

Analysen zur regionalen Industrieentwicklung

**Sonderauswertungen
einzelbetrieblicher Daten
der Amtlichen Statistik**

Herausgegeben von

Ramona Pohl
Joachim Fischer
Ulrike Rockmann
Klaus Semlinger

FHTW

Fachhochschule
für Technik und Wirtschaft
Berlin
University of Applied Sciences

Statistisches
Landesamt Berlin

Inhaltsverzeichnis

<i>Die Herausgeber/innen</i>	Zur Fruchtbarkeit einer vertieften Kooperation zwischen Wissenschaft und Amtlicher Statistik Einleitung	7
Peter Eitner	Betriebsdynamik in der ostdeutschen Industrie – Die Entwicklung des Gründungsgeschehens	17
Ramona Pohl	Beschäftigungsentwicklung im Verarbeitenden Gewerbe Berlins Arbeitsplatzdynamik und Kohortenverläufe alter und neuer Betriebe von 1991 bis 2001	27
Laurence Rambert	Agglomerationseffekte auf die Beschäftigungsentwicklung in der brandenburgischen Industrie – Vorläufige Ergebnisse –	43
Joachim Wagner	Betriebs- und Arbeitsplatzdynamik in wissensintensiven Industrien Niedersachsens (1995–2001)	63
Harald Strotmann	Determinanten des Überlebens von Neugründungen in der baden-württembergischen Industrie	81
Michael Niese	Lerneffekte, Innovationsbedingungen und Stilllegungsrisiko	113
Michael Gold	Determinanten der Beschäftigungsdynamik: Ein Ländervergleich zwischen Mecklenburg-Vorpommern und Niedersachsen	125
Michael Fritsch Andreas Stephan	Die Heterogenität der technischen Effizienz innerhalb von Wirtschaftszweigen – Auswertungen auf Grundlage der Kostenstrukturstatistik des Statistischen Bundesamtes	143
Martin Rosemann	Faktische Anonymisierung wirtschaftsstatistischer Einzeldaten Strategien, Vorgehen, erste Ergebnisse	157
	Verzeichnis der Autorinnen/Autoren	185

© Statistisches Landesamt
Berlin, 2003

Für nicht gewerbliche Zwecke sind Vervielfältigung und unentgeltliche Verbreitung, auch auszugsweise, mit Quellenangabe gestattet. Die Verbreitung, auch auszugsweise, über elektronische Systeme/Datenträger bedarf der vorherigen Zustimmung. Alle übrigen Rechte bleiben vorbehalten.

Satz und Gestaltung
Statistisches Landesamt Berlin

Druck
Rotaprint-Druck
Werner Hildebrand, Berlin

Bestell Nr.
900.6

ISBN 3-9809341-0-1

Bibliografische Information der Deutschen Bibliothek
Die Deutsche Bibliothek verzeichnet diese Publikation in der Deutschen Nationalbibliografie; detaillierte bibliografische Daten sind im Internet über <http://dnb.ddb.de> abrufbar.

Auf Grund der theoretischen Überlegungen ist es notwendig, die Betriebe entsprechend ihrer Beschäftigungsveränderung getrennt nach wachsenden und schrumpfenden Betrieben zu unterscheiden bzw. dies in den Modellschätzungen entsprechend zu berücksichtigen. Die gewählten Indikatoren haben überwiegend den erwarteten Einfluss: Insbesondere die Betriebsgröße dämpft die Beschäftigungsdynamik. Gleiches gilt für die Qualifikation, abgebildet durch die durchschnittliche Lohn- und Gehaltssumme. Aber auch eine Zunahme der durchschnittlichen Lohn- und Gehaltssumme wirkt sich zumindest dämpfend auf die Ausweitung der Beschäftigung aus. Dieses Ergebnis war auf Grund der oben diskutierten theoretischen Überlegungen bzgl. der Anpassungskosten zu erwarten. Es spiegelt aber auch die üblichen Überlegungen zur Arbeitsnachfrage wider. Für die Informationen zum Anteil der Arbeiter und der Arbeiterstunden können überwiegend keine signifikanten Einflüsse ermittelt werden.

Diese Ergebnisse können nur Tendenzen aufzeigen. Um die theoretischen Überlegungen weiter zu überprüfen, sind insbesondere zusätzliche Informationen notwendig. Diese liegen jedoch in den verwendeten Datensätzen nicht vor. Dennoch zeigen die Ergebnisse, dass es sogar mit der geringen Anzahl an Informationen möglich ist, einen Teil der theoretischen Überlegungen zu bestätigen.

Literatur

- D DAVIS, Steven J./ HALTIWANGER, John et al. (1996): Job Creation and Destruction; Cambridge, London.
- G GERLACH, Knut/ WAGNER, Joachim (1997): Analysen zur Nachfrageseite des Arbeitsmarktes mit Betriebspanelndaten aus Erhebungen der amtlichen Industriestatistik; in: Die Nachfrageseite des Arbeitsmarktes, Ergebnisse aus Analysen mit deutschen Firmenpanelndaten, J. Köhl, L. Manfred et al. (Hrsg.), Nürnberg, 204, 11–82.
- GOLD, Michael (2000): Personalabbau und Produktivitätsdynamik im Verarbeitenden Gewerbe 1995 bis 1998; in: Statistische Monatshefte Mecklenburg-Vorpommern, 10 (8), 8–15.
- GREENE, WILLIAM H. (2000): Econometric Analysis; Fourth Edition, New Jersey, Prentice-Hall.
- H HAMERMESH, Daniel. S. (1993): Labor Demand; Princeton, New Jersey, Princeton University Press.
- HAMERMESH, Daniel. S./ PFANN, G. A. (1996): Adjustment Costs in Factor Demand; in: Journal of Economic Literature, 34, 1264–1292.
- K KÖLLING, Arnd (1998): Anpassungen auf dem Arbeitsmarkt; BeitrAB 217, Nürnberg.
- S STATISTISCHES BUNDESAMT (2003): Fachserie 4, Reihe 4.1.1: Beschäftigung, Umsatz und Energieverbrauch des Verarbeitenden Gewerbes sowie des Bergbau und der Gewinnung von Steinen und Erden 1995–2002, Stand 19.05.2003.
- STEIL, Fabian/ WOLF, Elke (1997): Welche Bedeutung haben Unternehmenscharakteristika und regionales Umfeld für die Beschäftigungsdynamik?; Discussion Paper, ZEW, Zentrum für Europäische Wirtschaftsforschung GmbH, Mannheim.
- W WAGNER, J. (1998): Kurzbeschreibung des Kooperationsprojekts zwischen dem Niedersächsischen Landesamt für Statistik und externen Wissenschaftlern; in: Statistische Monatshefte Niedersachsen, 52 (12/98), 688.

Die Heterogenität der technischen Effizienz innerhalb von Wirtschaftszweigen –

Auswertungen auf Grundlage der Kostenstrukturstatistik des Statistischen Bundesamtes¹

Fragestellung

Im Rahmen einer Kooperation zwischen dem Statistischen Bundesamt und dem Deutschen Institut für Wirtschaftsforschung (DIW) Berlin besteht für einen Mitarbeiter des DIW die Möglichkeit, Zugang zu Unternehmenszeleldaten der Kostenstrukturstatistik² für wissenschaftliche Analysen zu erlangen. Die getroffene Vereinbarung sieht vor, dass der betreffende Mitarbeiter des DIW Berlin während der Projektlaufzeit den Status eines unbezahlten Mitarbeiters beim Statistischen Bundesamt erhält. In der Zeit der Beschäftigung beim Statistischen Bundesamt wird ein Arbeitsplatz zur Verfügung gestellt und der Zugang zu ausgewählten Datensätzen der Behörde gewährt. Gleichzeitig ist der Mitarbeiter jedoch wie alle Mitarbeiter des Statistischen Bundesamtes zur gesetzlichen und vertraglichen Verschwiegenheit verpflichtet.³

Auf der Grundlage dieser Kooperationsvereinbarung wurde u.a. die Heterogenität von Unternehmenseffizienzen innerhalb von Branchen des Verarbeitenden Gewerbes analysiert. Mit Effizienz ist dabei die technische Effizienz gemeint. Maximale technische Effizienz liegt dann vor, wenn eine bestimmte Outputmenge bei gegebenen Inputs mit minimalen Kosten produziert wird.⁴ Viele Studien zeigen, dass Unternehmen in bezug auf ihre technische Effizienz außerordentlich heterogen sind. In unserem Beitrag analysieren wir das Ausmaß und die Verteilung von Effizienzen in verschiedenen Wirtschaftszweigen. Die Verteilung von Effizienz in einem Wirtschaftszweig kann wichtige Implikationen für den Wettbewerb und die Evolution von Märkten haben. Wenn beispielsweise eine Gruppe von Unternehmen in einem Wirtschaftszweig einen wesentlichen Effizienzvorteil gegenüber den übrigen Unternehmen aufweist, dann wird wahrscheinlich langfristig die Unternehmenskonzentration in diesem Wirtschaftszweig zunehmen. Es kann vermutet werden, dass sich die Verteilung der Effizienzen auch auf Innovationsaktivitäten von Unternehmen auswirkt. Wenn beispielsweise eine Gruppe von Unternehmen auf einem ähnlichen Effizienzniveau operiert, dann führt dies wahrscheinlich zu einem stärkeren Innovationswettbewerb, als wenn schon starke Effizienzunterschiede bestehen und damit die Anreize zu Innovationen geringer sind.

¹ Wir danken dem Statistischen Bundesamt in Wiesbaden, insbesondere Herrn Ottmar Hennchen, Herrn Roland Sturm und Herrn Gerald Goebel für ihre Unterstützung.

² Siehe Statistisches Bundesamt: Produzierendes Gewerbe – Kostenstruktur der Unternehmen des Verarbeitenden Gewerbes sowie des Bergbaus und der Gewinnung von Steinen und Erden, Fachserie 4, Reihe 4.3.

³ Siehe auch Sturm (2002), S. 101ff.
⁴ Zum Konzept der technischen Effizienz siehe Caves und Barton (1990, S. 9–11) oder Mayes, Harris und Lansbury (1994, S. 12–26). Im Gegensatz zur technischen Effizienz bezieht sich die alloka-

tive Effizienz auf die gewählte Kombination von Inputfaktoren. Ein Unternehmen ist allokativ ineffizient, wenn es nicht die in Anbetracht von Faktorkosten und -produktivitäten optimale Faktorkombination gewählt hat.

Um die Heterogenität der Effizienzverteilung innerhalb eines Wirtschaftszweiges zu beschreiben, verwenden wir ein neues Maß, das weitgehend robust gegenüber einzelnen extremen Werten ist. Die zugrunde liegenden Unternehmenseffizienzen werden anhand der Einzeldaten der Kostenstrukturerhebung für das Verarbeitende Gewerbe geschätzt. Dabei sind Daten von etwa 35 000 Unternehmen für die Jahre 1992 bis 2001 ökonomisch ausgewertet worden.

2 Methodisches Vorgehen

Die Bestimmung der unternehmensspezifischen Effizienz erfolgt mit Hilfe einer Frontier-Produktionsfunktion (vgl. Greene, 1997). Bei dem von uns verwendeten deterministischen Frontiermodell werden Effizienzen im Rahmen einer Paneldatenschätzung als feste unternehmensspezifische Effekte ermittelt. Wir verwenden eine logarithmische Cobb-Douglas Produktionsfunktion.⁵ Das empirische Frontiermodell wird spezifiziert als

$$(1) \ln y_{it} = \ln \alpha_i + \lambda_t + \sum_{k=1}^p \beta_k \ln x_{kit} + \varepsilon_{it}, \quad i = 1, \dots, N, \quad t = 1, \dots, T, \quad k = 1, \dots, p,$$

wobei y_{it} die Produktion (Output) von Unternehmen i in der Periode t , x_{kit} den Produktionsinput k , und λ_t einen sogenannten zeitspezifischen Effekt darstellen. Die zu schätzenden Parameter des Modells sind zum einen die Produktionselastizitäten β_k sowie die Parameter α_i , welche die unternehmensspezifischen Effizienzen repräsentieren. Weiterhin wird angenommen, dass ε_{it} eine unabhängig und identisch normalverteilte Störgröße ist. Insgesamt gibt es N verschiedene Unternehmen mit jeweils $T_i \geq 2$ Beobachtungen. Der von uns gewählte Ansatz weist gegenüber stochastischen Frontiermodellen den Vorteil auf, dass keine Annahme bezüglich der Verteilung der Unternehmenseffizienzen getroffen werden muss. Auch erlaubt dieses Modell im Gegensatz zu den stochastischen Frontiermodellen trotz möglicher Korrelation zwischen der Effizienz und übrigen Regressoren eine konsistente Schätzung. Allerdings setzt eine konsistente Schätzung der unternehmensspezifischen Effizienzen mit diesem Ansatz streng genommen $t \rightarrow \infty$ voraus, wohingegen t im typischen Unternehmenspaneldatensatz verhältnismäßig klein ist. Dieses stellt einen Nachteil des gewählten Ansatzes dar. Ein anderes eher praktisches Problem beim gewählten deterministischen Frontiermodell besteht in der hohen Anzahl von Effizienzen in Form von festen Effekten, also Parametern, die geschätzt werden müssen. Hierbei stößt man rechentechnisch schnell an die Grenze des Machbaren, auch wenn sich diese Grenze jedes Jahr weiter verschiebt.

Die unternehmensspezifischen technischen Effizienzen α_i gemäß Gleichung (1) werden mittels einer fixed-effects bzw. Least-Squares-Dummy-

Variable (LSDV) Schätzung ermittelt (vgl. Baltagi, 2001).⁶ Dabei werden zwei Varianten von Gleichung (1) geschätzt. In der ersten Variante nehmen wir an, dass die Produktionsfunktion für alle Wirtschaftszweige identisch ist. In der zweiten Variante schätzen wir für jeden Wirtschaftszweig eine gesonderte Produktionsfunktion. Basierend auf der Schätzung der Parameter von Gleichung (1) wird für jeden Wirtschaftszweig das effizienteste Unternehmen bestimmt. Die relative technische Effizienz TE_i von Unternehmen i in Wirtschaftszweig l wird dann ermittelt als

$$(2) TE_i[\%] = \hat{\alpha}_i / \max \hat{\alpha}_i \cdot 100$$

Durch diese Konstruktion wird einem (oder mehreren) Unternehmen der Wert 100 Prozent zugewiesen, während die verbleibenden Unternehmen im Wirtschaftszweig relativ hierzu Ineffizienzen zwischen 0 und 100 Prozent aufweisen.

Operationalisierung und Datengrundlage

Grundlage für die Auswertungen bilden die Einzeldaten von Unternehmen der Kostenstrukturerhebung. Die Kostenstrukturerhebung ist eine Bundesstatistik und wird jährlich als repräsentative, nach Wirtschaftszweig⁷ und Größenklasse geschichtete Stichprobe bei etwa 18 000 Unternehmen des Verarbeitenden Gewerbes sowie des Bergbaus und der Gewinnung von Steinen und Erden durchgeführt. Erfasst werden Unternehmen mit 20 Beschäftigten und mehr, seit dem Jahr 2001 auch Unternehmen mit einem Beschäftigten und mehr.⁸ Die Ergebnisse der Kostenstrukturerhebungen liefern wichtige Informationen, die beispielsweise auch in die Volkswirtschaftliche Gesamtrechnung einfließen und dadurch als Grundlage für die nationale und internationale Wirtschaftspolitik dienen.

Als Outputvariable verwenden wir den Bruttoproduktionswert zu Faktorkosten, vermindert um den Umsatz aus sonstiger Tätigkeit.⁹ Dieser entspricht im wesentlichen dem Umsatz plus dem Saldo aus Lagerbestandsveränderungen. In der Kostenstrukturerhebung können folgende Vorleistungen als Inputfaktoren identifiziert werden: Materialeinsatz, Einsatz an Handelsware, Energieverbrauch, sonstige Kosten (z.B. Werbe-, Vertreter-, Transportkosten, Porto- und Postgebühren, Bankspesen, Provisionen und Lizenzgebühren), Kosten für extern ausgeführte Lohnarbeiten, Kosten für sonstige externe industrielle/handwerkliche Dienstleistungen (z.B. Reparaturen, Instandhaltungen). Darüber hinaus sind Angaben zu Mieten und Pachten, steuerliche Abschreibungen auf Sachanlagen sowie Aufwendungen für Fremdkapitalzinsen enthalten.

Es zeigt sich, dass relativ viele Unternehmen bestimmte Vorleistungen, beispielsweise Handelsware, externe Reparaturleistungen sowie extern

3

⁵ Versuche mit der flexibleren Produktionsfunktion Translog ergaben zum Teil unplausible Ergebnisse wie z.B. negative Produktionselastizitäten oder Produktionselastizitäten größer eins.

⁶ Eine grundlegende Annahme des verwendeten Ansatzes ist, dass die technische Effizienz eines Unternehmens sich über die Zeit nicht ändert, also zeitinvariant ist. Diese Restriktion kann

modelltechnisch aufgehoben werden; siehe z.B. Kumbhakar (1990). Allerdings ist diese Methode für Unternehmen mit nur wenigen Beobachtungsjahren nicht praktikabel.

⁷ Seit 1995 wird die Kostenstrukturerhebung auf Grundlage der neuen Klassifikation der Wirtschaftszweige (WZ 93) durchgeführt. Dieses erfordert eine Umschlüsselung der Wirtschafts-

zweige im Zeitraum 1992–1994 von der WZ 79 auf die WZ 93. Die Details des hierbei verwendeten Verfahrens werden in Fritsch und Stephan (2003) beschrieben.

⁸ Hierbei werden ca. 6 000 Unternehmen erfasst.

⁹ Wir gehen davon aus, dass Umsätze aus sonstigen Tätigkeiten (Lizenzen, etc.) sich durch eine Produktionsfunktion schlecht abbilden lassen.

vergebene Lohnarbeiten, nicht einsetzen, so dass diese Kostenkategorien in der Statistik eine Ausprägung von Null aufweisen. Auch steuerliche Abschreibungen oder Aufwendungen für Mieten und Pachten sind bei einem Teil der Unternehmen gleich Null. Dadurch entsteht insofern ein Problem, als die Logarithmierung der Inputfaktoren in der Cobb-Douglas-Produktionsfunktion dazu führt, dass eine Ausprägung von Null für einen Inputfaktor zu einem "missing value" wird. Darüber hinaus sind Inputfaktoren mit der Ausprägung Null mit einer Cobb-Douglas-Produktionstechnologie nicht vereinbar, denn wenn ein Produktionsfaktor Null ist, müsste bei einer Cobb-Douglas Technologie auch der Output Null betragen. Um das Auftreten von Null als Merkmalsausprägung von Inputfaktoren zu vermindern, werden verschiedene Kategorien von Inputfaktoren gebildet und diese zusammengefasst.

Aufgrund dieser Überlegungen ergeben sich folgende Definitionen für die Inputfaktoren der Produktionsfunktion:

- Materialinput: Materialverbrauch plus Einsatz an Handelsware,
- Personalkosten: Löhne und Gehälter plus Sozialbeiträge des Arbeitgebers,
- Energieverbrauch,
- Externe Dienstleistungen: externe Reparaturleistungen und extern vergebene Lohnarbeiten,
- Sonstige Inputs: Sonstige Kosten, die im Zusammenhang mit der Produktion anfallen, wie von fremden Firmen erbrachte Transportleistungen oder Beratungsleistungen,
- Kapitalkosten: Zeitlicher Durchschnitt der steuerlichen Abschreibungen (interne Kapitalkosten) plus Mieten und Pachten (externe Kapitalkosten).¹⁰

Da keine branchenspezifischen Preisindizes für die verschiedenen Inputs vorliegen, werden Input- und Outputreihen nominal verwendet. Eine Deflationierung mit Preisindizes, die für alle Branchen gleiche Werte aufweisen, hätte keinen Einfluss auf die geschätzten Produktionselastizitäten. Der Grund hierfür ist zum einen die Verwendung des Logarithmus, wodurch die Multiplikation eines Inputs mit dem Preisindex einer linearen Transformation entspricht, und zum anderen die Verwendung von festen Zeiteffekten im Modell. Durch diese werden sämtliche Einflüsse, die über die Unternehmen keine Variation im Querschnitt aufweisen, erfasst.

Die durchschnittlichen Anteile der Vorleistungen am Produktionswert sind in Tabelle 1 wiedergegeben. Entsprechend der neoklassischen Theorie kann erwartet werden, dass ein Kosten minimierendes Unternehmen die Kostenanteile entsprechend den Produktionselastizitäten festlegt. Diese Strategie führt zum Kostenminimum.

¹⁰ Zu den Kapitalkosten ist anzumerken, dass die Verwendung der Jahreswerte von Abschreibungen zu unplausibel niedrigen Produktionselastizitäten für den Kapitalinput führt. Der

Grund hierfür liegt vermutlich in starken Schwankungen der steuerlichen Abschreibungen im Zeitverlauf, die vermutlich auf entsprechend starken Schwankungen der Investitionen beru-

hen. Es zeigt sich, dass ein Durchschnittswert (Summe der Abschreibungen über die Zeit dividiert durch die Anzahl der Jahre) zu wesentlich plausibleren Schätzergebnissen führt.

Durchschnittliche Anteile der Kostenarten am Produktionswert

Tabelle 1

Anteil am Produktionswert	arithm. Mittel	Median	Standardabweichung	Minimum	Maximum	Variationskoeffizient
Materialeinsatz	0,41481	0,41249	0,16588	0,01858	0,85901	39,99
Personalkosten	0,33512	0,32443	0,13801	0,05584	0,85099	41,18
Energieverbrauch	0,02131	0,01357	0,02360	0,00082	0,17503	110,72
Kapitalkosten	0,06822	0,05720	0,04354	0,00840	0,28656	63,83
Sonstige Kosten ...	0,08810	0,07456	0,05959	0,00632	0,36185	67,64
Externe Dienstleistungen	0,04781	0,02816	0,05374	0,00124	0,33520	112,40

Anzahl Beobachtungen: 143543

Die Kostenstrukturerhebung stellt, wie bereits erwähnt, eine nach Wirtschaftszweigen und Größenklassen geschichtete Stichprobe dar. Große Unternehmen mit 500 Beschäftigten und mehr werden in der Regel jedes Jahr befragt. Kleinere Unternehmen sind dagegen nur maximal 4 Jahre in der Stichprobe vertreten, um die Belastung dieser Unternehmen durch die Befragung zu begrenzen. Die aus der Erhebung ausscheidenden Kleinunternehmen werden durch andere Kleinunternehmen ersetzt.

Tabelle 2 zeigt, dass für insgesamt etwa 10000 Unternehmen genau 2 Beobachtungsjahre vorliegen, wobei es sich vor allem um kleinere Unternehmen handeln dürfte. Für 1738 Unternehmen liegen Angaben über zehn Beobachtungsjahre vor; diese Gruppe dürfte hauptsächlich aus größeren Unternehmen bestehen. Die unbalancierte Struktur der Paneldaten stellt für den von uns gewählten Ansatz kein Problem dar. Problematischer ist eher, dass die Anzahl der Beobachtungen für die Unternehmen mit nur 2 Beobachtungen für die Schätzung von unternehmensspezifischen Effekten relativ gering ist.¹¹ Um eine Vernachlässigung von Kleinunternehmen zu vermeiden, werden bei der Schätzung der Produktionsfunktion Hochrechnungsfaktoren berücksichtigt, d.h. jedes Unternehmen wird mit einem Gewicht multipliziert, welches das Verhältnis der jeweiligen Größenklasse einer Branche in der Stichprobe zur Grundgesamtheit der Unternehmen reflektiert. Während der Hochrechnungsfaktor für Unternehmen mit 1000 Beschäftigten und mehr in nahezu allen Branchen 1 beträgt (da die Kostenstrukturerhebung für diese Größenklasse nahezu eine Totalerhebung ist), liegt der Wert für die kleinsten Größenklassen zwischen 2 und 4, d.h. es sind zwischen der Hälfte und

Datenstruktur Tabelle 2

Anzahl Beobachtungen (Jahre)	Anzahl Unternehmen
2	10 556
3	7 749
4	2 840
5	7 014
6	1 536
7	1 579
8	1 446
9	393
10	1 738
Gesamt	34 851

¹¹ Bezieht man in die Schätzung der Produktionsfunktion nur solche Unternehmen ein, für die sechs oder mehr Beobachtungen vorliegen, so ergeben sich keine wesentlichen Abweichungen von den Berechnungen auf der

Grundlage sämtlicher im Sample enthaltener Unternehmen. Das Problem einer Beschränkung auf Unternehmen mit mindestens sechs Beobachtungen besteht darin, dass dabei die Kleinunternehmen ausgeblendet bleiben.

einem Viertel aller kleinen Unternehmen der betreffenden Branche in der Statistik enthalten.¹²

Um zu vermeiden, dass Unternehmen mit extremen Merkmalsausprägungen einen relativ großen Einfluss auf die Schätzergebnisse haben bzw. zu unplausiblen Ergebnissen führen, werden Unternehmen, bei denen die Produktionsanteile eines Inputs weniger als das 1% Quantil bzw. mehr als das 99% Quantil der Verteilung der Produktionsanteile über alle Unternehmen beträgt, von den Berechnungen ausgeschlossen. Nach dieser Prozedur verbleiben etwa 143 500 Beobachtungen, d.h. ca. 90% mit ungefähr 35 000 Unternehmen, in der Stichprobe.

4 Resultate für die Schätzung der Produktionsfunktion

Die Schätzergebnisse für die Produktionsfunktion mit über alle Branchen gleichen Koeffizienten sind in Tabelle 3 dargestellt. Die erste Spalte enthält die Ergebnisse für das Modell ohne unternehmensspezifische feste Effekte. Die zweite Spalte gibt die Ergebnisse für das Modell mit unternehmensspezifischen festen Effekten (fixed effects) wieder. Die Anpassung der Modelle an die Daten ist mit einem Bestimmtheitsmaß R^2 von 0,9841 für das gepoolte Modell bzw. von 0,9966 für das Modell mit festen Effekten sehr

Tabelle 3 Geschätzte Produktionsfunktion über alle Wirtschaftszweige

Variable	gepoolte Regression		LSDV	
	Parameter	t-Wert	Parameter	t-Wert
Intercept	1,801	272,31	fixed effects	fixed effects
1992	-0,002	-1,00	0,013	9,19
1993	-0,018	-8,99	-0,007	-4,64
1994	-0,013	-6,70	-0,002	-1,25
1995	-0,006	-2,89	0,007	5,19
1996	-0,011	-5,71	0,000	0,22
1997	0,006	2,79	0,006	4,38
1998	0,006	3,13	0,007	4,75
1999	0,006	3,15	0,007	6,15
2000	0,005	2,60	0,006	5,54
Materialeinsatz	0,379	645,13	0,382	358,56
Personalkosten	0,360	370,55	0,414	201,78
Energieverbrauch	0,018	32,35	0,021	22,59
Kapitalkosten	0,086	109,31	0,069	43,01
Andere Inputs	0,086	148,48	0,059	84,35
Externe Dienstleistungen	0,057	141,37	0,046	102,64
Anzahl Beobachtungen	143 543		143 543	
F-Test feste Effekte			15,12*	
F-Test CRS			26,89*	
R^2	0,9841		0,9966	

¹² Wir verwenden die Hochrechnungsfaktoren für das Jahr 1997. Dafür können drei Gründe angeführt werden. Erstens ändert sich die Anzahl der Unternehmen und damit der Stichprobenplan im Laufe der Jahre nur relativ gering. Zweitens wäre die Aufbereitung von jährlichen Hochrechnungsfaktoren sehr aufwendig gewesen. Drittens ist der Einfluss der Berücksichtigung von Hochrechnungsfaktoren auf die Ergebnisse nicht besonders stark, weshalb vermutet werden kann, dass sich die Ergebnisse auch bei jährlichen Hochrechnungsfaktoren nicht wesentlich ändern würden.

hoch. Trotz des nur relativ geringen Anstiegs des R^2 von etwa 0,012 durch Einbeziehung der unternehmensspezifischen festen Effekte zeigt ein F-Test, dass die festen Effekte statistisch signifikant sind. Ein Vergleich der geschätzten Produktionselastizitäten für das Modell mit festen Effekten mit den Produktionsanteilen der Vorleistungen in Tabelle 1 zeigt eine relativ gute Übereinstimmung. Die Summe aller Produktionselastizitäten ergibt 0,99, was auf konstante Skalenerträge hindeutet. In einem entsprechenden statistischen Test wird allerdings die Hypothese konstanter Skalenerträge (die Summe aller Produktionselastizitäten ist gleich 1) abgelehnt. Der Grund hierfür könnte darin bestehen, dass die Standardfehler aufgrund des großen Stichprobenumfangs relativ gering ausfallen, wodurch sich auch sehr kleine Abweichungen als statistisch signifikant erweisen. Alles in allem erscheinen die Ergebnisse für die Produktionsfunktion mit annähernd konstanten Skalenerträgen und Produktionselastizitäten, die in etwa den Kostenanteilen entsprechen, sehr plausibel. Wie bereits erwähnt, erfassen die Zeiteffekte solche temporalen Einflüsse, die sich auf alle Unternehmen gleichermaßen auswirken (z.B. Konjunktoreinflüsse, technischer Fortschritt). Die für die Zeiteffekte geschätzten Koeffizienten geben die Bedeutung relativ zum Referenzjahr, in diesem Fall das Jahr 2001, an. Dies bedeutet z.B., dass ceteris paribus der Produktionswert im Boomjahr 1992 ca. 1,3% mehr betrug als im konjunkturell eher schwachen Jahr 2001.

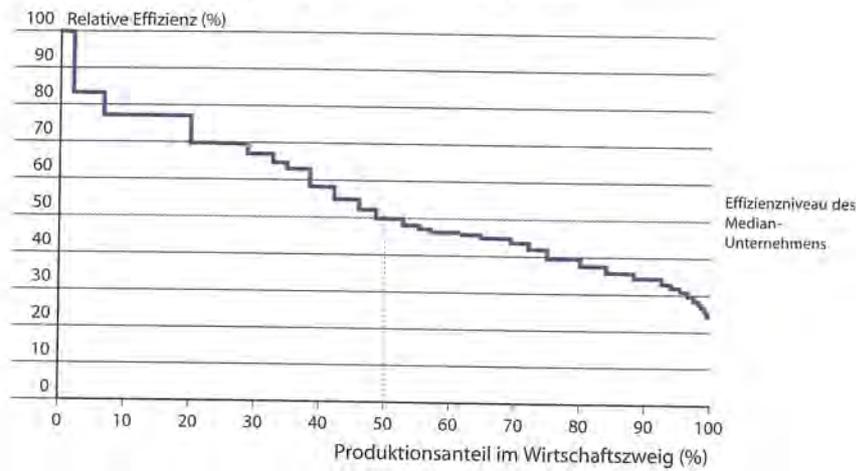
Tabelle 4 zeigt die Resultate für branchenspezifische Produktionsfunktionen. Hier werden für jeden Wirtschaftszweig spezifische Produktionselastizitäten geschätzt. Zu beachten ist, dass eine solche branchenspezifische Produktionsfunktion für Wirtschaftszweige mit nur relativ wenig Beobachtungen nicht geschätzt werden kann. Dies trifft auf 15 der insgesamt 254 Wirtschaftszweige zu. Aus diesem Grunde ist die Gesamtzahl der berücksichtigten Beobachtungen hier auch geringer als bei den Schätzungen mit identischen Produktionsfunktionen über alle Branchen. Die Mittelwerte der geschätzten Produktionselastizitäten stimmen noch besser mit den durchschnittlichen Kostenanteilen überein als bei der für alle Branchen identischen Produkti-

Resultate für branchenspezifische Produktionsfunktionen

Tabelle 4

Variable	LSDV	
	Mittelwert der geschätzten Koeffizienten	Standardabweichung der geschätzten Koeffizienten
Intercept	fixed effects	fixed effects
1992	0,002	0,060
1993	-0,009	0,062
1994	0,000	0,056
1995	0,002	0,049
1996	-0,001	0,045
1997	0,001	0,046
1998	0,005	0,038
1999	0,005	0,036
2000	0,006	0,026
Materialeinsatz	0,423	0,139
Personalkosten	0,348	0,146
Energieverbrauch	0,035	0,056
Kapitalkosten	0,064	0,087
Andere Inputs	0,064	0,039
Externe Dienstleistungen	0,038	0,029
Anzahl Beobachtungen	139 686	

Abbildung 1 Flächenmaß zur Beschreibung der Effizienzheterogenität



onsfunktion. Die relativ hohen Standardabweichungen der geschätzten Produktionselastizitäten sind ein Indiz für die hohe Heterogenität der Produktionselastizitäten über die Wirtschaftszweige. Ein entsprechender F-Test bestätigt, dass die Heterogenität der Produktionselastizitäten über die Wirtschaftszweige signifikant ist.

5 Berechnung eines Flächenmaßes zur Beschreibung von Heterogenität

Entsprechend der Gleichung (2) wird für jedes Unternehmen die relative Effizienzposition zum technisch effizientesten Unternehmen im Wirtschaftszweig, basierend auf den branchenspezifischen Produktionsfunktionen ermittelt. Mögliche Maße zur Beschreibung der Heterogenität der Effizienzen innerhalb eines Wirtschaftszweiges wären beispielsweise die Spannweite der Effizienz zwischen dem effizientesten und dem ineffizientesten Unternehmen oder die Standardabweichung bzw. der Variationskoeffizient der Effizienz innerhalb eines Wirtschaftszweiges. Diese Maße haben jedoch den Nachteil, dass sie von extremen und oftmals auch kleinen Unternehmen mit kleinem Output stark beeinflusst werden und daher keine robusten Maße für die Heterogenität von Effizienz innerhalb von Wirtschaftszweigen darstellen.

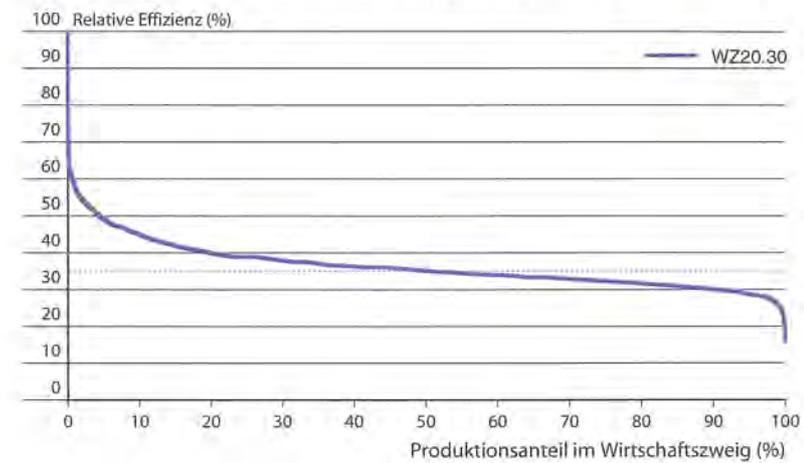
Wir entwickeln daher ein alternatives Maß zur Beschreibung von Heterogenität.¹³ Abbildung 1 zeigt eine Möglichkeit zur graphischen Darstellung der Verteilung von Unternehmenseffizienzen in einem Wirtschaftszweig. Dabei werden die Unternehmen – beginnend mit dem effizientesten Unternehmen – nach ihrem Effizienzniveau in abfallender Reihenfolge ange-

¹³ Diese Darstellungsweise ist von den Diagrammen in Salter (1969) inspiriert. Salter beschrieb die Produktivitätsniveaus von Unter-

nehmen in einer Branche in aufsteigender Reihenfolge beginnend mit dem am wenigsten effizienten Unternehmen.

Heterogenität über alle Unternehmen und Wirtschaftszweige

Abbildung 2



ordnet. Dieses effizienteste Unternehmen bildet mit 100% Effizienz den Benchmark in einem Wirtschaftszweig. Dieser wird benutzt, um die relative Effizienz der übrigen Unternehmen zu bestimmen. Auf der horizontalen Achse ist der Produktionsanteil der Unternehmen im betreffenden Wirtschaftszweig abgetragen. Man kann also erkennen, welchen Anteil am gesamten Output im Wirtschaftszweig die Unternehmen haben und welche Position beispielsweise die großen Unternehmen bezüglich der relativen Effizienz einnehmen.

In dem in Abbildung 1 gezeigten Beispiel weist das am wenigsten effiziente Unternehmen eine relative Effizienz von 25% aufweist, d.h. es ist um 75% ineffizienter als das Benchmark Unternehmen mit 100% Effizienz. Die Spannweite der Effizienz in einem Wirtschaftszweig wird aus der Differenz von 100 und dem Effizienzniveau des am wenigsten effizienten Unternehmens berechnet.

Es sind Fälle vorstellbar, wo das Benchmark-Unternehmen einen „Ausreißer“ mit einem extremen Wert der Effizienz darstellt, während die übrigen Unternehmen niedrigere Effizienzen in jeweils vergleichbarer Höhe aufweisen. Die tatsächliche Heterogenität der Effizienz in einer solchen Branche wäre daher nicht sehr groß, trotzdem würde z.B. die Spannweite der Effizienz auf stark ausgeprägte Heterogenität innerhalb der Branche hinweisen. Aus diesem Grund definieren wir ein Flächenmaß zur Beschreibung der Heterogenität der Effizienz. Dieses wird berechnet als die Fläche zwischen der Effizienzverteilungskurve und der Effizienz des Median-Unternehmens im Wirtschaftszweig. Dies bedeutet, dass eine Hälfte des Outputs in dem betreffenden Wirtschaftszweig mit einer höheren Effizienz als beim Medianoutput produziert wird, die andere Hälfte mit einer geringeren Effizienz. Da diese Fläche maximal den Wert 0,5 annehmen kann, multiplizieren wir das Flächenmaß noch mit 2, so dass das es Werte zwischen 0 und 1 annehmen kann.

Abbildung 3 Beispiele für Wirtschaftszweige mit einem großen effizienten Unternehmen

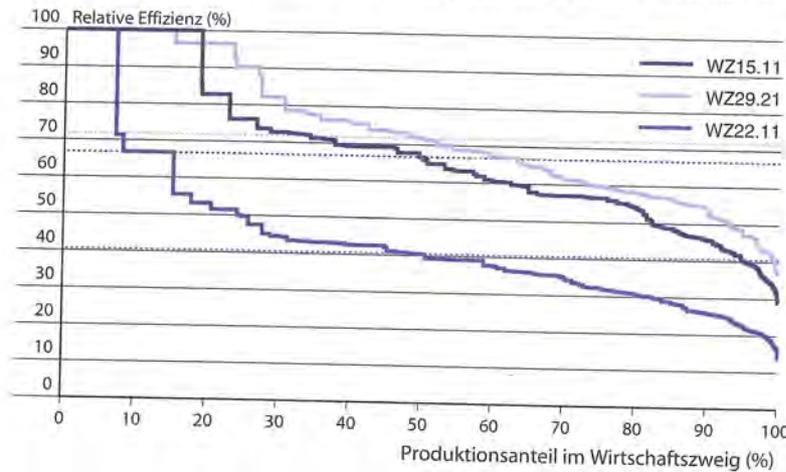


Abbildung 4 Beispiele für Wirtschaftszweige mit effizienten kleinen und großen Unternehmen

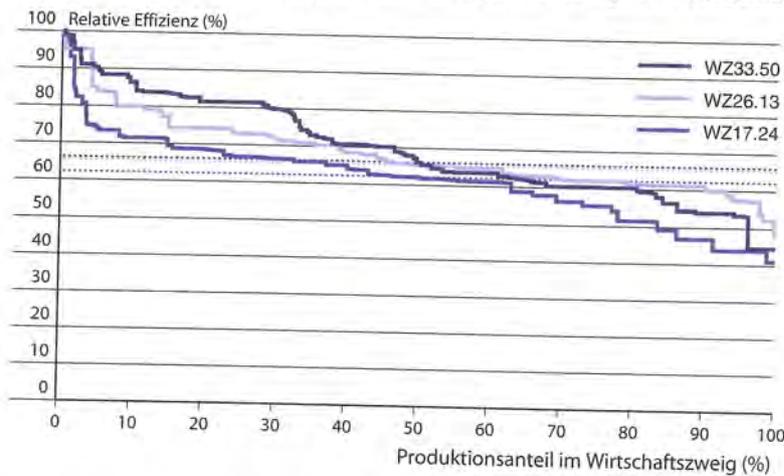
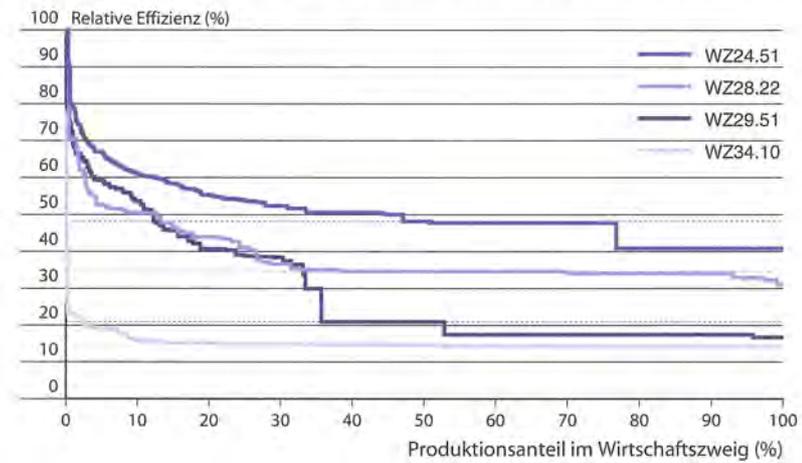


Abbildung 2 zeigt die Verteilung der Effizienzen über alle Unternehmen und Wirtschaftszweige.¹⁴ Das Medianoutput-Effizienzniveau liegt bei etwa 35% der maximalen Effizienz. Dagegen weisen die am wenigsten effizienten Unternehmen etwa 15% der maximalen Effizienz auf. Offensichtlich ist der Abstand vom Median zur maximalen Effizienz größer als der Abstand vom Median zur minimalen Effizienz. Der Grund ist, dass ab einem bestimmten Effizienzniveau die Unternehmen nicht mehr profitabel sind und dann vermutlich aus dem Markt ausscheiden müssen, so dass das Ausmaß

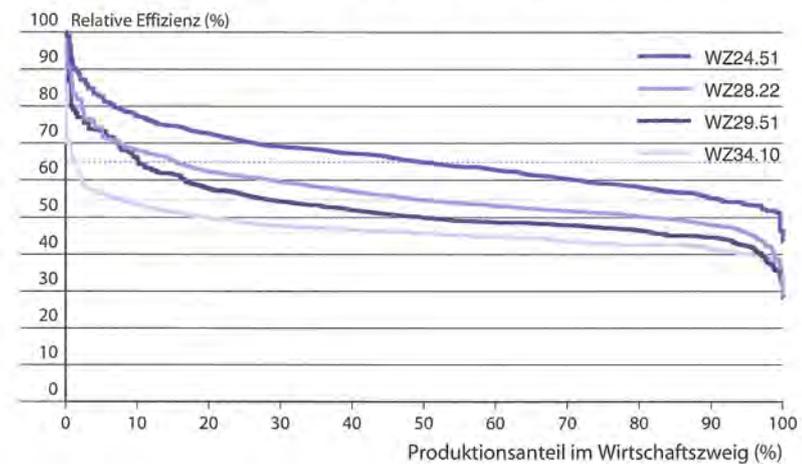
Beispiele für Wirtschaftszweige mit effizienten kleineren Unternehmen

Abbildung 5



Beispiele für Wirtschaftszweige mit einer großen Anzahl von Unternehmen

Abbildung 6



an Ineffizienz nach unten durch die Kosten, insbesondere die Materialkosten und Löhne, begrenzt ist.¹⁵

Abbildungen 3 bis 6 zeigen verschiedene Beispiele für typische Verteilungen von Effizienzen innerhalb bestimmter Branchen. Die dazugehörigen Flächenmaße und Anzahl der Unternehmen sind in Tabelle 5 dargestellt.

Abbildung 3 zeigt Branchen mit einem großen effizienten Unternehmen. Abbildung 4 zeigt Beispiele von Branchen, in denen kleine und große Un-

¹⁴ Bei der Berechnung des Flächenmaßes werden auch die Hochrechnungsfaktoren benutzt, um den relativen Produktionsanteil eines Unternehmens im Wirtschaftszweig zu bestimmen.

In den nachfolgenden Diagrammen gehen jedoch die Hochrechnungsfaktoren nicht ein. Die berechneten Effizienzen von Abbildung 2 beruhen auf der Schätzung einer identischen Produktionsfunktion für alle Wirtschaftszweige, weil nur in diesem Fall Effizienzen bestimmt werden, die über die Branchen hinweg verglichen werden können.

¹⁵ Die Korrelation zwischen Effizienz und Umsatzrendite beträgt etwa 0,6. Der Grund ist, dass bei der Umsatzrendite vor allem der Absatzpreis eine entscheidende Rolle spielt, also z.B. auch ein "träges" und ineffizientes Monopolunternehmen aufgrund seiner Marktstellung eine hohe Umsatzrendite aufweisen kann. Umgekehrt kann es sein, dass sehr effiziente Unternehmen starkem Preiswettbewerb ausgesetzt sind und daher trotz hoher Effizienz keine hohe Umsatzrendite aufweisen.

Tabelle 5 Anzahl von Unternehmen und Flächenmaße für ausgewählte Wirtschaftszweige

Wirtschaftszweig	Anzahl Unternehmen	Flächenmaß 1 ^a	Flächenmaß 2 ^b
Schlachten (ohne Schlachten von Geflügel) (WZ 15.11)	167	0,2223	0,2968
Seiden- und Filamentgarnweberei (WZ 17.24)	51	0,1600	0,1520
Herstellung von Konstruktions- teilen, Fertigbauteilen, Ausbauelementen und Fertigteilbauten aus Holz (WZ 20.30)	481	0,1164	0,1376
Buchverlag und Musikverlag (WZ 22.11)	140	0,1899	0,2552
Zeitungsverlag (WZ 22.12)	263	0,1616	0,3935
Herstellung von Anstrichmitteln, Druckfarben und Kittlen (WZ 24.30)	318	0,1218	0,0745
Herstellung von Seifen, Wasch-, Reinigungs- und Poliermitteln (WZ 24.51)	127	0,1331	0,1174
Herstellung von Hohlglas (WZ 26.13)	83	0,0954	0,1333
Herstellung von Stahl- und Leichtmetallkonstruktionen (WZ 28.11)	968	0,1338	0,1274
Herstellung von Heizkörpern für Zentralheizungen und von Zentralheizungskesseln (WZ 28.22)	52	0,1033	0,0891
Herstellung von Verbrennungsmotoren und Turbinen (ohne Motoren für Luft- und Straßenfahrzeuge) (WZ 29.11)	55	0,1032	0,1361
Herstellung von Maschinen für die Metallerzeugung, von Walzwerkseinrichtungen und Gießmaschinen (WZ 29.51)	75	0,0719	0,2155
Herstellung von Maschinen für bestimmte Wirtschaftszweige a.n.g. (WZ 29.56)	899	0,0870	0,1275
Herstellung von Uhren (WZ 33.50)	78	0,1775	0,2132
Herstellung von Kraftwagen und Kraftwagenmotoren (WZ 34.10)	83	0,0406	0,0155

^a Flächenmaß basierend auf identischer Produktionsfunktion für alle WZ.

^b Flächenmaß basierend auf branchenspezifischen Produktionsfunktionen.

ternehmen sowohl unter den effizientesten wie auch unter den ineffizientesten Anbietern sind. In Abbildung 5 sind Branchen dargestellt, wo die kleineren Unternehmen überwiegend effizienter als die großen Unternehmen sind. Beispiele von Branchen mit einer großen Anzahl von etwa gleichgroßen Unternehmen sind in Abbildung 6 dargestellt. Es lässt sich feststellen, dass es keine eindeutigen Muster der Verteilung von Effizienzen zwischen großen und kleinen Unternehmen gibt. Dennoch scheinen bestimmte Branchen durch typische Strukturen der Verteilung gekennzeichnet zu sein.

6 Determinanten der beobachteten Heterogenität

In diesem Abschnitt sollen noch kurz die Gründe für die beobachtete Heterogenität der Unternehmenseffizienzen angesprochen werden. Eine detaillierte Untersuchung unter Berücksichtigung weiterer Einflussgrößen auf die Heterogenität findet sich in Fritsch und Stephan (2003). Als mögliche Einflussgrößen auf das Ausmaß der Heterogenität innerhalb der Wirtschaftszweige werden getestet: die durchschnittliche Unternehmensgröße innerhalb der betreffenden Branche, das Niveau der Medianoutput-

Effizienz, die Streuung der Unternehmensgröße innerhalb der Branche (gemessen als Variationskoeffizient der Produktion) sowie die Anzahl der Unternehmen im Wirtschaftszweig.

Tabelle 6 zeigt die Resultate einer Ausreißer-robusten Reweighted Least Squares Regression (RLS) (vgl. Rousseeuw und Leroy, 1987).¹⁶ Bis auf den Level der Median Effizienz sind alle Größen logarithmiert. Es zeigt sich, dass die mittlere Größe, gemessen als durchschnittlicher Umsatz in der Branche, einen negativen Einfluss auf die Heterogenität hat, d.h. Branchen mit durchschnittlich größeren Unternehmen sind weniger heterogen. Des Weiteren hat das Effizienzniveau des Medianoutput Unternehmens einen positiven Einfluss auf die Heterogenität. Der Grund hierfür besteht wahrscheinlich darin, dass ein hoher Wert des Medianeffizienz-niveaus in der Regel mit einem relativ großen Abstand zur unteren Effizienzgrenze einhergeht. Die Anzahl der Unternehmen in einer Branche hat dagegen keinen signifikanten Einfluss auf die Heterogenität, jedoch nimmt die Heterogenität der Effizienz mit der Streuung der Unternehmensgrößen zu.

Schlussbetrachtung

In diesem Beitrag haben wir ein Maß vorgestellt, mit welchem sich die Verteilung von Unternehmenseffizienzen innerhalb von Wirtschaftszweigen beschreiben lässt. Der wesentliche Vorteil dieses Maßes zur Beschreibung der Heterogenität liegt in seiner Robustheit gegenüber extremen Werten. Wir haben weiterhin Faktoren analysiert, die das Ausmaß der Heterogenität in Wirtschaftszweigen beeinflussen. Dabei zeigte sich, dass die durchschnittliche Größe der Unternehmen einen negativen Einfluss, sowie die Varianz der Unternehmensgrößen und auch das Effizienzniveau am Medianoutput der Branche einen positiven Einfluss auf die Heterogenität haben. Hingegen spielt die Anzahl der Unternehmen keine Rolle für das Ausmaß an Heterogenität.

In weiteren Untersuchungen mit den Daten der Kostenstrukturstatistik analysieren wir die Unterschiede der technischen Effizienz zwischen den Branchen, zwischen Groß- und Kleinunternehmen sowie die Bestimmungsgünde des Effizienz-niveaus der Unternehmen. Die Ergebnisse belegen die großen Potenziale von Mikro-Daten der amtlichen Statistik für wissenschaftliche Analysen und damit die Bedeutung einer entsprechenden Kooperation zwischen amtlicher Statistik und akademischen Institutionen.

Determinanten der Heterogenität

Variable	RLS basierend auf LTS	
	Parameter	t-Wert
Intercept	1,1424	1,90
Median Effizienz	0,0105	6,92
durchschn. Größe	-0,2134	-6,21
Anzahl Unternehmen	-0,0257	-1,15
Streuung Größe	0,0008	2,41
Anzahl Beobachtungen	224	
R ²	0,2917	

Tabelle 6

7

¹⁶ In der ersten Stufe wird eine Least Trimmed Squares (LTS) Regression durchgeführt um

etwaige Ausreißer zu identifizieren. In der zweiten Stufe werden die identifizierten Ausreißer mit

Null gewichtet und eine Least-Squares Schätzung durchgeführt.

Literaturverzeichnis

- | | | |
|----------|---|----------|
| B | Baltagi, Badi H. (2001): <i>Econometric Analysis of Panel Data</i> , 2nd ed.: John Wiley & Sons. | M |
| C | Caves, Richard E. und David R. Barton (1990): <i>Efficiency in US manufacturing industries</i> , Cambridge (Mass.): MIT Press. | R |
| F | Fritsch, M. und Stephan, A. (2003): <i>The Distribution of Inefficiencies within Industries – An Empirical Analysis</i> , Paper prepared for presentation at the EARIE-Conference, August 24.-27 2003. in Helsinki. | S |
| G | Greene, William (1997): <i>Frontier Production Functions</i> , in: M. Hashem Pesaran and Peter Schmidt (eds.): <i>Handbook of Applied Econometrics</i> , vol. II, Blackwell Publishers. | |
| K | Kumbhakar, Subal C. (1990): <i>Production Frontiers, Panel Data, and Time-Varying Technical Inefficiency</i> , <i>Journal of Econometrics</i> , 46, 201–211. | |
| | Mayes, David, G., Christopher Harris und Melanie Lansbury (1994): <i>Inefficiency in Industry</i> , Hemel Hempstead, Harvester Wheatsheaf. | |
| | Rousseeuw, P.J. und A.M. Leroy (1987): <i>Robust Regression and Outlier Detection</i> , New York: John Wiley & Sons, Inc. | |
| | Salter, Wilfred. E. (1969): <i>Productivity and Technical Change</i> , 2 nd . ed., Cambridge 1969. | |
| | Statistisches Bundesamt: <i>Produzierendes Gewerbe – Kostenstruktur der Unternehmen des Verarbeitenden Gewerbes sowie des Bergbaus und der Gewinnung von Steinen und Erden</i> , Fachserie 4, Reihe 4.3. | |
| | Sturm, R. (2002): <i>Wirtschaftsstatistische Einzeldaten für die Wissenschaft</i> , in Statistisches Bundesamt (Hrsg.): <i>Wirtschaft und Statistik</i> , Heft 2. | |