berücksichtigung der Inputfaktoren unerklärt bleibt.

Mit den Dummies für die Wirtschaftszweige und den Erhebungszeitpunkt ergibt sich dann folgende Spezifikation:

$$\ln W = \beta_0 + \beta_1 \ln B + \beta_2 \ln K + \beta_3 \ln^2 B / 2 + \beta_4 \ln^2 K / 2 + \beta_5 (\ln B * \ln K) + \beta_6 WZ1 + \beta_7 WZ2 + \beta_8 T + v + u_4. \quad (5)$$

Im zweiten Schritt werden die geschätzten firmenspezifischen Effekte aus Gleichung (5) auf eine Reihe exogener Variablen regressiert. Gleichung (6) beschreibt diesen zweiten Schritt:

$$\hat{v} = \gamma_0 + \gamma_1 QA + \gamma_2 PI + \gamma_3 EX + \gamma_4 AUS + \gamma_5 ST1 + \gamma_6 ST2 + \gamma_7 ST3 + \mu. \quad (6)$$

Die empirischen Ergebnisse des folgenden Kapitels basieren auf den Schätzungen der Gleichungen (3), (5) und (6).

3.4 Schätzergebnisse

Tabelle 3 gibt die Koeffizientenwerte der Translog-Funktion aus (3) für West- und Ostdeutschland getrennt wieder.

Die Koeffizienten der Produktivitätsschätzung weisen weitgehend die erwarteten Vorzeichen auf (vgl. Tabelle 3). Die *Betriebsgröße* bestimmt wesentlich die betriebliche Produktivität.⁸ Die negativen Koeffizienten der sich auf den Produktionsfaktor Kapital beziehenden Variablen sind als Produkt verschiedener Parameter zu interpretieren. Berechnet man die partielle Produktionselastizität des Kapitals [$\beta_2 + \beta_4 \ln K + \beta_5 \ln B$], ergibt sich für Westdeutschland der Wert $\varepsilon[W;K(TL)] = 0,1325$ und für Ostdeutschland der Wert $\varepsilon[O;K(TL)] = 0,1037$. In West- und Ostdeutschland ist der Einfluss der Variablen *Anteil der qualifizierten Beschäftigten* hochsignifikant positiv. Dies gilt auch für den Einfluss der Variablen *Anteil der Exporte am Umsatz*. Allerdings ist der Effekt dieser beiden Variablen in Ostdeutschland größer als in Westdeutschland, d. h., Unterschiede bei diesen Variablen innerhalb der ostdeutschen Betriebe bestimmen ihre Produktivität stärker als in Westdeutschland. Dieses Ergebnis steht im Einklang mit den erwähnten Studien von Müller (1998) und Ragnitz et al. (2001). Die Signifikanz der Variablen *Auslandskontrolle* ist in Westdeutschland nicht gesichert und in Ostdeutschland nur auf dem Niveau von 10%. Ähnlich wie beim Exportanteil bestehen also Produktivitätsunterschiede zwischen ostdeutschen Betrieben, die sich im ausländischen Mehrheits-eigentum befinden und denjenigen im nationalen Eigentum. In West- und Ostdeutschland gleichermaßen zeigen die Niederlassungen/Dienststellen/Filialen eine höhere Produktivität als die unabhängigen, eigenständigen Unternehmen⁹. Bei den Wirtschaftsgruppen erweist sich lediglich die 0/1-Variable für die Grundstoffverarbeitung Ostdeutschlands als signifikant. Auf dem 1%-Niveau ist der Effekt positiv.

⁸ Partielle Produktionselastizitäten des Faktors Arbeit (und damit der Betriebsgröße, gemessen anhand der Beschäftigtenzahl): $\varepsilon[W;B(TL)] = 0,9331$ und $\varepsilon[O;B(TL)] = 0,8581$.

⁹ Dieses Ergebnis ist in der Variablen Stellung des Betriebs enthalten und nicht direkt aus Tabelle 3 zu entnehmen. Diese Variable ist folgendermaßen codiert: 1 = unabhängiges, eigenständiges Unternehmen, 2 = Zentrale oder Hauptverwaltung, 3 = Niederlassung/Dienststelle/Filiale, 4 = fachliche oder regionale Mittelinstanz.

Tabelle 3:
Schätzungen von Translog-Produktionsfunktionen

	Westdeutschland		Ostdeutschland	
	log. Kapital (lnK)	-0,0943	***	-0,0526
	3,01		2,89	
log. Arbeit (lnB)	1,0529	***	0,8924	***
	7,99		14,60	
0.5(lnK) ²	0,0224	***	0,0195	***
	4,43		5,11	
0.5(lnB) ²	0,0119		0,0515	*
	0,28		1,87	
(lnB * lnK)	-0,0135		-0,0177	**
	1,64		2,33	
Produktinnovation	0,2746		-0,0907	
	1,19		0,51	
Qualifiziertenanteil	1,2251	***	1,7658	***
	4,09		5,52	
Exportanteil	0,3464	**	0,5373	***
	2,10		2,74	
Auslandskontrolle	-0,0987		0,2208	*
	0,52		1,80	
Stellung des Betriebs Referenz: unabhängiges eigenständiges Unternehmen				
Zentrale, Hauptverwaltung	-0,0606		0,0631	
	0,45		0,53	
Niederlassung, Filiale	0,3432	***	0,2876	***
	3,18		2,87	
Mittelinstantz	0,0858		0,4882	*
	0,41		1,75	
Branche Referenz: Verbrausgüterindustrie				
Grundstoffverarbeitung	-0,1024		0,2054	***
	0,85		3,07	
Investitionsgüterindustrie	-0,0392		0,0132	
	0,55		0,18	
Konstante	10,2073	***	9,6578	***
	54,92		61,31	
F-Test (gesamt)	543,85	***	424,23	***
		(14,1133)		(14,1077)
Fallzahl	1 148		1 092	

Es wurden heteroskedastie-konsistente Schätzungen durchgeführt und die Variablen Produktinnovationen und Qualifikation instrumentiert; Koeffizienten, darunter |t|-Werte; * Signifikant auf dem Niveau von 0.10, ** Signifikant auf dem Niveau von 0.05, *** Signifikant auf dem Niveau von 0.01.

Quelle: IAB-Betriebspanel, 9. Welle West, 6. Welle Ost.

Tabelle 4 beschreibt die Schätzungen auf Basis von Gleichung (5), d. h. den ersten Schritt des oben dargestellten zweistufigen Schätzansatzes. Mit Fixed-Effects-Modellen wurden Translog-Produktionsfunktionen geschätzt, wobei neben den Produktionsfaktoren Arbeit und Kapital (und den Termen für Translog-Funktionen), die Branche und eine Dummy-Variable für das jeweilige Jahr in die Schätzung einbezogen wurden. Die aus der Fixed-Effects-Schätzung generierten fixen Effekte (vgl. Tabelle 4) dienen als endogene Variable für die in Tabelle 5 dargestellten Residualregressionen. Diese endogene Variable repräsentiert die nicht durch die Variablen in der Produktionsfunktion erklärten Produktivitätseffekte. Daher kann die Höhe und die Signifikanz der Koeffizienten als Einfluss der exogenen Variablen auf die betriebliche Produktivität interpretiert werden.

Tabelle 4:
Fixed-Effects-Schätzungen von Translog-Produktionsfunktionen, 1998-2002

	Westdeutschland		Ostdeutschland	
log. Kapital (lnK)	0,006		0,024	**
	0,42		1,97	
log. Arbeit (lnB)	0,011		0,320	***
	0,08		3,36	
0.5(lnK) ²	0,003		0,000	
	1,30		0,21	
0.5(lnB) ²	0,107	***	0,117	***
	3,45		3,34	
(lnB * lnK)	-0,004		-0,005	
	1,30		1,35	
Branche Referenz: Verbrausgüterindustrie				
Grundstoffverarbeitung	-0,057		0,046	
	0,72		0,64	
Investitionsgüterindustrie	0,080		0,422	***
	0,49		3,11	
Jahresdummies	ja		ja	
Fallzahl	6 815		6 129	

Koeffizienten, darunter |t|-Werte; * Signifikant auf dem Niveau von 0.10, ** Signifikant auf dem Niveau von 0.05, *** Signifikant auf dem Niveau von 0.01.

Quelle: IAB-Betriebspanel.

Vergleicht man Tabelle 3 und Tabelle 5 wird deutlich, dass sich – unter Kontrolle betrieblicher Heterogenitäten – die Höhe der Koeffizientenwerte und deren Signifikanz zum Teil verändert haben. Generell wird der Einfluss aller einbezogenen Variablen hochsignifikant.

Tabelle 5:

OLS-Residualregressionen auf Basis der Fixed-Effects-Schätzungen von Translog-Produktionsfunktionen, 1998-2002

	Westdeutschland		Ostdeutschland	
	Koeffizient	Signifikanz	Koeffizient	Signifikanz
Produktinnovation	0,736	***	0,400	***
	10,98		5,65	
Qualifiziertenanteil	0,913	***	1,359	***
	7,67		11,78	
Exportanteil	1,731	***	1,379	***
	14,81		6,36	
Auslandskontrolle	0,322	***	0,447	***
	3,50		4,09	
Stellung des Betriebs Referenz: unabhängiges eigenständiges Unternehmen				
Zentrale, Hauptverwaltung	0,807	***	0,296	***
	9,92		2,58	
Niederlassung, Filiale	0,903	***	0,528	***
	10,55		3,71	
Mittelinstantz	1,016	***	1,011	***
	4,15		3,69	
Konstante	-1,761	***	-1,425	***
	20,08		18,64	
Fallzahl	1 845		1 518	

Koeffizienten, darunter $|t|$ -Werte; * Signifikant auf dem Niveau von 0.10, ** Signifikant auf dem Niveau von 0.05, *** Signifikant auf dem Niveau von 0.01.

Quelle: IAB-Betriebspanel 2001.

Hatten *Produktinnovationen* im Querschnittsmodell (Tabelle 3) keinen Effekt auf die betriebliche Wertschöpfung, spielen diese in der OLS-Residualregression sowohl für West- als auch für Ostdeutschland eine Rolle (Tabelle 5). Beide Koeffizienten sind signifikant positiv und derjenige für Westdeutschland fast doppelt so hoch wie derjenige für Ostdeutschland. Die Investition in Produktinnovationen hat folglich – insbesondere für Westdeutschland – einen positiven Einfluss auf die betriebliche Produktivität.

Die Höhe des *Anteils qualifizierter Beschäftigter* und der *Exportanteil* weisen sowohl im Querschnittsmodell als auch im zweistufigen Ansatz positive Produktivitätseffekte auf. Während die Koeffizientenwerte des Qualifiziertenanteils im zweistufigen Panelansatz niedriger sind als die entsprechenden in Tabelle 3, übersteigen diejenigen des Exportanteils in der Residualregression diejenigen in Tabelle 3.

Die hochsignifikante Wirkung des *Anteils der qualifizierten Beschäftigten* in West- und Ostdeutschland bestätigt die Hypothese, dass die Unterschiede in der Humankapitalausstattung der Beschäftigten für die Produktivitätsentwicklung in den Betrieben innerhalb der beiden Landesteile bedeutsam sind. Dieses Ergebnis widerspricht der aufgestellten Hypothese über den geringen Wert der vor der Wende erworbenen Qualifikationen und der Bedeutung von sog. „verlängerten Werkbänken“. Dagegen steht es im Einklang mit der Hypothese des „skill-biased-technological change“: die Betriebe versuchen bei technologischen und organisatorischen Änderungen qualifizierte Beschäftigte zu rekrutieren, die ihre Lernfähigkeit durch den Erwerb von bildungs- und Ausbildungszertifikaten bereits unter Beweis gestellt haben und die beste Gewähr dafür bieten sollen, die unternehmerischen Anpassungsprozesse i. S. höherer betrieblicher Produktivität erfolgreich zu bewältigen. Ragnitz et al. (2001) haben in einem Zusammenhang darauf hingewiesen, dass Anpassungsprozesse in Ostdeutschland noch nicht abgeschlossen sind, woraus höhere Qualifikationsanforderungen als in Westdeutschland resultieren. Abgesehen davon gibt es eine Einschätzung, dass die Qualifikationsunterschiede zwischen den west- und ostdeutschen Betrieben in Durchschnitt geringer sind, weil die in der Zeit vor der Wende erworbenen Qualifikationen teilweise obsolet geworden sind.

Betrachtet man die Koeffizientenwerte der Variablen *Auslandskontrolle*, zeigen sich wesentliche Änderungen bei den beiden Spezifikationen. Ob sich ein Betrieb mehrheitlich oder ausschließlich in ausländischem Besitz befindet, hat im zweistufigen Ansatz in Ost und in Westdeutschland einen positiven Effekt auf die betriebliche Produktivität.

Das Ergebnis hinsichtlich des signifikanten Einflusses des Exportanteils und der Auslandskontrolle in Ostdeutschland stimmt überein mit den Analysen von Barrell und Velde (2000) und steht im Einklang mit den eingangs aufgestellten Forschungshypothesen, die eine wesentliche Ursache der Produktivitätsschwäche der ostdeutschen Betriebe in der mangelnden Einbindung in überregionale Absatzmärkte sehen.

In der Querschnittsschätzung (vgl. Tabelle 3) weisen von den Variablen, die die Stellung des Betriebes abbilden, lediglich die Variable *Niederlassung/Dienststelle/Filiale* in beiden Landesteilen und die Variable *Mittelinstantz* in Ostdeutschland signifikante Koeffizienten im Vergleich zu unabhängigen, einständigen Unternehmen auf.

Demgegenüber haben alle Koeffizienten dieser Variablen beim zweistufigen Ansatzes signifikant positive Vorzeichen, d. h., sowohl Zentral- als auch Filialbetriebe und Mittelinstanzen erweisen sich gegenüber unabhängigen, eigenständigen Unternehmen als tendenziell produktiver.

4 Zusammenfassung

Der Produktivitätsrückstand der ostdeutschen gegenüber den westdeutschen Betrieben des Verarbeitenden Gewerbes in Höhe von etwa 30% bis 40% kann durch Analysen mit den Daten des IAB-Betriebspanels 1998-2002, die getrennt für west- und ostdeutsche Betriebe durchgeführt wurden, näher untersucht werden.

Es zeigt sich, dass sich bei Verwendung des zweistufigen Schätzansatzes von Black und Lynch (2001), der für betriebliche Heterogenitäten kontrolliert, sowohl die Koeffizientenwerte einzelner Variablen als auch deren Signifikanzen im Vergleich zur Schätzung von Translog-Produktionsfunktionen auf der Basis von Querschnittsdaten ändern. Die Ergebnisse des zweistufigen Ansatzes lassen sich zusammenfassend wie folgt darstellen:

Die Tatsache, dass ein Betrieb Produktinnovationen durchführt, erhöht signifikant die betriebliche Produktivität. Ferner ist festzuhalten, dass sich mit steigendem Anteil qualifizierter Mitarbeiter die Wertschöpfung des Betriebes erhöht. Als ebenso produktivitätserhöhend erweist sich der Anteil des Umsatzes, der auf das Ausland entfällt (Exportanteil). Werden die nationalen bzw. internationalen Eigentumsverhältnisse betrachtet, so zeigt sich, dass bei Betrieben, die sich mehrheitlich oder ausschließlich in ausländischem Eigentum befinden (Auslandskontrolle), höhere Produktivitätseffekte festgestellt werden können als bei denjenigen in nationalem Eigentum. Im Vergleich zu unabhängigen, eigenständigen Betrieben sind Niederlassungs- bzw. Filialbetriebe, Zentralbetriebe bzw. Hauptverwaltungen und fachliche bzw. regionale Mittelinstanzbetriebe produktiver.

Es zeigt sich also, dass neben der Ausstattung der Betriebe mit den Produktionsfaktoren Arbeit und Kapital, die Lösung von Organisations- und Absatzproblemen ebenso produktivitätsrelevant sind, wie die Humankapitalausstattung.

Literaturverzeichnis

- Audretsch, D. B.; Mahmood, T. (1992): Firm Selection and Industry Evolution. The Post-Entry Performance of New Firms. Diskussionspapier des Wissenschaftszentrums Berlin, FS IV 92-7.*
- Barrell, R.; te Velde, D. W. (2000): Catching-up of East German Labour Productivity in the 1990s. German Economic Review 1, pp. 271-298.*
- Bartelsman, E. J.; Doms, M. (2000): Understanding Productivity: Lessons from Longitudinal Microdata. Journal of Economic Literature Vol. XXXVIII, pp. 569-594.*
- Beer, S.; Ragnitz, J. (1997): Betriebsgröße und Arbeitsproduktivität im ostdeutschen Verarbeitenden Gewerbe, in: IWH, Wirtschaft im Wandel 3/1997, S. 79-92.*
- Bellmann, L. (1997): Das Betriebspanel des IAB, in: R. Hujer; U. Rendtel; G. Wagner (Hrsg.), Wirtschafts- und Sozialwissenschaftliche Panelstudien. Sonderheft des Allgemeinen Statistischen Archivs, Heft 30, S. 169-182.*
- Bellmann, L. (2002): Das IAB-Betriebspanel: Konzeption und Anwendungsbereiche, in: Allgemeines Statistisches Archiv 86, S. 163-176.*
- Bellmann, L.; Brussig, M. (1998): Ausmaß und Ursachen der Produktivitätslücke ostdeutscher Betriebe des Verarbeitenden Gewerbes. Mitteilungen aus der Arbeitsmarkt- und Berufsforschung, 31. Jg., S. 231-291.*
- Bellmann, L.; Düll, H.; Leber, U. (2001): Zur Entwicklung der betrieblichen Weiterbildungsaktivitäten: Eine empirische Untersuchung auf Basis des IAB-Betriebspanels, in: Reinberg, A. (Hrsg.), Arbeitsmarktrelevante Aspekte der Bildungspolitik, Beiträge zur Arbeitsmarkt und Berufsforschung 245, S. 97-123.*
- Black, S. E.; Lynch, L. M. (2001): How to Compete: The Impact of Workplace Practices and Information Technology on Productivity. The Review of Economics and Statistics, 83 (3), pp. 434-445.*
- Czarnitzki, D. (2003): Zum Ausmaß und den Determinanten der Produktivitätslücke ostdeutscher Unternehmen, in: Bellmann, L.; Hujer, R. (Hrsg.), Betriebliche Innovationen im Spiegel von Betriebsbefragungen. Beiträge zur Arbeitsmarkt- und Berufsforschung 277, S. 139-166.*
- Davies, S. W.; Lyons B. R. (1991): Characterising Relative Performance: The Productivity Advantage of Foreign Owned Firms in the UK. Oxford Economic Papers 43, pp. 584-595.*
- Dietrich, V. (1997): Kapitalausstattung und Produktivitätsrückstand im ostdeutschen Unternehmenssektor, in: IWH, Wirtschaft im Wandel 3/1997, S. 5-9.*

- DIW; IfW; IWH* (1997): Gesamtwirtschaftliche und unternehmerische Anpassungsschritte in Ostdeutschland. 17. Bericht. IWH-Forschungsreihe 6/1997. Halle.
- DIW; IfW; IWH* (1998): Gesamtwirtschaftliche und unternehmerische Anpassungsschritte in Ostdeutschland. 18. Bericht. IWH-Forschungsreihe 6/1998. Halle.
- DIW; IfW; IWH* (1999): Gesamtwirtschaftliche und unternehmerische Anpassungsschritte in Ostdeutschland. 19. Bericht. IWH-Forschungsreihe 5/1999. Halle.
- Eichhorn, F.* (1998): Unternehmensnetzwerke – Betriebliche Reorganisation und industrielle Beziehungen, Lage.
- Falk, M.; Pfeiffer, F.* (1998): Auswirkungen von Innovationen auf Lohn- und Produktivitätsangleichung zwischen ost- und westdeutschen Unternehmen, in: Fritsch, M.; Meyer-Krahmer, F.; Pleschak, F. (Hrsg.), Innovationen in Ostdeutschland – Potenziale und Probleme. Heidelberg, S. 145-169.
- Felder, J.; Spielkamp, A.* (1998a): Innovationsstrategien und Forschungsaktivitäten ostdeutscher Unternehmen. Diskussionspapier 98-14. Zentrum für Europäische Wirtschaftsforschung, Mannheim.
- Felder, J.; Spielkamp, A.* (1998b): Innovationsstrategien und Forschungsaktivitäten ostdeutscher Unternehmen, in: Fritsch, M.; Meyer-Krahmer, F.; Pleschak, F. (Hrsg.), Innovationen in Ostdeutschland – Potenziale und Probleme. Heidelberg.
- Fritsch, M.; Mallok, J.* (1994): Die Arbeitsproduktivität des industriellen Mittelstandes in Ostdeutschland – Stand und Entwicklungsperspektiven. Mitteilungen aus der Arbeitsmarkt- und Berufsforschung, 27. Jg., S. 53-59.
- Fritsch, M.; Franke, G.; Schwirten, C.* (1998): Innovationsaktivitäten im Verarbeitenden Gewerbe – Ein Ost-West-Vergleich, in: Fritsch, M.; Meyer-Kramer, F.; Pleschak, F. (Hrsg.), Innovationen in Ostdeutschland. Physika Verlag, Heidelberg, S. 119-144.
- Gerling, K.* (1998): Transfers and Transition. Kieler Arbeitspapiere Nr. 878. Institut für Weltwirtschaft Kiel.
- Greene, W.* (1997): Econometric Analysis. Prentice-Hall (3rd ed.).
- Hitchens, D.; Wagner, K.; Birnie, J. E.* (1993): The Comparative Productivity of East German Manufacturing: A Matched Plant Comparison. Discussion paper FS I, Wissenschaftszentrum Berlin, S. 93-310.
- Huhn, K.; Kranzusch, P.* (1999): Absatzstrategien ostdeutscher mittelständischer Industrieunternehmen. Wiesbaden.

-
- Klodt, H.* (2000): Industrial Policy and the East German Productivity Puzzle. *German Economic Review* 1, pp. 315-334.
- Lay, G.* (1998): Modernisierung und Produktivität in der Investitionsgüterindustrie Ostdeutschlands, in: Fritsch, M. et al. (Hrsg.), *Innovationen in Ostdeutschland*. Heidelberg, S. 43-58.
- Lucas, R. E.* (1990): Why Doesn't Capital Flow from Rich to Poor Countries? *American Economic Review* 80, Papers and Proceedings, pp. 92-96.
- Müller, G.* (1998): Schmalere Produktivitätslücke bei Beachtung von Preiseffekten, in: IWH, *Wirtschaft im Wandel* 4/1998, S. 14-19.
- OECD* (1996): *Technology and Industrial Performance – Technology Diffusion, Productivity, Employment and Skills, International Competitiveness*. Paris.
- Ragnitz, J.; Rothfels, J.; Wölfl, A.* (1998): Determinanten der Produktivitätslücke in Ostdeutschland, Ergebnisse einer Tagung am IWH, Teil I, in: IWH, *Wirtschaft im Wandel* 4/1998, S. 3-11.
- Ragnitz, J.; Müller, G.; Wölfl, A. et al.* (2001): Produktivitätsunterschiede und Konvergenz von Wirtschaftsräumen: Das Beispiel der neuen Länder. Gutachten im Auftrag des BMBF. IWH-Sonderheft 3/2001. Halle.
- Romer, P. M.* (1986): Increasing Returns and Long-Run Growth. *Journal of Political Economy* 94, pp. 1002-1037.
- Romer, P. M.* (1990): Endogenous Technological Change. *Journal of Political Economy* 98, pp. 71-102.
- Rothfels, J.* (1997): Die ostdeutsche Wirtschaftsstruktur und die Produktivitätslücke, in: IWH, *Wirtschaft im Wandel* 3/1997, S. 15-21.
- Schmidt, R.* (1996): Restrukturierung und Modernisierung der industriellen Produktion, in: Lutz, B. u. a. (Hrsg.), *Arbeit, Arbeitsmarkt und Betriebe*. Leske+Budrich, Opladen, S. 227-256.

Ausgewählte Studien über die Ursachen der Produktivitätslücke im Verarbeitenden Gewerbe

Ursache	Datenbasis und Methode	Quelle
Technische Ausstattung; Qualifikation; Produktprofil	Paarvergleich ost- und westdeutscher sowie nordischer Unternehmen, insgesamt 115 Betriebe	Hitchens/Wagner/Birnie, 1993
Technische Ausstattung, Qualifikation	Paarvergleich ost- und westdeutscher Unternehmen, insgesamt 104 Betriebe	Fritsch/Mallock 1994
Organisation, Auslastung	Mannheimer Innovationspanel, 117 Betriebe	Falk/Heiß/Pfeiffer 1996
Innovationen	(einschließlich Baugewerbe) Mannheimer Innovationspanel	Falk/Pfeiffer 1998, 1999
Innovationsverhalten	Mannheimer Innovationspanel	Felder/Spielkamp 1998
Technikausstattung; Organisation	Befragung von 558 Betrieben (Ost) und 747 Betrieben (West)	Lay 1998
Innovation; Kooperation	Befragung von Unternehmen in Niedersachsen, Baden-Württemberg und Sachsen	Fritsch/Franke/Schwirten 1988
Soziale Beziehungen im Betrieb; Leistungspolitik; Organisation; Management	Fallstudien, Sekundäranalysen	Schmidt 1996
Marktposition; Absatzstrategie	Aggregatanalyse auf Grundlage der amtlichen Statistik mit Bereinigung um Preisunterschiede	Müller 1998
Betriebsgrößenstruktur	Aggregatanalyse auf Grundlage der amtlichen Statistik	Beer/Ragnitz 1997
Größe und Alter des Kapitalstocks; Auslastung	Aggregatanalyse auf Grundlage der amtlichen Statistik	Dietrich 1997
Sektorstruktur	Aggregatanalyse auf Grundlage der amtlichen Statistik	Rothfels 1997
Betriebliche Ausstattung, Marktposition, Struktureffekte	IAB-Betriebspanel	Bellmann/Brussig 1998
Industriepolitik	Befragungen von Betrieben im Rahmen der Anpassungsberichte	Klodt 2000
Größe des Kapitalstocks, Humankapital, Auslandskontrolle	Aggregatanalyse auf Grundlage der amtlichen Statistik	Barrell/te Velde 2000
Innovationen, Eigentümerstruktur, Betriebsgröße, Sektor, Alter des Betriebes und Kapitalstock	Mannheimer Innovationspanel, Matching-Ansatz	Czarnitzki 2003

Hat die Einführung von Gewinnbeteiligungsmodellen kurzfristige positive Produktivitätswirkungen? Ergebnisse eines Propensity-Score-Matching-Ansatzes

*Harald Strotmann**

Abstract

Die Mehrzahl der bisherigen empirischen Studien zu den Produktivitätswirkungen der betrieblichen Gewinnbeteiligung gelangt zu dem Ergebnis, dass die Beteiligung der Mitarbeiter am Unternehmenserfolg einen positiven Produktivitätseffekt induziert. Problematisch ist jedoch, dass bisherige Studien häufig nur mit Querschnittsdaten arbeiten und daher unter dem Problem der *reverse causality* leiden könnten. Die wenigen bisher zu diesem Thema existierenden Panelstudien konzentrieren sich ebenfalls nicht auf die Analyse der Einführungsentscheidung und ihrer Folgewirkungen, da nicht zwischen der Einführung und der Existenz von Gewinnbeteiligungsmodellen unterschieden wird. Die vorliegende Studie verwendet die Wellen 2000 bis 2003 des IAB-Betriebspanels, um erstmals für Deutschland eine empirische Analyse der kurzfristigen Produktivitätswirkungen der Einführung von Gewinnbeteiligungsmodellen im Rahmen eines Propensity-Score-Matching-Ansatzes kombiniert mit der Differenzen-von-Differenzen-Methode vorzunehmen. Die Besonderheit liegt einerseits in der verwendeten Methodik, andererseits in der bewussten Fokussierung auf die Wirkungen der *Einführung* einer Gewinnbeteiligung. Insgesamt stellen die Ergebnisse das vermeintliche stilisierte Faktum der positiven Produktivitätswirkungen zumindest für die kurze Frist deutlich in Frage.

JEL-Klassifikation: D21, J33, M12

Keywords: Erfolgsbeteiligung, Gewinnbeteiligung, Betriebliche Personalpolitik, Produktivität, Produktivitätswirkungen, Propensity-Score-Matching

* Geschäftsführer des Instituts für Angewandte Wirtschaftsforschung (IAW) Tübingen, Ob dem Himmelreich 1, D-72074 Tübingen, eMail: harald.strotmann@iaw.edu

Für wertvolle Hinweise und Anmerkungen danke ich den Teilnehmerinnen und Teilnehmern des Workshops am 27./28. Juni 2005 in Halle. Dana Müller und Alexandra Schmucker vom Forschungszentrum des IAB Nürnberg danke ich herzlich für die hervorragende Unterstützung bei den Auswertungen.

1 Hintergrund und Motivation der Studie

„Profit sharing is associated with higher productivity levels in every case, regardless of methods, model specification and data used.“

Zu diesem Ergebnis gelangte bereits im Jahr 1995 eine Studie der OECD, in der ein Überblick über den Stand der empirischen Forschung zu den Produktivitätswirkungen von Gewinnbeteiligungsmodellen gegeben wurde. Auch die für Deutschland bisher bestehende empirische Evidenz unterstreicht weitgehend die Schlussfolgerung, dass der Einsatz gewinnabhängiger Entlohnungsformen die Produktivität der Mitarbeiter steigert (vgl. z. B. Cable und Wilson 1990; Hübler 1995; Möller 2000). Frühere Studien basierten dabei regelmäßig auf der Verwendung von Querschnittsdaten, die dominierende Methodik bestand in der ökonometrischen Schätzung von Produktionsfunktionen, wobei die Existenz eines Gewinnbeteiligungssystems als erklärende Variable berücksichtigt wurde. Solange Querschnittsdaten verwendet werden, leiden die Schätzergebnisse jedoch möglicherweise unter dem Problem der umgekehrten Kausalität. Dieses Problem der reverse causality besteht darin, dass gerade die produktiven Betriebe mit günstigen Zukunftsaussichten sich für die Einführung einer Gewinnbeteiligung entscheiden, sodass die behaupteten Produktivitätsvorteile durch Gewinnbeteiligung eventuell schon vor der Einführung bestanden. Strotmann (2005) findet auf der Grundlage des IAB-Betriebspanels für Westdeutschland im Rahmen einer Analyse der Bestimmungsgründe der Einführung von Gewinnbeteiligungsmodellen eindeutige empirische Evidenz für dieses Problem der reverse causality. In den vergangenen Jahren wurden daher verstärkt auch Studien durchgeführt, die bei der Analyse möglicher Produktivitätswirkungen der Gewinnbeteiligung auf Paneldaten zurückgreifen. Beispiele für Studien, die auf Paneldaten basieren, sind die Arbeiten von Azfar (1999), Cahuc und Dormont (1997), Fakhfakh und Pérotin (2000), Jones und Koto (1995), Kruse (1993) oder auch Ramos (2002). Für Deutschland zeigen Wolf und Zwick (2002) mit dem IAB-Betriebspanel, dass die Schätzung einer Produktionsfunktion ohne Berücksichtigung unbeobachteter Heterogenität zu fehlerhaften Schlussfolgerungen führen kann. Problematisch ist jedoch sowohl bei der Mehrzahl der internationalen Panelstudien als auch hier, dass nicht explizit zwischen der Einführung von Gewinnbeteiligungsmodellen und bereits existierenden Gewinnbeteiligungsmodellen differenziert wird und das Problem der reverse causality somit dennoch weitgehend ungelöst bleibt.¹

¹ Vgl. zu dieser Einschätzung z. B. auch *Conyon und Freeman* (2001, S. 18). Eine der wenigen internationalen Arbeiten, die für Großbritannien den Effekt der Einführung von Gewinnbeteiligung explizit untersucht, ist die Arbeit von *Kruse* (1993). In einer Langzeitstudie mit einem Erhebungszeitraum von 15 Jahren gelangt er zu dem Ergebnis, dass die Einführung von Gewinnbeteiligung einen einmaligen Anstieg der Produktivität auslöst, dabei jedoch keine dauerhafte Beschleunigung des Produktivitätswachstums induzieren kann.

Der vorliegende Beitrag verfolgt das Ziel, auf der Grundlage des IAB-Betriebspanels für Westdeutschland die kurzfristigen Produktivitätswirkungen einer Einführung von Gewinnbeteiligungsmodellen zu überprüfen. Die Besonderheit liegt einerseits in der verwendeten Methodik, da im Gegensatz zu den bisher existierenden Studien erstmals ein Propensity-Score-Matching-Ansatz verwendet und mit der Differenzen-von-Differenzen-Methode kombiniert wird. Andererseits konzentriert sich der Beitrag bewusst auf die Produktivitätswirkungen der Einführung einer Gewinnbeteiligung, während bestehende Studien nicht zwischen der Existenz und der Einführung von Gewinnbeteiligungsmodellen unterscheiden. Kapitel 2 fasst zunächst ausgewählte theoretische Überlegungen zu den möglichen positiven und negativen Produktivitätswirkungen einer Einführung von Gewinnbeteiligungsmodellen zusammen und geht dabei auch auf alternative Motive der Einführung von Gewinnbeteiligungsmodellen ein. Kapitel 3 präsentiert die Methodik des Propensity-Score-Matching, deren Umsetzung auf den konkreten Anwendungsfall sowie die empirischen Ergebnisse. Kapitel 4 fasst die zentralen Ergebnisse zusammen und weist auf ergänzenden Forschungsbedarf hin.

2 Theoretische Überlegungen zu den Produktivitätswirkungen der Einführung von Gewinnbeteiligungsmodellen

Der mögliche positive Produktivitätseffekt der Gewinnbeteiligung lässt sich theoretisch anhand eines Prinzipal-Agenten-Problems begründen, das zwischen dem Arbeitgeber und seinen Beschäftigten besteht (vgl. dazu auch Hardes und Wickert 2000).² Der Arbeitgeber erwartet von dem Beschäftigten, dass dieser nicht dessen eigene Ziele, sondern die Ziele des Unternehmens verfolgt, sieht sich jedoch gleichzeitig Informations- und Kontrollproblemen ausgesetzt. Aufgrund der bestehenden Informationsasymmetrie zwischen Arbeitgeber und Arbeitnehmer hat der Arbeitnehmer einen gewissen Spielraum, seine Anstrengungen und die Qualität seiner Arbeit zu variieren. Daher besteht bei einer gegebenen Entlohnung das moralische Risiko des Beschäftigten, sich Vorteile zu verschaffen, indem die eigenen Arbeitsanstrengungen reduziert werden. Eine Beteiligung der Beschäftigten am Gewinn des Unternehmens soll dieses Problem lindern und den Nutzen für den Arbeitgeber erhöhen, indem sie die Entlohnung der Mitarbeiter teilweise an das kollektive Unternehmensergebnis bindet und somit eine größere Kongruenz der Ziele der Beschäftigten mit den Zielen des Unternehmens herstellt. Allerdings setzt die erfolgsabhängige Entlohnung am kollektiven Erfolg und nicht an der Leistung des Einzelnen an. Es wird deshalb befürchtet, dass dieser mögliche positive Anreizeffekt einer Gewinnbeteiligung durch ein „free-rider-Verhalten“ der Beschäftig-

² Einen guten Überblick über die theoretische Diskussion insbesondere der Produktivitätswirkungen von Gewinnbeteiligungsmodellen findet man z. B. bei Jones und Svejnar (1985), Kruse (1992, 1996) oder Weitzman und Kruse (1990).

ten (auch: „1/N-Problem“) unterlaufen werden könnte (z. B. Alchian und Demsetz 1972 oder Kandel und Lazear 1992). Die Beschäftigten können ihren individuellen Nutzen maximieren, indem sie sich selbst weniger anstrengen, um dennoch in fast voller Höhe von den Anstrengungen der Kollegen zu profitieren. Weitzman und Kruse (1990) argumentieren dagegen, dass ein positiver Anreizeffekt verbleibt, wenn man berücksichtigt, dass das „Spiel“ zwischen den Beschäftigten jeden Arbeitstag erneut und damit wiederholt stattfindet und man sich nicht dauerhaft als Trittbrettfahrer verhalten kann. Ursächlich hierfür ist auch eine durch die kollektive Entlohnung induzierte gegenseitige Kontrolle unter den Beschäftigten sowie ein gewisser Gruppendruck auf Abweichler (FitzRoy und Kraft 1986; Jones und Svejnar 1982; Kandel und Lazear 1992), welche die positiven Anreizwirkungen unterstützen. Freeman et al. (2004) bestätigen in einer Studie für die Vereinigten Staaten, dass dieses „interne Monitoring“ dann besonders gut funktioniert, wenn Modelle der Gewinnbeteiligung der Mitarbeiter bestehen.

FitzRoy und Kraft (1987) oder auch Kruse (1992) weisen auf die Verstärkung der unternehmensinternen Kooperation und die Verbesserung der Informationsflüsse durch die Ausrichtung an gemeinsamen Zielen hin. Positive Motivations- und Anreizeffekte können auch daraus resultieren, dass ein Unternehmen seine Beschäftigten im Zuge eines partnerschaftlichen und fairen Verhaltens an einem bereits gegebenen Erfolg der Firma beteiligt (*gift exchange*). Gewinnabhängige Entlohnungsformen können insofern ein Substitut für Effizienzlöhne darstellen (Akerlof 1982). In diesem Fall ist jedoch zu erwarten, dass vor allem Betriebe mit höherer Produktivität und besserer wirtschaftlicher Lage sich die Einführung von Gewinnbeteiligungsmodellen „leisten“ würden.

Besonders glaubwürdig und wirkungsvoll ist der partnerschaftliche Umgang, wenn er nicht nur auf der materiellen, sondern auch auf der immateriellen Ebene praktiziert wird. Damit die positiven Anreizwirkungen möglichst wirksam werden können, müssen die Beschäftigten mit ihren Aktivitäten auch einen merklichen Einfluss auf das Ergebnis haben können. Dies setzt ein erhebliches Maß an Eigenverantwortung der Mitarbeiter sowie eine Teilnahme an Entscheidungsprozessen voraus (vgl. u. a. Cable und FitzRoy 1980; Conyon und Freeman 2001). Je mehr Eigenverantwortung Mitarbeiter tragen und je komplexer das Arbeitshandeln ist, desto eher lassen sich die positiven Produktivitätswirkungen induzieren und desto größer ist die Wahrscheinlichkeit der Einführung von Gewinnbeteiligungsmodellen (Hübler 1995; Harges und Wickert 2000).

Im folgenden Kapitel 3 wird für Westdeutschland untersucht, ob sich empirisch ein kurzfristig positiver Produktivitätseffekt der Einführung eines betrieblichen Gewinnbeteiligungsmodells bestätigen lässt. Dabei werden zunächst die verwendete Datengrundlage und die Begrifflichkeiten vorgestellt (Abschnitt 3.1), bevor in Abschnitt 3.2 die Grundidee des Propensity-Score-Matching erläutert und auf den vorliegenden Anwendungsfall übertragen wird. Abschnitt 3.3 beschreibt die Schätzung des *propensity score* und der erzielten Matching-Qualität, bevor Abschnitt 3.4 dann die Ergebnisse der Schätzungen der möglichen Produktivitätseffekte darstellt.

3 Empirische Überprüfung der kurzfristigen Produktivitätswirkungen

3.1 Datengrundlage, Operationalisierung und Produktivitätsmessung

Der für die empirischen Analysen verwendete Datensatz, das IAB-Betriebspanel, ist eine jährliche repräsentative Arbeitgeberbefragung von bundesweit mehr als 15 000 Betrieben aller Branchen und Größenklassen. Grundgesamtheit des IAB-Betriebspanels sind sämtliche Betriebe, die mindestens einen sozialversicherungspflichtig Beschäftigten haben. Während andere betriebsbezogene Datengrundlagen sich häufig auf ausgewählte Branchen (z. B. den industriellen Sektor) oder aber auf Betriebe einer bestimmten Größe beschränken müssen, ist das IAB-Betriebspanel wesentlich breiter angelegt und ermöglicht mit nur geringen Ausnahmen Aussagen über die Gesamtheit aller Betriebe in Deutschland (für Details zum IAB-Betriebspanel vgl. z. B. Bellmann et al. 2002 oder Bellmann, 2002).³ Den folgenden Auswertungen liegt die Westdeutschland-Stichprobe des IAB-Betriebspanels zugrunde.

Um mögliche Produktivitätswirkungen durch Ein- und Ausgliederungen von Betriebsteilen zu eliminieren, werden in sämtliche Analysen nur solche Betriebe einbezogen, bei denen im gesamten Betrachtungszeitraum keine Ein- oder Ausgliederung erfolgte. Dabei scheiden insgesamt immerhin über 700 Betriebe aus der Untersuchung aus. Darüber hinaus werden nur Betriebe betrachtet, deren Geschäftsergebnis als Umsatz gemessen wird. Der öffentliche Bereich sowie der Sektor der Land- und Forstwirtschaft werden aus den Analysen ausgeklammert.

Über die betriebliche Gewinnbeteiligung enthält das IAB-Betriebspanel jeweils in den Befragungswellen 2000 und 2001 Informationen.⁴ Die entsprechende Frage lautete bei der Befragung 2001 (vgl. Infratest 2002):

³ Die geschichtete Stichprobe basiert auf der Betriebsdatei der Bundesagentur für Arbeit. Da es sich dabei um eine vollständige Datei sämtlicher Betriebe mit sozialversicherungspflichtigen Beschäftigten handelt, stellt sie die beste Grundlage für die Stichprobenziehung von Betriebsbefragungen dar. Der Anteil der auswertbaren Interviews ist mit gut 75% deutlich höher als in zahlreichen vergleichbaren Studien

⁴ Im Rahmen dieses Beitrags werden – auch bedingt durch die Vorgehensweise bei der Befragung im IAB-Betriebspanel – die Begriffe Gewinn- und Erfolgsbeteiligung synonym verwendet. Von *Erfolgsbeteiligung* wird gesprochen, wenn ein Teil der Entlohnung des Arbeitnehmers an die Entwicklung des Unternehmenserfolgs – und im Gegensatz zur Leistungsentlohnung z. B. durch Akkord- oder Prämienlohn nicht an die Leistung oder den Erfolg der einzelnen Arbeitskraft – geknüpft ist.

„Gibt es in Ihrem Betrieb zusätzliche finanzielle Anreize für die Beschäftigten in Form einer Kapitalbeteiligung am Unternehmen bzw. in Form einer Gewinn- bzw. Erfolgsbeteiligung?“⁵

Da die Motive einer Einführung von Gewinn- und von Kapitalbeteiligungsmaßnahmen sowie die resultierenden Produktivitätswirkungen sehr verschieden sein können, beschränken sich die weiteren Untersuchungen auf die Einführung von Gewinnbeteiligungsmodellen und deren Produktivitätseffekten.⁶ Dabei werden sämtliche Betriebe in die empirischen Analysen einbezogen, die im Jahr 2000 nicht über Gewinnbeteiligungsmodelle verfügten und in den Wellen 2001 bis 2003 jeweils noch im Datensatz waren. Letztlich verbleiben für die weiteren Untersuchungen je nach Modell bis zu 1 540 westdeutsche Betriebe.

Als Maße für die Produktivität der Betriebe werden sehr unterschiedliche Kenngrößen der Arbeitsproduktivität verwendet, um die Sensitivität der Schlussfolgerungen hinsichtlich des Produktivitätsmaßes abzusichern. Betrachtet werden insbesondere:

- die Umsatzproduktivität als Umsatz je Beschäftigten (ohne Auszubildende),
- die Umsatzproduktivität als Umsatz je sozialversicherungspflichtig Beschäftigten,
- die Umsatzproduktivität als Umsatz je Vollzeitäquivalent, wobei Teilzeitkräfte jeweils mit 50% einbezogen wurden,
- die Wertschöpfungsproduktivität als Umsatz abzüglich der Vorleistungen je Vollzeitäquivalent.

Da sich zeigte, dass die inhaltlichen Schlussfolgerungen nicht von der verwendeten Produktivitätskennziffer abhängen, werden im Weiteren – falls nicht explizit anders erwähnt – jeweils nur Ergebnisse für die Umsatzproduktivität gemessen als Umsatz je Vollzeitäquivalent wiedergegeben.

5 Im Jahr 2000 wurden Gewinn- und Kapitalbeteiligung im Rahmen einer etwas allgemeineren Frage entsprechend abgefragt.

6 Unter einer *Kapitalbeteiligung* versteht man die vertragliche und dauerhafte Beteiligung der Beschäftigten am Kapital des Unternehmens. Aufgrund der Kapitalbeteiligung werden die Mitarbeiter zu Kapitalgebern und sind daher am laufenden und zukünftigen Unternehmensergebnis beteiligt. In Abhängigkeit vom Vertragsverhältnis geht eine Kapitalbeteiligung mit Informations-, Kontroll- und Mitwirkungsrechten einher.

3.2 Grundidee der Methodik des Propensity-Score-Matching und Anwendung auf den vorliegenden Fall

Die Grundidee der Vorgehensweise im Rahmen eines Matching-Ansatzes besteht bezogen auf den vorliegenden Anwendungsfall darin, Betriebe zu vergleichen, die vor der Einführung der Gewinnbeteiligung hinsichtlich einer Vielzahl von produktivitätsrelevanten Einflussgrößen möglichst ähnlich sind und sich im Idealfall nur darin unterscheiden, ob vom Jahr 2000 auf das Jahr 2001 eine Gewinnbeteiligung eingeführt wurde oder nicht (vgl. zu den methodischen Grundlagen z. B. Wooldridge 2002). Als Maßnahme („*treatment*“) wird somit die Einführung einer Gewinnbeteiligung von 2000 auf 2001 betrachtet, Maßnahmenteilnehmer (Programmgruppe/„*treated*“) sind alle Betriebe, die in diesem Zeitraum Gewinnbeteiligung eingeführt haben, Nicht-Maßnahmenteilnehmer (Kontrollgruppe/„*untreated*“) sind dagegen alle Betriebe, die von 2000 auf 2001 weiterhin keine Gewinnbeteiligung praktizieren. Das Erfolgskriterium („*outcome*“) ist die betriebliche Produktivität, d. h., es soll überprüft werden, ob die Einführung der Gewinnbeteiligung zu einer günstigeren Entwicklung der Produktivität führt als in den ansonsten vergleichbaren Betrieben ohne Gewinnbeteiligung. Dabei werden untersucht:

- im Rahmen eines reinen Propensity-Score-Matching-Ansatzes die Produktivität der Betriebe im ersten Folgejahr der Einführung 2002,
- durch Kombination des Propensity-Score-Matching mit einer Differenzen-von-Differenzen-Schätzung die Veränderungen der Produktivität nach der Einführung von 2001 auf 2002 bzw. von 2000 auf 2002.

Bezeichnet man mit Y_{1i} die Produktivität des Betriebes i bei *treatment* und mit Y_{0i} die Produktivität desselben Betriebes i ohne *treatment*, so beruht das *fundamentale Evaluationsproblem* darauf, dass ein Betrieb i niemals gleichzeitig in beiden Zuständen beobachtet werden kann, der individuelle kausale Effekt

$$Y_{1i} - Y_{0i} \tag{1}$$

kann daher unmöglich erfasst werden. Tatsächlich beobachtet wird für Betrieb i die Produktivität Y_i , die sich entweder nach Einführung der Gewinnbeteiligung ($D_i=1$) oder ohne Einführung der Gewinnbeteiligung ($D_i=0$) ergibt:

$$Y_i = Y_{0i} + D_i(Y_{1i} - Y_{0i}), \quad D_i \in \{0,1\}. \tag{2}$$

Unter bestimmten Annahmen wird es jedoch möglich, zwar nicht den individuellen Effekt, jedoch den durchschnittlichen Effekt der Maßnahme auf die Gruppe der Maßnahmenteilnehmenden, den so genannten „*Average Effect of Treatment on the Treated (ATT)*“, zu schätzen:

$$ATT = E[Y_1 - Y_0 \mid D = 1] = E[Y_1 \mid D = 1] - E[Y_0 \mid D = 1]. \tag{3}$$

Übertragen auf die Schätzung dieses ATT besteht das fundamentale Evaluationsproblem darin, dass man nicht weiß, welche Produktivität ein Betrieb mit Einführung der Gewinnbeteiligung gehabt hätte, ohne die Gewinnbeteiligung einzuführen, d. h., $E[Y_0|D = 1]$ ist unbekannt. Würde man einfach die „naive“ Kontrollgruppe der Nicht-Teilnehmer und deren beobachtbare durchschnittliche Produktivität $E[Y_0|D = 0]$ als Schätzwert für $E[Y_0|D = 1]$ verwenden, so ist dies in nicht-experimentellen Studien aufgrund von Selektionsverzerrungen durch beobachtbare und unbeobachtbare Variablen regelmäßig nicht sinnvoll. So können Betriebe, die Gewinnbeteiligung einführen, sich von den übrigen Betrieben in vielerlei Richtung hinsichtlich weiterer produktivitätsrelevanter Merkmale systematisch unterscheiden. Die Selektion in die Programmgruppe („mit Einführung der Gewinnbeteiligung“) und die Kontrollgruppe („ohne Einführung der Gewinnbeteiligung“) ist bei einem nicht-experimentellen Design daher nicht zufällig und muss bei der Analyse der Produktivitätswirkungen in geeigneter Form beachtet werden.

Von zentraler Bedeutung für die Möglichkeit, den ATT möglichst gut zu schätzen, ist daher die *Conditional Independence Assumption (CIA)*. Diese besagt, dass eine konsistente Schätzung des ATT dann möglich wird, wenn man den Selektionsprozess in die Programm- und Kontrollgruppe im Idealfall vollständig durch einen Vektor beobachtbarer Variablen X erklären kann. Die Ergebnisvariable der Nicht-Teilnehmer, hier die Produktivität der Betriebe ohne Gewinnbeteiligung, wird dann bei Erfüllen der CIA unabhängig vom Teilnahmestatus ($Y_0 \perp D | X$), d. h. gegeben den Vektor X gilt:

$$E[Y_0 | D = 1, X] = E[Y_0 | D = 0, X]. \quad (4)$$

Die CIA rechtfertigt es somit, die kontrafaktische Situation letztlich doch mit Betrieben, die keine Gewinnbeteiligung eingeführt haben, abzubilden. Problematisch bleibt dabei jedoch die Annahme, dass sämtliche relevanten Einflussfaktoren tatsächlich beobachtbar sind.

Ist die Zahl der die Selektion erklärenden Variablen in X groß, so ist es unwahrscheinlich, dass für jeden Betrieb mit Einführung der Gewinnbeteiligung in der Programmgruppe ein entsprechender Kontrollbetrieb ohne Gewinnbeteiligung gefunden wird, der hinsichtlich aller Merkmale in X gleich ist. Rosenbaum und Rubin (1983) zeigen jedoch, dass es ausreichend ist, Teilnehmer und Nicht-Teilnehmer anhand ihrer geschätzten Teilnahmewahrscheinlichkeit $p(X) = P(D = 1|X)$, dem so genannten *propensity score*, zuzuordnen. Betriebe mit und ohne Einführung einer Gewinnbeteiligung mit demselben Wert des *propensity score* haben definitionsgemäß dieselbe Verteilung des Vektors X , d. h. es gilt unter der modifizierten CIA:

$$E[Y_0 | D = 1, p(X)] = E[Y_0 | D = 0, p(X)]. \quad (5)$$

Neben der CIA müssen weitere Aspekte für eine möglichst gute Implementation eines Matching-Ansatzes berücksichtigt werden. Die *Common Support-Bedingung* stellt sicher, dass nur Betriebe miteinander verglichen werden, die auch tatsächlich hinreichend ver-

gleichbar sind (vgl. Heckman et al. 1999). Jeder Betrieb muss daher eine positive Wahrscheinlichkeit aufweisen, sowohl Teilnehmer als auch Nicht-Teilnehmer zu sein, d. h. die Wahrscheinlichkeit der Teilnahme oder der Nicht-Teilnahme darf weder null noch eins sein. Das Problem von *Ashenfelter's Dip*, d. h. das Problem möglicher Antizipations-effekte, die das Ergebnis des Matching verzerren könnten, dürfte in dem hier vorliegenden Fall eher unwahrscheinlich sein, denn es würde bedeuten, dass Betriebe oder deren Beschäftigte vor der Einführung der Gewinnbeteiligung bewusst ihre Produktivität senken. Dem möglichen Problem der Schichtung der Stichprobe beim IAB-Betriebspanel (Großbetriebe sind überrepräsentiert) für die Implementierung des Matching wird Rechnung getragen, indem man das Matching nicht anhand des *propensity score*, sondern anhand der *odd-ratios* $p/(1-p)$ durchführt (*Choice-Based Sampling*, vgl. Smith und Todd, 2005).

Für die konkrete Zuordnung von Kontrollbetrieben zu den Programmbetrieben können verschiedenste Matching-Varianten herangezogen werden. Einem Programmbetrieb können dabei prinzipiell ein oder mehrere Kontrollbetriebe zugeordnet werden. Im Weiteren wird ein *Kernel-Based-Matching* durchgeführt werden, bei dem ein gewichteter Durchschnitt der Ergebnisvariablen verschiedener Nachbarn gebildet wird, wobei eine Kernfunktion darüber entscheidet, mit welchem Gewicht einzelne Betriebe in die Berechnungen eingehen. Die Berechnungen wurden mit Stata 9.0 mit dem Stata-Zusatzmodul „psmatch2“ durchgeführt (vgl. Leuven und Sianesi 2003).

3.3 Schätzung der *propensity scores* und Matching-Qualität

In einem ersten Schritt müssen die *propensity scores* geschätzt werden, d. h. die Selektion der Betriebe in die Programmgruppe („Betriebe, die von 2000 auf 2001 Gewinnbeteiligung einführen“) und die Kontrollgruppe („Betriebe, die von 2000 bis 2001 weiterhin keine Gewinnbeteiligung haben“) muss möglichst gut erklärt werden. Dazu wird unter Verwendung der Maximum-Likelihood-Methode ein einfaches Probit-Modell geschätzt, bei dem die abhängige Variable den Wert eins annimmt, wenn ein Betrieb ein Modell der Gewinnbeteiligung neu einführt und somit zur Programmgruppe gehört (zum Probit-Modell vgl. z. B. Ronning 1991, oder Greene 2002).

Die ökonomische Theorie führt die Entscheidung eines Betriebes über die Einführung erfolgsabhängiger Entlohnungskomponenten auf das betriebliche Optimierungskalkül zurück. Ein Betrieb wird dabei die zu erwartenden Kosten einer Einführung von Gewinnbeteiligung den zu erwartenden Nutzengewinnen gegenüberstellen. Übersteigt der erwartete Grenznutzen die Grenzkosten der Einführung, so ist es für den Betrieb rational, die Beschäftigten am Gewinn zu beteiligen. Die möglichen Kosten einer Einführung von Gewinnbeteiligungsmodellen können in sehr unterschiedlichen Aspekten bestehen. Neben Informationskosten im Vorfeld der Einführung verursachen die Implementation der Modelle und die organisatorische Umsetzung Kosten. Darüber hinaus müssen je nach Umsetzung auch mögliche „Widerstandskosten“ der gesamten oder eines Teils der Belegschaft sowie Konfliktkosten berücksichtigt werden. Letztere können z. B. dadurch

entstehen, dass die Beschäftigten vom Management eine hohe Transparenz in der Geschäftspolitik und bei der Festlegung der Spielregeln der Beteiligung verlangen, das Management sich jedoch nicht ohne weiteres „in die Karten schauen“ lassen möchte.

Diesen möglichen Kosten einer Einführung von Gewinnbeteiligungsmodellen können jedoch aus betrieblicher Sicht verschiedene erwartete Nutzengewinne gegenüberstehen. Kruse (1996) fasst die verschiedenen Motive bei der betrieblichen Einführung von Gewinnbeteiligungsmodellen zu vier Gruppen zusammen: (1) Positive Produktivitätswirkungen, die sich über sehr unterschiedliche und interdependente Kanäle entfalten können und die im Zentrum dieses Papiers stehen, (2) eine Erhöhung der betrieblichen Flexibilität (sowie möglicherweise eine Stabilisierung der betrieblichen Beschäftigung) durch einen Risikotransfer auf die Beschäftigten, (3) externe Rahmenbedingungen, welche die Gewinnbeteiligung gegenüber anderen Entlohnungsformen begünstigen sowie (4) die Möglichkeit, durch Gewinnbeteiligung den Einfluss der Tarifpartner auf die Lohnbildung zu verringern.

Für die Probit-Schätzungen der *propensity scores* wird daher versucht, diese unterschiedlichen Aspekte des betrieblichen Entscheidungskalküls, aber auch weitere produktivitätsrelevante Maßnahmen der Betriebe wie z. B. die Fort- und Weiterbildungstätigkeit oder die betriebliche Investitionstätigkeit, abzubilden, um ein möglichst gutes Matching und eine gute Schätzung der Produktivitätswirkungen der Einführung einer Gewinnbeteiligung zu erreichen.⁷

Als Einflussgrößen werden daher bei der Schätzung der *propensity scores* neben betriebspezifischen Kontrollvariablen wie der Betriebsgröße, dem Betriebsalter, der Qualifikationsstruktur der Beschäftigten oder der Rechtsform und Brancheneffekten insbesondere auch verschiedene Variablen berücksichtigt, die über die wirtschaftliche Lage des Betriebes, seine Zukunftserwartungen und die Produktivität informieren. Dabei wird kontrolliert, ob und in welchem Maße Betriebe, die Gewinnbeteiligungsmodelle einführen, bereits vor der Einführung über günstigere Startvoraussetzungen und eine bessere Produktivität verfügten. Zwei Variablen prüfen auch, in welchem Maße die Betriebe in den vergangenen beiden Jahren Maßnahmen zur Steigerung der immateriellen Partizipation der Mitarbeiter durch Intensivierung von Gruppenarbeit und Dezentralisierung von Entscheidungsverantwortung durchgeführt haben, mit denen ebenfalls positive Produktivitätswirkungen verbunden werden. Darüber hinaus wird z. B. berücksichtigt, ob Betriebe in Fort- und Weiterbildung ihrer Mitarbeiter investieren (vgl. Zwick 2003) und ob Überstunden durchgeführt werden, welche die Erwerbstätigenproduktivitäten ebenfalls steigen lassen. Tabelle 1 gibt einen Überblick über sämtliche in der Probit-Schätzung der *propensity scores* verwendeten Einflussgrößen und deren Operationalisierung anhand des IAB-Betriebspanels.

⁷ Da sich die Untersuchung in diesem Beitrag auf westdeutsche Arbeitgeber beschränkt, können Unterschiede in den institutionellen Rahmenbedingungen die Einführung von Gewinnbeteiligungsmodellen innerhalb Deutschlands nicht erklären.

Tabelle 1:
Operationalisierung relevanter Einflussgrößen der Einführung von Gewinnbeteiligungsmodellen anhand des IAB-Betriebspanels

Einflussgröße	Operationalisierung
Betriebsgröße	Log. Beschäftigung im Jahr 2000 und Quadrat der log. Beschäftigung
Umsatz	Log. Umsatz und log. Umsatz im Quadrat
Produktivität in den Jahren 1999 und 2000	Logarithmierter Umsatz pro Vollzeitäquivalent
Branchenzugehörigkeit	Dummy-Variablen für verschiedene Wirtschaftszweige
Flankierung org. Veränderungen	2 Dummy-Variablen für Dezentralisierung von Entscheidungsverantwortung und Einführung von Gruppenarbeit
Rechtsform	0 sonst 1 Kapitalgesellschaft
Qualifikationsstruktur der Beschäftigten	Anteil der Facharbeiter und qualifizierten Angestellten an der Zahl der Beschäftigten ohne Azubis
Ertragslage im Ausgangsjahr	1 sehr gute 2 gut/befriedigende Ertragslage 3 ausreichend/mangelhaft
Veränderung der Ertragslage von 1999 auf 2000	1 Verschlechterung 2 Keine Veränderung 3 Verbesserung
Umsatzerwartungen für 2001 gegenüber dem Vorjahr	1 steigend 2 gleichbleibend 3 sinkend 4 nicht vorhersehbar
Längerfristige Beschäftigungserwartungen für das Jahr 2006	1 steigende Beschäftigung 2 rückläufige Beschäftigung 3 Sonstiges als Referenzkategorie
Bewältigung von erwarteten Personalproblemen (Motivation, Fehlzeiten, Fachkräftemangel)	Bis zu 3 Dummy-Variablen für erwartete Personalprobleme
Alter	Dummy-Variable für Gründung vor 1990 und nach 1990
IKT-Investitionstätigkeit	0 nein 1 ja
Eigentumsverhältnisse	0 sonst 1 ausländisches Eigentum
Betriebsrat	0 kein Betriebsrat 1 Betriebsrat
Tarifbindung	0 keine Tarifbindung 1 Branchen- oder Haustarifvertrag
Exporttätigkeit	0 keine Exporte 1 Exporte

Fortsetzung Tabelle 1

Einflussgröße	Operationalisierung
Investitionsquote	Anteil der Investitionen am Umsatz in %
Stand der technischen Anlagen	1 befriedigend, ausreichend, mangelhaft 2 gut 3 sehr gut
Fort- und Weiterbildung	0 Fort- und Weiterbildung wird nicht gefördert 1 Fort- und Weiterbildung wird gefördert
Überstunden	0 keine Überstunden 1 Überstunden

Als mit Blick auf die Matching-Qualität besonders gut geeignet haben sich dabei bei der Schätzung der *propensity scores* regelmäßig Spezifikationen erwiesen, bei denen Quadrate der metrischen Variablen logarithmierte Beschäftigung und Umsatz sowie Interaktionsterme eingebaut werden und zahlreiche auch insignifikante Variablen in der Schätzung integriert bleiben. In diesem Beitrag werden die Ergebnisse der Probit-Schätzung, die hier nur eine wichtige Vorstufe des Matching darstellen, nur sehr knapp wiedergegeben werden.⁸ Eine vertiefte Analyse der Determinanten einer Einführung von Gewinnbeteiligungsmodellen kann bei Strotmann (2005) gefunden werden.

Von den Betrieben, die für das Matching zur Verfügung stehen, haben ungewichtet rund 11% der Betriebe vom Jahr 2000 auf das Jahr 2001 neu Gewinnbeteiligungsmodelle eingeführt. Die Ergebnisse der Probit-Schätzungen sind insgesamt trotz der bewussten Überparametrisierung recht stabil und deuten an, dass das Problem der *reverse causality* für eine Analyse der Produktivitätswirkungen von Gewinnbeteiligung tatsächlich relevant ist. So begünstigen eine bessere wirtschaftliche Lage und bessere Zukunftserwartungen vor der Einführung der Gewinnbeteiligung deren Einführung. Die Wahrscheinlichkeit der Neueinführung von Modellen der Gewinnbeteiligung nimmt darüber hinaus mit zunehmender Betriebsgröße signifikant zu. Dies kann unter anderem durch Fixkostenvorteile großer Betriebe bei der Einführung erklärt werden und unterstützt die Hypothese, dass vor allem größere Betriebe in besonderem Maße Koordinations- und Überwachungskosten sparen können. Es widerspricht jedoch der *free-rider*-Hypothese, gemäß der das Trittbrettfahrerverhalten bei kollektiven Anreizen wie der Gewinnbeteiligung insbesondere in großen Betrieben verbreitet ist.

Die Schätzergebnisse unterstreichen, dass Gewinnbeteiligung als Entlohnungsinstrument vor allem in Betrieben mit hohen Anforderungen an das Humankapital der Be-

⁸ Auf die detaillierte Darstellung der Ergebnisse der Propensity-Score-Schätzung wird im Rahmen dieses Beitrags verzichtet, ausgewählte Ergebnisse werden im Text kommentiert. Eine detaillierte Analyse der Einführungsentscheidung findet man in Strotmann (2005).

schäftigten eingeführt wird. Je höher der Anteil qualifizierter Mitarbeiter in einem Betrieb ist, desto größer ist die Wahrscheinlichkeit, Gewinnbeteiligungsmodelle einzuführen. Auch ein möglicher Zusammenhang zwischen Maßnahmen der Einführung der materiellen und der freiwilligen nicht-materiellen Partizipation, z. B. durch Einführung von Gruppenarbeit oder Dezentralisierung von Entscheidungsverantwortung, lässt sich empirisch für Westdeutschland bestätigen. Betriebe, die in den vergangenen beiden Jahren, organisatorische Maßnahmen zur Dezentralisierung von Entscheidungsverantwortung ergriffen haben, führen mit signifikant höherer Wahrscheinlichkeit erfolgsabhängige Entlohnungsformen ein.⁹ Die Koeffizienten für die Einführung von Gruppenarbeit sind ebenfalls in sämtlichen Schätzungen positiv, jedoch nicht statistisch signifikant.

Wie in Abschnitt 3.2 ausgeführt, lassen sich Propensity-Score-Matching-Ansätze nur im Bereich des *Common Support* anwenden. Wendet man die Bedingung an, die in Heckman et al. (1997) vorgeschlagen wird, und schließt alle Betriebe der Programmgruppe aus, deren *propensity score* größer ist als der maximale *propensity score* der Betriebe in der Kontrollgruppe oder kleiner als das entsprechende Minimum, so müssen insgesamt nur 4 von 1 338 Betrieben ausgeschlossen werden (vgl. Tabelle 2).¹⁰ Bei den vier Betrieben handelt es sich dabei um überdurchschnittlich große und produktive Betriebe des Verarbeitenden Gewerbes. Insgesamt bleiben die Ergebnisse damit aber weitgehend repräsentativ für die Gesamtheit der westdeutschen Betriebe.

Tabelle 2:

Verlust von Beobachtungen aufgrund der Common-Support-Bedingung

	Off support	On support	Total
Kontrollgruppe	0	1 183	1 183
Programmgruppe	4	151	155
Total	4	1 334	

Das Matching der Betriebe anhand der *propensity scores* wird wie angedeutet mit Hilfe von *Kernel-Based Matching*-Verfahren durchgeführt, d. h., die Produktivität eines Betriebes in der Programmgruppe und deren Entwicklung wird letztlich mit einem entsprechend gewichteten Durchschnitt von Kontrollbetrieben verglichen, wobei eine Kern-

⁹ Allerdings ist kritisch zu bedenken, dass die bestehende Organisationsstruktur durch die Variablen im IAB-Betriebspanel nicht abgebildet werden kann, sondern nur nach Änderungen in den vergangenen beiden Jahren gefragt wird. Insofern kann leider nicht überprüft werden, ob Betriebe, die keine derartigen organisatorischen Änderungen durchgeführt haben, diese Maßnahmen vielleicht schon seit längerem praktizieren.

¹⁰ Weitere Möglichkeiten einer Definition des *Common Support* werden in Smith und Todd (2005) diskutiert.

funktion über die Gewichtung entscheidet. Zur Überprüfung der Stabilität der Ergebnisse wurden sehr verschiedene Formen des Kerndichte-Matching durchgeführt. Dabei zeigt sich, dass die Verwendung eines Epanechnikov-Kerns deutlich besser geeignet ist als der Einsatz eines Normalverteilungskerns. Auch hinsichtlich der Bandbreite wurden verschiedene Varianten getestet, wobei sich die „optimale“ Bandbreite unter der Annahme der Normalverteilung der *propensity scores* als etwas zu groß erweist, sodass davon in den letztlich präsentierten Schätzungen jeweils leicht nach unten abgewichen wurde. Die weiteren Ergebnisse bleiben jedoch für verschiedene Bandbreiten insgesamt sehr stabil.

Für die Beurteilung der konkreten Matching-Qualität ist es üblich, die Mittelwerte zwischen den Betrieben der Programm- und der Kontrollgruppe hinsichtlich der selektierenden Variablen des Vektors X vor und nach dem Matching zu vergleichen. Vor dem Matching bestehen aufgrund der beschriebenen Selektion häufig statistisch signifikante Unterschiede zwischen Betrieben mit und ohne Einführung der Gewinnbeteiligung. Wird das Matching und somit die Kontrolle für die Selektion erfolgreich durchgeführt, so sollten die Mittelwerte nach dem Matching möglichst ähnlich sein. Tabelle 3 gibt für die erklärenden Variablen der Schätzung der *propensity scores* die Ergebnisse der Mittelwertvergleiche vor und nach dem Matching wieder. Dabei wird deutlich, dass sich die Verzerrung durch das gewählte Matching hinsichtlich sämtlicher für die Selektion relevanter Variablen tatsächlich erheblich reduziert.

Für die Analyse der Produktivitätseffekte besonders wichtig ist, dass die Verzerrung hinsichtlich der Produktivität vor der Einführung der Gewinnbeteiligung möglichst weitgehend eliminiert wird. Während der Bias berechnet als standardisierte Differenz (vgl. Hujer et al. 2001) für die Produktivität im Jahr 1999 bei 15,6% und für die Produktivität im Jahr 2000 bei 17,2% lag, reduzieren sich die relativen Fehler nach dem Matching auf nur noch 0,7% bzw. -1,3%.¹¹ Ein t-Test auf statistische Signifikanz der Mittelwertunterschiede zeigt, dass kein signifikanter Unterschied hinsichtlich der Produktivität vor der Einführung der Gewinnbeteiligung zwischen Betrieben der Programm- und der Kontrollgruppe besteht. Auch für praktisch sämtliche anderen Variablen sind die Unterschiede in den Mittelwerten nicht mehr statistisch gesichert. Einzige Ausnahme sind die betrieblichen Umsatzvolumina und deren Quadrat, was jedoch weitgehend unproblematisch sein dürfte, da der relative Bias nach dem Matching auch für diese Variablen nur noch 0,3% bzw. 0,0% beträgt.

¹¹ Die standardisierte Differenz ist wie folgt definiert, wobei die Indizes 0 und 1 sich jeweils auf vor und nach dem Matching beziehen und $V(\cdot)$ die Varianzen der Variablen sind:

$$|\bar{Y}_1 - \bar{Y}_0| / (\sqrt{V_1(Y_1) + V_0(Y_0)}) / 2 .$$

Tabelle 3:

Matching-Qualität: Mittelwerte ausgewählter Variablen (X) vor und nach dem Matching, Propensity-Score Matching, Kernel-Based Matching, Epanechnikov-Kern, Bandbreite 0,04

Variable	Stichprobe	Mittelwert		Bias in %	Verringerung Bias in%	t-Test p> t
		Y ₁	Y ₀			
Log. Beschäftigung	Unmatched	4,136	3,085	61,4		0,000
	Matched	4,011	3,989	1,3	97,9	0,120
Log. Beschäftigung ²	Unmatched	20,267	12,193	54,7		0,000
	Matched	18,729	18,661	0,5	99,2	0,061
Umsatzvolumen	Unmatched	1,9e+08	3,0e+07	25,4		0,000
	Matched	8,0e+07	7,8e+07	0,3	99,0	0,001
Umsatzvolumen ²	Unmatched	8,4e+17	1,2e+16	14,4		0,000
	Matched	4,8e+16	4,8e+16	0,0	100,0	0,012
Interaktion log. Beschäftigung Umsatzvolumen	Unmatched	1,4e+12	4,1e+10	15,8		0,000
	Matched	1,2e+11	1,1e+11	0,1	99,5	0,006
Umsatz je Vollzeitäquivalent 1999	Unmatched	4,2e+05	2,7e+05	15,6		0,013
	Matched	4,2e+05	4,1e+05	0,7	95,8	0,896
Umsatz je Vollzeitäquivalent 2000	Unmatched	4,2e+05	2,8e+05	17,2		0,025
	Matched	4,2e+05	4,3e+05	-1,3	92,2	0,900
Exporteur	Unmatched	0,297	0,156	33,9		0,000
	Matched	0,285	0,289	-1,1	96,8	0,761
Rechtsform	Unmatched	0,077	0,023	25,2		0,000
	Matched	0,060	0,062	-1,1	95,4	0,272
Ausländische Mehrheitseigentum	Unmatched	0,129	0,041	32,1		0,000
	Matched	0,126	0,127	-0,4	98,8	0,908
Sehr gute Ertragslage	Unmatched	0,490	0,369	24,7		0,003
	Matched	0,483	0,499	-3,3	86,8	0,738
Gute/befriedigende Ertragslage	Unmatched	0,290	0,369	-16,8		0,054
	Matched	0,298	0,291	1,4	91,4	0,971
Fachkräftemangel erwartet (1 = ja)	Unmatched	0,484	0,358	25,7		0,002
	Matched	0,483	0,480	0,7	97,2	0,883
Motivationsprobleme erwartet (1 = ja)	Unmatched	0,097	0,094	1,0		0,906
	Matched	0,099	0,094	1,9	-94,6	0,844
Probleme mit Fehlzeiten erwartet (1 = ja)	Unmatched	0,123	0,113	2,9		0,732
	Matched	0,126	0,133	-2,3	19,2	0,556
Anteil qualifizierter Beschäftigter	Unmatched	0,667	0,589	29,6		0,001
	Matched	0,668	0,665	0,8	97,3	0,904

Fortsetzung Tabelle 3

Variable	Stichprobe	Mittelwert		Bias in %	Verringerung Bias in%	t-Test p> t
		Y ₁	Y ₀			
Einführung der Gruppenarbeit	Unmatched	0,194	0,090	30,1		0,000
	Matched	0,185	0,172	4,0	86,6	0,298
Dezentralisierung von Entscheidungsverantwortung	Unmatched	0,342	0,149	46,0		0,000
	Matched	0,338	0,317	4,9	89,3	0,332
Umsatzerwartungen steigend	Unmatched	0,452	0,467	-3,0		0,725
	Matched	0,450	0,460	-1,9	37,2	0,765
Umsatzerwartungen sinkend	Unmatched	0,413	0,314	20,5		0,014
	Matched	0,411	0,408	0,6	96,9	0,842
Umsatzentwicklung nicht vorhersehbar	Unmatched	0,019	0,042	-13,3		0,169
	Matched	0,020	0,019	0,3	97,5	0,993
Langfristige Beschäftigungs- erwartungen steigend	Unmatched	0,271	0,138	33,4		0,000
	Matched	0,278	0,282	-1,0	96,9	0,644
Langfristige Beschäftigungs- erwartungen rückläufig	Unmatched	0,129	0,127	0,7		0,937
	Matched	0,132	0,126	2,0	-195,0	0,862
Gründung seit 1990	Unmatched	0,226	0,194	7,7		0,357
	Matched	0,225	0,207	4,5	41,6	0,400
IKT-Investitionen (1 = ja)	Unmatched	0,768	0,583	40,1		0,000
	Matched	0,762	0,764	-0,5	98,8	0,866
Betriebsrat (1 = ja)	Unmatched	0,484	0,261	47,2		0,000
	Matched	0,470	0,473	-0,7	98,6	0,699
Branchentarifvertrag (1 = ja)	Unmatched	0,594	0,598	-0,8		0,922
	Matched	0,589	0,588	0,4	53,8	0,823
Haustarifvertrag (1 = ja)	Unmatched	0,065	0,050	6,3		0,439
	Matched	0,060	0,062	-1,2	80,6	0,876
Investitionsquote	Unmatched	0,050	0,049	0,9		0,903
	Matched	0,051	0,047	2,3	-169,0	0,658
Stand der techn. Anlagen gut (Ref.: 3-5)	Unmatched	0,497	0,467	6,0		0,480
	Matched	0,503	0,498	1,1	82,5	0,963
Stand der techn. Anlagen sehr gut (Ref.: 3-5)	Unmatched	0,297	0,223	16,8		0,041
	Matched	0,285	0,294	-2,0	88,0	0,899
Förderung von Fort- und Weiterbildung (1 = ja)	Unmatched	0,748	0,509	51,1		0,000
	Matched	0,742	0,739	0,6	98,9	0,695
Überstunden (1 = ja)	Unmatched	0,826	0,627	45,6		0,000
	Matched	0,821	0,816	1,3	97,3	0,632

3.4 Produktivitätswirkungen der Einführung der Gewinnbeteiligung

Abschließend werden nach dem erfolgreichen Matching nun die Produktivitätswirkungen der Einführung der Gewinnbeteiligung analysiert. Dabei werden sowohl der Effekt auf das Niveau der Produktivität im Jahr 2002 als auch auf die absoluten Veränderungen der Produktivität von 2000 auf 2002 und von 2001 auf 2002 untersucht. Bei der Analyse der zeitlichen Veränderungen der Produktivität wird der Propensity-Score-Matching-Ansatz mit der „Differenzen-von-Differenzen“-Methode (DvD-Methode) kombiniert angewendet. Der Grundgedanke der Vorgehensweise besteht darin, dass auch nach dem Matching, bei dem für beobachtete Heterogenität zwischen den Betrieben kontrolliert wird, ein Unterschied in den Produktivitätsniveaus aufgrund von unbeobachteter Heterogenität bestehen bleiben kann. Während der geschätzte Niveaueffekt im Rahmen eines reinen Matching-Ansatzes daher durch unbeobachtete Heterogenität verzerrt sein kann, wird dieses Problem im Rahmen der Kombination mit der DvD-Methode zumindest insofern berücksichtigt, als durch die Differenzenbildung zumindest zeitkonstante unbeobachtete Heterogenität eliminiert wird.

Tabelle 4 gibt für den Umsatz je Beschäftigten in Vollzeitäquivalenten als Produktivitätsmaß jeweils den geschätzten Produktivitätseffekt, den Bias sowie verschiedene Konfidenzintervalle an. Die Standardfehler wurden dabei durch *Bootstrapping* bestimmt, wobei jeweils 400 Replikationen durchgeführt wurden. Auf der Grundlage des *Bootstrapping* wurden ergänzend drei unterschiedliche Arten von Konfidenzintervallen berechnet, erstens unter der Annahme einer Normalverteilung (N), zweitens aufgrund der tatsächlichen Perzentile (PC) der Bootstrap-Verteilung und drittens unter Korrektor für die Verzerrung (BC).

Die Ergebnisse zeigen, dass sich kurzfristig weder bei der Betrachtung der Niveaus noch bei der Betrachtung der absoluten Produktivitätsveränderungen ein positiver Produktivitätseffekt aufgrund der Einführung von Gewinnbeteiligungsmodellen empirisch nachweisen lässt. So hat sich der Umsatz je Beschäftigten in Vollzeitäquivalenten in den Betrieben, die Gewinnbeteiligung eingeführt haben, von 2001 auf 2002 um rund 4 122 Euro schlechter entwickelt als in den Betrieben, die keine Gewinnbeteiligung eingeführt haben. Unabhängig davon, ob das gebootstrappte Konfidenzintervall unter der Annahme einer Normalverteilung, aufgrund der Perzentile der empirischen Verteilung oder aber bias-korrigiert berechnet wird, bleibt der Effekt jedoch insignifikant, sodass auch nicht von einem kurzfristig negativen Produktivitätseffekt gesprochen werden kann. Betrachtet man das Niveau der Produktivität im Jahr 2002, so ist der geschätzte Produktivitätseffekt ebenfalls negativ und insignifikant, wobei beim bias-korrigierten Konfidenzintervall sogar eine schwache statistische Signifikanz gegeben ist.

Am deutlichsten wird die Wirkung des Matching mit Blick auf den geschätzten Produktivitätseffekt für das Niveau der Produktivität im Jahr 2002. Während der reine Mittelwertvergleich in den Gruppen der Betriebe mit und ohne Gewinnbeteiligung vor dem Matching auf einen Produktivitätsunterschied zugunsten der Beteiligungsbetriebe von

fast 32 000 Euro je Vollzeitbeschäftigten hindeutete, fällt der entsprechende Produktivitätsunterschied nach dem Matching mit rund -44 000 Euro sogar negativ aus, auch wenn eine Signifikanz bestenfalls sehr schwach gegeben ist.

Tabelle 4:

Geschätzte Produktivitätseffekte – Umsatzproduktivität je Vollzeitäquivalent, Propensity-Score-Matching ohne und mit DvD-Methode, Kernel-Based Matching, Epanechnikov-Kern, Bandbreite 0,04

Variable	Effekt	Verzerrung	Std.Fehler	[95%-Konfidenzintervall]
Produktivität im Jahr 2002	-43 997,95	4 316,84	52 237,12	[-146 692,3 58 696,4] (N)
				[-178 336,5 14 681,3] (PC)
				[-345 456,1 -1 283,8] (BC)
Veränderung der Umsatzproduktivität je Vollzeitäquivalent 2001 auf 2002	-4 121,66	-1 224,86	13 720,82	[-31 095,80 22 852,48] (N)
				[-35 673,54 16 221,26] (PC)
				[-43 808,65 14 736,73] (BC)
Veränderung der Umsatzproduktivität je Vollzeitäquivalent 2000 auf 2002	-31 714,75	13 427,93	24 706,74	[-80 286,41 16 856,91] (N)
				[-70 286,35 14 740,43] (PC)
				[-159 084,70 -1 469,92] (BC)

Bemerkung: Standardfehler ermittelt durch Bootstrapping mit jeweils 400 Replikationen. Konfidenzintervalle wurden alternativ berechnet unter der Annahme der Normalverteilung (N), anhand der tatsächlichen Perzentile der gebootstrappten Verteilung (PC) sowie unter Korrektur für die Verzerrung (BC).

Tabelle 5:

Geschätzte Produktivitätseffekte – Wertschöpfungsproduktivität je Vollzeitäquivalent, Propensity-Score-Matching ohne und mit DvD-Methode, Kernel-Based Matching, Epanechnikov-Kern, Bandbreite 0,04

Variable	Effekt	Verzerrung	Std.Fehler	[95%-Konfidenzintervall]
Produktivität im Jahr 2002	-30 571,1	8 337,24	53 682,68	[-136 107,3 74 965,16] (N)
				[-127 423,7 32 099,67] (PC)
				[-672 930,4 -8 963,17] (BC)
Veränderung der Umsatzproduktivität je Vollzeitäquivalent 2001 auf 2002	-13 047,78	1 203,03	8 767,86	[-30 284,74 4 189,19] (N)
				[-32 420,15 4 420,02] (PC)
				[-35 514,54 2 718,28] (BC)
Veränderung der Umsatzproduktivität je Vollzeitäquivalent 2000 auf 2002	-6 029,14	3 893,87	13 379,68	[-32 332,62 20 274,34] (N)
				[-22 559,78 38 240,14] (PC)
				[-30 289,81 13 374,12] (BC)

Bemerkung: Standardfehler ermittelt durch Bootstrapping mit jeweils 400 Replikationen. Konfidenzintervalle wurden alternativ berechnet unter der Annahme der Normalverteilung (N), anhand der tatsächlichen Perzentile der gebootstrappten Verteilung (PC) sowie unter Korrektur für die Verzerrung (BC).

Die Schlussfolgerung dass die Einführung einer Gewinnbeteiligung im Folgejahr keine kurzfristige positive Produktivitätswirkung hat, wird ebenfalls untermauert, wenn man andere Produktivitätsmaße verwendet. Tabelle 5 gibt exemplarisch die entsprechenden Ergebnisse des Matching für den Fall der Wertschöpfungsproduktivität je Vollzeitäquivalent wieder.

4. Zusammenfassung und Ausblick

In der bisherigen Literatur zum Thema Produktivitätswirkungen von Gewinnbeteiligungsmodellen gibt es bislang kaum Studien, die sich nicht nur auf Querschnittsdaten stützen, sondern auf Paneldatensätzen basieren. Auch in den vereinzelt Studien, die auf Paneldaten zurückgreifen, wird dem Thema „Einführung von Gewinnbeteiligungsmodellen“ insofern keine Beachtung geschenkt, als nicht zwischen der Einführung und der Existenz von Gewinnbeteiligungsmodellen differenziert wird. Diese Unterscheidung ist jedoch notwendig, wenn man wissen möchte, ob bestimmte Strukturmerkmale, die Beteiligungsbetrieben zugeschrieben werden, wie z. B. eine höhere Produktivität, nicht bereits vor der Einführung bestanden.

Ziel dieses Beitrags ist es, die kurzfristigen Produktivitätswirkungen einer *Einführung* der betrieblichen Gewinnbeteiligung zu untersuchen und dabei erstmals in diesem Zusammenhang methodisch das Konzept des Propensity-Score-Matching-Ansatzes kombiniert mit einem Differenzen-von-Differenzen-Verfahren einzusetzen. Dazu werden die Wellen 2000 bis 2003 des IAB-Betriebspanels für Westdeutschland als Datengrundlage verwendet.

Die Ergebnisse des Beitrags stellen dabei die bisherige empirische Evidenz, die ganz überwiegend für positive Produktivitätswirkungen von Gewinnbeteiligungsmodellen sprechen, zumindest für die kurze Frist in Frage. Sie unterstreichen damit gleichzeitig das mögliche Problem der *reverse causality* bei Verwendung von Querschnittsdaten, oder wenn zwar mit Paneldaten gearbeitet, jedoch nicht hinreichend zwischen einer Einführung von Gewinnbeteiligungsmodellen und ihrer Existenz unterschieden wird.

Allerdings besteht gleich in mehrfacher Hinsicht ergänzender Forschungsbedarf. Die Analyse längerfristiger Produktivitätswirkungen wird erst mit den nächsten Wellen des IAB-Betriebspanels möglich sein. Darüber hinaus sollte die Überprüfung der Sensitivität der Ergebnisse gegenüber der verwendeten Methodik weiter vertieft werden. Zwar wurden bereits verschiedenste Kenngrößen für Produktivität, verschiedene Spezifizierungen der Propensity-Score-Schätzung sowie verschiedene Formen des Kernel-Based-Matching eingesetzt, doch ist geplant, die Robustheit der Ergebnisse auch ergänzend mit anderen Matching-Verfahren zu überprüfen.

Eine gewisse Vorsicht bei der Interpretation ist angebracht, solange die empirische Evidenz auf nur einem betrachteten Zeitraum basiert, da die Produktivitätswirkungen einer Gewinnbeteiligung in starkem Maße konjunkturabhängig sein könnten (vgl. dazu auch Hübler 1995). In konjunkturell guten Zeiten ist eine Gewinnbeteiligung für die Mitarbeiter sehr attraktiv, in ungünstigen Zeiten dagegen könnten mögliche Anreizeffekte weniger stark ausfallen und daher eher verpuffen.

Kritisch anzumerken ist darüber hinaus, dass die konkrete Ausgestaltung des implementierten Gewinnbeteiligungsmodells, die für die Akzeptanz und das Ausmaß der „Widerstandskosten“ wesentlich sein dürfte, mit Hilfe des IAB-Betriebspanels nicht hinreichend abgebildet werden kann (vgl. dazu auch Strotmann 2003). Letztlich dürfte jedoch gerade diese konkrete Ausgestaltung der Gewinnbeteiligung sehr wesentlich für den Erfolg oder Misserfolg der Maßnahme sein. Auch können die Wirkungen arbeits- und personalorganisatorischer Maßnahmen vor dem Hintergrund unterschiedlicher konkreter Situationen in den Betrieben selbst innerhalb von Unternehmen sehr unterschiedlich ausfallen (vgl. Ichniowski und Shaw 2003). Die Kombination von Propensity-Score-Matching mit der Differenzen-von-Differenzen-Methode erlaubt zwar die Kontrolle zeitkonstanter unbeobachteter Heterogenität. Problematisch bleibt jedoch die Tatsache, dass zeitvariable unbeobachtete Heterogenität auch im Rahmen dieser Vorgehensweise nicht kontrolliert werden kann.

Literaturverzeichnis

- Akerlof, G. A.* (1982): Labour Contracts as Partial Gift Exchange, in: *Quarterly Journal of Economics* 97, No. 4, pp. 543-569.
- Alchian, A. A.; Demsetz, H.* (1972): Production, Information Costs and Economic Organization, in: *American Economic Review* 62, No. 5, pp. 777-795.
- Azfar, O.* (1999): Innovation in Labor Contracts: On the Adoption of Profit Sharing in Canadian Labor Contracts, in: *Industrial Relations* 39, No. 2, pp. 291-312.
- Bellmann, L.* (2002): Das IAB-Betriebspanel: Konzeption und Anwendungsbereiche, in: *Allgemeines Statistisches Archiv*, Jg. 86, S. 177-188.
- Bellmann, L.; Kohaut, S.; Lahner, M.* (2002): Das IAB-Betriebspanel – Ansatz und Analysepotenziale, in: *Kleinhenz, G.* (Hrsg.), *IAB-Kompendium Arbeitsmarkt- und Berufsforschung. Beiträge zur Arbeitsmarkt- und Berufsforschung*, Nr. 250, S. 13-20.
- Cable, J. R.; FitzRoy, F. R.* (1980): Productive Efficiency, Incentives and Employee Participation: Some Preliminary Results for West Germany, in: *Kyklos* 33, No. 1, pp. 100-121.
- Cable, J.; Wilson, N.* (1990): Profit-Sharing and Productivity: Some Further Evidence, in: *Royal Economic Society, Economic Journal* 100, No. 401, pp. 550-555.
- Cahuc, P.; Dormont, B.* (1997): Profit-Sharing: Does it Increase Productivity and Employment? A Theoretical Model and Empirical Evidence on French Micro Data, in: *Labour Economics* 4, pp. 293-319.
- Canyon, M. J.; Freeman, R. B.* (2001): Shared Modes of Compensation and Firm Performance: UK Evidence. National Bureau of Economic Research. NBER Working Paper Nr. 8448. Cambridge, Massachusetts.
- Fakhfakh, F.; Pérotin, V.* (2000): The Effects of Profit-sharing Schemes on Enterprise Performance in France, in: *Economic Analysis* 3, No. 2, pp. 93-111.
- FitzRoy, F. R.; Kraft, K.* (1986): Profitability and Profit Sharing, in: *Journal of Industrial Economics* 35, No. 4, pp. 113-130.
- FitzRoy, F. R.; Kraft, K.* (1987): Cooperation, Productivity, and Profit Sharing, in: *Quarterly Journal of Economics* 102, No. 1, S. 23-35.
- Freeman, R. B.; Kruse, D. L.; Blasi, J.* (2004): Monitoring Colleagues at Work: Profit Sharing, Employee Ownership, Broad-Based Stock Options and Workplace Performance in the United States. CEP Discussion Paper Nr. 647. Centre for Economic Performance. London.

- Greene, W. H.* (2002): *Econometric Analysis*. Prentice Hall, London.
- Hardes, H. D.; Wickert, H.* (2000): Erfolgsabhängige Beteiligungsentgelte in vergleichender europäischer Perspektive: Empirische Befunde und Erklärungsansätze, in: *Zeitschrift für Personalforschung*, Jg. 14, Nr. 1, S. 52-77.
- Heckman, J. J.; Ichimura, H.; Todd, P. E.* (1997): Matching as an Econometric Evaluation Estimator: Evidence from Evaluating a Job Training Programme, in: *Review of Economic Studies* 64, No. 4, pp. 605-654.
- Heckman, J. J.; LaLonde, R. J.; Smith, J. A.* (1999): The Economics and Econometrics of Active Labour Market Programs, in: Ashenfelter, O.; Card, D. (eds), *Handbook of Labor Economics*, Vol. 3a, pp. 1865-2097.
- Hübler, O.* (1995): Produktivitätssteigerung durch Mitarbeiterbeteiligung in Partnerschaftsunternehmen? in: *Mitteilungen aus der Arbeitsmarkt- und Berufsforschung*, Jg. 28, S. 214-223.
- Hujer, R.; Caliendo, M.; Radic, D.* (2001): Estimate the Effects of Wage Subsidies on the Labour Demand in West-Germany using the IAB-Establishment Panel, in: *ifo-Studien*, Jg. 47, Nr. 2, S. 163-197.
- Ichniowski, C.; Shaw, K.* (2003): Beyond Incentive Pay: Insiders' Estimates of the Value of Complementary Human Resource Management Practices, in: *Journal of Economic Perspectives* 17, No. 1, pp. 155-180.
- Infratest* (2002): IAB-Betriebspanel. Arbeitgeberbefragung 2001 – Baden-Württemberg.
- Jones, D. C.; Kato, T.* (1995): The Productivity Effects of Employee Stock-Ownership Plans and Bonuses: Evidence from Japanese Panel data, in: *American Economic Review* 85, No. 3, pp. 391-414.
- Jones, D. C.; Svejnar, J.* (1982): *Participatory and Self-Managed Firms*. Lexington Books, Massachusetts.
- Jones, D. C.; Svejnar, J.* (1985): Participation, Profit Sharing, Worker Ownership and Efficiency in Italian Producer Cooperatives, in: *Economica* 52, No. 208, pp. 449-465.
- Kandel, E.; Lazear, E. P.* (1992): Peer Pressure and Partnerships, in: *Journal of Political Economy* 100, No. 4, pp. 801-817.
- Kruse, D. L.* (1992): Profit-Sharing and Productivity: Microeconomic Evidence from the United States, in: *The Economic Journal* 102, No. 410, pp. 24-36.
- Kruse, D. L.* (1993): Profit Sharing. Does it Make a Difference? The Productivity and Stability Effects of Employee Profit-Sharing Plans. W. E. Upjohn Institute for Employment Research. Kalamazoo, Michigan.

-
- Kruse, D.* (1996): Why Do Firms Adopt Profit-Sharing and Ownership Plans? in: *British Journal of Industrial Relations* 34, No. 4, pp. 515-548.
- Leuven, E.; Sianesi, B.* (2003): PSMATCH2: Stata module to perform full Mahalanobis and propensity score matching, common support graphing, and covariate imbalance testing. <http://ideas.repec.org/c/boc/bocode/s432001.html>, Version 1.2.3.
- Möller, I.* (2000): Produktivitätswirkungen von Mitarbeiterbeteiligungen, in: *Mitteilungen aus der Arbeitsmarkt- und Berufsforschung*, Jg. 33, Nr. 4, S. 565-582.
- OECD* (1995): Profit Sharing in OECD Countries, in: *Employment Outlook*, Paris, S. 139.
- Ramos, L. M.* (2002): Profit Sharing in Portugal: Why Higher Productivity, in: *Labour* 16, No. 1, pp. 157-175.
- Ronning, G.* (1991): *Mikroökonomie*. Springer Verlag, Berlin, Heidelberg.
- Rosenbaum, P. R.; Rubin, D. B.* (1983): The Central Role of the Propensity Score in Observational Studies for Causal Effects, in: *Biometrika* 70, No. 1, pp. 1-55.
- Smith, J.; Todd, P.* (2005): Does Matching Overcome LaLonde's Critique of Nonexperimental Estimators, in: *Journal of Econometrics*, Vol. 125, No. 1-2, pp. 305-353.
- Strotmann, H.* (2003): Vereinbarungen über erfolgsabhängige Entgelte – Vielfach ohne Arbeitnehmervertreter, in: *Mitbestimmung*, Nr. 6, S. 28-29.
- Strotmann, H.* (2005): Determinanten der betrieblichen Einführung von Gewinnbeteiligungsmodellen – eine empirische Analyse mit Betriebspaneldaten, in: *Zeitschrift für Betriebswirtschaft*, Jg. 75, Nr. 12, S. 1193-1221.
- Weitzman, M.; Kruse D.* (1990): Profit Sharing and Productivity, in: A. S. Blinder (ed.), *Paying for Productivity: A Look at the Evidence*. Brookings Institution, Washington D.C., pp. 95-141.
- Wolf, E.; Zwick, T.* (2002): Produktivitätswirkung von Mitarbeiterbeteiligung: Der Einfluss von unbeobachteter Heterogenität, in: *Mitteilungen aus der Arbeitsmarkt- und Berufsforschung*, Jg. 35, Nr. 1, S. 123-132.
- Wooldridge, J. M.* (2002): *Econometric Analysis of Cross Section and Panel Data*. The MIT-Press, Cambridge.
- Zwick, T.* (2003): Produktivitätseffekte innerbetrieblicher Weiterbildung, in: *Personal – Zeitschrift für Human Resource Management*, Jg. 55, Nr. 3, S. 42-43.

Stochastische Produktions-Frontier Modelle: Ein Überblick über alternative Schätzmethode sowie eine Anwendung auf die Produktivitätseffekte von Überstunden

*Thorsten Schank**

Abstract

Eine Produktionsfunktion ist die einfachste (und am häufigsten verwendete) Form, um die Technologie eines Betriebes zu charakterisieren. Sie gibt den maximalen Output an, der mit gegebenen Inputfaktoren erzielt werden kann. Die tatsächlich realisierte Produktionsmenge ist jedoch häufig geringer, da der vorhandene Bestand des Betriebes an Arbeit und Kapital (und sonstigen Produktionsfaktoren) in ineffizienter Weise eingesetzt wird. Empirische Schätzungen von Produktionstechnologien werden allerdings meist mit der Methode der Kleinsten Quadrate durchgeführt, bei der Durchschnittswerte ermittelt werden. Dies bedeutet, dass die geschätzte Produktionsfunktion nicht (wie von einer Produktionsgrenze erwartet) die Daten umschließt. Vielmehr kann das wirkliche Produktionsergebnis sowohl über als auch unter dem, aufgrund der gegebenen Produktionsfaktoren, erwarteten Output liegen. Dabei werden die Abweichungen vollständig dem statistischen Zufallsterm zugeschrieben, unabhängig davon, ob sie von einem Betrieb beeinflussbar sind oder nicht.

Demgegenüber ermitteln Produktions-Frontier Analysen den für gegebene Inputfaktoren maximal erreichbaren Output. Der Abstand zwischen dieser Produktionsgrenze und dem tatsächlich erreichten Output ergibt die technische Ineffizienz eines Betriebes. Die in der Literatur existierenden Verfahren zur Ermittlung der Produktionsgrenze können grundsätzlich in zwei Methoden eingeteilt werden. Die erste Richtung beinhaltet die nichtparametrischen Verfahren, insbesondere die Data Envelopment Analyse (Charnes, Cooper und Rhodes 1978), welche auf einem mathematischen Programmierungsansatz basiert. Zur zweiten (und weitaus bedeutenderen) Gruppe gehören die stochastisch-ökonometrischen Verfahren, insbesondere die Stochastische Produktions-Frontier Analyse, welche mit den Arbeiten von Aigner, Lovell und Schmidt (1977) und Meeusen und van den Broeck (1977) beginnt.

* Universität Erlangen-Nürnberg.
Ich danke den Teilnehmern des Workshops, insbesondere Professor Olaf Hübler für konstruktive Hinweise. Ferner bedanke ich mich bei Michael Zibrowius für die Umwandlung meines LaTeX-Dokumentes in eine Word-Datei.

Einen aktuellen und umfassenden Überblick über die Stochastische Frontieranalyse bieten Kumbhakar und Lovell (2000). Anwendungen von Produktionsfrontierschätzungen finden sich in nahezu jedem Teilgebiet der Ökonomie. Theoretische Entwicklungen sowie empirische Anwendungen wurden im *Journal of Econometrics* sowie im *Journal of Productivity Analysis* veröffentlicht, empirische Anwendungen erschienen aber auch in fast jeder anderen wirtschaftswissenschaftlichen Zeitschrift.

Der vorliegende Beitrag bietet eine Einführung in die Stochastische Frontieranalyse sowie einen Überblick über die verschiedenen Schätzmethoden. Außerdem erfolgt eine Anwendung mit Daten des IAB-Betriebspanels, wobei die technischen Ineffizienzen von Betrieben mit und ohne Überstunden einander gegenübergestellt werden. Ein Vergleich dieser beiden Gruppen ist von Interesse vor dem Hintergrund immer wiederkehrender Forderungen nach einem Abbau der Überstunden. Während die Befürworter einer solchen Strategie Arbeitsplätze schaffen wollen, wird auf der anderen Seite davor gewarnt, dass mit einer Reduktion auch ein Produktivitätsverlust einhergehe.

1 Das Stochastische Frontier Modell

Es gelte die folgende Produktionsfunktion:

$$y_{it} = \alpha + X_{it}'\beta + v_{it} - u_i, \quad u_i \geq 0; \quad i = 1, \dots, N, \quad t = 1, \dots, T. \quad (1)$$

Dabei bezeichnet Y_{it} den Output von Betrieb i zum Zeitpunkt t , X_{it} repräsentiert die Inputfaktoren sowie die übrigen Determinanten des Outputs (jeweils von Betrieb i zum Zeitpunkt t). Der Störterm besteht hier aus zwei Komponenten. v_{it} ist der idiosynkratische Zufallsterm und beinhaltet zufällige Variationen außerhalb des Einflussbereichs eines Betriebes wie Wetterschwankungen oder konjunkturelle Einflüsse. Es wird – wie üblich – angenommen, dass die Störterme unabhängig und gleichverteilt sind, mit $N(0, \sigma_v^2)$ (und damit auch unabhängig von den X_{it}).

Demgegenüber benennt u_i die technische Ineffizienz eines Betriebes, das heißt (unbeobachtete) Einflussgrößen, die von dem Betrieb selbst gelöst werden könnten wie beispielsweise durch eine Verbesserung im Produktionsablauf. Der Index i (im Gegensatz zu it) impliziert eine im Zeitablauf konstante firmenspezifische Ineffizienz, was für kürzere Zeitreihen sicherlich plausibel ist, weiter unten aber aufgehoben werden wird. Die u_i sind größer als (oder gleich) null und unabhängig verteilt von den v_{it} sowie von den X_{it} , wobei Letzteres je nach Schätzmethode nicht zwingend erforderlich ist. Beispielsweise stammen die u_i aus einer bei null trunkeierten Normalverteilung. Die technische Effizienz (Γ_i) eines Betriebes wird üblicherweise definiert als $\Gamma_i = \exp(-u_i)$, sodass sie im Intervall $(0,1]$ liegt. Sofern Γ_i gleich eins ist (d. h. u_i ist gleich null), operiert der Betrieb an seiner Produktionsmöglichkeitengrenze.

Eine Regression von Gleichung (1) mit der Methode der Kleinsten Quadrate liefert erwartungstreue Schätzungen für β , falls die beiden Störgrößen unabhängig von den X_{it} verteilt sind (wie weiter oben angenommen). Alternative Schätzmethoden (bzw. im Falle der Momentenmethode zusätzliche Verteilungsannahmen) sind allerdings notwendig, wenn das Interesse den firmenspezifischen Ineffizienzen gilt. Im folgenden Abschnitt werden die verschiedenen Schätzer und die dazu notwendigen Annahmen zur Ermittlung der u_i (bzw. der Γ_i) vorgestellt.

2 Alternative Schätzmethoden

2.1 Maximum Likelihood

Für dieses Verfahren benötigt man die Annahmen der Unabhängigkeit zwischen u_i und X_{it} sowie einer bestimmten Verteilung der u_i , wobei in der Literatur bei der Spezifizierung der Likelihood Funktion die folgenden Verteilungen für u_i verwendet werden:

- halb-normal: $u_i \sim iid N^+(0, \sigma_u^2)$ (Aigner, Lovell und Schmidt 1977),
- trunziert-normal: $u_i \sim iid N^+(\mu, \sigma_u^2)$ mit Trunkierungspunkt bei null (Stevenson 1980),
- exponential: $u_i \sim iid exp.$ verteilt mit Varianz σ_u^2 (Aigner, Lovell und Schmidt 1977),
- $u_i \sim iid$ gamma-verteilt (Greene 1990).

Die Schätzung der Ineffizienzen erfolgt in zwei Stufen. Zunächst liefert die Maximum Likelihood Methode Parameterschätzungen für $(\alpha, \beta, \sigma_v^2, \sigma_u^2)$.² Diese sind konsistent, sofern $N \rightarrow \infty$. Mit Hilfe der geschätzten Parameter können in einem zweiten Schritt Punktschätzungen für die Ineffizienzen ermittelt werden. Dazu wird die konditionale Verteilung der u_i für gegebene ε_i herangezogen, wobei die Schätzungen für den zusammengesetzten Störterm $\varepsilon_i = v_{it} - u_i$ aus der ersten Stufe stammen. Je größer (die Schätzung für) ε_i ist, desto wahrscheinlicher ist es, dass die betriebliche Ineffizienz klein ist. Es wird entweder der Erwartungswert $E(u_i | \varepsilon_{it})$ oder der Modus $M(u_i | \varepsilon_{it})$ von $f(u | \varepsilon)$ als Punktschätzung für die betriebliche Ineffizienz verwendet. Letzterer ergibt sich zum Beispiel für eine Halb-Normalverteilung als:

$$\hat{u}_i = M(u_i | \varepsilon_{it}) = \begin{cases} -\bar{\varepsilon}_i \cdot \sigma_u^2 / [\sigma_u^2 + \frac{1}{T} \sigma_v^2], & \text{falls } \bar{\varepsilon}_i \leq 0, \\ 0 & \text{sonst.} \end{cases} \quad (2)$$

Diese Formel lässt sich intuitiv gut erörtern: (i) Je größer der Anteil der Varianz der Ineffizienzen an der Varianz des zusammengesetzten Störterms, desto höher der Anteil in $|\bar{\varepsilon}_j|$, der auf die Ineffizienzen (und nicht auf den idiosynkratischen Störterm) zurückgeführt wird. (ii) Je mehr Beobachtungen für einen Betrieb vorliegen, desto eher sollten sich die zufälligen Abweichungen v_{it} innerhalb eines Betriebes ausgleichen, sodass der zusammengesetzte Störterm immer stärker auf die Ineffizienzen zurückgeführt werden kann. Daher gilt für $T \rightarrow \infty$, $M(u_i | \varepsilon_{it}) \rightarrow -\bar{\varepsilon}_i$. Daraus ergibt sich auch, dass die geschätzten Ineffizienzen zwar unverzerrt, allerdings nur konsistent für $T \rightarrow \infty$ sind; es reicht also nicht aus, sehr viele Betriebe mit jeweils wenigen Beobachtungen aufzunehmen.

Durch Einsetzen der \hat{u}_i in $\Gamma_i = \exp(-u_i)$ erhält man die technischen Effizienzen. Die Bildung von Konfidenzintervallen ist möglich, wird in der empirischen Anwendung jedoch sehr selten vorgenommen. Allerdings muss die Annahme getroffen werden, dass die mit der Maximum Likelihood Methode geschätzten Parameter die wahren Parameter sind, weshalb die Intervalle als Untergrenze betrachtet werden sollten.

2.2 Momentenmethode

Ebenso wie die Maximum Likelihood Methode beruht auch die Momentenmethode auf den Annahmen einer bestimmten Verteilung der u_i sowie der Unabhängigkeit zwischen den u_i und den X -Variablen. Die Momentenmethode bedient sich allerdings der Tatsache, dass eine OLS Schätzung von Gleichung (1) bereits konsistente Parameterschätzungen der Produktionsgrenze (außer für α) liefert.¹ Anschließend werden unter der Annahme einer bestimmten Verteilung das 2. und 3. zentrale Moment der OLS Residuen herangezogen, um $(\alpha, \sigma_v^2, \sigma_u^2)$ zu schätzen. Die technischen Effizienzen werden dann analog dem oben beschriebenen Vorgehen bei der Maximum Likelihood Methode ermittelt.

Die Verwendung von OLS zur Schätzung von Gleichung (1) ist zwar weniger effizient als die Maximum Likelihood Methode, wobei über das Ausmaß der Ineffizienz noch kaum Erkenntnisse vorliegen (vgl. Kumbhakar und Lovell 2000, S. 93; oder Greene 1993, S. 77). Jedoch bietet OLS den Vorteil, dass sehr schnell überprüft werden kann, ob technische Ineffizienzen überhaupt existieren, in welchem Fall die Nullhypothese $H_0 : \sigma_u^2 = 0$ abgelehnt werden sollte. Dies erfolgt, sofern die OLS Residuen eine linkschiefe Verteilung besitzen, was sehr einfach getestet werden kann. Die Nichtablehnung der Nullhypothese bedeutet strenggenommen, dass alle Betriebe ohne die geringste Ineffizienz produzieren, was aber in der Tat auf eine Missspezifikation des Modells oder auf Datenprobleme hindeutet.

¹ Sofern Paneldaten vorliegen, kann anstatt der OLS Methode der Random Effects Schätzer verwendet werden.

2.3 Fixed Effects

Hier werden die u_i als firmenspezifische Konstanten behandelt und Gleichung (1) wird mit der klassischen Fixed Effects Methode geschätzt, was natürlich nur auf der Basis von Paneldaten möglich ist. Der große Vorteil dieses Vorgehens besteht darin, dass keine Verteilungsannahme getroffen werden muss; außerdem – und wohl noch wichtiger – dürfen die Ineffizienzen und die Regressoren miteinander korreliert sein. Die Fixed Effects Methode liefert Schätzungen von β , σ_v^2 und $\alpha_1, \dots, \alpha_n$, wobei $\alpha_i = \alpha + u_i$. Schmidt und Sickles (1984) folgend, wird die Effizienz des effizientesten Betriebes auf 100% normiert, d. h., für diesen Betrieb beträgt u_i null. Somit erhält man die technische Ineffizienz eines beliebigen Betriebes als Differenz zum Achsenabschnitt des effizientesten Betriebes: $\hat{u}_i = \max_j \hat{\alpha}_j - \hat{\alpha}_i$. Diese Schätzungen sind – ebenso wie bei Maximum Likelihood und der Momentenmethode – konsistent, sofern sowohl N als auch $T \rightarrow \infty$. Ein Problem von Fixed Effects Modellen besteht grundsätzlich darin, dass die Parameter der zeitinvarianten Variablen nicht identifiziert werden können, sodass deren Effekte im vorliegenden Kontext von den geschätzten Ineffizienzen absorbiert werden. Des Weiteren ist (aufgrund der „max-Operation“) die asymptotische Verteilung der \hat{u}_i unbekannt, wobei ein pragmatischer Ausweg darin besteht, den Standardfehler bei der Bestimmung der Produktionsgrenze durch $\max_j \hat{\alpha}_j$ zu ignorieren. Schmidt und Sickles (1984) argumentieren, dass dies vertretbar ist, sofern N relativ zu T groß ist.

2.4 Random Effects

Bei der Verwendung der Random Effects Methode ist weiterhin keine Annahme über die Verteilung der u_i notwendig. Allerdings müssen die Ineffizienzen mit den X -Variablen unkorreliert sein. Letzteres wird auch bei Maximum Likelihood sowie bei der Momentenmethode, nicht aber beim Fixed Effects Modell angenommen. Konsistente Schätzungen der Random Effects erfordert erneut N und $T \rightarrow \infty$. Das weitere Vorgehen erfolgt analog zu dem bei Fixed Effects, d. h., die Ineffizienz eines Betriebes wird berechnet als Abstand ihres Random Effect zu dem größten Random Effect.

In diesem Kapitel wurden alternative Methoden zur Schätzung von Stochastischen Produktionsgrenzen vorgestellt, die teilweise unterschiedliche Annahmen treffen. Im empirischen Teil dieses Aufsatzes wird untersucht, ob man mit den einzelnen Verfahren zu unterschiedlichen Aussagen bezüglich der Effizienz von Betrieben mit und ohne Überstunden gelangt. Zunächst sollen noch einige Erweiterungen der bisherigen Verfahren vorgestellt werden. Diese beziehen sich darauf, dass die technische Effizienz eines Betriebes über die Zeit hinweg variieren kann (Kapitel 3.1), dass Heteroskedastizität im zusammengesetzten Störterm berücksichtigt wird (Kapitel 3.2) sowie auf die Überprüfung, wovon die technische Effizienz eines Betriebes abhängt (Kapitel 3.3).

3 Erweiterungen des Standard Frontier Modells

3.1 Zeitvariante technische Ineffizienzen

Bisher wurde eine im Zeitablauf konstante firmenspezifische Ineffizienz angenommen.

Je stärker das Unternehmen im Wettbewerb steht, desto fragwürdiger erscheint jedoch diese Annahme, insbesondere wenn eine längere Zeitreihe betrachtet wird. Es existieren verschiedene Verallgemeinerungen, die wiederum davon abhängig sind, ob eine Maximum Likelihood, Random Effects oder Fixed Effects Methode verwendet wird.

Im Falle von Fixed Effects oder Random Effects Schätzungen können die Individual-effekte durch eine quadratische Spezifikation für jeden Betrieb ersetzt werden (Cornwell, Schmidt und Sickles 1990):

$$u_{it} = u_{i0} + u_{1i}t + u_{2i}t^2.$$

Somit sind die Ineffizienzen nicht nur über die Zeit veränderlich, sondern sie können sich auch für jeden Betrieb unterschiedlich entwickeln. Allerdings ist dieser Ansatz im typischen Paneldatenkontext mit nur wenigen Zeitreihen mehr oder weniger impraktikabel, da $N \cdot 3$ Parameter geschätzt werden müssen. Eine alternative Möglichkeit besteht darin, die einzelnen Betriebe zu Gruppen zusammenzufassen und dann zwischen diesen Gruppen, allerdings nicht innerhalb einer Gruppe, unterschiedliche zeitliche Entwicklungen der Ineffizienzen zuzulassen. Die Kategorisierung sollte dabei auf Basis von inhaltlichen Überlegungen, möglicherweise verknüpft mit datengestützten Verfahren wie der Cluster-Analyse, erfolgen.²

Da im Fixed Effects Kontext die zeitinvarianten X -Variablen weiterhin nicht geschätzt werden können, entwickelten Cornwell, Schmidt und Sickles einen Instrumentalvariablen-Schätzer. Dieser erlaubt die Einbeziehung von zeitkonstanten Regressoren und ist trotzdem konsistent, wenn die Ineffizienzen und die X -Variablen miteinander korreliert sind.³ Der IV-Ansatz kann natürlich auch im Rahmen von zeitinvarianten betrieblichen Ineffizienzen herangezogen werden.

Sofern die Annahme der Unabhängigkeit zwischen X und u sowie die einer bestimmten Verteilung aufrecht erhalten werden, kann auch die Maximum Likelihood Methode zur

² Schank (2005), zum Beispiel, fasst Betriebe mit gleichen oder ähnlichen Arbeitszeithistorien zu Typen zusammen und erhält dadurch 13 verschiedene Gruppen.

³ Letzteres gilt allerdings nur einschränkend, denn der auf Hausman und Taylor (1981) zurückgehende Ansatz erfordert, dass es genügend identifizierende (und damit nicht mit den Ineffizienzen korrelierende) Instrumente gibt: es müssen mindestens ebenso viele zeitveränderliche Variablen mit dem Störterm unkorreliert sein, wie zeitunveränderliche Variablen mit dem Störterm korreliert sind.

Schätzung der zeitveränderlichen Effizienzen herangezogen werden. Allgemein wird die technische Ineffizienz ausgedrückt als: $u_{it} = \beta_t u_i$, wobei in der Literatur insbesondere die beiden folgenden Spezifikationen für β_t vorgeschlagen wurden:

$$\beta(t) = \exp\{-\gamma(t-T)\} \quad (\text{Battese und Coelli 1992}), \quad (1)$$

$$\beta(t) = [1 + \exp\{\gamma t + \delta t^2\}]^{-1} \quad (\text{Kumbhakar 1990}). \quad (2)$$

3.2 Heteroskedastizität

Im Kontext von Stochastischen Produktions-Frontier Funktionen könnten beide Teile des zusammengesetzten Störterms beispielsweise mit der Firmengröße variieren, sodass Heteroskedastizität vorliegt. Diese führt im klassischen linearen Regressionskontext zu ineffizienten Schätzungen sowie zu invaliden Standardfehlern. Allerdings sind die geschätzten Koeffizienten weiterhin konsistent. Das ändert sich jedoch (zumindest teilweise) im Rahmen von Effizienzschätzungen. Im Folgenden werden, jeweils getrennt, die Auswirkungen von Heteroskedastizität in einem der beiden Störterme betrachtet.

Heteroskedastizität von v

Dies stellt kein ernsthaftes Problem für Fixed Effects und Random Effects Schätzungen dar; die Parameter zur Ermittlung der technischen Effizienzen werden weiterhin konsistent geschätzt. Auch die Maximum Likelihood Methode liefert weiterhin konsistente Schätzungen der Parameter der Produktionsfunktion. Die Schätzungen der Ineffizienzen sind allerdings verzerrt, denn Heteroskedastizität wird fälschlicherweise den Ineffizienzen zugeschrieben. Dies lässt sich auch aus Gleichung (2) erkennen, wo im Falle von Heteroskedastizität σ_v^2 durch σ_{vi}^2 ersetzt wird. Wird allerdings fälschlicherweise eine konstante Varianz angenommen, so werden die Ineffizienzen von Firmen mit einer großen bzw. kleinen Varianz des idiosynkratischen Störterms über- bzw. unterschätzt. Hat man nur einen einzigen Querschnitt zur Verfügung, ist es natürlich nicht möglich, für jeden Betrieb einen eigenen Varianzparameter σ_{vi}^2 zu schätzen. Selbst bei einem vorhandenen Paneldatensatz ist dies nur für den eher untypischen Fall praktikabel, dass die Anzahl der Zeitreihen verglichen mit der Anzahl der Betriebe relativ groß ist. Daher kann die Heteroskedastizität im idiosynkratischen Störterm nur modelliert werden, indem σ_{vi}^2 als eine Funktion von in Frage kommenden Betriebsvariablen spezifiziert und in die Likelihood Funktion aufgenommen wird. Die Momentenmethode kann allerdings ebenfalls angewendet werden.

Heteroskedastizität von u

In diesem Fall kann die Fixed Effects Methode nicht angewendet werden, denn die u_i können nicht als firmenspezifische Konstanten und gleichzeitig als heteroskedastisch angenommen werden. Random Effects Schätzungen unter Berücksichtigung einer Hete-

roskedastizität in u können ebenfalls nicht durchgeführt werden, da Schätzungen für σ_{ui}^2 benötigt würden.

Die mit der Maximum Likelihood Methode erhaltenen Parameter der Produktionsfunktion sind im Falle der Nichtberücksichtigung der Heteroskedastizität von u_i inkonsistent (während sie von Heteroskedastizität im idiosynkratischen Störterm noch unbeeinflusst bleiben). Der Effekt auf die technischen Ineffizienzen wird ersichtlich, wenn man in Gleichung (2) σ_u^2 durch σ_{ui}^2 ersetzt. Unterbleibt dies (also für den Fall, dass fälschlicherweise Homoskedastizität angenommen wird), dann werden hier die technischen Ineffizienzen von Betrieben mit einer kleinen bzw. großen Varianz der u_i über- bzw. unterschätzt. Die Verzerrung geht also in umgekehrte Richtung wie bei Heteroskedastizität von v_{it} .

Auch in diesem Fall muss σ_{ui} als eine Funktion von betrieblichen Variablen modelliert und in die Likelihood Funktion aufgenommen werden (wobei bei Vorliegen von Panel-daten auch die Momentenmethode angewendet werden kann). Beispielsweise wurde von Reifschneider und Stevenson (1991) die Spezifikation $\sigma_{ui} = \sigma_{u0} + g(z_i, \gamma)$ vorgeschlagen, während Simar, Lovell und Vanden Eeckhaut (1994) und Caudill, Ford und Grop-per (1995) die Spezifikation $u_i = \exp\{\gamma' z_i\} \eta_i$, mit $\eta_i \sim iid N(1, \sigma_\eta^2)$ verwenden. Ein potenzielles Problem besteht natürlich darin, dass die ermittelten Ergebnisse davon abhängig sein können, welche funktionale Form verwendet und welche erklärende Variablen aufgenommen wurden, sowohl für die Spezifikation der σ_{ui} als auch der σ_{vi} im vorangegangenen Abschnitt, weswegen die Ergebnisse unbedingt auf ihre Robustheit überprüft werden sollten.

3.3 Determinanten der technischen Ineffizienz

Neben der Bestimmung der betrieblichen Produktionsgrenze ist es natürlich von gleichbedeutendem Interesse, von welchen Einflüssen die betrieblichen Ineffizienzen abhängen. In der Vergangenheit wurde dazu eine Zwei-Stufen-Methode herangezogen: in einem ersten Schritt werden die stochastische Produktionsgrenze sowie die technischen Effizienzen geschätzt; Letztere werden dann auf die potenziell in Frage kommenden Einflüsse regressiert. Dabei wird meist eine Tobit-Schätzung verwendet, um der Tatsache Rechnung zu tragen, dass die abhängige Variable bei null und eins zensiert ist.

Dieses Verfahren birgt allerdings sehr große Probleme. Zum einen muss angenommen werden, dass die Regressoren in der zweiten Stufe nicht mit denen der Produktionsfunktion korreliert sind, da ansonsten Maximum Likelihood (bzw. die Momentenmethode) oder Random Effects (nicht aber Fixed Effects!) bereits verzerrte Schätzungen der technischen Effizienzen liefern. Zum anderen wird in der ersten Stufe angenommen, dass die u_i unabhängig und gleichverteilt sind, was sicherlich im Widerspruch dazu steht, dass man die u_i in einem zweiten Schritt durch exogene Einflüsse zu erklären versucht. Schließlich wird in der Regel nicht berücksichtigt, dass die ermittelten techni-

schen Ineffizienzen nur Schätzwerte sind, was zu invaliden Standardfehlern in der zweiten Stufe führt. Daher wird in meist neueren Arbeiten eine einstufige Methode verwendet, bei der die Verteilung von u_i direkt in Abhängigkeit von exogenen Einflüssen modelliert und in die Likelihood Funktion aufgenommen wird. In der Literatur verwendete Spezifikationen sind beispielsweise (i) $u \sim h(z, \delta)u^*$ (Wang und Schmidt 2002), (ii) $u \sim N^+(z'\delta, \sigma^2)$ (Battese und Coelli 1995) (iii) $u \sim N^+(0, \sigma_u(z, \delta)^2)$ (Reifschneider und Stevenson 1991). Somit können zwei Probleme auf einmal gelöst werden. Zum einen wird für die im vorherigen Abschnitt diskutierte Heteroskedastizität in den u_i kontrolliert, zum anderen werden Determinanten der technischen Effizienz in das Modell aufgenommen.⁴

Zur Veranschaulichung der in diesem und dem vorangegangenen Kapitel vorgestellten Methoden wird im nächsten Abschnitt untersucht, ob ein Zusammenhang zwischen der betrieblichen Existenz von Überstunden sowie der technischen Effizienz eines Betriebes besteht. Dazu wird das IAB-Betriebspanel herangezogen. Es existieren bereits einige Anwendungen von Produktions-Frontier Modellen mit dem IAB-Betriebspanel. Dabei wird in der Regel die Fixed Effects Methode (vgl. Kapitel 2.3) zur Schätzung der Produktionsgrenze herangezogen. In der zweiten Stufe werden dann die Fixed Effects auf einige Kontrollvariablen sowie die für die jeweilige Studien zentrale(n) Variablen(n) regressiert. Diese beinhalten beispielsweise organisatorische Änderungen sowie die Existenz einer Gewinnbeteiligung (Wolf und Zwick 2002), die Existenz von Arbeitszeitkonten (Wolf und Beblo 2004), die Existenz eines Betriebsrates (Schank, Schnabel und Wagner 2004) sowie die Weiterbildungsintensität (Zwick 2004). Ein weiteres Beispiel ist die in diesem Band enthaltene Studie von Bellmann, Ellguth und Möller.

Die am häufigsten verwendeten Softwarepakete zur Schätzung von Stochastischen Frontier Modellen sind Frontier4.1 (Coelli 1996) und LIMDEP (Greene 2000). Die empirische Analyse dieser Arbeit erfolgte mit Stata (StataCorp 2003), in welches erst ab der Version 8.0 Befehle zur Schätzung von Frontier Modellen integriert sind.

4 Eine empirische Anwendung mit dem IAB-Betriebspanel: Effizienz-Vergleich zwischen Betrieben mit und ohne Überstunden

In diesem Kapitel erfolgt eine Anwendung des Stochastischen Produktions-Frontier Modells mit Daten des IAB-Betriebspanels. Dabei stehen zwei zentrale Fragen im Vordergrund. Zum einen soll geklärt werden, inwieweit es einen Zusammenhang zwischen

⁴ Bei der Spezifikation von *Battese und Coelli* (1995) erfolgt eine Kontrolle für Heteroskedastizität nur indirekt aufgrund der Tatsache, dass die Varianz der trunkierten Verteilung vom Erwartungswert der pre-trunkierten Verteilung abhängt.

der technischen Effizienz eines Betriebs und der Existenz von Überstunden gibt. Zum anderen soll überprüft werden, ob das Ergebnis gegenüber den unterschiedlichen, in den vorangegangenen Kapiteln dargestellten Modellspezifikationen robust ist.

4.1 Variablenspezifikation und verwendete Teilstichprobe

Als abhängige Variable der Produktionsfunktion dient der logarithmierte Umsatz. Zwar wäre die Wertschöpfung (also Umsatz abzüglich der Vorleistungen) grundsätzlich geeigneter, um den Output zu messen, jedoch enthält diese Variable einen hohen Antwortausfall. Außerdem scheinen die Angaben zu den Vorleistungen „gerundet und somit mit Messfehlern behaftet zu sein. Als Inputfaktoren werden (jeweils in Logarithmen) die Anzahl der Beschäftigung, die Arbeitszeit sowie der Kapitalstock herangezogen. Letzterer wird durch die Investitionssumme in diesem sowie in den vorangegangenen drei Jahren approximiert. Da Angaben über die in einem Jahr getätigten Investitionen erst im darauffolgenden Jahr vorliegen, werden also die Wellen aus den Jahren $t+1$, t , $t-1$ und $t-2$ herangezogen, um den Kapitalstock im Jahr t zu approximieren. Da das IAB-Betriebspanel (für Westdeutschland) seit 1993 existiert, kann der Kapitalstock erst ab dem Jahr 1995 nach dieser Regel gebildet werden. Um den Humankapitalbestand abzubilden, werden ferner die Beschäftigtenanteile der Auszubildenden, der Qualifizierten, der weiblichen und der Teilzeit arbeitenden Beschäftigten aufgenommen. Schließlich werden wie üblicherweise Sektoren- und Jahresdummies integriert.

Aufgrund der Angabe, ob in einem Betrieb im betreffenden Jahr (bezahlte) Überstunden geleistet wurden, werden Betriebe in solche mit und ohne Überstunden kategorisiert.⁵

Die Existenz von Überstunden kann natürlich nicht als weitere erklärende Variable (also als eine der X-Variablen in Gleichung (1)) hinzugezogen werden. Dadurch würden unterschiedliche Produktionsgrenzen für Betriebe mit und ohne Überstunden geschätzt werden und ein Vergleich der Abweichungen zu diesen Grenzen wäre dann nicht aussagefähig.

Die nachfolgende Analyse bezieht sich auf die Jahre 1995 bis 2000 und nur auf Westdeutschland. Außerdem werden nur Betriebe des Produzierenden Gewerbes herangezogen, um unterschiedlichen Produktionsprozessen sowie unterschiedlichen Entwicklungen zwischen dem Produzierenden Gewerbe und dem Dienstleistungssektor Rechnung zu tragen.⁶ Es werden nur Betriebe in die Analyse einbezogen, die mindestens fünfmal beobachtet wurden, denn je weniger Beobachtungspunkte für einen Betrieb vorliegen,

5 Natürlich ist das Ausmaß der Überstunden pro Kopf aussagekräftiger, aber diese Variable ist mit sehr hohen Antwortausfällen behaftet.

6 Schank (2005) untersucht, ebenfalls für 1995-2000, sowohl das Produzierende Gewerbe als auch den Dienstleistungssektor. In der Studie wird die Fixed Effects Methode verwendet und es werden auch Veränderungen der technischen Ineffizienzen über die Zeit hinweg zugelassen (vgl. Fußnote 4).

desto ungenauer ist die geschätzte Ineffizienz für diesen Betrieb (vgl. Kapitel 3.1).⁷ Nach Abzug der Beobachtungen mit fehlenden Werten in mindestens einer der verwendeten Variablen verbleiben 1 603 Beobachtungen von 292 Betrieben. Diese teilen sich auf in 102 Betriebe, bei denen in jedem Jahr Überstunden, 70 Betriebe, bei denen nie Überstunden, sowie 120 Betriebe bei denen in manchen, aber nicht in allen Jahren Überstunden geleistet wurden.

Im Folgenden wird – unter Anwendung verschiedener Schätzmethoden – eine gemeinsame Produktionsgrenze für alle Betriebe geschätzt. Die (durchschnittlichen) Abweichungen von dieser Produktionsgrenze werden dann für die drei gerade genannten Arbeitszeitregime getrennt ausgewiesen. Es wird erwartet, dass etwaige Unterschiede hinsichtlich der technischen Effizienz stärker auftreten, wenn nur die Betriebe miteinander verglichen werden, bei denen entweder (i) in keinem Jahr oder (ii) in jedem Jahr Überstunden geleistet werden. Denn die Bedeutung der Überstunden dürfte bei Wechslern selbst in den Jahren, in denen Überstunden gearbeitet werden, geringer sein als in Betrieben, wo jedes Jahr Überstundenarbeit existiert.⁸ Wenn in einem Betrieb in keinem der fünf bzw. sechs Jahre Überstunden geleistet wurden, scheint dies (möglicherweise im Gegensatz zu den Wechslern) darauf hinzudeuten, dass aufgrund betrieblicher Gegebenheiten und gerade nicht aufgrund eines vorübergehenden Nachfrageausfalls auf Überstunden verzichtet wurde. Ersteres ist auch der für die Untersuchung interessantere Sachverhalt. Denn wenn ein Betrieb aufgrund gesunkener Nachfrage weniger produziert, als er eigentlich imstande wäre, so folgt daraus zwangsläufig die Ermittlung einer technischen Ineffizienz.

Tabelle 1 enthält für die Regressionsstichprobe die deskriptiven Statistiken für die verwendeten Variablen, erneut getrennt nach Betrieben in den drei Arbeitszeitregimen.

Für alle Variablen gilt, dass der Mittelwert für Betriebe, die manchmal Überstunden arbeiten, zwischen denen der beiden anderen Kategorien liegt. Betriebe, die immer Überstunden fahren, sind (durchschnittlich) größer als andere, was sich im Umsatz, in der Beschäftigung sowie im Kapitalstock niederschlägt. Erwartungsgemäß haben jene Betriebe, in denen jedes Jahr Überstundenarbeit existiert, einen geringeren Anteil an Teilzeitbeschäftigten sowie einen niedrigeren Frauenanteil. Obwohl in diesen Betrieben Überstunden geleistet werden, ist die Gesamtarbeitszeit sogar niedriger als in den beiden anderen Gruppen.

7 Die Aufnahme weiterer Wellen – verbunden mit der Restriktion, dass für einen Betrieb in (fast) allen Wellen nichtfehlende Daten vorliegen – würde zwar genauere Schätzungen für die Ineffizienzen liefern, allerdings die Anzahl der zur Verfügung stehenden Betriebe weiter reduzieren.

8 So ermitteln *Schank und Schnabel* (2004) für 1993-1998 ein Ausmaß an bezahlten Überstunden pro Woche pro abhängig Beschäftigten von 2,01 Stunden in Betrieben, in denen immer Überstunden geleistet werden gegenüber von 0,33 Stunden in Betrieben, die manchmal Überstunden leisten.

Tabelle 1:
Deskriptive Statistiken, Regressionsstichprobe

	Existenz von Überstunden					
	nie		manchmal		immer	
	Mittelwert	Std. Abwg.	Mittelwert	Std. Abwg.	Mittelwert	Std. Abwg.
Existenz von Überstunden (Dummy: 1 = ja)	0,00		0,50		1,00	
Umsatz (in Mio. DM)	24,13	104,04	243,17	783,51	670,05	2 101,92
Beschäftigtenzahl (N)	87,03	277,82	615,18	1 459,93	1 642,37	4 859,78
Arbeitszeit (H)	38,53	1,40	37,81	2,17	37,42	2,18
Kapitalstock (K)	1,24	6,73	20,31	105,75	32,24	102,56
Qualifiziertenanteil	0,67	0,31	0,68	0,25	0,69	0,24
Anteil Auszubildende	0,07	0,08	0,05	0,06	0,04	0,04
Anteil Teilzeitbeschäftigte	0,13	0,20	0,09	0,12	0,04	0,05
Frauenanteil	0,26	0,23	0,25	0,21	0,18	0,13
Beobachtungen	383		667		553	
Betriebe	70		120		102	

Quelle: IAB-Betriebspanel 1995-2000.

4.2 Schätzergebnisse

Im Folgenden werden Produktionsgrenzen mit alternativen, in den Kapiteln 2 und 3 dargestellten Ansätzen geschätzt und die daraus abgeleiteten (durchschnittlichen) technischen Effizienzen der drei Arbeitszeittypen gegenübergestellt. Tabelle 2 enthält die Ergebnisse einer OLS Schätzung sowie von Maximum Likelihood Schätzungen, wobei unterschiedliche Verteilungsannahmen hinsichtlich des Störterms, der die betriebliche Ineffizienz ausdrückt (u_i), angenommen werden. Es werden gepoolte Querschnittsschätzungen durchgeführt, d. h., unterschiedliche Beobachtungen des gleichen Betriebes werden als voneinander unabhängig betrachtet. Dies erfolgt jedoch aus rein pragmatischen Gründen, denn *STATA* bietet für Panelschätzungen nicht die Option von unterschiedlichen Verteilungsannahmen an.

Die in den einzelnen Spalten von Tabelle 2 aufgelisteten Werte sind bemerkenswert identisch, sodass im vorliegenden Kontext die Ergebnisse davon unabhängig sind, ob die u_i als halb-normal-, exponential- oder trunziert normalverteilt angenommen werden (bzw. ob die Momentenmethode angewendet wird). Die Produktionselastizitäten der Beschäftigung und des Kapitalstocks ergeben zusammen sogar einen (statistisch signifikant) größeren Wert als eins. Während die Beschäftigtenelastizität höher als erwartet ist und fast 0,9 beträgt, liegt die des Kapitalstocks bei nur knapp 0,2 (ein Ergebnis, das sich übrigens auch in zumindest ähnlicher Form in anderen Studien findet, die mit dem IAB-Betriebspanel Produktionsschätzungen vornehmen). Da die Approximation des Kapital-

stocks durch die Investitionssumme sicherlich Messfehler aufweist, dürfte der Koeffizient des Kapitalstocks der klassischen *Attenuation Bias* unterliegen, also gegen null verzerrt sein. Dies würde dann auch bewirken, dass die Produktivität der Beschäftigung überschätzt wird. Die Höhe der Arbeitszeit hat überhaupt keinen Einfluss auf das Produktionsergebnis, was zunächst einmal dahingehend interpretiert werden kann, dass Betriebe mit kürzeren Arbeitszeiten diesen Verlust an Input durch eine Komprimierung der

Tabelle 2:

Gepoolte Querschnitte, OLS und Maximum Likelihood Schätzungen einer Produktionsgrenze

	OLS/ Momenten- methode	Maximum Likelihood		
		halb-normal	exponential	trunkiert
$\ln N$	0,881*** [42,42]	0,880*** [49,68]	0,874*** [49,99]	0,874*** [49,99]
$\ln H$	0,022 [0,07]	0,027 [0,09]	0,042 [0,14]	0,042 [0,14]
$\ln K$	0,193*** [14,36]	0,194*** [14,55]	0,198*** [15,02]	0,198*** [15,02]
Qualifiziertenanteil	0,355*** [6,45]	0,356*** [6,53]	0,360*** [6,69]	0,360*** [6,69]
Anteil Auszubildende	-1,381*** [6,33]	-1,394*** [6,44]	-1,397*** [6,55]	-1,397*** [6,55]
Anteil Teilzeitbeschäftigte	-0,654*** [6,33]	-0,652*** [5,82]	-0,661*** [5,91]	-0,661*** [5,91]
Frauenanteil	-0,122 [1,37]	-0,118 [1,34]	-0,093 [1,06]	-0,093 [1,06]
σ_u^2 ^a	0,086	0,057	0,033	46,58
σ_v^2 ^a	0,200	0,211	0,194	0,914
μ				-257
R^2 / LogL	0,964	-1 103,3	-1 086,5	-1 086,6
Technische Effizienz, $E(\Gamma_i)$: ^b				
Existenz von Überstunden:				
nie	0,819	0,830	0,839	0,839
manchmal	0,824	0,834	0,847	0,847
immer	0,831	0,839	0,854	0,854

^a Varianzen bei OLS berechnet nach der Momentenmethode (unter Annahme einer Halb-Normalverteilung der u_i). –

^b Durchschnittswerte pro Arbeitszeitregime.

Quelle: IAB-Betriebspanel 1995-2000. Schätzungen beinhalten außerdem 17 Sektoren- und 5 Jahresdummies.

zu erledigenden Aufgaben wettmachen. Das Ergebnis könnte allerdings auch darauf zurückzuführen sein, dass die gemessene tatsächliche Arbeitszeit die (eigentlich interessierende) effektive Arbeitszeit nicht ausreichend genau abbildet.⁹ Die aufgenommenen Beschäftigtenanteile weisen die erwartete Wirkungsrichtung auf, allerdings ist der Frauenanteil jeweils insignifikant.

Im unteren Teil von Tabelle 2 werden die Durchschnittswerte der geschätzten Effizienzen nach Arbeitszeitregime wiedergegeben. Zwar sind die Betriebe, in denen jedes Jahr Überstunden geleistet werden, am effizientesten, doch der ermittelte Wert ist nur unwesentlich größer als derjenige der beiden anderen Gruppen. Allerdings werden bei Querschnittsdaten die Ineffizienzen sehr ungenau geschätzt. Hinzu kommt, dass im Querschnitt nur der Maximum Likelihood Schätzer bzw. die Momentenmethode angewendet werden können, welche die Spezifikation einer bestimmten Verteilung der u_i voraussetzen sowie die Annahme erfordern, dass die Ineffizienzen und die Variablen der Produktionsgrenze miteinander unkorreliert sind. Aus diesem Grund werden im nächsten Schritt Panelschätzungen einer Produktionsgrenze durchgeführt, wobei die in Kapitel 2 vorgestellten Methoden angewendet werden. Die Ergebnisse dieser Schätzungen finden sich in Tabelle 3. Bei der Maximum Likelihood Methode wird nun lediglich die trunkierte Verteilung angenommen, denn zumindest bei den Querschnittsschätzungen spielte die spezifizierte Verteilung der u_i keine Rolle.¹⁰

Wie aus den ersten beiden Spalten von Tabelle 3 ersichtlich, liefern Maximum Likelihood sowie Random Effects fast identische Parameterschätzungen. Letztere Methode ist zwar weniger restriktiv, da keine bestimmte Verteilung der u_i angenommen werden muss. Da jedoch, wie oben erläutert, die tatsächliche Spezifikation im vorliegenden Kontext unbedeutend ist, scheint es auch nicht überraschend, dass die Ergebnisse von Maximum Likelihood und Random Effects übereinstimmen. Der qualitative Effekt der einzelnen Variablen entspricht denen der Querschnittsschätzungen, wobei nun auch der Frauenanteil signifikant ist. Es fällt auf, dass sich (im Vergleich zu Tabelle 2) die Kapitalelastizität fast halbiert hat; der Einfluss der Anteile der Qualifizierten, der Auszubildenden und der Teilzeitbeschäftigten ist ebenfalls um jeweils mindestens die Hälfte zurückgegangen. Die mit der Fixed Effects Methode ermittelten Parameter sind (im Absolutbetrag) bedeutend kleiner als die der beiden anderen Verfahren, wofür zwei unterschied-

⁹ In zukünftigen Arbeiten sollte überprüft werden, ob etwas kompliziertere Spezifikationen, die eine nichtlineare Form der Arbeitszeit integrieren, zu anderen Ergebnissen führen (vgl. *Schank*, 2003). Im vorliegenden Kontext wäre es allerdings wenig hilfreich, zwischen der Normalarbeitszeit und Überstunden zu unterscheiden, da eine gemeinsame Produktionsgrenze für Firmen mit und ohne Überstunden geschätzt werden soll.

¹⁰ Aus Platzgründen wird hier auf die Darstellung der Ergebnisse mit der Momentenmethode verzichtet, welche bei den Querschnittsschätzungen sehr ähnliche Werte wie die Maximum Likelihood Methode lieferte. Im Paneldatenkontext sind die Ergebnisse der ersten Stufe, also die Parameterschätzungen der Produktionsgrenze ohnehin identisch mit denen der Random Effects Methode.

liche Begründungen möglich sind. Zum einen wird bei Fixed Effects für unbeobachtete betriebliche Heterogenität kontrolliert, die bei Maximum Likelihood und Random Effects die geschätzten Koeffizienten (und somit auch die ermittelten Ineffizienzen) verzerren würde. Zum anderen fallen Messfehler in den Variablen bekanntermaßen nach der Mittelwertbereinigung (also den Fixed Effects) stärker ins Gewicht, was die Koeffizienten gegen null verzerrt.

Tabelle 3:
Panelschätzungen einer Produktionsgrenze

	Maximum Likelihood, trunkiert	Random Effects	Fixed Effects
$\ln N$	0,862*** [39,88]	0,863*** [42,37]	0,446*** [13,83]
$\ln H$	-0,336 [1,45]	-0,337 [1,44]	0,008 [0,03]
$\ln K$	0,115*** [9,19]	0,115*** [9,31]	0,051*** [4,07]
Qualifiziertenanteil	0,139*** [3,25]	0,140*** [3,23]	0,089** [2,15]
Anteil Auszubildende	-0,731*** [4,43]	-0,732*** [4,39]	-0,513*** [3,22]
Anteil Teilzeitbeschäftigte	-0,276*** [3,18]	-0,277*** [3,17]	-0,126 [1,52]
Frauenanteil	-0,229** [2,17]	-0,229** [2,16]	-0,060 [0,53]
σ_u^2	0,221	0,511	2,27
σ_v^2	0,054	0,047	0,047
μ	1,652		
LogL / R^2	-399,9	0,960	0,954
Technische Effizienz, $E(\Gamma_i)$: ^a			
Existenz von Überstunden:			
nie	0,174	0,213	0,014
manchmal	0,207	0,256	0,062
immer	0,240	0,295	0,120

^a Durchschnittswerte pro Arbeitszeitregime.

Quelle: IAB-Betriebspanel 1995-2000. Schätzungen beinhalten außerdem 5 Jahresdummies und (außer bei Fixed Effects) 17 Sektorendummies.

Der Spearman Rang Korrelationskoeffizient der ermittelten Effizienzen beträgt zwischen der Maximum Likelihood und der Random Effects Methode fast eins, was erneut belegt, dass beide Verfahren (zumindest) bei der vorliegenden Anwendung die gleichen

Ergebnisse liefern. Die entsprechende Statistik fällt jedoch zwischen den berechneten Effizienzen aus einer Fixed Effects Schätzung und denen aus den beiden anderen Verfahren mit 0,5 bedeutend geringer aus. Somit scheint vor Interpretationen aufgrund der Ergebnisse einer einzelnen Methode Vorsicht geboten zu sein.

Für alle drei Schätzungen gilt jedoch, dass Betriebe, in denen Überstunden in jedem Jahr geleistet werden, die höchste technische Effizienz aufweisen (siehe unterer Teil von Tabelle 3). Außerdem ist der Abstand zu dem Durchschnittswert der beiden übrigen Gruppen bedeutend größer als bei den in Tabelle 2 enthaltenen Querschnittsschätzungen, bei denen die ermittelten Effizienzen zudem noch mit stärkeren Ungenauigkeiten behaftet sind. Von mindestens ebenso großer Bedeutung wie der tatsächliche Abstand in den (durchschnittlichen) Punktschätzungen zwischen den verschiedenen Arbeitszeitregimen ist die Frage, ob dieser statistisch signifikant ist. Daher sind in Tabelle 4 die 95%-Konfidenzintervalle für einen Betrieb mit durchschnittlicher Effizienz innerhalb der jeweiligen Kategorien abgetragen.

Tabelle 4:
95% Konfidenzintervall der technischen Effizienzen

	Maximum Likelihood	Fixed Effects
Existenz von Überstunden		
nie	[0,144; 0,207]	[0,008; 0,021]
manchmal	[0,171; 0,247]	[0,042; 0,092]
immer	[0,199; 0,287]	[0,085; 0,170]

Quelle: Konfidenzintervalle für die in Tabelle 3 aufgelisteten technischen Effizienzen.

Man erkennt, dass sich die Konfidenzintervalle für Betriebe, in denen niemals und Betriebe, in denen in jedem Jahr Überstunden geleistet werden, für die Maximum Likelihood Methode, nicht aber für die Fixed Effects Schätzung überschneiden. Insofern kann keine eindeutige Aussage hinsichtlich eines (etwaigen) Zusammenhangs zwischen Überstunden und technischer Effizienz getroffen werden. Diese Ergebnisse können jedoch als nur vorläufig erachtet werden und müssten in zukünftigen Arbeiten weiteren Sensitivitätsanalysen unterzogen werden. Die nichtüberlappenden Konfidenzintervalle bei Fixed Effects Schätzungen würden implizieren, dass die technische Effizienz von Überstundenbetrieben signifikant höher ist. Bei Schank (2005) wird der Unterschied jedoch insignifikant, wenn die zehn Betriebe mit der größten Effizienz aus der Analyse ausgeschlossen werden, um Ausreißereffekte zu vermeiden.

Abschließend werden zwei Schätzungen durchgeführt, bei denen der Einfluss der Existenz von Überstunden auf die u_i direkt in die Maximum Likelihood Funktion integriert

wird (vgl. Kapitel 3.2 und 3.3), wobei der Panelcharakter (aufgrund von Restriktionen in der benutzten Software) unberücksichtigt blieb.¹¹ Beide Regressionsergebnisse sind in Tabelle 5 aufgelistet. Die geschätzten Koeffizienten für die in die Produktionsfunktion aufgenommenen Variablen sind fast identisch mit denen aus Tabelle 2, wo die u_i mit konstantem Erwartungswert und konstanter Varianz spezifiziert werden.

Tabelle 5:
Maximum Likelihood Schätzungen, Erweiterungen

	$u \sim N^+(z\gamma, \sigma_u^2)$	$u \sim \exp(z\gamma)N^+(\mu, \sigma_u^2)$
$\ln N$	0,867*** [49,05]	0,867*** [49,04]
$\ln H$	-0,093 [0,31]	-0,091 [0,30]
$\ln K$	0,196*** [14,79]	0,196*** [14,79]
Qualifiziertenanteil	0,353*** [6,54]	0,353*** [6,54]
Anteil Auszubildende	-1,412*** [6,56]	-1,413*** [6,56]
Anteil Teilzeitbeschäftigte	-0,664*** [5,82]	-0,664*** [5,82]
Frauenanteil	-0,089 [1,01]	-0,089 [1,01]
σ_u^2	0,190	0,437
σ_v^2	33,7	69,4
μ	-149,8***	-308,4
γ (Überstundendummy)	-68,8* [1,84]	-0,37*** [2,85]
Technische Effizienz, $E(\Gamma_i)$: ²		
Existenz von Überstunden:		
nie	0,811	0,810
manchmal	0,844	0,843
immer	0,871	0,870

Quelle: IAB-Betriebspanel 1995-2000. Schätzungen beinhalten außerdem 5 Jahresdummies und 17 Sektordummies.

Bei beiden Schätzungen hat die Existenz von Überstunden einen negativen Effekt auf die u_i und somit einen positiven auf die technische Effizienz. Der Effekt ist allerdings

¹¹ Zur Modellierung der Ineffizienzen als $u \sim \exp(z\gamma)N^+(\mu, \sigma_u^2)$ wird das von Hung-Jen Wang unter <http://www.sinica.edu.tw/~wanghj/publications.htm> zur Verfügung gestellte do-file verwendet.

für einen der beiden Fälle nur schwach signifikant. Auch hier gilt, dass weitere Sensitivitätsanalysen durchgeführt werden müssen, bevor sichere Schlussfolgerungen gezogen werden können. Beispielsweise muss noch genauer überprüft werden, inwieweit das Ergebnis bestehen bleibt, wenn weitere Variablen als Determinanten der technischen Ineffizienzen in die Likelihood Funktion aufgenommen werden.

5 Schlussfolgerungen

Der vorliegende Beitrag sollte eine Einführung in die Stochastische Frontier Analyse sowie einen Überblick über die verschiedenen Schätzmethoden liefern. Diese unterscheiden sich darin, ob eine bestimmte Verteilung für die Ineffizienzkomponente des Störterms spezifiziert werden muss und ob erforderlich ist, dass die Ineffizienzen mit den Regressoren der Produktionsfunktion unkorreliert sind. Die Fixed Effects Methode benötigt keine dieser Annahmen und ist somit am wenigsten restriktiv, allerdings können zeitinvariante Variablen nicht mitgeschätzt werden und sind somit in den Ineffizienzen enthalten.

In einem zweiten Teil wurden die vorgestellten Methoden auf das IAB-Betriebspanel angewendet. Dabei wurden für die Jahre 1995 bis 2000 für das Produzierende Gewerbe Westdeutschlands die Ineffizienzen zwischen Betrieben mit und ohne Überstunden miteinander verglichen. Die folgenden Ergebnisse können im vorliegenden Kontext festgehalten werden: (i) Bei einer Maximum Likelihood Schätzung spielt es keine Rolle, ob der Ineffizienzterm als halb-normal-, exponential- oder trunkiert normalverteilt angenommen wird. (ii) Ebenso liefern die Momentenmethode und Random Effects sehr ähnliche Ergebnisse wie die Maximum Likelihood Schätzungen. (iii) Die mit der Fixed Effects Methode ermittelten Parameter der in die Produktionsfunktion aufgenommen Variablen sind (im Absolutbetrag) bedeutend kleiner als die mit den übrigen Verfahren ermittelten Koeffizienten. (iv) Bei allen verwendeten Methoden ist die durchschnittliche technische Effizienz bei Überstundenfirmen größer als bei Firmen, die in keinem Jahr Überstunden arbeiten. (v) Die Signifikanz dieses Unterschiedes hängt allerdings vom verwendeten Schätzverfahren ab.

Die Ergebnisse haben jedoch nur vorläufigen Charakter und sollen in zukünftigen Arbeiten auf ihre Robustheit überprüft werden. Beispielsweise könnte untersucht werden, inwieweit die Schlussfolgerungen nicht nur von der Schätzmethode, sondern auch von der Modellspezifikation (d. h. sowohl von den in die Produktionsfunktion als auch von den zur Modellierung der u_i aufgenommenen Variablen) abhängen. Des Weiteren wird die Entscheidung darüber, ob Überstunden geleistet werden, auch von der aktuellen Auftragslage abhängen. Wenn Nicht-Überstundenbetriebe aufgrund geringerer Nachfrage auch weniger ausgelastet sind, wird zwangsläufig eine geringere technische Effizienz gemessen. Daraus kann dann aber nicht gefolgert werden, dass der Einsatz von Überstunden die technische Effizienz steigert. Im vorliegenden Beitrag wurde (indirekt) ver-

sucht, diesem Problem zu begegnen, indem Betriebe verglichen wurden, in denen in jedem Jahr und in denen in keinem Jahr Überstunden geleistet wurden, sodass von einer langfristigen Strategie ausgegangen werden kann. Alternativ könnten auch Informationen aus dem IAB-Betriebspanel darüber herangezogen werden, ob mit dem vorhandenen Personal und den vorhandenen Anlagen mehr Umsatz hätte erzielt werden können. Diese Frage steht allerdings nicht für alle Jahre zur Verfügung, sodass mit einer anderen Zeitreihe gearbeitet werden muss. Schließlich ist die Messung des Kapitalstocks offensichtlich mit Fehlern behaftet. Dies führt zu Verzerrungen in den Parameterschätzungen und damit auch möglicherweise in den geschätzten Ineffizienzen. In einer zukünftigen Forschungsarbeit soll versucht werden, die Messfehler zu modellieren und für durch sie entstehende Verzerrungen zu korrigieren.

Literaturverzeichnis

- Aigner, D.; Lovell, C.; Schmidt, P.* (1977): Formulation and estimation of stochastic frontier production function models. *Journal of Econometrics* 6, pp. 21-37.
- Battese, G.; Coelli, T.* (1992): Frontier production functions, technical efficiency and panel data: With application to paddy farmers in India. *The Journal of Productivity Analysis* 3, pp. 153-169.
- Battese, G.; Coelli, T.* (1995): A model for technical inefficiency effects in a stochastic frontier production function for panel data. *Empirical Economics* 20, pp. 325-332.
- Caudill, S.; Ford, J.; Gropper, D.* (1995): Frontier estimation and firmspecific inefficiency measures in the presence of heteroscedasticity. *Journal of Business and Economic Statistics* 13 (1), pp. 105-111.
- Charnes, A.; Cooper, W.; Rhodes, E.* (1978): Measuring the efficiency of decision making units. *European Journal of Operational Research* 2, pp. 429-444.
- Coelli, T.* (1996): A guide to FRONTIER version 4.1: a computer program for frontier production function estimation. CEPA Working Paper 96/07. Department of Econometrics, University of New England. Armidale, Australia.
- Cornwell, C.; Schmidt, P.; Sickles, R.* (1990): Production frontiers with cross-sectional and time-series variation in efficiency levels. *Journal of Econometrics* 46, pp. 185-200.
- Greene, W.* (1990): A gamma-distributed stochastic frontier model. *Journal of Econometrics* 46, pp. 141-163.
- Greene, W.* (1993): The econometric approach to efficiency analysis, in: Fried, H. O.; Lovell, C. A. K.; Schmidt, S. S. (eds), *The Measurement of Productive Efficiency: Techniques and Applications*. Oxford University Press, New York.
- Greene, W.* (2000): LIMDEP Version 8.0: User's Manual and Reference Guide. Econometric Software Inc., New York.
- Hausman, J.; Taylor, W.* (1981): Panel data and unobservable individual effects. *Econometrica* 49, pp. 1377-1399.
- Kumbhakar, S.* (1990): Production frontiers, panel data, and time varying technical inefficiency. *Journal of Econometrics* 46, pp. 201-211.
- Kumbhakar, S.; Lovell, A.* (2000): *Stochastic Frontier Analysis*. Cambridge University Press, Cambridge, UK.
- Meeusen, W.; van den Broeck, J.* (1977): Efficiency estimation from Cobb-Douglas production functions with composed error. *International Economic Review* 18, pp. 435-444.

- Reifschneider, D.; Stevenson, R.* (1991): Systematic departures from the frontier: a framework for the analysis of firm inefficiency. *International Economic Review* 32 (3), pp. 715-723.
- Schank, T.* (2003): The impact of working time on employment, wages and productivity. *Beiträge zur Arbeitsmarkt- und Berufsforschung BeitrAB 269*. Bundesanstalt für Arbeit, Nürnberg.
- Schank, T.* (2005): Are overtime plants more efficient than standard-time plants? A stochastic production frontier analysis using the IAB establishment panel, in: *Empirical Economics* 30/3 (2005), pp. 693-710.
- Schank, T.; Schnabel, C.; Wagner, J.* (2004): Works councils – sand or grease in the operation of German firms?, in: *Applied Economics Letters* 11/3 (2004), pp. 159-161.
- Schank, T.; Schnabel, C.* (2004): Betriebliche Determinanten des Überstundeneinsatzes, in: *Bellmann, L.; Schnabel, C. (Hrsg.), Betriebliche Arbeitszeitpolitik im Wandel*. Nürnberg, S. 37-62.
- Schmidt, P.; Sickles, R.* (1984): Production Frontiers and panel data. *Journal of Business & Economic Statistics* 2 (4), pp. 367-374.
- Simar, L.; Lovell, C. A. K.; Vanden Eeckhaut, P.* (1994): Stochastic frontiers incorporating exogenous influences on efficiency. Discussion Paper No. 9403. Institut de Statistique, Université Catholique de Louvain, Belgium.
- StataCorp* (2003): *Stata Statistical Software: Release 8*, Stata Corporation. College Station, TX.
- Stevenson, R.* (1980): Likelihood functions for generalized stochastic frontier estimation. *Journal of Econometrics* 13, pp. 57-66.
- Wolf, E.; Zwick, T.* (2002): Reassessing the Impact of High Performance Workplaces. ZEW Discussion Paper No. 02-07. Mannheim.
- Wolf, E.; Beblo, M.* (2004): Does Work Time Flexibility Work? An Empirical Assessment of the Efficiency Effects for German Firms. ZEW Discussion Paper No. 04-47. Mannheim.
- Wang, H.-J.; Schmidt, P.* (2002): One-step and two-step estimation of the effects of exogenous variables on technical efficiency levels. *Journal of Productivity Analysis* 18, pp. 129-144.
- Zwick, T.* (2004): The Impact of Training Intensity on Establishment Productivity, in: *Industrial Relations* 45 (1), pp. 26-46.

Institut für Wirtschaftsforschung Halle – IWH

Hausanschrift: Delitzscher Straße 118, 06116 Halle (Saale)

Postanschrift: Postfach 16 02 07, 06038 Halle (Saale)

Telefon: (03 45) 77 53 - 60, Telefax: (03 45) 77 53 820

ISBN 3-930963-83-3