

Bruch, Mathias

## Article

# Ländliche Industrialisierung, regionaler technologischer Dualismus und X-Faktoren

Zeitschrift für Wirtschafts- und Sozialwissenschaften (ZWS) - Vierteljahresschrift der Gesellschaft für Wirtschafts- und Sozialwissenschaften, Verein für Socialpolitik

## Provided in Cooperation with:

Duncker & Humblot, Berlin

*Suggested Citation:* Bruch, Mathias (1980) : Ländliche Industrialisierung, regionaler technologischer Dualismus und X-Faktoren, Zeitschrift für Wirtschafts- und Sozialwissenschaften (ZWS) - Vierteljahresschrift der Gesellschaft für Wirtschafts- und Sozialwissenschaften, Verein für Socialpolitik, ISSN 0342-1783, Duncker & Humblot, Berlin, Vol. 100, Iss. 6, pp. 591-613, <https://doi.org/10.3790/schm.100.6.591>

This Version is available at:

<https://hdl.handle.net/10419/291481>

## Standard-Nutzungsbedingungen:

Die Dokumente auf EconStor dürfen zu eigenen wissenschaftlichen Zwecken und zum Privatgebrauch gespeichert und kopiert werden.

Sie dürfen die Dokumente nicht für öffentliche oder kommerzielle Zwecke vervielfältigen, öffentlich ausstellen, öffentlich zugänglich machen, vertreiben oder anderweitig nutzen.

Sofern die Verfasser die Dokumente unter Open-Content-Lizenzen (insbesondere CC-Lizenzen) zur Verfügung gestellt haben sollten, gelten abweichend von diesen Nutzungsbedingungen die in der dort genannten Lizenz gewährten Nutzungsrechte.

## Terms of use:

*Documents in EconStor may be saved and copied for your personal and scholarly purposes.*

*You are not to copy documents for public or commercial purposes, to exhibit the documents publicly, to make them publicly available on the internet, or to distribute or otherwise use the documents in public.*

*If the documents have been made available under an Open Content Licence (especially Creative Commons Licences), you may exercise further usage rights as specified in the indicated licence.*



<https://creativecommons.org/licenses/by/4.0/>

# **Ländliche Industrialisierung, regionaler technologischer Dualismus und X-Faktoren**

**Eine Untersuchung am Beispiel der Verarbeitenden  
Industrie Mexikos\***

Von Mathias Bruch

Kritische Diskussion der Aussagekraft von empirischen Produktionsfunktionsanalysen des industriellen Sektors der Entwicklungsländer und der Gründe interregionaler Unterschiede der Produktionsfunktionsparameter. Empirischer Test der Existenz regionaler technologischer Dualismen mit der Methode der Kovarianzanalyse für Mexiko. Empirische Untersuchung der Frage, inwieweit die unterschiedliche Humankapitalausstattung der Betriebe für interregionale Parameterunterschiede verantwortlich ist. Diskussion der wirtschaftspolitischen Implikationen der Ergebnisse.

## **I. Einleitung**

Die Entwicklungsanstrengungen vieler Länder der Dritten Welt sind zum großen Teil auch heute noch durch eine Bevorzugung des Industriesektors und der Ballungsgebiete gekennzeichnet. Die zunehmende Unzufriedenheit mit dem bisherigen Entwicklungsverlauf führte in den letzten Jahren zu einer verstärkten Diskussion von Vorschlägen zur Verringerung der ländlichen Armut, in denen insbesondere eine stärkere Förderung der Landwirtschaft, aber auch die verstärkte Industrialisierung ländlicher Gebiete empfohlen wird<sup>1</sup>. Die Frage nach den gesamtwirtschaftlichen Auswirkungen einer regional weniger konzentrierten Industrialisierung ist allerdings noch genauso offen, wie die Frage nach der Art der wirtschaftspolitischen Maßnahmen, die sie bewirken sollen. In dieser Arbeit soll gezeigt werden, welchen Beitrag die Schätzung der Parameter von Produktionsfunktionen zur Analyse dieser beiden Fragen leisten kann.

---

\* Diese Untersuchung entstand im Sonderforschungsbereich 86 im Rahmen des Teilprojekts A1 „Wachstum und Beschäftigung in Entwicklungsländern“ mit finanzieller Unterstützung der Deutschen Forschungsgemeinschaft. Für wertvolle Anregungen und Kommentare danke ich *Juergen B. Donges* und *Ulrich Hiemenz*.

<sup>1</sup> Abgesehen von Handwerksbetrieben wird sich auch eine „ländliche“ Industrialisierung nicht auf dem „flachen Land“, sondern nur in kleineren Landstädten realisieren lassen. Der Begriff „ländliche Industrialisierung“ wird in dieser Arbeit also in diesem Sinne gebraucht.

Im allgemeinen wird bei der Schätzung der Parameter von Produktionsfunktionen die Möglichkeit interregionaler Unterschiede vernachlässigt<sup>2</sup>. Dies mag für die Verarbeitende Industrie in entwickelten Ländern ohne größere interregionale Disparitäten akzeptabel sein, in vielen Entwicklungsländern sind interregionale Unterschiede des Einkommensniveaus, der sektoralen Struktur, der Bevölkerungsdichte, der Faktorausstattung usw. jedoch so ausgeprägt, daß die Möglichkeit unterschiedlicher Produktionscharakteristika in den verschiedenen Teilen eines Landes nicht a priori ausgeschlossen werden sollte<sup>3</sup>.

Unterschiede in den Parametern einer Produktionsfunktion zwischen verschiedenen Bereichen einer Volkswirtschaft werden in der Literatur mit dem Begriff „technologischer Dualismus“ etikettiert, obwohl dieser Begriff teilweise auch mit anderen analytischen Inhalten verbunden wird<sup>4</sup>. Hier wird dann von „regionalem technologischem Dualismus“ gesprochen, wenn sich innerhalb einer Volkswirtschaft die Produktionscharakteristika einzelner Industriezweige in verschiedenen Teilen eines Landes so unterscheiden, daß die geschätzten Parameter des zugrundgelegten Produktionsfunktionstyps statistisch signifikante Unterschiede aufweisen. Ist dies z. B. für den technischen Effizienzparameter, die Skalenelastizität oder die Elastizität der Substitution zwischen Arbeit und Kapital der Fall, so legt die traditionelle Interpretation der neoklassischen Theorie eine regionale Differenzierung der Wirtschaftspolitik nahe<sup>5</sup>. In dieser Arbeit wird jedoch die These vertreten, daß entsprechende wirtschaftspolitische Schlußfolgerungen, insbesondere was die Art der Maßnahmen angeht, erst nach einer weitergehenden Untersuchung der Gründe solcher interregionaler Parameterunterschiede möglich sind. Die Begründung dieser These wird sich vor allem auf die Möglichkeit einer unzulänglichen Spezifikation traditioneller neoklassischer 2-Faktoren-Produktionsfunktionen und auf die Bedeutung der Ausstattung alternativer Standorte mit nichtkonventionellen Faktoren oder X-Faktoren, wie sie hier genannt werden sollen, konzentrieren. Diese Arbeit wendet sich allerdings nicht nur gegen eine mechanistische Interpretation der Parameter von Produktionsfunktionen, sondern zeigt auch, daß die Unterlassung einer regionalen Differenzierung, selbst wenn man die Gültigkeit des einfachen 2-Faktoren-Modells unterstellt, zu Fehlschlüssen führen kann. So können

<sup>2</sup> Eine Ausnahme hiervon ist z. B. *Griliches und Ringstad* (1971).

<sup>3</sup> In Mexiko bestand 1965 z. B. ein Verhältnis von 1 : 10 zwischen dem niedrigsten und dem höchsten Bruttoregionalprodukt pro Kopf. Vgl. *Bruch* (1977).

<sup>4</sup> Vgl. *Ghandour und Müller* (1977), 629 ff.

<sup>5</sup> Aus Platzgründen kann in diesem Papier nicht auf die Substitutionselastizität eingegangen werden. Eine ungekürzte Fassung wurde als Kieler Arbeitspapier Nr. 92, Institut für Weltwirtschaft, Kiel, Juli 1979, veröffentlicht.



sich z. B. auf nationaler Ebene signifikant zunehmende Skalenerträge als statistische Illusion erweisen, wenn die konstanten Skalenerträge in den einzelnen Regionengruppen mit Betriebsgrößenunterschieden und Unterschieden in der durchschnittlichen technischen Effizienz einhergehen.

Die Determinanten des regionalen technologischen Dualismus werden in Abschnitt II diskutiert; die empirische Analyse, in der auch versucht wird Humankapital zu berücksichtigen, folgt in Abschnitt III. Die Ergebnisse der Arbeit werden in Abschnitt IV zusammengefaßt.

## II. Determinanten des regionalen technologischen Dualismus

Zumindest für den Bereich der Verarbeitenden Industrie beruhen empirische Produktionsfunktionsstudien meist auf einem Modell mit zwei Faktoren, aggregiertem Kapital und aggregierter Arbeit. Im neoklassischen 2-Faktorenmodell sind aber bei vollkommenen Märkten Unterschiede im Effizienzparameter und in der Skalanelastizität, z. B. zwischen verschiedenen Regionengruppen, unvereinbar mit den Annahmen, die einzelnen Unternehmen würden ihre Gewinne maximieren und ihnen seien sämtliche Techniken (zumindest in ihrer näheren Umgebung im Faktorraum) bekannt. Treten sie dennoch auf, so können hierfür die folgenden Gründe verantwortlich sein:

- Unterschiede im Effizienzparameter und der Skalanelastizität<sup>6</sup> zwischen zwei Regionengruppen können u. a. darin begründet liegen, daß zwar die Unternehmer versuchen, ihre Gewinne zu maximieren, daß ihnen dies aber im Durchschnitt in den beiden Regionengruppen in unterschiedlichem Maße gelingt. Leibenstein führt dies darauf zurück, daß der Unternehmer in der Regel Arbeitszeit und nicht Arbeitsleistung kauft und deshalb der Motivation der Beschäftigten zur Leistung und zur organischen Zusammenarbeit in der Betriebsorganisation Bedeutung zukommt<sup>7</sup>.
- Den Unternehmern sind nicht sämtliche Inputvektoren und die daraus resultierenden Produktionsergebnisse bekannt und neben den physischen und auf Märkten zu beschaffenden Produktionsfaktoren beeinflussen noch andere nichtkonventionelle Faktoren das

<sup>6</sup> Unterschiede in der durchschnittlichen nicht-allokativen Effizienz (z. B. zwischen zwei Regionengruppen) setzen sich bei homogenen Produktionsfunktionen und gleichen Substitutionselastizitäten aus zwei Elementen zusammen, aus Unterschieden in den technischen Effizienzparametern und den Skalanelastizitäten. Normalerweise bezieht sich der Begriff „technische Effizienz“ auf die einzelne Isoquante. Deshalb wird hier der Begriff „nicht-allokative Effizienz“ vorgezogen, wenn sich „Effizienz“ auf den Faktorinput pro Outputeinheit bezieht.

<sup>7</sup> Vgl. *Leibenstein* (1977) und (1966).

Produktionsergebnis. Ein nichtkonventioneller Faktor, der insbesondere in Entwicklungsländern nur teilweise auf dem Markt zu erwerben ist, sind Informationen, nicht nur über mögliche Produktionsprozesse und die mit ihnen eventuell verbundenen Kostenersparnisse, sondern auch über die Märkte, auf denen das jeweilige Unternehmen aktiv ist oder potentiell aktiv werden könnte. Auch für weitere X-Faktoren, wie Beziehungen, Einfluß oder Führungsvorteile, besteht entweder kein Markt oder der Marktzugang ist begrenzt<sup>8</sup>.

- Die Faktoren Kapital und Arbeit sind nicht homogen. Obwohl in der entwicklungsökonomischen Literatur die Bedeutung von Qualitätsunterschieden der Faktoren, insbesondere des Faktors Arbeit betont wird, bleiben Produktionsfunktionsanalysen, zumindest im industriellen Bereich, meist auf die Berücksichtigung von zwei Faktoren beschränkt. Besonders in Ländern mit großen interregionalen Disparitäten im Entwicklungsniveau ist jedoch zu erwarten, daß zwischen den Regionen beträchtliche Unterschiede in der qualitätsmäßigen Zusammensetzung des Faktors Arbeit bestehen.
- Da zumindest in der empirischen Analyse Kapital und Output wertmäßig erfaßt werden, können auch systematische Preisunterschiede zwischen Regionengruppen zu Unterschieden in den Parametern führen. Diese Preisunterschiede beruhen auf Unvollkommenheiten der nationalen Märkte, die u. a. in der Existenz von Transportkosten begründet sind.
- Wegen der begrenzten Anzahl der Beobachtungen müssen bei ökonometrischen Schätzungen eine Reihe restriktiver Annahmen getroffen werden<sup>9</sup>. Empirisch verwendbare Produktionsfunktionstypen haben also lediglich approximativen Charakter. Sind z. B. Betriebe in ländlichen Regionen vorwiegend klein, in städtischen Gebieten dagegen vorwiegend groß und nimmt z. B. die Skalenelastizität mit zunehmender Betriebsgröße ab, so wird die geschätzte Skalenelastizität für die ländliche Regionengruppe größer sein als für die städtische.

Trifft mindestens einer dieser Gründe zu, können der Effizienzparameter und die Skalenelastizität des 2-Faktorenmodells nicht mehr auf die übliche Art und Weise interpretiert werden, weil der 2-Faktorenansatz unvollkommen spezifiziert ist. Sind die eben genannten Determinanten der Parameter in verschiedenen Regionengruppen in

<sup>8</sup> Vgl. *Shapiro und Müller (1977)*.

<sup>9</sup> Im folgenden werden deshalb nur homogene Produktionsfunktionstypen verwendet.

unterschiedlichem Maße relevant, so folgen hieraus auch Unterschiede in den Produktionsfunktionsparametern.

Wie sich einige der eben diskutierten Abweichungen von den traditionellen neoklassischen Annahmen in einem 2-Faktorenmodell auf die Parameterschätzergebnisse einer Cobb-Douglas-Produktionsfunktion auswirken und damit auch Grund für interregionale Parameterunterschiede sein können, soll im folgenden formal gezeigt werden.

Es soll von zwei regionalen 2-Faktoren-Cobb-Douglas-Produktionsfunktionen ausgegangen werden, von denen die eine für städtische ( $i = s$ ), die andere für ländliche Regionen ( $i = l$ ) definiert ist<sup>10</sup>. Es soll angenommen werden, daß ein Index I konstruiert werden kann, der für die Qualität des Management, für Informationen und weitere X-Faktoren, aber auch für Humankapital stehen kann. Ohne und mit Berücksichtigung des Index I lauten die Cobb-Douglas-Produktionsfunktionen dann folgendermaßen:

$$(1) \quad \ln V_i = \bar{a}_i \cdot 1 + \bar{\alpha}_i \ln K_i + \bar{\beta}_i \ln L_i + \bar{u}_i; \quad i = s, l$$

$$(2) \quad \ln V = a \cdot 1 + \alpha \ln K + \beta \ln L + \gamma \ln I + u$$

Gleichung (2) sei der „wahre“ Zusammenhang, Gleichung (1) sei der fehlspezifizierte Ansatz<sup>11</sup>. M. a. W., es wird angenommen, daß Gleichung (2) für eine bestimmte Industrie auf nationaler Ebene gilt. Richtung und Größe der Verzerrung der Koeffizienten ergibt sich aus der „Hilfsgleichung“<sup>12</sup>

$$(3) \quad \ln I_i = b_{I1,KL}^i \cdot 1 + b_{IK,1L}^i \ln K_i + b_{IL,1K}^i \ln L_i = e_i; \quad i = s, l$$

beziehungsweise aus folgenden Formeln, die die Verzerrungen der einzelnen Koeffizienten direkt angeben:

<sup>10</sup> Die Cobb-Douglas-Produktionsfunktion ist definiert als  $V = e^a K^\alpha L^\beta$ , wobei  $e^a = A$  der technische Effizienzparameter,  $\alpha$  die Produktionselastizität des Faktors Kapital ( $K$ ) und  $\beta$  die des Faktors Arbeit ( $L$ ) ist.  $V$  ist die Wertschöpfung pro Periode. Weiter gilt  $\varepsilon = \alpha + \beta$ , wobei  $\varepsilon$  die Skalenelastizität, beziehungsweise der Homogenitätsgrad der Funktion ist. Die Cobb-Douglas-Produktionsfunktion impliziert die Annahme einer unitären Substitutionselastizität.

<sup>11</sup> Nach dem Gauss-Markov-Theorem sind die mit der Methode der kleinsten Quadrate geschätzten Koeffizienten nur dann unverzerrt und haben minimale Varianz, wenn der Schätzansatz den „wahren“ Zusammenhang zum Ausdruck bringt.

<sup>12</sup> Die Koeffizienten der „Hilfsgleichung“ sind in Yule-Notation. Der erste Index bezieht sich auf die abhängige Variable, der zweite auf die dem Koeffizienten zugehörige Variable. Die Indices nach dem Komma beziehen sich auf die (konstant gehaltenen) anderen unabhängigen Variablen. Vgl. Rao und Miller (1971), S. 29 f. und 60 ff.



$$(4) \quad B_a^i = E(\bar{a}_i) - a = \gamma b_{I1,KL}^i$$

$$(5) \quad B_\alpha^i = E(\bar{\alpha}_i) - \alpha = \gamma b_{IR,1L}^i$$

$$(6) \quad B_\beta^i = E(\bar{\beta}_i) - \beta = \gamma b_{IL,1K}^i$$

Stellt man nun bei einer getrennten Schätzung der Gleichung (1) z. B. für städtische und für ländliche Gebiete fest, daß  $\bar{a}_i$  für die Städte signifikant höher ist als für das Land, so kann dies daran liegen, daß  $I_i$  zwar nicht mit  $K_i$  und  $L_i$  variiert ( $b_{IK,1L}^i = b_{IL,1K}^i = 0$ ), aber für  $i = s$  signifikant höher ist als für  $i = l$ <sup>13</sup>. Für diesen (extremen) Fall gilt, daß  $b_{I1,KL}^s > b_{I1,KL}^l$  und folglich  $B_a^s > B_a^l$ . Sind auch  $b_{IK,1L}^i$  und  $b_{IL,1K}^i$  ungleich Null, so hat die Vernachlässigung von  $I$  in Gleichung (1) auch eine Verzerrung der Produktionselastizitäten und im Normalfall auch der Skalenelastizitäten zur Folge. Wenn  $\gamma > 0$ , ist die Verzerrung der Skalenelastizität positiv, wenn  $B_\alpha^i + B_\beta^i > \gamma$  ist und negativ, wenn  $B_\alpha^i + B_\beta^i < \gamma$  ist. Stellt man bei einer Schätzung von Gleichung (1) z. B. fest, daß die Skalenelastizität für  $i = l$  signifikant höher ist als die für  $i = s$ , so liegt dies für den Fall, daß  $b_{IK,1L}^i > 0$  und  $b_{IL,1K}^i > 0$  ist, daran, daß  $b_{IK,1L}^l + b_{IL,1K}^l > b_{IK,1L}^s + b_{IL,1K}^s$ , wenn der „wahre“ Zusammenhang in Gleichung (2) zum Ausdruck kommt. Die traditionelle Interpretation der ohne Berücksichtigung von  $I$  geschätzten Parameter führt zu Fehlschlüssen, wenn  $\gamma \neq 0$  und mindestens ein Koeffizient der „Hilfsgleichung“ von Null verschieden ist. Die Schätzung regionaler Funktionen erlaubt jedoch unter der Annahme der „Richtigkeit“ von Gleichung (2) auch ohne Informationen über  $I$  die Interpretation von interregionalen Parameterunterschieden als Folge einer unterschiedlichen fixen oder mit dem Kapital- und Arbeitseinsatz pro Betrieb variierenden Ausstattung mit  $I$ .

### III. Empirischer Test

#### 1. Datengrundlage und Regionalisierungskriterien

Die empirischen Teile dieser Arbeit basieren auf den Daten des IX. mexikanischen Industriezensus von 1970<sup>14</sup>. Mexiko erschien für die Zwecke dieser Studie besonders geeignet zu sein, insbesondere wegen

<sup>13</sup> Hierbei wird angenommen, daß  $\gamma > 0$ .

<sup>14</sup> Vgl. Estados Unidos Mexicanos, Secretaría de Industria y Comercio (1974). Diese Daten existieren in sehr stark regional, d. h. bis auf die Ebene der „municipios“ (Distrikte) disaggregierter Form. Dies ist für die Fragestellung dieser Arbeit besonders wichtig, da die 32 Einzelstaaten (entidades federativas) in starkem Maße heterogen sind und auch eine Unterscheidung

der beträchtlichen interregionalen Disparitäten in den Entwicklungsniveaus und der sektoralen Struktur<sup>15</sup>. Neben der gesamten Verarbeitenden Industrie werden elf Industriezweige untersucht, für die in sämtlichen Regionengruppen eine ausreichende Anzahl von Beobachtungen zur Verfügung steht. Die untersuchten Industriezweige sind (die Anzahl der Beobachtungen ist jeweils in Klammern angegeben) neben der gesamten Verarbeitenden Industrie (234), die Nahrungsmittelindustrie (231), die Getränkeindustrie (88), die Textilindustrie (83), die Bekleidungsindustrie (158), die Holzindustrie (134), die Möbelindustrie (121), die Druckerei- und Verlagserzeugnisse (111), die Lederindustrie (59), die Gummiindustrie (137), Erzeugnisse aus nichtmetallischen Mineralien (154) und die Metallindustrie (168)<sup>16</sup>. Besonders kapitalintensive und technologieintensive Branchen, wie die Tabakindustrie, die Papierindustrie, die Chemische Industrie, die Petroindustrie, die Schwerindustrie, der Maschinen- und Fahrzeugbau, wurden nicht berücksichtigt.

Um die Hypothese der Existenz regionaler technologischer Dualismen mit der Methode der Kovarianzanalyse überprüfen zu können, müssen sinnvolle Regionalisierungskriterien gefunden werden. Um die Anzahl der Dummyvariablen bei Regressionsschätzungen von Produktionsfunktionen in Grenzen zu halten, werden in dieser Studie lediglich dichotome Regionalisierungskriterien verwandt. Einmal wurde die Einteilung Mexikos in Zonen übernommen, wie sie 1972 zum Zwecke der Industrieförderung festgelegt wurde<sup>17</sup>. Hierbei wird zwischen den im allgemeinen von Förderungsmaßnahmen ausgeschlossenen und bereits relativ stark industrialisierten Gebieten (Zone 1,  $Z = 0$ ) und den weniger industrialisierten Gebieten (Zonen 2 und 3,  $Z = 1$ ) unterschieden (Z-Kriterium)<sup>18</sup>. Eine zweite Differenzierung ist die zwischen städtischen und ländlichen Gebieten. Distrikte (municipios) mit einer

---

zwischen ländlichen und städtischen Gebieten nicht zulassen. Es wurden hier 234 regionale Einheiten unterschieden; die unwichtigeren Distrikte eines Einzelstaates sind jeweils in der Kategorie „restliche Distrikte“ („otros municipios“) zusammengefaßt. Auf diesem regionalen Aggregationsniveau liegen die Daten nur in der zweistelligen mexikanischen CMAE-Klassifikation vor, die im wesentlichen der ISIC-Klassifikation entspricht.

<sup>15</sup> Vgl. Bennewitz (1968), Bruch (1977).

<sup>16</sup> Die untersuchten elf Industriezweige hatten 1970 einen Anteil von 53,2 v. H. an der Wertschöpfung und von 67,5 v. H. an den Beschäftigten der gesamten Verarbeitenden Industrie Mexikos. Es werden 234 Distrikte unterschieden; da aber nicht in jedem Distrikt jeder Industriezweig vertreten ist oder aus Gründen des Statistikgeheimnisses mehrere Industrien auf Distriktebene in der Quelle zusammengefaßt sein können und deshalb vernachlässigt werden mußten, variiert die Anzahl der Beobachtungen zwischen den einzelnen Industriezweigen.

<sup>17</sup> Vgl. o. Verf. (1972), 695 ff.

<sup>18</sup> Innerhalb der weniger industrialisierten Gebiete sind die Förderungs-voraussetzungen in der Zone 2 restriktiver als in der Zone 3.



Stadt über 50 000 Einwohnern und Distrikte, die noch Teil einer Agglomeration sind, werden als städtisch ( $R = 0$ ), der Rest als ländlich definiert ( $R = 1$ ) ( $R$ -Kriterium)<sup>19</sup>. Bei der dritten Einteilung wurde die Möglichkeit berücksichtigt, daß für technologische Fragen nicht allein bestimmte Charakteristika des einzelnen Distriktes relevant sind, sondern auch das Entwicklungsniveau des Bundesstaates, in dem sich der jeweilige Distrikt befindet. Aus diesem Grund wurde zwischen den sechs reichsten Bundesstaaten ( $P = 0$ ), gemessen am Pro-Kopf-Einkommen, und den restlichen Bundesstaaten differenziert ( $P = 1$ ) ( $P$ -Kriterium).

## 2. Technischer Effizienzparameter und Skalenelastizitäten

Zur Schätzung des Effizienzparameters und der Skalenelastizität bietet sich eine Variante der Cobb-Douglas-Funktion an,

$$(7) \quad V/L = A (K/L)^{\alpha} L^h,$$

wobei  $h = \varepsilon - 1$ , d. h. die Abweichung der Skalenelastizität von 1 ist. Die Stromgrößen des Kapitaleinsatzes  $K$  und des Arbeitseinsatzes  $L$  werden durch die Bestandsgrößen des Anlagekapitals und der Anzahl der Beschäftigten approximiert.  $V$  ist die Wertschöpfung des Zensusjahres.

Der Nachteil der Cobb-Douglas-Funktion ist, daß  $\varepsilon$  unter der Annahme einer unitären Substitutionselastizität ( $\sigma = 1$ ) geschätzt wird. Dieser Mangel besteht im Prinzip nicht bei der Kmenta-Approximation der CES-Funktion, der homothetischen Variante der Translog-Funktion<sup>20</sup>. Die CES-Funktion

$$(8) \quad V = A (\delta K^{-\rho} + (1 - \delta) L^{-\rho})^{-\frac{1}{\rho}} - \frac{\varepsilon}{\rho}$$

( $\rho = \frac{1}{\sigma} - 1$ ,  $\delta$  ist ein Verteilungsparameter), kann nicht linearisiert und deshalb  $\sigma$  mit der Methode der kleinsten Quadrate (OLS) nicht direkt geschätzt werden, (8) kann aber durch die Entwicklung einer Taylorschen Reihe approximiert werden. Die logarithmische Approximation der CES-Funktion lautet dann nach einer Umformung zur Isolierung des Parameters  $h$ :

$$(9) \quad \ln(V/L) = \ln A + \varepsilon \delta \ln(K/L) + h \ln L - \frac{1}{2} \rho \varepsilon \delta (1 - \delta) [\ln(K/L)]^2$$

<sup>19</sup> Diese Differenzierung beruht auf den Ergebnissen einer neueren Studie von *Unikel* (1976).

<sup>20</sup> Löst man in der Kmenta-Approximation den quadrierten Term in seine Bestandteile auf, so erhält man eine 2-Faktoren Translog-Funktion. Vgl. *Griliches* und *Ringstad* (1971), 10.

Geht  $\sigma$  gegen 1, d. h.  $\varrho$  gegen 0, so geht die Kmenta-Approximation in die Cobb-Douglas-Funktion über<sup>21</sup>. Bei der praktischen Schätzung ergaben sich jedoch wegen einer relativ hohen partiellen Korrelation zwischen  $\ln(K/L)$  und  $[\ln(K/L)]^2$  Multikollinearitätsprobleme, die sich bei der Einführung regionaler Dummies in den Schätzansatz noch verstärkten. Die Koeffizienten der nicht multikollinearen Variablen sind jedoch noch sinnvoll interpretierbar, obwohl auch ihre Standardfehler gegenüber dem Cobb-Douglas-Ansatz stark anstiegen<sup>22</sup>. Die Ergebnisse der Kmenta-Approximation können deshalb als Anhaltspunkt dafür herangezogen werden, ob und in welchem Maße eine von 1 abweichende Substitutionselastizität Schätzungen der Skalenelastizität und des Effizienzparameters, die unter der Annahme einer unitären Substitutionselastizität durchgeführt werden, verzerrt.

Ausmaß und Signifikanz der Unterschiede im Effizienzparameter und der Skalenelastizität wurden mit folgenden Ansätzen geschätzt:

$$(10) \quad \ln(V/L) = \ln A + a_0 D + a_1 \ln L + a_2 (\ln L) D + a_3 \ln(K/L) + a_4 [\ln(K/L)] D + u$$

$$(11) \quad \ln(V/L) = \ln A + b_0 D + b_1 \ln L + b_2 (\ln L) D + b_3 \ln(K/L) + b_4 [(\ln K/L)] D + b_5 [\ln(K/L)]^2 + b_6 [\ln(K/L)]^2 D + u$$

(10) ist der um regionale Dummies erweiterte Cobb-Douglas-Ansatz, (11) der um regionale Dummies erweiterte Kmenta-Ansatz. Die Koeffizienten von (10) und (11) wurden für 3 alternative Dummies geschätzt:  $D = Z, R, P$ .

Die Koeffizienten des Cobb-Douglas- bzw. des Kmenta-Ansatzes haben folgende Bedeutung<sup>23</sup>:

- $\ln A$  Effizienzparameter in der Referenzgruppe ( $D = 0$ ).  
 $a_0$  bzw.  $b_0$  Abweichung des Effizienzparameters in der Alternativgruppe ( $D = 1$ ) von dem der Referenzgruppe.  
 $a_1$  bzw.  $b_1$  ( $\varepsilon - 1$ ) in der Referenzgruppe.

<sup>21</sup> Zur Kmenta-Approximation vgl. Kmenta (1967), 180 f.

<sup>22</sup> Vgl. Rao und Müller (1971), 47 ff.

<sup>23</sup> Die Koeffizienten  $b_3$ ,  $b_4$ ,  $b_5$  und  $b_6$  sind aus Multikollinearitätsgründen meist nicht interpretierbar (s. o.). Bei der Schreibweise der Parameter wird nicht zwischen „wahr“ und „geschätzt“ unterschieden. Die jeweilige Bedeutung ergibt sich aus dem Zusammenhang.

Den Berechnungen liegen die Daten der durchschnittlichen Betriebe einer Branche in den einzelnen Distrikten zugrunde. Die Skalenelastizität kann nur unter der Annahme sinnvoll interpretiert werden, daß die Abweichungen von den Daten des jeweiligen Durchschnittsbetriebes nicht allzu groß sind und nicht systematisch mit den Variablen des Schätzansatzes variieren. Die relativ große Anzahl der Beobachtungen läßt jedoch erwarten, daß die Ergebnisse auch für das Mikroniveau Gültigkeit besitzen.

- $a_2$  bzw.  $b_2$  Abweichung von  $(\varepsilon - 1)$  der Referenzgruppe in der Alternativgruppe.
- $a_3$  Produktionselastizität des Kapitals der Referenzgruppe.
- $a_4$  Abweichung von der Produktionselastizität des Kapitals der Referenzgruppe in der Alternativgruppe.

Die Tabelle A1 zeigt, daß für die gesamte Verarbeitende Industrie und für eine Reihe ihrer Branchen signifikante interregionale Unterschiede im technischen Effizienzparameter und in der Skalenelastizität festgestellt werden können. Die durchschnittliche technische Effizienz ist in den Zonen 2 und 3, ländlichen Gebieten und den ärmeren Bundesstaaten meist geringer als in der jeweiligen Basisregionengruppe. Bei dem Cobb-Douglas-Ansatz ist dies am ausgeprägtesten für die Kriterien, die zwischen ärmeren und reicheren Bundesstaaten und zwischen städtischen und ländlichen Gebieten unterscheiden<sup>24</sup>. Hier sind die meisten signifikant negativen Abweichungen vorhanden. Nur zwei Industriezweige und die gesamte Verarbeitende Industrie weisen in den Zonen 2 und 3 eine signifikant geringere durchschnittliche technische Effizienz auf als in Zone 1. Dies muß wohl so interpretiert werden, daß die Zonen 2 und 3 zu heterogen sind und daß insbesondere in den städtischen Gebieten der reicheren Bundesstaaten das Niveau der durchschnittlichen technischen Effizienz sich nicht wesentlich von dem der Zone 1 unterscheidet. Bei der Anwendung des Zonen-Kriteriums würde dies, da hier Städte in den reicheren Bundesstaaten außerhalb der Zone 1 zu den Zonen 2 und 3 gerechnet werden, zu einem relativ hohen Standardfehler und damit zur Insignifikanz der entsprechenden Koeffizienten relativ vieler Industriezweige beitragen. Diesen Schluß legen insbesondere die viel ausgeprägteren Unterschiede in der durchschnittlichen technischen Effizienz bei Anwendung des Stadt-Land-Kriteriums und der Unterscheidung von ärmeren und reicheren Bundesstaaten nahe. Bei sämtlichen Regionalisierungskriterien fällt auf, daß signifikante Abweichungen immer negativ sind.

Auch beim Kmenta-Ansatz sind alle signifikanten Abweichungen vom Effizienzparameter der Basisregionengruppe negativ. Die Anzahl der Industriezweige, die signifikant negative Abweichungen aufweisen, ist hier aber wesentlich geringer als beim Cobb-Douglas-Ansatz. Dies läßt sich auf die Existenz von Multikollinearität im Schätzansatz und der damit verbundenen Erhöhung der Standardfehler sämtlicher

<sup>24</sup> Das Bestimmtheitsmaß  $\bar{R}^2$  ist, verglichen mit dem anderer Studien, die diesen Cobb-Douglas-Ansatz verwenden (vgl. *Griliches* und *Ringstad* [1971], 63), relativ hoch und liegt zwischen 0,75 und 0,41. Schätzt man die Koeffizienten mit dem traditionellen Cobb-Douglas-Ansatz  $\ln V = \ln A + \alpha \ln K + \beta \ln L$ , so ergeben sich wegen der anderen abhängigen Variablen Bestimmtheitsmaße zwischen 0,95 und 0,91 für die verschiedenen Industriezweige.



Variablen zurückführen, da die entsprechenden Koeffizienten des Kmenta-Ansatzes im allgemeinen nicht kleiner als die des Cobb-Douglas-Ansatzes sind<sup>25</sup>. Die Koeffizienten einiger Branchen, insbesondere beim Zonen-Kriterium, weisen beim Kmenta-Ansatz ein positives Vorzeichen auf, obwohl das Ergebnis des Cobb-Douglas-Ansatzes eher ein geringeres Niveau der durchschnittlichen technischen Effizienz in den Zonen 2 und 3, verglichen mit dem der Zone 1 vermuten ließ. Zumindest für das *R*-Kriterium und das *P*-Kriterium deuten jedoch beide Schätzansätze darauf hin, daß für die Mehrzahl der Industriezweige deutliche Unterschiede im Niveau der technischen Effizienz sowohl zwischen städtischen und ländlichen als auch zwischen reicheren und ärmeren Bundesstaaten bestehen.

Läßt man keine interregionalen Parameterunterschiede zu, sind die geschätzten Skalenelastizitäten für die gesamte Verarbeitende Industrie und sämtliche Branchen bei beiden Schätzansätzen signifikant größer als 1<sup>26</sup>. Nach Einführung regionaler Dummies in den Cobb-Douglas-Ansatz kann allerdings nicht mehr undifferenziert von zunehmenden Skalenerträgen gesprochen werden. Dies gilt insbesondere für die Zone 1. Hier kann für die Mehrzahl der Industriezweige die Hypothese konstanter Skalenerträge nicht mehr falsifiziert werden. In städtischen Gebieten sind es 4 Industriezweige und in reicheren Bundesstaaten 5 Industriezweige, deren Skalenelastizität nun nicht mehr signifikant von 1 abweicht. Abnehmende Skalenerträge konnten in keinem Fall festgestellt werden. Die Skalenelastizität in den Alternativregionengruppen, also in den Zonen 2 und 3, ländlichen Gebieten und ärmeren Bundesstaaten, ist in der Regel größer als in der jeweiligen Basisregionengruppe. Mit der nur leicht signifikanten Ausnahme der Gummiindustrie bei dem Stadt-Land-Kriterium sind sämtliche signifikanten Abweichungen von der Skalenelastizität der jeweiligen Basisregionengruppe positiv. Besonders ausgeprägt sind die Unterschiede zwischen städtischen und ländlichen Gebieten. Hier sind in fünf Industriezweigen auf dem Land signifikant höhere Skalenerträge festzustellen.

Im wesentlichen sind es beim Cobb-Douglas- und beim Kmenta-Ansatz dieselben Industriezweige, die bei den jeweiligen Regionalisierungskriterien signifikant positive Abweichungen von der Skalenelastizität der Basisregionengruppen erkennen lassen. Bei der Interpretation der Ergebnisse gehen wir deshalb im folgenden von den Cobb-Douglas Schätzergebnissen aus.

---

<sup>25</sup> Vgl. Rao und Miller (1971), 49.

<sup>26</sup> Vgl. die Koeffizienten von  $\ln L$  in Tabelle A1 im statistischen Anhang.

In Tabelle A1 kann man vier Fälle unterscheiden<sup>27</sup>:

- (i) Weder der technische Effizienzparameter noch die Skalenelastizität weisen signifikante interregionale Unterschiede auf.
- (ii) Der technische Effizienzparameter ist in der Referenzregionengruppe (Zone 1, Stadt, reiche Bundesstaaten) signifikant höher als in der Alternativgruppe (Zonen 2 und 3, ländliche Gebiete, arme Bundesstaaten), während die Skalenelastizität keine signifikanten Unterschiede aufweist.
- (iii) Während im Effizienzparameter keine signifikanten Unterschiede bestehen, ist die Skalenelastizität in der Referenzgruppe signifikant niedriger als in der Alternativgruppe.
- (iv) Der Effizienzparameter ist in der Alternativgruppe signifikant niedriger und die Skalenelastizität ist signifikant höher als in der Referenzgruppe.

Unter der Annahme, die Gleichung (2) sei die „wahre“ Produktionsfunktion, muß der Fall (i) wohl so interpretiert werden, daß für die Industrien, für die keine signifikanten Parameterunterschiede bestehen, die interregional unterschiedliche Ausstattung mit X-Faktoren nicht besonders relevant ist und/oder daß die qualitätsmäßige Zusammensetzung ihrer Faktoren (insbesondere des Faktors Arbeit) sich zwischen den Regionen nicht wesentlich unterscheidet. Größere Unterschiede in der durchschnittlichen nicht-allokativen Effizienz scheinen z. B. nicht zu bestehen in der Nahrungsmittelindustrie, der Getränke- und der Bekleidungsindustrie beim Z- und beim P-Kriterium, wenn man „nichtallokative Effizienz“ lediglich auf die beiden Faktoraggragate Kapital und Arbeit bezieht<sup>28</sup>.

Bei der gesamten Verarbeitenden Industrie (bei sämtlichen Regionalisierungskriterien) und bei einigen Industriezweigen, wie z. B. der Nahrungsmittelindustrie beim R-Kriterium, der Holz-, der Möbel-, der Gummiindustrie und den Metallwaren beim P-Kriterium, sowie der Lederindustrie beim R- und beim P-Kriterium hat sich die unterschiedliche Ausstattung mit X-Faktoren lediglich in einem signifikant niedrigeren Effizienzparameter in den jeweiligen Alternativregionengruppen niedergeschlagen, ohne daß dies, wie im Fall (iv), zumindest ab einer gewissen Betriebsgröße, von einer signifikant höheren Skalenelastizität kompensiert würde<sup>29</sup>. Im Fall (iv), wie auch im Fall (iii) vari-

<sup>27</sup> Die Ausnahme der Gummiindustrie (höhere Skalenelastizität in städtischen als in ländlichen Gebieten) bleibt unberücksichtigt.

<sup>28</sup> Dasselbe gilt für die Textil-, die Holz- und die Gummiindustrie beim Z-Kriterium, für die Druckereiindustrie beim R-Kriterium und für die Erzeugnisse aus nichtmetallischen Mineralien und die Metallwarenindustrie beim Z- und beim R-Kriterium.



iert der relative Einsatz von X-Faktoren, bzw. der Qualitätsindex der Faktoren zwischen den Regionengruppen in unterschiedlichem Maße mit der Betriebsgröße. Dies kann z.B. bedeuten, daß in ländlichen Gebieten, bzw. in ärmeren Bundesstaaten oder in den Zonen 2 und 3 Betriebe eine gewisse Größe erreicht haben müssen, um fähig zu sein, sich die nötigen X-Faktoren zu beschaffen, während dazu in den Städten und den reicheren Gebieten wegen der dort besseren Lebensbedingungen, der besseren Ausstattung mit Kommunikations- und Transportinputs, Unternehmensberatern, spezialisierten Serviceeinrichtungen, zentralisierten Ersatzteillagern usw. auch kleinere Betriebe in der Lage sind. Anders ausgedrückt, in ländlichen und ärmeren Gebieten müssen Betriebe eine gewisse Größe erreicht haben, um die Standortnachteile, die sich in einer geringeren durchschnittlichen technischen Effizienz ausdrücken, aufgrund ihrer höheren Skalenelastizität kompensieren zu können. Für die Wirtschaftspolitik bedeutet dies zum einen, daß sich unter nicht-allokativen Effizienzaspekten die Förderung einer regional weniger konzentrierten und insbesondere einer ländlichen Industrialisierung auf Betriebe konzentrieren sollte, die eine gewisse Mindestgröße überschritten haben, zum anderen bedeutet dies, daß konventionelle Produktions- und Faktorpreissubventionen nur dann erfolgreich sind, wenn auch die komplementären nicht-konventionellen Faktoren und das benötigte Humankapital zur Verfügung stehen.

### 3. Humankapital und technologischer Dualismus<sup>30</sup>

Als ein Grund für interregionale Parameterunterschiede wurden in Abschnitt II die Existenz von Qualitätsunterschieden im Faktor Arbeit angesehen. Nun wird der Versuch unternommen, diese im Schätzansatz zu berücksichtigen. So kann erstens gezeigt werden, wie innerhalb der Regionengruppen die Vernachlässigung von Qualitätsunterschieden im Faktor Arbeit die Produktionsfunktionsparameter verzerrt und zweitens können dann die noch verbleibenden interregionalen Parameterunterschiede eher auf die unterschiedliche Ausstattung mit X-Faktoren zurückgeführt werden. Variationen in der Wertschöpfung zwischen den Beobachtungen sollen neben dem Bestand an Kapital sowohl durch die Anzahl der Beschäftigten als auch durch das in ihnen inkorporierte Ausbildungskapital erklärt werden. Die Produktionselastizität der Arbeit drückt dann aus, um wieviel Prozent der Output steigt, wenn die Anzahl der Beschäftigten um einen bestimmten Prozentsatz steigt, aber physischer Kapitalstock und Humankapitalbestand

<sup>29</sup> Fall (iv) trifft zu auf die Textilindustrie (R- und P-Kriterium), die Holz- und die Bekleidungsindustrie (R-Kriterium), die Möbelindustrie (R-Kriterium) und die Lederindustrie (Z-Kriterium).

<sup>30</sup> Dieser Abschnitt bleibt auf das Stadt-Land-Kriterium beschränkt.



konstant bleiben. Die Produktionselastizität des Humankapitals gibt hingegen das Verhältnis zwischen prozentualer Outputvariation und prozentualer Variation des Humankapitalbestandes bei konstanter Anzahl der Beschäftigten und konstantem physischem Kapitalstock an. Die einer *ceteris-paribus*-Erhöhung des Bestandes an qualifizierten Arbeitern eines Betriebes entsprechende Outputerhöhung könnte dann annähernd aus einem gewogenen Mittel der beiden Produktionselastizitäten der Arbeit und des Humankapitals berechnet werden.

Die Messung des Ausbildungs- bzw. Humankapitalbestandes beruht auf folgendem Meßprinzip:

$$H_{ij} = (W_{ij} - M_{ij}) / r$$

Hierbei ist  $H_{ij}$  = Humankapitalbestand pro Betrieb;  $W_{ij}$  = gesamte Lohnsumme pro Betrieb;  $M_{ij}$  = Produkt aus dem Lohnsatz für ungelernete Arbeit und der Gesamtzahl der Beschäftigten pro Betrieb in dem Industriezweig  $i$  und der regionalen Einheit  $j$ ;  $r$  = durchschnittliche Verzinsung des Humankapitals<sup>31</sup>. Da in Mexiko ein stark regional differenziertes Mindestlohnsystem besteht, wurde davon ausgegangen, daß unqualifizierte Arbeit zu den gesetzlich festgelegten Mindestlöhnen entlohnt wird. M. a. W., es wird davon ausgegangen, daß die Differenz zwischen tatsächlichem Lohn und Mindestlohn als Entlohnung für akkumuliertes Humankapital aufgefaßt werden kann.

Das Humankapital pro Beschäftigtem nimmt mit der Betriebsgröße generell zu, wenn keine regionale Differenzierung vorgenommen wird. Unterscheidet man zwischen städtischen und ländlichen Regionen, so steigt das Humankapital im allgemeinen in ländlichen Regionen stärker mit der Betriebsgröße an als in städtischen Regionen, allerdings ausgehend von einem niedrigeren Niveau<sup>32</sup>. Dies bedeutet, daß die Unterschiede in der durchschnittlichen Qualität des Faktors Arbeit zwischen ländlichen und städtischen Betrieben mit zunehmender Betriebsgröße abnehmen.

Für die Verzerrungen der Unterschiede in der durchschnittlichen technischen Effizienz und für die der Skalenelastizitäten und ihrer

<sup>31</sup> Zu diesem Meßprinzip vgl. Fels (1971), 29. Da Informationen über die Verzinsung des Humankapitals weder auf nationalem noch auf regionalem Niveau vorliegen, wurde  $r = 0,1$  gesetzt. Die Details der Humankapitalmessung können der ungekürzten Fassung dieses Papiers (Kieler Arbeitspapier Nr. 92, Juli 1979) entnommen werden.

<sup>32</sup> Dies wurde in der ungekürzten Fassung des Papiers empirisch nachgewiesen. (Kieler Arbeitspapier Nr. 92, Juli 1979.) Ausnahmen sind die Getränke- und die Textilindustrie, wo das Humankapital in den Städten nicht signifikant mit der Betriebsgröße ansteigt und die Holz-, Möbel- und Lederindustrie sowie die Erzeugnisse aus nichtmetallischen Mineralien, wo das Humankapital in den ländlichen Gebieten nicht signifikant stärker als in den Städten mit der Betriebsgröße ansteigt.

Stadt-Land-Unterschiede bei Nichtberücksichtigung des Humankapitals folgt daraus:

- Wenn die durchschnittliche Qualität des Faktors Arbeit mit der Betriebsgröße zunimmt, führt eine Nichtberücksichtigung von Qualitätsunterschieden in der Regel zu einer Überschätzung der Skalenelastizität, da eine proportionale Zunahme des Einsatzes von Arbeit und Kapital im 2-Faktoren-Fall zu einer um so größeren Outputzunahme führt, je mehr die Qualität der Faktoren mit der Betriebsgröße ansteigt<sup>33</sup>.
- Niveauunterschiede im Humankapital pro Arbeiter zwischen städtischen und ländlichen Gebieten führen zu einer Überschätzung von Unterschieden in der durchschnittlichen technischen Effizienz im 2-Faktoren-Fall, da Betriebe in städtischen Gebieten u. a. auch deshalb effizienter erscheinen, weil ihr relativ höherer Einsatz des knappen Faktors Humankapital unberücksichtigt bleibt.
- Sind die Unterschiede im durchschnittlichen Qualifikationsniveau der Arbeit zwischen Betrieben verschiedener Größe in ländlichen Gebieten größer als in den Städten, so werden die Unterschiede in den Skalenelastizitäten zwischen den beiden Regionengruppen im 2-Faktoren-Fall überschätzt, wenn die Skalenelastizität auf dem Land größer ist als in der Stadt. Die Unterschiede werden unterschätzt, wenn die Skalenelastizität in ländlichen Gebieten kleiner ist als in städtischen.

Welcher Art die Verzerrungen der Parameter sind, wenn Humankapital als dritter Faktor unberücksichtigt bleibt, wurde mit den Schätzansätzen (1) und (2) untersucht, wobei in Gleichung (2)  $I = H$  gesetzt wurde. Zusätzlich wurde im Rahmen einer Kovarianzanalyse geprüft, wie sich eine Berücksichtigung des Humankapitals auf interregionale Unterschiede von Parametern auswirkt.

Die Ergebnisse sind in Tabelle A2 zusammengefaßt. Es zeigt sich, daß ohne Berücksichtigung von Stadt-Land-Unterschieden die Skalenelastizitäten bei dem 2-Faktoren-Ansatz bei jedem Industriezweig nach oben verzerrt sind. Dies ist in der Regel die Folge einer Verzerrung der beiden Produktionselastizitäten des Kapitals und der Arbeit nach oben. In zwei Fällen ist aber auch die Produktionselastizität der Arbeit nach unten verzerrt, was aber in diesen Fällen durch die Verzerrung der Produktionselastizität des Kapitals kompensiert wird. Die Summe der Verzerrungen der Produktionselastizitäten der Arbeit und des Kapitals ist in jedem Fall größer als die Produktionselastizität des Humankapitals.

<sup>33</sup> Die Skalenelastizität kann auch unterschätzt werden, wenn die Kapitalintensität ( $K/L$ ) mit der Betriebsgröße relativ stark zunimmt.

Auch nach Berücksichtigung regionaler Unterschiede im Schätzansatz ist die Skalenelastizität in der ländlichen Regionengruppe immer positiv verzerrt, wenn Humankapital nicht berücksichtigt wird. In der städtischen Regionengruppe ist die Verzerrung der Skalenelastizität allerdings in der Nahrungsmittelindustrie, der Textilindustrie und der Holzindustrie negativ. Daß in der Tat auch mit der Tatsache, daß das Humankapital pro Arbeiter mit der Betriebsgröße steigt, eine negative Verzerrung der Skalenelastizität einhergehen kann, wenn  $K/L$  mit der Betriebsgröße stark zunimmt, wurde an anderer Stelle formal gezeigt<sup>34</sup>.

Aus Tabelle A2 ist weiter ersichtlich, daß nach Berücksichtigung von Humankapital im Cobb-Douglas-Ansatz das Niveau der durchschnittlichen technischen Effizienz in ländlichen Regionen entweder in geringerem Maße unterhalb dem städtischer Regionen liegt als beim traditionellen 2-Faktoren-Ansatz oder nun sogar das Niveau städtischer Regionen übersteigt.

Die Berechnungen zeigen weiter, daß die Unterschiede in den Skalenelastizitäten zwischen städtischen und ländlichen Gebieten in den Fällen überschätzt werden, in denen die Skalenelastizität in ländlichen Gebieten höher ist als in städtischen und daß sie in den Fällen unterschätzt werden, in denen städtische Gebiete eine höhere Skalenelastizität als ländliche aufweisen (vgl. Tabelle A2). Dies folgt daraus, daß in ländlichen Gebieten die positive Verzerrung der Skalenelastizität aufgrund des dort relativ stärker mit der Betriebsgröße zunehmenden Humankapitals pro Arbeiter relativ stärker ist als in städtischen Gebieten. Eine negative Verzerrung der Skalenelastizität in städtischen Gebieten, wie sie in drei Industriezweigen festgestellt wurde, ist ein zusätzlicher Grund dafür, daß die Stadt-Land-Unterschiede in den Skalenelastizitäten beim traditionellen 2-Faktoren-Ansatz überschätzt werden, wenn die Skalenelastizitäten auf dem Land höher sind als in der Stadt und im umgekehrten Fall unterschätzt werden.

#### IV. Schlußfolgerungen

Die Schätzung der Parameter regionaler Produktionsfunktionen für Branchen der Verarbeitenden Industrie Mexikos unterstützt die a priori geäußerte Vermutung, daß in Entwicklungsländern regionaler technologischer Dualismus besteht. Die Ergebnisse verdeutlichen, daß interregionale Unterschiede bei der Beurteilung der Industrialisierungschancen eines Landes nicht vernachlässigt werden dürfen und eine die ländlichen Gebiete einbeziehende Industrialisierungsstrategie den regionspezifischen Produktionsbedingungen Rechnung tragen muß.

<sup>34</sup> Vgl. hierzu die ungekürzte Fassung dieses Papiers (Kieler Arbeitspapier Nr. 92, Juli 1979).



Die Berechnungen ergaben, daß der technische Effizienzparameter für Betriebe, die ihren Standort in ländlichen und weniger entwickelten Regionen haben, häufig signifikant unter dem liegt, der für Betriebe derselben Branche in bereits relativ hoch entwickelten städtischen Regionen geschätzt wurde. Die Skalenelastizität hingegen ist in den ländlichen und ärmeren Gebieten meist höher. Die Gründe hierfür sind in der Verletzung von Annahmen des neoklassischen 2-Faktorenmodells zu suchen, insbesondere in der Heterogenität des Faktors Arbeit, wie die Einbeziehung von Humankapital in den Schätzansatz zeigte, aber auch in der Vernachlässigung nichtkonventioneller Faktoren, wie Informationen, Führungsvorteile oder Managementqualitäten. Die zusätzliche Berücksichtigung von Humankapital bringt zwar keine radikal anderen Schlußfolgerungen mit sich, sie macht aber deutlich, daß die Stadt-Land-Unterschiede in den Parametern zum Teil auf interregionalen Unterschieden im Humankapitaleinsatz beruhen. Auch nach Berücksichtigung von Humankapital im Schätzansatz zeigt sich, daß sich eine konventionelle Förderung der ländlichen Industrialisierung mit Produktions- und Faktorpreissubventionen unter Aspekten der technischen oder nicht-allokativen Effizienz bei den meisten Branchen auf die etwas größeren Betriebe konzentrieren sollte, die einen, verglichen mit Betrieben in städtischen Regionen, niedrigeren technischen Effizienzparameter durch eine höhere Skalenelastizität zumindest tendenziell kompensieren können<sup>35</sup>.

Die Ergebnisse dieser Arbeit legen nahe, daß Unterschiede in der nicht-allokativen Effizienz zwischen Regionen und auch zwischen Betrieben verschiedener Größe von nichtkonventionellen Faktoren determiniert werden. Hieraus ergeben sich Ansatzpunkte für die Wirtschaftspolitik. So kann zum einen gefragt werden, welchen nichtkonventionellen Faktoren für die Effizienzsteigerung besondere Bedeutung zukommt und wie und zu welchen Kosten sie bereitgestellt werden können, zum anderen stellt sich die Frage, wie die Wirksamkeit konventioneller Förderungsmaßnahmen in Entwicklungsländern durch geeignete komplementäre Maßnahmen auf dem Gebiet der X-Faktoren gesteigert werden kann. Beide Fragen sind noch weitgehend ungeklärt, da bislang noch keine systematische Untersuchung der relativen Bedeutung der einzelnen X-Faktoren vorliegt.

---

<sup>35</sup> Ausnahmen sind z. B. (vgl. Tabelle A 2) die Nahrungsmittelindustrie, die in ländlichen Gebieten sowohl einen niedrigeren Effizienzparameter als auch eine niedrigere Skalenelastizität aufweist und die Druckerei- und Verlagserzeugnisse, bei denen auf dem Land vor allem kleinere Betriebe gefördert werden sollten.

## Anhang

**Tabelle A1: Parameterschätzergebnisse für die Cobb-Douglas-Produktionsfunktion und die Kmenta-Approximation einer CES-Funktion unter Berücksichtigung regionaler Unterschiede<sup>a)</sup>**

Industriezweig d)	Cobb-Douglas						Kmenta b)					
	$\ln A$	$D$	$\ln(K/L)$	$[\ln(K/L)]D$	$\ln L$	$(\ln L)D$	$\bar{R}^2$ c)	$\ln A$	$D$	$\ln L$	$(\ln L)D$	$\bar{R}^2$ c)
Gesamte Verarbeitende Industrie .....	1,331	— 0,929*	0,407**		0,259**		0,66	1,227				
	2,193	— 0,293*	0,218*	0,223*	0,314*	— 0,099	0,68	3,274	— 2,190**	0,260**	— 0,048	0,66
	1,673	— 0,472*	0,362**	0,084	0,253**	— 0,040	0,68	2,547	— 1,404*	0,264*	— 0,035	0,68
	1,890	— 0,692*	0,268**	0,187*	0,312**	— 0,095	0,68	2,508	— 1,459*	0,311**	— 0,093	0,68
20 Nahrungsmittel ..	1,362		0,459**		0,182**		0,56	1,076		0,200**		0,56
	1,169	0,199	0,629**	— 0,185	0,192	— 0,023	0,59	3,246	— 2,044	0,125	0,056	0,59
	2,014	— 0,827**	0,365**	0,127	0,144	— 0,017	0,62	2,936	— 2,426**	0,024	0,136	0,64
	1,516	— 0,181	0,519**	— 0,065	0,108	0,058	0,57	2,683	— 1,554	0,082	0,100	0,57
21 Getränke .....	1,481		0,539**		0,074*		0,65	2,027		0,094*		0,72
	1,842	— 0,358	0,531*	0,007	0,016	0,057	0,64	— 0,917	2,956	0,008	0,077	0,71
	1,540	— 0,120	0,589**	— 0,124	0,001	0,233*	0,67	0,777	1,175	0,003	0,174*	0,73
	0,448	1,150	0,783**	— 0,296*	0,083	0,012	0,66	1,108	0,923	0,089	0,006	0,71
23 Textilwaren .....	1,428		0,312**		0,201**		0,51	1,639		0,141*		0,53
	2,111	— 0,732	0,341	— 0,073	0,080	0,148	0,56	0,012	1,554	0,008	0,157	0,58
	2,133	— 0,878*	0,440**	— 0,216*	— 0,045	0,308**	0,64	0,756	0,695	— 0,067	0,242*	0,66
	2,568	— 1,285*	0,404**	— 0,129	— 0,129	— 0,382**	0,56	3,023	— 1,565	— 0,132	0,318	0,57
24 Bekleidung .....	1,774		0,287**		0,259**		0,48	1,601		0,274**		0,48
	1,584	0,288	0,509**	— 0,290*	0,181	0,057	0,50	1,407	0,190	0,180	0,080	0,52
	2,046	— 0,357*	0,362**	— 0,178*	0,072	0,249*	0,55	1,924	— 0,431	0,073	0,282**	0,56
	1,920	— 0,133	0,417**	— 0,197*	0,155*	0,110	0,53	1,952	— 0,484*	0,155*	0,161*	0,55
25 Holzprodukte .....	1,940		0,213**		0,177**		0,41	1,856		0,177**		0,40
	2,550	— 0,636	0,126	0,064	0,157	0,034	0,45	1,052	0,892	0,158	0,033	0,45
	2,256	— 0,573**	0,183**	0,006	0,102*	— 0,171*	0,47	1,937	— 0,072	0,110*	0,168*	0,47
	2,434	— 0,659**	0,158	0,061	0,101	0,103	0,47	2,516	— 0,747	0,101	0,104	0,46

[illegible]

a) Signifikanzniveaus (beidseitiger t-Test): \*\* 1 vH, \* 5 vH, + 10 vH. Die t-Werte sowie die F-Werte wurden aus Platzgründen hier vernachlässigt. Die vollständigen Ergebnisse wurden unter demselben Titel als Kieler Arbeitspapier Nr. 92, Institut für Weltwirtschaft, Kiel, Juli 1979, veröffentlicht. — b) Es wurden nur die Koeffizienten der nicht multikollinearen Variablen angegeben. — c) Modifiziertes Bestimmtheitsmaß. — d) D = Z. R und P sind regionale Dummies. Vgl. Abschnitt III.1.

Quelle: Den Berechnungen liegen Daten zugrunde aus: Estados Unidos Mexicanos, Secretaría de Industria y Comercio, Dirección General de Estadística: "IX Censo Industrial 1971, Datos de 1970, Industrias Extractivas y de Transformación, Principales Características por Entidad Federativa. Municipio y Grupo de Actividad: México D.F. 1974."



**Tabelle A2: Parameterschätzergebnisse für die Cobb-Douglas-Produktionsfunktion ohne und mit Humankapital als drittem Faktor unter Berücksichtigung von Stadt-Land-Unterschieden<sup>a, b)</sup>**

Industriezweig	$\ln A$	$R$	$\ln K$	$(\ln K)/R$	$\ln L$	$(\ln L)/R$	$\ln H$	$(\ln H)/R$	$\varepsilon R=0$	$\varepsilon R=1$	$\bar{R}^2 c)$
Gesamte Verarbeitende Industrie .....											
$K, L$	1,331		0,407**		0,852**				1,259		0,92
$K, L, H$	1,657		0,308**		0,784**		0,083**		1,175		0,94
$R - K, L$	1,673	- 0,472*	0,362**	0,084	0,891**	- 0,124			1,253	1,213	0,93
$R - K, L, H$	1,666	- 0,085	0,307**	0,028	0,816**	- 0,085	0,081**	- 0,006	1,204	1,141	0,94
20 Nahrungsmittel											
$K, L$	1,362		0,459**		0,723**				1,182		0,88
$K, L, H$	1,982		0,268**		0,731**		0,097**		1,096		0,92
$R - K, L$	2,014	- 0,827**	0,365**	0,127**	0,779**	- 0,147			1,144	1,124	0,90
$R - K, L, H$	2,274	- 0,463*	0,212**	0,108	0,855**	- 0,222*	0,085**	0,003	1,152	1,041	0,92
21 Getränke											
$K, L$	1,481		0,539**		0,535**				1,074		0,94
$K, L, H$	1,540		0,416**		0,439**		0,152**		1,007		0,95
$R - K, L$	1,540	- 0,120	0,569**	- 0,124	0,412**	0,357**			1,001	1,234	0,94
$R - K, L, H$	0,528	0,963	0,362**	0,018	0,224*	0,416*	0,409**	- 0,282**	0,995	1,147	0,95
23 Textilwaren											
$K, L$	1,428		0,312**		0,889**				1,201		0,91
$K, L, H$	1,660		0,217**		0,904**		0,067**		1,188		0,93
$R - K, L$	2,134	- 0,878*	0,440**	- 0,216*	0,515**	0,524**			0,955	1,263	0,93
$R - K, L, H$	2,117	- 0,569*	0,424**	- 0,267*	0,529**	0,484**	0,010	0,053*	0,963	1,233	0,95
24 Bekleidung											
$K, L$	1,774		0,287**		0,972**				1,259		0,90
$K, L, H$	2,021		0,189**		0,863**		0,089**		1,141		0,93
$R - K, L$	2,046	- 0,357**	0,382**	- 0,178*	0,689**	0,427**			1,071	1,320	0,91
$R - K, L, H$	2,168	- 0,191*	0,301**	- 0,191*	0,633**	0,367*	0,073**	0,015	1,007	1,198	0,94
25 Holzprodukte											
$K, L$	1,940		0,213**		0,963**				1,176		0,92
$K, L, H$	2,089		0,145**		0,943**		0,063**		1,151		0,93
$R - K, L$	2,256	- 0,573**	0,183**	0,006	0,919**	0,165			1,102	1,273	0,93
$R - K, L, H$	2,355	- 0,511**	0,099**	0,069	0,954**	0,032	0,054**	- 0,001	1,107	1,207	0,94

26 Möbel	K, L K, L, H R - K, L R - K, L, H	1,623 1,792 1,888 1,930	- 0,468** - 0,306*	0,319** 0,237** 0,355** 0,297**	- 0,062 - 0,079	0,979** 0,947** 0,808** 0,803**	0,322** 0,301*	0,062** 0,049**	0,009	1,289 1,246 1,163 1,149	0,93 0,94 0,94 0,95
28 Druckerei- und Verlags- erzeugnisse	K, L K, L, H R - K, L R - K, L, H	1,276 1,566 1,483 1,422	0,006 0,883**	0,320** 0,201** 0,314** 0,283**	- 0,014 - 0,254*	1,109** 0,982** 1,051** 0,854**	- 0,147 - 0,033	0,104** 0,105**	0,016	1,429 1,287 1,365 1,242	0,93 0,95 0,93 0,95
29 Lederwaren	K, L K, L, H R - K, L R - K, L, H	1,828 1,934 2,225 2,210	- 0,655** - 0,475*	0,213** 0,203** 0,172* 0,178*	0,107 0,068	1,159** 0,924** 1,112** 0,941**	- 0,085 - 0,070	0,088** 0,065*	0,007	1,372 1,215 1,284 1,184	0,95 0,96 0,96 0,97
30 Gummiwaren	K, L K, L, H R - K, L R - K, L, H	1,744 1,879 1,892 1,961	0,003 0,155	0,330** 0,264 0,287** 0,210**	0,034 0,073	0,957** 0,919** 1,012** 1,019**	- 0,382* - 0,606**	0,054** 0,057*	0,006	1,237 1,237 1,299 1,286	0,94 0,94 0,94 0,94
33 Erzeugnisse aus nichtmetallischen Mineralien	K, L K, L, H R - K, L R - K, L, H	1,314 1,541 1,490 1,637	- 0,227* - 0,117	0,378** 0,303** 0,330** 0,257**	0,076 0,068	0,856** 0,836** 0,918** 0,922**	- 0,138 - 0,180	0,052** 0,040*	0,019	1,234 1,191 1,248 1,229	0,95 0,95 0,95 0,95
35 Metallwaren	K, L K, L, H R - K, L R - K, L, H	1,591 1,792 1,783 1,870	- 0,187 - 0,063	0,332** 0,257** 0,350** 0,295**	- 0,071 - 0,057	0,942** 0,852** 0,826** 0,788**	0,153 0,084	0,069** 0,064**	0,001	1,274 1,188 1,186 1,147	0,95 0,96 0,95 0,96

a) Signifikanzniveaus (einseitiger t-Test): \*\* 1 vH, \* 5 vH, + 10 vH. Die t-Werte sowie die F-Werte wurden aus Platzgründen hier vernachlässigt. Die vollständigen Ergebnisse wurden unter demselben Titel als Kieler Arbeitspapier Nr. 92, Institut für Weltwirtschaft, Kiel Juli 1979, veröffentlicht. — b) Die Basis des regionalen Dummy R sind städtische Gebiete (R = 0); vgl. Abschnitt III.1. — c) Modifiziertes Bestimmtheitsmaß.

Quelle: Wie Tabelle A1.

### Zusammenfassung

Ziel der Arbeit ist der Nachweis, daß Produktionsfunktionen fehlspezifiziert sind, wenn sie in ihrer Anwendung auf den Industriesektor von Entwicklungsländern mit starken interregionalen Disparitäten (z.B. Mexiko) nicht die Möglichkeit interregionaler Parameterunterschiede (regionaler technologischer Dualismus) zulassen. Die Schätzergebnisse zeigen, daß der technische Effizienzparameter für ländliche und weniger entwickelte Gebiete häufig niedriger und die Skalenelastizität höher ist als für städtische und relativ hoch entwickelte Gebiete. Als Grund hierfür können Unterschiede in der Ausstattung der Betriebe mit Humankapital und mit nichtkonventionellen Faktoren (X-Faktoren) angesehen werden. Eine genauere Kenntnis der Wirkungsweise dieser Faktoren könnte Ansatzpunkte für eine effizientere Förderung der ländlichen Industrialisierung eröffnen.

### Summary

This study aims at showing that production functions are misspecified, if they are applied to the industrial sector of LDCs with severe interregional disparities (as e.g. Mexico) without allowing for possible interregional parameter differences (regional technological dualism). Estimates show that the technical efficiency parameter for rural and for less developed areas frequently is lower than that for urban and for more developed areas, while the opposite holds for the scale elasticity parameter. Inter-establishment differences in the endowment with human capital and with nonconventional factors (X-factors) can be regarded as the reason for this. More detailed knowledge of the *modus operandi* of these factors could open an approach towards a more efficient promotion of rural industrialization.

### Literatur

- Bennewitz, W.* (1968), Probleme des regionalen Ungleichgewichts in Entwicklungsländern. Dargestellt am Beispiel Mexikos. Dissertation. München.
- Bruch, M.* (1977), Die regionale Struktur der Verarbeitenden Industrie in Brasilien und Mexiko. Kieler Arbeitspapier Nr. 58. Kiel.
- Estados Unidos Mexicanos, Secretaría de Industria y Comercio, Dirección General de Estadística (1974), IX Censo Industrial 1971, Datos de 1970, Industrias Extractivas y de Transformación, Principales Características por Entidad Federativa, Municipio y Grupo de Actividad. México D.F.
- Fels, G.* (1971), Probleme der Arbeitsteilung zwischen Industrie- und Entwicklungsländern. Die Weltwirtschaft (1971), Heft 1, 19 - 40.
- Ghandour, M. und J. Müller* (1977), A New Approach to Technological Dualism. Economic Development and Cultural Change 25 (1977), 629 - 638.
- Griliches, Z. und V. Ringstad* (1971), Economies of Scale and the Form of the Production Function. Amsterdam.
- Kmenta, J.* (1967), On the Estimation of the CES-Production Function. International Economic Review 8 (1967), 180 - 189.



- Leibenstein, H.* (1966), Allocative Efficiency Versus X-Efficiency. *The American Economic Review* 56 (1966), 392 - 415.
- (1977), X-Efficiency, Technical Efficiency, and Incomplete Information Use: A Comment. *Economic Development and Cultural Change* 25 (1977), 311 - 316.
- Rao, P. und R. L. Miller* (1971), *Applied Econometrics*. Belmont, Calif.
- Shapiro, K. H. und J. Müller* (1977), Sources of Technical Efficiency: The Roles of Modernization and Information. *Economic Development and Cultural Change* 25 (1977), 293 - 310.
- Unikel, L.* (1976), *El desarrollo urbano de México*. México D.F.
- o. Verf. (1972), México: estímulos, ayudas y facilidades para la descentralización industrial y el desarrollo regional — *Comercio Exterior* (1972), 695 - 699.