

Fischer, Bernhard

**Working Paper — Digitized Version**

## Faktorsubstitution in Mexikos Landwirtschaft: Empirische Evidenz und agrarpolitische Implikationen

Kiel Working Paper, No. 85

**Provided in Cooperation with:**

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

*Suggested Citation:* Fischer, Bernhard (1979) : Faktorsubstitution in Mexikos Landwirtschaft: Empirische Evidenz und agrarpolitische Implikationen, Kiel Working Paper, No. 85, Kiel Institute of World Economics (IfW), Kiel

This Version is available at:

<https://hdl.handle.net/10419/47045>

**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. 85

Faktorsubstitution in Mexikos Landwirtschaft

- Empirische Evidenz und agrarpolitische Implikationen -

von

Bernhard Fischer

Institut für Weltwirtschaft an der Universität Kiel

A 9 1523 79  
Weltwirtschaft  
Kiel

Institut für Weltwirtschaft  
Forschungsabteilung IV  
Düsternbrooker Weg 120-122, 2300 Kiel

Arbeitspapier Nr. 85

Faktorsubstitution in Mexikos Landwirtschaft  
- Empirische Evidenz und agrarpolitische Implikationen -

von  
Bernhard Fischer

Februar 1979

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 Anregung und Kritik an ihn zu wenden und etwaige Zitate aus seiner Arbeit vorher mit ihm abzustimmen.

ISSN 0342 - 0787

A: 1523 79  
Weltwirtschaftl.  
Kiel

## FAKTORSUBSTITUTION IN MEXIKOS LANDWIRTSCHAFT

- Empirische Evidenz und agrarpolitische Implikationen -

1. Einführung\*

Die Agrarpolitik der Entwicklungsländer bedient sich vielfältiger preis- und mengenpolitischer Interventionen auf den Faktormärkten. Die Wirkungen der Interventionen auf die Produktion, den Faktoreinsatz und die Entlohnung werden entscheidend durch die Substitutionsbeziehungen zwischen den Faktoren bestimmt<sup>1</sup>. Die quantitative Analyse ist aufgrund der bekannten Schwierigkeiten der Datenbeschaffung zu "kühnen" Annahmen über die Höhe der Substitutionselastizitäten gezwungen. Überwiegend werden unitäre Substitutionselastizitäten zwischen den an der Wertschöpfung beteiligten Faktoren Boden, Arbeit und Kapital sowie fixe Vorleistungskoeffizienten für die fremderstellten Vorleistungen unterstellt.

\* 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, Egbert Gerken und Ulrich Hiemenz.

<sup>1</sup> Die linear-homogene CES-Produktionsfunktion mit zwei Produktionsfaktoren kann nach dem Vermehrungskonzept wie

$$Y = \left[ \delta (AT_A)^{-\rho} + (1-\delta) (KT_K)^{-\rho} \right]^{-\frac{1}{\rho}}$$

geschrieben werden, wobei A und K die natürlichen Arbeits- und Kapitalmengen,  $T_A$  und  $T_K$  die Vermehrungsfaktoren,  $AT_A$  und  $KT_A$  die Effizienzfaktormengen,  $\delta$  den Distributionsparameter und  $\rho$  den Substitutionsparameter bezeichnet. Der Substitutionsparameter steht in der Beziehung  $\rho = \frac{1}{\sigma} - 1$  zur direkten Substitutionselastizität ( $\sigma$ ). Bei Gültigkeit der Marginalbedingung für die Faktorentlohnung erhält man hieraus die aus der Literatur bekannte Gleichung

$$s_A = \rho (1-S_A) (k-a + t_K - t_A)$$

für die Entwicklung der Lohnquote ( $S_A$ ), wobei kleine Buchstaben die Veränderungsraten der Variablen bezeichnen (vgl. E. M. Drandakis/E. S. Phelps (1966), S. 831). Die Gleichung zeigt, daß bei unitärer Substitutionselastizität die Lohnquote konstant ist. Kapitalintensität und Lohn-Zinsrelation verändern sich proportional zueinander, technischer Fortschritt ist auch bei inhomogenen Faktorvermehrungsraten neutral. Eine Substitutionselastizität größer als eins bedeutet hingegen, daß der Anstieg der Kapitalintensität die Lohnquote sinken läßt und kapitalvermehrender technischer Fortschritt zu arbeitssparendem technischen Fortschritt führt.

## INHALTSVERZEICHNIS

|   | <u>Seite</u> |
|---|--------------|
| 1. Einführung   | 1            |
| 2. Die Trans-Log-Funktion                             | 3            |
| 3. Zur Spezifizierung der Produktionsfunktion         | 5            |
| a) Datenbasis   | 5            |
| b) Operationalisierung der Variablen                  | 6            |
| c) Stichprobe   | 9            |
| 4. Schätzansatz und Schätzverfahren                   | 10           |
| 5. Schätzergebnisse                                   | 11           |
| 6. Interpretation der Substitutionselastizitäten      | 13           |
| 7. Implikationen der Ergebnisse für die Agrarpolitik  | 16           |
| APPENDIX  |              |
| 1. Eigenschaften der Trans-Log-Funktion               | 18           |
| 2. Zur Berechnung der Substitutions-<br>elastizitäten | 20           |
| 3. Schaubild und Tabelle                              | 21-22        |
| Literaturverzeichnis und Datenquellen                 | 23           |

Nur für wenige Entwicklungsländer liegen Produktionsfunktionsschätzungen für den Agrarsektor vor, die eine von eins verschiedene Substitutionselastizität zulassen<sup>1</sup>. Dabei stellten sich für die Substitutionselastizität zwischen Arbeit und Kapital Werte heraus, die sich deutlich von eins abheben<sup>2</sup>. Der Aussagewert dieser Schätzergebnisse muß jedoch in Frage gestellt werden, da die getroffene Annahme einer zwar von eins verschiedenen, jedoch konstanten und paarweise gleichen Substitutionselastizität immer noch als zu restriktiv angesehen werden muß und die Schätzungen mit einer geringen Anzahl von Beobachtungen bzw. mit nicht hinreichend spezifizierten Produktionsfunktionen durchgeführt wurden<sup>3</sup>.

Diese Studie macht es sich zur Aufgabe, die angeführten Unzulänglichkeiten bisheriger Untersuchungen durch die Verwendung einer besser spezifizierten Produktionsfunktion zu überwinden helfen. Als Untersuchungsland wurde Mexiko gewählt, für dessen landwirtschaftlichen Sektor eine breite Datenbasis vorliegt, die es erlaubt, die Schätzungen auf einen großen Beobachtungsumfang abzustellen. Für die empirische Analyse des Produktionszusammenhanges wird - soweit dem Verfasser bekannt - erstmals für ein Entwicklungsland eine transzendental-logarithmische Produktionsfunktion<sup>4</sup> verwendet<sup>5</sup>. Neben beliebigen und variablen Homogenitätsgraden läßt die Trans-Log-Funktion variable direkte<sup>6</sup> Substitutionselastizitäten zwischen

<sup>1</sup> Vgl. z. B. die Untersuchungen von R. Evenson (1973) für Indien, von J. Sanders (1973) für Brasilien und von W. Thirks (1974) für Kolumbien.

<sup>2</sup> So fand R. Evenson zwischen Traktoren und Arbeit eine Substitutionselastizität von 1,44 heraus, bei J. Sanders schwankten die entsprechenden Werte zwischen 1,35 und 1,60 und bei W. Thirks betrug der ungewichtete Durchschnittswert der geschätzten Elastizitäten 1,43.

<sup>3</sup> Die Anzahl der Beobachtungen, mit denen z. B. W. Thirks die Substitutionselastizitäten schätzt, schwankt zwischen 11 und 19. Die niedrigen R<sup>2</sup> Werte deuten darauf hin, daß die geschätzte funktionale Beziehung nicht hinreichend spezifiziert ist.

<sup>4</sup> Im folgenden als Trans-Log-Funktion abgekürzt.

<sup>5</sup> Dieser Produktionsfunktionstyp wurde von L. R. Christenden, D. W. Jorgenson und J. L. Lau (1970) erstmals vorgestellt.

<sup>6</sup> Vgl. R. D. G. Allen (1967), S. 342 ff.

Paaren von Produktionsfaktoren zu. Mit Hilfe der Schätzung einer Trans-Log-Funktion läßt sich somit überprüfen, ob die Annahme unitärer Substitutionselastizitäten im landwirtschaftlichen Sektor Mexikos empirisch bestätigt werden kann.

Zunächst wird im zweiten Kapitel die Trans-Log-Funktion kurz vorgestellt. Im 3. Kapitel werden die Datenbasis erläutert, die Variablen der Produktionsfunktion operationalisiert und die Stichprobe dargestellt. Der Begründung des Schätzansatzes im 4. Kapitel schließt sich die Präsentation der Schätzergebnisse im 5. Kapitel an. Nach der Interpretation der festgestellten Substitutionsbeziehungen im 6. Kapitel werden im 7. Kapitel die Implikationen der Ergebnisse für die agrarpolitische Wirkungsanalyse aufgezeigt.

## 2. Die Trans-Log-Funktion

Die Trans-Log-Funktion läßt sich für  $m$  Produktionsfaktoren ohne Berücksichtigung des technischen Fortschritts wie folgt darstellen<sup>1</sup>:

$$(1) \quad \ln Y = \ln a + \sum_{i=1}^m b_i \ln X_i + 1/2 \sum_{i=1}^m \sum_{j=1}^m c_{ij} \ln X_i \ln X_j$$

wobei:  $Y$  = Output  
 $X_i$  = Einsatz des  $i$ -ten Faktors  
 $X_j$  = Einsatz des  $j$ -ten Faktors  
 $a$  = Niveaunkonstante  
 $b_i$  = Produktionsparameter  
 $c_{ij}$  = Substitutionsparameter.

---

<sup>1</sup> Zur Ableitung der allgemeinen Form der Trans-Log-Funktion unter Berücksichtigung des faktorungebundenen und des faktorgebundenen technischen Fortschritts siehe: L. R. Christensen / D. W. Jorgenson / L. J. Lau (1970). Eine einfache Darstellung und Kritik der Trans-Log-Funktion findet man bei P. Zweifel (1978).

Die Trans-Log-Funktion besitzt sowohl für die theoretische als auch für die empirische Analyse gute Eigenschaften<sup>1</sup>. Sie gehört in die Gruppe der VES-Funktionen mit beliebigen (positiven) Homogenitätsgraden und läßt im ökonomisch relevanten Bereich variable Substitutionselastizitäten zu<sup>2</sup>. Damit ist die Trans-Log-Funktion sowohl der CD-Funktion<sup>3</sup> als auch der Gruppe der CES-Funktionen<sup>4</sup> überlegen, die entweder Substitutionselastizitäten von 1 oder konstante und paarweise gleiche Substitutionselastizitäten zwischen den Produktionsfaktoren bzw. zwischen einzelnen Faktorgruppen unterstellen. Gegenüber anderen VES-Funktionen hat die Trans-Log-Funktion den Vorteil, daß sie nicht auf zwei Faktoren beschränkt ist<sup>5</sup>, keine Faktorentlohnung nach dem Wertgrenzprodukt voraussetzt<sup>6</sup> und linear geschätzt werden kann<sup>7</sup>.

---

<sup>1</sup> Eine kurze Darstellung der für unsere Analyse wichtigsten Eigenschaften dieser Funktion befindet sich im Appendix 1.

<sup>2</sup> In der Familie der homogenen Produktionsfunktionen haben die VES-Funktionen den derzeit höchsten Verallgemeinerungsgrad.

<sup>3</sup> Vgl. C.W. Cobb / P.M. Douglas (1928).

<sup>4</sup> Vgl. K.-J. Arrow / M.B. Chenery / B.S. Minhas / R.M. Solow (1961) sowie die erweiterten CES-Funktionen von A. Mukerji (1963), M. Uzawa (1962) und W. Scheper (1965).

<sup>5</sup> Eine Beschränkung auf zwei Produktionsfaktoren ist insbesondere in der Landwirtschaft bei der großen Bedeutung quantitativer und qualitativer Bodenressourcen sowie von Vorleistungen nicht gerechtfertigt.

<sup>6</sup> Vgl. z. B. die LF-Funktion und die SM-Funktion von Y.C. Lu / L.B. Fletcher (1968) bzw. von R. Sato / R.F. Hoffmann (1968). Insbesondere im Agrarbereich von Entwicklungsländern muß diese Annahme aufgrund der bestehenden institutionellen Hemmnisse und geringer Faktormobilitäten als zu restriktiv angesehen werden.

<sup>7</sup> So bringt z. B. die V-Funktion von A. Vazquez (1968) wegen der Notwendigkeit nichtlinearer Schätzverfahren schwierige Schätzprobleme mit sich.

### 3. Zur Spezifizierung der Produktionsfunktion

Für die mexikanische Landwirtschaft<sup>1</sup> wird ein Produktionszusammenhang unterstellt, der das Bruttoproduktionsergebnis (Y) in Abhängigkeit von zwei Gruppen von Farminputs bringt:

- den "traditionellen" Produktionsfaktoren - Boden (B), Arbeit (A) und Kapital (K)
- den "modernen" Vorleistungen (MV) als Repräsentanten für Inputs der "Grünen Revolution".

Der Einbezug von "modernen" Vorleistungen als eigenständiger Produktionsfaktor läßt sich dadurch rechtfertigen, daß kaum von vornherein von einem zum Output konstanten Einsatzverhältnis ausgegangen werden kann und die häufig unterstellte Komplementarität zu anderen Faktoren einer empirischen Überprüfung bedarf.

Die allgemeine Form der für die mexikanische Landwirtschaft postulierten Produktionsfunktion lautet somit:

$$Y = F (B, A, K, MV)$$

#### a. Datenbasis

Die zur Schätzung der landwirtschaftlichen Produktionsfunktion verwendeten Daten wurden dem fünften mexikanischen Agrarzensus aus dem Jahr 1970<sup>2</sup> entnommen<sup>3</sup>. Auf "municipio"-Ebene<sup>4</sup> stehen für die von uns in die Analyse einbezogenen Variablen statistische Informationen für private

---

<sup>1</sup> Die Viehwirtschaft wurde aus der Untersuchung ausgeklammert.

<sup>2</sup> Vgl. Direccion General de Estadistica (1975).

<sup>3</sup> Obwohl Aussagen über die Art und das Ausmaß des technischen Fortschritts wünschenswert gewesen wären, war aufgrund fehlender Zeitreihen für die von uns ausgewählten Variablen eine Längsschnittanalyse nicht möglich.

<sup>4</sup> Repräsentative Erhebungen auf Farmbetriebsebene - wie etwa in Indien - wurden in Mexiko nicht durchgeführt.

Produktionseinheiten mit mehr bzw. weniger als fünf Hektar Farmfläche sowie für "ejidale" Farmbetriebe<sup>1</sup> zur Verfügung<sup>2</sup>.

b. Operationalisierung der Variablen

Im folgenden werden die in der empirischen Analyse verwendeten Variablen vorgestellt:

- Das landwirtschaftliche (Brutto-) Produktionsergebnis (Y) umfaßt die mit durchschnittlichen Produzentenpreisen bewertete Produktion von einjährigen und saisonalen Kulturen aus der Winterernte 1968/69 sowie aus der Frühlings/Sommerernte 1969 und den Erlös aus den Dauerkulturen für das Jahr 1969.
- Als Bodeneinsatz (B) wurden die für die gesamten Kulturen bestimmten Anbauflächen herangezogen, die sich allerdings nicht mit der tatsächlich kultivierten Fläche decken<sup>3</sup>. Zur Verringerung von Aggregationsproblemen

<sup>1</sup> "Ejidos" sind ländliche Bevölkerungszentren, bei denen die Gemeinde oder das Dorf Eigentümer des Landes ist, das zur Nutzung an die Mitglieder der Kommune ("ejidatarios") verteilt werden kann. Dieser Besitz ist unverkäuflich und darf weder verschenkt noch verpachtet werden (was illegal jedoch der Fall sein dürfte). Die "ejidalen" Ackerlandparzellen werden meist individuell und das Weide- und Forstland gemeinwirtschaftlich genutzt.

<sup>2</sup> Als alternative Datenquelle zur Schätzung von landwirtschaftlichen Produktionsfunktionen hätten sich die jährlichen Veröffentlichungen des Ministeriums für Wasserressourcen (Secretaria de Recursos Hidraulicos) angeboten, die für etwa 150 Bewässerungsdistrikte neben ausführlichen Statistiken über die Bewässerung solche über gedüngte und mechanisierte Flächen und den Output aufstellen. Bewässerungsdistrikte als Untersuchungseinheiten haben den Vorteil, daß fast alle Anbauflächen in diesen Gebieten ein kontrolliertes Wasserangebot erhalten, womit auch eine sorgfältigere Verwendung anderer, vor allem "moderner" Farminputs verbunden sein dürfte. Obwohl sich aufgrund der relativen Homogenität der Produktionsbedingungen die Bewässerungsdistrikte als Untersuchungseinheiten zur Schätzung von Produktionsfunktionen anbieten würden (vgl. B. Tuckmann (1974), wurde aufgrund der für unsere Zwecke unzulänglichen statistischen Informationsbasis - es fehlen z. B. Angaben über den Arbeits-einsatz in den Distrikten - auf diese Datenquelle verzichtet.

<sup>3</sup> Dies impliziert die Annahme, daß der Landnutzungsgrad überall gleich ist.

des nach Qualität und Bewässerungseinsatz ungewichteten Bodeninputs wird nach bewässertem Boden (BW)<sup>1</sup> und noch nicht bewässertem Boden (BT) unterschieden<sup>2</sup>. Dieses Vorgehen bietet sich auch deshalb an, weil keine zuverlässigen Informationen über das Bewässerungsanlagevermögen vorliegen, so daß Bewässerung nicht als eigenständiger Faktor identifiziert werden kann.

- Für den Produktionsfaktor Arbeit stehen für die Untersuchungseinheiten Angaben über die Anzahl der Produzenten mit ihren Familienangehörigen sowie der Gelegenheits- und Dauerarbeiter zur Verfügung. Da für die einzelnen Beschäftigungskategorien Hinweise über die jeweils geleisteten Arbeitstage fehlen, wurde ein Index für den Arbeitseinsatz in Mannjahren errechnet. Dieser gewichtet die Anzahl der beschäftigten Produzenten<sup>3</sup> mit ihren Familienangehörigen mit 60 vH, die Anzahl der Gelegenheitsarbeiter mit 40 vH sowie die Anzahl der Dauerarbeiter mit 70 vH<sup>4</sup>.
- Als Indikator für den Kapitaleinsatz bzw. für den Mechanisierungsgrad werden der (Handels-) Wert des vorhandenen Maschinen- und Fahrzeugparks bzw. dessen in Pferdestärken ausgedrücktes Energiepotential (K)

---

<sup>1</sup> Über Bewässerungsintensitäten liegen für die betrachteten Anbauflächen keine statistischen Informationen vor.

<sup>2</sup> Da die Südregion einen vernachlässigbaren Bewässerungsgrad aufweist, wird für diese Region die undifferenzierte Anbaufläche (B) verwendet.

<sup>3</sup> Produzenten sind nach der Definition des Agrarzensus Eigentümer, Nutznießer bzw. Manager von Farmunternehmen.

<sup>4</sup> Das Gewichtungsschema orientiert sich an Angaben des mexikanischen Agrarzensus, nach denen Gelegenheitsarbeiter durchschnittlich zwischen 33 und 50 vH und Dauerarbeiter mehr als 50 vH der Arbeitstage eines Jahres beschäftigt sind. Der Gewichtungsfaktor von 60 vH für die Anzahl der Produzenten mit ihren Familienangehörigen berücksichtigt den Anteil der Frauen- und Kinderarbeit.

verwendet<sup>1</sup>. Zwischen Ausrüstungen und "ausgelasteten" Anlagen wird eine konstante Relation unterstellt.

- Als "moderne" Vorleistungen werden der wertmäßige Konsum an chemischen Düngemitteln und die Ausgaben für Pesticide etc. berücksichtigt<sup>2</sup>.

Für die traditionellen Vorleistungen wird angenommen, daß sie in einem konstanten Verhältnis zum Bruttoproduktionswert stehen. Sicherlich wäre für die Schätzung landwirtschaftlicher Produktionsfunktionen eine präzisere Spezifizierung der verwendeten Variablen wünschenswert gewesen, die aufgrund der vorhandenen Daten jedoch nicht geleistet werden konnte. So müssen Qualitätsunterschiede für Boden, Arbeit und Kapital, regionale Preisdifferenzen für Düngemittel und Kapital sowie unterschiedliche Nutzungsintensitäten bei allen Farminputs unberücksichtigt bleiben.

---

<sup>1</sup> Der Einbezug des Anlagewertes von Bewässerungssystemen in den Kapitalbegriff hat bei vorläufigen Produktionsfunktionsschätzungen ausschließlich nichtsignifikante Produktionsparameter für Kapital erbracht. Entsprechendes gilt für die Berücksichtigung des wertmäßigen Bestandes an Arbeitstieren. Hier kann angenommen werden, daß diese vorwiegend als Transportmittel eingesetzt werden. Auch Gebäude und sonstige Einrichtungen wurden nicht in den Kapitalbegriff einbezogen, da eine Zuordnung für die unterschiedlichen Nutzungszwecke nicht möglich ist. Für Pflanzungen liegen keine Informationen über den wertmäßigen Bestand vor.

<sup>2</sup> Die Vernachlässigung von verbessertem Saatgut als eigenständigen Produktionsfaktor kann durch die bestehende hohe Komplementarität im Einsatz mit den berücksichtigten "modernen" Vorleistungen gerechtfertigt werden.

c. Stichprobe

Die zur Verfügung stehende Datenbasis erlaubt sowohl eine nach Betriebsgrößenklassen differenzierte<sup>1</sup> als auch nach Anbauregionen aufgegliederte Auswahl der Beobachtungen<sup>2</sup>. Da die natürlichen Produktionsbedingungen in Mexiko regional stark variieren, werden in Anlehnung an die fünf statistischen Zonen des Agrarzensus von 1960<sup>3</sup> drei Anbauregionen unterschieden - die Nordregion, das Zentrum und die Südregion<sup>4</sup>. Obwohl innerhalb der Regionen immer noch beträchtliche Unterschiede bezüglich der natürlichen Ressourcenausstattung (Topographie, Bodenqualität und Klima) bestehen, kann innerhalb einer Region von größerer Homogenität ausgegangen werden als bei einer globalen nationalen Betrachtung.

Zur Schätzung der Trans-Log-Funktion wurden zunächst aus jeder Anbauregion für jede Farmkategorie 100 Beobachtungen nach dem Zufallsprinzip ausgewählt. Die Schätzergebnisse waren jedoch - aufgrund der relativ geringen Anzahl von Freiheitsgraden - wenig befriedigend, so daß die

---

<sup>1</sup> Die nach Betriebsgrößen und Besitzformen differenzierte Landwirtschaft ist ein Resultat der seit 1915 in Mexiko betriebenen Landreform, die zur Herausbildung eines landwirtschaftlichen Reformsektors (private und "ejidale" Kleinbetriebe) führte. Daneben existieren immer noch - von der Landreform verschont gebliebene - private landwirtschaftliche Groß- und Mittelbetriebe.

<sup>2</sup> Insgesamt liefert der Agrarzensus nach Farmkategorien differenziert Beobachtungen für 2 388 "municipios" in 32 Bundesstaaten.

<sup>3</sup> Vgl. Schaubild (APPENDIX 3).

<sup>4</sup> Die Nordregion ist mit Ausnahme einiger Gebiete in der Nähe des Golf von Mexiko eine trockene Zone und nur mit Bewässerung bebaubar. Im Nordwesten befinden sich die meisten privaten Produktionseinheiten mit mehr als 5 ha Farmfläche. Das Zentrum ist ein (traditionelles) Anbauggebiet mit gelegentlichen Regenfällen. Die Farmgrößen sind durchschnittlich kleiner als in der Nordregion. Im Süden wird tropische Landwirtschaft mit wenigen Wasserkontrollsystemen betrieben. In dieser Region und im Zentrum konzentrieren sich die Anbaugebiete der privaten und "ejidalen" Kleinbetriebe.

Beobachtungen wie folgt gepoolt wurden<sup>1</sup>:

|                             |     |
|-----------------------------|-----|
| Alle Farmkategorien         | 900 |
| Private Farmbetrieb > 5 ha  | 300 |
| Private Farmbetriebe ≤ 5 ha | 300 |
| "Ejidale" Farmbetriebe      | 300 |
| Alle privaten Farmbetriebe  | 600 |

Zur Überprüfung des Einflusses der "natürlichen" Produktionsbedingungen auf die Substitutionsmöglichkeiten zwischen den Faktoren wurden die Schätzungen außerdem mit nach Regionen gepoolten Beobachtungen durchgeführt.

#### 4. Schätzansatz und Schätzverfahren

Die Trans-Log-Funktion hat für die empirische Analyse die vorteilhafte Eigenschaft, daß sie als lineare Gleichung geschrieben werden kann und somit linearen Schätzverfahren zugänglich ist. Für den in der mexikanischen Landwirtschaft unterstellten Produktionszusammenhang

$$Y = F(BW, BT, A, K, MV)$$

läßt sich aus (1) und unter Berücksichtigung der Homogenitätsbedingungen (4) und (5)<sup>2</sup> folgende lineare Schätzgleichung ableiten<sup>3</sup>

$$(2) \quad \ln Y = \ln a + b_{BW} \ln BW + b_{BT} \ln BT + b_A \ln A + b_K \ln K + \\ + b_{MV} \ln MV - \frac{1}{2} \sum c_{ij} (\ln X_i - \ln X_j)^2 + U \text{ (Störvariable)}$$

$$i = 1, \dots, 5 \quad j = 1, \dots, 5 \quad i \neq j.$$

<sup>1</sup> Die Zahlenangaben beziehen sich auf den Beobachtungsumfang.

<sup>2</sup> Vgl. APPENDIX 1, S. 18.

<sup>3</sup> Diese Schätzgleichung läßt einen beliebigen Homogenitätsgrad zu.

Die Schätzung der Parameter erfolgte zweistufig. In einem ersten Schritt wurde in einer Mehrfachregression mit Hilfe der Methode der kleinsten Quadrate Gleichung (2) geschätzt. Eine zweite Schätzung wurde mit der Restriktion durchgeführt, daß die nicht signifikant von Null verschiedenen Werte <sup>1</sup> der Substitutionsparameter ( $c_{ij}$ ) gleich Null gesetzt wurden. Damit erhöhten sich die Freiheitsgrade, was zu einer Verbesserung der Schätzqualität geführt hat <sup>2</sup>.

### 5. Schätzergebnisse

Die Ergebnisse der Schätzung der Trans-Log-Funktion (Tabelle 1) zeigen, daß für alle Schätzkategorien die unabhängigen Variablen zu einem hohen Prozentsatz die gesamte Varianz der abhängigen Variablen erklären und die Schätzgleichungen statistisch hoch signifikant sind. Damit wird angezeigt, daß die in die Analyse einbezogenen Farminputs und deren Operationalisierung zu einer gut spezifizierten Produktionsfunktion beigetragen haben und die Trans-Log-Funktion einen guten "fit" der Daten erlaubte. Obwohl bei Produktionsfunktionsschätzungen mit Querschnittsdaten häufig hohe Korrelationen zwischen einigen der erklärenden Variablen vorliegen, scheint das Problem der Multikollinearität bei den vorliegenden Schätzungen nicht schwerwiegend zu sein <sup>3</sup>. Die Verteilung der Residuen in den Streudiagrammen enthält keine Anzeichen für das Vorliegen der Heteroskedastizität und die Durbin-Watson-Werte geben keinen Hinweis auf eine Fehlspezifizierung der Regressionsgleichung.

---

<sup>1</sup> Als "kritisches" Signifikanzniveau wurde eine Irrtumswahrscheinlichkeit von  $\alpha = 0,05$  gewählt.

<sup>2</sup> Die Trans-Log-Funktion ist besonders anfällig bezüglich Multikollinearitäten im quadratischen Teil der Schätzgleichung, welche durch eine Erhöhung der Freiheitsgrade reduziert werden.

<sup>3</sup> Lediglich zwischen Arbeit und bewässertem Boden sind bei allen Schätzgleichungen die einfachen Korrelationskoeffizienten relativ hoch, ohne jedoch den von E. O. Heady, J. L. Dillon (1961), S. 136, postulierten kritischen Wert von 0,80 zu überschreiten.

Tabelle 1 - Ergebnisse der Schätzung der Trans-Log-Funktion

|                               | Produktionsparameter |                  |                  |                  |                   | Skalenelastizität | Substitutionsparameter |                   |                    |                    |                   |                   |                    |                  |                   | Konstante<br>(ln a) | Statistiken       |         |                |                    |
|-------------------------------|----------------------|------------------|------------------|------------------|-------------------|-------------------|------------------------|-------------------|--------------------|--------------------|-------------------|-------------------|--------------------|------------------|-------------------|---------------------|-------------------|---------|----------------|--------------------|
|                               | b <sub>BW</sub>      | b <sub>BT</sub>  | b <sub>A</sub>   | b <sub>K</sub>   | b <sub>HV</sub>   |                   | C <sub>BW/BT</sub>     | C <sub>BW/A</sub> | C <sub>BW/K</sub>  | C <sub>BW/HV</sub> | C <sub>BT/A</sub> | C <sub>BT/K</sub> | C <sub>BT/HV</sub> | C <sub>A/K</sub> | C <sub>A/HV</sub> |                     | C <sub>K/HV</sub> | F-Wert  | R <sup>2</sup> | Durbin-Watson-Wert |
| Alle Farmkategorien           | 0,280<br>(11,207)    | 0,093<br>(2,906) | 0,174<br>(4,985) | 0,133<br>(7,207) | 0,365<br>(10,573) | 1,04              | -0,078<br>(14,786)     | 0,022<br>(4,580)  | 0                  | 0                  | 0,025<br>(2,045)  | -0,020<br>(4,508) | 0                  | 0                | -0,045<br>(7,583) | 0,011<br>(2,238)    | 1,079             | 838,805 | 0,91           | 1,741              |
| - Private Farmbetriebe > 5 ha | 0,329<br>(6,950)     | 0,190<br>(5,956) | n.s.<br>(0,371)  | n.s.<br>(0,202)  | 0,560<br>(6,740)  | 1,03              | 0                      | -0,048<br>(5,652) | -0,0109<br>(1,704) | 0                  | 0                 | -0,071<br>(5,436) | 0                  | 0,067<br>(3,886) | -0,071<br>(4,295) | -0,032<br>(2,383)   | 1,513             | 204,407 | 0,88           | 1,575              |
| - Private Farmbetriebe ≤ 5 ha | 0,420<br>(12,429)    | 0,280<br>(8,991) | 0,177<br>(4,589) | 0,058<br>(3,419) | 0,144<br>(5,243)  | 1,07              | -0,070<br>(9,501)      | 0                 | 0                  | 0                  | 0                 | 0                 | 0                  | 0                | 0                 | 0                   | 0,865             | 281,127 | 0,85           | 1,952              |
| - "Ejidale" Farmbetriebe      | 0,228<br>(4,480)     | 0,071<br>(2,133) | 0,204<br>(2,238) | 0,130<br>(3,654) | 0,391<br>(4,868)  | 1,02              | -0,080<br>(7,668)      | 0,033<br>(3,150)  | 0                  | 0                  | 0                 | -0,018<br>(2,528) | 0                  | 0                | -0,054<br>(3,999) | 0,020<br>(2,796)    | 1,085             | 219,592 | 0,88           | 1,790              |
| - Alle privaten Farmbetriebe  | 0,351<br>(11,224)    | 0,176<br>(8,777) | 0,141<br>(3,792) | 0,060<br>(4,974) | 0,339<br>(9,702)  | 1,06              | -0,087<br>(14,202)     | 0,014<br>(2,400)  | 0                  | 0,015<br>(2,785)   | 0                 | 0                 | 0                  | 0                | -0,034<br>(5,340) | 0                   | 1,018             | 679,567 | 0,91           | 1,736              |
| - Nordregion                  | 0,462<br>(16,576)    | 0,163<br>(8,362) | 0,117<br>(3,063) | 0,040<br>(2,344) | 0,307<br>(8,527)  | 1,08              | -0,074<br>(11,030)     | 0                 | 0                  | 0                  | 0                 | 0                 | 0                  | 0                | -0,036<br>(4,709) | 0                   | 0,752             | 624,386 | 0,94           | 1,710              |
| - Zentrum                     | 0,329<br>(10,130)    | 0,135<br>(4,612) | 0,156<br>(4,461) | 0,211<br>(7,438) | 0,131<br>(6,320)  | 0,96              | -0,060<br>(8,467)      | 0                 | 0,010<br>(2,219)   | 0                  | 0                 | -0,035<br>(4,548) | 0                  | 0                | 0                 | 0                   | 1,421             | 303,294 | 0,89           | 2,095              |
| - Südregion                   | -                    | 0,422<br>(5,138) | 0,386<br>(5,002) | 0,048<br>(3,211) | 0,166<br>(8,144)  | 1,03              | 0,131<br>(2,920)       | -                 | -                  | -                  | -                 | 0                 | 0                  | 0                | 0                 | 0                   | 0,313             | 593,070 | 0,91           | 1,799              |

Werte in Klammern sind t-Werte (zweiseitiger Test)  
 \*\*\* = signifikant bei Signifikanzniveau von  $\alpha = 0,01$   
 \*\* = signifikant bei Signifikanzniveau von  $\alpha = 0,05$   
 n.s. = nicht signifikant von Null verschieden

Die geschätzten Produktions- und Substitutionsparameter haben fast alle ein erwartetes positives Vorzeichen<sup>1</sup> und sind statistisch hoch signifikant<sup>2</sup>. Für alle Schätzkategorien war die Summe der geschätzten Produktionsparameter nicht signifikant von eins verschieden<sup>3</sup>, so daß für die mexikanische Landwirtschaft konstante Skalenerträge unterstellt werden können<sup>4</sup>. Die festgestellten Substitutionselastizitäten werden im folgenden Abschnitt interpretiert<sup>5</sup>.

### 6. Interpretation der festgestellten Substitutionselastizitäten

Zunächst überrascht die hohe Substitutionalität zwischen den einzelnen Faktorpaaren (Tabelle 2). Obwohl in der Landwirtschaft im allgemeinen von engeren Substitutionsbeziehungen zwischen den eingesetzten Faktoren als im Industriebereich ausgegangen wird, dürften die errechneten Werte

<sup>1</sup> Ausnahmen sind lediglich die Produktionsparameter für Arbeit und Boden in der Schätzgleichung für die privaten Farmbetriebe > 5 ha, die ein negatives Vorzeichen haben, jedoch nicht signifikant von Null verschieden sind.

<sup>2</sup> Bei einem Signifikanzniveau von einem bzw. fünf Prozent (t-Statistik).

<sup>3</sup> Die Aussagekraft der festgestellten Konstanz der Skalenerträge wird allerdings eingeschränkt durch die Verwendung von Beobachtungen mit aggregierten Daten. Es ist nicht auszuschließen, daß bei Produktionsfunktionsschätzungen mit auf Farmebene bezogenen Beobachtungen zwischen den beiden Betriebsgrößenklassen privater Farmbetriebe sich signifikante Unterschiede in den Skalenelelastizitäten feststellen lassen.

<sup>4</sup> Bei richtiger Spezifizierung der Produktionsfunktion gilt:

$$\sum_{i=j}^m b_i \quad \begin{array}{l} > 1 \text{ bei steigenden Skalenerträgen} \\ = 1 \text{ bei konstanten Skalenerträgen} \\ < 1 \text{ bei sinkenden Skalenerträgen} \end{array}$$

<sup>5</sup> Zur Berechnung der Substitutionselelastizitäten vgl. Appendix 2.

aufgrund der Verwendung von Querschnittsdaten nach oben überschätzt sein. Es fällt auf, daß für Arbeit und Kapital die Substitutionselastizität bei allen Schätzkategorien in der Nähe von eins liegt. Für die privaten Kleinfarmbetriebe können für fast alle Faktorpaare unitäre Substitutionselastizitäten festgestellt werden<sup>1</sup>. Auch bei den "ejidalen" Farmbetrieben unterscheiden sich die Elastizitäten  $\sigma_{BW/K}$ ,  $\sigma_{BT/A}$ ,  $\sigma_{BT/K}$  und  $\sigma_{K/MV}$  kaum von eins.

Deutlich über eins liegen allerdings bei fast allen Farmkategorien die paarweisen Substitutionselastizitäten zwischen bewässertem Boden, "modernen" Vorleistungen und Arbeit<sup>2</sup>. Angesichts der häufig vertretenen Hypothese einer komplementären Beziehung zwischen dem Einsatz von biochemischen Inputs bzw. von Bewässerung und Arbeit überraschen die festgestellten hohen Substitutionsbeziehungen zwischen diesen Faktoren<sup>3</sup>. Auch die in der Landwirtschaft übliche Dichotomisierung der landwirtschaftlichen Technologie in arbeitssparende mechanische Technologie sowie landsparende biochemische Technologie wird durch das vorliegende Schätzergebnis in Frage gestellt: Kapital erweist sich als besserer Substitut für Boden als für Arbeit, während für "moderne" Vorleistungen das Umgekehrte gilt.

Relativ niedrig sind bei allen Schätzkategorien - nicht unerwartet - die Substitutionsbeziehungen zwischen Arbeit und Boden.

Nach Farmkategorien differenziert nehmen die Substitutionselastizitäten von den privaten Großfarmbetrieben über die "ejidalen" Farmbetriebe

---

<sup>1</sup> Lediglich für die Substitutionselastizität zwischen bewässertem und nicht bewässertem Boden liegt der Wert deutlich über eins ( $\sigma_{BW/BT} = 1,97$ ).

<sup>2</sup> Lediglich bei den privaten Kleinfarmbetrieben ergab sich für  $\sigma_{A/MV}$  eine unitäre Elastizität.

<sup>3</sup> Für die Schätzkategorien "Alle Farmbetriebe" und "E'idale" Farmbetriebe sind die Werte für die Substitutionselastizität zwischen "modernen" Vorleistungen und Arbeit auch höher als diejenigen zwischen dem erstgenannten Faktor und Kapital, so daß bei einer Verbilligung der "modernen" Farminputs eher Arbeit als Kapital ersetzt werden dürfte.

Tabelle 2 - Direkte partielle Substitutionselastizitäten nach Farmkategorien und Regionen\*

|                               | Faktorpaare <sup>1</sup> |      |      |       |      |      |       |      |      |      |
|-------------------------------|--------------------------|------|------|-------|------|------|-------|------|------|------|
|                               | BW/BT                    | BW/A | BW/K | BW/MV | BT/A | BT/K | BT/MV | A/K  | A/MV | K/MV |
| Alle Farmkategorien           | 2,68                     | 1,17 | 1,28 | 1,46  | 0,99 | 1,26 | 1,26  | 1,10 | 1,54 | 1,06 |
| - Private Farmbetriebe > 5 ha | 1,62                     | 2,39 | 2,01 | 1,80  | 1,29 | 3,74 | 1,31  | 1,00 | 2,52 | 2,53 |
| - Private Farmbetriebe ≤ 5 ha | 1,97                     | 1,20 | 1,09 | 1,18  | 1,04 | 1,02 | 1,03  | 1,00 | 1,00 | 1,00 |
| - "Ejidale" Farmbetriebe      | 3,35                     | 1,25 | 1,12 | 1,58  | 1,17 | 1,08 | 1,41  | 0,97 | 1,92 | 1,00 |
| - Alle privaten Farmbetriebe  | 2,63                     | 1,23 | 1,12 | 1,19  | 1,14 | 1,03 | 1,15  | 1,02 | 1,36 | 1,03 |
| - Nordregion                  | 1,94                     | 1,20 | 1,02 | 1,30  | 1,26 | 1,04 | 1,34  | 1,02 | 1,60 | 1,05 |
| - Zentrum                     | 2,11                     | 1,21 | 1,23 | 1,18  | 1,07 | 1,52 | 1,06  | 1,13 | 1,00 | 1,12 |
| - Südregion                   | -                        | -    | -    | -     | 0,87 | 0,97 | 0,92  | 1,00 | 1,00 | 1,00 |

\* Berechnet aus Tabelle 1 und Tabelle 3 (APPENDIX 3).

<sup>1</sup> BW = bewässerter Boden, BT = nicht bewässerter Boden, A = Arbeit, K = Kapital, MV = "moderne" Vorleistungen.

zu den privaten Kleinfarmbetrieben ab<sup>1</sup>. Zumindest für die Substitutionsbeziehungen zwischen Kapital und den übrigen Faktoren ist dieses Ergebnis nicht unplausibel, da die durch den technischen Fortschritt eventuell bewirkte Erhöhung der Faktorsubstitutionalität sich bei größeren Farmbetrieben mit Lohnarbeit leichter realisieren läßt als bei kleineren Familienbetrieben<sup>2</sup>.

### 7. Implikationen der Ergebnisse für die Agrarpolitik

Die für die mexikanische Landwirtschaft aus der Schätzung einer Trans-Log-Funktion gewonnenen Werte der direkten paarweisen Substitutionselastizitäten zwischen den Farminputs zeigen, daß die Annahme unitärer Substitutionselastizitäten nicht als zu rigide angesehen werden muß. So konnte für die wichtige Substitutionsbeziehung zwischen Arbeit und Kapital bei allen Farmkategorien die Annahme empirisch bestätigt werden<sup>3</sup>, was für die Wirkungsanalyse von agrarpolitischen Maßnahmen, die am Faktoreinsatz ansetzen und sich an Beschäftigungs- und Verteilungszielen orientieren, weitreichende Konsequenzen hat. Werden zum Beispiel durch staatliche Mindestlohngesetzgebung die Arbeitslöhne relativ zur Kapitalentlohnung angehoben, impliziert eine unitäre Substitutionselastizität, daß die Unternehmer die Arbeitsintensität stets um denselben Prozentsatz zurücknehmen, mit dem das Faktorpreisverhältnis fällt<sup>4</sup>. Da sich die Entlohnung

---

<sup>1</sup> Dieses Ergebnis wird von den Schätzungen für die einzelnen Anbauregionen bestätigt, wenn man die betriebsmäßige Konzentration in den einzelnen Regionen berücksichtigt. So sind die Substitutionselastizitäten im allgemeinen für die Nordregion höher als für das Zentrum und die Südregion.

<sup>2</sup> Außerdem dürften die Einsatzmöglichkeiten von Kapital aufgrund partieller Unteilbarkeiten in den Farmtechnologien systematisch mit der Betriebsgröße variieren.

<sup>3</sup> Darüber hinaus waren im agrarpolitisch bedeutsamen privaten Kleinfarmbereich für fast alle anderen Faktorpaare die Substitutionselastizitäten nicht deutlich von eins verschieden.

<sup>4</sup> Nur bei vollkommener Komplementarität der Faktoren bleibt die Arbeitsintensität und damit die Nachfrage nach Arbeit unverändert.

des Faktors Arbeit im Verhältnis zu jener des Kapitals in demselben Ausmaß gebessert hat, in dem die Zahl der Arbeitskräfte im Verhältnis zur Zahl der Kapitalgüter abgenommen hat, bleiben die Faktorentlohnungsquoten konstant<sup>1</sup>. Bei Vorliegen von nicht-neutralem technischen Fortschritt impliziert eine unitäre Substitutionselastizität zwischen Arbeit und Kapital, daß die Arbeitsintensität und bei gegebenen Faktorpreisverhältnissen die Verteilungsquoten unverändert bleiben<sup>2</sup>, was für agrarpolitische Entscheidungen, die Höhe und Richtung des Forschungsaufwandes betreffen, von Bedeutung sein kann.

Unitäre Substitutionsbeziehungen konnten jedoch nicht für alle Faktorpaare empirisch bestätigt werden. Deutlich höher als eins lagen die Elastizitäten zwischen "modernen" Vorleistungen bzw. bewässertem Boden und Arbeit. Die vorliegenden Ergebnisse stellen somit zumindest für die geschlossene Wirtschaft die beschäftigungsschaffenden Wirkungen einer in Entwicklungsländern häufig praktizierten Subventionspolitik für die Farminputs der "Grünen Revolution" in Frage<sup>3</sup>, falls die negativen Beschäftigungseffekte entsprechender Politiken im Agrarsektor nicht durch eine beschäftigungssteigernde Lohnsenkung in den anderen Sektoren wettgemacht werden.

---

<sup>1</sup> Dies gilt auch dann, wenn die Produktionsfaktoren nicht nach ihren Wertgrenzprodukten entlohnt werden.

<sup>2</sup> Für  $\sigma = 1$  steigt z. B. bei arbeitsvermehrendem technischen Fortschritt die Arbeitsintensität und damit ceteris paribus die Nachfrage nach Arbeit.

<sup>3</sup> In der offenen Wirtschaft können die beschäftigungsmindernden Wirkungen der Interventionen eventuell über den Outputeffekt ausgeglichen werden.

## APPENDIX

### 1. Eigenschaften der Trans-Log-Funktion

Für die Trans-Log-Funktion existieren im relevanten Bereich ökonomisch sinnvolle Regionen des Inputraumes mit positiven und abnehmenden Grenzproduktivitäten der Produktionsfaktoren<sup>1</sup>.

Die Homogenitätsbedingungen lauten<sup>2</sup>

$$(3) \quad \sum_{i=1}^m b_i = k$$

$$(4) \quad \sum_{i=1}^m c_{ij} = 0 \quad j = 1, \dots, m$$

$$(5) \quad \sum_{j=1}^m c_{ij} = 0 \quad i = 1, \dots, m$$

---

<sup>1</sup> Von einer Produktionsfunktion wird im allgemeinen erwartet, daß der Output monoton mit allen Inputs ansteigt  $\left[ \frac{\partial Y}{\partial X_i} > 0 \right]$  und ihre Isoquanten konvex zum Nullpunkt sind  $\left[ \frac{\partial^2 Y}{(\partial X_i)^2} \leq 0 \right]$ .

Für die Trans-Log-Funktion lautet die Monotonitätsbedingung:

$$\frac{\partial \ln Y}{\partial \ln X_i} = b_i + \sum_{j=1}^m c_{ij} \ln X_j \geq 0 \quad i = 1, \dots, m.$$

Obwohl die Monotonitätsbedingung nicht global erfüllt ist - dies folgt aus der quadratischen Form der Trans-Log-Funktion - ist diese lokal und insbesondere am Approximationspunkt erfüllt. Es läßt sich auch zeigen, daß für den Approximationspunkt und dessen Umgebung bei gegebener Monotonität konvexe Isoquanten vorliegen.

<sup>2</sup> Die Trans-Log-Funktion ist homogen vom Grade k, falls gilt:

$$\ln Y(\lambda X) = \ln Y + k \ln \lambda.$$

Die Trans-Log-Funktion erfaßt also sowohl sinkende ( $k < 1$ ) als auch steigende ( $k > 1$ ) bzw. konstante ( $k = 1$ ) Skalenerträge.

Zur Ableitung der direkten partiellen Substitutionselastizitäten ( $\sigma_{ij} = \sigma_{ji}$ ) wird vereinfachend lineare Homogenität unterstellt. Die Formel zur Berechnung der Substitutionselastizität zwischen den Inputs  $X_i$  und  $X_j$  lautet<sup>1</sup>:

$$(6) \quad \sigma_{ij} = - \frac{Y_i Y_j (Y_i X_i + Y_j X_j)}{X_i X_j (Y_{ii} Y_j^2 - 2Y_i Y_j Y_{ij} + Y_{jj} Y_i^2)}$$

wobei die  $Y_i$ 's und  $Y_{ij}$ 's für die ersten bzw. zweiten partiellen Ableitungen von  $Y$  nach den Faktoren stehen. Für die Trans-Log-Funktion gilt<sup>2</sup>:

$$(7a) \quad Y_i = \frac{Y}{X_i} \pi_i \quad \left( \text{mit } \pi_i = \frac{d \ln Y}{d \ln X_i} \right)$$

$$(7b) \quad Y_j = \frac{Y}{X_j} \pi_j \quad \left( \text{mit } \pi_j = \frac{d \ln Y}{d \ln X_j} \right)$$

$$(7c) \quad Y_{ii} = \frac{Y}{X_i^2} \left[ c_{ii} + (\pi_i - 1) \pi_i \right]$$

$$(7d) \quad Y_{jj} = \frac{Y}{X_j^2} \left[ c_{jj} + (\pi_j - 1) \pi_j \right]$$

$$(7e) \quad Y_{ij} = \frac{Y}{X_i X_j} \left[ c_{ij} + \pi_i \pi_j \right]$$

(7a) - (7e) in (6) eingesetzt ergibt:

$$(8) \quad \sigma_{ij} = \frac{1}{1 + \frac{1}{\pi_i + \pi_j} \left[ 2c_{ij} - c_{ii} \frac{\pi_j}{\pi_i} - c_{jj} \frac{\pi_i}{\pi_j} \right]}$$

<sup>1</sup> Vgl. R.D.G. Allen (1967), S. 342.

<sup>2</sup> Unter der Grenzproduktivitätsannahme ist die Produktionselastizität  $\pi_i$  der Faktoranteil des  $i$ -ten Produktionsfaktors.

Die durch (8) definierten Substitutionselastizitäten variieren von Faktorkombination zu Faktorkombination, sind unabhängig von den Maßeinheiten der Input- und Outputvariablen, symmetrisch zwischen zwei Faktoren, positiv für alle Faktorkombinationen und variieren von Null bis Unendlich.

## 2. Zur Berechnung der Substitutionselastizitäten

Die Produktionsparameter  $b_i$  und die Substitutionsparameter  $c_{ij}$  ( $i \neq j$ ) können unmittelbar als Regressionskoeffizienten aus (2) gewonnen werden. Die Substitutionsparameter  $c_{ij}$  ( $i = j$ ) ergeben sich aus den Homogenitätsbedingungen (4) und (5), d. h. es gilt:

$$(9) \quad c_{ii} = - \sum_{j=1}^5 c_{ij} \quad j \neq i$$

Für die Produktionselastizitäten ( $\pi_i$ ) gilt die Formel:

$$(10) \quad \pi_i = \frac{d \ln Y}{d \ln X_i} = b_i + \sum_{j=1}^m c_{ij} \bar{X}_j \quad i = 1, \dots, m$$

$$\text{wobei } \bar{X}_j = \sqrt{\frac{n}{\sum_{\ell=1}^n X_{j\ell}}} \quad n = \text{Anzahl der Beobachtungen} \\ j = 1, \dots, m$$

Mit Hilfe der geschätzten Substitutionsparameter ( $c_{ij}$ ) und den aus (10) berechneten Produktionselastizitäten ( $\pi_i$ ) wurden schließlich aus (8) die direkte partiellen Substitutionselastizitäten ( $\sigma_{ij}$ ) zwischen den einzelnen Produktionsfaktoren paarweise bestimmt<sup>1</sup>.

<sup>1</sup> Die Ableitung der Formeln für die direkten partiellen Substitutionselastizitäten (6) und (8) wurden unter der Annahme konstanter Skalenerträge vorgenommen. Da für alle Schätzkategorien die Summe der geschätzten Produktionsparameter kaum von eins abwich, wurde darauf verzichtet, der Schätzgleichung eine lineare Restriktion bezüglich der Skalenerträge aufzuerlegen.

Schaubild - Mexikanische Zensusregionen

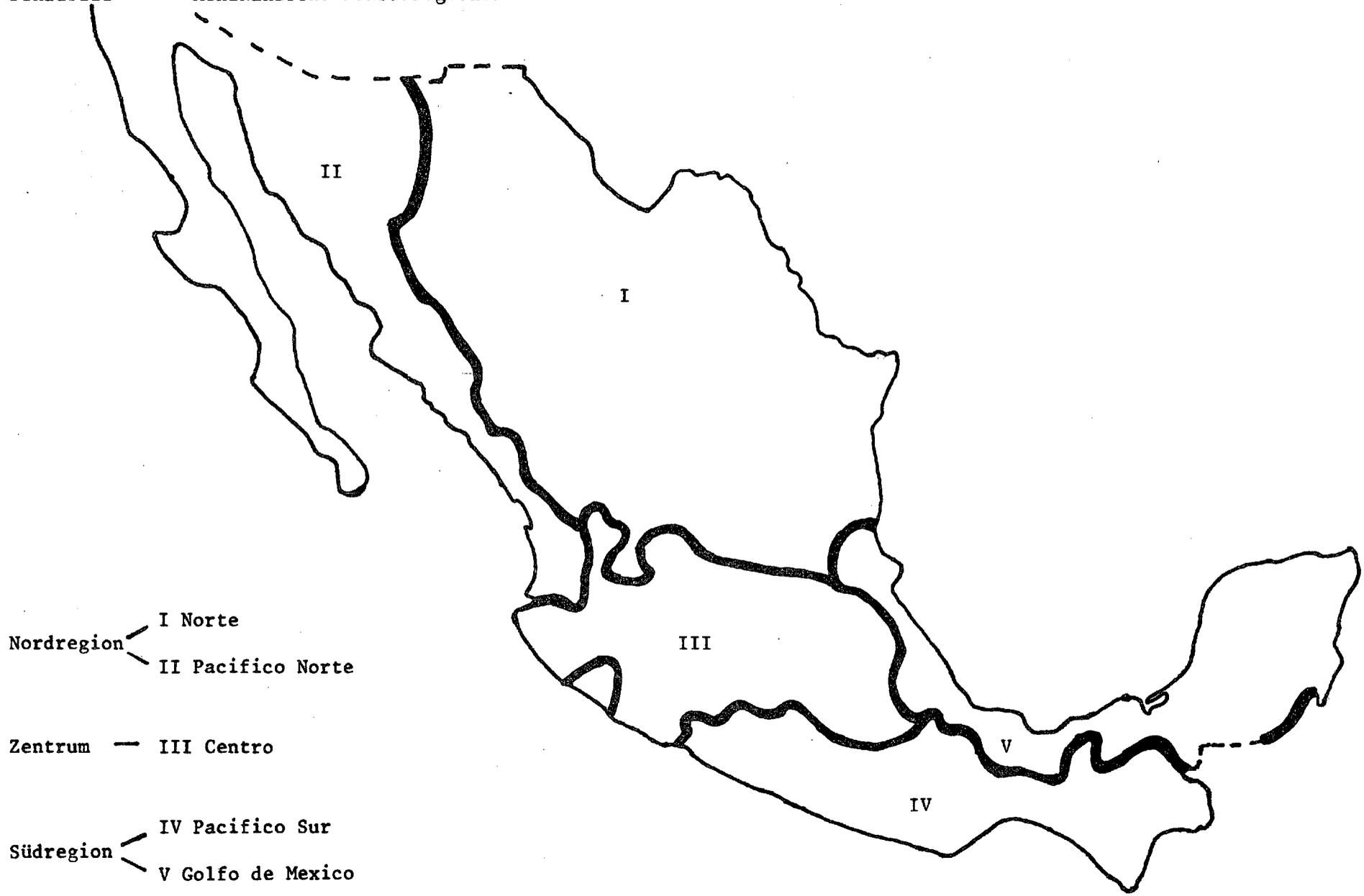


Tabelle 3 - Produktionselastizitäten nach Farmkategorien und Regionen\*

|                              | "BW   | "BT   | "A    | "K    | "MV   | Skalen-<br>elasti-<br>zität |
|------------------------------|-------|-------|-------|-------|-------|-----------------------------|
| Alle Farmkategorien          | 0,139 | 0,417 | 0,255 | 0,077 | 0,157 | 1,04                        |
| - Private Farmbetriebe 5 ha  | 0,134 | 0,262 | 0,292 | 0,119 | 0,230 | 1,03                        |
| - Private Farmbetriebe 5 ha  | 0,198 | 0,502 | 0,177 | 0,058 | 0,144 | 1,07                        |
| - "Ejidale" Farmbetriebe     | 0,110 | 0,401 | 0,350 | 0,051 | 0,112 | 1,02                        |
| - Alle privaten Farmbetriebe | 0,156 | 0,438 | 0,233 | 0,060 | 0,180 | 1,06                        |
| - Nordregion                 | 0,359 | 0,266 | 0,276 | 0,040 | 0,148 | 1,08                        |
| - Zentrum                    | 0,150 | 0,401 | 0,156 | 0,124 | 0,131 | 0,96                        |
| - Südregion                  | -     | 0,422 | 0,396 | 0,048 | 0,166 | 1,03                        |

\* Berechnet aus Tabelle 1

Literaturverzeichnis

- ALLEN, R. D. G. (1967), Mathematical Analysis for Economists. New York 1967.
- ARROW, K. -J. / M. B. CHENERY / B. S. MINHAS / R. M. SOLOW (1961), Capital-Labour Substitution and Economic Efficiency. "The Review of Economics and Statistics", Vol. XLIII (1961) No. 3, S. 225-250.
- CHRISTENSEN, L. R. / D. W. JORGENSON / L. J. LAU (1970), Conjugate duality and the transcendental logarithmic production function. Unpublished paper presented at the Second World Congress of the Econometric Society, Cambridge, England, September 1970.
- (1973), Transcendental Logarithmic Production Functions. "The Review of Economics and Statistics", Vol. LV (1973), No. 1, S. 28-45.
- COBB, C. W. / P. H. DOUGLAS (1928), A Theory of Production. "American Economic Review", Vol. 18 (1928) Papers and Proceedings, S. 139-165.
- DRANDAKIS, E. M. / E. S. PHELPS (1966), A Model of induced invention, growth and distribution. "Economic Journal", Vol. 76 (1966) No. 304, S. 823-840.
- EVENSON, R. (1973), Labor in Indian Agriculture. Yale University 1973 (mimeo.).
- GRILICHES, Z. (1957), Specification Bias in Estimates of Production Functions. "Journal of Farm Economics", Vol. XXXIX (1957) No. 1, S. 8-20.
- HEADY, E. O. / J. L. DILLON (1961), Agricultural Production Functions. Iowa 1961.
- HICKS, J. (1932), The Theory of Wages. London, 1st ed., 1932.

- LU, Y.C. / L.B. FLETCHER (1968), A Generalization of the CES Production Function. "The Review of Economics and Statistics", Vol. 50 (1968), S. 449-452.
- MUKERJI, A. (1963), A Generalized S.M.A.C. Function with Constant Ratios of Elasticity of Substitution. "The Review of Economic Studies", Vol. 30 (1963), S. 233-236.
- SANDERS, J. (1973), The Economics of Agricultural Mechanization in Brazil. University of Minnesota (unpublished Ph.D. thesis).
- SATO, R. / R.F. HOFFMANN (1968), Production Function with Variable Elasticity of Factor Substitution: Some Analysis and Testing. "The Review of Economics and Statistics", Vol. 50 (1968), S. 453-460.
- SCHEPER, W. (1965), Produktionsfunktionen mit konstanten Substitutionselastizitäten. "Jahrbücher für Nationalökonomie und Statistik", Bd. 117 (1965), S. 1-21.
- SCHRADER, H. (1973), Produktionsfunktionen des Agrarsektors - Konzept, Schätzung und Anwendung, Meisenheim am Glan 1973.
- THIRSK, W. (1974), Factor Substitution in Colombian Agriculture. "American Journal of Agricultural Economics", Vol. 56 (1974), No. 1, S. 73-84.
- TUCKMANN, B. (1974), The Green Revolution, Agricultural Productivity and Income Distribution. Florida State University 1974.
- UZAWA, H. (1962), Production Functions with Constant Elasticities of Substitution. "The Review of Economic Studies, Vol. XXIX (1962), No. 81, S. 291-299.
- VAZQUEZ, A. (1968), Homogenous Production Function with Constant or Variable Elasticity of Substitution. "Zeitschrift für die gesamte Staatswissenschaft", Bd. 127 (1968), Nr. 1, S. 7-26.
- ZWEIFEL, P. (1978), Die Translog-Näherung einer beliebigen Transformationskurve: Darstellung und Kritik. "Jahrbücher für Nationalökonomie und Statistik", Bd. 193 (1978), Nr. 5, S. 449-472.

Datenquellen

DIRECCION GENERAL de ESTADISTICA (1965), IV Censos Agricola-Ganadero y Ejidal, 1960, Resumen General. México, D.F. 1965.

DIRECCION GENERAL de ESTADISTICA (1975), V Censos Agricola-Ganadero y Ejidal, 1970, Resumen General y los tomos de los estados. México, D.F., 1975.

## ARBEITSPAPIERVERZEICHNIS

70. S. Heldt, Die Wirtschaftsplanung Gabuns. Kiel, April 1978. 31 S.
71. H. Lehment, Konzepte für ein kontrolliertes Floating - ein kritischer Überblick. Kiel, Mai 1978. 64 S.
72. H.H. Glismann, H. Rodemer, F. Wolter, Zur empirischen Analyse langer Zyklen wirtschaftlicher Entwicklung in Deutschland: Datenbasis basis und Berechnungsmethoden. Kiel, Juli 1978. 24 S.
73. P. Juhl, Firm Size Factor Intensities, Protection and the Sectoral Patterns of West German Manufacturing Investment in Less Developed Countries. Some Cross Section Regression Results. Kiel, June 1978, 17 S.
74. H. Weise, Rentenfinanzierung und Rentenbesteuerung. Das Besteuerungspotential der Renteneinkommen in der BR Deutschland. Kiel, Juli 1978. 64 S.
75. H. Reisen, Ein komplettes Nachfragesystem des Nahrungsmittelverbrauchs für Indien, Kenia, Malaysia und Mexiko. Kiel, August 1978. 28 S.
76. B. Risch, Der Zusammenhang zwischen Arbeitslosenrate, Lohnquote und Inflation. Kiel, Oktober 1978
77. P. Juhl, Struktur und Umfang der deutschen Exportförderungs politik. Eine Bestandsaufnahme. Kiel, Oktober 1978.
78. H. Lehment, Erklärungsansätze für das Schwanken von Wechselkursen. Kiel, Oktober 1978.
79. J.B. Donges, K.-W. Schatz, Growth and Trade Aspects of the Proposed Enlargement of the European Community. Kiel, Oktober 1978.
80. R.J. Langhammer, Der Süd-Süd-Handel - Substitut oder Komplement zum Nord-Süd-Warenaustausch. Kiel, Dezember 1978.
81. J.B. Donges, P. Juhl, Deutsche Privatinvestitionen im Ausland: Export von Arbeitsplätzen? Kiel, Dezember 1978.
82. R. Fürstenberg, Some Effects of Exchange Rate Changes. Kiel, Januar 1979.
83. Axel Neu, Arbeitsentgelte, Surrogatleistung und Verwendungsaufgaben bei einer Reform des Jugendstrafvollzugs. Kiel, Januar 1979.
84. V.J. Geraci, W. Prewo, A Supply and Demand Model of Bilateral Trade in a Multicountry Framework. Kiel, Januar 1979.
85. B. Fischer, Faktorsubstitution in Mexikos Landwirtschaft. Empirische Evidenz und agrarpolitische Implikationen. Kiel, Februar 1979.