

Ein einfaches Verfahren zur Berücksichtigung heterogener Preisbildung und Marktmacht auf unvollkommenen Gütermärkten in Produktivitätsschätzungen

Vivian Carstensen*

Februar 2003

Discussion Paper No. 273

ISSN 0949-9962

JEL-Classification: C51, D2, D4, L1, L6

Zusammenfassung

Präferenzen für Gütervielfalt und hieraus resultierende heterogene Preisbildung auf unvollkommenen Gütermärkten werden in empirischen Produktivitätsuntersuchungen bislang nur unzureichend berücksichtigt. Der vorliegende Beitrag möchte zur Schließung dieser Forschungslücke beitragen: Er entwickelt ein verblüffend einfaches Verfahren zur Eliminierung der durch heterogene Preisbildung und betriebliche Marktmacht verursachten Verzerrung. Das Bereinigungsverfahren wird aus einem verallgemeinerten Modell monopolistischer Konkurrenz hergeleitet und anschließend auf das Verarbeitende Gewerbe übertragen. Wenngleich die Konfrontation mit der empirischen Evidenz vornehmlich zu Illustrationszwecken erfolgt, lässt sich dennoch der für künftige und ausgefeiltere Produktivitätsuntersuchungen wichtige Schluss ziehen, der eine Anwendung des Korrekturverfahrens empfiehlt.

Abstract

This paper integrates a generalized monopolistic competition model that states consumer preferences for goods' variety and, hence, heterogeneous price setting behavior into the familiar Cobb-Douglas production function approach. Neglecting the fact of incomplete markets and heterogeneous price setting leads to biased estimates of factor elasticities. Nevertheless, the respective bias can be eliminated, if two additional variables are considered in the production function: a) production volume at the sector level and b) the firm's market share. This method is applied to the manufacturing sector. In general and for consumer goods industries, the empirical results suggest the application of the developed method into productivity estimates.

* Universität Hannover, Wirtschaftswissenschaftliche Fakultät,
Königsworther Platz 1, D-30 167 Hannover,
Tel.: +49 511 762 5166, Fax.: +49 511 762 5240,
email: carstensen@vwl.uni-hannover.de.

1 Einleitende Bemerkungen

Die Dualität von Produktions- und Kostenfunktion basiert auf restriktiven Annahmen über die Preisbildung. Insofern lässt sich aus den Ausgabenanteilen der Faktorinputs nicht weiter auf die korrespondierenden Faktorproduktivitäten rückschließen, sollte die Annahme homogener (Konkurrenz-)Preisbildung verletzt sein. In der Konsequenz führen Produktivitätsschätzungen, die unter Berufung auf das Dualitätentheorem nicht auf den Output sondern auf den Umsatz rekurrieren, zur verzerrten Schätzung der Faktorproduktivitäten. Die Verwendung von Umsätzen anstelle der Produktionsvolumina beruht dabei auf der Unbeobachtbarkeit des Outputs auf Betriebsebene. Demgegenüber zählt der Umsatz im Allgemeinen zu jenen Variablen, die der empirischen Wirtschaftsforschung zur Verfügung stehen. Bei der geschilderten Verletzung des Dualitätentheorems in der betrieblichen Praxis nimmt das folgende Papier seinen Ausgang. Technisch gesprochen geht es um die Bereinigung der aus heterogener Preiswahl resultierenden Verzerrung.

Heterogenität auf Gütermärkten gilt im Grunde als stilisiertes Fakt, das bereits seit geraumer Zeit beobachtet wird und daher konsequenterweise Eingang in die Gütermarkttheorie gefunden hat. Diskussionsgegenstand des zugehörigen Theoriestrangs sind Phänomene wie heterogene Güter und Preismacht auf unvollkommenen Gütermärkten. Grundlegend sind Präferenzen der Konsumenten für Gütervielfalt. Da unvollkommene Gütermärkte erhebliche Konsequenzen für die Preisbildung besitzen, wirkt sich dieses in der Folge auf die Spezifikation des Produktionsfunktionsansatzes aus. Kurz zusammengefasst existiert ein Preisbias immer dann, wenn die Annahme der homogenen Preissetzung bzw. der Konkurrenzpreisbildung verletzt ist. Das im nächsten Abschnitt vorgestellte Korrekturverfahren hat zum Ziel, diesen Bias zu korrigieren.

Die präsentierten Überlegungen und Herleitungen satteln dabei auf den Arbeiten von Klette und Griliches (1996) sowie Crepon, Desplatz und Mairesse (1999) auf. Die genannten Autoren schlagen — mit unterschiedlicher Schwerpunktsetzung — jeweils einen Bereinigungsansatz vor. Insbesondere die widersprüchlichen Ergebnisse des Anwendungsbeispiels in Klette und Griliches (1996) lassen eine Weiterentwicklung der Bereinigungsverfahren angebracht erscheinen. Die wesentliche Neuerung des vorliegenden Papiers besteht dabei darin, ein formalanalytisches Modell der unternehmerischen Entscheidungsfindung, welches die mikroökonomische Theorie zu Konsumentenpräferenzen und Markup-Pricing umsetzt (Dixit und Stiglitz (1977)), konsequent als Basis für die Produktivitätsschätzungen zu nutzen: Besitzen Konsumenten Präferenzen für Gütervielfalt, so lässt sich der Preisbias vollständig eliminieren, wenn der betriebliche Marktanteil *sowie* das

Produktionsniveau auf Sektorebene in die Schätzgleichung für die Arbeitsproduktivität aufgenommen werden.

Der weitere Aufbau des Papiers ist wie folgt: Abschnitt 2 entwickelt das Preisbiasbereinigungsverfahren auf Basis des um Marktzutrittsbarrieren angereicherten Modells monopolistischer Konkurrenz. Das so gewonnene Verfahren wird in Abschnitt 3 auf das Verarbeitende Gewerbe angewendet, wobei zu Vergleichszwecken mit Produktivitätsschätzungen begonnen wird, die die Annahme homogener Preisbildung nicht lockern. Es schließen sich preisbereinigte Produktivitätsschätzungen an, die erstens für das Aggregat durchgeführt werden und zweitens nach Branchen getrennt erfolgen. Aus der empirischen Analyse heraus erhärtet sich die Vermutung betrieblicher Marktmacht und divergierender Preisbildungsprozesse. Das Papier schließt mit dem einordnenden und ausblickenden Abschnitt 4.

2 Präferenzen für Gütervielfalt und heterogene Preisbildung: Konsequenzen für Produktivitätsschätzungen

Als theoretisches Produktivitätsmaß verwenden wir das klassische Produktivitätsmaß der Wachstumstheorie Pro-Kopf-Output (OpK). In der Realität wird OpK allerdings nicht beobachtet. Beobachtbar ist vielmehr die Pro-Kopf-Wertschöpfung (d. h. die Arbeitsproduktivität), die zumeist in deflationierter Form berücksichtigt wird. Die deflationierte Arbeitsproduktivität sei im Folgenden mit APROD bezeichnet. Produktivitätsspezifikationen, die das Effizienzmaß APROD als endogene Variable und die Faktorinputs als exogene bzw. vorbestimmte Variablen aufnehmen, führen allerdings zu verzerrten Schätzungen. Der entsprechende Omitted-Variable-Bias ist zwar nicht an die Verletzung der Annahme der Konkurrenzpreisbildung gebunden (Levinsohn und Petrin (1999)), er tritt aber stets auf, wenn auf Gütermärkten keine homogene Preisbildung herrscht. Da ein gewisses Maß an Preissetzungsspielraum als stilisiertes Fakt gelten darf, ist es wichtig, den korrespondierenden Preisbias zu bereinigen.¹

Im Weiteren wird ein Korrekturverfahren entwickelt, das den entsprechenden Preisbias identifiziert und durch die Aufnahme zweier zusätzlicher — beobachtbarer — Variablen bereinigt. Zu diesem Zweck wird der formale Zusammenhang zwischen dem theoretischen Maß (Pro-Kopf-Output, OpK) und dem beobachteten Maß (deflationierte Arbeitsproduktivität, APROD) dargestellt. Zunächst wird

¹ Es existiert ein Ausnahmefall, in dem sich ein solcher Bias stets eliminiert. Dieser Fall liegt dann vor, wenn alle Betriebe denselben Aufschlag auf die Grenzkosten wählen.

der Preisbias quantifiziert und anschließend wird gezeigt, wie er sich durch beobachtete Größen operationalisieren lässt.

Die Erforderlichkeit der Korrekturprozedur gründet sich also auf inhaltliche ökonomische Phänomene, die aus Präferenzen für Gütervielfalt und Marktunvollkommenheiten auf dem betrieblichen Absatzmarkt resultieren. Daher ist ein geeignetes mikroökonomisches Marktmodell zu integrieren. Basierend auf dem Anspruch an einen möglichst hohen Grad der Allgemeinheit wird auf ein breit akzeptiertes Standardmodell der monopolistischen Konkurrenz zurückgegriffen (Dixit und Stiglitz (1977)). Dieses Modell wird mit Blick auf die Realitätsnähe um Marktzutrittsbarrieren ergänzt. Diese Ergänzung erlaubt schließlich die dauerhafte Existenz von positiven Gewinnen. Anders formuliert begründet es die dauerhafte Existenz von Unternehmen mit hohen Marktanteilen, was wiederum mit der empirischen Evidenz im Einklang steht. Diese praxisbezogene Formulierung ist dadurch gekennzeichnet, dass Produktvielfalt modelliert wird, die de facto durch eine geringe Anzahl von Anbietern bereitgestellt werden kann.²

Wie wir gesehen haben, tritt die Preisbildungsverzerrung zu Tage, da einerseits Gütermärkte nicht vollkommen sind und wir andererseits nicht den Pro-Kopf-Output, sondern die (reale) Pro-Kopf-Wertschöpfung beobachten. Glücklicherweise lässt sich die Höhe der Verzerrung unter Anwendung des angesprochenen mikroökonomischen Marktmodells exakt ableiten und kann darüber hinaus durch beobachtete Größen operationalisiert werden. Dieses ist Gegenstand der folgenden Ausführungen. Die konsequente Übertragung des Modells von Dixit und Stiglitz (1977) auf den hier diskutierten Untersuchungsrahmen erweiterter Produktionsfunktionen ist insgesamt als Integration und Erweiterung der vielbeachteten Arbeiten von Klette und Griliches (1996) und Crepon et al. (1999) aufzufassen.

Ausgehend von einer Cobb-Douglas-Produktionsfunktion sei nun der Korrekturansatz präsentiert, wobei die Darstellung anhand des deterministischen Modells erfolge. Betrachtet werde der Betrieb i . Das Produktionsvolumen in Betrieb i zum Zeitpunkt t betrage Q_{it} . Q_{it} bezeichnet die erste wesentliche Größe in unserem Ansatz und misst den Output. Zum selben Zeitpunkt t beschäftigt dieser Betrieb L_{it} Mitarbeiter. Der Pro-Kopf-Output OpK lautet $\frac{Q_{it}}{L_{it}}$, so dass für den logarithmierten

2 Der theoretische Idealtyp prognostiziert demgegenüber ein langfristiges Marktgleichgewicht mit einer Vielzahl von Anbietern. Jeder einzelne Anbieter operiert dann langfristig in der Nullgewinnsituation, während das kurzfristige Gleichgewicht positive Gewinne verspricht. Die Eigenschaften der kurzfristigen Lösung lassen sich einfrieren, wenn die Existenz von Marktzutrittsschranken postuliert wird, was letztlich den Eintritt neuer Unternehmen unterbindet und so die Etablierung der Nullgewinnsituation aus der langfristigen Lösung des Idealtyps verhindert.

Pro-Kopf-Output gilt:

$$\ln Q_{it} - \ln L_{it} \quad . \quad (1)$$

Die Beschäftigung L_{it} wird beobachtet. Doch anstelle des Outputs messen wir den Umsatz R_{it} , der wiederum dem Produkt aus Produktpreis P_{it} und Output Q_{it} entspricht. Darüber hinaus stehen Informationen über die Ausgaben für Vorleistungen zur Verfügung. Deren Höhe werde durch den Ausdruck MatKost_{it} gemessen. Die kurzfristigen Kapitalkosten seien annahmegemäß konstant. Mit R_{it} und MatKost_{it} sind somit zwei Größen vorhanden, die sich prinzipiell als Ersatzvariablen für den beschäftigungsgewichteten Output, und damit für das angestrebte Produktivitätsmaß aus der Wachstumstheorie, verwenden lassen.

Wir greifen dabei auf die Pro-Kopf-Wertschöpfung zurück, die bekanntlich der Arbeitsproduktivität entspricht. In logarithmierter Form lautet die gemessene Variable daher:

$$\begin{aligned} & \ln(P_{it} \cdot Q_{it} - \text{MatKost}_{it}) - \ln L_{it} & (2) \\ = & \ln\left((1 - s_{\text{MatKost}_{it}}) \cdot P_{it} Q_{it}\right) - \ln L_{it} \quad \equiv \quad \ln[\text{APROD}]_{it} \quad , & (3) \end{aligned}$$

wobei $s_{\text{MatKost}_{it}}$ die Vorleistungsquote misst. Die Arbeitsproduktivität in deflationierter Form zu berücksichtigen, ist aus mehrfacher Hinsicht sinnvoll. Auf der einen Seite lassen sich durch die Preisgewichtung die Angaben aus den unterschiedlichen Befragungsjahren auf eine gemeinsame Vergleichsbasis stellen. Andererseits besteht hier ein erster Ansatz, heterogene Preisbildung zu modellieren, wenn beispielsweise Preisindizes auf entsprechend disaggregierter Ebene herangezogen werden. Üblich ist, wie in Crepon et al. (1999) diskutiert, eine Preiskorrektur auf Sektorebene. Das Sektorpreisniveau des Sektors I in Periode t werde mit P_{It} bezeichnet.³

Die mit P_{It} deflationierte Arbeitsproduktivität (LNPROD_{it}) wird als endogene Variable in die empirische Spezifikation aufgenommen. Formal gesprochen lässt sich LNPROD_{it} in drei charakteristische Teilterme trennen:

3 Im später diskutierten Anwendungsbeispiel wird P_{It} gemäß WZ 93 und damit im Wesentlichen nach der internationalen ISIC-Rev. 3-Klassifikation definiert (vgl. Bald-Herbel und Herbel (1995), Nowack und Weisbrod (1995), Statistisches Bundesamt (1998)).

$$\begin{aligned}
\text{LNPROD}_{it} &\equiv \ln\left((1 - s_{\text{MatKost}_{it}}) \cdot P_{it} Q_{it}\right) - \ln(P_{It} L_{it}) \\
&= \underbrace{\ln Q_{it} - \ln L_{it}}_{\textcircled{1}} + \underbrace{\ln(1 - s_{\text{MatKost}_{it}})}_{\textcircled{2}} \\
&\quad + \underbrace{\ln P_{it} - \ln P_{It}}_{\textcircled{3}} .
\end{aligned} \tag{4}$$

Von besonderem Interesse für das angestrebte Korrekturverfahren sind die beiden grau hinterlegten Teilterme ① bzw. ③, während sich für den mittleren Teilterm ② in Panelschätzungen leicht kontrollieren lässt, falls der firmenspezifische Erwartungswert des Vorleistungsanteils konstant ist. Letztere Annahme sei hier getroffen, und aus Gründen der Schreibvereinfachung sei auf die Mitnahme dieser Konstanten verzichtet. Der erste Teilterm $\ln Q_{it} - \ln L_{it}$ bildet exakt den gewünschten Zusammenhang ab, so dass der zu bereinigende Preisbias durch den dritten Teilterm $\ln P_{it} - \ln P_{It}$ gemessen wird. Er basiert wie zuvor beschrieben auf den Abweichungen der betrieblichen Preissetzung vom Sektordurchschnitt, sprich auf heterogener Preisbildung. Diesen Term gilt es nun zu operationalisieren. Hierzu dient das mikroökonomische Modell.

Dieses Modell lässt sich besonders anschaulich anwenden, wenn genannter Bias in der folgenden äquivalenten Form geschrieben wird, die explizit Bezug auf das relevante Marktsegment des betrachteten Betriebs nimmt:

$$\ln P_{it} - \ln P_{It} = \underbrace{\ln P_{it} - \ln P_{St}}_{\substack{\text{Preisbias im} \\ \text{Marktsegment} \\ \text{des Betriebs}}} + \underbrace{\ln P_{St} - \ln P_{It}}_{\substack{\text{Preisbias auf} \\ \text{Sektorebene} \\ \text{(ISIC-Rev. 3)}}} . \tag{5}$$

Jeweils für Periode t gilt dabei Folgendes: Das Sektorpreisniveau P_t werde wie in Fußnote 3 genannt abgegrenzt. P_S misst das (aggregierte) Preisniveau des Marktsegments, auf dem der Betrieb sein Produkt absetzt, wobei die vereinfachende Annahme der Einproduktunternehmung getroffen sei. P_i hingegen entspricht dem von der gewinnmaximierenden Unternehmung gewählten Absatzpreis, so z. B. einem Listenpreis.

Die beiden Differenzen oberhalb der geschweiften Klammern messen das Phä-

nomen der heterogenen Preisbildung, allerdings auf verschiedenen Aggregationsebenen. Die Abweichung zwischen dem vom Betrieb gewählten Preis P_i und dem Durchschnittspreis P_S auf dem für den Betrieb relevanten Gütermarkt(segment) korrespondiert mit einer entsprechend engen Abgrenzung des relevanten Marktes und wird durch den linken der beiden Klammerterme gemessen. Das gleiche Phänomen wird auf einer höheren Aggregationsebene durch die Abweichung zwischen Preisbildung auf Marktsegmentebene P_S und Sektorpreisbildung P_I gemessen. Diese Abweichung kommt im rechten Klammerterm zum Ausdruck.

Nun lässt sich aus externen Statistiken lediglich $\ln P_{It}$ konstruieren, so dass die benötigten Informationen über die weiteren Komponenten der Gleichung (5) auf anderem Wege gewonnen werden müssen. Dieses erfolgt unter Integration des Modells, in dem Konsumenten Präferenzen für Gütervielfalt besitzen. Unter Zuhilfenahme dieses Modells zur monopolistischen Konkurrenz lässt sich Gleichung (5) exakt berechnen. Auf die beiden Komponenten dieser Gleichung sei nun etwas genauer eingegangen. Nutzenmaximierendes Verhalten auf Konsumentenseite sowie gewinnmaximierendes Verhalten auf Produzentenseite implizieren die in der folgenden Gleichung (6) dargestellten Nachfragefunktionen auf dem unvollkommenen Gütermarkt. Die betriebliche Güternachfrage Q_{it} ist dabei in die Gegebenheiten des vom Betrieb belieferten Marktsegments S eingebettet. Das Nachfragevolumen auf Marktsegmentebene Q_{St} ist in analoger Weise eingebettet in die Gesamtnachfrage auf sektoraler Ebene (Q_{It}):

$$Q_{it} = Q_{St} \left(\frac{P_{it}}{P_{St}} \right)^{\eta_i} , \quad Q_{St} = Q_{It} \left(\frac{P_{St}}{P_{It}} \right)^{\eta_s} . \quad (6)$$

Die verschiedenen Preiskomponenten sind definiert wie zuvor. Mit η_i wird die Preiselastizität der Nachfrage für die Güter gemessen, die vom Betrieb angeboten werden.

In η_i kommt daher die proportionale Veränderung der betriebsindividuellen Güternachfrage zum Ausdruck, wenn dieser Betrieb eine entsprechende Veränderung des eigenen Preises vornimmt. Auf der höheren Aggregationsebene des Sektors, der sich aus einer Reihe unterschiedlicher Marktsegmente zusammensetzt, korrespondiert die Nachfrageelastizität η_s entsprechend mit einer Veränderung der Marktsegmentstruktur innerhalb des betrachteten Industriezweiges, die aus Preisbewegungen auf einzelnen Marktsegmenten S resultiert (alle anderen Faktoren unverändert).

Die exakte Höhe von η_i bzw. η_s bestimmt sich aus den Präferenzen der Konsumenten. Nutzenmaximierendes Verhalten bei gegebener Einkommensrestriktion

unterstellt, leitet sich die jeweilige Preiselastizität formal aus der Substitutionselastizität zwischen den Gütern, bezogen auf die betrachtete Marktabgrenzung, ab.

Gewinnmaximierende Preiswahl der Unternehmen unterstellt (Grenzerlös = Grenzkosten), ergibt sich das übliche Markup-Pricing und ferner die in der folgenden Gleichung (7) beschriebene Beziehung. Gleichung (7) erteilt Auskunft über den gewinnmaximalen Preisaufschlag μ im Vergleich zur Nachfrageelastizität η . Die Höhe des Aufschlags wird dabei durch den Quotienten $\mu = \frac{\text{Güterpreis}}{\text{Grenzkosten}}$ gemessen, während η_i und η_s wie zuvor beschrieben definiert sind:

$$\eta_i = \frac{\mu_i}{1 - \mu_i} \quad , \quad \eta_s = \frac{\mu_s}{1 - \mu_s} \quad . \quad (7)$$

Diese Information lässt sich unter Verwendung von Gleichung (6) in die Gleichung (5) einsetzen. Logarithmiert, nach dem Preisbias aufgelöst, zudem um die sich wechselseitig aufhebenden Terme $+\ln Q_{St}$ bzw. $-\ln Q_{St}$ bereinigt und schließlich um die redundante Summe $[\mu_s^{-1} \ln Q_{it} - \mu_s^{-1} \ln Q_{it}] = 0$ ergänzt, lautet der Bias $\ln P_{it} - \ln P_{It}$ (Teilterm ③, Gleichung (4)) wie folgt:

$$\underbrace{(\mu_i^{-1} - \mu_s^{-1}) \cdot [\ln Q_{it} - \ln Q_{St}]}_{\ln(\text{Marktanteil von } i)} + (\mu_s^{-1} - 1) \cdot \ln Q_{it} - (\mu_s^{-1} - 1) \cdot \underbrace{\ln Q_{It}}_{\substack{\ln(\text{Produktionsniveau nach} \\ \text{WZ 93-Klassifizierung})}} \quad . \quad (8)$$

Setzt man Gleichung (8) für den dritten Teilterm in die Ursprungsgleichung (4) ein, so lässt sich LNPROD_{it} abschließend schreiben als:

$$\text{LNPROD}_{it} = \mu_s^{-1} \cdot \ln Q_{it} - \ln L_{it} \quad (9)$$

$$+ (\mu_i^{-1} - \mu_s^{-1}) \cdot [\ln Q_{it} - \ln Q_{St}] \\ + (1 - \mu_s^{-1}) \cdot \ln Q_{It} + \Delta_{it}$$

$$= \frac{1}{\mu_s} \cdot \text{OpK} + \left(1 - \frac{1}{\mu_s}\right) \cdot [\ln Q_{It} - \ln L_{it}] \quad (10)$$

$$+ \left(\frac{1}{\mu_i} - \frac{1}{\mu_s}\right) \cdot \ln \text{MShare}_{it} + \Delta_{it} \quad ,$$

wobei $\Delta_{it} = \ln(1 - s_{\text{MatKost}_{it}})$ ist. Insgesamt lässt sich die durch die heterogene Preisbildung verursachte Verzerrung somit eliminieren, wenn die der Gleichung

(10) zu entnehmenden Einzelkomponenten, aus denen sich die beobachtete endogene Variable LNPROD_{it} zusammensetzt, im empirischen Programm berücksichtigt werden. Aus obiger Darstellung folgt ganz konkret:

Erstens sollte der Marktanteil (MShare) des Betriebs auf dem belieferten Gütermarktsegment ($\ln Q_{it} - \ln Q_{St}$) in die Spezifikation aufgenommen werden. *Zweitens* sollte das Produktionsniveau auf Wirtschaftszweigebene, jeweils bezogen auf die Beschäftigtenzahl ($\ln Q_{it} - \ln L_{it}$) als zusätzlicher Regressor aufgenommen werden. Ein solches Vorgehen wählt der nächste Abschnitt.

3 Anwendung des Korrekturverfahrens im Verarbeitenden Gewerbe

Das obige Preiskorrekturverfahren ist anzuwenden, wenn Präferenzen für Gütervielfalt bestehen. Dann bestimmen Betriebe isoliert den gewinnmaximalen Preis, so dass entsprechend heterogene Preise vorliegen. Im Folgenden wird dieses Verfahren auf Produktivitätsschätzungen im Verarbeiten Gewerbe Niedersachsens angewendet. Dabei soll einerseits herausgefunden werden, welche Rolle heterogene Preisbildung und Gütervielfalt in der betrieblichen Praxis tatsächlich spielen. Andererseits wird der Erkenntnisgewinn des präsentierten Verfahrens im Vergleich zu vorliegenden Korrekturverfahren überprüft, die bei der Preisbildung bzw. Substitutionselastizität nicht zwischen betrieblicher und sektoraler Ebene diskriminieren.

Neben den öffentlich zugänglichen Datenquellen des Statistischen Bundesamts sowie der Bundesbank kommt dabei mit dem *Hannoveraner Firmenpanel* (HFP) ein Betriebspaneldatensatz zum Zuge, zu dessen Erhebungsprogramm neben klassischen Inputgrößen auch die Sektorzugehörigkeit des Betriebs sowie sein Marktanteil auf dem Absatzmarkt des wichtigsten Produkts zählen.⁴ Aus den erstgenannten Datenquellen lassen sich die gewünschten Angaben zu Sektorpreisindizes und zum korrespondierenden Produktionsvolumen auf Sektorebene generieren. Obiges Korrekturverfahren für den Preisbias lässt sich damit applizieren.

4 Das HFP ist ein Betriebspaneldatensatz, in dem Betriebe aus dem Verarbeitenden Gewerbe jährlich befragt werden, die Produkte herstellen und zum Zeitpunkt der ursprünglichen Stichprobenziehung (Sommer 1994) mindestens fünf Beschäftigte hatten. Er basiert auf einer Ausgangsnetto Stichprobe von 1025 Teilnehmern. Die folgenden Schätzungen rekurren auf die Wellen 1 bis 4 des HFP (1994–1997). Da das HFP nach mehrjähriger Unterbrechung lediglich als Teilstichprobe des IAB-Betriebspanels mit verändertem Fragenprogramm weitergeführt wird, konzentriert sich das Anwendungsbeispiel explizit auf die eigenständige Erhebung, die von der Volkswagen-Stiftung finanziert wurde.

Bevor die Resultate im Einzelnen diskutiert werden, sei zunächst in der gebotenen Kürze die empirische Spezifikation der Produktionsfunktion vorgestellt. Diese soll wie die Mehrzahl der in der Literatur vorhandenen Untersuchungen ihren Ausgang bei der herkömmlichen Cobb–Douglas–Produktionsfunktion nehmen (z. B. Olley und Pakes (1996), Mairesse, Hall und Mulkey (1999)). Dieses Papier dient der allgemeinen Überprüfung des Korrekturverfahrens. In späteren Untersuchungen sollten allerdings erweiterte Ansätze geschätzt werden, die für heterogene Produktionsfaktoren kontrollieren (z. B. unterschiedlichen Qualifikationsstrukturen) oder aber funktionale Formen untersuchen, für die die Homogenitäts- bzw. Additivitätsannahme verletzt sind (z. B. vom Translog–Typ).

Das Anwendungsbeispiel beinhaltet die beiden klassischen Produktionsfaktoren Arbeit L und Kapital K . Folgende empirische Spezifikation werde zugrunde gelegt, wobei der Schreibvereinfachung halber auf die Hinzunahme der Zeit- und Betriebsindizes verzichtet sei:

$$Q = e^{\gamma t \cdot u} \cdot L^{\alpha_1} \cdot K^{\alpha_2} \quad (11)$$

Diese lautet in logarithmierter Form:

$$\begin{aligned} \ln Q - \ln L &= \gamma t + (\alpha_1 - 1) \ln L + \alpha_2 (\ln K - \ln L) + \alpha_2 \ln L & (12) \\ &= \gamma t + (\sum \text{Faktorelastizitäten} - 1) \ln L + \alpha_2 (\ln K - \ln L) + u . & (13) \end{aligned}$$

Setzt man den Ausdruck für OpK aus der Gleichung (10) in die empirische Spezifikation der Produktivitätsgleichung (13) ein und löst anschließend nach der beobachteten abhängigen Variablen LNPROD auf, so lautet die empirische Spezifikation schließlich:

$$\begin{aligned} \text{LNPROD}_{it} &= \beta_0 + \beta_1 \ln L_{it} + \beta_2 (\ln K_{it} - \ln L_{it}) + \beta_3 (\ln Q_{it} - \ln L_{it}) & (14) \\ &+ \beta_4 \ln \text{Marktanteil}_{it} + u_{it} . \end{aligned}$$

Über den Fehlerterm u_{it} lassen sich unterschiedliche Annahmen treffen, wobei das klassische Regressionsmodell die Eigenschaft des normalverteilten weißen Rauschens postuliert: $u_{it} \sim iidN(0, \sigma^2)$, d. h. $E(\mathbf{u}\mathbf{u}') = \text{diag}[\sigma_1^2, \dots, \sigma_n^2]$, so dass $E(\mathbf{X}_{it} \mathbf{u}) = \mathbf{0}$ ist. Auf einige typische Verletzungen dieser Annahme wird im Rahmen der präsentierten Produktivitätsschätzungen eingegangen. So kommen auf

Basis vorgelagerter Tests stets heteroskedastiekorrigierte Schätzer zum Einsatz.

Tabelle 1: Schätzung der Arbeitsproduktivität (Basismodelle), abh. Variable: $\ln R_{it} - \ln L_{it}$, Methode: OLS, robuste t-Werte^a

	Modell 1 ^b	Modell 2 ^b	Modell 3 ^b	Modell 4 ^b
$\ln L_{it}$	0.0487** (0.0070)	0.0487** (0.0070)	0.0323** (0.0067)	0.0214** (0.0092)
$\ln K_{it} - \ln L_{it}$	0.5834** (0.0146)	0.5838** (0.0146)	0.6985** (0.0192)	0.7105** (0.0251)
Zeitdummies	—	ja**	ja**	ja**
Sektordummies	—	—	ja**	ja**
Industrieoutput ^c	—	—	—	0.1141 [†] (0.0678)
Marktanteil ^d	—	—	—	0.0300** (0.0081)
Fallzahl	2124	2124	2124	1139
R^2	61.70	62.00	69.95	71.10
Ramsey-Test ^e	(0.01)	(0.01)	(0.22)	(0.18)
H_0 : homogene Preisbildung ^f	—	—	—	(0.001)
H_0 : $\mu_s = \mu_i$ ^g	—	—	—	(0.01)
H_0 : $p_i = C'[Q_i]$ ^h	—	—	—	(0.21)
H_0 : konstante SKE ⁱ	(0.00)	(0.00)	(0.00)	(0.00)

Signifikanzniveau: †: 10% *: 5% **: 1%

^a Datenquellen: Das Hannoveraner Firmenpanel, Wellen 1 bis 4; Statistisches Bundesamt ; Bundesbank.

^b Standardabweichung in Klammern.

^c Formal: $\ln Q_{it} - \ln L_{it}$, Industrieabgrenzung gemäß WZ 93 (vergleichbar ISIC-Rev. 3-Klassifikation, Bald-Herbel und Herbel (1995), Nowack und Weisbrod (1995), Statistisches Bundesamt (1998)).

^d Marktanteil (MShare) des Betriebs, Marktsegment des wichtigsten Produkts, logarithmierter Wert: $\ln Q_{it} - \ln Q_{st}$.

^e Nullhypothese: Keine unterdrückten Variablen, Signifikanzniveau für Ablehnung in Klammern.

^f Signifikanzniveau für den Rückschluss auf heterogene Preissetzung.

^g Test auf Gültigkeit der vorgestellten Modellerweiterung im Preisbereinigungsverfahren im Vergleich zu Klette und Griliches (1996) und Crepon et al. (1999), Signifikanzniveau für die Verwerfung der Nullhypothese identischer Markups auf betrieblicher und Sektorebene.

^h Nullhypothese: Betrieb folgt der *Preis = Grenzkosten-Regel*, Signifikanzniveau für Ablehnung in Klammern.

ⁱ Signifikanzniveau für die Verwerfung der Hypothese konstanter Skalenerträge in Klammern.

Darüber hinaus sind die Resultate der Ramsey-Teststatistik auf unterdrückte

Variablen im unteren Part der Tabellen 1 bis 3 aufgenommen. Tabelle 1 dokumentiert zu Vergleichszwecken zunächst Basisspezifikationen, die auf eine Integration der Variablen des Preisbereinigungsverfahrens verzichten (Modell 1 bis Modell 3). Modell 1 abstrahiert von (faktorungebundenem) technischen Fortschritt sowie von branchenspezifischen Produktivitätseinflüssen. Modell 2 bezieht im Vergleich zu Modell 1 derartige Zeiteffekte ein, Modell 3 zusätzlich Sektoreffekte. Die jeweiligen Wald-Tests auf gemeinsame Signifikanz sprechen für die Aufnahme der Zeit- und Sektorvariablen. Die Nullhypothese, Fehlspezifikation infolge unterdrückte Variable liege nicht vor, lässt sich nicht verwerfen für Modell 3, so dass Modell 3 insgesamt vorgezogen wird. Die Hypothese konstanter Skalenerträge wird für sämtliche Spezifikationsalternativen abgelehnt.

Modell 4 führt das im vorangehenden Abschnitt vorgestellte Verfahren zur Bereinigung des durch heterogene Preisbildung verursachten Preisbias durch. Die Resultate sind — was die Eignung des Verfahrens zur konsistenten Schätzung von Produktionsfunktionen trotz Unbeobachtbarkeit des betrieblichen Produktionsniveaus anbelangt — durchaus vielversprechend: Die Hypothese homogener Preisbildung wird auf dem 1 %-Niveau abgelehnt.

Darüber hinaus unterscheiden sich der Preisaufschlag auf betrieblicher und sektoraler Ebene, was dafür spricht, das vorgestellte Verfahren den aus der Literatur bekannten Verfahren vorzuziehen (Klette und Griliches (1996), Crepon et al. (1999)). Weiterhin ist der betriebliche Preisaufschlag auf die Grenzkosten, d. h. der Markup, mit 21 % substantiell. Wie in sämtlichen Basisgleichungen wird auch in Modell 4 die Hypothese der konstanten Skalenerträge verworfen: ein Resultat das beispielsweise im Sinne von Klette (1994) sein dürfte. Dieser äußert Zweifel u. a. an seinen eigenen Schätzungen, welche großflächig eine Skalanelastizität von 1 ausweisen.

Die beiden folgenden Tabellen 2 und 3 nehmen Modell 4 auf. Im Prinzip werden die Sektoren, für die durch die Hinzunahme von Dummyvariablen kontrolliert wurde, getrennt nach obigem Muster untersucht, wobei charakteristische Gruppen gebildet werden (vgl. Statistisches Bundesamt (1996, 1997)). In Tabelle 2 ist die preisbiaskorrigierte Produktivitätsschätzung für die Ernährungsbranche *DA* der Spalte 1 zu entnehmen. Spalte 2 dokumentiert die Branche mit der Klassifikation *DI*. Die Branchen *DB* und *DC* sind in Spalte 3 zusammengefasst. Das Holzgewerbe (*DD*) findet sich in Spalte 4.

Tabelle 3 ist nach demselben Muster aufgebaut. Sie beginnt mit den Ergebnissen für das Papier- und Druckgewerbe (Branche *DE*) in Spalte 1. Spalte 2 beinhaltet die Resultate für die Branchenkombination *DF*, *DG* sowie *DH*. Die Produktivitätsschätzung für die Branche der Metallerzeugung und -verarbeitung (*DH*) folgt

in Spalte 3. Spalte 4 umfasst Maschinen- und Fahrzeugbau (*DF* und *DG*). Die Tabelle schließt mit Spalte 5, d. h. mit den Ergebnissen des Preisbereinigungsverfahrens für die Branchenklassifikation *DL*, unter der Bereiche wie Elektrotechnik, Datenverarbeitung, Nachrichtentechnik sowie Feinmechanik/Optik subsumiert sind.

Der obere Teil der Tabellen weist wiederum die folgende Dreiteilung auf: a) klassische Produktionsfaktoren Arbeit und Kapital, b) Kontrolle für technischen Fortschritt und ggf. weitere Sektordifferenzierung sowie c) zusätzliche Variablen infolge des Preisbereinigungsverfahrens (Industrieproduktion und Marktanteil). Die Spezifikation erfolgt nach wie vor in logarithmierter Form (vgl. Gleichung (10) bzw. Gleichung (13)).

Der untere Tabellenteil gibt jeweils Auskunft über die Zahl der in die Schätzung einbezogenen Betriebe, über Güte des Modells sowie über weitere Spezifikationstests. Besonderes Augenmerk gilt dabei den vier durch H_0 gekennzeichneten Hypothesen. Diese konfrontieren speziell das vorgeschlagene Bereinigungsverfahren mit der empirischen Evidenz des Verarbeitenden Gewerbes. Dokumentiert ist jeweils das Signifikanzniveau, auf dem die Nullhypothese abzulehnen ist.

So lässt sich beispielsweise der Term (0.03) in Spalte 4 (Tabelle 2) dahingehend interpretieren, dass sich die Preisbildung im Holzgewerbe tatsächlich heterogen vollzieht und dass dieses Ergebnis auf dem 3 %-Niveau statistisch abgesichert ist. Die darunterliegende Hypothese lässt sich als Test des Erkenntnisgewinns des im vorliegenden Papier entwickelten Preiskorrekturverfahrens im Vergleich zu aus der Literatur bereits bekannten Ansätzen auffassen. Hierdurch wird natürlich ebenfalls der Erklärungsgehalt des (um Zutrittsschranken erweiterten) Dixit-Stiglitz-Modells monopolistischer Konkurrenz überprüft (Dixit und Stiglitz (1977)).

Die durch die dritte Nullhypothese $p_i = C'[Q_i]$ postulierte Behauptung lautet, der vom Betrieb erzielte Produktpreis entspreche den Grenzkosten. Wird diese Hypothese verworfen, so belegt dies die dauerhafte Existenz von Renten (so wie in Modell 4). Für die präsentierten Beispielschätzungen, die nach Industrien trennen, ist dies allerdings lediglich für das Papier- und Druckgewerbe belegt.

Abschließend wird die Hypothese konstanter Skalenerträge angegangen, d. h. die Behauptung, in der Summe addierten sich die beiden Faktorelastizitäten (α_1 und α_2 aus Gleichung (11)) zu Eins. Ähnlich wie bei Klette (1994) werden konstante Skalenerträge auf üblichem Signifikanzniveau nur für wenige der untersuchten Industrien abgelehnt. Im Detail sind dies das Holzgewerbe, für das zudem betriebsindividuelle Preisaufschläge nachgewiesen werden, sowie — was nicht weiter verwundert — die Chemische Industrie.

Tabelle 2: Präferenzen für Gütervielfalt und heterogene Preise, Produktivitätsschätzung^a nach Industrien getrennt, abh. Variable: Arbeitsproduktivität ($\ln R_{it} - \ln L_{it}$), Methode: OLS, robuste t-Werte

	Ernährung <i>b</i>	Keramik/Glas <i>b</i>	Textil/Leder Bekleidung <i>b</i>	Holzgewerbe <i>b</i>
$\ln L_{it}$	-0.0111 (0.0459)	0.0169 (0.0201)	-0.0621 (0.0480)	0.0596** (0.0196)
$\ln K_{it} - \ln L_{it}$	0.7296** (0.0567)	0.9242** (0.0695)	0.7059** (0.0932)	0.6770** (0.0474)
Zeitdummies	ja	ja	ja	ja [†]
interne Sektordummies	—	ja [†]	ja**	ja
Industrieoutput ^c		-0.0157 (0.1456)	0.8906 (0.5817)	0.6213 (0.9309)
Marktanteil ^d	0.0377 (0.0312)	0.0227 (0.0258)	0.0400 (0.0380)	-0.0608* (0.0235)
Fallzahl	119	125	68	94
R^2	77.75	76.43	64.22	76.52
Ramsey-Test ^e	(0.01)	(0.11)	(0.21)	(0.12)
H_0 : homogene Preisbildung ^f	(0.23)	(0.65)	(0.25)	(0.03)
H_0 : $\mu_s = \mu_i$ ^g	(0.23)	(0.38)	(0.29)	(0.01)
H_0 : $p_i = C'[Q_i]$ ^h	(0.23)	(0.78)	(0.14)	(0.46)
H_0 : konstante SKE ⁱ	(0.81)	(0.39)	(0.20)	(0.01)

Signifikanzniveau: †: 10% *: 5% **: 1%

^a Datenquelle: Das Hannoveraner Firmenpanel, Wellen 1 bis 4; Statistisches Bundesamt ; Bundesbank.

^b Standardabweichung in Klammern.

^c Formal: $\ln Q_{it} - \ln L_{it}$, Industrieabgrenzung gemäß WZ 93 (vergleichbar ISIC-Rev. 3-Klassifikation, Bald-Herbel und Herbel (1995), Nowack und Weisbrod (1995), Statistisches Bundesamt (1998)).

^d Marktanteil (MShare) des Betriebs, Marktsegment des wichtigsten Produkts, logarithmierter Wert: $\ln Q_{it} - \ln Q_{st}$.

^e Nullhypothese: Keine unterdrückten Variablen, Signifikanzniveau für Ablehnung in Klammern.

^f Signifikanzniveau für den Rückschluss auf heterogene Preissetzung.

^g Test auf Gültigkeit der vorgestellten Modellerweiterung im Preisbereinigungsverfahren im Vergleich zu Klette und Griliches (1996) und Crepon et al. (1999), Signifikanzniveau für die Verwerfung der Nullhypothese identischer Markups auf betrieblicher und Sektorebene.

^h Nullhypothese: Betrieb folgt der *Preis = Grenzkosten-Regel*, Signifikanzniveau für Ablehnung in Klammern.

ⁱ Signifikanzniveau für die Verwerfung der Hypothese konstanter Skalenerträge in Klammern.

Tabelle 3: Präferenzen für Gütervielfalt und heterogene Preise, Produktivitätsschätzung^a nach Industrien getrennt, abh. Variable: Arbeitsproduktivität ($\ln R_{it} - \ln L_{it}$), Methode: OLS, robuste t-Werte

	Papier-/ Druckgewerbe ^b	Chemie/Gummi/ Kunststoff ^b	Metallerzeug./ -verarbeitung ^b	Maschinen-/ Fahrzeugbau ^b	E-Technik/EDV/ Feinm.-Optik ^b
$\ln L_{it}$	0.0147 (0.0218)	0.0569** (0.0115)	-0.0053 (0.0245)	0.0342 (0.0247)	0.0226 (0.0275)
$\ln K_{it} - \ln L_{it}$	0.7097** (0.0589)	0.6029** (0.0893)	0.5066** (0.0650)	0.6258** (0.0594)	0.7029** (0.0834)
Zeitdummies	ja**	ja	ja	ja [†]	ja
interne Sektordummies	ja	ja	ja**	ja**	ja*
Industrieoutput ^c	0.4329* (0.2017)	-0.1027 (0.2738)	-0.0483 (0.0206)	0.3002 (0.2248)	-0.2221 (0.4333)
Marktanteil ^d	0.0322* (0.0141)	-0.0054 (0.0172)	0.0488* (0.0206)	0.0683** (0.0225)	0.0539* (0.0218)
Fallzahl	107	164	111	210	94
R^2	69.53	74.22	47.17	54.09	79.44
Ramsey-Test ^e	(0.80)	(0.00)	(0.28)	(0.13)	(0.00)
H_0 : homogene Preisbildung ^f	(0.00)	(0.91)	(0.05)	(0.01)	(0.05)
H_0 : $\mu_s = \mu_i$ ^g	(0.03)	(0.76)	(0.02)	(0.01)	(0.02)
H_0 : $p_i = C'[Q_i]$ ^h	(0.05)	(0.71)	(0.62)	(0.28)	(0.53)
H_0 : konstante SKE ⁱ	(0.50)	(0.00)	(0.83)	(0.17)	(0.41)

Signifikanzniveau: †: 10% *: 5% **: 1%

^a Datenquelle: Das Hannoveraner Firmenpanel, Wellen 1 bis 4; Statistisches Bundesamt ; Bundesbank.

^b Standardabweichung in Klammern.

^c Formal: $\ln Q_{it} - \ln L_{it}$, Industrieabgrenzung gemäß WZ 93 (vergleichbar ISIC-Rev. 3-Klassifikation, Bald-Herbel und Herbel (1995), Nowack und Weisbrod (1995), Statistisches Bundesamt (1998)).

^d Marktanteil (MShare) des Betriebs, Marktsegment des wichtigsten Produkts, logarithmierter Wert: $\ln Q_{it} - \ln Q_{St}$.

^e Nullhypothese: Keine unterdrückten Variablen, Signifikanzniveau für Ablehnung in Klammern.

^f Signifikanzniveau für den Rückschluss auf heterogene Preissetzung.

^g Test auf Gültigkeit der vorgestellten Modellerweiterung im Preisbereinigungsverfahren im Vergleich zu Klette und Griliches (1996) und Crepon et al. (1999), Signifikanzniveau für die Verwerfung der Nullhypothese identischer Markups auf betrieblicher und Sektorebene.

^h Nullhypothese: Betrieb folgt der *Preis = Grenzkosten-Regel*, Signifikanzniveau für Ablehnung in Klammern.

ⁱ Signifikanzniveau für die Verwerfung der Hypothese konstanter Skalenerträge in Klammern.

Insgesamt scheinen Präferenzen für Gütervielfalt und insbesondere das in diesem Zusammenhang vorgestellte Preisbildungsmodell sowie dessen Umsetzung in das empirische Korrekturverfahren die Arbeitsproduktivität zufriedenstellend zu erklären für klassische Konsumgüterzweige des Verarbeitenden Gewerbes. Dort existieren auch deutliche Differenzen zwischen dem Markup–Pricing auf Sektorebene und dem betrieblichen Markup. Nicht so gut geeignet scheint dieses Verfahren für die Erklärung des Preisbildungsprozesses im Ernährungsgewerbe sowie im klassischen Zwischenproduktebereich. Hier mögen Aspekte wie Subventions- und Preispolitik oder aber Zulieferer- bzw. Vertriebsbeziehungen im Vordergrund stehen.

Für drei der betrachteten Branchengruppen weist der Ramsey–Test auf unterdrückte Variablen auf ebensolche hin. Hier wäre in künftigen Untersuchungen für weitere Faktoren zu kontrollieren. Insbesondere in der Gruppe *Chemische Industrie/Gummi/Kunststoff* aber auch in der Gruppe *Datenverarbeitung/Elektrotechnik/Feinmechanik/Optik* ist an die Modellierung heterogener Arbeit zu denken, etwa an die Berücksichtigung der Qualifikationsstruktur, der Anreizsteuerung sowie der Aus- und Weiterbildung. Auch sollte der technische Fortschritt noch genauer modelliert werden, wobei insbesondere auch an faktorgebundene Varianten sowie Zusammenhänge mit Reorganisation zu denken ist. Eine interessante Fragestellung betrifft darüber hinaus das Zusammenspiel zwischen heterogener Preisbildung, Innovation und Reorganisation.

Die Anwendung des Preisbereinigungsverfahrens folgte vornehmlich Illustrationszwecken. Die Kontrolle unbeobachteter betrieblicher Heterogenität in Panel-schätzungen wird daher ebenfalls Gegenstand künftiger Untersuchungen sein.

4 Fazit

Dieses Papier fügt sich in den Untersuchungsrahmen von Produktionsfunktionen ein, wobei das klassische Produktivitätsmaß Pro–Kopf–Output Gegenstand der Analyse war. Ziel war dabei die empirische Überprüfung des Produktivitätszusammenhangs sowie die konsistente Schätzung der Faktorelastizitäten, wenn eine Annahmenverletzung im Bereich der Preisbildung vorliegt, d. h. heterogene Preise existieren. In diesem Zusammenhang wurde ein geeignetes Preisbereinigungsverfahren entwickelt, das auf Betriebsdaten anzuwenden ist.

Die Integration eines derartigen Verfahrens ist dann angeraten, wenn das betriebliche Produktionsniveau nicht beobachtbar ist. Dann wird üblicherweise auf den Umsatz bzw. die Wertschöpfung zurückgegriffen. Im Falle homogener Preis-

bildung ist dies ohne Konsequenz auf die geschätzten Faktorelastizitäten. Erfolgt die Preisbildung allerdings auf betrieblicher Ebene, wie z. B. in Modellen unvollkommener Gütermärkte, impliziert dies eine verzerrte Schätzung der Faktorelastizitäten. Auf einem Modell zur monopolistischen Konkurrenz basierend konnten die vorangehenden Überlegungen allerdings zeigen, dass sich für diese Verzerrung leicht korrigieren lässt, wenn zwei zusätzliche Variablen in die Produktivitätsgleichung aufgenommen werden: Durch Integration des betrieblichen Marktanteils sowie des sektoralen Produktionsvolumens eliminiert sich der Bias vollständig.

Diese Behauptung wurde in anschließenden Produktivitätsschätzungen überprüft, die sich auf Daten aus dem Verarbeitenden Gewerbe beziehen. Zur Überprüfung waren verschiedene Datenquellen zu kombinieren. Während die Informationen über Umsatz, Beschäftigung, Marktanteil etc. dem Betriebspaneldatensatz des Hannoveraner Firmenpanels entnommen wurden, stammt die zweite Kontrollvariable aus dem öffentlich zugänglichen Datenbestand des Statistischen Bundesamts. Verküpfungsvariable war die Sektorzugehörigkeit des Betriebs.

Die Ergebnisse sind insgesamt recht vielversprechend, d. h. die Relevanz heterogener Preisbildung ist empirisch belegt. Ebenso deckte sich die Vermutung betriebsspezifischer Markups im Vergleich zu branchenspezifischen Grenzkostenaufschlägen. Das empirische Bild zeigt sich differenzierter, wenn die Branchen getrennt untersucht werden. Die soeben getroffenen Aussagen lassen sich dabei halten für das Holzgewerbe, für das Papier- und Druckgewerbe, für die Metallherzeugung und -verarbeitung, für den Maschinen- und Fahrzeugbau sowie für die Branchengruppierung Elektrotechnik/Datenverarbeitung.

In künftigen Schätzungen, die über den illustrativen Charakter des vorliegenden Papiers hinausgehen, wird für heterogene Produktionsfaktoren und unbeobachtete betriebsspezifische Heterogenität zu kontrollieren sein. Auch sind verzögerte Einflüsse und persistente Variablen genauer zu inspizieren. Darüber hinaus bietet das Zusammenspiel von Innovation, Reorganisation und heterogener Preisbildung ein interessantes Forschungsfeld. Dabei stellt sich zudem die Frage, inwieweit Preisbildungsprozesse sich als stabil erweisen können.

Literatur

- Bald-Herbel, Christiane und Herbel, Norbert (1995), Die Umstellung der Indizes im Produzierenden Gewerbe auf Basis 1991. *Wirtschaft und Statistik* S. 181–191.
- Crepon, Bruno, Desplatz, Rozenn und Mairesse, Jacques (1999), Price Cost Margins. INSEE, Discussion Paper No. G9917.
- Dixit, Avinash K. und Stiglitz, Joseph (1977), Monopolistic Competition and Optimum Product Diversity. *American Economic Review* **67**, 297–308.
- Klette, Tor J. (1994), Estimating Price Cost Margins and Scale Economies from a Panel of Microdata. Statistics Norway, Discussion Paper No. 130.
- Klette, Tor J. und Griliches, Zvi (1996), The Inconsistency of Common Scale Estimators when Output Prices are Unobserved and Endogenous. *Journal of Applied Econometrics* **11**, 343–361.
- Levinsohn, James und Petrin, Amil (1999), When Industries Become More Productive, Do Firms? NBER Working Paper No. W6893.
- Mairesse, Jacques, Hall, Bronwyn H. und Mulkay, Benoit (1999), Firm-Level Investment in France and in the United States: An Explanation of What We Have Learned in Twenty Years. *Annales d'Economie et de Statistique* **56–56**, 27–69.
- Nowack, Marlene und Weisbrod, Joachim (1995), Auswirkungen der NACE-Verordnung und der PRODCOM-Verordnung auf die kurzfristigen Statistiken im Bergbau und Verarbeitenden Gewerbe. *Wirtschaft und Statistik* S. 192–200.
- Olley, G. Steven und Pakes, Ariel (1996), The Dynamics of Productivity in the Telecommunications Equipment Industry. *Econometrica* **64**, 1263–1297.
- Statistisches Bundesamt (1996), Produzierendes Gewerbe, Indizes der Produktion und der Arbeitsproduktivität, Produktion ausgewählter Erzeugnisse im Produzierenden Gewerbe. *Fachserie 4, Reihe 2.1, Dezember* .
- Statistisches Bundesamt (1997), *Statistisches Jahrbuch 1997 für die Bundesrepublik Deutschland*. Metzler-Poeschel, Stuttgart.
- Statistisches Bundesamt (1998), Index der Erzeugerpreise gewerblicher Produkte (Inlandsabsatz), Früheres Bundesgebiet. *Wirtschaft und Statistik* S. 170*–171*.

A Variablenbeschreibung

Tabelle 4: Deskriptive Statistik der Variablen der Produktivitätsschätzungen

Variable	Mittelwert	Std. Abw.	N	Beschreibung ^a
$\ln K_{it} - \ln L_{it}$	9.826	0.688	2124	Inputfaktor Kapital, gemessen als Kapitalintensität auf Basis der gewählten Spezifikation, logarithmierter Wert,
$\ln L_{it}$	8.797	1.111	2124	Inputfaktor Arbeit, gemessen als Zahl der Beschäftigten im Jahresdurchschnitt, logarithmierter Wert,
$\ln R_{it} - \ln L_{it}$	10.913	0.522	2124	Arbeitsproduktivität (abhängige Variable), logarithmierter Wert,
Industrieproduktion	1.708	0.211	1484	Produktionsvolumen des Sektors, gemessen durch $\ln Q_{it} - \ln L_{it}$, I-Klassifizierung gemäß WZ 93, logarithmierter Wert,
Marktanteil	1.678	1.242	1638	Marktanteil des Betriebs im Marktsegment des wichtigsten Produkts: $\ln Q_{it} - \ln Q_{St}$, logarithmierter Wert,
Sektorkontrolle			2124	Dummyvariable für die Sektorzugehörigkeit des Beobachtungsträgers (30 Sektoren, Klassifizierungsgrundlage: WZ 93 (vergleichbar ISIC Rev. 3)).
Zeitkontrolle			2124	Dummyvariable für das Beobachtungsjahr (1993, 1994, 1995, 1996).

^a Deflationierte Werte in EUR.