

Bruch, Mathias

Working Paper — Digitized Version

Ländliche Industrialisierung, regionaler technologischer Dualismus und X-Faktoren: Eine Untersuchung am Beispiel der verarbeitenden Industrie Mexikos

Kiel Working Paper, No. 92

Provided in Cooperation with:

Kiel Institute for the World Economy – Leibniz Center for Research on Global Economic Challenges

Suggested Citation: Bruch, Mathias (1979) : Ländliche Industrialisierung, regionaler technologischer Dualismus und X-Faktoren: Eine Untersuchung am Beispiel der verarbeitenden Industrie Mexikos, Kiel Working Paper, No. 92, Kiel Institute of World Economics (IfW), Kiel

This Version is available at:

<https://hdl.handle.net/10419/46730>

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.

Kieler Arbeitspapiere

Kiel Working Papers

Arbeitspapier Nr. 92

Ländliche Industrialisierung, regionaler
technologischer Dualismus und X-Faktoren:
Eine Untersuchung am Beispiel der Verarbeitenden
Industrie Mexikos

von
Mathias | Bruch

Institut für Weltwirtschaft an der Universität Kiel

Institut für Weltwirtschaft
an der Universität Kiel

- Abteilung IV -
Postfach 4309, 2300 Kiel

Arbeitspapier Nr. 92

Ländliche Industrialisierung, regionaler
technologischer Dualismus und X-Faktoren:
Eine Untersuchung am Beispiel der Verarbeitenden
Industrie Mexikos

von
Mathias | Bruch

Juli 1979

AQ 4396 79 Kf
Weltwirtschaft
Kiel

Mit den Kieler Arbeitspapieren werden Manuskripte, die aus der Arbeit des Instituts für Weltwirtschaft hervorgegangen sind, von den Verfassern möglichen Interessenten in einer vorläufigen Fassung zugänglich gemacht. Für Inhalt und Verteilung ist der Autor verantwortlich. Es wird gebeten, sich mit Anregungen und Kritik direkt an ihn zu wenden und etwaige Zitate aus seiner Arbeit vorher mit ihm abzustimmen.

LÄNDLICHE INDUSTRIALISIERUNG, REGIONALER TECHNOLOGISCHER DUALISMUS

UND X-FAKTOREN:

EINE UNTERSUCHUNG AM BEISPIEL DER VERARBEITENDEN INDUSTRIE MEXIKOS⁺

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.¹ 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.

Im allgemeinen wird bei der Schätzung der Parameter von Produktionsfunktionen die Möglichkeit interregionaler Unterschiede vernachlässigt.² 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.

⁺ 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.

¹ 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.

² Eine Ausnahme hiervon ist z.B. Zvi Griliches und V. Ringstad, *Economies of Scale and the Form of the Production Function*. North Holland, 1971.

jedoch so ausgeprägt, daß die Möglichkeit unterschiedlicher Produktionscharakteristika in den verschiedenen Teilen eines Landes nicht a priori ausgeschlossen werden sollte.¹

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.² 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 zugrundegelegten 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. 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 sich z.B. auf nationaler Ebene

¹ In Mexiko bestand 1965 z.B. ein Verhältnis von 1:10 zwischen dem niedrigsten und dem höchsten Bruttoregionalprodukt pro Kopf. Vgl. Mathias Bruch, Die regionale Struktur der Verarbeitenden Industrie in Brasilien und Mexiko. Kieler Arbeitspapier Nr. 58. Kiel, 1977.

² Vgl. Marwan Ghandour und Jürgen Müller, A New Approach to Technological Dualism. Economic Development and Cultural Change, Bd. 25, 1977, S.629 ff.

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-Faktoren-Modell 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 Skalanelastizität¹ 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 Zusammen-

¹ 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 Outputeneinheit bezieht.

arbeit in der Betriebsorganisation Bedeutung zukommt.¹

Motivation ist u.a. abhängig vom kulturellen Hintergrund der Beschäftigten und von der Qualität des Management. Bestehen hierin interregionale Unterschiede, so wird sich dies z.B. auch in unterschiedlichen Effizienzparametern für die einzelnen Regionengruppen niederschlagen.

- 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 Produktionsergebnis. Ein nichtkonventioneller Faktor, der insbesondere in Entwicklungsländern nur teilweise auf dem Markt zu erwerben ist und der teilweise auch in Unternehmern, Managern oder anderen Beschäftigten inkorporiert 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.²
- 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 der Sachkapitaleinsatz wertmäßig gemessen wird, sind Qualitätsunterschiede im Faktor Kapital wohl weniger relevant, sofern sie sich im Preis der Kapitalgüter niederschlagen und die Altersstruktur

¹ Vgl. H. Leibenstein, X-Efficiency, Technical Efficiency, and Incomplete Information Use: A Comment, *Economic Development and Cultural Change*, Bd. 25, 1977, S. 311-316 und ders., Allocative Efficiency versus X-Efficiency, *American Economic Review*, Juni 1966, S. 392-415.

² Vgl. K.H. Shapiro und J. Müller, Sources of Technical Efficiency: The Roles of Modernisation and Information, *Economic Development and Cultural Change*, Bd. 25, 1977, S. 293-310.

nicht systematisch mit den anderen unabhängigen Variablen der Produktionsfunktion variiert.

- 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.¹ 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-Faktoren-Modells nicht mehr auf die übliche Art und Weise interpretiert werden, weil der 2-Faktoren-Ansatz unvollkommen spezifiziert ist. Sind die eben genannten Determinanten der Parameter in verschiedenen Regionengruppen in unterschiedlichem Maße relevant, so folgen hieraus auch Unterschiede in den Produktionsfunktionsparametern.

Ähnliches gilt für die Elastizität der Substitution zwischen zwei Faktoren. Sie gibt unter der Annahme vollkommener Faktormärkte und Gewinnmaximierung an, wie stark sich eine Änderung des betreffenden Faktorpreisverhältnisses auf die Änderung der Faktoreinsatzrelation auswirkt und ist sowohl abhängig von den zur Verfügung stehenden, bzw. den jeweiligen Entscheidungsträgern bekannten Produktionsverfahren und Produktvarianten, als auch von der Nachfragestruktur bei marktorientierten Branchen und technologischen Erfordernissen bei rohstofforientierten Prozessen. Bestehen z.B. Unterschiede zwischen den Regionen im Informationsgrad über mögliche Produktionsprozesse

¹ Im folgenden werden deshalb nur homogene Produktionsfunktionstypen verwendet.

und Produktvarianten und/oder in den Vermarktungsmöglichkeiten der Produktvarianten und/oder im Diversifizierungsgrad der Nachfrage, so kann dies ein Grund für interregionale Unterschiede in den Substitutionselastizitäten sein.

Wie sich einige der eben diskutierten Abweichungen von den traditionellen neoklassischen Annahmen in einem 2-Faktoren-Modell 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.¹ 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:

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

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

Gleichung (2) sei der "wahre" Zusammenhang, Gleichung (1) sei der fehlspezifizierte Ansatz.² M.a.W., es wird angenommen, daß Gleichung (2) für eine bestimmte Industrie auf nationaler Ebene gilt. Richtung und Größe

¹ Die Cobb-Douglas-Produktionsfunktion ist definiert als $V = e^a K^\alpha L^\beta$, wobei $e^a = A$ der technische Effizienzparameter, α die Produktionselastizität des Faktors Kapital (K) und β die des Faktors Arbeit (L) ist. V ist die Wertschöpfung pro Periode. Weiter gilt $\epsilon = \alpha + \beta$, wobei ϵ die Skalanelastizität, beziehungsweise der Homogenitätsgrad der Funktion ist. Die Cobb-Douglas-Produktionsfunktion impliziert die Annahme einer unitären Substitutionselastizität.

² 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.

der Verzerrung der Koeffizienten ergibt sich aus der "Hilfsgleichung"¹

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

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

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

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

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

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 $i = 1$.² Für diesen (extremen) Fall gilt, daß $b_{I1,KL}^s > b_{I1,KL}^1$ und folglich $B_a^s > B_a^1$.

D.h., won dem für $i = s$ und $i = 1$ als gleich unterstellten technischen Effizienzparameter in Gleichung (2) weicht der wegen der Vernachlässigung von I verzerrte technische Effizienzparameter in Gleichung (1) in städtischen Regionen stärker nach oben ab als in ländlichen, wenn I ein allen Unternehmen unabhängig von ihrer Größe und ihrer Kapitalintensität zugänglicher fixer Faktor ist, der in Städten in stärkerem Maße zur Verfügung steht als auf dem Lande. Es könnte sich bei I z.B. um Informationen technologischer Art, über Kostensenkungsmöglichkeiten oder um den Zwang handeln, in einer Situation relativ harter Konkurrenz zu bestehen. Es könnte

¹ 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. Potluri Pao und R.L. Miller, Applied Econometrics, Belmont, Calif. 1971, S. 29 f. und S. 60 ff.

² Hierbei wird angenommen, daß $\gamma > 0$.

sich aber auch um ein generell höheres Motivationsniveau der Beschäftigten in städtischen Gebieten handeln.

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.¹ 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.² Stellt man bei einer Schätzung von Gleichung (1) z.B. fest, daß die Skalenelastizität für $i = 1$ 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 $b_{IK,1L}^1 + b_{IL,1K}^1 > b_{IK,1L}^s + b_{IL,1K}^s$, wenn der "wahre" Zusammenhang in Gleichung (2) zum Ausdruck kommt.

Die vorangehenden Ausführungen versuchten klar zu machen, daß die traditionelle Interpretation der ohne Berücksichtigung von I geschätzten Parameter zu Fehlschlüssen führt, 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. Gleichung (2) ist allerdings nur dann "richtig", wenn keine systematischen interregionalen Preisunterschiede bestehen, wenn Produktpreise nicht systematisch mit den unabhängigen Variablen variieren, wenn die Faktoren und der Output hinreichend homogen sind und wenn die funktionale Form mit ihren impliziten Annahmen stimmt.³ Während die Daten keine Berücksichtigung von Preisunterschieden erlauben, soll weiter unten versucht werden, wenigstens Humankapital im Schätzansatz zu berücksichtigen. Obwohl die Anzahl der Beobachtungen für die meisten Industrien relativ groß ist, so ist sie doch nicht ausreichend, um auf die Homogenitätsannahme verzichten zu können. Die Interpretation der Parameter muß in dieser Arbeit also unter der Annahme der "Richtigkeit" der funktionalen Form erfolgen.

¹ Eine Verzerrung der Skalenelastizität liegt nicht vor, wenn $B_{\alpha}^i + B_{\beta}^i = \gamma$.

² $B_{\alpha}^i + B_{\beta}^i > \gamma$, wenn $b_{IK,1L}^i + b_{IL,1K}^i > 1$.

³ Zusätzlich darf kein "simultaneity bias" bestehen. Vgl. Zvi Griliches und V. Ringstad, a.a.O., S. 93 ff. und S. 195.

III. Empirischer Test

1. Datengrundlage und Regionalisierungskriterien

Die empirischen Teile dieser Arbeit basieren auf den Daten des IX. mexikanischen Industriezensus von 1970.¹ Mexiko erschien für die Zwecke dieser Studie besonders geeignet zu sein, -insbesondere wegen der beträchtlichen interregionalen Disparitäten in den Entwicklungsniveaus und der sektoralen Struktur.² 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 Verlagszeugnisse (111), die Lederindustrie (59), die Gummiindustrie (137), Erzeugnisse aus nichtmetallischen Mineralien (154) und die Metallindustrie (168).³ Besonders kapitalintensive und technologieintensive Branchen, wie die Tabakindustrie, die Papierindustrie, die

¹ Vgl. Estados Unidos Mexicanos, Secretaria de Industria y Comercio. IX. Censo Industrial 1971, Datos de 1970. México D.F. 1973. 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 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.

² Vgl. Wolfdietrich Bennwitz, Probleme des regionalen Ungleichgewichts in Entwicklungsländern. Dargestellt am Beispiel Mexikos. Dissertation, München 1968; Mathias Bruch, a.a.O.

³ Die untersuchten elf Industriezweige hatten 1970 einen Anteil von 53,2 vH an der Wertschöpfung und von 67,5 vH 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.

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, wurden in dieser Studie lediglich dichotome Regionalisierungskriterien verwandt. Dabei ist jede Untergliederung eines Landes in zwei Regionengruppen natürlich in gewissem Sinne willkürlich.

Einmal wurde die Einteilung Mexikos in Zonen übernommen, wie sie 1972 zum Zwecke der Industrieförderung festgelegt wurde.¹ Hierbei wird zwischen den im allgemeinen von Förderungsmaßnahmen ausgeschlossenen und bereits relativ stark industrialisierten Gebieten (Zone 1) und den weniger industrialisierten Gebieten (Zonen 2 und 3) unterschieden (Z-Kriterium).² Eine zweite Differenzierung ist die zwischen städtischen und ländlichen Gebieten. Distrikte (municipios) mit einer Stadt über 50.000 Einwohnern und Distrikte, die noch Teil einer Agglomeration sind, werden als städtisch, der Rest als ländlich definiert (R-Kriterium).³ 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 zusätzlich zu den anderen Kriterien noch zwischen den sechs reichsten Bundesstaaten, gemessen am Pro-Kopf-Einkommen, und den restlichen Bundesstaaten differenziert (P-Kriterium).

¹ Vgl. México: estímulos, ayudas y facilidades para la descentralización industrial y el desarrollo regional - Comercio Exterior 1972, S. 695 f.

² Innerhalb der weniger industrialisierten Gebiete sind die Förderungsbedingungen in der Zone 2 restriktiver als in der Zone 3.

³ Diese Differenzierung beruht auf den Ergebnissen einer neueren Studie von Luis Unikel. Vgl. Luis Unikel, El desarrollo urbano de México, México D.F. 1976.

Es gilt also:

$$\begin{aligned} D = Z = 1 & \text{ für die Zonen 2 und 3} \\ & = 0 \text{ für die Zone 1} \\ = R = 1 & \text{ für ländliche Gebiete} \\ & = 0 \text{ für städtische Gebiete} \\ = P = 1 & \text{ für ärmere Bundesstaaten} \\ & = 0 \text{ für reichere Bundesstaaten.} \end{aligned}$$

2. Technischer Effizienzparameter und Skalenelelastizitäten

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

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

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

Der Nachteil der Cobb-Douglas-Funktion ist, daß ϵ unter der Annahme einer unitären Substitutionselelastizität ($\sigma = 1$) geschätzt wird. Dieser Mangel besteht im Prinzip nicht bei der Kmenta-Approximation der CES-Funktion, der homothetischen Variante der Translog-Funktion.¹

Die CES-Funktion

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

($\rho = \frac{1}{\sigma} - 1$, δ ist ein Verteilungsparameter), kann nicht linearisiert und deshalb σ mit der Methode der kleinsten Quadrate (OLS) nicht direkt geschätzt werden, (8) kann aber durch die Entwicklung einer Taylor'schen

¹ Löst man in der Kmenta-Approximation den quadrierten Term in seine Bestandteile auf, so erhält man eine 2-Faktoren Translog-Funktion. Vgl. Zvi Griliches und V. Ringstad, a.a.O., S.10.

Reihe approximiert werden. Die logarithmische Approximation der CES-Funktion lautet dann nach einer Umformung zur Isolierung des Parameters h:

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

Geht σ gegen 1, d.h. ρ gegen 0, so geht die Kmenta-Approximation in die Cobb-Douglas-Funktion über.¹ 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.² Die Ergebnisse der Kmenta-Approximation können deshalb als Anhaltspunkt dafür herangezogen werden, ob und in welchem Maße eine von 1 abweichende Substitutionselastizität Schätzungen der Skalenelelastizität und des Effizienzparameters, die unter der Annahme einer unitären Substitutionselastizität durchgeführt werden, verzerrt.

Ausmaß und Signifikanz der Unterschiede im Effizienzparameter und der Skalenelelastizität wurden mit folgenden Ansätzen geschätzt:³

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

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

¹ Zur Kmenta-Approximation vgl. Jan Kmenta, On the Estimation of the CES-Production Function. "International Economic Review", Bd. 8, 1977, Nr. 2, S. 180 f.

² Vgl. Potluri Rao und Roger L. Miller, a.a.O., S. 47 ff.

³ Den Schätzansatz (10) erhält man nach dem Logarithmieren der Cobb-Douglas-Produktionsfunktion (Gl. 7), den Ansatz (11) aus der Kmenta Approximation (Gl. 9). D ist der regionale Dummy, u der Störterm.

(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:¹

$\ln A$	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	$(\epsilon - 1)$ in der Referenzgruppe.
a_2 bzw. b_2	Abweichung von $(\epsilon - 1)$ 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 1 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

¹ 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.

Tabelle 1 - Übersicht über Vorzeichen und Signifikanz der Abweichungen des Effizienzparameters und der Skalanelastizität in den Alternativregionengruppen^{a)b)}

		C o b b - D o u g l a s				K m e n t a			
		Effizienzparameter		Skalanelastizität		Effizienzparameter		Skalanelastizität	
		positiv	negativ	positiv	negativ	positiv	negativ	positiv	negativ
Z ^b	signifikant		GV * 28 + 29 *	26 + 29 +			GV ** 26 + 29 + 30 +		
	nicht signifikant	20 24 30	21 23 25 26 33 35	21 23 24 25 28 30 35	GV 20 33	21 23 24 25 28 29	20 26 30 33 35	20 21 23 24 25 28 35	GV 33
R	signifikant		GV + 20 ** 23 * 24 * 25 ** 26 * 29 **	21 * 23 ** 24 * 25 * 26 **	30 +		GV * 20 ** 24 ** 25 * 26 **	21 + 23 * 24 ** 25 * 26 **	29 +
	nicht signifikant	30	21 28 30 33 35	29 35 28 33	GV 20 28 33	21 23	24 25 26 28 29 30 33 35	20 35	GV 28 30 33
P	signifikant		GV * 23 * 25 ** 26 * 29 ** 30 ** 35 **	23 ** 28 + 33 +			GV * 24 + 30 * 33 +	23 * 24 + 28 + 33 +	
	nicht signifikant	21 33	20 24 28	20 21 24 25 26 30 35	GV 29	21 29 33	20 23 25 26 28 35	20 21 25 26 30 35	GV 29

^a Die Industriekennziffern bedeuten: GV : Gesamte Verarbeitende Industrie; 20 : Nahrungsmittel; 21 : Getränke; 23 : Textilwaren; 24 : Bekleidung; 25 : Holzprodukte; 26 : Möbel; 28 : Druckerei- und Verlagszeugnisse; 29 : Lederwaren; 30 : Gummierzeugnisse; 33 : Nichtmetallische Erzeugnisse; 35 : Metallwaren.

^b Signifikanzniveau (beidseitiger t-Test): ** 1 vH, * 5 vH, + 10 vH. - D = Z, R, P sind regionale Dummies. Vgl. Abschnitt III.1.

ländlichen Gebieten unterscheiden.¹ 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 Variablen zurückführen, da die entsprechenden Koeffizienten des Kmenta-Ansatzes im allgemeinen nicht kleiner als die des Cobb-Douglas-Ansatzes sind.² 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,

¹ Das Bestimmtheitsmaß \bar{R}^2 ist, verglichen mit dem anderer Studien, die diesen Cobb-Douglas-Ansatz verwenden (vgl. Zvi Griliches und V. Ringstad, a.a.O., S. 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.

² Vgl. Potluri Rao und Roger L. Miller, a.a.O., S. 49.

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 Skalanelastizitäten für die gesamte Verarbeitende Industrie und sämtliche Branchen bei beiden Schätzansätzen signifikant größer als 1.¹ 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 Skalanelastizität nun nicht mehr signifikant von 1 abweicht. Abnehmende Skalenerträge konnten in keinem Fall festgestellt werden. Die Skalanelastizität 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 Skalanelastizität 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-Ansatz und beim Kmenta-Ansatz dieselben Industriezweige, die bei den jeweiligen Regionalisierungskriterien signifikant positive Abweichungen von der Skalanelastizität der Basisregionengruppe erkennen lassen. Bei der Interpretation der Ergebnisse gehen wir deshalb im folgenden von den Cobb-Douglas Schätzergebnissen aus.

¹ Vgl. die Koeffizienten von $\ln L$ in Tabelle A1 im statistischen Anhang.

In Tabelle 1 kann man vier Fälle unterscheiden:¹

- (i) Weder der technische Effizienzparameter, noch die Skalanelastizität 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 Skalanelastizität keine signifikanten Unterschiede aufweist.
- (iii) Während im Effizienzparameter keine signifikanten Unterschiede bestehen, ist die Skalanelastizität in der Referenzgruppe signifikant niedriger als in der Alternativgruppe.
- (iv) Der Effizienzparameter ist in der Alternativgruppe signifikant niedriger und die Skalanelastizität 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 nichtallokativen 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 Faktoraggregate Kapital und Arbeit bezieht.²

¹ Die Ausnahme der Gummiindustrie (höhere Skalanelastizität in städtischen als in ländlichen Gebieten) bleibt unberücksichtigt.

² 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.

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 Skalanelastizität kompensiert würde.¹ Im Fall (iv), wie auch im Fall (iii) variiert 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 Skalanelastizität 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 Faktorpreis-subsidien nur dann erfolgreich sind, wenn auch die komplementären nicht-konventionellen Faktoren und das benötigte Humankapital zur Verfügung stehen.

¹ 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).

3. Humankapital und technologischer Dualismus¹

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.² 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 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 physischen Kapitalstock an. Die einer *ceteris paribus*-Erhöhung des Bestandes an qualifizierten Arbeitern eines Betriebes entsprechende Outputerhöhung könnte dann annähernd aus einem gewissen Mittel der beiden Produktionselastizitäten der Arbeit und des Humankapitals berechnet werden.

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

¹ Dieser Abschnitt bleibt auf das Stadt-Land-Kriterium beschränkt.

² Mehrere Möglichkeiten der Berücksichtigung von Qualitätsunterschieden im Faktor Arbeit stehen zur Auswahl. Erstens kann man versuchen, mehrere Qualifikationskategorien zu identifizieren und diese als separate Produktionsfaktoren zu berücksichtigen. Alternativ kann man Arbeit in Effizienzeinheiten messen. Dies ist in unserem Falle wegen mangelnder Verfügbarkeit entsprechender Daten nicht möglich.

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

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.¹

Da in Mexiko ein stark regional differenziertes Mindestlohnsystem besteht, wurde davon ausgegangen, daß unqualifizierte Arbeit zu den gesetzlich festgelegten Mindestlöhnen entlohnt wird. Dann ist

$$M_{ij} = m_j \cdot L_{ij} \cdot T,$$

wobei m_j = gesetzlich festgelegter Mindestlohn für nichtlandwirtschaftliche Arbeit pro Tag in der regionalen Einheit j ; L_{ij} = Anzahl der Beschäftigten pro Betrieb im Industriezweig i in j ; T = durchschnittliche Anzahl der Arbeitstage 1970.² M.a.W., es wird davon ausgegangen, daß unqualifizierte Arbeiter den Mindestlohn erhalten und die Differenz zwischen tatsächlichem Lohn und Mindestlohn als Entlohnung für akkumuliertes Humankapital aufgefaßt werden kann. Enthält der Mindestlohn allerdings eine Komponente, die interregionale Unterschiede im durchschnittlichen Qualitätsniveau der unqualifizierten Arbeit umfaßt, so wird die interregionale

¹ Zu diesem Meßprinzip vgl. G. Fels, Probleme der Arbeitsteilung zwischen Industrie- und Entwicklungsländern. "Die Weltwirtschaft", Tübingen 1971, H.1, S. 29. Da Informationen über die Verzinsung des Humankapitals weder auf nationalem noch auf regionalem Niveau vorliegen, wurde $r = 0,1$ gesetzt. Dies entspricht Berechnungen für die USA. Vgl. K.R. Gupta, Economics of Development and Planning, New Delhi, 1977, S. 385. Da in der ausgewiesenen Lohnsumme die hypothetische Entlohnung der Unternehmer und der mithelfenden Familienangehörigen nicht enthalten ist, wurde mit folgender korrigierter Lohnsumme gearbeitet: $W = W^* + (L-E)W^* \cdot E$, wobei W die korrigierte und W^* die alte Lohnsumme, L die Gesamtzahl der Beschäftigten (einschließlich der unbezahlten Beschäftigten) und E die Anzahl der Betriebe pro Beobachtung ist. Hierbei wird unterstellt, daß unbezahlten Beschäftigten der Durchschnittslohn der Beobachtung zukommt und daß pro Betrieb ein unbezahlter Beschäftigter existiert (die letzte Annahme wird gestützt durch IX Censo Industrial 1971, Tomo II, Mexico D.F. 1973, Cuadro 6, S. 131).

² Da auf der Ebene der einzelnen Kreise keine Informationen über die Anzahl der Arbeitstage vorliegen, wurde T gleich dem nationalen Durchschnitt von 280 Tagen gesetzt. Vgl. Estados Unidos Mexicanos, Secretaria de Industria y Comercio, IX Censo Industrial 1971, Datos de 1970, Tomo I, Cuadro 11. Zu den Mindestlöhnen 1970 vgl. El Mercado de Valores 1970, S. 19.

Variationsbreite des durchschnittlichen Humankapitals pro Beschäftigtem bei diesem Meßkonzept unterschätzt. H_{ij} gibt so wohl eher die untere Grenze für die jeweiligen Humankapitalbestände an, wobei die Unterschätzung mit den regionalen Niveaus der Mindestlöhne zunimmt.

Wie aus Tabelle A3 ersichtlich ist, nimmt das Humankapital pro Beschäftigtem 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.¹ 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 Skalanelastizitäten und ihrer 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 Skalanelastizität, da eine proportionale Zunahme des Einsatzes von Arbeit und Kapital im 2-Faktoren-Fall zu einer umso größeren Outputzunahme führt, je mehr die Qualität der Faktoren mit der Betriebsgröße ansteigt.²
- 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.

¹ 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.

² Wie weiter unten gezeigt wird, kann die Skalanelastizität auch unterschätzt werden, wenn die Kapitalintensität (K/L) mit der Betriebsgröße relativ stark zunimmt.

- 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 Skalenelelastizitäten zwischen den beiden Regionengruppen im 2-Faktoren-Fall überschätzt, wenn die Skalenelelastizität auf dem Land größer ist als in der Stadt. Die Unterschiede werden unterschätzt, wenn die Skalenelelastizität in ländlichen Gebieten kleiner ist als in städtischen.

Welcher Art die Verzerrungen der Parameter sind, wenn Humankapital als dritter Faktor unberücksichtigt bleibt, wurde mit folgenden Schätzansätzen untersucht, die auf Cobb-Douglas-Produktionsfunktionen beruhen:

$$(12) \quad \ln V = \ln \tilde{A} + \tilde{\alpha} \ln K + \tilde{\beta} \ln L + \tilde{u}$$

$$(13) \quad \ln V = \ln \bar{A} + \bar{\alpha} \ln K + \bar{\beta} \ln L + \bar{\gamma} \ln H + \bar{u}$$

Zusätzlich wurde geprüft, wie sich eine Berücksichtigung des Humankapitals auf interregionale Unterschiede von Parametern auswirkt. Hier ist insbesondere die Richtung interessant, in der Stadt-Land-Unterschiede in der durchschnittlichen technischen Effizienz und den Skalenelelastizitäten ohne Berücksichtigung des Humankapitals verzerrt werden. Die entsprechenden Schätzansätze sind:

$$(14) \quad \ln V = \ln \hat{A} + \hat{\alpha}_1 R + \hat{\alpha}_0 \ln K + \hat{\alpha}_1 (\ln K)R + \hat{\beta}_0 \ln L + \hat{\beta}_1 (\ln L)R + \hat{u}$$

$$(15) \quad \ln V = \ln A + a_1 R + \alpha_0 \ln K + \alpha_1 (\ln K)R + \beta_0 \ln L + \beta_1 (\ln L)R + \\ + \gamma_0 \ln H + \gamma_1 (\ln H)R + u$$

R ist ein regionaler Dummy und ist gleich 0 für städtische Gebiete und gleich 1 für ländliche Gebiete.

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

Auch nach Berücksichtigung regionaler Unterschiede im Schätzansatz ist die Skalanelastizität in der ländlichen Regionengruppe immer positiv verzerrt, wenn Humankapital nicht berücksichtigt wird. In der städtischen Regionengruppe ist die Verzerrung der Skalanelastizität 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 Skalanelastizität einhergehen kann, soll im folgenden gezeigt werden:

Ersetzt man in Gl. (3) I durch H und $b_{I1,KL} \cdot 1$ durch b_o , so kann Gl. (3) folgendermaßen umgeformt werden:

$$(16) \quad \ln \left(\frac{H}{L} \right) = b_o + b_{HK,L} \ln \left(\frac{K}{L} \right) + (b_{HL,K} + b_{HK,L} - 1) \ln L.$$

Nach der Ableitung beider Seiten nach dem natürlichen Logarithmus der Betriebsgröße ($\ln V$) ergibt sich:

$$(17) \quad \frac{d \ln (H/L)}{d \ln V} = b_{HK,L} \frac{d \ln (K/L)}{d \ln V} + (b_{HL,K} + b_{HK,L} - 1) \frac{d \ln L}{d \ln V}$$

Die Verzerrung der Skalanelastizität ist negativ, wenn

$$(E_\alpha + B_\beta) < \bar{\gamma}$$

ist. Wegen (5) und (6) ist dies gleichbedeutend mit

$$(18) \quad b_{HL,K} + b_{HK,L} < 1.$$

In den Fällen, in denen die Verzerrung der Skalanelastizität negativ ist (der Koeffizient von $(d \ln L)/(d \ln V)$ in Gleichung (17) ist negativ) und das Humankapital pro Arbeiter mit der Betriebsgröße zunimmt (linke Seite in Gleichung (17) ist positiv), muß also die Kapitalintensität mit der Betriebsgröße zunehmen, wenn $b_{HK,L} > 0$ ist und abnehmen, wenn $b_{HK,L} < 0$ ist.¹ Da Humankapital aber im allgemeinen komplementär zu

¹ Hierbei wird angenommen, daß $(d \ln L)/(d \ln V)$ positiv ist. Dies entspricht der Annahme einer positiven Grenzproduktivität der Arbeit.

Tabelle 2 - Stadt-Land-Unterschiede in den Skalenelelastizitäten in vH^a

	Cobb-Douglas ohne Humankapital	Cobb-Douglas mit Humankapital
Gesamte Verarbeitende Industrie	- 3,2	- 5,2
20 Nahrungsmittel	- 1,7	- 9,6
21 Getränke	23,3	15,3
23 Textilwaren	32,3	28,0
24 Bekleidung	23,2	19,0
25 Holzprodukte	15,5	9,0
26 Möbel	22,4	20,1
28 Druckerei- und Verlagserzeugnisse	-11,8	-21,8
29 Lederwaren	1,7	0,4
30 Gummiprodukte	-26,8	-41,0
33 Erzeugnisse aus nichtmetallischen Mineralien	- 5,0	- 7,6
35 Metallwaren	6,9	2,4

^aDie Werte wurden nach der Formel $[(\epsilon_1 - \epsilon_0) / \epsilon_0] \cdot 100$ berechnet, wobei ϵ_1 : Skalenelelastizität in ländlichen Gebieten und ϵ_0 : Skalenelelastizität in städtischen Gebieten bedeutet.

Quelle: Tabelle A2.

physischem Kapital ist, kann $b_{HK,L} < 0$ wohl als unwahrscheinlich ausgeschlossen werden. D.h., im traditionellen 2-Faktoren-Cobb-Douglas-Ansatz kann die Skalanelastizität auch unterschätzt werden, wenn das Humankapital pro Arbeiter zwar mit der Betriebsgröße zunimmt, dies aber von der gleichzeitig zunehmenden Kapitalintensität kompensiert wird.

Aus Tabelle A2 wird 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.¹ Das Humankapital pro Arbeiter nimmt zwar in beiden Regionengruppen mit der Betriebsgröße zu, in der ländlichen aber ausgehend von einem signifikant niedrigeren Niveau. Berücksichtigt man also die Tatsache, daß in ländlichen Regionen relativ weniger von dem besonders in Entwicklungsländern relativ knappen Faktor Humankapital eingesetzt wird als in städtischen Regionen, so kann man nicht mehr bei allen Industriezweigen ausschließen, daß das Niveau der durchschnittlichen technischen Effizienz in ländlichen Gebieten niedriger ist als in städtischen. In sämtlichen Industriezweigen wurden die Nachteile ländlicher Standorte ohne Berücksichtigung von Humankapital überschätzt.

Die Berechnungen zeigen weiter, daß die Unterschiede in den Skalanelastizitäten zwischen städtischen und ländlichen Gebieten in den Fällen überschätzt werden, in denen die Skalanelastizität in ländlichen Gebieten höher ist als in städtischen und daß sie in den Fällen unterschätzt werden, in denen städtische Gebiete eine höhere Skalanelastizität als ländliche aufweisen (vgl. Tabelle 2). Dies folgt daraus, daß in ländlichen Gebieten die positive Verzerrung der Skalanelastizität aufgrund des dort relativ stärker mit der Betriebsgröße zunehmenden Humankapitals pro Arbeiter relativ stärker ist als in städtischen Gebieten. Eine negative Verzerrung der Skalanelastizität in städtischen Gebieten, wie sie in drei Industriezweigen festgestellt wurde, ist ein zusätzlicher

¹ Zur Begründung vgl. Tabelle A3 und die Diskussion der Verzerrungsformeln in Abschnitt II.

Grund dafür, daß die Stadt-Land-Unterschiede in den Skalanelastizitäten beim traditionellen 2-Faktoren-Ansatz überschätzt werden, wenn die Skalanelastizitäten auf dem Land höher sind als in der Stadt und im umgekehrten Fall unterschätzt werden.

4. Substitutionselastizitäten

Zur Schätzung der Substitutionselastizität σ wird normalerweise der ACMS-Schätzansatz

$$(19) \quad \ln(V/L) = -\sigma \ln \frac{1-\delta}{A^\rho} + \sigma \ln w$$

verwendet, wobei w der Lohnsatz ist.¹ Dieser Ansatz zur Schätzung von σ ergibt sich aus der 1. Ableitung der CES-Funktion nach L , der Annahme eines vollkommenen Arbeitsmarktes und einer Skalanelastizität von 1. Gegenüber der Kmenta-Approximation hat dieser Ansatz den Vorteil, daß σ direkt geschätzt wird. Ein signifikanter Koeffizient für $[\ln(K/L)]^2$ bei der Kmenta-Approximation würde lediglich gegen die Cobb-Douglas-Annahme sprechen, da die Kmenta-Approximation auch als Approximation für andere Funktionstypen aufgefaßt werden kann.² Nimmt man aber die Gültigkeit der CES-Funktion an, so läßt sich ρ bei der Kmenta-Approximation nur sehr ungenau berechnen, da sich der Koeffizient von $[\ln(K/L)]^2$ noch aus zwei weiteren Parametern zusammensetzt, von denen einer $(\delta(1-\delta))$ weit unter 1 liegt (s. Gl. 9).

Der ACMS-Schätzansatz läßt sich jedoch so erweitern, daß die Skalanelastizität von 1 abweichen kann:³

¹ Vgl. K.J. Arrow, H.B. Chenery, B.S. Minhas und R.M. Solow, Capital-Labor-Substitution and Economic Efficiency. "The Review of Economics and Statistics", Bd. 18, 1961, Nr. 3, S. 228.

² Vgl. Michael D. McCarthy, Approximation of the CES-Production Function: A Comment. "International Economic Review", Bd. 8, 1967, Nr. 2, S.190 ff; Zvi Griliches und V. Ringstad, a.a.O., S. 9.

³ Die Ableitung der CES-Funktion in Gl. 8 nach L lautet:

$$\frac{\partial V}{\partial L} = A \frac{\rho}{\epsilon} \epsilon (1-\delta) L^{-(\rho+1)} V \left(\frac{\rho}{\epsilon} + 1 \right)$$

Setzt man $\frac{\partial V}{\partial L} = w$, so ergibt sich nach einigen Umformungen Gl. 20.

$$(20) \quad \ln(V/L) = a_0 + a_1 \ln w + a_2 \ln L$$

Hier ist $a_0 = -\frac{1}{\frac{\rho}{\epsilon} + 1} \ln(A^{\rho/\epsilon} \epsilon^{1-\delta})$, $a_1 = \frac{1}{\frac{\rho}{\epsilon} + 1}$ und $a_2 = \frac{\rho(1 - \frac{1}{\epsilon})}{\frac{\rho}{\epsilon} + 1}$

Die Substitutionselastizität ergibt sich aus $\sigma = \frac{a_1}{a_2 + 1}$ und die Skalenelastizität aus $\epsilon = (\frac{1}{\sigma} - 1) / (\frac{1}{a_1} - 1)$. Dieser erweiterte ACMS-Schätzansatz ist jedoch zur Schätzung¹ der Skalenelastizität nur dann geeignet, wenn die Substitutionselastizität signifikant von 1 abweicht. Ist dies nicht der Fall, besteht die Möglichkeit unsinniger Resultate. Gl.20 ist deshalb insbesondere zur Schätzung von σ geeignet, wenn ϵ von 1 abweicht, weniger zur Schätzung von ϵ selbst.¹

Unterschiede in den Substitutionselastizitäten zwischen den Regionengruppen werden mit folgenden Ansätzen geschätzt:

$$(21) \quad \ln(V/L) = c_0 + c_1 D + c_2 \ln w + c_3 (\ln w) D + u$$

Dies ist der ACMS-Ansatz zur Schätzung der Substitutionselastizität nach Berücksichtigung der regionalen Dummies $D = Z, R$ und P . Hierbei ist c_2 die Substitutionselastizität in der Referenzgruppe, c_3 die Abweichung hiervon in der Alternativgruppe.

$$(22) \quad \ln(V/L) = d_0 + d_1 D + d_2 \ln w + d_3 (\ln w) D + d_4 \ln L + d_5 (\ln L) D + u$$

ist der erweiterte ACMS-Ansatz, der eine Schätzung der Substitutionselastizität auch zuläßt, wenn die Skalenelastizität von 1 abweicht.

Für die Basisgruppe wird die Substitutionselastizität nach der Formel

$$\sigma_0 = \frac{d_2}{d_4 + 1}$$

berechnet, für die Alternativgruppe ist

¹ Gleichung 20 impliziert ferner die Annahme, daß der Faktor Arbeit mit seinem Wertgrenzprodukt entlohnt wird, daß dem Kapital aber das Residuum zufällt, das bei $\epsilon > 1$ kleiner und bei $\epsilon < 1$ größer als die Entlohnung nach dem Wertgrenzprodukt ist.

$$\sigma_1 = \frac{d_2 + d_3}{d_4 + d_5 + 1} .$$

Auch die Ergebnisse der Schätzung der Substitutionselastizitäten, die in Tabelle A4 zusammengefaßt sind, zeigen die Notwendigkeit, interregionale Unterschiede im Schätzansatz zu berücksichtigen. Ohne regionale Dummies liegen die mit dem ACMS-Ansatz geschätzten Substitutionselastizitäten in drei Fällen signifikant über 1, in sechs Fällen signifikant unter 1, in den restlichen Fällen sind sie nicht signifikant von 1 verschieden.¹

Läßt man die Möglichkeit interregionaler Unterschiede zu, so zeigt sich, daß insbesondere in ländlichen Regionen bei fünf Industriezweigen die Möglichkeit der Faktorsubstitution signifikant geringer ist als in städtischen Gebieten. In diesen Branchen liegt die Substitutionselastizität in ländlichen Gebieten bei ungefähr 0,6. Dies kann wohl als Ausdruck dafür interpretiert werden, daß eine geringere Bandbreite möglicher oder bekannter Prozesse zur Verfügung steht und/oder daß in ländlichen Gebieten die Bandbreite der Produktvarianten geringer ist als in städtischen Gebieten. Bei den beiden anderen Regionalisierungskriterien weist jeweils nur eine Branche eine signifikant niedrigere Substitutionselastizität als in der Referenzgruppe auf. Die Ergebnisse zeigen, daß die in Querschnittsuntersuchungen normalerweise getroffene Annahme, Variationen in der Arbeitsproduktivität zwischen den Regionen seien lediglich auf Variationen in den Faktorpreisverhältnissen zurückzuführen, nicht haltbar ist. Eine solche Annahme führt zu Verzerrungen der geschätzten Substitutionselastizitäten.

Die Substitutionselastizitäten, die mit dem einfachen ACMS-Ansatz geschätzt wurden, sind allerdings verzerrt, wenn die Skalenelelastizität von 1 abweicht. Der erweiterte ACMS-Ansatz hat dagegen den Nachteil, daß kein einfacher Signifikanztest mehr möglich ist, da die Substitutionselastizitäten aus mehreren Koeffizienten berechnet werden müssen. Da die theoretische Ableitung der Richtung der Verzerrung bei einer Vernach-

¹ Diese Ergebnisse entsprechen den üblichen Ergebnissen bei der Verwendung von Querschnittsdaten. Bei der Verwendung von Zeitreihendaten liegt die Substitutionselastizität meist um 0,5.

lässigung von Skalenerträgen an anderer Stelle behandelt wurde, kann darauf hier verzichtet werden.¹ Beim Vergleich der Resultate beider Ansätze zeigt sich, daß die Nichtberücksichtigung der Möglichkeit nichtkonstanter Skalenerträge mit nur wenigen Ausnahmen zu einer Überschätzung der Substitutionsmöglichkeiten führte. Dies bedeutet, daß die mit dem erweiterten ACMS-Ansatz geschätzten Substitutionselastizitäten im allgemeinen wesentlich unter 1 liegen. Lediglich die Getränkeindustrie weist in sämtlichen Regionengruppen eine Substitutionselastizität auf, die größer als 1 ist.

Aus der Existenz beträchtlicher interregionaler Unterschiede in den einzelindustriellen Substitutionselastizitäten folgt zunächst, daß Faktorpreissubventionen unter dem Beschäftigungsaspekt regional differenziert werden sollten. Dies sollte allerdings erst nach einer weiteren Analyse der Determinanten der regionalen Substitutionselastizitäten geschehen, denn eventuell können die Substitutionsmöglichkeiten durch gleichzeitige Maßnahmen auf dem Gebiet der nichtkonventionellen Faktoren beeinflußt werden.

¹ Vgl. z.B. M. Girgis, "Aggregation and Misspecification Biases in Estimates of the Factor Elasticities of Substitution: The Case of Egypt", *Weltwirtschaftliches Archiv*, Bd. 110, 1974, S. 119 ff.

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 regionenspezifischen Produktionsbedingungen Rechnung tragen muß.

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-Faktoren-Modells 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.¹

¹ Ausnahmen sind z.B. (vgl. Tabelle A2) 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.

Wie die Schätzung der regionalen Substitutionselastizitäten ergab, sind wirtschaftspolitisch bedingte Änderungen im Faktorpreisverhältnis von Arbeit und Kapital im Hinblick auf ihre regionalen Beschäftigungseffekte bei den einzelnen Branchen unterschiedlich zu beurteilen. Aus der Existenz signifikanter Unterschiede zwischen den regionalen Substitutionselastizitäten kann man aber den Schluß ziehen, daß die genauere Untersuchung der Gründe, die hierfür verantwortlich sind, wertvolle Informationen für eine Verbesserung der Wirksamkeit entsprechender Maßnahmen liefern könnte.

Die Ergebnisse dieser Arbeit legen nahe, daß Unterschiede in der nichtallokativen 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 diese 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.

Tabelle A1- Parameterschätzungen für den Cobb-Douglas- und den Kmenta-Ansatz^a

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	F	ln A	D	ln L	(ln L) D	\bar{R}^2 ^c	F
Gesamte Verarbeitende Industrie	1,331		0,407** (12,09)		0,259** (7,29)		0,66	227,68	1,227		0,260** (7,56)		0,66	151,35
D=Z	2,193	-0,929* (-2,36)	0,218 ⁺ (1,68)	0,223 ⁺ (1,67)	0,314* (2,54)	-0,099 (-0,76)	0,68	100,32	3,274	-2,190** (-2,63)	0,264* (2,07)	-0,048 (-0,36)	0,68	72,41
D=R	1,673	-0,472 ⁺ (-1,80)	0,362** (5,39)	0,084 (1,09)	0,253** (3,59)	-0,040 (-0,49)	0,68	99,67	2,547	-1,404* (-2,18)	0,249** (3,55)	-0,035 (-0,43)	0,68	71,79
D=P	1,890	-0,692* (-2,41)	0,266** (3,36)	0,187* (2,13)	0,312** (3,46)	-0,095 (-0,97)	0,68	99,01	2,508	-1,459* (-2,25)	0,311** (3,45)	-0,093 (-0,95)	0,68	70,90
20 Nahrungsmittel	1,362		0,459** (10,43)		0,182** (3,68)		0,56	145,92	1,076		0,200** (3,92)		0,56	98,50
D=Z	1,169	0,199 (0,34)	0,629** (2,79)	-0,185 (-0,80)	0,192 (0,91)	-0,023 (-0,10)	0,59	67,35	3,246	-2,044 (-0,865)	0,125 (0,56)	0,056 (0,24)	0,59	48,24
D=R	2,014	-0,827** (-3,09)	0,365** (4,77)	0,127 (1,40)	0,144 (1,60)	-0,017 (-0,16)	0,62	74,77	2,936	-2,426** (-5,37)	0,024 (0,26)	0,136 (1,26)	0,64	59,98
D=P	1,516	-0,181 (-0,47)	0,519** (3,42)	-0,065 (-0,41)	0,108 (0,75)	0,058 (0,37)	0,57	62,78	2,683	-1,554 (-1,36)	0,082 (0,56)	0,100 (0,64)	0,57	45,23
21 Getränke	1,481		0,539** (10,00)		0,074 ⁺ (1,74)		0,65	82,69	2,027		0,094* (2,43)		0,72	75,04
D=Z	1,842	-0,358 (-0,23)	0,531* (2,23)	0,007 (0,03)	0,016 (0,09)	0,057 (0,30)	0,64	32,02	-0,917	2,956 (0,69)	0,008 (0,05)	0,077 (0,46)	0,71	31,87
D=R	1,540	-0,120 (-0,16)	0,589** (4,64)	-0,124 (-0,86)	0,001 (0,01)	0,233* (2,10)	0,67	36,15	0,777	1,175 (0,46)	0,003 (0,04)	0,174 ⁺ (1,74)	0,73	35,35
D=P	0,448	1,150 (1,63)	0,783** (5,84)	-0,296* (-2,01)	0,083 (1,00)	0,012 (0,12)	0,66	34,35	1,108	0,923 (0,307)	0,089 (1,09)	0,006 (0,06)	0,71	30,70
23 Textilwaren	1,428		0,312** (5,53)		0,201** (3,57)		0,51	43,07	1,639		0,141* (2,26)		0,53	31,36
D=Z	2,111	-0,732 (-0,99)	0,341 (1,37)	-0,073 (-0,286)	0,080 (0,45)	0,148 (0,79)	0,56	22,12	0,012	1,554 (0,77)	0,008 (0,04)	0,157 (0,80)	0,58	17,19
D=R	2,133	-0,878* (-2,00)	0,440** (3,81)	-0,216 ⁺ (-1,68)	-0,045 (-0,48)	0,308** (2,71)	0,64	29,94	0,756	0,695 (0,695)	-0,067 (-0,70)	0,242* (2,08)	0,66	24,17
D=P	2,568	-1,285* (-2,15)	0,404** (2,99)	-0,129 (-0,88)	-0,129 (-0,96)	0,382** (2,63)	0,56	21,65	3,023	-1,565 (-1,58)	-0,132 (-1,00)	0,318 (2,13)	0,57	16,31

Fortsetzung

Industriezweig ^d	C o b b - D o u g l a s								K m e n t a ^b					
	ln A	D	ln (K/L)	[ln(K/L)] ^D	ln L	(ln L) ^D	R ^{2c}	F	ln A	D	ln L	(ln L) ^D	R ^{2c}	F
24 Bekleidung	1,774		0,287** (5,24)		0,259** (5,15)		0,48	72,66	1,601		0,274** (5,40)		0,483	49,95
D=Z	1,584	0,288 (1,04)	0,509** (3,83)	-0,290* (-1,99)	0,181 (1,40)	0,057 (0,40)	0,50	32,23	1,407	0,190 (0,39)	0,180 (1,42)	0,080 (0,58)	0,52	25,00
D=R	2,046	-0,357* (-2,36)	0,382** (5,13)	-0,178 ⁺ (-1,75)	0,072 (1,12)	0,249* (2,34)	0,55	40,16	1,924	-0,431 (-1,48)	0,073 (1,14)	0,282** (2,64)	0,56	29,69
D=P	1,920	-0,133 (-0,76)	0,417** (5,02)	-0,197 ⁺ (-1,85)	0,155* (1,96)	0,110 (1,10)	0,53	36,39	1,952	-0,484 ⁺ (-1,67)	0,155* (2,01)	0,161 ⁺ (1,62)	0,55	28,52
25 Holzprodukte	1,940		0,213** (4,49)		0,177** (4,38)		0,41	46,72	1,856		0,177** (4,42)		0,40	31,14
D=Z	2,550	-0,636 (-1,52)	0,126 (0,69)	0,064 (0,34)	0,157 (0,75)	0,034 (0,16)	0,45	22,42	1,052	0,892 (0,93)	0,158 (0,76)	0,033 (0,151)	0,45	16,61
D=R	2,256	-0,573** (-2,98)	0,183** (2,83)	0,006 (0,06)	0,102* (2,04)	0,171* (2,18)	0,47	24,40	1,937	-0,072 (-0,21)	0,110* (2,20)	0,168* (2,15)	0,47	18,08
D=P	2,434	-0,659** (-2,66)	0,158 (1,56)	0,061 (0,55)	0,101 (0,98)	0,103 (0,93)	0,47	24,63	2,516	-0,747 (-1,49)	0,101 (0,97)	0,104 (0,93)	0,46	17,33
26 Möbel	1,623		0,319** (7,36)		0,298** (7,72)		0,60	90,86	1,599		0,298** (7,68)		0,60	60,12
D=Z	2,189	-0,607 (-1,58)	0,379* (2,09)	-0,058 (-0,31)	0,066 (0,51)	0,252 ⁺ (1,87)	0,61	38,03	2,758	-1,184 (-1,08)	0,070 (0,54)	0,248 ⁺ (1,78)	0,60	26,82
D=R	1,888	-0,468* (-2,52)	0,355** (5,33)	-0,062 (-0,75)	0,163** (3,35)	0,260** (2,91)	0,66	46,59	1,723	-0,248 (-0,69)	0,161** (3,30)	0,260** (2,89)	0,65	33,06
D=P	2,122	-0,546* (-2,20)	0,259** (3,34)	0,055 (0,59)	0,196** (2,93)	0,097 (1,18)	0,63	41,11	2,053	-0,476 (-1,02)	0,194** (2,85)	0,099 (1,18)	0,62	28,86
28 Druckerei- u. Verlags- erzeugnisse	1,276		0,320** (4,85)		0,429** (8,16)		0,66	105,73	1,519		0,426** (8,04)		0,65	70,01
D=Z	2,667	-1,284 ⁺ (-1,70)	0,038 (0,15)	0,241 (0,92)	0,374** (2,69)	0,044 (0,29)	0,68	47,68	-2,410	4,287 (0,81)	0,328* (2,23)	0,096 (0,60)	0,68	34,08
D=R	1,483	-0,006 (-0,02)	0,314** (3,63)	-0,014 (-0,11)	0,365** (5,11)	-0,162 (-1,08)	0,68	46,76	1,998	-0,007 (-0,01)	0,358** (4,90)	-0,151 (1,00)	0,67	33,03
D=P	1,747	-0,486 (-1,22)	0,338** (2,53)	-0,052 (-0,34)	0,235* (2,21)	0,230 ⁺ (1,89)	0,68	48,81	2,045	-0,228 (-0,11)	0,239* (2,17)	0,218 ⁺ (1,74)	0,68	34,53

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	F	ln A	D	ln L	(ln L) D	\bar{R}^2 ^c	F	
29 Lederwaren	1,828		0,213** (2,82)		0,372** (5,80)		0,69	64,49	1,525		0,464** (6,36)		0,71	48,35	
	D=Z	2,814 (-2,59)	-1,092* (0,35)	0,066 (0,65)	0,134 (0,65)	0,197 (1,61)	0,257 ⁺ (1,75)	0,73	31,88	1,530	0,010 (0,07)	0,238 ⁺ (1,84)	0,284 ⁺ (1,79)	0,73	23,63
	D=R	2,225 (-2,69)	-0,655** (1,94)	0,172 ⁺ (1,94)	0,107 (0,78)	0,284** (3,67)	0,022 (0,15)	0,75	35,63	1,655	-0,050 (-0,16)	0,400** (4,79)	-0,107 ⁺ (-1,78)	0,78	29,71
	D=P	2,732 (-4,33)	-1,118** (-0,52)	-0,078 (-0,52)	0,362* (2,21)	0,397** (3,81)	-0,081 (-0,66)	0,80	46,31	1,561	0,140 (0,22)	0,426** (4,18)	-0,154 (1,17)	0,81	35,60
30 Gummierzeugnisse	1,744		0,330** (8,58)		0,287** (5,56)		0,71	169,97	1,709		0,306** (4,72)		0,71	112,74	
	D=Z	1,674 (0,46)	0,126 (0,46)	0,490** (3,95)	-0,169 (-1,30)	0,155 (1,43)	0,061 (0,47)	0,72	72,48	2,185	-0,485 (-1,25)	-0,032 (-0,22)	0,302 ⁺ (1,80)	0,73	53,94
	D=R	1,892 (0,002)	0,003 (0,002)	0,287** (5,04)	0,034 (0,42)	0,299** (4,82)	-0,348 ⁺ (-1,73)	0,72	70,65	2,112	-0,331 (-1,15)	0,256** (3,61)	-0,161 (-0,63)	0,72	50,95
	D=P	2,062 (-3,06)	-0,459** (-3,06)	0,339** (4,63)	-0,021 (-0,26)	0,225* (2,50)	0,096 (0,92)	0,77	91,93	2,140	-0,559* (-2,25)	0,200 ⁺ (1,85)	0,135 (1,05)	0,77	64,84
33 Erzeugnisse aus nichtmetallischen Mineralien	1,314		0,378** (10,70)		0,234** (4,84)		0,77	251,19	1,337		0,232** (4,74)		0,76	166,43	
	D=Z	1,815 (-1,47)	-0,492 (-1,47)	0,319** (2,70)	0,073 (0,59)	0,203* (2,03)	-0,017 (0,14)	0,78	106,54	1,599	-0,179 (-0,213)	0,202* (2,00)	-0,029 (0,24)	0,77	75,75
	D=R	1,490 (-1,32)	-0,227 (-1,32)	0,330** (6,24)	0,076 (1,07)	0,248** (3,63)	-0,061 (-0,63)	0,77	102,17	1,680	-0,282 (-0,84)	0,256** (3,73)	-0,108 (-1,04)	0,77	73,17
	D=P	1,121 (1,07)	0,229 (1,07)	0,571** (7,44)	-0,243** (-2,82)	0,086 (0,97)	0,179 ⁺ (1,72)	0,78	109,35	0,874	0,472 (0,82)	0,072 (0,77)	0,193 ⁺ (1,75)	0,78	77,20
35 Metallwaren	1,591		0,332** (10,22)		0,274** (7,90)		0,73	228,02	1,509		0,284** (7,91)		0,73	152,38	
	D=Z	1,791 (-0,61)	-0,190 (-0,61)	0,475** (2,90)	-0,152 (-0,91)	0,069 (0,50)	0,199 (1,37)	0,74	93,97	1,931	-0,445 (-0,77)	0,076 (0,54)	0,203 (1,38)	0,74	67,38
	D=R	1,783 (-1,22)	-0,187 (-1,22)	0,360** (6,14)	-0,071 (-1,01)	0,187** (3,30)	0,082 (1,12)	0,75	100,68	1,856	-0,384 (1,32)	0,186** (3,29)	0,105 (1,40)	0,75	72,27
	D=P	2,047 (-2,99)	-0,523** (-2,99)	0,261** (4,12)	0,077 (1,05)	0,224** (3,98)	0,051 (0,71)	0,75	100,85	1,911	-0,426 (-1,37)	0,232** (4,00)	0,046 (0,65)	0,75	71,45

^aDie t-Werte sind unter den Koeffizienten in Klammern angegeben. Signifikanzniveau: ** 1 vH, * 5 vH, + 10 vH. - ^bEs wurden nur die Koeffizienten der nicht multikollinearen Variablen angegeben. - ^cModifiziertes Bestimmtheitsmaß. - D=Z, R und P sind regionale Dummies. Vgl. Abschnitt III.

Tabelle A2 Parameterschätzergebnisse der Cobb-Douglas-Produktionsfunktion ohne und mit Humankapital als drittem Faktor unter Berücksichtigung von Stadt-Land-Unterschieden^a

Industrie-zweig		$\ln A$	R	$\ln K$	$(\ln K)R$	$\ln L$	$(\ln L)R$	$\ln H$	$(\ln H)R$	$\frac{\epsilon_{R=0}}{\epsilon_{R=1}}$	$\frac{\bar{R}^2}{F}$
Gesamte Verarbeitende Industrie	K,L	1,331		0,407*** (12,09)		0,852*** (13,81)				1,259	0,92 1427,56
	K,L,H	1,657		0,308*** (9,33)		0,784*** (13,98)		0,083*** (7,53)		1,175	0,94 1199,94
	R-K,L	1,673	-0,472* (1,80)	0,362*** (5,38)	0,084 (1,09)	0,891*** (7,44)	-0,124 (-0,888)			1,253 1,213	0,93 607,58
	R-K,L,H	1,666	-0,085 (-0,34)	0,307*** (4,78)	0,028 (0,38)	0,816*** (7,26)	-0,085 (-0,65)	0,081*** (2,97)	-0,006 (-0,18)	1,204 1,141	0,94 524,28
Nahrungsmittel	K,L	1,362		0,459*** (10,43)		0,723*** (8,53)				1,182	0,88 853,30
	K,L,H	1,982		0,268*** (6,42)		0,731*** (10,27)		0,097*** (9,81)		1,096	0,92 838,47
	R-K,L	2,014	-0,827*** (-3,09)	0,365*** (4,77)	0,127 ⁺ (1,40)	0,779 (5,43)	-0,147 (-0,83)			1,144 1,124	0,90 400,72
	R-K,L,H	2,274	-0,463* (-1,84)	0,212*** (2,90)	0,108 (1,24)	0,855*** (6,85)	-0,222 ⁺ (-1,49)	0,085*** (5,04)	0,003 (0,16)	1,152 1,041	0,92 393,97
Getränke	K,L	1,481		0,539*** (10,00)		0,535*** (6,35)				1,074	0,94 683,59
	K,L,H	1,540		0,416*** (7,36)		0,439*** (5,51)		0,152*** (4,34)		1,007	0,95 557,64
	R-K,L	1,540	-0,120 (0,16)	0,589*** (4,62)	-0,124 (-0,86)	0,412*** (3,13)	0,357*** (1,98)			1,001 1,234	0,94 288,41
	R-K,L,H	0,528	0,963 (1,27)	0,362*** (2,59)	0,018 (0,12)	0,224* (1,65)	0,416** (2,32)	0,409*** (2,88)	-0,282* (-1,93)	0,995 1,147	0,95 256,16
Textilwaren	K,L	1,428		0,312*** (5,53)		0,889*** (9,07)				1,201	0,91 411,54
	K,L,H	1,660		0,217*** (4,25)		0,904*** (10,81)		0,067*** (5,57)		1,188	0,93 387,81
	R-K,L	2,134	-0,878** (-2,00)	0,440*** (3,81)	-0,216* (-1,69)	0,515*** (2,69)	0,524*** (2,46)			0,955 1,263	0,93 231,03
	R-K,L,H	2,117	-0,569 ⁺ (-1,43)	0,424*** (3,92)	-0,267** (-2,24)	0,529*** (3,06)	0,484*** (2,52)	0,010 (0,47)	0,053** (2,05)	0,963 1,233	0,95 210,33
Bekleidung	K,L	1,774		0,287*** (5,24)		0,972*** (10,25)				1,259	0,90 676,87
	K,L,H	2,021		0,189*** (4,07)		0,863*** (10,95)		0,089*** (8,72)		1,141	0,93 695,22
	R-K,L	2,046	-0,357*** (-2,36)	0,382*** (5,13)	-0,178* (-1,75)	0,689*** (5,44)	0,427** (2,33)			1,071 1,320	0,91 324,07
	R-K,L,H	2,168	-0,191 ⁺ (-1,41)	0,301*** (4,69)	-0,191** (-2,20)	0,633*** (5,97)	0,367** (2,38)	0,073*** (5,06)	0,015 (0,77)	1,007 1,198	0,94 344,41
Holzprodukte	K,L	1,940		0,213*** (4,49)		0,963*** (12,35)				1,176	0,92 770,11
	K,L,H	2,089		0,145*** (3,20)		0,943*** (13,23)		0,063*** (5,23)		1,151	0,93 625,50
	R-K,L	2,256	-0,573*** (-2,98)	0,183*** (2,83)	0,006 (0,07)	0,919*** (9,45)	0,165 (1,09)			1,102 1,273	0,93 346,67
	R-K,L,H	2,355	-0,511*** (-2,66)	0,099 ⁺ (1,50)	0,069 (0,77)	0,954*** (10,36)	0,032 (0,22)	0,054*** (3,37)	-0,001 (-0,03)	1,107 1,207	0,94 282,69

Industrie- zweig		lnA	R	lnK	(lnK)R	lnL	(lnL)R	lnH	(lnH)R	$\epsilon_{R=0}$ $\epsilon_{R=1}$	R^2 F
Möbel	K,L	1,623		0,319 *** (7,37)		0,979 *** (14,40)				1,298	0,93 796,14
	K,L,H	1,792		0,237 *** (5,73)		0,947 *** (15,54)		0,062 *** (5,56)		1,246	0,94 675,77
	R-K,L	1,888	-0,468 *** (-2,52)	0,355 *** (5,33)	-0,062 (-0,74)	0,808 *** (8,18)	0,322 *** (2,33)			1,163 1,423	0,94 374,07
	R-K,L,H	1,930	-0,306 * (-1,68)	0,297 *** (4,63)	-0,079 (-0,95)	0,803 *** (8,80)	0,301 ** (2,35)	0,049 *** (3,26)	0,009 (0,39)	1,149 1,380	0,95 316,01
Drucke- rei-und Verlags- erzeug- nisse	K,L	1,276		0,320 *** (4,85)		1,109 *** (10,46)				1,429	0,93 708,56
	K,L,H	1,566		0,201 *** (3,39)		0,982 *** (10,59)		0,104 *** (6,43)		1,287	0,95 662,85
	R-K,L	1,483	0,006 (0,02)	0,314 *** (3,74)	-0,014 (-0,11)	1,051 *** (7,47)	-0,147 (-0,64)			1,365 1,204	0,93 302,46
	R-K,L,H	1,422	0,883 *** (2,70)	0,283 *** (3,91)	-0,254 ** (-2,19)	0,854 *** (6,50)	-0,033 (-0,16)	0,105 *** (3,24)	0,016 (0,42)	1,242 0,971	0,95 322,15
Leder- waren	K,L	1,828		0,213 *** (2,82)		1,159 *** (8,98)				1,372	0,95 548,22
	K,L,H	1,934		0,203 *** (3,08)		0,924 *** (7,35)		0,088 *** (4,26)		1,215	0,96 484,76
	R-K,L	2,225	-0,655 *** (-2,69)	0,172 * (1,94)	0,107 (0,78)	1,112 *** (7,20)	-0,085 (-0,35)			1,284 1,306	0,96 277,42
	R-K,L,H	2,210	-0,475 ** (-2,03)	0,178 ** (2,18)	0,068 (0,53)	0,941 *** (5,75)	-0,070 (-0,28)	0,065 ** (2,11)	0,007 (0,16)	1,184 1,189	0,97 234,64
Gummi- waren	K,L	1,744		0,330 *** (8,58)		0,957 *** (11,48)				1,287	0,94 987,66
	K,L,H	1,879		0,264 *** (0,92)		0,919 *** (11,49)		0,054 *** (3,85)		1,237	0,94 731,34
	R-K,L	1,892	0,003 (0,02)	0,287 *** (5,03)	0,034 (0,42)	1,012 *** (9,20)	-0,382 + (-1,63)			1,299 0,951	0,94 404,83
	R-K,L,H	1,961	0,155 (0,79)	0,210 *** (3,31)	0,073 (0,87)	1,019 *** (9,75)	-0,606 *** (-2,60)	0,057 ** (2,35)	0,006 (0,19)	1,286 0,759	0,94 322,63
Erzeug- nisse aus nichtme- tallischen Mineralien	K,L	1,314		0,378 *** (10,70)		0,856 *** (10,90)				1,234	0,95 1372,36
	K,L,H	1,541		0,303 *** (8,08)		0,836 *** (11,26)		0,052 *** (4,38)		1,191	0,95 1031,60
	R-K,L	1,490	-0,227 + (-1,32)	0,330 *** (6,25)	0,076 (1,07)	0,918 *** (8,28)	-0,138 (0,88)			1,248 1,186	0,95 554,42
	R-K,L,H	1,637	-0,117 (-0,61)	0,267 *** (4,54)	0,068 (0,89)	0,922 *** (8,76)	-0,180 (-1,21)	0,040 ** (2,06)	0,019 (0,75)	1,229 1,136	0,95 441,98
Metall- waren	K,L	1,591		0,332 *** (10,22)		0,942 *** (15,48)				1,274	0,95 1632,00
	K,L,H	1,792		0,267 *** (9,11)		0,852 *** (15,86)		0,069 *** (7,66)		1,188	0,96 1487,82
	R-K,L	1,783	-0,187 (-1,22)	0,360 *** (6,14)	-0,071 (-1,01)	0,826 *** (7,75)	0,153 (1,19)			1,186 1,268	0,95 702,38
	R-K,L,H	1,870	-0,063 (0,45)	0,295 *** (5,51)	-0,057 (-0,89)	0,788 *** (8,37)	0,084 (0,73)	0,064 *** (4,66)	0,001 (0,07)	1,147 1,175	0,96 655,61

in einem einseitigen t-Test bedeutet *** signifikant bei 1 vH; ** signifikant bei 2,5 vH; * signifikant bei 5 vH und signifikant bei 10 vH. - Die Basis des regionalen Dummy R sind städtische Gebiete (R=0). - Vgl. Text zur Erklärung der Symbole.

Quelle: 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 A3- Der Zusammenhang zwischen Humankapital pro Arbeiter und Betriebsgröße^{a,b}

Industriezweig	Konstante	Unabhängige Variable			\bar{R}^2	F
		$\ln V$	R	$(\ln V)R$		
Gesamte Verarbeitende Industrie	-4,757	1,348*** (14,62)			0,48	213,45
	-1,036	0,821*** (4,01)	-4,440*** (-2,98)	0,621*** (2,70)	0,49	76,78
20 Nahrungsmittel	-7,505	1,843*** (15,62)			0,51	243,95
	-4,871	1,420*** (4,99)	-2,983* (-1,74)	0,459+ (-1,45)	0,52	83,31
21 Getränke	-0,818	0,689*** (9,56)			0,51	91,44
	3,591	0,153 (0,72)	-5,100*** (-2,72)	0,661*** (2,82)	0,54	35,28
23 Textilwaren	5,643	1,118*** (4,33)			0,18	18,75
	2,453	0,193 (0,36)	-8,942** (-1,97)	0,873+ (1,43)	0,26	10,63
24 Bekleidung	-5,630	1,649*** (11,13)			0,44	123,85
	-4,555	1,420*** (6,55)	-2,238+ (-1,61)	0,598+ (1,64)	0,44	42,39
25 Holzprodukte	-3,383	0,947*** (5,95)			0,20	35,41
	-1,512	0,669*** (2,69)	-3,211** (-2,09)	0,414 (1,30)	0,24	14,98
26 Möbel	-3,708	1,166*** (6,70)			0,27	44,95
	-1,474	0,791*** (3,22)	-2,963* (-1,71)	0,415 (0,99)	0,29	17,59
28 Druckerei- und Verlagserzeugnisse	-3,315	1,353*** (11,37)			0,54	129,13
	-0,787	0,894*** (5,99)	-9,432*** (-6,46)	2,324*** (6,53)	0,66	73,47
29 Lederwaren	-3,936	1,302*** (8,69)			0,56	75,45
	-2,524	1,067*** (5,14)	-2,718+ (-1,50)	0,560 (1,15)	0,57	26,34
30 Gummierzeugnisse	-4,296	1,436*** (11,31)			0,48	127,72
	-1,372	0,944*** (6,17)	-6,314*** (-3,93)	1,395*** (2,83)	0,56	58,42
33 Erzeugnisse aus nichtmetallischen Mineralien	-6,072	1,532*** (12,92)			0,52	166,78
	-4,829	1,363*** (6,97)	-1,538 (-1,12)	0,154 (0,60)	0,52	57,06
35 Metallwaren	-4,939	1,428*** (12,13)			0,47	147,23
	-3,027	1,123*** (5,94)	-2,504* (-1,92)	0,399+ (1,44)	0,48	51,42

^aZu den Signifikanzniveaus vgl. Tabelle A2 - ^bDer dieser Tabelle zugrunde liegende Schätzansatz ist $\ln(H/L) = c_0 + c_1 \ln V + e$, bzw. $\ln(H/L) = d_0 + d_1 R + d_2 \ln V + d_3 (\ln V)R + e$. Zur Bedeutung der Symbole vgl. Text.

Tabelle A4- Die Substitutionselastizitäten in den Regionengruppen bei alternativen Regionalisierungskriterien^a

	ACMS-Ansatz				Erweiterter ACMS-Ansatz ^b			
	σ	$(\sigma_{D=0})^c$	$(\sigma_{D=1})^b$	$(\sigma_{D=1} - \sigma_{D=0})^d$	σ	$\sigma_{D=0}$	$\sigma_{D=1}$	$\sigma_{D=1} - \sigma_{D=0}$
Gesamte Verarbeitende Industrie	1,118 **				1,052			
D=Z		0,986	1,135	0,149		0,620	1,108	0,488
D=R		1,042	1,140	0,098		0,810	1,145	0,335
D=P		1,026	1,141	0,115		0,830	1,104	0,274
20 Nahrungsmittel	1,056				0,999			
D=Z		1,069	1,041	-0,028		0,461	1,005	0,544
D=R		1,054	1,017	-0,037		0,898	0,999	0,101
D=P		1,109	1,042	-0,067		0,932	1,008	0,076
1 Getränke	1,275 **				1,334			
D=Z		1,008	1,306	0,298		1,028	1,363	0,335
D=R		1,075	1,514	0,439 *		1,116	1,288	0,172
D=P		1,307	1,295	-0,012		1,255	1,442	0,187
3 Textilien	0,961				0,749			
D=Z		1,220	0,951	-0,269		1,091	0,706	-0,386
D=R		0,744 ⁺	1,012	0,268		0,639	0,721	0,082
D=P		0,692 *	1,016	0,324 *		0,641	0,791	0,150
4 Bekleidung	0,792 **				0,597			
D=Z		0,848 ⁺	0,720	-0,128		0,996	0,567	-0,429
D=R		0,958	0,636	-0,322 **		0,884	0,456	-0,423
D=P		0,920	0,718	-0,202 *		0,823	0,521	-0,302
5 Holzprodukte	0,693 **				0,509			
D=Z		1,250	0,666	-0,584		1,062	0,458	-0,604
D=R		0,764 *	0,698	-0,066		0,639	0,400	-0,239
D=P		0,708 *	0,686	-0,022		0,699	0,432	-0,267
6 Möbel	0,772 **				0,502			
D=Z		1,283	0,710	-0,573		1,127	0,478	-0,649
D=R		0,802 ⁺	0,661	-0,141		0,539	0,423	-0,116
D=P		0,802	0,716	-0,086		0,589	0,449	-0,140
Druckerei-erzeugnisse	1,013				0,802			
D=Z		0,882	0,925	0,043		0,808	0,769	-0,039
D=R		1,028	0,796	-0,232 *		0,888	0,841	-0,047
D=P		1,016	0,980	-0,036		0,936	0,717	-0,219
Lederwaren	0,828 **				0,503			
D=Z		0,948	0,754	-0,194		0,476	0,450	-0,026
D=R		0,866 ⁺	0,561	-0,305 **		0,571	0,417	-0,154
D=P		1,038	0,763	-0,275		0,511	0,444	-0,067
Gummiwaren	0,892 *				0,565			
D=Z		0,899	0,817	-0,082		0,499	0,575	0,076
D=R		1,008	0,615	-0,393 **		0,619	0,703	0,084
D=P		0,719 **	0,957	0,238 **		0,335	0,587	0,252

	ACMS-Ansatz				Erweiterter ACMS-Ansatz ^b			
	σ^c	$(\sigma_{D=0})^c$	$(\sigma_{D=1})^b$	$(\sigma_{D=1} - \sigma_{D=0})^d$	σ	$\sigma_{D=0}$	$\sigma_{D=1}$	$\sigma_{D=1} - \sigma_{D=0}$
Erzeugnisse aus nichtmetallischen Mineralien	1,088 *				0,862			
D=Z		0,974	1,084	0,110		0,727	0,823	0,096
D=R		1,075	1,127	0,052		0,802	0,871	0,069
D=P		1,109	1,073	-0,036		0,841	0,819	-0,022
Metallwaren	0,885 **				0,603			
D=Z		1,294 +	0,816	-0,478 **		0,819	0,612	-0,207
D=R		1,083	0,727	-0,356 **		0,764	0,543	-0,221
D=P		0,946	0,859	-0,087		0,668	0,578	-0,090

zu den Regionalisierungskriterien vgl. Abschnitt III. - ^bKein einfacher Signifikanztest möglich, da die Substitutionselastizitäten aus mehreren Koeffizienten berechnet wurden. - ^c2-seitiger t-Test auf Unterschiede von 1, Signifikanzniveau ^d1 vH, * 5 vH, + 10 vH. - ^d2-seitiger t-Test auf Unterschiede von 0.

Quelle: Wie Tabelle A1.

Kieler Arbeitspapiere - (Kiel Working Papers):

80. R.J. Langhammer; Der Süd-Süd-Handel - Substitut oder Komplement zum Nord-Süd-Warenaustausch. Kiel, Dezember 1978, 33 S.
81. J.B. Donges, P. Juhl, Deutsche Privatinvestitionen im Ausland: Export von Arbeitsplätzen? Kiel, Dezember 1978. 40 S.
82. R. Fürstenberg, Some Effects of Exchange Rate Changes. Kiel, January 1979. 19 pp.
83. D. Neu, Arbeitsentgelte, Surrogatleistungen und Verwendungsauflagen bei einer Reform des Jugendstrafvollzuges. Kiel, Januar 1979. 40 S.
84. V.J. Geraci, W. Prewo, A Supply and Demand Model of Bilateral Trade in a Multicountry Framework. Kiel, January 1979. 40 pp.
85. B. Fischer, Faktorsubstitution in Mexikos Landwirtschaft - Empirische Evidenz und agrarpolitische Implikationen -. Kiel, Februar 1979. 25 S.
86. B. Leibert, Vorschlag für ein Prognose- und Simulationsmodell des Umwandlungsbereichs der Energiewirtschaft der Bundesrepublik Deutschland. Kiel, März 1979, 93 S.
87. B. Risch, Zur Rolle und Ausgestaltung einer effizienten Einkommenspolitik. Kiel, April 1979. 93 S.
88. B. Fischer, Agrarwirtschaftliche Entwicklung und Agrarpolitik - Mexiko 1960-1975. Kiel, April 1979, 91 S.
89. H. Giersch, Aspects of Growth, Structural Change, and Employment - A Schumpeterian Perspective. Kiel, Juni 1979, 38 S.
90. W. Prewo, Allokationseffekte rechtlich-institutioneller Regelungen der Meeresnutzung. Kiel, Juni 1979. 35 S.
91. R. Adlung, Divergenz oder Konvergenz? - Zur regionalen Entwicklung in der Europäischen Gemeinschaft. Kiel, Juli 1979. 49, IX S.
92. M. Bruch, Ländliche Industrialisierung, regionaler technologischer Dualismus und X-Faktoren: Eine Untersuchung am Beispiel der Verarbeitenden Industrie Mexikos. Kiel, Juli 1979. 39 S.