

Die Heterogenität der Effizienz innerhalb von Branchen – Eine Auswertung von Unternehmensdaten der Kostenstrukturerhebung im Verarbeitenden Gewerbe*

Von Michael Fritsch** und Andreas Stephan***

Zusammenfassung: Der Beitrag arbeitet die Heterogenität von Unternehmen innerhalb von Branchen hinsichtlich ihrer technischen Effizienz heraus. Datengrundlage sind die Mikrodaten der Kostenstrukturerhebung im Verarbeitenden Gewerbe in Deutschland. Die technische Effizienz wird im Rahmen der Schätzung einer Translog-Produktionsfunktion als unternehmensspezifischer fixer Effekt ermittelt. Innerhalb von Branchen bestehen in der Regel große Unterschiede hinsichtlich der technischen Effizienz. Diese Unterschiede werden beispielhaft für einige Branchen grafisch veranschaulicht. Die durchschnittliche Effizienz der Kleinunternehmen liegt etwas höher als in der Gruppe der Großunternehmen, was auf verschiedene Ursachen zurückgeführt werden kann. Abschließend werden weitere Analysepotenziale der Kostenstrukturerhebung für Forschung und Politikberatung skizziert.

Summary: This article analyzes the heterogeneity of firms within industries in regard to their level of technical efficiency. The data is taken from the cost structure census of manufacturing industries in Germany. We estimate the technical efficiency as a firm-specific fixed effect within a translog production function framework. We find great differences between technical efficiencies of firms within industries. A graphical tool is applied to display this heterogeneity. Smaller firms tend to be more efficient than larger ones, which might have various reasons. Finally, we discuss the potential of the cost structure census for empirical research and policy advice.

JEL-Klassifikation: D24, L10, L11

Keywords: Technische Effizienz, Heterogenität, Branchen

1 Branchen als Berichtseinheiten

Statistische Kennzahlen werden sehr häufig aggregiert für einzelne Branchen ausgewiesen. Der wesentliche Grund hierfür besteht darin, dass man auf diese Weise den Besonderheiten der Unternehmen Rechnung tragen will. Das Merkmal „Branchenzugehörigkeit“ soll möglichst viele derjenigen Besonderheiten einfangen, die eine bestimmte Gruppe von Unternehmen von anderen Gruppen von Unternehmen unterscheidet.¹ In der Regel (z.B. in der amtlichen Statistik der Bundesrepublik Deutschland) erfolgt die Abgrenzung von Branchen nicht anhand einheitlicher Kriterien bzw. einer einheitlichen Hier-

* Die im Beitrag vorgestellten Analysen wurden im Rahmen eines Kooperationsprojektes zwischen dem Statistischen Bundesamt und dem DIW Berlin durchgeführt. Wir danken Roland Sturm, Ottmar Hennchen und Gerald Goebel für die Unterstützung des Projekts. Die hier beschriebenen Analysen können mittlerweile auch in den Forschungsdatenzentren der statistischen Ämter durchgeführt werden. Etwaige Fehler liegen in der alleinigen Verantwortung der Autoren.

** Friedrich-Schiller-Universität Jena, DIW Berlin und Max-Planck-Institut für Ökonomik, Jena, E-Mail: m.fritsch@uni-jena.de.

*** Jönköping International Business School und DIW Berlin, E-Mail: andreas.stephan@ihh.hj.se

archie von Kriterien; vielmehr werden bestimmte Kriterien unter pragmatischen Gesichtspunkten immer dann herangezogen, wenn sie gerade zur Abgrenzung in sich möglichst homogener Gruppen von Unternehmen geeignet erscheinen. Da die Brancheneinteilung der amtlichen Statistik erklärtermaßen als Grundlage für möglichst vielfältige Zwecke dienen soll, kann allerdings wohl selbst bei tiefer Branchegliederung nur ein relativ geringes Maß an Homogenität erwartet werden. Dieses hohe Maß an Heterogenität innerhalb von Branchenaggregaten bleibt bei einer Betrachtung von Summen- oder Durchschnittswerten für diese Branchen insgesamt verdeckt. Aus diesem Grunde sind Analysen anhand von Mikrodaten für einzelne Betriebe bzw. Unternehmen sinnvoll.

In diesem Beitrag soll das Potential der Kostenstrukturstatistik im Verarbeitenden Gewerbe, die von den Statistischen Ämtern erstellt wird, für Analysen auf der Mikro-Ebene demonstriert werden. Dazu stellen wir zunächst diese Datenquelle vor (Abschnitt 2). Abschnitt 3 zeigt dann die Heterogenität von Branchenaggregaten anhand von zwei wichtigen Kennzahlen auf, nämlich der Arbeitsplatzentwicklung und der Ausgaben für Forschung und Entwicklung (FuE). Im weiteren Verlauf konzentrieren wir uns dann auf Analysen der technischen Effizienz von Unternehmen auf der Grundlage einer Produktionsfunktion (Abschnitt 4). Schließlich behandeln wir die Verteilung und Struktur der technischen Effizienz innerhalb von Branchen (Abschnitt 7) und ziehen zusammenfassende Schlussfolgerungen (Abschnitt 8).

2 Die Kostenstrukturstatistik als Datenquelle

Die Kostenstrukturstatistik wird vom Statistischen Bundesamt erhoben und aufbereitet (ausführlich hierzu Fritsch et al. 2004). Diese Erhebung umfasst alle in Deutschland tätigen Unternehmen des Verarbeitenden Gewerbes mit mehr als 500 Beschäftigten. Um den Erhebungsaufwand für kleinere Unternehmen zu begrenzen, sind Unternehmen mit 20 bis 499 Beschäftigten nur als eine repräsentative Zufallsstichprobe in den Daten enthalten. Unternehmen mit weniger als 20 Beschäftigten gehen erst seit dem Jahr 2001 ein. In der Regel werden die Firmen mit 20 bis 499 Beschäftigten vier aufeinander folgende Jahre in der Statistik erfasst und dann durch andere Unternehmen ersetzt (rotierendes Panel). Unternehmen mit weniger als 20 Beschäftigten sind nur für jeweils ein Berichtsjahr enthalten.

Die Kostenstrukturstatistik enthält Angaben zum wirtschaftlichen Schwerpunkt der Unternehmen (Branchenzugehörigkeit), zur Zahl der tätigen Personen, zu den Material- und Warenbeständen sowie zu den Aufwendungen und Erträgen der Unternehmen im jeweiligen Wirtschaftsjahr. Außerordentliche sowie betriebsfremde Aufwendungen und Erträge

1 Branchengliederungen sind „produktorientiert“ und basieren im Wesentlichen auf Warenverzeichnissen (Statistisches Bundesamt 1994). Als wesentliche Gliederungskriterien zur Abgrenzung der Produktfelder werden verwendet

- die Nachfragesegmente für die produziert wird (z.B. Büromaschinen-Hersteller),
- Gemeinsamkeiten hinsichtlich des/der eingesetzten Inputs (z.B. Stahlverarbeitung, Tabakverarbeitung) sowie
- Gemeinsamkeiten hinsichtlich der verwendeten Produktionsverfahren (z.B. Gießerei, Druckindustrie, Galvanikindustrie, Chemische Industrie).

Von der Grundidee her sollen Branchen möglichst auch Märkte abbilden. In der Realität ist dies jedoch wohl kaum jemals der Fall. In der Regel umfassen Branchen verschiedene Teilmärkte, die sich häufig über mehrere Branchen erstrecken.

werden nicht einbezogen, sodass sich die Ergebnisse auf die typische und spezifische Leistungserstellung der Unternehmen beschränken. Insbesondere die Angaben zu den verschiedenen Input-Kategorien sind recht differenziert. Dabei handelt es sich um Löhne und Gehälter (einschließlich der Arbeitgeberbeiträge zur Sozialversicherung und freiwilligen Arbeitgeberzahlungen), Ausgaben für Materialeinsatz und für Handelsware, Aufwand für selbst erstellte Anlagen, Energiekosten, Aufwendungen für externe Lohnarbeiten sowie für externe Instandhaltung und Reparaturarbeiten, steuerliche Abschreibungen, Subventionen, Mieten und Pachten, Umsatzsteuern und andere indirekte Steuern und Gebühren, Zinszahlungen auf Fremdkapital sowie „sonstige“ Kosten wie Lizenzgebühren, Bankgebühren, Porti oder Ausgaben für Marketing und Transport.

Weitere in der Kostenstrukturstatistik enthaltene Informationen betreffen den Standort des Unternehmenshauptsitzes, Ausgaben für Forschung und Entwicklung sowie die Anzahl der in Forschung und Entwicklung Beschäftigten (seit dem Jahr 1999). Die Informationen über die Beschäftigten umfassen die Anzahl der im Unternehmen tätigen Inhaber, die Anzahl der Vollzeit- und der Teilzeitbeschäftigte, die Anzahl der Heimarbeiter sowie die Anzahl der Leiharbeitnehmer.

3 Wie heterogen sind Unternehmen innerhalb einer Branche?

Die Heterogenität der Unternehmen innerhalb einer Branche soll hier zunächst anhand von zwei Kennziffern für das Verarbeitende Gewerbe insgesamt sowie für vier ausgewählte Branchen illustriert werden. Bei diesen Branchen handelt sich um Viersteller der Klassifikation der Wirtschaftszweige des Statistischen Bundesamtes in der Fassung des Jahres 1993 (WZ 93). Dies stellt die tiefste Branchengliederung dar, für die in der Regel von der amtlichen Statistik Angaben publiziert werden. Bei diesen vier beispielhaft ausgewählten Wirtschaftszweigen handelt es sich um die „Herstellung von Konstruktionsteilen, Fertigbauteilen und Ausbauelementen aus Holz“ (WZ 20.30), den Bereich „Herstellung von Hohlglas“ (WZ 26.13), die „Herstellung von Heizkörpern für Zentralheizungsanlagen und von Zentralheizungskesseln“ (WZ 28.22) sowie um die „Herstellung von Kraftwagen und Kraftwagenmotoren“ (WZ 34.10). Bei der Auswahl dieser Branchen haben wir insbesondere versucht, Wirtschaftszweige mit unterschiedlicher Unternehmensgrößenstruktur zu berücksichtigen. Ansonsten ist diese Auswahl willkürlich; ein entsprechendes Maß an Heterogenität ließe sich auch für fast alle anderen Branchen aufzeigen.

Die Beschäftigungsentwicklung von Unternehmen stellt eine zentrale Größe für die Wirtschaftspolitik dar. Durchschnittswerte wie das arithmetische Mittel oder der Median zeigen für das Verarbeitende Gewerbe insgesamt sowie für die vier ausgesuchten Teilbranchen nur ein geringes Maß an Dynamik an (Tabelle 1). Als Mittelwert für eine Branche bietet sich hier insbesondere der Median-Wert an, da Werte des arithmetischen Mittels insbesondere bei relativ kleinen Branchen stark durch extreme Werte einzelner Unternehmen geprägt sein können. Während die Median-Werte für die Beschäftigungsentwicklung nahe null liegen, finden sich innerhalb der Aggregate jeweils erhebliche Anteile an Unternehmen sowohl mit relativ starker Arbeitsplatzexpansion als auch mit sehr deutlichem Arbeitsplatzabbau. Diese Heterogenität der Entwicklung ist aus den Durchschnittswerten für die Branche insgesamt nicht erkennbar.

Tabelle 1

Die Heterogenität von Unternehmen innerhalb von Branchen Beispiel: Jährliche Beschäftigungsentwicklung 2001–2004

In %

Branche	Arithmetisches Mittel	10-Perzentil	25-Perzentil	Median	75-Perzentil	90-Perzentil
Verarbeitendes Gewerbe insgesamt	-1,23	-14,87	-6,48	-0,01	4,08	11,58
Herstellung von Konstruktionsteilen, Fertigbauteilen und Ausbauelementen aus Holz (WZ 20.30)	-0,33	-10,90	-4,74	-0,45	3,20	8,70
Herstellung von Hohlglas (WZ 26.13)	-1,18	-9,24	-4,77	-0,64	3,10	14,84
Herstellung von Heizkörpern für Zentralheizungsanlagen und von Zentralheizungskesseln (WZ 28.22)	-2,4	-16,10	-6,45	-1,26	2,53	7,83
Herstellung von Kraftwagen und Kraftwagenmotoren (WZ 34.10)	3,72	-7,23	-3,86	0,09	4,39	11,28

Quelle: Kostenstrukturerhebungen 1992–2005, eigene Berechnungen.

Ein ähnliches Maß an Heterogenität innerhalb der Branchen lässt sich auch hinsichtlich des jährlichen Anteils der Ausgaben für Forschung und Entwicklung am Bruttoproduktionswert der Unternehmen feststellen (Tabelle 2). Hier liegt der Median-Wert für das Verarbeitende Gewerbe insgesamt sowie für zwei der betrachteten vier Einzelbranchen bei null, da mindestens 50 % der in diesen Aggregaten zusammengefassten Unternehmen keine Ausgaben für Forschung und Entwicklung ausweisen. Tatsächlich gibt es aber in allen

Tabelle 2

Die Heterogenität von Unternehmen innerhalb von Branchen Beispiel: Jährliche Ausgaben für Forschung und Entwicklung 2001–2004

In %

Branche	Anteil Unternehmen mit FuE	Median	75-Perzentil	90-Perzentil	95-Perzentil	99-Perzentil
Verarbeitendes Gewerbe insgesamt	30,59	0	0,37	2,86	5,49	13,95
Herstellung von Konstruktionsteilen, Fertigbauteilen und Ausbauelementen aus Holz (WZ 20.30)	61,90	0,83	3,20	4,91	6,02	k.A.
Herstellung von Hohlglas (WZ 26.13)	22,95	0	0	0,50	2,72	k.A.
Herstellung von Heizkörpern für Zentralheizungsanlagen und von Zentralheizungskesseln (WZ 28.22)	47,37	0	1,03	2,18	k.A.	k.A.
Herstellung von Kraftwagen und Kraftwagenmotoren (WZ 34.10)	56,82	0,37	3,17	6,75	8,07	k.A.

Quelle: Kostenstrukturerhebungen 1992–2005, eigene Berechnungen.

vier Branchen einen erheblichen Anteil an Unternehmen mit beachtlicher FuE-Intensität. Es ist offensichtlich, dass die Relation des Median-Werte für die Beschäftigungsentwicklung mit dem Median-Wert für den Anteil der FuE-Ausgaben am Bruttoproduktionswert kaum zu wesentlichen Erkenntnissen etwa über die Determinanten der Beschäftigungsentwicklung führen kann. Hierzu sind Analysen auf der Mikro-Ebene von Unternehmen unentbehrlich (ausführlich hierzu Fritsch 1990).

4 Schätzung der technischen Effizienz von Unternehmen mit Mikrodaten

Unter der technischen Effizienz eines Unternehmens versteht man die Fähigkeit, mit einer gegebenen Menge an Produktionsfaktoren den maximalen Output zu generieren (Farrell 1957). Demnach ist ein Unternehmen technisch effizient, wenn es die höchstmögliche Produktivität aufweist. Datengrundlage unserer Analyse sind die Mikrodaten der Kostenstrukturstatistik im Verarbeitenden Gewerbe für den Zeitraum 1994–2004. Da wir die technische Effizienz eines Unternehmens als unternehmensspezifischen fixen Effekt bestimmen, sind mindestens zwei Beobachtungen pro Unternehmen erforderlich. Aus diesem Grunde bleiben Unternehmen mit nur einer Beobachtung in unseren Berechnungen unberücksichtigt. Damit sind insbesondere auch die Unternehmen mit weniger als 20 Beschäftigten ausgeschlossen. Insgesamt umfasst unser Sample ungefähr 50000 Unternehmen. Die Unternehmen mit weniger als 500 Beschäftigten, die in der Kostenstrukturstatistik lediglich als repräsentative Zufallsstichprobe enthalten sind, gehen mit einer entsprechenden Gewichtung in die Berechnungen ein: Jedes dieser Unternehmen wird mit dem Faktor multipliziert, der die Beziehung zwischen der Anzahl der Firmen in der betreffenden Branche und Größenklasse der Grundgesamtheit und der Anzahl der Firmen der betreffenden Branche und Größenklasse in der Stichprobe angibt. Da diese Gewichte über die Zeit ziemlich stabil sind, nutzen wir in sämtlichen Analysen die Gewichte für das Jahr 1997.

Um die technische Effizienz eines Unternehmens zu bestimmen, benötigt man einen Referenzpunkt.² Meistens nutzt man hierzu das Konzept der stochastischen Frontier-Produktionsfunktion, wie es von Aigner et al. (1977) sowie von Meeusen und Brueck (1977) vorgeschlagen wurde. Sofern Paneldaten verfügbar sind, kann das Modell von Battese und Coelli (1995) verwendet werden. Zwar bietet der Ansatz der stochastischen Produktionsfunktion einige Vorteile bei der Unterscheidung zwischen technischer Effizienz und anderen Einflüssen auf das Produktionsergebnis; er basiert allerdings auch auf ziemlich restriktiven und damit fragwürdigen Annahmen. Erstens wird für den Ineffizienzterm eine Verteilung mit negativer Schiefe angenommen, was möglicherweise nicht mit der tatsächlichen Verteilung übereinstimmt.³ Zweitens wird unterstellt, dass keine Korrelation zwischen der technischen Effizienz und den Faktorinputs besteht. In empirischen Anwendungen – so auch in unseren Schätzungen – zeigt sich allerdings häufig ein solcher

² Siehe Mayes, Landsbury und Harris (1995) sowie Kumbhakar and Lovell (2000) zu einem Überblick über die verschiedenen Ansätze zur Messung der technischen Effizienz von Unternehmen.

³ Eine Ausnahme stellt Carree (2002) dar, der ein stochastisches Frontier-Modell mit positiver Schiefe der Verteilung der technischen Effizienz vorschlägt. Uns ist allerdings keine empirische Anwendung dieses Ansatzes bekannt.

Zusammenhang zwischen den Inputs und der Effizienz, was dann zu inkonsistenten Parameterschätzungen führt.

Aus diesen Gründen nutzen wir den Panelcharakter der Daten und bestimmen technische Effizienz als einen unternehmensspezifischen festen Effekt.⁴ Die Grundspezifikation ist eine deterministische Translog-Produktionsfunktion, die geschrieben werden kann als (vgl. Greene 1997):

$$\ln y_{it} = \ln \alpha_i + \lambda_t + \sum \beta_k \ln x_{kit} + \sum \beta_{2-k} (\ln x_{kit})^2 + \frac{1}{2} \sum_{q \neq w} \gamma_{qw} (\ln x_{qit})(\ln x_{wit}) + \varepsilon_{it}, \quad (1)$$

wobei $k=1, \dots, p$, $i=1, \dots, N$, $t=1, \dots, T_i$ und $q=1, \dots, p$, $w=1, \dots, p$, $q \neq w$. Der Term y_{it} gibt den Output des Unternehmens i im Zeitraum t an; x_{kit} bezeichnet den Inputfaktor k und λ_t repräsentiert einen zeitspezifischen festen Effekt. Wir haben N Unternehmen und T_i Beobachtungen für jedes Unternehmen. Die Schätzung der technischen Effizienz beruht auf unternehmensspezifischen festen Effekten α_i . Der höchste geschätzte Wert für den unternehmensspezifischen festen Effekt $\max \hat{\alpha}_j$ gibt das höchste erreichbare Effizienzniveau an und stellt damit den Maßstab für die (In-)Effizienz der anderen Unternehmen dar. Die technische Effizienz TE_i des Unternehmens i wird dann berechnet als

$$\hat{TE}_i = \frac{\hat{\alpha}_i}{\max \hat{\alpha}_j} \cdot 100 \quad [\%], \quad (2)$$

wobei der Wertebereich zwischen 0 und 100% (= höchste Effizienz) liegt.

Aus methodischer Sicht lassen sich auch gegen unseren Fixed-effects-Ansatz zur Bestimmung der technischen Effizienz eine Reihe von Einwendungen vorbringen. Erstens sind in jüngster Zeit Frontier-Modelle entwickelt worden, die eine gleichzeitige Modellierung und Schätzung von stochastischer Ineffizienz und unbeobachteter Heterogenität als festen Effekt erlauben (vgl. hierzu Greene 2005). Für unser sehr unfangreiches Sample erweist sich dieser Ansatz allerdings als rechentechnisch zu anspruchsvoll. Zweitens impliziert das Fixed-effects-Modell, dass die geschätzte technische Effizienz über die gesamte Beobachtungsperiode konstant bleibt. Eine Analyse der Entwicklung der technischen Effizienz verringert die Anzahl der zur Verfügung stehenden Fälle erheblich, da in diesem Falle nur solche Unternehmen in das Modell einbezogen werden können, für die eine hinreichend lange Zeitreihe an Beobachtungen vorliegt. Darüber hinaus wäre eine solche Analyse von großen Unternehmen dominiert, da nur diese Unternehmen über längere Zeiträume in der Kostenstrukturstatistik enthalten sind (vgl. Abschnitt 2).

Unser Maß für den Unternehmensoutput ist der Bruttoproduktionswert ohne Umsatzsteuer abzüglich der Differenz von indirekten Steuern und Subventionen. Damit umfasst der so definierte Output im Wesentlichen den Umsatz einschließlich der Netto-Lagerveränderung an Endprodukten. Umsatzerlöse durch Handelsware und sonstige Einnahmen (z.B. durch Lizenzgebühren, Kommissionen, Mieten und Pachten etc.) bleiben unberücksichtigt.

4 Siehe Schmidt und Sickles (1984) sowie Sickles (2005) zu einer Diskussion dieses Ansatzes.

Tabelle 3

Anteile der verschiedenen Inputfaktoren am Produktionswert – Verteilung

	Arithmetisches Mittel	Median	Standardabweichung	1%-Quantil	10%-Quantil	90%-Quantil	99%-Quantil
Materialeinsatz	0,,392	0,382	1,393	0,013	0,154	0,629	0,855
Energieverbrauch	0,026	0,014	0,678	0,001	0,004	0,053	0,180
Externe Dienstleistungen	0,057	0,031	0,403	0,001	0,007	0,135	0,361
Arbeitskosten	0,383	0,349	4,569	0,060	0,166	0,578	0,957
Sonstige Inputs	0,115	0,087	0,792	0,010	0,031	0,213	0,472
Kapital	0,079	0,061	0,802	0,009	0,025	0,143	0,312

Anmerkung: Die Anzahl Beobachtungen (Unternehmen*Jahre) beträgt 224 769.

Quelle: Kostenstrukturerhebungen 1992–2005, eigene Berechnungen.

tigt, da wir davon ausgehen, dass solche Einkünfte nicht adäquat auf der Basis einer Produktionsfunktion erklärt werden können.

Den größten Anteil an den Vorleistungen machen die Materialkosten und die Arbeitskosten aus (Tabelle 3); die Medianwerte für den Anteil dieser beiden Kostenkategorien addieren sich zu ca. 73% der Ausgaben insgesamt. Die Werte aller Kostenkategorien ergeben etwas mehr als 92% des Produktionswertes. Die verbleibenden knapp 8% können als Anteil des Bruttogewinns am Produktionswert interpretiert werden. Für einige der Kostenkategorien, wie z. B. die Ausgaben für externe Lohnarbeiten sowie für externe Wartung und Reparatur, enthält die Kostenstrukturstatistik einen relativ hohen Anteil an Nullwerten, da viele Unternehmen solche Vorleistungen nicht beziehen. Da in einer Translog-Produktionsfunktion sämtliche Inputs in logarithmierter Form eingehen, führen Nullwerte für einzelne Inputkategorien zu *Missing Values* und damit zum Ausschluss des betreffenden Unternehmens aus der Analyse. Um die Anzahl der Null-Angaben für die Inputs zu reduzieren, haben wir die verschiedenen Inputarten in breiteren Kategorien zusammengefasst. Dabei handelt es sich um Materialaufwendungen, Arbeitskosten, Energiekosten, Kapitalkosten (Abschreibungen sowie Pacht- und Leasingkosten), externe Dienstleistungen sowie andere produktionsbezogene Inputs (z. B. Transportleistungen, Beratung, Marketing). Alle Zeitreihen wurde mit dem Erzeugerpreisindex für die betreffende Branche deflationiert.

Bezieht man als Näherungsgröße für den Kapitaleinsatz die jährlichen Werte für die steuerlichen Abschreibungen in die Schätzung ein, so führt dies zu einem relativ niedrigen Wert für die Produktionselastizität des Kapitals. Der nahe liegende Grund für diesen geringen Wert sind offenbar die relativ starken jährlichen Schwankungen der Abschreibungen. Um diese Schwankungen zu reduzieren, haben wir für jedes Jahr die durchschnittlichen jährlichen Abschreibungen berechnet. Grundlage hierfür sind die Abschreibungen des jeweils laufenden Jahres und aller vorhergehenden Jahre, über die der Datensatz Informationen enthält. Die Summe dieser Werte wurde dann durch die Anzahl der entsprechen-

Tabelle 4

Schätzergebnisse für die logarithmische Translog Produktionsfunktion mit firmenspezifischen festen Effekten

Koeffizient	Schätzwert	p-Wert	Koeffizient	Schätzwert	p-Wert	Koeffizient	Schätzwert	p-Wert
Materialeinsatz	0,1933	<,0001	Material*Kapital	-0,0236	<,0001	1992 dummy	0,0230	<,0001
Arbeitsinput	0,2333	<,0001	Material*sonstige Inputs	-0,0089	<,0001	1993 dummy	0,0088	<,0001
Energieverbrauch	0,0259	0,0036	Material*externe Dienstleistungen,	-0,0163	<,0001	1994 dummy	0,0118	<,0001
Kapitaleinsatz	0,2688	<,0001	Arbeit*Energie	-0,0097	<,0001	1995 dummy	0,0166	<,0001
Sonstige Inputs	0,1660	<,0001	Arbeit*Kapital	-0,0372	<,0001	1996 dummy	0,0106	<,0001
Externe Dienstleistungen	0,1115	<,0001	Arbeit*sonstige Inputs	-0,0367	<,0001	1997 dummy	0,0146	<,0001
Materialeinsatz quadriert	0,0546	<,0001	Arbeit*externe Dienstlg.	-0,0113	<,0001	1998 dummy	0,0136	<,0001
Arbeitsinput quadriert	0,0726	<,0001	Energie*Kapital	0,0031	0,0005	1999 dummy	0,0173	<,0001
Energieverbrauch quadriert	0,0072	<,0001	Energie*sonstige Inputs	-0,0028	<,0001	2000 dummy	0,0134	<,0001
Kapitaleinsatz quadriert	0,0303	<,0001	Energie*externe	-0,0015	<,0001	2001 dummy	0,0055	0,0003
Sonstige Inputs quadriert	0,0265	<,0001	Kapital*sonstige Inputs	-0,0073	<,0001	2002 dummy	-0,0044	0,0041
Externe Dienstleistungen quadriert	0,0161	<,0001	Kapital*externe Dienstleistungen	-0,0023	<,0001	2003 dummy	-0,0026	0,0305
Material*Arbeit	-0,0525	<,0001	sonstige Inputs * externe Dienstleistungen	0,0003	0,4301	2004 dummy	0,0026	0,0279
Material*Energie	-0,0004	0,3878				R2adj.	0,996	

Anmerkung: Anzahl Beobachtungen: 215 320.

Quelle: Kostenstrukturerhebungen 1992–2005, eigene Berechnungen.

den Jahre dividiert. Diese Durchschnittswerte der jährlichen Abschreibungen führen zu erheblich höheren und plausibleren Schätzwerten für die Produktionselastizität des Kapitals.

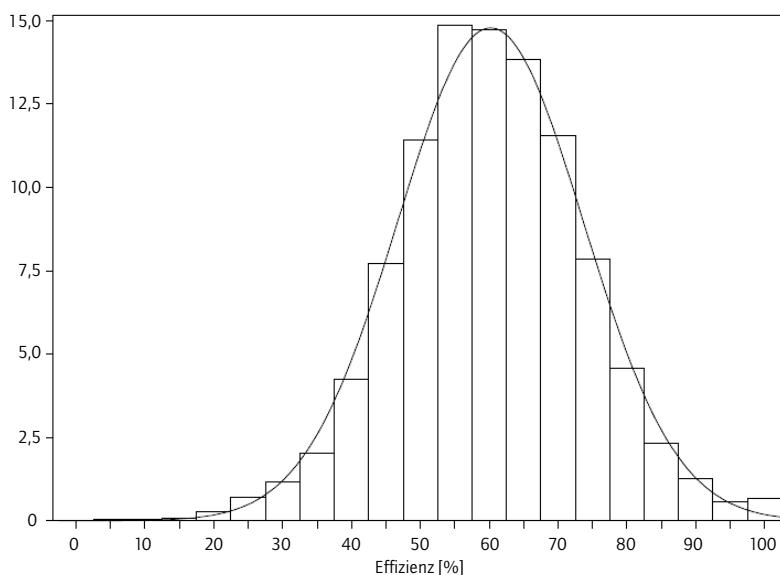
Das Sample enthält eine Reihe von Beobachtungen mit extremen Werten, die u.U. erheblichen Einfluss auf die geschätzten Parameter haben und teilweise zu unplausiblen Ergebnissen führen. Wir haben solche Unternehmen als „Ausreißer“ von der Analyse ausgeschlossen, bei denen die Kostenanteile einzelner Inputs weniger als 0,5% bzw. mehr als 99,5% des Bruttoproduktionswertes ausmachten. Insgesamt werden hierdurch (einschließlich solcher Unternehmen, die Null-Angaben für mindestens eine Inputkategorie aufwiesen) ungefähr 10% aller Beobachtungen von der Analyse ausgeschlossen. Tests haben gezeigt, dass sich durch den Ausschluss dieser extremen Fälle die Robustheit und Plausibilität der Schätzergebnisse deutlich verbessert.

Tabelle 4 zeigt die geschätzten Parameter für die Translog-Produktionsfunktion entsprechend Gleichung (1) mit den Mikrodaten der im Sample enthaltenen Unternehmen⁵. Wir beziehen Dummy-Variablen für die einzelnen Beobachtungsjahre ein, wobei das Jahr 2005 das Referenzjahr darstellt. Die Anpassungsgüte der Regression (R^2) ist bemerkenswert hoch (0,996) und die unternehmensspezifischen Effekte als auch die Jahreseffekte erweisen sich als hoch signifikant.⁶ Für die Produktionsfunktion wurde eine Reihe von Spezifikationstests durchgeführt. Zunächst haben wir untersucht, ob die Translog-Spezifikation einer einfachen Cobb-Douglas-Funktion vorzuziehen ist. Die entsprechenden Tests zeigen, dass die Translog-Spezifikation den Daten besser entspricht. Außerdem zeigen die Tests, dass die geschätzte Produktionstechnologie linear-homogen vom Grade eins ist.⁷

Die von uns genutzte Näherungsvariable für den Kapitalstock führt zu vernünftigen Schätzwerten für die Outputelastizität des Kapitaleinsatzes. Die positiven Werte für die meisten Jahres-Dummies deuten auf eine höhere Produktivität in den betreffenden Jahren verglichen mit dem Referenzjahr 2005 hin. Offenbar stellen diese Dummy-Variablen nicht einfache Maße für den technischen Fortschritt dar, denn fortschreitende Verbesserungen über die Zeit würden negative Werte für die Jahres-Dummies implizieren. Offensichtlich reflektieren die Jahres-Dummies vor allem die makroökonomischen Bedingungen, die mit

Abbildung 1

Die Verteilung der technischen Effizienz im Verarbeitenden Gewerbe (n = 48 292)



Quelle: Kostenstrukturerhebungen 1992–2005, eigene Berechnungen.

⁵ Geschätzt mit der Least-Squares-Dummy-Variables-Methode für Paneldaten; siehe hierzu Baltagi (2001) sowie Coelli et al. (2002).

⁶ Ein Hausman-Wu-Test deutet auf eine Korrelation zwischen den fixen Effekten und anderen unabhängigen Variablen hin. Aus diesem Grunde wäre ein Random-effects-Modell oder ein stochastisches Frontier-Modell nicht angemessen.

⁷ Die Summe der geschätzten Input-Parameter beträgt 0,9988 mit einem Standardfehler von 0,0168.

einer beträchtlichen Unterauslastung der Kapazitäten in den Jahren 2002 und 2003 einhergingen, in denen sich negative Werte für die betreffenden Jahres-Dummy-Variablen ergeben.

Der Mittelwert wie auch der Median für die technische Effizienz liegen bei knapp 60%, wobei die Werte der Unternehmen um diesen Mittelwert konzentriert sind, d.h., 90% aller Werte der technischen Effizienzen liegen im Intervall von 43 bis 77% (Abbildung 1). Die Verteilung der Effizienzwerte zeigt, dass nur relativ wenige Unternehmen nahe der Effizienzgrenze operieren, wohingegen das Gros der Firmen ein deutlich geringeres Effizienzniveau aufweist. Nur 10% aller Firmen erreichen ein Effizienzniveau von mehr als 77%; bei lediglich 5% der Unternehmen liegt das Effizienzniveau über 82%. Die Verteilung ist annähernd normalverteilt, was sich auch in den Maßzahlen für Schiefe und Wölbung zeigt, die jeweils nur knapp über null liegen.

5 Effizienz und Unternehmensgröße

Ein relativ weit verbreitetes Vorurteil lautet dahingehend, dass Großunternehmen deutlich effizienter sind als kleinere Unternehmen (Alvarez und Crespi 2003). Diese Frage kann auf der Grundlage unseres Ansatzes sehr gut geklärt werden, indem man die technischen Effizienzen für Unternehmen unterschiedlicher Größe betrachtet (Tabelle 5). Dabei zeigt sich einmal, dass es in sämtlichen Größenklassen relativ effiziente und relative ineffiziente Unternehmen gibt. Bemerkenswert ist allerdings, dass die Mittelwerte (arithmetisches Mittel, Median) für kleinere Unternehmen höhere Werte annehmen als für Großunternehmen. Dies gilt auch für das obere und untere Ende der Verteilung, dargestellt etwa an den Werten für das 5%- und das 95%-Perzentil. Für dieses zunächst überraschende Ergebnis bieten sich mindestens zwei Erklärungen an. Erstens könnte sich hierin die größere Übersichtlichkeit kleinerer Einheiten niederschlagen, die mit weniger X-Ineffizienz verbunden ist. Zum anderen schlägt sich hier sicherlich der Survivor-Bias in den Daten nieder: Während größere Unternehmen bei ausgeprägter Ineffizienz mit Kapazitätsabbau reagieren können, müssen ineffiziente Kleinunternehmen in der Regel gleich ganz schließen. Dies hat dann zur Folge, dass in der Gruppe der Großunternehmen mehr ineffiziente Firmen

Tabelle 5

Technische Effizienz und Unternehmensgröße

Unternehmensgröße (Beschäftigte)	Anzahl	Arithmetisches Mittel	Standardabweichung	Minimum	5%-Quantil	Median	95%-Quantil
20–49	18488	62,18	13,69	1,36	40,12	62,11	84,68
50–99	12099	60,50	13,35	1,95	38,81	60,32	82,39
100–249	10374	58,91	12,96	5,01	38,33	58,71	79,93
250–499	3980	57,69	12,87	8,92	35,75	57,38	78,54
>500	3351	55,04	12,92	14,23	33,29	54,71	76,21
Insgesamt	48292	60,19	13,49	1,36	38,53	59,98	82,27

Quelle: Kostenstrukturerhebungen 1992–2005, eigene Berechnungen.

enthalten sind als in der Gruppe der kleineren Unternehmen (ausführlicher Badunenko 2006).

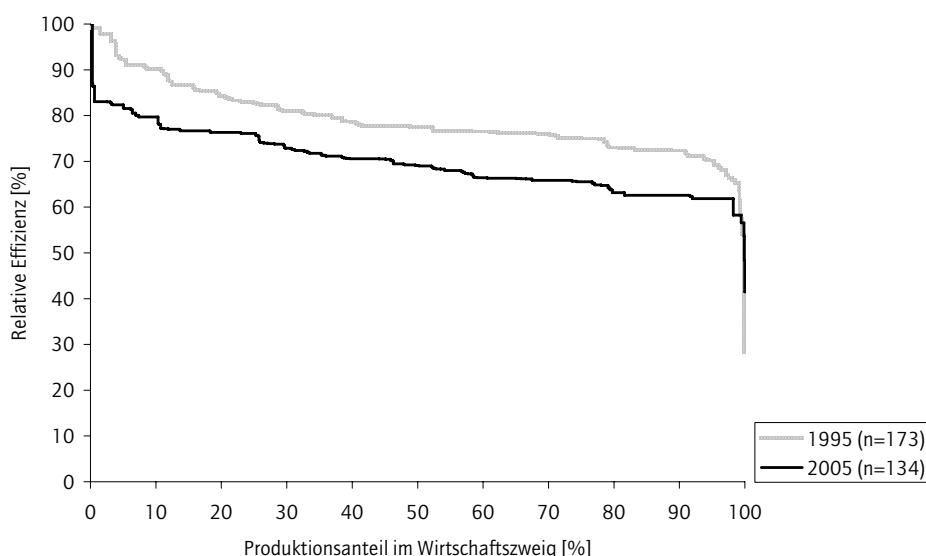
Analysen der Determinanten der technischen Effizienz der Unternehmen auf der Mikro-Ebene ergeben den größten Erklärungsbeitrag für die Branchenzugehörigkeit, die Größe und den Standort der Unternehmen (Badunenko, Fritsch und Stephan 2006, Badunenko 2006). Die Rechtsform, Fertigungstiefe, Niveau des Outsourcing und Alter der Unternehmen tragen hingegen kaum zur Erklärung der Effizienz bei.

6 Die Struktur der technischen Effizienz innerhalb von Branchen

Zur graphischen Darstellung der Verteilung von Unternehmenseffizienzen in einem Wirtschaftszweig sind in Abbildung 2 die Unternehmen beginnend mit dem effizientesten Unternehmen entsprechend ihrem Effizienzniveau in abfallender Reihenfolge angeordnet (vgl. Salter 1969, Fritsch und Stephan 2003). Das effizienteste Unternehmen bildet mit 100 % Effizienz den Benchmark in einem Wirtschaftszweig, der zur Bestimmung der relativen Effizienz der übrigen Unternehmen der betreffenden Branche dient. Auf der horizontalen Achse ist der Produktionsanteil der Unternehmen im jeweiligen Wirtschaftszweig abgetragen. Daher entspricht die Breite einer Stufe dem Anteil eines Unternehmens am Produktionswert der betreffenden Branche. Man kann also erkennen, welchen Anteil am gesamten Output des jeweiligen Wirtschaftszweiges ein Unternehmen hat und welche Position beispielsweise das Unternehmen bezüglich der technischen Effizienz einnimmt.

Abbildung 2

Die Verteilung der technischen Effizienz innerhalb von Branchen: Herstellung von Konstruktionsteilen, Fertigbauteilen und Ausbauelementen aus Holz (WZ 20.30)

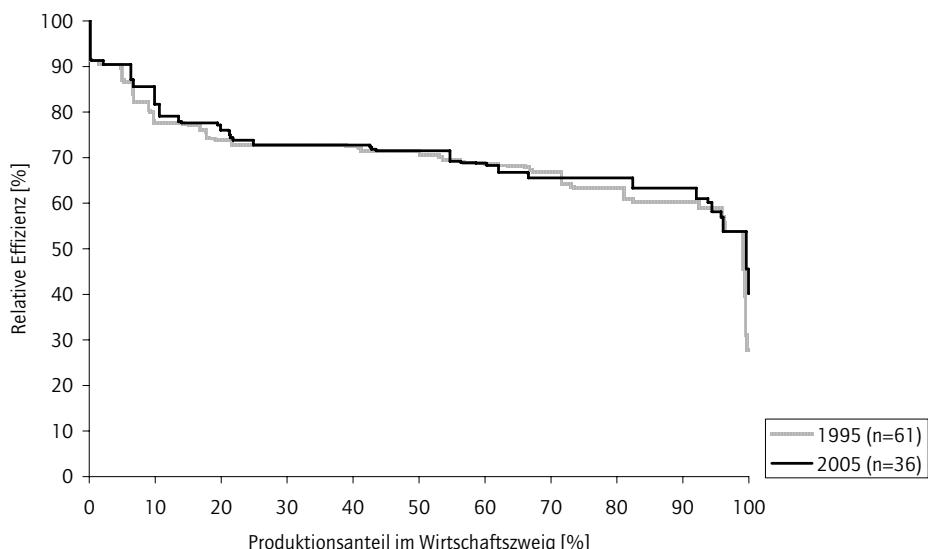


Quellen: Kostenstrukturerhebungen 1992–2005, eigene Berechnungen.

Entsprechende Kurven für die Branche „Herstellung von Konstruktionsteilen, Fertigbauteilen und Ausbauelementen aus Holz“ (WZ 20.30) sind in Abbildung 2 wiedergegeben. Um die Entwicklung der Effizienzverteilung abzubilden, sind die Kurven für die Jahre 1995 und 2005 dargestellt. Dabei werden die Effizienzen zwar für den Gesamtzeitraum geschätzt, und die Produktionsanteile sind Durchschnittswerte für alle Beobachtungsjahre eines Unternehmens. In die Kurven gehen jedoch nur die Unternehmen ein, die in dem jeweiligen Jahr in der Stichprobe enthalten waren. Beispielsweise lagen in der Branche 20.30 nur für 20 der insgesamt 287 Unternehmen Werte für beide Jahre vor; die restlichen 267 Unternehmen wurden nur in jeweils einem der beiden Jahre beobachtet. Wie in den meisten Branchen, sind die Kurven dadurch gekennzeichnet, dass die Positionen am oberen und am unteren Ende der Effizienzverteilung jeweils von Kleinunternehmen eingenommen werden. Dass die Grenzanbieter mit relativ niedriger Effizienz Kleinunternehmen sind, ist aus zwei Gründen sehr plausibel. Erstens kann es sich dabei um altetablierte Unternehmen handeln, die – sofern sie einmal größer waren – auf wirtschaftliche Probleme mit Kapazitätsabbau reagiert haben. Zweitens können dies junge Unternehmen sein, die auf dem Markt Fuß zu fassen versuchen. Typischerweise beginnen neue Unternehmen relativ klein, oft mit einer Produktionsmenge unterhalb der mindestoptimalen Größe, und weisen dabei ein unterdurchschnittliches Produktivitätsniveau auf. Sieht man einmal von den extremen Werten für das Effizienzmaß ab, so ergibt sich für die Branche eine Spannweite der Effizienz zwischen ca. 60 und 90%. Das etwas niedrigere Niveau der Kurve für das Jahr 2005 ergibt sich hier daraus, dass der Abstand des Unternehmens mit höchster Produktivität zum Mittelfeld zugenommen hat. Die Branche scheint im Wesentlichen

Abbildung 3

Die Verteilung der technischen Effizienz innerhalb von Branchen: Herstellung von Hohlglas (WZ 26.13)



Quelle: Kostenstrukturerhebungen 1992–2005, eigene Berechnungen.

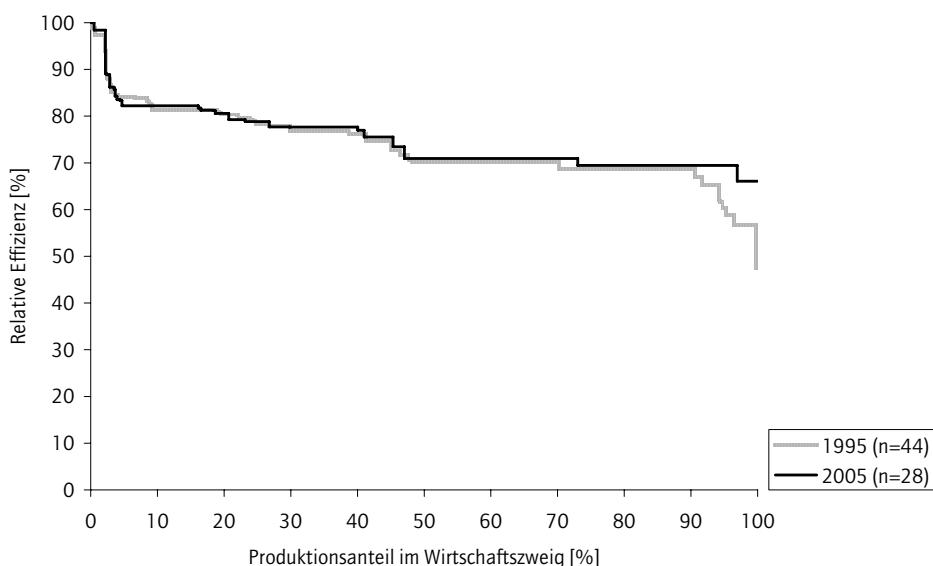
durch kleine und mittelgroße Anbieter gekennzeichnet zu sein. Ausgesprochene Großunternehmen sind jedenfalls nicht erkennbar.

Auch in der Effizienzverteilung für die Branche „Herstellung von Hohlglas“ (WZ 26.13) in Abbildung 3 werden die extremen Positionen durch Kleinunternehmen eingenommen. Von insgesamt 74 Unternehmen sind nur 23 in beiden Jahren im Sample. Hier reicht der mittlere Bereich ohne die extremen Fälle von ca. 55 bis ca. 80%. Auffällig ist bei dieser Branche, dass es einige Anbieter mit einem relativ hohen Anteil am Branchenoutput gibt. Ausgesprochene Großunternehmen sind auch in der Branche „Herstellung von Heizkörpern für Zentralheizungsanlagen und von Zentralheizungskesseln“ (WZ 28.22) zu verzeichnen (Abbildung 4), wobei hier die Bandbreite der mittleren Effizienzwerte zwischen ca. 65 und 90% liegt. Besonders deutlich ist die Bedeutung großer Unternehmen im Bereich „Herstellung von Kraftwagen und Kraftwagenmotoren“ (WZ 34.10) (Abbildung 5). Die Effizienzwerte der großen Produzenten liegen hier relativ nahe beieinander, was auf intensiven Wettbewerb und ähnliche Produktionsmethoden hindeutet. Der Bereich der mittleren Effizienz, ohne die Unternehmen mit relativ extremen Werten, ist hier relativ eng und liegt zwischen ca. 48 und 56 % (1995) bzw. zwischen ca. 58 und 70 % (2005). Hierbei sind nur 29 von insgesamt 94 Unternehmen in beiden Jahren in der Stichprobe.

Die Annahme, dass sich die technische Effizienz im Zeitverlauf nicht ändert, erscheint als restriktiv, da Unternehmen, die im Wettbewerb stehen, versuchen werden, beispielsweise durch Veränderungen in der Organisation der Produktion effizienter zu werden. Prinzipiell

Abbildung 4

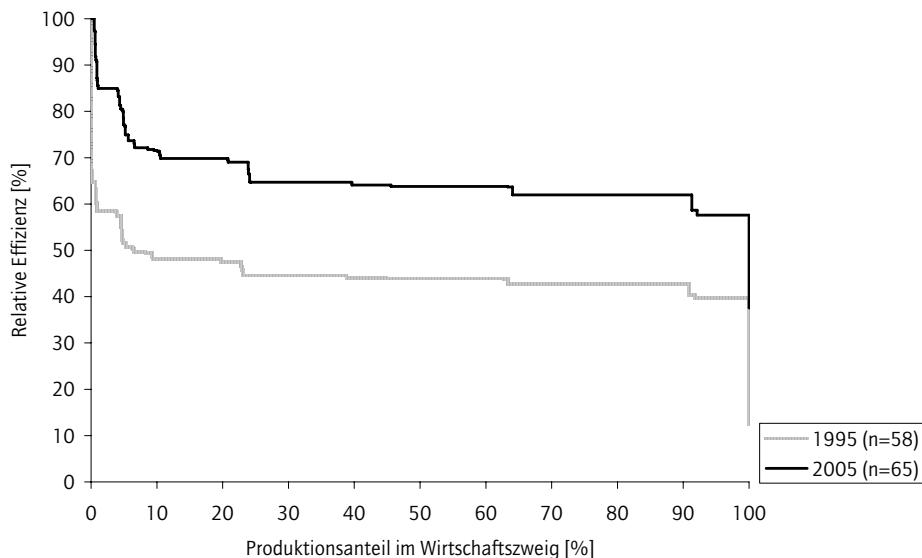
Die Verteilung der technischen Effizienz innerhalb von Branchen: Herstellung von Heizkörpern für Zentralheizungsanlagen und von Zentralheizungskesseln (WZ 28.22)



Quellen: Kostenstrukturerhebungen 199–2005, eigene Berechnungen.

Abbildung 5

Die Verteilung der technischen Effizienz innerhalb von Branchen: Herstellung von Kraftwagen und Kraftwagenmotoren (WZ 34.10)



Quellen: Kostenstrukturerhebungen 1992–2005, eigene Berechnungen.

ist es möglich, für einzelne Unternehmen zeitlich variable Effizienzen zu schätzen, indem in der Schätzgleichung zum zeitinvarianten festen Effekt $1n\alpha_i$ noch ein unternehmensspezifischer Zeittrend $\alpha_{it}t$ hinzugefügt wird. Je nachdem, ob α_{it} positiv oder negativ geschätzt wird, hat dann die Effizienz des Unternehmens im Zeitablauf entweder zu- oder abgenommen. Zu beachten ist hierbei, dass der Schätzansatz für eine zeitlich variable Effizienz nur dann möglich ist, wenn die Unternehmen eine ausreichend große Zahl von Beobachtungsjahren aufweisen. Wir haben daher bei der Schätzung zeitlich variabler Effizienzen nur Unternehmen mit mindestens zehn Beobachtungsjahren berücksichtigt. Tabelle 6 zeigt für die einzelnen Branchen, wie viele der Unternehmen jeweils eine negative oder positive Tendenz in der technischen Effizienz aufweisen. Etwas überraschend finden wir für die überwiegende Zahl von Unternehmen in den vier betrachteten Branchen einen negativen Trend der technischen Effizienz. Nur in der Automobilindustrie steht den Unternehmen mit negativem Effizienztrend eine etwa gleich große Zahl von Unternehmen mit positivem Trend gegenüber.

Tabelle 6

Veränderung der technischen Effizienz in den einzelnen Branchen

Branche	Anzahl Unternehmen mit mehr als zehn Beobachtungen	Veränderung der technischen Effizienz	
		Negativ	Positiv
Herstellung von Konstruktionsteilen, Fertigbauteilen und Ausbauelementen aus Holz (WZ 20.30)	20	19	1
Darunter auf dem 5%-Niveau statistisch signifikant		2	0
Herstellung von Hohlglas (W 26.13)	23	18	5
Darunter auf dem 5%-Niveau statistisch signifikant		6	2
Herstellung von Heizkörpern für Zentralheizungsanlagen und von Zentralheizungskesseln (WZ 28.22)	21	18	3
Darunter auf dem 5%-Niveau statistisch signifikant		4	0
Herstellung von Kraftwagen und Kraftwagenmotoren (WZ 34.10)	20	16	13
Darunter auf dem 5%-Niveau statistisch signifikant		2	5

Quellen: Kostenstrukturerhebungen 1992–2005, eigene Berechnungen.

7 Schlussbemerkungen

Unsere Auswertung von Angaben aus der Kostenstrukturerhebung der Statistischen Ämter hat gezeigt, dass Branchen in der Regel sehr heterogen zusammengesetzt sind. Aus diesem Grund ist die Branchenzugehörigkeit als Kriterium für wirtschaftspolitische Eingriffe fragwürdig. Ebenso fragwürdig ist die Verwendung von Summen- oder Durchschnittswerten für Branchenaggregate im Rahmen statistischer Analysen, da hierbei die Heterogenität innerhalb der Aggregate verdeckt bleibt. Die Kostenstrukturstatistik bietet, insbesondere bei einer Kombination mit anderen Erhebungen, eine hervorragende Grundlage für empirische Analysen von Produktivität und Effizienz.

Um die Standorteffekte mit hinreichender Genauigkeit identifizieren zu können, wäre insbesondere die Kombination mit Angaben aus der Produktionsstatistik wünschenswert, da sich auf diese Weise für Mehr-Betrieb-Unternehmen die Standorteffekte genau erfassen lassen. Wünschenswert wäre auch eine Verknüpfung mit dem Unternehmensregister, das Angaben über das Alter eines Betriebes bzw. Unternehmens sowie über die Besitzverhältnisse (Inland vs. Ausland) enthält. Weiterhin ließen sich über eine Verknüpfung mit den Monatsberichten oder den Investitionserhebungen Angaben zu den Auslandsumsätze bzw. zur Investitionstätigkeit der Unternehmen zuspielen. Auch erscheinen Verknüpfungen mit Angaben aus nicht-amtlichen Datenbanken wie der europäischen Patentstatistik ein viel versprechender Ansatz für zukünftige Analysen beispielsweise über die Zusammenhang zwischen Innovationsaktivität, Produktivität und Unternehmenseffizienz zu

sein. Die Beantwortung solcher Fragen ist nach unserer Auffassung insbesondere für die Wirtschaftspolitik von großer Bedeutung.

Literaturverzeichnis

- Aigner, Dennis, C. A. Knox Lovell und Peter Schmidt (1977): Formulation and Estimation of Stochastic Frontier Production Function Models. *Journal of Econometrics*, 6 (1), 21–37.
- Alvarez, Roberto und Gustavo Crespi (2003): Determinants of Technical Efficiency in Small Firms. *Small Business Economics*, 20, 233–244.
- Badunenko, Oleg (2006): *Efficiency of German Manufacturing Firms During the 1990's*. Dissertation. Fakultät für Wirtschaftswissenschaften, Europa Universität Viadrina, Frankfurt (Oder).
- Badunenko, Oleg, Michael Fritsch und Andreas Stephan (2006): *What Determines the Technical Efficiency of a Firm? The Importance of Industry, Location, and Size*. Jenaer Schriften zur Wirtschaftswissenschaft 33/2006. Friedrich-Schiller-Universität Jena.
- Baltagi, Badi H. (2003): *Econometric Analysis of Panel Data*. 3. Aufl. Chichester, Wiley and Sons.
- Battese, George E. und Tim Coelli (1995): A Model for Technical Inefficiency Effects in a Stochastic Frontier Models. *Empirical Economics*, 20, 325–332.
- Carree, Martin A (2002): Technological Inefficiency and the Skewness of the Error Component in Stochastic Frontier Analysis. *Economic Letters*, 77, 101–107.
- Coelli, Tim, D.S. Prasada Rao und George E. Battese (2002): *An Introduction to Efficiency and Productivity Analysis*. London, Kluwer Academic Publishers.
- Farrell, Michael J. (1957): The Measurement of Productive Efficiency. *Journal of the Royal Statistical Society, Series A (General)*, 120 (3), 253–290.
- Fritsch, Michael (1990): *Arbeitsplatzentwicklung in Industriebetrieben - Entwurf einer Theorie der Arbeitsplatzdynamik und empirische Analysen auf einzelwirtschaftlicher Ebene*. Berlin, de Gruyter.
- Fritsch, Michael, Bernd Görzig, Ottmar Hennchen und Andreas Stephan (2004): Cost Structure Surveys in Germany. *Schmollers Jahrbuch/Journal of Applied Social Science Studies*, 124, 557–566.
- Fritsch, Michael und Andreas Stephan (2003): Die Heterogenität der technischen Effizienzen innerhalb von Wirtschaftszweigen. Auswertung auf Grundlage der Kostenstrukturerhebung des Statistischen Bundesamts. In: Ramona Pohl, Joachim Fischer, Ulrike Rossmann und Klaus Seimlinge (Hrsg.): *Analysen zur regionalen Industrieentwicklung. Sonderauswertung einzelbetrieblicher Daten der amtlichen Statistik*. Berlin, Statistisches Landesamt Berlin.
- Greene, William (1997): Frontier Production Functions. In: M. Hashem Pesaran und Peter Schmidt (Hrsg.): *Handbook of Applied Econometrics*. Vol. II. Oxford, Blackwell, 81–166.
- Kumbhakar, Subal C. und C.A. Knox Lovell (2000): *Stochastic Frontier Analysis*. Cambridge, Cambridge University Press.
- Mayes, David, Melanie Lansbury und Christopher Harris (1995): *Inefficiency in Industry*. Hemel Hemstead, Harvester Wheatsheaf.
- Meeusen, Wim und Julien van den Broeck (1977): Efficiency Estimation from Cobb-Douglas Production Functions with Composed Error. *International Economic Review*, 18 (2), 435–444.

- Salter, Wilfred. E. (1969): *Productivity and Technical Change*. 2. Aufl. Cambridge, Cambridge University Press.
- Schmidt, Peter und Robin C. Sickles (1984): Production Frontier and Panel Data. *Journal of Business and Economic Statistics*, 2 (4), 367–374.
- Sickles, Robin C. (2005): Panel Estimators and the Identification of Firm-Specific efficiencylevels in Parametric, Semiparametric and Nonparametric Settings. *Journal of Econometrics*, 126, 305–334.
- Statistisches Bundesamt (1994): *Klassifikation der Wirtschaftszweige mit Erläuterungen – Ausgabe 1993*. Stuttgart, Metzler-Poeschel.
- Statistisches Bundesamt (verschiedene Jahrgänge): *Kostenstrukturerhebung im Verarbeitenden Gewerbe*. Fachserie 4, Reihe 4.3. Stuttgart, Metzler-Poeschel.