

# Technische Effizienz, Wachstum und Konvergenz in den Arbeitsmarktregionen der Bundesrepublik Deutschland (West)

Eine ökonometrische Analyse für die Verarbeitende Industrie  
mit einem „Frontier Production Function“-Modell\*

## Technical Efficiency, Economic Growth and Convergence of the Labour Market Regions in the Federal Republic of Germany

An Econometric Analysis for the Manufacturing Industry Using a  
‘Frontier Production Function’ approach\*

Von Hans Joachim Schalk, Gerhard Untiedt, Jörg Lüschow, Münster

### *1. Problemstellung*

In der Bundesrepublik Deutschland soll nach Auffassung von Wissenschaft und wirtschaftspolitischer Praxis die regionale Strukturpolitik am Wachstums- und Ausgleichsziel orientiert sein (Hamm, Klemmer, 1993; 123, SVR 1993, 206). Das regionale Wachstumsziel ist gesamtwirtschaftlich ausgerichtet und impliziert die Allokation der Faktoren im Raum derart, daß das Bruttosozialprodukt in der gesamten Volkswirtschaft maximiert wird. Argumentiert man (wie in der neoklassischen Wachstumstheorie) auf der Grundlage einer aggregierten und für alle Regionen identischen substitutionalen Produktionsfunktion mit konstanten Skalenerträgen, so ist die wachstumsoptimale Allokation der Faktoren dann erreicht, wenn ihre Grenzproduktivitäten in allen Regionen identisch sind (Fürst, Klemmer, Zimmermann, 1976, 101). Maximierung des gemeinsamen Sozialprodukts aller Regionen ist unter diesen Voraussetzungen gleichbedeutend mit „räumlicher Effizienz“<sup>1</sup>. Da sich in diesem Fall die regionalen Kapitalintensitäten angeglichen haben müssen, kann auch das Ausgleichsziel, gemessen durch die Arbeitsproduktivität bzw. das Einkommen pro

---

\* Die Autoren bedanken sich bei der Deutschen Forschungsgemeinschaft für die gewährte finanzielle Unterstützung.

<sup>1</sup> Vgl. zum Problem der räumlichen Effizienz und zu verschiedenen „Effizienzregeln“ ausführlicher *Homburg* (1993).

Beschäftigten, als erfüllt betrachtet werden. Zwischen allokativer und distributiver Zielsetzung besteht somit kein Zielkonflikt. Sind die weiteren Voraussetzungen der Theorie erfüllt, müßte es allein durch die Marktkräfte zu einer interregionalen Angleichung der Einkommen pro Kopf kommen, wenn in der Ausgangssituation ein Grenzproduktivitätsgefälle zwischen den Räumen besteht. Es würde sich ein Kapitalstrom aus den „reichen“ in die „armen“ Regionen ergießen, der das Produktivitäts- und Einkommensgefälle zum Ausgleich bringt (Berthold, 1993; Lucas, 1990).

In diesem (neoklassischen) Modell liegt der einzige Grund für Wachstumsverluste in der „allokativen“ Ineffizienz, die dann gegeben ist, wenn sich die Grenzproduktivitäten der Faktoren interregional noch nicht angeglichen haben, und die Regionen mit unterschiedlichen Faktorintensitäten auf der gemeinsamen Produktionsfunktion produzieren. Eine andere und möglicherweise quantitativ bedeutsamere Ursache für Produktionsineffizienzen, nämlich „technische“ Ineffizienz, wird mit der Definition der Produktionsfunktion von vornherein aus der Betrachtung ausgeschlossen. Technische Ineffizienz liegt dann vor, wenn in einer Region mit gegebenen Inputmengen ein geringerer als der maximal mögliche Output produziert wird. Die theoretische Konzeption der Produktionsfunktion setzt aber technische Effizienz voraus, d. h. es wird einfach angenommen, daß sich die Regionen immer auf dem „Rand“ („frontier“) der Produktionsfunktion befinden. Die regionale Produktion ist so hoch, wie sie mit den gegebenen Faktoren und dem verfügbaren Wissen sein kann (Olson, 1993, 193).

In der Realität werden jedoch nicht immer effiziente Produktionsverfahren eingesetzt. Die regionalen Wirtschaften unterscheiden sich nicht nur im Faktoreinsatzverhältnis, sondern auch im technischen Effizienzgrad. „Nichtallokative“ technische Ineffizienzen dürften sogar eher die Regel sein. Sie zeigen sich darin, daß mit einer bestimmten Faktorkombination in einer Region ein größeres Produkt pro Kopf erwirtschaftet werden kann als in einer anderen, d. h. daß die Produktionsmöglichkeiten einer Region nicht voll genutzt werden (können). Sind die „armen“ Regionen gleichzeitig auch technisch ineffizient, ist es möglich, daß die Grenzproduktivität des Kapitals trotz niedrigerer Ausstattung mit Kapital pro Arbeitskraft geringer ist als in den „reichen“ Regionen. Kapital kann in den „reichen“ Regionen effizienter eingesetzt werden und dort einen größeren Beitrag zum gesamtwirtschaftlichen Wachstum leisten. Interregionale Unterschiede im Einkommen pro Kopf werden sich in diesem Fall verfestigen, Konvergenz muß nicht stattfinden<sup>2</sup>. Für die regionale Strukturpolitik wäre es deshalb wichtig zu wissen, wo und in welchem Maße technische Ineffizienzen auftreten, mit deren Abbau dem Wachstums- und Ausgleichsziel gleichzeitig gedient wäre.

Dieser Beitrag beschäftigt sich hauptsächlich mit den (methodischen) Möglichkeiten, regionale technische Ineffizienz quantitativ zu ermitteln. Dies wird, nach der Darstellung verschiedener Effizienzbegriffe im 2. Abschnitt, Gegenstand der Untersuchung in den beiden folgenden Abschnitten sein. In den letzten Jahren ist eine eigene Literatur zur Effizienzmessung entstanden<sup>3</sup>, in der verschiedene Verfahren entwickelt worden sind, von denen einige, die in dieser Arbeit zur Anwendung gelangen, im 3. Abschnitt vorgestellt werden. Im 4. Abschnitt werden dann die ökonometrischen Schätzungen

<sup>2</sup> Jedoch kann eine bedingte Konvergenz in dem Sinne bestehen, daß sich jede Region ihrem eigenen „steady-state“ Pro-Kopf-Einkommen mit abnehmenden Wachstumsraten annähert; vgl. *Sala-i-Martin* (1990).

<sup>3</sup> Vgl. für eine zusammenfassende Übersicht und den Stand der Diskussion *Fried, Lovell, Schmidt* (1993).

sowie die Ergebnisse der Messung für die technischen Effizienzgrade der Verarbeitenden Industrie in den Arbeitsmarktregionen präsentiert. Abschließend wird der Versuch unternommen, aus den empirischen Ergebnissen erste Anhaltspunkte für eine wachstums- und ausgleichsorientierte regionale Strukturpolitik zu gewinnen.

Es drängt sich geradezu auf, nach der quantitativen Ermittlung der technischen Ineffizienzen eine Ursachenanalyse auszuschließen, in der ihre Bestimmungsfaktoren und mögliche Ansätze für effizienzsteigernde Maßnahmen untersucht werden. Eine solche Analyse ist Gegenstand eines gesonderten Beitrags, der sich in Vorbereitung befindet.

## 2. Technische Effizienz, allokativen Effizienz und Rand-Produktionsfunktion

Das regionale Effizienzproblem läßt sich am besten anhand der ursprünglich mikroökonomischen Konzeption einer Produktionsfunktion darstellen. In ihrer allgemeinen Form definiert die Produktionsfunktion entweder den maximal möglichen Output, der mit gegebenen Inputmengen erzielt werden kann oder die minimale Inputmenge zur Erstellung eines bestimmten Output. Sie beschreibt „die technisch maximal mögliche Produktionsmenge, nicht eine prinzipiell auch mögliche geringere Menge. Die Produktionsfunktion impliziert damit ... technische Effizienz in dem Sinne, daß die mit der gegebenen Technik vorhandene Produktionsmöglichkeit voll ausgenutzt wird“ (Schumann, 1992, 139).

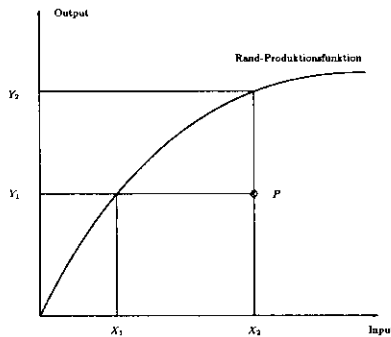


Abb. 1. Rand-Produktionsfunktion und ineffiziente Produktion.

In Abbildung 1 sei die eingezeichnete Kurve die regionale „frontier“- oder Rand-Produktionsfunktion. Nicht in allen Regionen wird zu jedem Zeitpunkt die beste Technologie angewendet, so daß in der Realität immer Outputwerte zu beobachten sein werden, die unterhalb der Rand-Produktionsfunktion liegen. Beispielsweise repräsentiert P einen technisch ineffizienten Produktionspunkt. Das Ausmaß der technischen Ineffizienz kann durch den relativen Produktionsverlust gemessen werden:  $(Y_2 - Y_1)/Y_2$ . Die technische Effizienz läßt sich in diesem Fall durch das Verhältnis  $Y_1/Y_2$  ausdrücken, das auch als Outputeffizienz bezeichnet wird. Ein weiteres Ineffizienz-Maß geht vom konstantem Output aus und mißt die relative Inputverschwendung bei der Produktion von  $Y_1$ :  $(X_2 - X_1)/X_2$ . Die technische Effizienz beträgt

dann  $X_1/X_2$ . Beide Effizienz- bzw. Ineffizienzmaße sind allerdings nur für konstante Skalenerträge der Produktionsfunktion identisch<sup>4</sup>.

Der Unterschied zwischen technischer und allokativer Effizienz läßt sich an einem Isoquanten-Diagramm verdeutlichen. Dazu sei angenommen, daß zwei Inputmengen, z. B. Kapital  $K$  und Arbeit  $L$ , eingesetzt werden und die Rand-Produktionsfunktion  $Y = f(K, L)$  bekannt ist. Die Produktion sei durch konstante Skalenerträge charakterisiert, so daß die Produktionsfunktion als  $1 = f(K/Y, L/Y)$  geschrieben und die Rand-Technologie durch die Einheitsisoquante I-I in Abb. 2 dargestellt werden kann<sup>5</sup>.

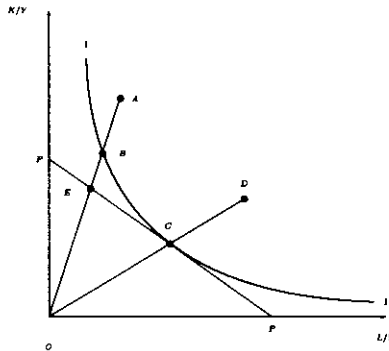


Abb. 2. Einheitsisoquante, technische und allokativer Ineffizienz.

Die Regionen B und C liegen genau auf dieser Isoquante. Dies impliziert, daß zur Herstellung ihres Output nicht mehr Inputmengen als notwendig eingesetzt werden, d. h. beide Regionen sind technisch effizient. Bei dem durch das Steigungsmaß der Isokostengeraden  $P - P$  repräsentierten Faktorpreisverhältnis sind jedoch die Kosten nur in Region C im Minimum, in Region B dagegen bei dieser Faktorpreisrelation höher, da dort zu kapitalintensive Produktionstechniken verwendet werden. Die allokativer Effizienz der Region B ist  $OE/OB$ , die entsprechende allokativer Ineffizienz  $1 - OE/OB$ , während für Region C die allokativer Effizienz Eins und die allokativer Ineffizienz Null beträgt. Die allokativer Ineffizienz zeigt an, um welchen Anteil die Kosten gesenkt werden können, wenn die richtige Inputkombination gewählt wird. Als Maß für die allokativer Ineffizienz kann auch das Verhältnis der Grenzproduktivitäten der Faktoren (die Grenzrate der Substitution) bei Abwesenheit von technischer Ineffizienz zu der jeweiligen Faktorpreisrelation verwendet werden (Harris, 1991; Hansen, 1993, 15). Allokativer Ineffizienz liegt dann vor, wenn dieses Maß von Eins abweicht<sup>6</sup>.

Region D ist zwar allokativer effizient, da das Faktoreinsatzverhältnis kostenminimal ist, aber technisch ineffizient, weil zuviel von beiden Inputmengen verwendet wird. Der Grad der technischen Effizienz wird durch das Verhältnis  $OC/OD$  gemessen. Es gibt

<sup>4</sup> Zur Beweisführung vgl. *Todd* (1985, 301f.).

<sup>5</sup> Die Darstellung geht auf *Farrell* zurück, dessen Artikel *Farrell* (1957) Ausgangspunkt aller Arbeiten zur Effizienzmessung und Schätzung von „frontier functions“ ist.

<sup>6</sup> Die Messung von allokativer Effizienz ist allerdings nicht Gegenstand dieser Untersuchung.

den Teil der eingesetzten Inputmengen an, der zur Entstehung des gegebenen Output tatsächlich benötigt wird. Das technische Ineffizienzmaß der Region,  $1 - OC/OD$ , gibt die maximale Reduktion von Kapital und Arbeit (bei konstantem Einsatzverhältnis) an, bei der die Produktion eines gegebenen Output noch aufrecht erhalten werden kann<sup>7</sup>.

Die technische Effizienz von Region A ist  $OB/OA$ , ihre allokativer Effizienz  $OE/OB$ . Die totale Effizienz der Region ist das Produkt aus technischer und allokativer Effizienz,  $OE/OA$ . Die totale Ineffizienz,  $1 - OE/OA$ , mißt den Anteil der Kosten, der eingespart werden könnte, wenn Region A mit der Technik, der Kapitalintensität und unter den Verhältnissen der Region C produzieren würde.

Zusammenfassend kann festgehalten werden, daß sich die allokativer Effizienz auf die Auswahl der optimalen Inputkombination bei gegebenen Faktorpreisen und technische Effizienz auf die Produktion des maximal möglichen Output mit den verfügbaren Faktoren bezieht. Es stellt sich jetzt die Frage, weshalb Regionen unterhalb ihrer Rand-Produktionsfunktion produzieren und somit technische Ineffizienz festgestellt werden kann. Ein Grund dürfte darin liegen, daß in den Regionen bestimmte Faktorinputs, die üblicherweise nicht explizit in der Produktionsfunktion berücksichtigt werden (können), in unterschiedlichen Mengen und Qualitäten zur Verfügung stehen. Beispiele sind qualitative Unterschiede bei den Faktoren Arbeit (Erfahrung, Ausbildung, technisches Wissen) und Kapital (Alter bzw. technologischer Stand), Unterschiede in der Ausstattung der Regionen mit Infrastrukturkapital und natürlichen Ressourcen (Umweltfaktoren), im Agglomerationsgrad (externe Effekte), der Innovationsfähigkeit der Unternehmen und der Fähigkeit der Regionen zur Förderung von Forschung und Entwicklung. Die unterschiedliche regionale Verfügbarkeit dieser „Faktorinputs“ wirkt sich in der Weise aus, daß einige Regionen mit denselben in der Produktionsfunktion explizit berücksichtigten Faktoren einen höheren Output erzielen als andere. Oder allgemeiner: Die Produktionsfunktionen sind von Region zu Region aufgrund regionsspezifischer Produktionsbedingungen verschieden. In der ökonomischen Analyse kommt dies in regional unterschiedlichen technischen Effizienzgraden zum Ausdruck. Wenn alle weggelassenen Inputmengen in die Produktionsfunktion einbezogen werden könnten, würden diese Unterschiede im beobachteten Effizienzgrad wieder verschwinden, da die Produktionsfunktionen überall identisch wären<sup>8</sup>.

Eine weitere Ursache für regional unterschiedliche technische Effizienzgrade ist dadurch gegeben, daß die branchenmäßige Zusammensetzung des verwendeten Aggregats Verarbeitende Industrie regional verschieden sein kann. Da sich die sektoralen Technologien unterscheiden, produzieren dann auch die Regionen auf unterschiedlichen Produktionsfunktionen. Die „frontier function“ mißt die „äußerste“ dieser Produktionsfunktionen. Für alle anderen Regionen, die unterhalb dieser Produktionsfunktion produzieren, wird dann technische Ineffizienz gemessen.

Um regionale technische (In-)Effizienzen ermitteln zu können, muß zunächst die Rand-Produktionsfunktion (Abb. 1) und damit die effiziente Einheits-Isoquante  $I - I$

<sup>7</sup> Eins minus diesem technischen Ineffizienzmaß entspricht der Formulierung von technischer Effizienz durch *Debreu* (1951) und *Farrell* (1957); vgl. auch *Lovell* (1993, 10).

<sup>8</sup> Die Frage, ob sich die Produktionsfunktionen von Region zu Region unterscheiden, ist deshalb „a matter of terminology. If the production function is supposed to include every conceivable influence on output (such as climate) and detailed descriptions of each input (such as age, intelligence, and education of the labor force), then it follows that production functions are the same everywhere. There is no reason for them to differ because all such „reasons“ are already in the function“ (*Brown*, 1971, 355). Siehe dazu auch *Carlsson* (1972, 475f.).

(Abb. 2) empirisch ermittelt werden. Das Problem besteht darin, daß die Rand-Produktionsfunktion mit Daten für Regionen berechnet werden muß, die technisch ineffizient sein können. Die einfache Methode der Kleinsten-Quadrate (OLS) würde bei gegebener technischer Ineffizienz lediglich eine „Durchschnitts“-Funktion schätzen, welche die „average practice“-Technologie aber nicht die technisch effiziente repräsentiert. Benötigt werden Schätzverfahren, die eine alle Beobachtungen umhüllende Funktion liefern und Outputwerte höchstens genau auf dem Rand dieser Umhüllenden zulassen. Im folgenden Abschnitt werden einige Verfahren vorgestellt, mit denen eine solche Randfunktion ermittelt werden kann. Die geschätzte Rand-Produktionsfunktion repräsentiert allerdings nicht technisch effiziente Produktion im absoluten Sinne, sondern lediglich die „best practice“-Technologie unter den tatsächlich praktizierten, möglicherweise ineffizienten Produktionsverfahren.

### 3. Rand-Produktionsfunktionen

#### 3.1. Ökonometrische Modelle

Die zur Schätzung von Rand-Produktionsfunktionen verwendeten Verfahren lassen sich in deterministische und stochastische unterscheiden<sup>9</sup>. Wir beschränken uns in dieser Arbeit, da deterministische Verfahren u. a. ausgeprägt auf einflußreiche Beobachtungen bzw. Ausreißer reagieren und eine statistische Überprüfung der Ergebnisse nicht möglich ist, auf die ökonometrische Schätzung stochastischer „frontier production function“-Modelle. Deren theoretische Konzeption wurde von Aigner, Lovell, Schmidt (1977), Meeusen, van den Broeck (1977) und Battese, Corra (1977) unabhängig voneinander entwickelt.

Die grundlegende Idee dieses Ansatzes beruht auf der Annahme, daß die Störgröße der zu schätzenden Rand-Produktionsfunktion in zwei Komponenten, die eigentliche Störvariable und die technische Ineffizienz zerlegt werden kann<sup>10</sup>. Dadurch wird es möglich, die technische Ineffizienz von anderen zufälligen Einflüssen zu trennen und die Rand-Produktionsfunktion zu berechnen.

Es sei  $y_r$  der Output und  $x_r$  der  $(1 \times k)$ -Vektor der Inputfaktoren in Region  $r$  mit  $r = 1, \dots, R$ . Der Output wird beeinflusst von der Störgröße  $u_r$ , so daß die Produktionsfunktion in linearer Form geschrieben werden kann als:

$$y_r = \alpha + x_r \beta + u_r, \quad (3.1)$$

worin  $y_r$  und  $x_r$  logarithmierte Variable sind und  $\beta$  dem  $(k \times 1)$  Vektor der Regressionskoeffizienten entspricht.  $u_r$  besteht aus zwei Komponenten, der üblichen Störvariable  $\varepsilon_r$  und  $v_r$ , der regionalen technischen Ineffizienz:

$$u_r = \varepsilon_r - v_r \quad (3.2)$$

<sup>9</sup> Für Übersichten über die verschiedenen Methoden zur Schätzung von Rand-Produktionsfunktionen vgl. *Førsund, Lovell, Schmidt* (1980), *Schmidt* (1985/86) und *Bauer* (1990). Deterministische Verfahren, wie z. B. die Lineare Programmierung wurden von *Brockhoff* (1970) und *Schalk* (1976) zur Schätzung von Produktionsfunktionen eingesetzt.

<sup>10</sup> Daher wird das Modell von einigen Autoren auch als composed error-Modell bezeichnet.

Die Störvariable  $\varepsilon_r$ , die Auswirkungen stochastischer Schocks auf die Produktion in einer Region und Meßfehler der abhängigen Variable erfaßt, sei eine Zufallsvariable mit Mittelwert Null und konstanter Varianz. Die technische Ineffizienz  $v_r$  sei unabhängig von  $\varepsilon_r$  und größer gleich Null. Der nichtnegative Term  $v_r$  bringt zum Ausdruck, daß der Output auf oder unterhalb der Rand-Produktionsfunktion liegen muß, die aufgrund von  $\varepsilon_r$  selbst eine stochastische Funktion ist.

Unter den Annahmen, daß  $\varepsilon_r$  unabhängig und identisch normalverteilt ist mit  $\varepsilon_r \sim N(0, \sigma_\varepsilon^2)$  und  $v_r$  aus einer zensierten Normalverteilung mit  $v_r \sim |N(0, \sigma_v^2)|$  stammt, ergibt sich das von Aigner, Lovell und Schmidt (1977) entwickelte Modell, das im allgemeinen über eine numerische Optimierungsprozedur zu berechnen ist<sup>11</sup>. Die Schätzung des Modells mit Querschnittsdaten ist aber mit folgenden Problemen verbunden (Schmidt, Sickles, 1984):

- Es ist nicht möglich, die technische Ineffizienz jeder Region konsistent zu schätzen. Hingegen kann eine durchschnittliche technische Ineffizienz bestimmt werden, die hier aber von geringerem Interesse ist.
- Die Berechnung des Modells und die Zerlegung von  $u_r$  in  $v_r$  und  $\varepsilon_r$  setzt Annahmen über Verteilung der technischen Ineffizienz und der Störvariable voraus. Es ist unbekannt wie robust die Schätzwerte der technischen Ineffizienz sind, wenn diese nicht zutreffen.
- Unter der Annahme der Normalverteilung für die technische Ineffizienz wird Unabhängigkeit zwischen dem deterministischen und dem stochastischen Teil der Gleichung vorausgesetzt. Besteht jedoch in Wirklichkeit Abhängigkeit zwischen Produktionsfunktion und technischer Ineffizienz, werden inkonsistente Schätzwerte für die Parameter der Rand-Produktionsfunktion berechnet.

Die Probleme können auch dadurch nicht überwunden werden, daß für einen gegebenen Zeitpunkt die Zahl der Querschnittsbeobachtungen erhöht wird. Schmidt und Sickles (1984) zeigen, daß alle drei Probleme im Prinzip gelöst werden können, wenn statt der Querschnittsdaten kombinierte Zeitreihen-Querschnittsdaten verwendet werden, d. h. wenn für jede Region  $r = 1, \dots, R$  Beobachtungswerte zu den Zeitpunkten  $t = 1, \dots, T$  vorliegen.

Für kombinierte Zeitreihen- und Querschnittsdaten, die auch als Panel-Daten bezeichnet werden, sind verschiedene Schätzverfahren entwickelt worden, die sich über die Annahmen bezüglich der Parameter und der Störgrößen voneinander unterscheiden<sup>12</sup>.

Zur Ableitung der Verfahren, die in dieser Arbeit zur Anwendung gelangen, betrachten wir das Modell:

$$y_{rt} = \alpha + x_{rt}\beta + \varepsilon_{rt} - v_r \quad (3.3)$$

$$\text{mit } r = 1, \dots, R \quad \text{und} \quad t = 1, \dots, T$$

worin  $x_{rt}$  und  $\beta$  identische Dimensionen wie  $x_r$  und  $\beta$  in (3.1) haben.  $\varepsilon_{rt}$  ist eine identisch und unabhängig verteilte Störvariable mit Mittelwert Null und Varianz  $\sigma_\varepsilon^2$ , die von

<sup>11</sup> Die Likelihoodfunktion und die partiellen Ableitungen der Funktion sind in Aigner, Lovell, Schmidt (1977) wiedergegeben.

<sup>12</sup> Für Übersichten über die verschiedenen Verfahren und ihre Implikationen vgl. Chamberlain (1984), Hsiao (1986) oder Hübler (1990).

den Regressoren  $x_{rt}$  und der technischen Ineffizienz unabhängig ist. Für  $v_r$  gelte  $v_r \geq 0$  mit Mittelwert  $\mu$  und Varianz  $\sigma_v^2$  und Unabhängigkeit von  $\varepsilon_{rt}$ . Gl. (3.3) ist ein spezielles Modell aus der Panel-Daten Analyse, das keine spezifischen Zeiteffekte aber regionsspezifische technische Ineffizienzen aufweist. Für die regionsspezifischen Effekte  $v_r$  wird *Zeitinvarianz* unterstellt<sup>13</sup>. In Abhängigkeit von den Annahmen für die technische Ineffizienz ergeben sich unterschiedliche Modelle, zu deren Schätzung verschiedene Verfahren anzuwenden sind.

Modell I resultiert aus der Vernachlässigung regionsspezifischer technischer Ineffizienzen und der Anwendung des OLS-Verfahrens auf die Modellgleichung (3.3). Da der Erwartungswert von  $v_r$  gleich  $\mu$  ist, kann Gl. (3.3) auch geschrieben werden als:

$$y_{rt} = \alpha^* + x_{rt}\beta + \varepsilon_{rt}^* \quad (3.4)$$

$$\text{mit } \alpha^* = \alpha - \mu \quad \text{und} \quad \varepsilon_{rt}^* = \varepsilon_{rt} - v_r + \mu$$

Die OLS-Schätzwerte für  $\beta$  und  $\alpha^*$  sind konsistent, wenn entweder R oder R und T gegen  $\infty$  streben und die regionsspezifischen Effekte  $v_r$  nicht mit den Regressoren korreliert sind. Die Rand-Produktionsfunktion (3.3) kann aus (3.4) aber nicht berechnet werden, da bei einer gegebenen Datenmenge  $\mu$  unbekannt ist. Auch wenn sich aus diesem Modell nicht regionale technische Ineffizienzen bestimmen lassen, kann es als Basis zur Überprüfung der Hypothese dienen, ob regionale technische Ineffizienzen existieren.

Modell II ergibt sich aus der Annahme, daß  $v_r$  für jede Region ein konstanter nicht zufälliger Wert ist. Gl. (3.3) kann dann geschrieben werden als:

$$y_{rt} = \alpha - v_r + x_{rt}\beta + \varepsilon_{rt} \quad (3.5)$$

oder

$$y_{rt} = \alpha_r + x_{rt}\beta + \varepsilon_{rt} \quad (3.6)$$

Für jede Region wird somit ein separater Ordinatenabschnitt unterstellt.

Die Schätzwerte für die Parameter  $\alpha_r$  und  $\beta$  können mit verschiedenen äquivalenten Verfahren berechnet werden (Johnston 1984, 398–400). Eine Möglichkeit besteht in der Anwendung des OLS-Verfahrens, wenn der Ordinatenabschnitt entfernt und stattdessen R Dummy-Variable definiert werden, die zu Schätzwerten für  $\alpha_r$  führen. Alternativ können (R - 1)-Dummy-Variable definiert werden und der Ordinatenabschnitt verbleibt im Modell. Die dritte Möglichkeit besteht darin, unter Verwendung der Beobachtungswerte in mittelwertbereinigter Form über die Regionen ( $y_{rt} - \bar{y}_r$ ,  $x_{rt} - \bar{x}_r$ ) zunächst Schätzwerte für  $\beta$  unter Verwendung des OLS-Verfahrens zu berechnen. Die Schätzwerte für  $\alpha_r$  sind definiert als Mittelwerte der Residuen über die Regionen. Die beschriebenen Ansätze werden auch als Dummy-, Within- oder Fixed-Effects-Schätzverfahren bezeichnet.

<sup>13</sup> Die Behauptung einer im Zeitablauf unveränderlichen technischen Ineffizienz ist nicht sonderlich realistisch, „but on the other hand it is a powerful one, since it allows one to remedy certain serious problems of frontier models.“ (Schmidt 1985/86, 313). Ansätze, die technische Ineffizienz zeitvariabel zu gestalten, sind erst in jüngster Vergangenheit entwickelt worden, vgl. bspw. Cornwell, Schmidt, Sickles (1990) und Kumbhakar (1990).



Die Schätzwerte sind für die Steigerungsparameter  $\beta$  konsistent, wenn entweder T oder R gegen  $\infty$  streben (Hsiao, 1986, 32). Konsistenz für jeden Ordinatenabschnitt  $\alpha_r$  setzt hingegen  $T \rightarrow \infty$  voraus. Der wesentliche Vorteil der Behandlung der technischen Ineffizienz als fixierte Größe ist, daß die Konsistenz der Schätzwerte nicht von einer Annahme über die Verteilung der technischen Ineffizienz abhängt und auch nicht durch mögliche Korrelationen zwischen den Regressoren und der regionsspezifischen technischen Ineffizienz beeinflußt wird. Ein Nachteil des Verfahrens ist, daß keine Möglichkeit besteht, zeitinvariante aber über die Regionen variierende Regressoren in die Gleichung aufzunehmen (Schmidt, Sickles, 1984). Der Einfluß der zeitinvarianten regionalen Faktoren wird über die regionsspezifischen Ordinatenabschnitte erfaßt.

Sind Schätzwerte  $\hat{\alpha}_r$  gegeben, können die „best practice“-Rand-Produktionsfunktion und die technischen Ineffizienzgrade ermittelt werden. Für die Rand-Produktionsfunktion gilt der Ordinatenabschnitt:

$$\hat{\alpha} = \max(\hat{\alpha}_r) \quad (3.7)$$

und die Schätzwerte für die technische Ineffizienz in der Region r erhält man aus:

$$\hat{v}_r = \hat{\alpha} - (\hat{\alpha}_r) \quad (3.8)$$

Diese Vorgehensweise impliziert, daß die Region mit dem größten Ordinatenabschnitt als effizient betrachtet wird, d. h.  $\hat{v}_r$  ist für diese Region gleich Null.  $\hat{\alpha}$  und  $\hat{v}_r$  werden aber nur dann konsistent sein, wenn sowohl T als auch  $R \rightarrow \infty$  streben.

Modell III erhält man, wenn  $v_r$  nicht als fixierter Effekt sondern als Zufallsvariable mit konstanter Varianz  $\sigma_v^2$  angesehen wird. Die zu schätzende Modellgleichung ist dann:

$$\begin{aligned} y_{rt} &= \alpha - \mu + x_{rt}\beta + \varepsilon_{rt} - v_r + \mu \\ &= \alpha^* + x_{rt}\beta + \varepsilon_{rt}^* \end{aligned} \quad (3.9)$$

und stimmt mit der zu schätzenden Gleichung (3.4) des Modells I überein. Die Schätzwerte für die unbekanntenen Modellparameter werden durch die Verallgemeinerte Methode der Kleinsten-Quadrate (GLS) berechnet<sup>14</sup>.

Die Eigenschaften der Schätzwerte des GLS-Modells sind u. a. davon abhängig, ob die Varianzen bekannt sind oder nicht (Schmidt, Sickles, 1984). Im Fall bekannter Varianzen sind die GLS-Schätzer für  $\alpha^*$  und  $\beta$  konsistent, wenn entweder T oder  $R \rightarrow \infty$  streben. Gegenüber dem Fixed-Effects-Modell (Modell II) ergibt sich hier ein Effizienzgewinn, der aber mit zunehmendem T geringer wird und für  $T \rightarrow \infty$  verschwindet. Wenn  $\sigma_\varepsilon^2$  und  $\sigma_v^2$  unbekannt sind, basiert die GLS-Schätzung auf einer zweistufigen konsistenten Schätzprozedur. Die konsistente Schätzung von  $\sigma_v^2$  setzt aber  $R \rightarrow \infty$  voraus. In der vorliegenden Untersuchung ist R groß, während die Zahl der Beobachtungen T je Region relativ klein ist. Die Anwendung des Random-Effects-Modell dürfte in diesem Fall eine höhere Effizienz als das Fixed-Effects-Modell aufweisen.

<sup>14</sup> Die einzelnen Schritte zur Berechnung der GLS-Schätzwerte sind u. a. in Johnston (1984, 400–405) dargestellt.

Nach der Berechnung der GLS-Schätzwerte können die individuellen Ordinatenabschnitte ermittelt werden. Sie ergeben sich aus den Residuen  $\hat{\varepsilon}_{rt} = y_{rt} - x_{rt}\hat{\beta}$ , d. h. unter Vernachlässigung des Schätzwertes für den Ordinatenabschnitt  $\hat{\alpha}^*$  als:

$$\hat{\alpha}_r = \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T \hat{\varepsilon}_{rt} \quad (3.10)$$

Die technischen Ineffizienzgrade können nun wie bei Modell II mit (3.7) und (3.8) berechnet werden. Die dort getroffenen Aussagen bezüglich der Konsistenz der Schätzwerte gelten auch hier.

Modell IV entspricht einem Vorschlag von Pitt und Lee (1981), der eine direkte Erweiterung des von Aigner, Lovell und Schmidt definierten Modells für Panel-Daten darstellt. Es unterscheidet sich von allen bisher für Panel-Daten vorgestellten Modellen dadurch, daß verteilungstheoretische Annahmen sowohl für die Störvariable  $\varepsilon$  als auch für die technischen Ineffizienzgrade  $v$  getroffen werden. Für  $v_r$  wird angenommen:

$$v_r \sim |N(0, \sigma_v^2)| \quad (3.11a)$$

und für den Störterm  $\varepsilon_{rt}$  gilt:

$$\varepsilon_{rt} \sim N(0, \sigma_\varepsilon^2) \quad (3.11b)$$

Schätzwerte für dieses Modell ergeben sich aus der numerischen Maximierung der Likelihoodfunktion<sup>15</sup>. Die asymptotischen Eigenschaften dieses Modells sind nicht vollständig bekannt (Schmidt, Sickles, 1984). Es gilt jedoch, daß die ML-Schätzwerte unter den üblichen Gleichmäßigkeitsbedingungen konsistent sind, wenn  $R \rightarrow \infty$  strebt. Dieses gilt unabhängig von  $T$ . Das ML-Verfahren ist asymptotisch effizienter als alle bisher betrachteten Schätzverfahren, da es verteilungstheoretische Aspekte berücksichtigt, die in den übrigen Ansätzen nicht enthalten sind.

### 3.2 Ermittlung der technischen Effizienz

Die im vorstehenden Abschnitt dargestellten Modelle dienen dazu, die Rand-Produktionsfunktion für eine gegebene Datenmenge zu bestimmen. Im folgenden werden Maßgrößen dargestellt, die Auskunft über die Abweichungen der Regionen von der geschätzten Rand-Produktionsfunktion geben und eine Aussage über die technische Effizienz der Regionen ermöglichen.

Die regionspezifische technische Effizienz ist als das Verhältnis des Erwartungswerts des Output einer Region zu dem Erwartungswert des Outputs auf der Rand-Produktionsfunktion definiert (Battese, Coelli, 1988):

$$TE_r = \frac{E(Y_{rt}|v_r; t = 1, \dots, T)}{E(Y_{rt}|v_r = 0; t = 1, \dots, T)} \quad (3.12)$$

<sup>15</sup> Die Log-Likelihoodfunktion und die 1. partiellen Ableitungen sind in Appendix 1 in Pitt und Lee (1981) wiedergegeben.

Die Größe kann Werte zwischen Null und Eins annehmen. Für  $TE = 1$  liegt der realisierte Output auf der Rand-Produktionsfunktion, und die Region ist technisch effizient. Ein Wert von bspw. 0,8 bedeutet, daß die Region nur 80 % des Outputs realisiert, den eine effiziente Region mit derselben Inputmenge im Durchschnitt realisieren würde.

Für die logarithmisch-lineare Rand-Produktionsfunktion (3.1) ist das zu (3.12) korrespondierende Maß gleich:

$$\begin{aligned} TE_r &= \frac{E(e^{y_{rt}v_r}; t = 1, \dots, T)}{E(e^{y_{rt}v_r = 0}; t = 1, \dots, T)} \\ &= \frac{E(e^{\alpha + x_{rt}\beta + \varepsilon_{rt} - v_r}; t = 1, \dots, T)}{E(e^{\alpha + x_{rt}\beta + \varepsilon_{rt}}; t = 1, \dots, T)} \\ &= e^{-v_r} \end{aligned} \quad (3.13)$$

(3.13) wird zur Berechnung der regionalen technischen Effizienz für Modell II und III verwendet.  $v_r$  wird dabei durch den Schätzwert  $\hat{v}_r$  aus (3.8) substituiert.

Für das Modell IV ergibt sich die technische Effizienz der Region  $r$  aus<sup>16</sup>:

$$TE_r = \left\{ \frac{1 - \Phi(\sigma - (\mu_r/\sigma))}{1 - \Phi(-\mu_r/\sigma)} \right\} e^{(-\mu_r + 0,5\sigma^2)} \quad (3.14)$$

Darin entspricht  $\Phi(\cdot)$  der Verteilungsfunktion der Standardnormalverteilung, und es gilt:

$$\mu_r = \frac{-\sigma_v^2 \bar{\varepsilon}_r}{\sigma_v^2 + T^{-1}\sigma_\varepsilon^2}$$

mit

$$\bar{\varepsilon}_r = \overline{(\varepsilon_{rt} - v_r)} = \frac{1}{T} \sum_t \varepsilon_{rt}$$

und

$$\sigma^2 = \frac{\sigma_v^2 \cdot \sigma_\varepsilon^2}{\sigma_v^2 + T\sigma_\varepsilon^2}$$

Die in (3.14) unbekannt Parameter werden durch ihre ML-Schätzwerte ersetzt.

<sup>16</sup> Eine detaillierte Herleitung dieses Maßes ist in *Battese, Coelli* (1988) für den allgemeinen auf *Stevenson* (1980) zurückzuführenden Fall zu finden, in dem die  $v_r$  aus einer beim Wert Null zensierten Normalverteilung stammen. Im allgemeinen Fall ist es nicht notwendig zu unterstellen, daß der Mittelwert der Normalverteilung gleich Null ist.

## 4. Schätzergebnisse

Die verwendeten Daten beziehen sich auf Betriebe des Bergbaus und des Verarbeitenden Gewerbes der Bundesrepublik Deutschland (West) mit im allgemeinen mehr als zwanzig Beschäftigten<sup>17</sup>. Die Beobachtungsperiode umfaßt den Zeitraum 1978–1989. Statistische Erhebungseinheiten sind die Kreise und kreisfreien Städte. Diese wurden zu den 158 regionalen Diagnoseeinheiten, den sogenannten Arbeitsmarktregionen, die für die Zwecke der regionalen Wirtschaftspolitik abgegrenzt wurden, aggregiert<sup>18</sup>. Als Outputgröße wird die reale Bruttowertschöpfung zu Marktpreisen verwendet. Zwar ist die Bruttowertschöpfung zu Faktorkosten die geeignetere Größe zur Messung der Produktionsleistung, sie wird jedoch nicht nach Wirtschaftsbereichen ausgewiesen. Beide Aggregate differieren um die Produktionssteuern und Subventionen, denen keine Gütermengen gegenüberstehen. Mit wenigen Ausnahmen halten sich jedoch die Abweichungen zwischen beiden Größen auf der Ebene der Arbeitsmarktregionen in engen Grenzen<sup>19</sup>. Größere Diskrepanzen wurden lediglich für die Arbeitsmarktregionen Bayreuth, Heide, Ingolstadt, Karlsruhe, Lingen, Trier und Wilhelmshaven festgestellt. Diese Regionen mußten aus der ökonometrischen Analyse ausgeschlossen werden, da ihre Berücksichtigung die Ergebnisse erheblich verzerrte und die Güte der Teststatistiken beeinträchtigte. Der Arbeitseinsatz wird durch die Zahl der Beschäftigten gemessen und als Maß für den Kapitaleinsatz dient der reale Kapitalbestand der Region, der unter Anwendung der *perpetual inventory*-Methode berechnet wurde<sup>20</sup>.

Tabelle 1. Deskriptive Statistiken für die Verarbeitende Industrie

Variable	Kennung	Mittelwert	Standardfehler	Minimum	Maximum
Output in Mio. DM	Y	3029,21	5035,47	154,38	32013,77
Beschäftigte in Tsd.	L	45,21	67,71	2,40	434,22
Kapital in Mio.	K	5548,03	9932,86	274,50	72425,60
	ln Y	7,2092	1,0831	5,039	10,374
	ln L	3,1915	1,0349	0,875	6,074
	ln K	7,8566	1,0911	5,615	11,231

Tabelle 1 enthält einige statistische Angaben zu den Beobachtungswerten. Auffällig ist, daß sich die Minima und Maxima der beobachteten Werte um einen Faktor von ca. 20 unterscheiden, d. h. die kleinste Arbeitsmarktregion ist um das zwanzigfache kleiner

<sup>17</sup> Der kürzeren Schreibweise wegen wird dieses Aggregat im Titel und im Folgenden nicht ganz korrekt als „Verarbeitende Industrie“ bezeichnet.

<sup>18</sup> Vgl. zum Abgrenzungsverfahren und der Zuordnung der Kreise und kreisfreien Städte zu den Arbeitsmarktregionen *Eckey, Horn, Klemmer* (1990) und für Einzelheiten zu den Datenquellen den Anhang.

<sup>19</sup> Auf Kreisebene können sich größere Abweichungen z. B. durch die Mineralölsteuerbeträge ortsansässiger Raffinerien ergeben. Vgl. zu dieser Problematik ausführlicher *Treock* (1988).

<sup>20</sup> Zum Berechnungsverfahren vgl. ausführlicher *Deitmer* (1993, 35ff.).

als die größte. Dieser Unterschied führt zu ausgeprägter Heteroskedastizität zwischen den Regionen, die jedoch durch Logarithmierung eliminiert wird.

Die Korrelationen der logarithmierten Beobachtungswerte sind in Tabelle 2 enthalten. Die Variablen  $\ln A$  und  $\ln K$  sind jeweils mit  $\ln Y$  und untereinander hoch korreliert. Eine getrennte Untersuchung der Korrelation für jedes Jahr ergab keine signifikante Abweichung von dem Ergebnis in Tabelle 2. Es kann deshalb von (im Zeitablauf) konstanten Abhängigkeiten ausgegangen werden. Für die ökonometrische Analyse bedeutet die hohe Korrelation zwischen den erklärenden Variablen, daß zwar die Eigenschaften der Schätzverfahren unberührt bleiben, die berechneten Standardfehler der Regressionskoeffizienten aber inflationiert sind und Zurechnungsprobleme auftauchen können.

Tabelle 2. Korrelationsmatrix

	$\ln Y$	$\ln L$	$\ln K$
$\ln Y$	1	0,9835	0,9670
$\ln L$		1	0,9585
$\ln K$			1

Die ökonometrischen Schätzungen basieren auf Gleichung (3.1). Für zwei Faktorinputs  $L$  und  $K$  kann die logarithmierte Cobb-Douglas-Produktionsfunktion geschrieben werden als:

$$\ln Y_{rt} = \alpha + \beta_1 \ln L_{rt} + \beta_2 \ln K_{rt} + \varepsilon_{rt} - v_{rt} \quad (4.1)$$

$$\text{mit } r = 1, \dots, 151 \quad \text{und} \quad t = 1978, \dots, 1989.$$

Insgesamt stehen somit 1.812 Beobachtungen zur Verfügung. Die  $\varepsilon_{rt}$  werden für alle Modelle als normalverteilt mit Mittelwert Null und Varianz  $\sigma_\varepsilon^2$  unterstellt, während die Annahmen für  $v_r$  variieren.

Alternative Funktionstypen, wie z. B. die CES- oder auch die Translog-Produktionsfunktion, ergaben keine zufriedenstellenden Schätzergebnisse bzw. konnten wegen der besonders im Translog-Modell auftretenden Multikollinearität nicht ökonomisch sinnvoll interpretiert werden. Aus dem gleichen Grund wurde eine Zeitvariable zur Erfassung des Hicks-neutralen technischen Fortschritts aus allen Ansätzen weggelassen.

Die Ergebnisse der Schätzung sind in Tabelle 3 zusammengestellt. Das Resultat für Modell I basiert auf einer OLS-Schätzung ohne Berücksichtigung regionsspezifischer Effekte. Die Werte der partiellen Produktionselastizitäten von Arbeit und Kapital sind ökonomisch plausibel. Sie unterscheiden sich aber statistisch signifikant von den Ergebnissen der übrigen Modelle. Ursache dürfte die Nichtberücksichtigung regionsspezifischer Einflüsse sein<sup>21</sup>. Die Modelle II–IV besitzen einander ähnliche Schätzwerte

<sup>21</sup> Zu den Auswirkungen ausgelassener Variablen auf die Koeffizientenschätzwerte in linearen Regressionsmodellen vgl. bspw. Harvey (1994, 150).

Tabelle 3. Schätzwerte für die Produktionsfunktion (4.1) der Verarbeitenden Industrie

	Modell I OLS	Modell II Fixed-Effect	Modell III Random-Effect	Modell IV ML
$\alpha$	2,6835 (0,055)	–	2,5100** (0,066)	2,8338** (0,023)
$\beta_1$	0,7367 (0,012)	0,6623** (0,028)	0,6904** (0,015)	0,6823** (0,016)
$\beta_2$	0,2895 (0,012)	0,3308** (0,012)	0,3304** (0,011)	0,3272** (0,001)
Skalenelastizität	1,026	0,993 (0,029)	1,021 (0,010)	1,010 (0,012)
$R^2$	0,980	0,996	–	–
$\sigma_e^2$	–	0,0046	0,0046	0,0458** (0,00016)
$\sigma_v^2$	–	–	0,0199	0,096** (0,013)
$\sigma_u^2$	0,0240	–	–	–
Mehrpertiieller F-Test			52,51	
Breusch-Pagan-Test			6512,17	
Hausman-Test (III vs. II)			2,79	
Hausman-Test (IV vs. III)			2,70	

Standardfehler in Klammern.

\*\* bzw. \* signifikant auf dem 1 % bzw. 5 % Niveau.

Vgl. die Ausführungen im Text.

Regionsspezifische Schätzwerte für die Konstante sind nicht wiedergegeben.

Sie werden auf Anfrage zur Verfügung gestellt.

für die partiellen Produktionselastizitäten. Für alle Modelle kann die Hypothese, daß konstante Skalenerträge vorliegen, d. h. die Summe der partiellen Produktionselastizitäten gleich Eins sei, auf dem 1 % Signifikanzniveau nicht verworfen werden. Ungefähr konstante Skalenerträge für die Industrie wurden auch in anderen Studien für die Bundesrepublik (Schalk, 1976, 1994) und für andere Länder berechnet (Beeson, Husted, 1989, für die USA und Harris, 1982, 1991, für Großbritannien bzw. Nordirland).

Zur Überprüfung der Hypothese, daß keine regionalen technischen Ineffizienzen vorliegen, wurden der mehrpartielle F-Test (Harvey, 1994, 61) und der Breusch-Pagan-Test (Judge et al., 1985, 526) eingesetzt. Die Nullhypothese ist nach beiden Ansätzen auf dem 1 % Signifikanzniveau zu verwerfen, so daß von der Existenz regionaler technischer Ineffizienz ausgegangen werden kann.

Abschließend ist die Frage zu klären, welches der zur Schätzung der regionsspezifischen Einflüsse postulierten Modelle das am besten geeignete ist. Zum Teil ist die Entscheidung davon abhängig, von welchen Annahmen bezüglich  $v_t$  ausgegangen wird.

Tabelle 4. Deskriptive Statistiken zur technischen Effizienz in der Verarbeitenden Industrie

	Modell II	Modell III	Modell IV
durchschnittliche technische Effizienz	72,45	74,18	76,96
Standardfehler	10,43	10,25	8,27
Minimum	48,79	51,61	58,51
Maximum	100,00	100,00	100,00

Statistische Effizienzverluste können durch die Annahme fixierter  $v_t$  eintreten, da die GLS- und auch die ML-Schätzwerte bei gegebener Unabhängigkeit und Verteilung der technischen Ineffizienz effizienter sind. Andererseits können die GLS- und auch die ML-Schätzwerte inkonsistent sein, falls die erklärenden Variablen und die technische Ineffizienz korreliert sind. Die Fixed-Effects Schätzwerte sind in diesem Fall konsistent. Der Hausman-Spezifikationstest (Hausman, 1980) wird eingesetzt, um zwischen den Modellen zu diskriminieren. Das Ergebnis ist, daß die ML-Schätzwerte effizienter sind als die des Random-Effects- und des Fixed-Effects-Modell. Dennoch basiert die weitere Analyse in erster Linie auf den Schätzwerten des Modells III, da sich bei der Maximierung der Likelihoodfunktion des Modells IV für alternative Startwerte geringfügig von einander abweichende Koeffizientenschätzwerte ergaben. Ursächlich hierfür dürfte die mit der beobachteten Multikollinearität einhergehende „flache“ Zielfunktion sein (Harvey, 1994, 150).

Im Anhang sind in Tabelle A die technischen Effizienzgrade<sup>22</sup>, die sich für die Modelle II bis IV ergaben, für alle Arbeitsmarktregionen dargestellt. Sie sind in absteigender Reihenfolge geordnet. In Tab. 4 sind diese Ergebnisse zusammengefaßt. Alle Modelle liefern für den durchschnittlichen Effizienzgrad ähnliche Resultate. Die Werte liegen zwischen 72 % für Modell II und 77 % für Modell IV; sie sind aber nicht signifikant von einander verschieden. Die Differenz zwischen den niedrigsten Werten ist allerdings erheblich höher, was auf eine größere Spannweite des Effizienzniveaus des Modells II hinweist. Jedoch liegen die Effizienzgrade ziemlich nahe an ihren jeweiligen Mittelwerten, wie die Häufigkeitsverteilungen in Abb. 3 zeigen. Für alle Modelle liegen ca. 70 % der Regionen innerhalb einer Standardabweichung um die durchschnittliche Effizienz. Die außerhalb des Konfidenzintervalls liegenden Regionen sind für alle Modelle fast identisch. Die Ähnlichkeit der Rangpositionen, die von den Regionen hinsichtlich ihrer technischen Effizienz in den verschiedenen Modellen eingenommen wird, wurde über den Spearman-Rang-Korrelationskoeffizient (Bohley, 1992, 249f.) näher untersucht. Der Rangkorrelationskoeffizient beträgt bei einem Vergleich der Rangpositionen aus dem Fixed-Effects-Modell mit dem Random-Effects-Modell 0,97, aus dem Fixed-Effects-Modell mit dem ML-Modell 0,78 und aus dem Random-Effects-Modell mit dem ML-Modell 0,79. Auf Grund dieses Ergebnisses ist davon auszugehen, daß die Mehrzahl der Regionen in den verschiedenen Modellen ähnlich klassifiziert wird, d. h. Regionen mit geringer (hoher) technischer Effizienz in einem Modell besitzen auch in den anderen Modellen geringe (hohe) Werte für die technische Effizienz. Beispielsweise liegen in der Spitze und am Ende der Rangskala bei allen drei

<sup>22</sup> Zur Berechnung vgl. Abschnitt 3.2.

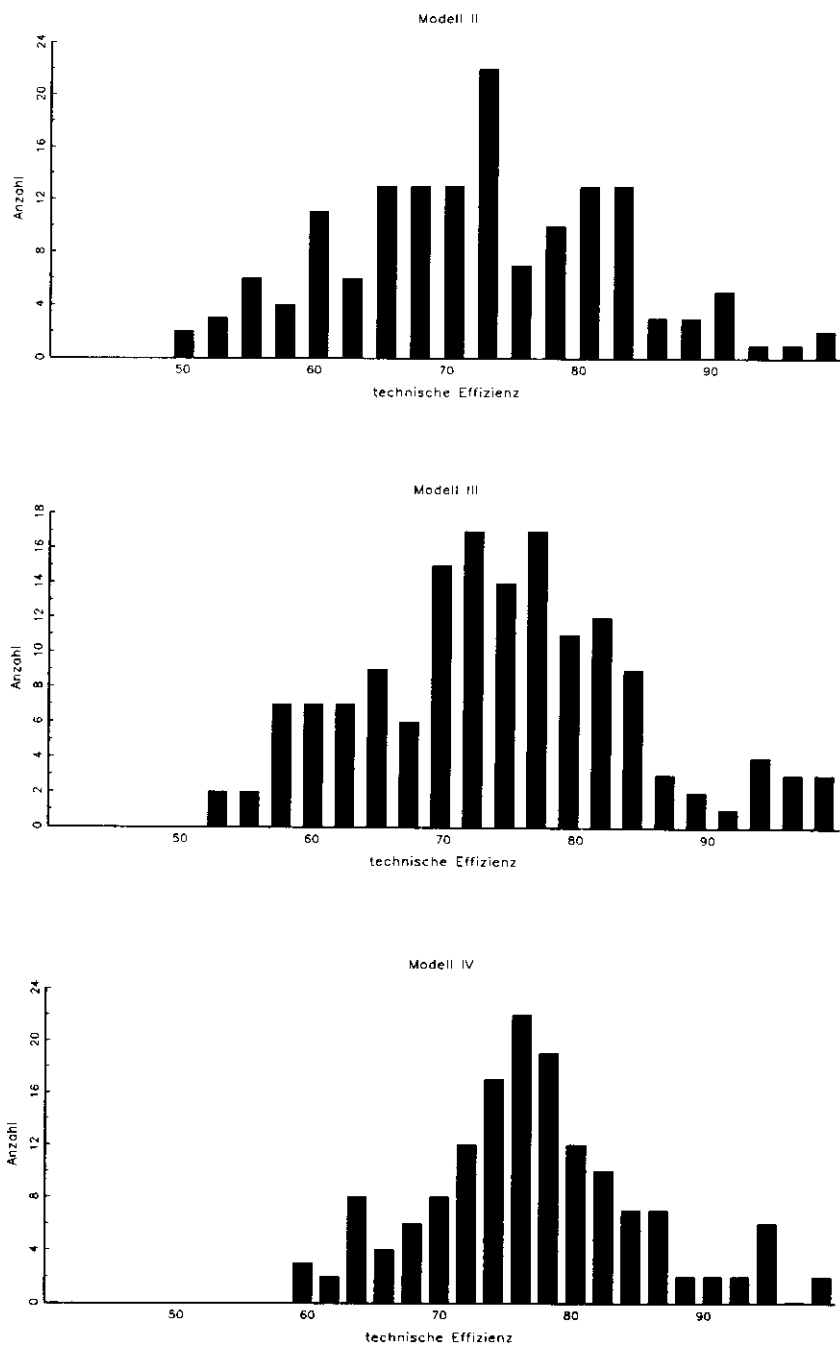


Abb. 3. Häufigkeitsverteilung der technischen Effizienzgrade.



Modellen immer dieselben Regionen, wenn auch in geringfügig anderer Reihenfolge. Man kann deshalb die Ergebnisse relativ gleich gut zur Beantwortung der Frage verwenden, um wieviel effizienter eine Region gegenüber einer anderen ist. Aus den bereits genannten Gründen wird jedoch das Modell III präferiert, mit dem die folgenden Auswertungen durchgeführt wurden.

### 5. *Schlußfolgerungen*

Aus den Ergebnissen für die Effizienzgrade, die mit dem präferierten Modell III erhalten wurden (vgl. Spalte 2 der Tab. A des Anhangs) geht hervor, daß mehr als 10 % der Arbeitsmarktregionen weniger als 60 % effizient sind. Die sich hieraus ergebenden Ineffizienzen von über 40 % dürfen jetzt allerdings nicht bereits als Maß für die mögliche Produktionssteigerung mißverstanden werden, die bei entsprechender Mobilisierung der (endogenen) Wachstumspotentiale (Klemmer, 1990, 561) allein mit den verfügbaren Inputs möglich wäre. Ein Teil der gemessenen Ineffizienzen dürfte bei dem hier verwendeten Aggregat lediglich Ausdruck der unterschiedlichen regionalen Produktzusammensetzung und damit unterschiedlicher sektoraler Produktionsfunktionen sein. Es kann aber nicht sinnvoll sein, zur Steigerung der „Effizienz“ in allen Regionen die Wirtschaftsstruktur der „effizientesten“ Region zu etablieren. Ein anderer Teil der Ineffizienzen dürfte seine Ursache in regional unterschiedlichen Ausstattungen mit Faktorinputs haben, die nicht oder nur unzulänglich in der Produktionsfunktion berücksichtigt wurden. Zur Erhöhung der „Effizienz“ wären dann mehr von diesen oder qualitativ andere Inputs erforderlich. Eine noch ausstehende Analyse der Ursachen der empirisch festgestellten Ineffizienzen sollte darüber näher Aufschluß geben. Dies ist zu bedenken, wenn im Folgenden versucht wird, an die Ausführungen in der Problemstellung anknüpfend, die Effizienzmessung im Hinblick auf die regionale Wachstums- und Ausgleichszielsetzung auszuwerten.

Nach dem neoklassischen Wachstumsmodell müßten die Regionen mit ihrem Einkommen pro Kopf konvergieren. Entsprechend sollte eine interregionale Angleichung der Produktivitäten zu beobachten sein, wenn im Ausgangszeitpunkt interregionale Divergenzen bestehen. Der Grund hierfür ist, daß arme Regionen eine niedrigere Ausstattung mit Kapital pro Kopf haben als reiche, ihre Grenzproduktivität des Kapitals ist deshalb höher. Dieses Produktivitätsgefälle sollte Anreiz dafür sein, daß Kapital reichlich in arme Regionen fließt, die dadurch schneller wachsen müßten.

In Abbildung 4 stellt die mit Y/L gekennzeichnete Kurve die Verteilung des Outputs pro Beschäftigten (bezogen auf den Durchschnitt) in den Arbeitsmarktregionen für das Jahr 1989 dar. Die interregionalen Abweichungen sind erheblich und betragen zwischen den 20 ärmsten und reichsten Regionen, selbst wenn Ausreißer an beiden Enden unberücksichtigt bleiben, bis zu 60 %. Für die anderen Jahre ergeben sich ähnliche Kurvenverläufe, was darauf hinweist, daß keine Konvergenz zwischen 1978 bis 1989 stattgefunden hat<sup>23</sup>. Die Dispersion des Einkommens pro Kopf kann auch durch den Variationskoeffizienten gemessen werden, der bei Konvergenz im Zeitablauf

---

<sup>23</sup> Diese Aussage bezieht sich auf den Durchschnitt aller Regionen und wird auch durch andere Studien empirisch bestätigt (vgl. z.B. *Koller*, 1990). Sehr viel weitergehende, detailliertere Analysen wären allerdings für eine bessere empirische Fundierung unserer Nicht-Konvergenz Aussage notwendig; vgl. bspw. *Barro, Sala-i-Martin* (1991) und *Blanchard, Katz* (1992).

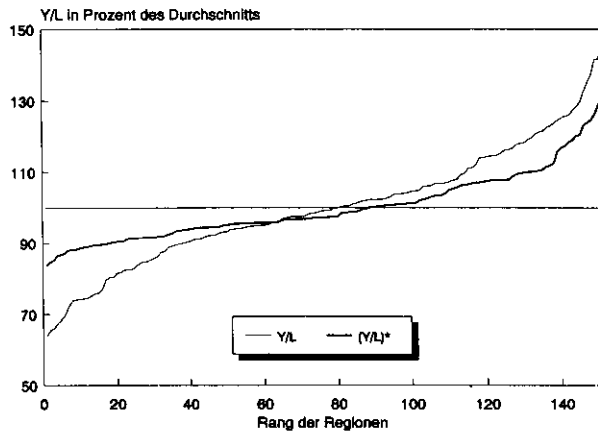


Abb. 4. Verteilung der Bruttowertschöpfung pro Beschäftigten in den Arbeitsmarktregionen 1989.

fallen sollte. Er weist jedoch für alle Jahre des Beobachtungszeitraums einen nahezu unveränderten Wert von ca. 17 % auf.

Eine aus dem Modell direkt ableitbare mögliche Ursache für die beobachtete Nicht-Konvergenz ist aus Abb. 5 ersichtlich, in der die Grenzproduktivität des Kapitals der Bruttowertschöpfung pro Beschäftigten in den Arbeitsmarktregionen für das Jahr 1989 gegenübergestellt ist. Im Durchschnitt ergibt sich eine schwach positive statistisch signifikante Beziehung (Steigungskoeffizient der eingezeichneten Geraden 0,00029, t-Wert 2,9): In den reichen Regionen ist die Grenzproduktivität des Kapitals tendenziell höher als in den armen. Das Modell prognostiziert somit keinen einkommensausgleichenden Kapitalfluß von den reichen in die armen Regionen gemäß der traditionellen Wachstumstheorie, d. h. Konvergenz, sondern ganz im Gegenteil tendenziell sogar

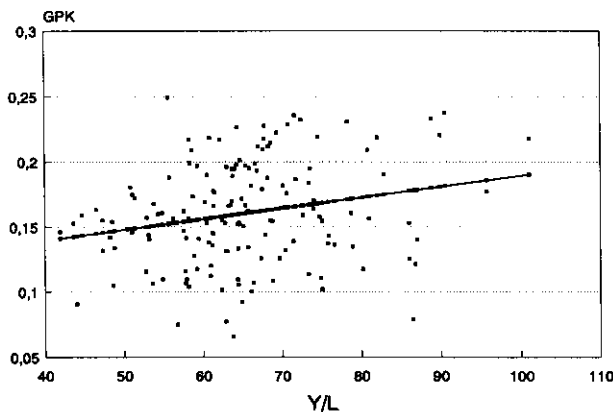


Abb. 5. Grenzproduktivität des Kapitals (GPK) und Bruttowertschöpfung pro Beschäftigten in den Arbeitsmarktregionen 1989.

Divergenz. Allerdings ist die Streuung der Werte um die Gerade in Abb. 5 beträchtlich, was auch in dem niedrigen  $R^2$  von 0,045 für die Schätzgleichung zum Ausdruck kommt. Dies deutet darauf hin, daß es eine Gruppe von Regionen gibt (links oberhalb und rechts unterhalb der Geraden in Abb. 5) zwischen denen Tendenz zur Konvergenz besteht und eine andere Gruppe von Regionen (links unterhalb und rechts oberhalb der Geraden), welche eher divergieren. Zur empirischen Fundierung dieser Vermutung wären weiterführende Analysen erforderlich, die aber mit dem hier verwendeten Datenmaterial nicht möglich sind<sup>24</sup>.

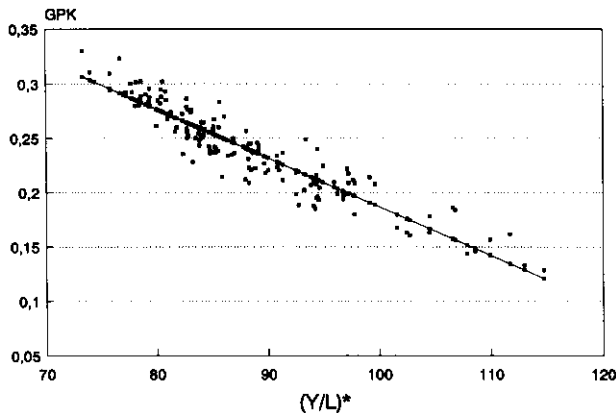


Abb. 6. Grenzproduktivität des Kapitals (GPK) und Bruttowertschöpfung pro Beschäftigten in den Arbeitsmarktregionen 1989 bei technischer Effizienz.

Technische Ineffizienzen sind zu einem erheblichen Teil für interregionale Einkommensunterschiede verantwortlich. Dies wird anhand der mit  $(Y/L)^*$  gekennzeichneten Kurve in Abb. 4 demonstriert, welche die Verteilung des Outputs pro Beschäftigten für 1989 unter der Annahme darstellt, daß in allen Regionen zu 100 % effizient produziert worden wäre. Gemessen am Variationskoeffizienten, der von 17 auf 10 % zurückgeht, wäre das interregionale Einkommensgefälle um fast die Hälfte geringer gewesen. In Abb. 6 ist der Zusammenhang zwischen Grenzproduktivität des Kapitals und dem Output pro Beschäftigten dargestellt, der sich für 1989 bei technisch effizienter Produktion in allen Arbeitsmarktregionen ergeben hätte. Die negative Steigung der eingezeichneten Geraden ist hochsignifikant und das Bestimmtheitsmaß beträgt 87 %. Mit der Beseitigung technischer Effizienzen wird die Grenzproduktivität des Kapitals insgesamt gesteigert und das Gefälle, das den Kapitalfluß aus den reichen in die armen Regionen anregt, erzeugt. Gleichzeitig wäre auf diese Weise die Voraussetzung dafür geschaffen, daß sich die regionale Strukturpolitik, die in Verfolgung des Ausgleichsziels privates Kapital vorwiegend in armen Regionen fördert, in Harmonie mit dem Wachstumsziel befindet.

<sup>24</sup> Vgl. für eine empirische Untersuchung zur Ermittlung eines „Konvergenz-Clubs“ unter Ländern Chatterji (1992).

*Anhang: Datenquellen*

Alle Daten sind für die Betriebe des Bergbaus und Verarbeitenden Gewerbes mit im allgemeinen mehr als 20 Beschäftigten. Die statistischen Quellen für den Faktor Arbeit (L), die Investitionen (I) und den Output sind die Statistischen Berichte EI1, EI4 und EI6 und die Gemeinschaftsveröffentlichung „Sozialproduktsberechnung der Länder“. Die regionalen Einheiten sind die Kreise und kreisfreien Städte (327), die zu den 158 sog. Arbeitsmarktregionen aggregiert wurden.

L Im Durchschnitt pro Jahr Beschäftigte in Tsd.

Y Bruttowertschöpfung (in Mio. DM), deflationiert mit dem Preisindex p.

I Bruttoanlageinvestitionen (in Mio. DM), deflationiert mit dem Preisindex q.

K Kapitalstock (in Mio. DM); nach dem perpetual inventory-Prinzip kumulierte Investitionen. Zum Berechnungsverfahren vgl. Deitmer (1993).

p Nationaler Preisindex für den Output (Basis 1980 = 100); Quelle: Görzig, Schintke, Schmidt (1990).

q Nationaler Preisindex für Investitionen (Basis 1980 = 100); Quelle: Görzig, Schintke, Schmidt (1990).

Tabelle A: Technische Effizienzen aus den Modellen II-IV

Region	TE Modell II (Within)	Region	TE Modell III (GLS)	Region	TE Modell IV (ML)
Hamburg	100.0	Flensburg	100.0	Hamburg	100.0
Paderborn	98.1	Husum	99.6	Celle	100.0
Flensburg	96.7	Paderborn	99.6	Kleve	95.6
Mainz	94.7	Idar Oberstein	95.3	Husum	95.3
Husum	92.3	Hamburg	96.1	Flensburg	94.7
Bremerhaven-Cuxhaven	92.0	Mainz	95.5	Mainz	94.2
Kleve	91.3	Bremerhaven-Cuxhaven	94.6	Burghausen	93.9
Idar Oberstein	91.0	Kleve	94.2	Stade	93.8
Wittlich	89.9	Wittlich	93.5	Köln	92.2
Gütersloh	89.6	Celle	93.1	Paderborn	92.0
Celle	89.4	Cochem	91.2	Bremen	90.5
Pforzheim	88.1	Gütersloh	89.6	Wolfsburg	89.8
Bremen	86.7	Pforzheim	88.4	Wittlich	89.0
Siegen	86.0	Simmerna	87.8	Kaufbeuren	88.0
M'heim/L'hafen/H'berg	85.4	Siegen	87.4	Euskirchen	87.5
Offenburg	84.4	Memmingen	85.6	Cochem	87.4
Köln	84.3	Bremen	85.2	G'kirchen/Ess./Boch.	86.9
Wolfsburg	84.1	Emden	84.9	M'heim/L'hafen/H'berg	86.8
Cochem	84.1	Offenburg	84.6	Nienburg	86.4
Koblenz	83.5	Kaufbeuren	84.6	Idar Oberstein	86.1
Simmerna	83.3	Lüneburg	84.3	Emden	85.7
Stuttgart	83.2	Töls	84.3	Töls	85.4
Memmingen	83.0	Kreuznach	83.4	München	85.0
Bielefeld	82.7	Wolfsburg	83.3	Düsseldorf	84.3
Siegen	82.5	Burghausen	83.1	Gütersloh	84.3
Frankfurt	82.3	Koblenz	83.0	Wiesbaden	84.0
Emden	82.2	Minden	82.8	Koblenz	84.0
München	82.2	Tuttlingen	82.8	Bitburg	83.6
Osabrück	81.8	Bodenseekreis	82.8	Dingolfing	83.2
Minden	81.8	Villingen/Schwenningen	82.3	Traunstein	82.9
Kaufbeuren	81.6	Traunstein	82.3	Lüneburg	82.4
Villingen/Schwenningen	81.5	Biberach	82.0	Simmerna	82.4
Bodenseekreis	81.2	Osabrück	81.9	Siegen	82.3
Töls	80.9	Bielefeld	81.8	Frankfurt	82.1
Tuttlingen	80.7	M'heim/L'hafen/H'berg	81.7	Leer	82.0
Düsseldorf	80.6	Siegen	81.6	Reichenhall	81.8
Burghausen	80.5	Köln	80.6	Garmisch-Partenkirchen	81.8
Kreuznach	80.4	Waldshut	80.6	Hannover	81.7
Lüneburg	80.2	Mergentheim	80.3	Rotenburg	81.3
Biberach	79.9	Freiburg	80.2	Landsberg	81.1
Freiburg	79.7	Detmold	79.3	Offenburg	81.0
Traunstein	79.4	Bitburg	79.3	Memmingen	80.9
Hannover	78.6	Lindau	79.3	Braunschweig	80.3
Waldshut	78.3	Freudenstadt	79.1	Stuttgart	80.3
Detmold	78.1	München	78.9	Rosenheim	80.0
Ulm	78.0	Stuttgart	78.7	Kreuznach	79.9
Kassel	77.9	Frankfurt	78.3	Waldshut	79.9
Reutlingen/Tübingen	77.9	Wiesbaden	78.3	Bodenseekreis	79.8
Hagen	77.7	Garmisch-Partenkirchen	78.2	Krefeld	79.7
Mergentheim	77.5	Düsseldorf	77.9	Soest	79.4
Wiesbaden	77.4	Reutlingen/Tübingen	77.9	Minden	79.1
Freudenstadt	75.8	Kassel	77.7	Mühlendorf	79.1
Lörrach	75.8	Reichenhall	77.7	Kassel	79.0
Heilbronn	75.6	Ulm	77.6	Siegen	78.9
Lindau	75.6	Dingolfing	77.5	Münster	78.8
Dingolfing	75.4	Lörrach	77.3	Regensburg	78.8
Ravensburg	75.0	Brake	76.7	Hagen	78.7
Göppingen	74.5	Nienburg	76.8	Lörrach	78.7
Nürnberg	74.1	Stade	76.8	Arnsberg	78.5
Bitburg	74.0	Euskirchen	76.8	Freiburg	78.5
Kempten	73.9	Ravensburg	76.6	Biberach	78.4
G'kirchen/Ess./Boch.	73.8	Hannover	76.5	Duisburg	77.9
Göttingen	73.7	Hagen	76.3	Bielefeld	77.9
Brake	73.4	Kempten	76.3	Uelsen	77.6
Regensburg	73.2	Leer	75.9	Nordhorn	77.5
Braunschweig	73.1	Heilbronn	75.7	Pforzheim	77.4
Euskirchen	73.0	Mühlendorf	75.7	Ravensburg	77.4
Baden-Baden	73.0	Göppingen	75.2	Baden-Baden	77.3
Kiel	72.9	Rosenheim	74.9	Itzehoe	77.2
Stade	72.6	Göttingen	74.7	Osabrück	77.1
Schwäbisch-Gmünd	72.6	Oldenburg	74.7	Detmold	77.1
Rosenheim	72.6	Karbach	74.7	Kempten	77.1
Nienburg	72.5	Schwäbisch Hall	74.7	Bremerhaven-Cuxhaven	76.9
Reichenhall	72.5	Donauwörth	74.7	Soltau-Fallingb.ostel	76.8
Schwäbisch Hall	72.2	Regensburg	74.4	Weilheim	76.8

## Fortsetzung Tabelle A

Region	TE Modell II (Within)	Region	TE Modell III (GLS)	Region	TE Modell IV (M)
Wuppertal	72.1	Baden-Baden	74.0	Goslar	76.7
Karbach	72.1	Rotthweil	73.8	Lindau	76.6
Oldenburg	71.9	Heidenheim	73.5	Brake	76.5
Rotthweil	71.9	Bamberg	73.5	Gummersbach	76.5
Donauwörth	71.8	Kiel	73.3	Holmsinden-Höxter	76.2
Heidenheim	71.8	Ansbach	73.3	Oldenburg	76.2
Garmisch-Partenkirchen	71.8	Hameln	73.1	Heilbronn	76.2
Möhlendorf	71.6	Schwäbisch-Gmünd	73.0	Hameln	76.1
Würrsburg	71.6	Braunschweig	72.9	Schaumburg	76.1
Bamberg	71.6	Landshut	72.8	Freudenstadt	76.0
Gummersbach	71.3	Würrsburg	72.5	Göppingen	75.9
Münster	71.3	Gummersbach	72.3	Villingen/Schwenningen	75.8
Ansbach	71.2	Weilheim	71.9	Göttingen	75.7
Leer	70.9	Dillingen	71.9	Ulm	75.7
Hameln	70.3	Marburg	71.8	Wuppertal	75.4
Landshut	70.2	Nordhorn	71.7	Donauwörth	75.3
Marburg	70.0	Nürnberg	71.6	Mönchengladbach	75.0
Holmsinden-Höxter	69.4	Holmsinden-Höxter	71.5	Kiel	74.9
Albstadt	69.2	Landenberg	71.5	Deggendorf	74.8
Krefeld	69.0	Künzeisau	71.4	Tuttlingen	74.7
Künzeisau	68.7	Erbach	71.1	Dillingen	74.7
Weilheim	68.7	Wuppertal	70.9	Mergentheim	74.6
Nordhorn	68.6	Schaumburg	70.7	Vechta	74.5
Kaiserslautern	68.5	Münster	70.5	Cloppenburg	74.3
Lübeck	68.2	G'kirchen/Ess./Boch.	70.4	Lübeck	74.2
Dillingen	68.2	Kaiserslautern	70.2	Gießen	74.1
Erbach	67.9	Albstadt	70.2	Düren	73.7
Schaumburg	67.6	Deggendorf	70.2	Kaiserslautern	73.6
Aachaffenburg	67.1	Rotenburg	69.8	Osterode	73.4
Osterode	66.9	Osterode	69.7	Erbach	73.3
Deggendorf	66.9	Lübeck	69.1	Karbach	73.3
Soest	66.6	Cloppenburg	69.1	Reutlingen/Tübingen	73.3
Augsburg	66.4	Pfarrkirchen	69.0	Schwäbisch Hall	73.2
Landenberg	66.3	Krefeld	68.8	Marburg	73.0
Mönchengladbach	66.0	Straubing	68.8	Würrsburg	72.9
Sigmaringen	65.7	Günzburg	68.7	Heidenheim	72.8
Günzburg	65.7	Sigmaringen	68.3	Nürnberg	72.6
Rotenburg	65.5	Soest	68.1	Bamberg	72.4
Cloppenburg	65.5	Uelzen	68.0	Dortmund	72.3
Straubing	65.1	Mosbach	67.6	Schwäbisch-Gmünd	72.3
Gießen	65.0	Aachaffenburg	67.5	Landshut	72.3
Mosbach	65.0	Mönchengladbach	66.4	Augsburg	71.7
Pfarrkirchen	65.0	Arsberg	66.1	Bocholt	71.4
Arsberg	64.8	Augsburg	66.1	Günzburg	71.1
Uelzen	64.1	Sozial-Fallingbostel	65.8	Saarbrücken	71.1
Pirmasens	63.6	Weissenburg	65.8	Straubing	70.7
Coburg	62.8	Pirmasens	65.6	Sigmaringen	70.4
Weissenburg	62.7	Kulmbach	65.4	Kulmbach	70.3
Sozial-Fallingbostel	62.4	Gießen	65.2	Rotthweil	70.2
Kulmbach	62.4	Limburg	64.2	Aschen	69.5
Limburg	61.1	Coburg	63.8	Künzeisau	69.5
Bocholt	61.0	Vechta	62.9	Pfarrkirchen	69.4
Fulda	60.8	Goslar	62.8	Ansbach	69.3
Düren	60.4	Eschwege	62.7	Mosbach	68.9
Saarbrücken	60.4	Bocholt	62.2	Limburg	68.6
Dortmund	60.3	Fulda	62.2	Albstadt	68.6
Goslar	60.1	Düren	61.9	Eschwege	68.0
Eschwege	59.7	Kronach	61.7	Fulda	67.5
Vechta	59.5	Itzehoe	60.7	Aachaffenburg	67.3
Duisburg	59.5	Passau	60.7	Hersfeld	65.8
Kronach	59.1	Neumarkt	60.3	Kisingen	65.3
Passau	59.0	Hof	59.8	Pirmasens	65.2
Hof	58.4	Dortmund	59.2	Amberg	64.9
Itzehoe	57.6	Saarbrücken	59.2	Neumarkt	64.6
Neumarkt	56.9	Kisingen	59.1	Coburg	64.3
Weiden	56.4	Weiden	58.7	Hof	63.6
Schweinfurt	56.4	Duisburg	58.1	Weissenburg	63.3
Marktredwitz	55.9	Schweinfurt	57.3	Neustadt/Saale	63.2
Kisingen	55.4	Marktredwitz	57.2	Schweinfurt	63.1
Hersfeld	54.4	Neustadt/Saale	57.1	Passau	63.0
Neustadt/Saale	54.0	Hersfeld	56.8	Kronach	62.8
Amberg	53.3	Cham	56.5	Weiden	62.6
Cham	53.3	Freyung	55.3	Cham	61.3
Freyung	51.9	Amberg	54.8	Marktredwitz	59.7
Aachen	51.1	Regen	51.9	Freyung	58.7
Regen	48.8	Aachen	51.6	Regen	58.6

*Literatur*

- Afriat, S. N. (1972), Efficiency Estimation of Production Functions. *International Economic Review* 13, 568–598.
- Aigner, D. J., Chu, S. F. (1968), On Estimating the Industry Production Function. *American Economic Review* 58, 826–835.
- Aigner, C. D. J., Lovell, A. K., Schmidt P. (1977), Formulation and Estimation of Stochastic Frontier Production Function Models. *Journal of Econometrics* 6, 21–37.
- Asmacher, Chr., Schalk, H. J., Thoss, R. (1987), Analyse der Wirkungen regionalpolitischer Instrumente. Münster.
- Barro, R., Sala-i-Martin, X. (1991), Convergence across States and Regions, (with discussion). *Brookings Papers on Economic Activity*, 107–182.
- Battese, G. E., Corra, G. S. (1977), Estimation of a Production Frontier Model: With Application to the Pastoral Zone of Eastern Australia. *Journal of Agricultural Economics*, Vol. 21, 169–179.
- Battese, G. E., Coelli, T. J. (1988), Prediction of Firm-Level Technical Efficiencies with a Generalised Frontier Production Function and Panel Data. *Journal of Econometrics* 38, 387–399.
- Bauer, P. W. (1990), Recent Developments in the Econometric Estimation of Frontiers. *Journal of Econometrics* 46, 39–56.
- Beeson, P. E., Husted, S. (1989), Patterns and Determinants of Productive Efficiency in State Manufacturing. *Journal of Regional Science* 29, 15–28.
- Berthold, N. (1992), Das Binnenmarktprojekt 1992. Konvergenz oder Divergenz in Europa? *Wist*, Heft 12, 598–604.
- Blanchard, O. J., Katz, L. F. (1992), Regional Evolutions, (with discussion). *Brookings Papers on Economic Activity*, 1–75.
- Bohley, P. (1992), Statistik – Einführendes Lehrbuch für Wirtschafts- und Sozialwissenschaftler. 5. Auflage, München.
- Bohnet, A., Beck, M. (1986), X-Effizienz-Theorie: Darstellung, Kritik und Möglichkeiten der Weiterentwicklung. *Zeitschrift für Wirtschaftspolitik* 35, 211–233.
- Breusch, T. G., Mizon, G., Schmidt, P. (1989), Efficient Estimation Using Panel Data. *Econometrica* 57, 695–700.
- Brockhoff, K. (1970), Zur Quantifizierung der Produktivität industrieller Forschung durch die Schätzung einer einzelwirtschaftlichen Produktionsfunktion – Erste Ergebnisse. *Jahrbücher für Nationalökonomie und Statistik* 184, 248–276.
- Brown, K. M. (1971), Regional Differences in Efficiency: Implications for a Model of Regional Income and Growth. *Geographical Analysis* 3, 354–360.
- Carlsson, B. (1972), The Measurement of Efficiency in Production: An Application to Swedish Manufacturing Industries 1968. *Swedish Journal of Economics* 74, 468–485.
- Chamberlain, G. (1980), Analysis of Covariance with Qualitative Data. *Review of Economic Studies* 47, 225–238.
- Chamberlain, G. (1984), Panel Data. *Griliches, Z., Intriligator, M. D. (Eds.): Handbook of Econometrics*, Vol. 2, Amsterdam u. a. O., 1248–1318.
- Chatterji, M. (1992), Convergence Clubs and Endogenous Growth. *Oxford Review of Economic Policy* 8, No. 4, New Approaches to Economic Growth, 57–69.
- Deitmer, I. (1993), Effekte der regionalen Strukturpolitik auf Investitionen, Beschäftigung und Wachstum. Münster.
- Dielman, T. E. (1989), Pooled Cross-Sectional and Time Series Analysis. New York, Basel.
- Debreu, G. (1951), The Coefficient of Resource Utilisation. *Econometrica* 19, 273–292.
- Eckey, H.-F., Horn, K., Klemmer, P. (1990), Abgrenzung von regionalen Diagnoseeinheiten für die Zwecke der regionalen Wirtschaftspolitik. *Beiträge zur Struktur- und Konjunkturforschung*, Band XXIX, Bochum.
- Farrell, M. I. (1957), The Measurement of Productive Efficiency. *Journal of the Royal Statistical Society* 120 A, 235–290.

- Førsund, F. R., Lovell, C. A. K., Schmidt, P.* (1980), A Survey of Frontier Production Functions and Their Relationship to Efficiency Measurement. *Journal of Econometrics* 13, 5–25.
- Fried, H. O., Lovell, C. A. K., Schmidt, S. S.*, (eds.) (1993), *Measurement of Productive Efficiency*. New York, Oxford.
- Fürst, D., Klemmer, P., Zimmermann, K.* (1976), *Regionale Wirtschaftspolitik*. Tübingen.
- Görzig, B., Schintke, J., Schmidt, M.* (1990), Produktionsvolumen und -potential, Produktionsfaktoren des Bergbaus und des Verarbeitenden Gewerbes in der Bundesrepublik Deutschland. Berlin.
- Greene, W. H.* (1980), Maximum Likelihood Estimation of Econometric Frontier Functions. *Journal of Econometrics* 13, 27–56.
- Greene, W. H.* (1990), *Econometric Analysis*. New York.
- Hamm, R., Klemmer, P.* (1993), Neue regionalwirtschaftliche Problemlagen im vereinten Deutschland und der Beitrag ausgewählter Fachpolitiken zu ihrer Lösung – eine klassifizierende Übersicht. *RWI-Mitteilungen* 44, 117–142.
- Hansen, G.* (1993), *Quantitative Wirtschaftsforschung*. München.
- Hanusch, H., Cantner, K.* (1991), Produktion öffentlicher Leistungen: Effizienz und technischer Fortschritt. *Jahrbücher für Nationalökonomie und Statistik* 208, 369–384.
- Harris, R. I. D.* (1982), Estimates of Inter-Regional Differences in Production in the United Kingdom 1968–78. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics* 44, 241–259.
- Harris, R. I. D.* (1991), Measuring Efficiency in Northern Ireland Manufacturing using a Frontier Production Function Approach. *Scottish Journal of Political Economy* 38, 386–397.
- Harvey, A. C.* (1994), *Ökonometrische Analyse von Zeitreihen*. Deutsch von G. Untiedt. München.
- Hausman, J. A.* (1980), Specification Tests in Econometrics. *Econometrica* 46, 1251–1271.
- Homburg, St.* (1993), Eine Theorie des Länderfinanzausgleichs: Finanzausgleich und Produktionseffizienz. *Finanzarchiv* 50, 458–486.
- Hsiao, C.* (1986), *Analysis of Panel Data*. Cambridge u. a. O.
- Hübler, O.* (1990), Lineare Paneldatenmodelle mit alternativer Störgrößenstruktur. *Nakaeizadeh, G., Vollmer, K.-H.* (Hrsg.): *Neuere Entwicklungen in der angewandten Ökonometrie*. Heidelberg, 65–99.
- Jänsch, G.* (1987), Totale Faktorproduktivität, technischer Fortschritt und technische Effizienz. Krefeld.
- Johnston, J.* (1984), *Econometric Methods*. 3rd Edition. Auckland u. a. O.
- Jondrow, J., Lovell, C. A. K., Materov, J. S., Schmidt, P.* (1982), On the Estimation of Technical Inefficiency in the Stochastic Frontier Production Modell. *Journal of Econometrics* 19, 233–238.
- Klemmer, P.* (1990), Modernisierung der ostdeutschen Wirtschaft als regionalpolitisches Problem. *Wirtschaftsdienst* XI, 557–561.
- Koller, M.* (1990), Zur Erfolgskontrolle der regionalen Struktur- und Arbeitsmarktpolitik: Vorschläge zur Auswahl und Beobachtung strukturschwacher Regionen. *Mitteilungen aus der Arbeitsmarkt- und Berufsforschung* 2/90, 227–245.
- Krelle, W.* (1969), *Produktionstheorie*. Tübingen.
- Lee, C.-F., Tyler, W. G.* (1978), A Stochastic Frontier Production Function and Average Efficiency. *Journal of Econometrics* 7, 385–389.
- Linde, R.* (1985), *Produktion II: Produktionsfunktionen*. HdWW Bd. 5, 276–295.
- Lovell, C. A. K.* (1993), Production Frontiers and Productive Efficiency. *Fried, H. O., Lovell, C. A. K., Schmidt, S. S.* (eds.): *The Measurement of Productive Efficiency*. New York, Oxford, 3–67.
- Lucas, R. E.* (1990), Why doesn't Capital flow from Rich to Poor Countries? *American Economic Review*, 80, Papers and Proceedings, 92–96.
- Meeusen, W., van den Broeck, J.* (1977), Efficiency Estimation from Cobb-Douglas Production Functions with Composed Errors. *International Economic Review* 18, 435–444.
- Moomaw, R. L., Williams, M.* (1981), Total Factor Productivity Growth in Manufacturing: Further Evidence from the States. *Journal of Regional Science* 31, 17–34.
- Mundlak, Y.* (1978), On the Pooling of Time Series and Cross Section Data. *Econometrica* 46, 69–86.



- Olsen, J. A., Schmidt, P., Waldman, D. M. (1980), A Monte Carlo Study of Estimation of Stochastic Frontier Production Functions. *Journal of Econometrics* 1, 67–82.
- Olson, M. (1993), Why Are Differences in Per Capita Incomes So Large and Persistent? Siebert, H. (ed.): *Economic Growth in the World Economy*. Tübingen, 193–214.
- Perelman, S., Pestieau, P. (1988), Technical Performance in Public Enterprises. *European Economic Review*, 32, 432–441.
- Pitt, M., Lee, L.-F. (1981), The Measurement of Sources of Technical Inefficiency in the Indonesian Weaving Industry. *Journal of Development Economic* 9, 43–64.
- Sala-i-Martin, X. (1990), *Lecture Notes on Economic Growth (I): Introduction to the Literature and Neoclassical Models*. NBER Working Paper No. 3563, Cambridge, Ma.
- Schalk, H. J. (1976), Die Bestimmung regionaler und sektoraler Produktivitätsunterschiede durch die Schätzung von Produktionsfunktionen, Münster.
- Schalk, H. J. (1994), Technische Effizienz und Kapitalmobilität in der Verarbeitenden Industrie: Ein interregionaler Vergleich für die Bundesrepublik Deutschland. Todt, H. (ed.): *Beiträge zur Standortforschung*. Schriften des Vereins für Socialpolitik, NF Band 229, Berlin, 27–42.
- Schmidt, P. (1985/86), Frontier Production Functions. *Econometric Reviews* 4, 289–328.
- Schmidt, P., Sickles, R. C. (1984), Production Frontiers and Panel Data. *Journal of Business and Economic Statistics* 2, 367–374.
- Schumann, J. (1992), *Grundzüge der mikroökonomischen Theorie*. 6. Aufl., Berlin u. a. O.
- SVR (1993), *Jahresgutachten 1993/94 des Sachverständigenrates zur Begutachtung der gesamtwirtschaftlichen Entwicklung*. Deutscher Bundestag 12. Wahlperiode, Drucksache 12/6170 vom 15. 11. 1993, Wiesbaden.
- Taube, R. (1988), *Möglichkeiten der Effizienzmessung von öffentlichen Verwaltungen*. Berlin.
- Todd, D. (1985), Productive Performance in West Germany Manufacturing Industry 1970–80: A Farrell Frontier Characterisation. *The Journal of Industrial Economics* 23, 295–316.
- Trecek, H.-J. (1988), Regionale Verteilung und Entwicklung der Wertschöpfung 1980 bis 1985. *Statistische Rundschau Nordrhein Westfalen*, Heft 4, 199–225.
- Williams, M. (1985), Technical Efficiency and the Region: The US Manufacturing Sector 1972–75. *Regional Science and Urban Economics* 15, 459–475.

### *Zusammenfassung*

Die vorliegende Untersuchung befaßt sich mit den Problemen und Möglichkeiten zur Schätzung der technischen Effizienz für die Verarbeitende Industrie in den Arbeitsmarktregionen der Bundesrepublik Deutschland und der Wirkung bestehender technischer Ineffizienzen auf das Wachstum und die Konvergenz der Regionen. Ausgehend von dem Farrellschen Effizienzbegriff werden Verfahren zur Ermittlung der ‚frontier production function‘ für kombinierte Zeitreihen- und Querschnittsdaten vorgestellt. Daraus werden Maßgrößen für die technische (ln)-Effizienz abgeleitet.

Die ökonometrische Analyse für den Zeitraum 1979–1989 zeigt, daß technische Ineffizienzen für eine Vielzahl von Regionen ein nicht unerhebliches Ausmaß aufweisen, und ihre Beseitigung sowohl dem Ausgleichs- als auch dem Wachstumsziel der regionalen Strukturpolitik dienen würde.

### *Summary*

The purpose of this paper is to estimate and analyse the technical efficiency of the manufacturing industry in the ‚labour market regions‘ of the Federal Republic of Germany. Using Farrell’s definition of technical efficiency different econometric methods are used to estimate the ‚frontier production function‘ from a cross-section of time series.

The econometric analysis indicates considerable technical inefficiency in several regions. The estimated results point out that an improvement of technical efficiency can contribute to both convergence and regional economic growth.

Prof. Dr. H. J. Schalk, Institut für Siedlungs- und Wohnungswesen, Dr. G. Untiedt, Institut für Ökonometrie und Wirtschaftsstatistik, Dipl.-Vw. J. Lüscho, Institut für Siedlungs- und Wohnungswesen, Universität Münster, Am Stadtgraben 9, D-48143 Münster.