

Foders, Federico

Book — Digitized Version

Industriegüterexport und Faktorproportionenhypothese: Untersuchung am Beispiel der Exportstruktur Argentiniens

Kieler Studien, No. 181

Provided in Cooperation with:

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

Suggested Citation: Foders, Federico (1983) : Industriegüterexport und Faktorproportionenhypothese: Untersuchung am Beispiel der Exportstruktur Argentiniens, Kieler Studien, No. 181, ISBN 3163447031, Mohr, Tübingen

This Version is available at:

<https://hdl.handle.net/10419/439>

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 Studien

Institut für Weltwirtschaft an der Universität Kiel

Herausgegeben von Herbert Giersch

181

Federico Foders

Industriegüterexport und Faktorproportionenhypothese

Untersuchung am Beispiel der
Exportstruktur Argentiniens



A 9 3472 / 83
Weltwirtschaft
Kiel

J. C. B. MOHR (PAUL SIEBECK) TÜBINGEN

ISSN 0340-6989

CIP-Kurztitelaufnahme der Deutschen Bibliothek

Foders, Federico:

Industriegüterexport und Faktorproportionenhypothese:

Unters. am Beispiel d. Exportstruktur Argentiniens /

Federico Foders. — Tübingen: Mohr, 1983.

(Kieler Studien; 181)

ISBN 3-16-344703-1 kart.

ISBN 3-16-344704-X geb.

NE: GT

Schriftleitung: Hubertus Müller-Groeling



Institut für Weltwirtschaft an der Universität Kiel

J. C. B. Mohr (Paul Siebeck) Tübingen 1983

Alle Rechte vorbehalten

Ohne ausdrückliche Genehmigung des Verlages ist es auch nicht
gestattet, den Band oder Teile daraus
auf photomechanischem Wege (Photokopie, Mikrokopie) zu vervielfältigen

Printed in Germany

ISSN 0340-6989

Inhaltsverzeichnis

	Seite
Verzeichnis der Tabellen	V
Verzeichnis der Übersichten	VI
Vorwort	VII
I. Theoretische Grundlagen und Ableitung einer erweiterten empirischen Hypothese zur Erklärung des Außenhandels	1
1. Die Erklärung der Außenhandelsstruktur im Rahmen der Theorie des internationalen Handels	1
2. Der Ansatz von Heckscher und Ohlin	7
a. Die Ableitung des HOS-Theorems	9
b. Die Gültigkeit des HOS-Theorems bei alternativen Prämissen	24
c. Zusammenfassung und Kritik	56
II. Die empirische Überprüfung des HOS-Theorems: Kritik der Methoden und Ergebnisse bisheriger Tests	62
1. Überprüfungsmethoden	62
a. Die Input-Output-Analyse	62
b. Andere Methoden	75
2. Bisherige HOS-Tests und ihre Annahmen	76
a. Überblick	76
b. Diskussion bisheriger Ergebnisse am Beispiel der Bundesrepublik Deutschland	82
3. Anforderungen an einen HOS-Test	85
III. Beschreibung und Analyse der Ausgangsdaten für einen zweiseitigen Test des HOS-Theorems im Drei-Länder-Fall	89
1. Die Input-Output-Tabellen	89
2. Die Messung der Faktorausstattung und des Faktoreinsatzes	96
3. Die Exportvektoren	106

	Seite
IV. Die Leistungsfähigkeit des HOS-Ansatzes bei der Erklärung des bilateralen Außenhandels Argentiniens mit Ländern unterschiedlicher Faktorausstattung	109
1. Ergebnisse eines HOS-Tests im Falle zweier Güterbündel	109
a. Bei Behandlung der Importe als nichtkonkurrierend	110
b. Bei Behandlung der Importe als konkurrierend	114
c. Schlußfolgerungen	115
2. Ergebnisse eines HOS-Tests im Falle vieler Güter	116
a. Bei isolierter Betrachtung einzelner Angebots- und Nachfrage-determinanten	116
b. Bei simultaner Betrachtung mehrerer Angebots- und Nachfrage-determinanten	128
c. Schlußfolgerungen	134
3. Zusammenfassung und Bewertung der empirischen Ergebnisse	135
V. Schlußfolgerungen für die Außenhandelspolitik Argentiniens	140
1. Die Bedeutung des Außenhandels für die Wirtschaftsentwicklung Argentiniens	140
2. Handelspolitische Praktiken in Argentinien	143
3. Elemente einer Außenhandelspolitik für Argentinien auf der Grundlage des komparativen Vorteils	146
Anhang: Tabellen	151
Literaturverzeichnis	159

Verzeichnis der Tabellen

	Seite
Tabelle 1 - Produktions- und Außenhandelsmuster im Zwei-Faktoren-Drei-Güter-Fall	37
Tabelle 2 - Nachfrage- und Produktionsstruktur der Länder	95
Tabelle 3 - Rangkorrelationskoeffizienten der direkten sowie der direkten und indirekten Kapitalintensitäten ohne ausländische Vorleistungen	102
Tabelle 4 - Absolute und relative Faktorausstattung der Verarbeitenden Industrie	104
Tabelle 5 - Faktorreichlichkeit innerhalb der Länder und zwischen den Ländern	105
Tabelle 6 - Konzentration der Exporte sowie Konzentration der Importe bezogen auf die der Exporte	107
Tabelle 7 - Durchschnittliche Faktorintensität des Außenhandels bei Behandlung der Importe als nichtkonkurrierend	110
Tabelle 8 - Durchschnittliche Faktorintensität des Außenhandels bei Behandlung der Importe als konkurrierend	114
Tabelle 9 - Der Zusammenhang zwischen direkten und indirekten Faktorintensitäten mit und denen ohne ausländische Vorleistungen	117
Tabelle 10 - Der Zusammenhang zwischen Produktionsstruktur und Faktorintensität	120
Tabelle 11 - Faktorintensität und Anteil ausgewählter Sektoren am Bruttoproduktionswert	121
Tabelle 12 - Der Zusammenhang zwischen den direkten und indirekten Faktorintensitäten Argentiniens, Brasiliens und der Bundesrepublik	122
Tabelle 13 - Der Zusammenhang zwischen Exportstruktur und Faktorintensität ohne ausländische Vorleistungen sowie zwischen Export- und Nachfragestruktur	123
Tabelle 14 - Faktorintensität und Anteil ausgewählter Sektoren am Export	125
Tabelle 15 - Der Zusammenhang zwischen Exportstruktur und Faktorintensität mit ausländischen Vorleistungen	127
Tabelle 16 - Entwicklung des direkten und indirekten Bedarfs an ausländischen Vorleistungen der Sektoren der Verarbeitenden Industrie Argentiniens 1953, 1960, 1970	141

	Seite
Tabelle 17 - Zusammensetzung der Gesamtimporte Argentiniens nach Verwendungsart 1975-1979	142
Tabelle 18 - Entwicklung der Auslandsverschuldung Argentiniens 1972-1976	143
Tabelle 19 - Entwicklung der argentinischen Einfuhrzollsätze nach ausgewählten Sektoren der Verarbeitenden Industrie 1976-1980	144
Tabelle 20 - Regionale Verteilung der Anlagenexporte Argentiniens 1973-1977	148
Tabelle A1 - Sektorgliederung der argentinischen IO-Tabelle nach ISIC mit Zuordnung der Positionen der Brüsseler Nomenklatur und Aggregationsschema für Brasilien und die Bundesrepublik Deutschland	151
Tabelle A2 - Direkte und indirekte Faktorintensitäten	152
Tabelle A3 - Faktoreinsatzkoeffizienten	153
Tabelle A4 - Produkt-Moment-Korrelationskoeffizienten	154
Tabelle A5 - Determinanten der Bruttoproduktionswerte	155
Tabelle A6 - Determinanten der Exporte	156
Tabelle A7 - Bruttoproduktionswerte, intermediäre Nachfrage und Endnachfrage der Sektoren der Verarbeitenden Industrie	157
Tabelle A8 - Bilaterale Exporte der Verarbeitenden Industrie 1970 .	158

Verzeichnis der Übersichten

Übersicht 1 - Determinanten relativer Güterpreisunterschiede vor Aufnahme des Handels	4
Übersicht 2 - Schematische Darstellung der HOS-Tests	76
Übersicht 3 - Empirische Hypothesen zum HOS-Theorem	80
Übersicht 4 - HOS-Tests für die Bundesrepublik Deutschland	83

Vorwort

Seitdem Wassily Leontief die empirische Relevanz der von Eli Heckscher und Bertil Ohlin vorgebrachten Faktorproportionenhypothese am Beispiel der Vereinigten Staaten in Frage gestellt hat, ist dieser Ansatz von verschiedenen Autoren neu formuliert und seine Überprüfung erheblich verfeinert worden. Die Bedeutung des Heckscher-Ohlin-Ansatzes (in der Version von Paul A. Samuelson als HOS-Ansatz bekannt) im Rahmen der sogenannten "reinen" Außenhandelstheorie beruht darauf, daß er - im Gegensatz zu neueren Außenhandelshypothesen - nicht Stückwerk ist, sondern auf dem allgemeinen Gleichgewichtsmodell von Léon Walras basiert. Dadurch ist es möglich, mit Hilfe des HOS-Theorems die Beziehungen zwischen Außenhandel, Faktorallokation und Einkommensverteilung in einer offenen Volkswirtschaft zu analysieren.

Gestützt auf die jüngsten Fortschritte in der Matrizenrechnung ist es einigen Autoren gelungen, die Grundsteine für eine Verallgemeinerung des HOS-Theorems auf den realitätsnahen Fall vieler Güter, Produktionsfaktoren und Länder zu legen. Diese Entwicklung hat den ursprünglichen Ansatz von Heckscher und Ohlin theoretisch wesentlich bereichert und vor allem neue Möglichkeiten für seine empirische Überprüfung geschaffen.

In dieser Studie werden mehrere empirisch überprüfbare Hypothesen aus der verallgemeinerten Version des HOS-Theorems abgeleitet und getestet. Das erste Kapitel ist einer gründlichen theoretischen Diskussion gewidmet, in der insbesondere die Grenzen des herkömmlichen Zwei-Güter-Zwei-Faktoren-Zwei-Länder-Modells aufgezeigt und die Sensitivität des Faktorproportionentheorems auf die Variation von empirisch relevanten Prämissen untersucht werden. Im zweiten Kapitel werden empirisch-methodische Probleme erörtert und Überprüfungsversuche anderer Autoren kritisch betrachtet. Dabei wird schwerpunktmäßig neu definiert, welche Rolle die Input-Output-Analyse in diesem Zusammenhang spielt. Das dritte Kapitel der Arbeit enthält eine erste Analyse der Datenbasis, wobei Konzeption und Aufbau der verwendeten Input-Output-Tabellen erläutert und Probleme wie die Umkehrung der Faktorintensitäten aus empirischer Sicht behandelt werden.

Die Ergebnisse der ersten Kapitel ermöglichen die Formulierung von empirischen Hypothesen, die im vierten Kapitel überprüft werden. Die Besonderheit des empirischen Vorgehens liegt darin, daß bilaterale Handelsströme unter der Voraussetzung technologischer Unterschiede zwischen den Ländern untersucht werden. Anders als man unmittelbar vermuten könnte, handelt es sich dabei um Unterschiede, die in der Faktorausstattungsposition der handeltreibenden Länder begründet sind und - analog zur Theorie von David Ricardo - in der Spezialisierung dieser Länder zum Ausdruck kommen. Der Test erfolgt anhand der Handelsbeziehungen zwischen den Ländern Argentinien, Brasilien und der Bundesrepublik Deutschland,

die hinsichtlich ihrer Ausstattung mit verschiedenen Produktionsfaktoren stark differieren. Im Mittelpunkt der empirischen Analyse steht die Frage nach dem Beitrag des Faktorproportionentheorems zur Erklärung der Zusammensetzung des nach Handelspartnern disaggregierten Außenhandels Argentiniens.

Im fünften Kapitel wird schließlich auf der Grundlage der empirischen Ergebnisse aus dem vierten Kapitel die bisherige argentinische Außenhandelspolitik bewertet. Darüber hinaus werden wichtige Anhaltspunkte für die Gestaltung einer auf faktorausstattungsbedingten komparativen Vorteilen basierenden Außenwirtschaftspolitik für dieses Land gewonnen. Die Aufgabe einer solchen Politik besteht darin, die fast chronischen Zahlungsbilanzprobleme Argentiniens einer Lösung näherzubringen.

Die vorliegende Arbeit ging aus einer Dissertation bei Herrn Professor Dr. Vincenz Timmermann hervor, die im Institut für Weltwirtschaft, Kiel, völlig überarbeitet, erweitert (Kapitel V) und fertiggestellt worden ist. Besonderer Dank gilt Herrn Dr. Guntholf Ramhorst (Universität Hamburg) und meinen Kollegen am Institut für Weltwirtschaft, die mit wertvollen Anregungen und offener Kritik dazu beigetragen haben, daß frühere Rohfassungen merklich verbessert werden konnten. Herrn Diplom-Volkswirt Bernhard Klein und Frau Ursula Wollesen bin ich für die sorgfältige redaktionelle Überarbeitung des Manuskripts verpflichtet. Mein Dank gilt außerdem Frau Ursula Fett für die Anfertigung der Abbildungen und Frau Sigrid Wulf, die mit viel Geduld die Tabellen geschrieben hat. Selbstverständlich trage ich allein die volle Verantwortung für diese Studie.

Kiel, im August 1983

Federico Foders

I. Theoretische Grundlagen und Ableitung einer erweiterten empirischen Hypothese zur Erklärung des Außenhandels

1. Die Erklärung der Außenhandelsstruktur im Rahmen der Theorie des internationalen Handels

Eine der Grundfragen der "reinen" Außenhandelstheorie¹ ist die Frage nach den Faktoren, die Richtung, Struktur und Volumen der Handelsströme bestimmen [Rose, 1977, S. 363]. Zu ihrer Beantwortung bietet die heutige positive Theorie des internationalen Handels folgende Erklärungen²:

- mangelnde Liefermöglichkeiten eines Landes infolge dauerhafter oder vorübergehender Nichtverfügbarkeiten,
- Marktüberschneidungen in- und ausländischer Anbieter bei heterogener Konkurrenz und
- relative Preisunterschiede vor der Aufnahme von Handel.

Die wichtigsten Merkmale dieser verschiedenen Hypothesen werden im folgenden kurz dargestellt. Dabei handelt es sich keineswegs um ein geschlossenes System, sondern einerseits um die traditionellen Ansätze von Ricardo und Heckscher-Ohlin, andererseits um "lots of bits and pieces ... [von denen] we do not know how significant each part is or how the parts are tied together" [Baldwin, 1975, S. 151].

Nichtverfügbarkeiten prägen die Importstruktur eines Landes [vgl. Kravis, 1956]. So muß ein Industrieland im Falle dauerhafter Nichtverfügbarkeiten die für seine Produktion benötigten Rohstoffe aus anderen Teilen der Welt importieren, wenn die eigenen Vorkommen erschöpft und keine künstlichen Substitute verfügbar sind. Andererseits wird die Verfügbarkeit - aus Gründen der Symmetrie - auch zur Erklärung der Exportstruktur eines Landes angeführt [vgl. Hesse, 1977, S. 368], und zwar in Gestalt der "vent for surplus"-Hypothese³. Hiernach überwindet ein Land die Grenzen seines Binnenmarktes durch den Export bestehender Angebotsüberschüsse⁴ wie z. B. die rohstoffreichen Entwicklungsländer, die zwar

¹Unter "rein" wird hier die Abstraktion vom Geld verstanden, d. h., nicht absolute Geldpreise, sondern relative Preise werden hier unabhängig von der Geldmenge bestimmt. Durch Einführung von Wechselkurs und Geldmenge sind auch die absoluten Geldpreise zu bestimmen; denn absolute Preisdifferenzen können stets auf relative Preisdifferenzen zurückgeführt werden [vgl. Siebert, 1977, S. 15].

²In Anlehnung an Hesse [1977].

³Vgl. Smith [1961, Bd. I, S. 405]. Der Ausdruck "vent for surplus" geht nach Williams [1950, S. 263 f.] auf J.S. Mill zurück.

⁴Dabei wird angenommen, daß eine Reallokation von Produktionsfaktoren nicht möglich ist. Die Produktionseinstellung des Angebotsüberschusses würde zu Unterbeschäftigung führen [vgl. Myint, 1971, S. 91].

über Förderkapazitäten, nicht aber über Weiterverarbeitungsmöglichkeiten verfügen.

Vorübergehende Nichtverfügbarkeiten können kurzfristig oder aber mittel- bis langfristig bestehen. Kurzfristig entstehen sie in einem Land bei einmaligen oder zeitlich begrenzten Störungen des Angebots z. B. durch Mißernten oder Streiks. Sie können jedoch auch das Resultat konjunktureller Disparitäten sein. So wird bei zeitlich verschobenen Konjunkturzyklen der Nachfrageüberschuß eines Landes, in dem Hochkonjunktur (also Vollbeschäftigung) herrscht, mit Hilfe der unausgelasteten Kapazitäten eines anderen Landes abgebaut¹.

Mittel- oder langfristige Nichtverfügbarkeiten werden mit den unterschiedlichen Entwicklungsstadien und Fortschrittsraten der Länder begründet. So werden Nichtverfügbarkeiten in einem weniger entwickelten Land zum einen auf die Annahme zurückgeführt, daß hier zunächst Konsum- und erst später Investitionsgüter produziert werden. Das weniger entwickelte Land muß daher vom höher entwickelten die direkt und indirekt zur Erzeugung von Konsumgütern erforderlichen Investitionsgüter importieren². Zum anderen sind es die fehlenden Produktinnovationen, auf die zwei sich überschneidende Ansätze die Nichtverfügbarkeiten zurückführen: die Theorien von der "technologischen Lücke" und vom "Produktzyklus".

Im Falle einer technologischen Lücke [vgl. Posner, 1961; Hufbauer, 1966] exportiert das innovierende Land sein neues Produkt ohne Konkurrenz nur für die Dauer des "imitation lag", d. h. von der Einführung des Produkts bis zur Produktionsaufnahme im (imitierenden) Land. Bei steigenden Skalenerträgen wird das Ursprungsland noch für längere Zeit vorteilhafter Anbieter des Produkts bleiben.

Wie Innovationen zustande kommen und "why technological innovations occur in some countries rather than in others" [Johnson, 1975, S. 36], läßt dieser Ansatz offen; diese Fragen werden hingegen im Rahmen des Produktzyklus-Ansatzes beantwortet. Vernon führt hohe Einkommen und Löhne als entscheidendes Merkmal von Ländern an, die Innovationen hervorbringen [vgl. Vernon, 1966]. Dies wird mit dem unternehmerischen Entscheidungsprozeß in einem Land begründet, das aufgrund hoher Einkommen eine sich im Zeitablauf stets weiter differenzierende Nachfragestruktur aufweist. "The evidence of an unfilled need and the hope of some kind of monopoly windfall for the early starter both are sufficiently strong to justify the initial investment that is usually involved in converting an abstract idea

¹Vgl. Rothschild [1966]; Scholing und Timmermann [1977, S. 615] haben in diesem Zusammenhang eine Tendenz zu konjunktureller Synchronität für 13 OECD-Länder im Zeitraum 1960-1975 festgestellt.

²Dieser Ansatz beruht auf dem Hoffmannschen Stadiengesetz [vgl. Hoffmann, 1931].

into a marketable product" [Vernon, 1966, S. 193]¹. So werden für höhere Einkommenschichten neue Konsumgüter und infolge hoher Löhne arbeitssparende Produktionsprozesse eingeführt. Außenhandel wird dann als Folge des Produktzyklus erklärt. Das innovierende, einkommensstarke Land exportiert ein Produkt solange es "neu" ist oder sich in der "Reifephase" befindet. Erst in der dritten Phase, wenn das Produkt "standardisiert" ist, werden die Nachahmer aus Ländern mit niedrigerem Einkommen ihrerseits in den Markt des innovierenden Landes eindringen können.

Die heterogene Konkurrenz ist eine weitere Außenhandelsdeterminante. Sie kommt entweder bei Ähnlichkeit der Nachfragestruktur der Länder oder im Falle geographischer Absatzdiversifikation größerer Unternehmen vor. Entscheidendes Merkmal ist hier nicht das Angebot homogener, sondern heterogener Produkte, die - obwohl zur selben Produktgruppe gehörend - in den Augen der Konsumenten Qualitäts- oder sonstige Unterschiede (Marke, Verpackung usw.) aufweisen. So entstehen Teilmärkte innerhalb jeder Produktgruppe, in denen sich die Anbieter aufgrund der existierenden Präferenzen wie Monopolisten verhalten können.

Der Außenhandel "erweitert die Auswahlmöglichkeiten der Nachfrager" [Hesse, 1977, S. 383], wenn die Nachfragestruktur der Länder ähnlich ist [vgl. Linder, 1961]; er vollzieht sich intrasektoral [vgl. Grubel, Lloyd, 1975]. Je höher die Einkommen und je geringer die Einkommensunterschiede zwischen zwei Ländern sind (d. h. je ähnlicher und differenzierter die Nachfragestruktur ist), desto größer ist die Möglichkeit, intrasektoralen Handel mit stark differenzierten Produkten zu betreiben². Im Falle ähnlicher Nachfragestrukturen wird davon ausgegangen, daß die Anbieter ihre Produktdifferenzierung auf den heimischen Markt abstimmen, so daß Außenhandel ohne zusätzliche Produktdifferenzierung zustande kommt.

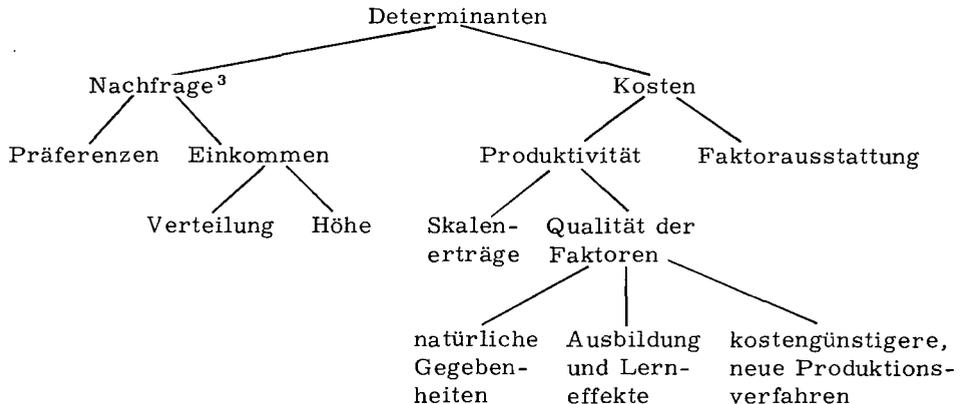
Im Falle einer auf geographische Absatzdiversifikation angelegten Produktdifferenzierung dagegen berücksichtigen die Anbieter die speziellen Präferenzen der verschiedenen Auslandsmärkte [vgl. Hirsch, Lev, 1971] und nehmen dabei eine Risikostreuung vor. Betrachtet man nur Länder mit hohem Einkommen, so ist dies eine Erweiterung der vorherigen Determinante.

¹Die Tatsache, daß der unternehmerische Entscheidungsprozeß in dieser Weise stattfinden könnte, wird auf die Existenz fundierter naturwissenschaftlicher Grundlagen in solchen Ländern zurückgeführt. Die Möglichkeit, wissenschaftliche Erkenntnisse in Produkte zu verwandeln, hängt laut Vernon insbesondere von der Einkommenshöhe ab, da es sich um eine Entscheidung unter Unsicherheit handelt. Die Gefahr eines Verlustes kann hier nur mit einer hohen Gewinnmöglichkeit aufgewogen werden.

²Bei den anderen Außenhandelsdeterminanten führen Unterschiede in der Wirtschaftsstruktur der Länder zu Außenhandel. Hier ist es die Ähnlichkeit: Die Unterschiede treten innerhalb der Produktgruppen auf; die einzelnen Produkte sind dann nur noch teilweise Substitute.

Die relativen Preisunterschiede zwischen In- und Ausland stehen im Mittelpunkt dieser Arbeit (vgl. Übersicht 1)¹, die seit J. S. Mill im Rahmen der traditionellen Außenhandelstheorie die Bedingung für Handel darstellen². Sie können entweder auf relative Unterschiede in der Nachfrage oder in den Kosten zurückgeführt werden.

Übersicht 1 - Determinanten relativer Güterpreisunterschiede vor Aufnahme des Handels



Relative Nachfragedifferenzen [vgl. z. B. Schneider, 1965, S. 45] sind auf Unterschiede in der Güterpräferenz sowie in der Einkommensverteilung und -höhe zurückzuführen. So kann z. B., ceteris paribus, sowohl eine starke Präferenz für ein Gut als auch eine Änderung in der Einkommensverteilung und/oder -höhe zu einem Nachfrageüberschuß führen und somit die Preisstruktur vor Handel beeinflussen.

Relative Kostenunterschiede werden mit Differenzen entweder in der relativen Faktorausstattung oder in der totalen Faktorproduktivität begründet. Eine unterschiedliche relative Faktorausstattung (z. B. Kapitalstock pro Erwerbstätigen) wird bei identischen Nachfragebedingungen, konstanten Skalenerträgen und identischen Produktionsfunktionen zu einem Austausch derjenigen Güter führen, die intensiv in dem jeweils reichlich vorhandenen Produktionsfaktor sind [vgl. Heckscher, 1950; Ohlin, 1967]. Werden nur zwei Faktoren (Arbeit und Kapital) betrachtet, so exportiert das kapitalreiche Land das kapitalintensive Gut und importiert das

¹In Anlehnung an Hesse [1977, S. 366].

²Lediglich in Abwesenheit von Transportkosten kann hier von einer notwendigen und hinreichenden Bedingung gesprochen werden [vgl. Bhagwati, 1965, S. 162, Anm. 2].

³Art und Menge der nachgefragten Güter.

arbeitsintensive. Da Ohlin einen weiten Produktionsfaktorbegriff zugrunde gelegt hat, können auch andere Faktoren wie z. B. natürliche Ressourcen oder qualifizierte Arbeit bzw. Ausbildungskapital einbezogen werden¹. Wichtig ist hier die Beziehung zwischen der Wirtschaftsstruktur eines Landes in Gestalt seiner relativen Faktorausstattung und der Eigenschaft der handelbaren Güter, d. h. ihre Faktorintensität.

Produktivitätsunterschiede dagegen können zu Differenzen in den komparativen Kosten führen, wenn - bei identischer relativer Faktorausstattung und identischen Nachfragebedingungen - in einem Land steigende Skalenerträge [vgl. z. B. Ohlin, 1967, S. 38] erzielt werden. Diese führen zu einer Steigerung der Produktivität, wenn die starke Nachfrage nach einem Gut eine Outputerhöhung bei abnehmenden Einsatzerhöhungen von Produktionsfaktoren ermöglicht. Es entstehen dann relative Kostenersparnisse, und dieses Land wird einen komparativen Vorteil im betreffenden Gut aufweisen². Entscheidend ist hier die Größe des Binnenmarktes.

Produktivitätsunterschiede können auch auf Qualitätsunterschiede der einzelnen Produktionsfaktoren zurückgeführt werden, und zwar insofern, als sich diese auf die totale Produktivität auswirken³. So kann eine Rohstoffquelle, deren Qualität eine relativ hohe Ausbeute eines Gutes ermöglicht, zu einem komparativen Vorteil bei diesem Gut führen⁴. Analog entstehen relative Kostenersparnisse beim Einsatz von qualifizierten [vgl. Leontief, 1956; Keesing, 1966] und/oder eine lange Produktionserfahrung [vgl. Arrow, 1962] aufweisenden Arbeitskräften oder von neuen Produktionsverfahren [vgl. Gruber et al., 1967].

Die These von der "Exportbasis" ist als letztes in bezug auf die zeitliche Entwicklung der relativen Preise vor Handel zu erwähnen [vgl. Siebert, 1969, S. 94 ff.]. Sie besagt, daß potentielle Exportgüter nur aus der Menge der bereits für den heimischen Markt produzierten Güter hervorgehen können.

Der bisherige Überblick über die in der Literatur genannten Außenhandelsdeterminanten zeigt, daß wir es hier u. a. mit der Anwendung der Preis-

¹Ohlin [1967, S. 49 ff.] führt Kapital (aufgeteilt nach Fristigkeiten), natürliche Ressourcen und Arbeit (eingeteilt nach Qualifikationsgruppen oder Subfaktoren) auf.

²Zunehmende Skalenerträge können auch bezüglich eines endogenen technischen Fortschritts (allerdings "disembodied" und Hicks-neutral) vorkommen, weil eine (mit Hilfe von Forschungs- und Entwicklungsaufgaben (F&E) und hochqualifizierter Arbeit) bereits erzeugte Menge an neuem technischem Wissen wiederholt in den Produktionsprozeß eingehen kann, ohne verbraucht zu werden. So sinkt bei zunehmendem Output der Einsatz an technischem Wissen pro Outputeinheit [vgl. Teubal, 1975].

³Hier kann auch von divergierenden Produktionsfunktionen gesprochen werden [vgl. Borchert, 1968b].

⁴Z. B. der Faktor Klima in der klassischen Theorie von Ricardo.

theorie auf Probleme des internationalen Handels zu tun haben. So wird im Rahmen einer Analyse des totalen Gleichgewichts im Falle der relativen Preise stets vollständige Konkurrenz unterstellt. Der Diskussion von Marktunvollkommenheiten kommt dabei eine geringe Bedeutung zu. Die in den letzten zwanzig Jahren diskutierten Hypothesen, wie Nichtverfügbarkeiten und die Existenz vielfältiger Präferenzen der Nachfrage, bedienen sich hingegen der Partialanalyse und stellen Marktunvollkommenheiten in den Mittelpunkt ihrer Betrachtung¹.

Abschließend soll kurz auf den Zusammenhang zwischen dem Entwicklungsstand der Handelspartner und der Relevanz der einzelnen oben dargestellten Hypothesen eingegangen werden, die in der Regel jeweils auf eine bestimmte Ländergruppe abzielen. So werden in der Literatur [vgl. Hesse, 1977, S. 386] die folgenden Bestimmungsgründe angeführt:

für den Handel zwischen Entwicklungsländern:

- dauerhafte Nichtverfügbarkeiten,
- Unterschiede in der relativen Faktorausstattung,
- Produktivitätsunterschiede aufgrund natürlicher Gegebenheiten;

für den Export von Industrieländern nach Entwicklungsländern:

- mittel- bis langfristige Nichtverfügbarkeiten,
- Unterschiede in der Faktorausstattung,
- Produktivitätsunterschiede aufgrund unterschiedlicher menschlicher Fähigkeiten,
- Produktivitätsunterschiede aufgrund steigender Skalenerträge;

für den Export von Entwicklungsländern nach Industrieländern:

- dauerhafte Nichtverfügbarkeiten,
- Unterschiede in der Faktorausstattung (besonders bei qualifizierter Arbeit),
- Produktivitätsunterschiede aufgrund natürlicher Gegebenheiten;

für den Handel zwischen Industrieländern:

- mittel- bis langfristige Nichtverfügbarkeiten aufgrund unterschiedlicher innovatorischer Aktivität (Produkte),
- Produktivitätsunterschiede aufgrund unterschiedlicher innovatorischer Aktivität (Produktionsverfahren),

¹Damit spiegelt auch die Außenhandelstheorie die Grenzen der herkömmlichen Preistheorie wider. Zur Kritik der Preistheorie und zur Diskussion neuerer Ansätze vgl. etwa Clapham [1977].

- Produktivitätsunterschiede aufgrund steigender Skalenerträge,
- heterogene Konkurrenz.

Im Rahmen dieser Arbeit liegt der Schwerpunkt auf der Faktorproportio-
nenhypothese unter Berücksichtigung der obengenannten ersten drei Arten
von Außenhandel. Dabei erweist es sich als zweckmäßig, eine möglichst
realitätsnahe testbare Hypothese abzuleiten. Dies bedeutet, daß auch andere
Determinanten einbezogen werden, wie z. B. Produktivitätsunterschiede
aufgrund divergierender Technologie. Zunächst jedoch wird der Heckscher-
Ohlin-Ansatz in reiner Form diskutiert, um sodann schrittweise durch Auf-
hebung einiger Prämissen zu einer testbaren Version zu gelangen.

2. Der Ansatz von Heckscher und Ohlin

Die Namen Heckscher und Ohlin stehen nicht nur mit der Faktorproportio-
nenhypothese des internationalen Handels, sondern auch mit einer besonde-
ren Behandlung der Beziehungen zwischen Außenhandel, Faktorallokation
und Einkommensverteilung in Verbindung [vgl. Caves, 1967, S. 24]. Ihr
als neoklassisch bezeichneter Ansatz erschöpft sich also nicht in der Ab-
kehrung der klassischen Arbeitswertlehre [vgl. Ohlin, 1967, S. IX] und in
der Berücksichtigung des Außenhandels im Rahmen des Modells des allge-
meinen Gleichgewichts von Walras¹. Nach Heckscher [1950] liegen die Ur-
sachen dafür, daß die relativen Güterpreise vor Handel zweier Länder von-
einander abweichen können, in den Faktorausstattungsunterschieden und den
spezifischen Produktionsfunktionen für jedes Gut bei international identisch-
en Produktionsverfahren². Bei Eröffnung des Außenhandels exportiert
jedes Land dasjenige Gut, zu dessen Herstellung am meisten von dem Fak-
tor benötigt wird, der reichlich vorhanden ist und importiert entsprechend
das jeweils andere Gut. Die expandierende Exportindustrie absorbiert die
in der kontrahierenden importkonkurrierenden Industrie freigesetzten Fak-
tormengen, wenn auch nicht in dem Verhältnis, in dem sie freigesetzt wer-
den. So führt Handel unter bestimmten Voraussetzungen einerseits zu einer
Reallokation der Produktionsfaktoren und andererseits über einen Ausgleich
der Faktorpreise zu einer Änderung der Einkommensverteilung.

¹Ohlin [1967, S. 297] bezieht sein Gleichgewichtsmodell auf Cassel, führt je-
doch im Gegensatz zu Cassel variable Produktionskoeffizienten in Abhängig-
keit von den relativen Faktorpreisen ein und kommt somit dem ursprünglichen
Modell von Walras wieder näher [vgl. Walras, 1954, S. 382].

²Vgl. Heckscher [1950, S. 278]. Die Faktorproportio-nenhypothese steht somit
im Gegensatz zur Erklärung von Ricardo, die auf international divergierende
Produktionsfunktionen für ein Gut bei identischer Faktorausstattung abstellt.

Ohlin ergänzt diese Analyse der Angebotsseite und hebt die Rolle der Nachfrage hervor. Er macht deutlich, daß divergierende relative Güterpreise vor Handel bei identischer Faktorausstattung und identische relative Güterpreise bei Faktorausstattungsunterschieden durch den Einfluß der Nachfrage zustandekommen können¹. Er hält jedoch zunächst an der stärkeren Bedeutung der Faktorausstattungsunterschiede fest. Erst viel später erkennt er die Notwendigkeit mehrerer nebeneinanderstehender Erklärungsansätze, fordert jedoch für sie ein gemeinsames Grundmodell [Ohlin, 1967, S. 307].

Lerner [1952] und Samuelson [1948; 1949] haben im Zusammenhang mit der Diskussion um den Ausgleich der Faktorpreise durch den internationalen Handel die Theorie von Heckscher und Ohlin neu formuliert. "Indeed in its current form it has discarded so many of the variables which Ohlin explicitly listed as significant that it is almost certainly liable to be rejected by Ohlin as an adequate version of his original analysis!" [Bhagwati, 1965, S. 272]. Insbesondere haben sie das Konzept der Faktorintensität der Güter eingeführt, das eine exakte Analyse des Faktorpreisausgleichs im Rahmen eines allgemeinen Gleichgewichtsmodells ermöglicht. Die Bedingung, daß ein Gut im relevanten Faktorpreisintervall stets kapitalintensiver als das andere Gut sein muß, ist als "strenge Faktorintensitätsbedingung" bekannt und wird Samuelson zugeschrieben.

Der Verifizierungsversuch der Faktorproportionenhypothese durch Leontief [1954; 1956] und der Einwand, daß das Konzept der Faktorintensität der Güter einer Verallgemeinerung nicht zugänglich wäre², haben zu einem neuen Formulierungsversuch geführt. Dabei wurde das Konzept der Güterfaktorintensität durch das Konzept der Faktorleistungsdifferenz ersetzt. Während in der Samuelsonschen Version ein Land dasjenige Gut exportieren wird, das intensiv in dem in diesem Land reichlich vorhandenen Faktor ist, lautet die alternative Version, daß "the country relatively better endowed with one productive factor will be net exporter of the services of that factor" [Vanek, 1968, S. 749]. Dieser Ansatz ist ursprünglich von Travis vorgeschlagen, von Melvin aufgegriffen, aber erst von Vanek theoretisch fundiert und von Bertrand, Williams, Leamer und Horiba weiterentwickelt worden³. Er wird als Heckscher-Ohlin-Vanek-Theorem bezeichnet.

¹Vgl. Ohlin [1967, S. 9]. Sein mathematisches Modell enthält Nachfragefunktionen für die einzelnen Güter in Abhängigkeit von Güterpreisen und Einkommen [ibid., S. 298]. Ohlin untersucht auch die Wirkungen von Skalenerträgen und internationalen Faktorbewegungen auf den internationalen Handel [ibid., S. 73 f. bzw. S. 208 ff.]. Im Mittelpunkt seines Buches stehen die Beziehungen zwischen Preistheorie, Standortlehre und der Theorie des internationalen Handels.

²Vgl. Pearce [1959]. Inzwischen liegen Verallgemeinerungen des Heckscher-Ohlin-Samuelson-(HOS-)Ansatzes vor [vgl. z. B. Jones, Scheinkman, 1977, S. 912 ff.].

³Vgl. Travis [1964, S. 126 ff.]; Melvin [1968]; Vanek [1968]; Bertrand [1972]; Williams [1970]; Leamer [1980] und Horiba [1974].

Leontief errechnet im Rahmen seiner Input-Output(IO)-Analyse die direkte und indirekte Faktorintensität der Güter, faßt diese aber zu Export- bzw. Importbündeln zusammen, d. h. , er ermittelt und vergleicht die durchschnittlichen Faktorintensitäten beider Bündel für ein Land. Damit wendet Leontief den Begriff einer Güterfaktorintensität auf Güterbündel an. Die durchschnittliche Faktorintensität, z. B. des Exportbündels, errechnet sich dann als Quotient zwischen dem Primärfaktorbedarf des Exportbündels in bezug auf zwei Faktoren (z. B. Kapital und Arbeit).

Vanek ermittelt - wie Leontief - zunächst den Primärfaktorbedarf des Export- und des Importbündels in bezug auf einzelne Faktoren, bildet jedoch keine Quotienten zwischen dem Primärfaktorbedarf in bezug auf zwei Faktoren, sondern die Differenz zwischen dem Primärfaktorbedarf des Exportbündels und dem des Importbündels, jeweils in bezug auf einen Faktor. Solche Differenzen können für beliebige Faktoren gebildet werden. Sie werden Faktorleistungsdifferenzen genannt. Der Vorteil der Vanek-Version des Heckscher-Ohlin(HO)-Theorems gegenüber der Version von Samuelson ist die Möglichkeit, mehrere Produktionsfaktoren ohne weiteres in die Analyse einbeziehen zu können¹.

Wir beschränken uns im Rahmen dieser Arbeit auf die Samuelsonsche Version der Faktorproportionenhypothese von Heckscher und Ohlin (genannt das Heckscher-Ohlin-Samuelson- oder HOS- Theorem). Sie soll zunächst dargestellt, bewiesen, kritisiert und anschließend einem empirischen Test unterworfen werden.

a. Die Ableitung des HOS- Theorems

Die Ableitung des HOS-Theorems wird in der Literatur entweder vom Uzawa- oder vom Jones-Ansatz ausgehend durchgeführt. Beide Ansätze sind nach Schittko bei statischer Betrachtung äquivalent², d. h. sie unterscheiden sich vorwiegend in der algebraischen Darstellungsweise und nicht inhaltlich. Als weitere Merkmale zur Unterscheidung verschiedener Ansätze ließen sich erstens die Präferenz für eine der beiden Feststellungsmethoden für den relativen Faktorreichtum der Länder (Mengen- und Preisdefi-

¹Zu den Problemen, die die Einführung mehrerer Produktionsfaktoren im Rahmen der Samuelson-Version des HO-Theorems verursacht, vgl. S. 32 ff.

²Vgl. Uzawa [1961/62]; Jones [1965]; Schittko [1976, S. 134]. Die Äquivalenz bezieht sich auf die Ableitung des HOS-Theorems. Der Ansatz von Jones ist statisch und allenfalls für eine komparativ-statische Analyse geeignet. Der Ansatz von Uzawa zielt hingegen darauf ab, das HOS-Theorem in einem dynamischen Rahmen zu diskutieren.

tion)¹ und zweitens die Berücksichtigung der Nachfrageseite in Gestalt sozialer Indifferenzkurven oder der Überschußnachfrage² anführen.

Im empirischen Teil dieser Arbeit wird von der physischen Definition der Faktorabundanz ausgegangen. Theoretisch jedoch sollen hier beide Konzepte diskutiert werden, um den Einfluß der Konzeptwahl auf den Beweis des HOS-Theorems bestimmen zu können.

Für den Zwei-Güter-Zwei-Faktoren-Zwei-Länder-Fall gelten folgende Prämissen:

- zwei Länder ohne Größenspezifikation,
- zwei homogene Konsumgüter werden unter Verwendung zweier homogener Produktionsfaktoren (Arbeit und Kapital) hergestellt (keine Kuppelproduktion),
- beide Länder sind mit beiden Faktoren ausgestattet und produzieren vor Handel beide Güter,
- die Länder unterscheiden sich voneinander in ihrer relativen Faktorreichlichkeit,
- das Angebot an Produktionsfaktoren ist in beiden Ländern starr,
- die Produktionsfaktoren sind in beiden Ländern vollbeschäftigt,
- die Produktionsfaktoren sind international immobil, national vollkommen mobil,
- auf Güter- und Faktormärkten herrscht vollständige Konkurrenz,
- Transportkosten sowie tarifäre und nichttarifäre Handelshemmnisse bleiben unberücksichtigt,
- die Produktionsfunktionen sind neoklassisch, d. h. , sie weisen abnehmenden Grenzertrag und lineare Homogenität auf,
- die Produktionsfunktion ist für jedes einzelne Gut international identisch. Sie unterscheidet sich von der Produktionsfunktion für das andere Gut - bei gleichem technischen Wissen - eindeutig und für jedes beliebige Faktorpreisverhältnis in ihrer Faktorintensität,

¹Kemp [1969, S. 74] z. B. entscheidet sich für die Preisdefinition; Batra [1973, S. 63] und Schittko [1976, S. 130] dagegen für die Mengendefinition. Die Urhebererschaft für die Mengendefinition wird von Batra Leontief zugeschrieben, von Schittko dagegen Ohlin und Jones, die für die Preisdefinition wird von Batra Ohlin und von Schittko Heckscher zugeschrieben [vgl. Batra, 1973, S. 58; Schittko, 1976, S. 127].

²Kemp [1969, S. 74 ff.] verwendet die Überschußnachfrage, Schittko [1976, S. 128 ff.], Rose [1976, S. 271 ff.] und viele andere Autoren soziale Indifferenzkurven.

- das Nachfrageverhalten wird durch gesellschaftliche Indifferenzkurven beschrieben, die "well-behaved" sind. Sie repräsentieren homothetische und international identische Präferenzen¹.

Zum Zweck der algebraischen Darstellung und Beweisführung des HOS-Theorems soll hier das Modell von Jones [1965] herangezogen werden.

Symbole²:

- i = Index der Produktionsfaktoren Arbeit (i = 1) und Kapital (i = 2)
- j = Index der Güter oder Sektoren, j = 1, 2
- X_j = Produktionsmenge des Gutes j
- a_{ij} = Produktionskoeffizient: Einsatz des Faktors i pro Mengeneinheit des Gutes j
- L = Angebot an Arbeit
- K = Angebot an Kapital
- k = K/L: Faktorausstattungsverhältnis eines Landes
- k_j = Faktorintensität eines Gutes oder Sektors j
- w = Lohnsatz
- r = Zins
- f = w/r: Lohn/Zins-Verhältnis
- p_j = Preis des Gutes j
- p = p_2/p_1 : Güterpreisverhältnis
- D_j = Nachfrage nach Gut j
- Y = Einkommen

Alle weiteren Symbole werden bei ihrer Einführung definiert. Als Variable des Systems können X_1 , X_2 , p, f, D_1 und D_2 angesehen werden. Es wird jedoch erforderlich sein, in der einen oder anderen Situation im Rahmen der Ableitung einige Variable zu Daten und umgekehrt Daten zu Variablen zu machen.

¹"well-behaved" bedeutet, daß die gesellschaftlichen Indifferenzkurven die in der Haushaltstheorie üblichen Eigenschaften individueller Indifferenzkurven besitzen sollen [vgl. z. B. Schumann, 1971, S. 8 ff.]. Die Annahme homothetischer Präferenzen bedeutet, daß, wenn ein Konsument einen Warenkorb A einem Warenkorb B vorzieht, er auch βA dem Korb βB vorziehen wird (β sei eine reelle Zahl größer Null). Unter der Bedingung, daß das gesamte Einkommen ausgegeben wird, folgt, daß die individuellen Nachfragefunktionen, für die Differenzierbarkeit gefordert wird, eine Einkommenselastizität von Eins aufweisen [vgl. dazu z. B. Chipman, 1974, S. 26].

²Hier wird auf die Symbolik von Jones und Schittko zurückgegriffen.

Das Grundmodell, aus dem alle weiteren Beziehungen abgeleitet werden sollen, lautet:

$$(1) \quad a_{11}X_1 + a_{12}X_2 = L$$

$$(2) \quad a_{21}X_1 + a_{22}X_2 = K$$

$$(3) \quad a_{11}w + a_{21}r = p_1$$

$$(4) \quad a_{12}w + a_{22}r = p_2$$

$$(5) \quad D_1(p, Y) = D_1$$

$$(6) \quad D_2(p, Y) = D_2$$

wobei für alle i und j gilt, daß $a_{ij} = a_{ij}(w, r)$. So stellen (1) und (2) die Vollbeschäftigungsgleichungen der Produktionsfaktoren Arbeit (L) und Kapital (K) dar. Die Preisbedingungen bei vollständiger Konkurrenz werden für Gut 1 von (3) und für Gut 2 von (4) angegeben. Die Nachfragefunktionen (5) und (6) stellen die Nachfrage nach den einzelnen Gütern in Abhängigkeit vom Güterpreisverhältnis $p = p_2/p_1$ und vom Einkommen Y dar.

Um die Gleichgewichtsbedingung und einige komparativ-statische Eigenschaften des obigen Systems ableiten zu können, müssen wir relative Parameteränderungen betrachten. Dazu bilden wir z. B. in (1) das totale Differential und teilen durch L . (1) geht über in

$$(7) \quad \frac{dL}{L} = \frac{a_{11}dX_1}{L} \frac{X_1}{X_1} + \frac{X_1 da_{11}}{L} \frac{a_{11}}{a_{11}} + \frac{a_{12}dX_2}{L} \frac{X_2}{X_2} + \frac{X_2 da_{12}}{L} \frac{a_{12}}{a_{12}}$$

und

$$(8) \quad \frac{dL}{L} = \frac{a_{11}X_1}{L} \frac{dX_1}{X_1} + \frac{a_{11}X_1}{L} \frac{da_{11}}{a_{11}} + \frac{a_{12}X_2}{L} \frac{dX_2}{X_2} + \frac{a_{12}X_2}{L} \frac{da_{12}}{a_{12}}$$

Wir setzen für relative Änderungen der Art dL/L das Symbol \hat{L} und für $a_{ij}X_j/\text{Faktor } i$, für alle i und j , das Symbol λ_{ij} , wobei λ_{ij} den Anteil von Faktor i angibt, der in die Produktion des Gutes j eingesetzt wird. Für jeden vollbeschäftigten Faktor i gilt $\sum_j \lambda_{ij} = 1$. Wir erhalten dann

$$(9) \quad \lambda_{11}\hat{X}_1 + \lambda_{12}\hat{X}_2 = \hat{L} - (\lambda_{11}\hat{a}_{11} + \lambda_{12}\hat{a}_{12})$$

und analog für (2)

$$(10) \quad \lambda_{21}\hat{X}_1 + \lambda_{22}\hat{X}_2 = \hat{K} - (\lambda_{21}\hat{a}_{21} + \lambda_{22}\hat{a}_{22})$$

Werden die Faktorpreise konstant gehalten, so sind die Koeffizientenänderungen \hat{a}_{ij} gleich Null, d. h., die Klammerausdrücke, die in (9) und (10) rechts subtrahiert werden, verschwinden. Dann besagen (9) und (10), daß jede relative Änderung der Faktorausstattung ein gewogener Durchschnitt der relativen Outputänderungen beider Güter ist. Zu diesem Sachverhalt besagt der Satz von Rybczynski [1968], daß bei konstanten Güter- und Faktorpreisen eine Erhöhung des Angebots eines Faktors zu einer Produktions-

ausweitung desjenigen Gutes führt, das diesen Faktor produktionstechnisch intensiv benötigt. Das andere Gut erfährt einen relativen Produktionsrückgang. Dieser Zusammenhang wird sichtbar, wenn wir einige Umformungen durchführen. Wird (10) von (9) abgezogen, so erhalten wir

$$(11) \quad \hat{L} - \hat{K} = \hat{X}_1(\lambda_{11} - \lambda_{21}) + \hat{X}_2(\lambda_{12} - \lambda_{22})$$

Aus $\sum_j \lambda_{ij} = 1$, für alle i , folgt $\lambda_{12} - \lambda_{22} = -(\lambda_{11} - \lambda_{21})$

Dann wird (11) zu

$$(12) \quad \hat{L} - \hat{K} = \hat{X}_1(\lambda_{11} - \lambda_{21}) - \hat{X}_2(\lambda_{11} - \lambda_{21}) = (\lambda_{11} - \lambda_{21})(\hat{X}_1 - \hat{X}_2)$$

Es sei ferner $\lambda = \begin{bmatrix} \lambda_{11} & \lambda_{12} \\ \lambda_{21} & \lambda_{22} \end{bmatrix}$ eine zeilenstochastische Matrix mit der Determinante $|\lambda| = \lambda_{11} - \lambda_{21}$, wobei $|\lambda| > 0$, wenn $\lambda_{11} > \lambda_{21}$, d.h. Gut 1 arbeitsintensiv ist, und $|\lambda| < 0$, wenn $\lambda_{11} < \lambda_{21}$, d.h. Gut 1 kapitalintensiv ist.

Sodann ergibt sich aus (12)

$$(13) \quad \frac{\hat{L} - \hat{K}}{|\lambda|} = \hat{X}_1 - \hat{X}_2$$

d.h. eine Änderung des Faktorausstattungsverhältnisses führt bei konstanten Preisen zu einer vielfachen Änderung des Produktionsmengenverhältnisses beider Güter¹. Der Satz von Rybczynski ergibt sich als Spezialfall, wenn z. B. $\hat{L} = 0$ gesetzt wird.

Betrachten wir nun die Preisbedingungen (3) und (4), so lauten die entsprechenden relativen Änderungen

$$(14) \quad \frac{dp_1}{p_1} = \frac{a_{11} d_w}{p_1 w} + \frac{w da_{11}}{p_1 a_{11}} + \frac{a_{21} dr}{p_1 r} + \frac{r da_{21}}{p_1 a_{21}}$$

$$(15) \quad \hat{p}_1 = \hat{w} \frac{a_{11} w}{p_1} + \hat{a}_{11} \frac{a_{11} w}{p_1} + \hat{r} \frac{a_{21} r}{p_1} + \hat{a}_{21} \frac{a_{21} r}{p_1}$$

Wir setzen für a_{ij} × Preis des Faktors i / Preis des Gutes j das Symbol θ_{ij} , das den Distributionsanteil des Gutes j bezüglich des i -ten Faktors darstellt, wobei aufgrund der Nullgewinnannahme gilt: $\sum_i \theta_{ij} = 1$, für jedes j . Dann erhalten wir

$$(16) \quad \theta_{11} \hat{w} + \theta_{21} \hat{r} = \hat{p}_1 - (\theta_{11} \hat{a}_{11} + \theta_{21} \hat{a}_{21})$$

¹Der Ausdruck $1/|\lambda|$ wird von Jones [1965, S. 561] als "Magnifikationseffekt" bezeichnet.

und analog

$$(17) \quad \theta_{12} \hat{w} + \theta_{22} \hat{r} = \hat{p}_2 - (\theta_{12} \hat{a}_{12} + \theta_{22} \hat{a}_{22})$$

θ sei hier die zeilenstochastische Matrix $\begin{bmatrix} \theta_{11} & \theta_{21} \\ \theta_{12} & \theta_{22} \end{bmatrix}$ mit der Determinante $|\theta| = \theta_{11} - \theta_{12}$.

Ähnlich wie im Fall des obigen λ gilt auch hier, daß das Vorzeichen der Determinante von der sektoralen Kapitalintensität abhängt¹.

Unter den Bedingungen der vollständigen Konkurrenz maximiert jeder Anbieter seinen Gewinn, wenn er sich für eine gegebene Ausbringungsmenge kostenminimal verhält. Dann muß für jedes Gut gelten, daß die Steigung der Isokostenlinie $-w/r$ gleich der Isoquantensteigung sein muß:

$$-\frac{w}{r} = \frac{da_{21}}{da_{11}} = \frac{da_{22}}{da_{12}} \quad \text{oder anders:} \quad wda_{11} + rda_{21} = 0; \quad wda_{12} + rda_{22} = 0$$

Im Stückkostenminimum sind also bei gegebener Ausbringung und gegebenem Faktorpreisverhältnis die Koeffizientenänderungen \hat{a}_{ij} gleich Null. So verschwinden die rechten Klammerausdrücke in (16) und (17). Wir erhalten dann

$$(18) \quad \hat{p}_1 = \theta_{11} \hat{w} + \theta_{21} \hat{r}$$

$$(19) \quad \hat{p}_2 = \theta_{12} \hat{w} + \theta_{22} \hat{r}$$

Ziehen wir (19) von (18) ab, so entsteht

$$(20) \quad \hat{p}_1 - \hat{p}_2 = \hat{w}(\theta_{11} - \theta_{12}) + \hat{r}(\theta_{21} - \theta_{22})$$

Da $|\theta| = \theta_{11} - \theta_{12}$, ergibt sich durch Einsetzen in (20)

$$(21) \quad \frac{\hat{p}_1 - \hat{p}_2}{|\theta|} = (\hat{w} - \hat{r})$$

Analog zu (13) gibt (21) den Zusammenhang zwischen einer Änderung des Güterpreisverhältnisses und einer Änderung des Faktorpreisverhältnisses an, wobei auch hier der Jonessche Magnifikationseffekt in Gestalt von $1/|\theta|$ auftritt. Die Richtung der Änderung der Faktorpreise aufgrund einer Güterpreisänderung wird vom Vorzeichen von $|\theta|$ bestimmt, das wiederum von der relativen Kapitalintensität der Güter determiniert wird; Ist z. B. Gut 2 relativ kapitalintensiv, so ist $|\theta|$ positiv; sonst ist $|\theta|$ negativ.

Als Spezialfall von (21) erhalten wir z. B. für $\hat{p}_2 = 0$ den Satz von Stolper-Samuelson [1950]. So führt eine Zunahme des Preises für Gut 1 (zustande gekommen etwa mit Hilfe eines Importzolls auf Gut 1) zu einer stärkeren

¹Somit gilt im Rahmen dieses Modells einerseits der Zusammenhang zwischen Güterpreisverhältnis, Faktorpreisverhältnis und Kapitalintensität und andererseits der Zusammenhang zwischen Faktorausstattungsverhältnis, Outputverhältnis und Kapitalintensität. Die Kapitalintensität verbindet also Preis- und Mengenverhältnisse.

Zunahme der Differenz $\hat{w} - \hat{r}$. Ist Gut 1 kapitalintensiv, so muß $|\theta|$ negativ sein, und es gilt $\hat{r} > \hat{w}$. Es erhöht sich also - relativ gesehen - die Entlohnung des in der Herstellung von Gut 1 intensiv eingesetzten Faktors Kapital. Dementsprechend sinkt (auch relativ gesehen) die Entlohnung des Faktors Arbeit.

Aus den Preisbedingungen (3) und (4) bzw. aus deren Änderungsgleichungen (18) und (19) kann noch eine weitere Eigenschaft des Modells abgeleitet werden. Für den Fall, daß beide Güter produziert werden und die Koeffizientenmatrix nicht singulär ist, besteht eine "Eins zu Eins"-Beziehung zwischen Faktor- und Güterpreisen. Dieser Zusammenhang ist - im Falle des Außenhandels zwischen zwei Ländern - als Faktorpreisausgleich [vgl. Heckscher, 1950] bekannt.

Präziser formuliert: Diese "Eins zu Eins"-Beziehung kommt nur dann zustande, wenn das Faktorausstattungsverhältnis eines Landes innerhalb des von den sektoralen Faktorintensitäten gebildeten Diversifikationskegels liegt. Bei Existenz mehrerer Lösungen der erwähnten Gleichungen (also mehrerer Kegel) muß auch gelten, daß das Faktorausstattungsverhältnis innerhalb eines dieser Kegel liegt [vgl. McKenzie, 1955]. Fassen wir zunächst die bisherigen Ableitungen für die Produktionsseite zusammen, so erhalten wir

$$(22) \quad \lambda_{11} \hat{X}_1 + \lambda_{12} \hat{X}_2 = \hat{L} - (\lambda_{11} \hat{a}_{11} + \lambda_{12} \hat{a}_{12})$$

$$(23) \quad \lambda_{21} \hat{X}_1 + \lambda_{22} \hat{X}_2 = \hat{K} - (\lambda_{21} \hat{a}_{21} + \lambda_{22} \hat{a}_{22})$$

$$(24) \quad \theta_{11} \hat{w} + \theta_{21} \hat{r} = \hat{p}_1$$

$$(25) \quad \theta_{12} \hat{w} + \theta_{22} \hat{r} = \hat{p}_2$$

Mit Hilfe des Begriffs der Substitutionselastizität können weitere vereinfachende Umformungen durchgeführt werden. Die sektorale Substitutionselastizität kann definiert werden als

$$\sigma_j = \frac{\hat{a}_{2j} - \hat{a}_{1j}}{\hat{w} - \hat{r}} \quad \text{für alle } j, \text{ d. h.}$$

$$(26) \quad \hat{a}_{2j} - \hat{a}_{1j} = \sigma_j (\hat{w} - \hat{r}) \quad \text{für alle } j$$

Wir hatten bereits aus dem Kostenminimum für (16) und (17)

$$(27) \quad \theta_{1j} \hat{a}_{1j} + \theta_{2j} \hat{a}_{2j} = 0 \quad \text{für alle } j$$

erhalten. Werden beide Seiten von (26) mit θ_{ij} (für alle i und j) multipliziert und wird dann dieses Ergebnis für alle i und j zu (27) addiert, so erhalten wir

$$(28) \quad \hat{a}_{2j} = \theta_{1j} \sigma_j (\hat{w} - \hat{r}) \quad \text{für alle } j$$

$$\hat{a}_{1j} = -\theta_{2j} \sigma_j (\hat{w} - \hat{r}) \quad \text{für alle } j$$

Wird nun (28) in (22) und (23) eingesetzt, so ergibt sich

$$(29) \quad \lambda_{11} \hat{X}_1 + \lambda_{12} \hat{X}_2 = \hat{L} + \gamma_1 (\hat{w} - \hat{r})$$

$$(30) \quad \lambda_{21} \hat{X}_1 + \lambda_{22} \hat{X}_2 = \hat{K} - \gamma_2 (\hat{w} - \hat{r})$$

wobei z. B.
$$\gamma_1 = \lambda_{11}^{(-\theta_{11})} \sigma_1 + \lambda_{12}^{(-\theta_{22})} \sigma_2$$

Die γ_i stellen die gewichteten Summen der sektoralen Substitutionselastizitäten dar. Ziehen wir (30) von (29) ab und setzen für $\lambda_{11} - \lambda_{21}$ wieder $|\lambda|$, so entsteht

$$(31) \quad |\lambda|(\hat{X}_1 - \hat{X}_2) = (\hat{L} - \hat{K}) + (\gamma_1 + \gamma_2)(\hat{w} - \hat{r})$$

Setzen wir nun (21) in (31) ein, so erhalten wir nach einfacher Umformung

$$(32) \quad \hat{X}_1 - \hat{X}_2 = \frac{\hat{L} - \hat{K}}{|\lambda|} + \frac{\gamma_1 + \gamma_2}{|\lambda| |\theta|} (\hat{p}_1 - \hat{p}_2)$$

in der $\sigma_s = \frac{\gamma_1 + \gamma_2}{|\lambda| |\theta|}$ als positive Substitutionselastizität der Güter interpretiert werden kann. Aus (32) wird dann

$$(33) \quad \hat{X}_1 - \hat{X}_2 = \frac{\hat{L} - \hat{K}}{|\lambda|} + \sigma_s (\hat{p}_1 - \hat{p}_2)$$

Diese Gleichung beinhaltet sämtliche Eigenschaften der Angebotsseite. Für $\hat{L} = \hat{K} = 0$ führt eine Änderung des Güterpreisverhältnisses zu einer Änderung des Outputverhältnisses beider Güter; für $\hat{p}_1 = \hat{p}_2 = 0$ führt eine Änderung des Faktorausstattungsverhältnisses auch zu einer Änderung des Outputverhältnisses. Die sektoralen Kapitalintensitäten kommen über $|\lambda|$ und $|\theta|$ ins Spiel.

Wird die Nachfrageseite durch (5) und (6) beschrieben, so erhalten wir auch hier nach der Durchführung relativer Änderungen nach obigem Muster

$$(34) \quad \hat{D}_1 = \frac{\delta D_1}{\delta p} \frac{p}{D_1} (\hat{p}_2 - \hat{p}_1) + \frac{\delta D_1}{\delta Y} \frac{Y}{D_1} \hat{Y}$$

$$(35) \quad \hat{D}_2 = \frac{\delta D_2}{\delta p} \frac{p}{D_2} (\hat{p}_2 - \hat{p}_1) + \frac{\delta D_2}{\delta Y} \frac{Y}{D_2} \hat{Y}$$

Durch Subtraktion ergibt sich

$$(36) \quad \hat{D}_1 - \hat{D}_2 = (\hat{p}_2 - \hat{p}_1) \left(\frac{\delta D_1}{p} \frac{p}{D_1} - \frac{\delta D_2}{p} \frac{p}{D_2} \right) + \hat{Y} \left(\frac{\delta D_1}{\delta Y} \frac{Y}{D_1} - \frac{\delta D_2}{\delta Y} \frac{Y}{D_2} \right)$$

Ferner definieren wir die Substitutionselastizität der Nachfrage σ_D wie folgt:

$$\sigma_D = \frac{[\delta(D_1/D_2)] / (D_1/D_2)}{\delta p/p} = \frac{\delta(D_1/D_2)}{D_1/D_2} \frac{p}{\delta p} = \frac{\delta D_1}{D_1} \frac{p}{\delta p} - \frac{\delta D_2}{D_2} \frac{p}{\delta p}$$

Wegen der Annahme homothetischer Präferenzen muß die Einkommenselastizität der Nachfrage nach jedem Gut gleich Eins sein, d. h., der zweite Term rechts in (36) verschwindet. Aufgrund der linearen Einkommens/Konsum-Kurve werden die Güter in einem festen Verhältnis zueinander nachgefragt. Es gilt $D_1/D_2 = \text{konstant}$ in Abhängigkeit vom Güterpreisverhältnis und unabhängig von der Einkommenshöhe.

Wir setzen σ_D in (36) ein und erhalten

$$(37) \quad \hat{D}_1 - \hat{D}_2 = -\sigma_D(\hat{p}_1 - \hat{p}_2)$$

Im Gleichgewicht muß dann gelten

$$(38) \quad \hat{X}_1 - \hat{X}_2 = \hat{D}_1 - \hat{D}_2$$

$$(39) \quad \frac{\hat{L} - \hat{K}}{|\lambda|} + \sigma_S(\hat{p}_1 - \hat{p}_2) = -\sigma_D(\hat{p}_1 - \hat{p}_2)$$

$$(40) \quad \frac{\hat{L} - \hat{K}}{|\lambda|(\sigma_D + \sigma_S)} = (\hat{p}_2 - \hat{p}_1)$$

$$(41) \quad \frac{\hat{K} - \hat{L}}{|\lambda|(\sigma_D + \sigma_S)} = \hat{p}_1 - \hat{p}_2$$

Ist das Preisverhältnis als p_2/p_1 definiert, so führt laut (41) ein Anstieg des Faktorausstattungsverhältnisses $k = K/L$ zu einer Abnahme des Güterpreisverhältnisses p , wenn $|\lambda| > 0$, d. h. Gut 2 kapitalintensiv, Gut 1 dagegen arbeitsintensiv ist. Umgekehrt gilt für $|\lambda| < 0$, daß p bei zunehmendem k steigt.

Wir haben nun sämtliche Beziehungen abgeleitet, die für den Beweis des HOS-Theorems erforderlich sind.

Nach Bhagwati [1967, S. 75] umfaßt der Beweis des HOS-Theorems zwei Schritte:

- Als erstes wird das Güterpreisverhältnis vor Handel bestimmt.
- Sodann wird gezeigt, daß ein Land einerseits dasjenige Gut exportieren wird, dessen Preis vor Handel relativ niedriger als im anderen Land ist, und andererseits das andere Gut importieren wird.

Hieraus folgt, daß ein Land das Gut exportiert, das intensiv in dem in diesem Land reichlich vorhandenen Produktionsfaktor ist. Es importiert dagegen dasjenige Gut, das intensiv in dem in diesem Land knappen Produktionsfaktor ist.

Wir legen zunächst die physische Definition der Faktorreichlichkeit zugrunde. Es ist zu zeigen, daß

$$(42) \quad \frac{X_1^1}{X_2^1} > \frac{X_1^2}{X_2^2}$$

gilt¹, vorausgesetzt, daß Land 1 kapitalreich ($k^1 > k^2$) und Gut 1 kapitalintensiv ($k_1 > k_2$) ist. Dazu werden (1) und (2) nach X_1 und X_2 aufgelöst, so daß

$$(43) \quad X_1 = \frac{La_{22} - Ka_{12}}{|A|}$$

$$(44) \quad X_2 = \frac{Ka_{11} - La_{21}}{|A|}$$

wobei $|A|$ die Determinante der Koeffizientenmatrix des Gleichungssystems (1) und (2) darstellt. Wird der Quotient der Produktionsmengen beider Güter gebildet, so erhalten wir mit Hilfe von (43) und (44)

$$(45) \quad \frac{X_1}{X_2} = \frac{La_{22} - Ka_{12}}{Ka_{11} - La_{21}}$$

Durch Multiplikation von Zähler und Nenner mit $1/L$ ändert sich (45) zu

$$(46) \quad \frac{X_1}{X_2} = \frac{a_{22} - (K/L)a_{12}}{(K/L)a_{11} - a_{21}}$$

Wird der Zähler jetzt mit a_{12}/a_{12} und der Nenner mit a_{11}/a_{11} multipliziert, so erhalten wir

$$(47) \quad \frac{X_1}{X_2} = \frac{(k_2 - k)a_{12}}{(k - k_1)a_{11}}$$

wobei $k = K/L$, $k_1 = a_{21}/a_{11}$ und $k_2 = a_{22}/a_{12}$, mit $k_1 > k_2$ und $k_1 > k > k_2$. Unter diesen Bedingungen sind $k_2 - k < 0$ und $k - k_1 < 0$, so daß $X_1/X_2 > 0$.

Differenzieren wir (47) nach dem Faktorausstattungsverhältnis k mit Hilfe der Quotientenregel, so erhalten wir

$$(48) \quad \frac{d(X_1/X_2)}{dk} = \frac{(k_1 - k_2)a_{12}}{(k - k_1)^2 a_{11}} > 0 \quad \text{da } k_1 - k_2 > 0$$

Bei konstanten Preisen erhöht sich der Quotient der Produktionsmengen zugunsten des kapitalintensiveren Gutes, wenn sich das Faktorausstattungs-

¹Hochgestellte Indizes bezeichnen die Länder 1 und 2.

verhältnis infinitesimal erhöht¹. (48) zeigt also, daß im kapitalreichen Land relativ mehr vom kapitalintensiven als vom arbeitsintensiven Gut produziert wird.

Als nächstes muß untersucht werden, ob (48) das Güterpreisverhältnis vor Handel bestimmen kann. Annahmegemäß werden beide Güter in beiden Ländern im gleichen Verhältnis nachgefragt. Dann muß der in (48) zutage tretende Angebotsüberschuß für Gut 1 im Land 1 zu einem niedrigeren relativen Preis dieses Gutes in diesem Land führen. Der Zusammenhang zwischen Faktorausstattungsverhältnis und Güterpreisverhältnis wurde bereits in Gleichung (41) deutlich. Er kann auch aus Abbildung 1 [entnommen aus Batra, 1973, S. 64] ersehen werden.

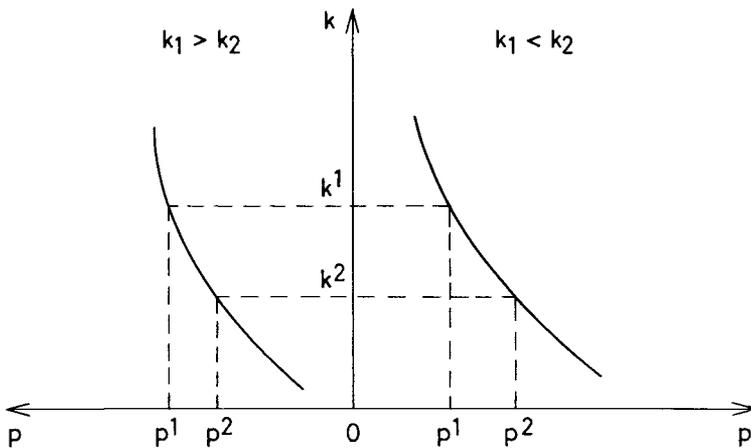


Abb. 1

Die Steigung der Kurve wird vom Vorzeichen von $|\lambda|$ bestimmt. Dieses hängt - wie gezeigt worden ist - von den Kapitalintensitäten der Güter ab. Im kapitalreichen Land 1 ist für $k_1 > k_2$ $p^1 > p^2$. Da p als p_2/p_1 definiert worden ist, ist in Land 1 das Gut 1 auch relativ billiger als im Land 2. Die gleiche Nachfragestruktur in beiden Ländern führt dann dazu, daß im Falle der physischen Definition der Faktorreichlichkeit das Überschußland für Gut 1 dieses auch exportiert und Gut 2 importiert. Umgekehrt verhält es sich mit Land 2². Hieraus folgt das HOS-Theorem.

¹Dieser Zusammenhang ergibt sich bereits aus dem Satz von Rybczynski.

²Dabei ist die besondere Rolle, die die Annahme homothetischer Nachfragefunktionen spielt, zu unterstreichen. Sie kann nur dann - ceteris paribus - fallengelassen werden, wenn die betrachteten Länder keine Einkommensunterschiede aufweisen [vgl. hierzu Robinson, 1968, S. 17].

Gehen wir jetzt von der Preisdefinition der Faktorreichlichkeit aus, so muß zunächst gezeigt werden, wie sich die relativen Güterpreise vor Handel durch die relativen Faktorpreise bestimmen lassen. Das Lohn/Zins-Verhältnis f sei im kapitalreichen Land 1 höher als in Land 2. Aus der Beziehung zwischen einer Änderung des Faktorpreisverhältnisses und einer Änderung des Güterpreisverhältnisses in Gleichung (21) ergibt sich, daß für den Fall $|\theta| < 0$, d. h. $k_1 > k_2$, eine Erhöhung des Lohn/Zins-Verhältnisses zu einer Erhöhung des Güterpreisverhältnisses führt. Umgekehrt führt der Fall $|\theta| > 0$ ($k_1 < k_2$) bei einer Erhöhung des Lohn/Zins-Verhältnisses zu einem niedrigeren Güterpreisverhältnis.

Somit ergibt sich aus (21), daß ein höheres Lohn/Zins-Verhältnis zu einem relativ billigeren Preis des kapitalintensiven Gutes im kapitalreichen Land führt. Dies kann aus Abbildung 2 [vgl. z. B. Kemp, 1969, S. 8] ersehen werden.

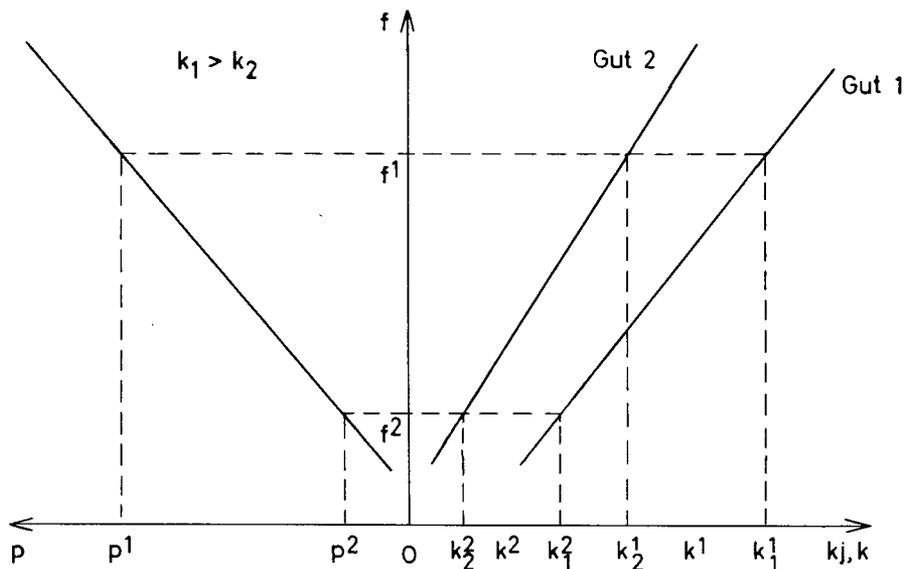


Abb. 2

Jetzt wird die Annahme von "well-behaved" und international identischen gesellschaftlichen Indifferenzkurven erforderlich, um auszuschließen, daß der Fall multipler Gleichgewichte im autarken Zustand eintritt [vgl. Kemp, 1969, S. 62]. Sodann wird ein Land dasjenige Gut exportieren, dessen relativer Preis vor Handel niedriger als im anderen Land ist (umgekehrt für das andere Land). Daraus folgt wieder das HOS-Theorem.

Wie oben gezeigt worden ist, kann das HOS-Theorem alternativ aus der mengenmäßigen und der preismäßigen Definition der Faktorreichlichkeit abgeleitet werden. Dabei ist im ersten Fall die Annahme identischer homothetischer gesellschaftlicher Indifferenzkurven und im zweiten Fall anscheinend nur die Annahme identischer sozialer Indifferenzkurven erforderlich. Dies bedarf einer besonderen Diskussion.

Wird über die Präferenzen beider Länder nichts angenommen, so kann es dazu kommen, daß sich ein physisch kapitalreiches Land bei Zugrundelegung der Preisdefinition als arbeitsreich erweist [vgl. Schittko, 1976, S. 140]. Dies zeigt Abbildung 3.

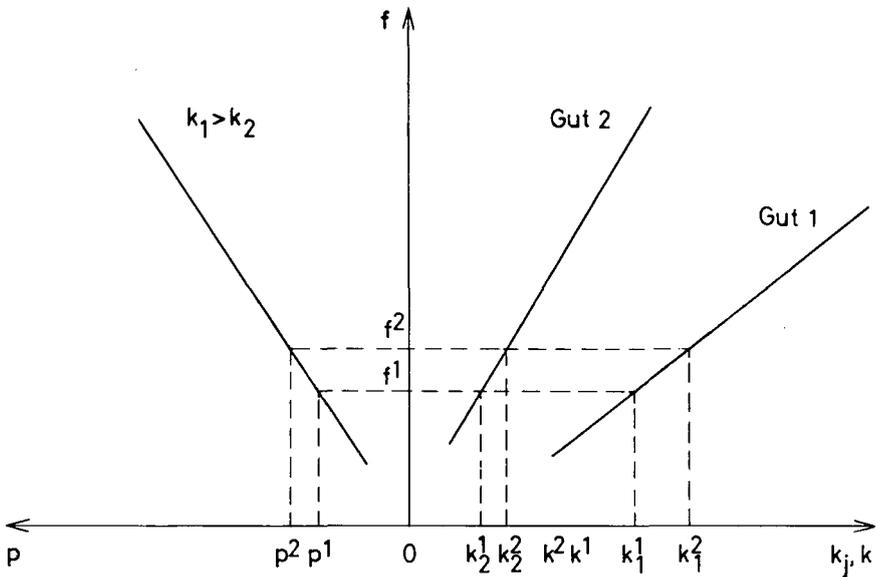


Abb. 3

Land 1 ist hier physisch kapitalreich, d. h. $k^1 > k^2$, aber arbeitsreich gemäß $f^1 < f^2$. Land 1 exportiert hier das arbeitsintensive Gut 2, weil es in diesem Land eine starke Präferenz für das Gut 1 gibt¹, die den komparativen Vorteil bestimmt.

Der Gebrauch sozialer Indifferenzkurven im Rahmen der Theorie des internationalen Handels ist bereits von mehreren Seiten in Frage gestellt

¹Eine Verzerrung der Knappheitsrelation kann z. B. auch durch Zinssubvention bzw. übermäßige Lohnerhöhungen zustande kommen.

worden [vgl. Chipman, 1965, S. 690 ff.; Rose, 1976, S. 271 ff.]. Die wichtigsten Einwände werden gegen die Aggregation individueller zu gesellschaftlichen Indifferenzkurven vorgebracht. Eine solche Aggregation kann nur dann erfolgen, wenn

- gleiche Präferenzen und gleiches Einkommen oder
- gleiche und homothetische Präferenzen oder
- ungleiche, aber homothetische Präferenzen und proportionale Einkommen (auch Eisenberg-Fall genannt¹) oder
- ungleiche, aber homothetische Präferenzen und eine gegebene Einkommensverteilung (auch Scitovsky-Fall genannt [vgl. Scitovsky, 1950])

für die Wirtschaftssubjekte einer Volkswirtschaft angenommen werden.

Der Scitovsky-Fall führt zu einem nichtkonsistenten System sozialer Indifferenzkurven. Außerdem läßt sich hier nur dann eine Aggregation individueller Nutzenfunktionen durchführen, wenn eine bestimmte Einkommensverteilung vorausgesetzt wird. Dies widerspricht jedoch dem wissenschaftstheoretischen Grundsatz des kritischen Rationalismus, nach dem im Inhaltsbereich der Wissenschaft keine Werturteile auftreten dürfen [vgl. dazu etwa Kastening, 1978, S. 74].

Aber auch dann, wenn eine bestimmte Einkommensverteilung "objektiv" vorgegeben werden könnte, wäre sie für die Analyse gerade des internationalen Handels unbrauchbar, denn "leider ... verschiebt der internationale Handel die Faktorpreise und damit auch die relativen Einkommen"². Der Fall gleicher Einkommen aller Wirtschaftssubjekte kann daher als zu starke Vereinfachung abgetan werden.

Im Eisenberg-Fall läßt sich eine soziale Indifferenzkurve für ein Land nur dann im Rahmen des HOS-Theorems begründen,

- wenn sich dieses Land auf die Produktion nur eines Gutes spezialisiert und der technische Fortschritt Hicks-neutral ist oder
- wenn jedes Wirtschaftssubjekt den gleichen Anteil an der Faktorausstattung dieses Landes besitzt [vgl. Chipman, 1974, S. 27, Anm. 5].

¹Eisenberg [1961, S. 337 ff.] formulierte sein Aggregationskriterium anders: Er fordert ein konstantes Geldeinkommen für jedes Wirtschaftssubjekt. Die Annahme proportionaler Einkommen ist der Eisenbergschen Bedingung in dem Sinne äquivalent, als sie die Restriktion erfüllt, daß die Einkommensverteilung unabhängig von Preis- und Einkommensänderungen sein sollte.

²Rose [1976, S. 278]. Rose meint aber, daß es eine "unter ethischen Gesichtspunkten erwünschte, optimale Einkommensverteilung gibt" [ibid.], und daß Abweichungen (z. B. durch Außenhandelseffekte) mit Hilfe des Pareto-Kriteriums (nach dem Kompensationszahlungen von Gewinnern an Verlierer erfolgen) berücksichtigt werden könnten. Dieses Kriterium "bleibt aber ein Werturteil" [Schittko, 1976, S. 203].

Obwohl fast alle Prämissen des HOS-Theorems ihre Gültigkeit behalten, sind im Eisenberg-Fall weitere Einschränkungen des HOS-Theorems unvermeidlich.

Als letztes verbleibt nun noch die Annahme gleicher und homothetischer Präferenzen, d.h. für alle Wirtschaftssubjekte eines Landes identische und lineare Einkommens/Konsum-Kurven. In diesem Fall "existiert ein widerspruchsfreies (sich nicht schneidendes) gesellschaftliches Indifferenzkurvensystem" [Schittko, 1976, S. 203], das den Prämissen des HOS-Theorems genügt.

Dies bedeutet, daß die Annahme der Homothetie nicht nur für den Beweis des HOS-Theorems auf der Grundlage der physischen Definition der Faktorreichlichkeit, sondern auch im Fall der Preisdefinition angenommen werden muß, falls die Nachfrageseite mit Hilfe sozialer Indifferenzkurven beschrieben werden soll. Unter der Annahme international identischer und homothetischer Präferenzen führen beide Definitionen der Faktorreichlichkeit zum HOS-Theorem [so auch Jones, 1956/57, S. 6, Anm. 4].

Die Gültigkeit des HOS-Theorems kann jedoch mit Hilfe der gemachten Prämissen und des strengen Beweises noch nicht hinreichend abgesichert werden. Es kann nämlich im Falle umschlagender Faktorintensitäten [vgl. Samuelson, 1949] zu einem nicht HOS-konformen Außenhandelsmuster kommen.

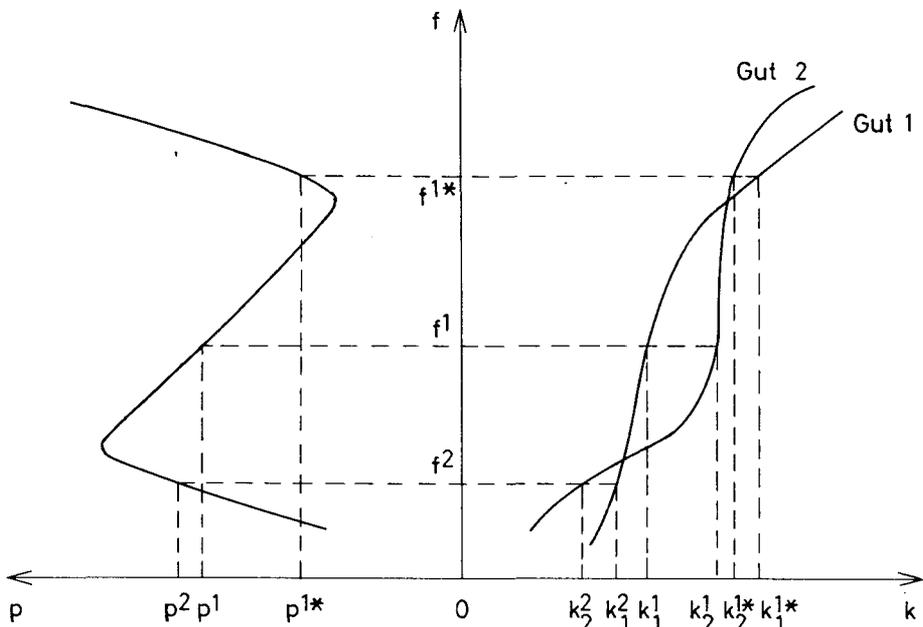


Abb. 4

Unterscheiden sich zwei Länder in ihrer relativen Faktorausstattung, so können die relativen Faktorpreise dieser Länder in dem Sinne voneinander abweichen, daß das gleiche Gut im einen Land kapitalintensiv und im anderen arbeitsintensiv hergestellt wird (vgl. Abb. 4).

Die erwähnte Situation kommt zustande, wenn $f^1 > f^2$. Dann sind $k_2^2 < k_1^2$ und $k_1^1 < k_2^1$. In diesem Zusammenhang muß noch auf die Situation $f^{1*} > f^2$ aufmerksam gemacht werden [vgl. Kemp, 1969, S. 75]. Trotz $k_2^2 < k_1^2$ und $k_2^{1*} < k_1^{1*}$ ist hier $p^2 > p^{1*}$, d.h., das kapitalreiche Land 1 exportiert das arbeitsintensive Gut 2. Der Gültigkeitsbereich des HOS-Theorems muß also weiter eingeschränkt werden. Umschlagende Faktorintensitäten müssen explizit ausgeschlossen werden.

b. Die Gültigkeit des HOS-Theorems bei alternativen Prämissen

Im folgenden soll die Sensitivität des HOS-Theorems auf alternative Prämissen geprüft werden. Dabei kommt es darauf an, ceteris paribus den Einfluß einzelner Prämissen auf das HOS-Theorem in Hinblick auf die Ableitung einer empirisch testbaren Hypothese zu bestimmen.

Diskutiert werden folgende empirisch relevante Annahmen:

- international ungleiche Präferenzen,
- internationale Technologieunterschiede,
die Berücksichtigung von
- mehr als zwei Gütern, Faktoren und Ländern,
- nicht handelbaren Gütern,
- Zwischenprodukten,
- Zöllen,
- Transportkosten.

Als erstes heben wir die Prämisse international identischer Nachfragestrukturen auf. Betrachten wir wieder Gleichung (36) und setzen ähnlich wie in (37) den Ausdruck für die Substitutionselastizität der Nachfrage σ_D ein, so erhalten wir

$$(49) \quad \hat{D}_1 - \hat{D}_2 = (\hat{p}_2 - \hat{p}_1) \sigma_D + \hat{Y} \left(\frac{\delta D_1}{\delta Y} \frac{Y}{D_1} - \frac{\delta D_2}{\delta Y} \frac{Y}{D_2} \right)$$

Der zweite Klammerausdruck rechts in (49) stellt die Differenz der Einkommenselastizitäten der Nachfrage nach den Gütern 1 und 2 dar. Im Fal-

le der Homothetieannahme ist diese Differenz, die wir im folgenden mit β bezeichnen wollen, Null. Ein positiver Wert von β ergibt sich, wenn die Elastizität der Nachfrage nach Gut 1 größer als die nach Gut 2 ist. Der umgekehrte Fall führt zu einem negativen β -Wert. Durch Einsetzen ergibt sich

$$(50) \quad \hat{D}_1 - \hat{D}_2 = (\hat{p}_2 - \hat{p}_1) \sigma_D + \hat{Y}\beta$$

Im Gleichgewicht gilt: $\hat{D}_1 - \hat{D}_2 = \hat{X}_1 - \hat{X}_2$, d. h., gegenüber Gleichung (40) haben wir einen zusätzlichen Term links vom Gleichheitszeichen

$$(51) \quad \frac{\hat{L} - \hat{K}}{|\lambda|(\sigma_D + \sigma_S)} - \frac{\hat{Y}\beta}{(\sigma_D + \sigma_S)} = \hat{p}_2 - \hat{p}_1$$

Gleichung (51) besagt, daß im Falle einer starken Präferenz für das arbeitsintensive Gut 1 (also $\beta > 0$) dieses Gut im arbeitsreichen Land relativ teurer sein wird. Der Nachfrageeffekt wirkt dem Faktorausstattungs-effekt entgegen¹. Genauso führt $\beta < 0$ zu einer relativen Verteuerung des kapitalintensiven Gutes im kapitalreichen Land.

Als nächstes heben wir die Prämisse international identischer Technologie für jedes Gut auf und nehmen Technologieunterschiede an. Dabei wird unter Technologie "the way in which resources are converted into commodities" [Jones, 1970, S. 73] verstanden. Die Verbesserung einer bekannten Technologie "involves simply a new way of combining existing factors in the production of one or both of the two existing products" [Kemp, 1969, S. 53]. Diese Verbesserung kommt als Ergebnis des technischen Fortschritts zustande und bewirkt, daß die neue Technologie mit weniger Faktoreinsatz (einer oder beider Faktoren) pro Outputeinheit auskommt. Wir haben es also mit Produktivitätsunterschieden zu tun und können einen niedrigeren Faktoreinsatz pro Outputeinheit auch als Erhöhung des Faktorangebots interpretieren. Betrachtet man eine Transformationskurve, so wirkt sich der in diesem Sinn definierte technische Fortschritt² in einer Verschiebung der Kurve nach außen (weg vom Ursprung des Koordinatensystems) aus. Der neue Produktionspunkt liegt dann auf der neuen (äußeren) Transformationskurve, nicht jedoch notwendigerweise auf demselben Ursprungsstrahl. Der technische Fortschritt kann also einerseits das Faktorangebot erhöhen und andererseits die Güterpreise beeinflussen (Kosteneffekt) [vgl. Jones, 1970, S. 76].

Um diese Zusammenhänge im Rahmen des Jonesschen Modells zeigen zu können, müssen die Produktionskoeffizienten a_{ij} neu definiert werden. Bis-

¹Nicht $\beta \neq 0$ allein, sondern die mit den Einkommensunterschieden (\hat{Y}) gewogenen Präferenzdifferenzen wirken hier dem Faktorausstattungs-effekt entgegen. Dabei wird angenommen, daß die Einkommenselastizitäten positiv sind, d. h., daß inferiore Güter ausgeschlossen sind.

²Hier soll nur ein exogener technischer Fortschritt berücksichtigt werden.

her wurden sie als allein von den Faktorpreisen abhängig angesehen ($a_{ij} = a_{ij}(f)$); jetzt dagegen fügen wir die Zeitvariable t hinzu und erhalten $a_{ij} = a_{ij}(f, t)$ [vgl. auch zum folgenden Jones, 1970, S. 74].

Für jeden Zeitpunkt t existiert eine, und nur eine, Stückisoquante für jedes Gut. Der technische Fortschritt verschiebt die Stückisoquante in Richtung auf den Ursprung des Koordinatensystems, wie aus Abbildung 5 deutlich wird (dargestellt für Gut 1).

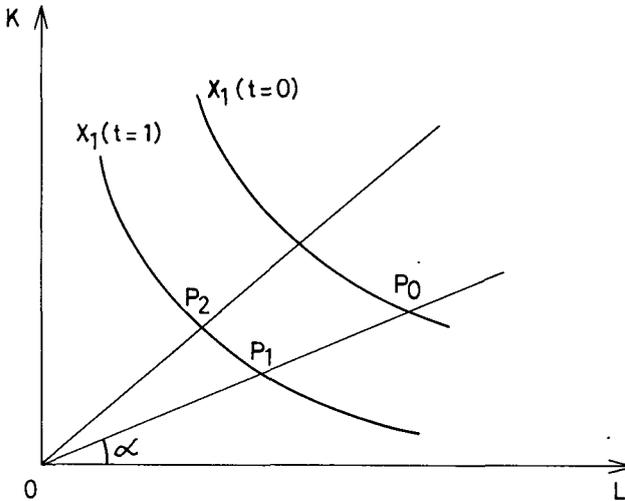


Abb. 5

Die Produktionskoeffizienten können jetzt aufgrund von Faktorpreisänderungen entlang einer gegebenen Isoquante, aber auch im Zuge eines Übergangs von einer Isoquante auf eine andere variieren. Der Tangens des Winkels α gibt die Kapitalintensität des Gutes 1 an, d. h. das Verhältnis der Produktionskoeffizienten dieses Gutes

$$\operatorname{tg} \alpha = k_1 = \frac{k_1/X_1}{L_1/X_1} = \frac{a_{21}}{a_{11}}$$

Eine Änderung dieses Winkels ist also mit einer Änderung dieses Verhältnisses verbunden; eine Bewegung auf einem Ursprungsstrahl (in Richtung auf den Ursprung beispielsweise) dagegen verändert die einzelnen Koeffizienten, nicht jedoch ihr Verhältnis. Produziert ein Land zum Zeitpunkt $t = 0$ in P_0 und zum Zeitpunkt $t = 1$ in P_2 , so kann der Übergang von P_0 zu P_2 in zwei Schritte P_0P_1 und P_1P_2 zerlegt werden, d. h.

$$\frac{da_{ij}}{a_{ij}} = \hat{a}_{ij} = \hat{a}_{ij}^* - \hat{b}_{ij} \quad \text{für alle } i \text{ und } j$$

\hat{a}_{ij}^* ist die relative Änderung des Produktionskoeffizienten entlang einer

gegebenen Isoquante aufgrund einer Änderung des Faktorpreisverhältnisses bei konstantem technischen Wissen ($P_1 P_2$). \hat{b}_{ij} ist die relative Änderung des Produktionskoeffizienten beim Übergang auf eine neue Isoquante aufgrund des technischen Fortschritts bei konstantem Faktorpreisverhältnis ($P_0 P_1$). Die gesamte relative Änderung kann dann als Differenz beider Änderungsarten aufgefaßt werden¹.

Wir definieren mit π_j die Stückkostensparnis, die eine relative Verminderung der Produktionskoeffizienten im Sektor j verursacht. Dazu verwenden wir θ_{ij} , also die Distributionsanteile des Gutes j bezüglich des i -ten Faktors aus den obigen Gleichungen (16) und (17):

$$(52) \quad \pi_j = \theta_{1j} \hat{b}_{1j} + \theta_{2j} \hat{b}_{2j} \quad \text{für alle } j$$

Ferner definieren wir mit π_i^* die Faktoreinsatzersparnis, die ein relativer Mindereinsatz des Faktors i in allen Sektoren j verursacht. Hierzu verwenden wir λ_{ij} , also die Anteile von Faktor i , die in die Produktion des Gutes j eingehen, aus den Gleichungen (9) und (10).

$$(53) \quad \pi_i^* = \lambda_{i1} \hat{b}_{i1} + \lambda_{i2} \hat{b}_{i2} \quad \text{für alle } i$$

Dann setzen wir in Gleichungen (9), (10), (16) und (17) $\hat{a}_{ij} = \hat{a}_{ij}^* - \hat{b}_{ij}$, für alle i und j ein, und erhalten z. B. für (9):

$$(54) \quad \hat{L} + (\lambda_{11} \hat{b}_{11} + \lambda_{12} \hat{b}_{12}) - (\lambda_{11} \hat{a}_{11}^* + \lambda_{12} \hat{a}_{12}^*) = \lambda_{11} \hat{X}_1 + \lambda_{12} \hat{X}_2$$

Der erste Klammerausdruck links in (54) ist π_1^* . Für die \hat{a}_{ij}^* im zweiten Klammerausdruck links in (54) setzen wir die entsprechenden Ausdrücke aus (28) für alle j ein. Danach führen wir γ_i ein, und zwar definiert (z. B. für $i = 1$)

$$\gamma_1 = \lambda_{11} \theta_{21} \sigma_1 + \lambda_{12} \theta_{22} \sigma_2$$

Es ergibt sich dann

$$(55) \quad \hat{L} + \pi_1^* + \gamma_1 (\hat{w} - \hat{r}) = \lambda_{11} \hat{X}_1 + \lambda_{12} \hat{X}_2$$

und analog für (10)

¹Dies ergibt sich aus dem totalen Differential für $a_{ij}(f, t)$:

$$da_{ij} = \delta a_{ij} / \delta f df + \delta a_{ij} / \delta t dt.$$

Teilen wir durch a_{ij} zur Betrachtung relativer Änderungen, so erhalten wir:

$$\frac{da_{ij}}{a_{ij}} = \frac{1}{a_{ij}} \frac{\delta a_{ij}}{\delta f} df + \frac{1}{a_{ij}} \frac{\delta a_{ij}}{\delta t} dt \quad \text{oder} \quad \hat{a}_{ij} = \hat{a}_{ij}^* - \hat{b}_{ij}$$

wobei \hat{b}_{ij} die Verminderung des Faktoreinsatzes pro Outputeinheit angibt.

$$(56) \quad \hat{K} + \pi_2^* - \gamma_2(\hat{w} - \hat{r}) = \lambda_{21} \hat{X}_1 + \lambda_{22} \hat{X}_2$$

Ähnliches Vorgehen in (16) und (17) führt zu

$$(57) \quad \hat{p}_1 + \pi_1 = \theta_{11} \hat{w} + \theta_{21} \hat{r}$$

$$(58) \quad \hat{p}_2 + \pi_2 = \theta_{12} \hat{w} + \theta_{22} \hat{r}$$

Aus (55) und (56) kann ersehen werden, in welcher Weise π_i^* (der Effekt eines relativen Mindereinsatzes des Faktors i in allen Sektoren) auf das Faktorangebot wirkt. Es kommt zu einer Verschiebung der Transformationskurve nach außen. Aus (57) und (58) kann abgelesen werden, in welcher Weise die Stückkostensparnis π_j (der Effekt einer relativen Verminderung der Produktionskoeffizienten im Sektor j bei konstanten Faktorpreisen) auf die Güterpreise wirkt¹. Das Güterpreisverhältnis ändert sich, wenn $\pi_1 \neq \pi_2$. Dann weist der neue Punkt auf der neuen (äußeren) Transformationskurve eine andere Steigung auf als der ursprüngliche Punkt.

Ziehen wir (58) von (57) ab und führen einfache Umformungen durch, so erhalten wir

$$(59) \quad \hat{p}_1 - \hat{p}_2 = |\theta|(\hat{w} - \hat{r}) - (\pi_1 - \pi_2)$$

mit $|\theta|$ (wie oben in Gleichungen (16) und (17)) als Determinante der stochastischen Matrix θ . $|\theta|$ ist positiv, wenn Gut 1 arbeitsintensiv ($k_1 < k_2$), und negativ, wenn Gut 1 kapitalintensiv ($k_1 > k_2$) ist.

Ist Land 1 nach der Preisdefinition arbeitsreich ($f^1 < f^2$), so wird es laut HOS das arbeitsintensive Gut 1 (Fall $|\theta| > 0$) exportieren, d. h., das Güterpreisverhältnis ($p = p_2/p_1$) wird in Land 1 höher sein als in Land 2. Berücksichtigt man dagegen Technologieunterschiede zwischen beiden Ländern in Gestalt der π_j in Gleichung (59), so kann das kapitalreiche Land im arbeitsintensiven Gut aufgrund des technischen Fortschritts derartige Kosteneffekte aufweisen, daß sich das Güterpreisverhältnis dieses Landes zugunsten des arbeitsintensiven Gutes ändert. Der Fall $\pi_1 > 0$ und $\pi_2 = 0$ kann Unterschiede in den Faktorpreisverhältnissen überkompensieren. Eine Beeinflussung des Güterpreisverhältnisses vor Handel kommt jedoch nur dann zustande, wenn der technische Fortschritt zu unterschiedlichen Stückkostensparnissen in den einzelnen Industrien führt.

Gehen wir von der physischen Definition der Faktorreichlichkeit aus, so müssen zunächst einige Umformungen in (55) und (56) durchgeführt werden. Dazu lösen wir (59) nach $(\hat{w} - \hat{r})$ auf und setzen diesen Ausdruck links in (55) und (56) ein. Die sich so ergebenden linken Seiten dieser Gleichungen nennen wir jetzt M bzw. N . Wir erhalten die Gleichungen

¹Alle \hat{b}_{ij} , π_j und π_i^* werden als nicht negativ vorausgesetzt.

$$(60) \quad M = \lambda_{11} \hat{X}_1 + \lambda_{12} \hat{X}_2$$

$$(61) \quad N = \lambda_{21} \hat{X}_1 + \lambda_{22} \hat{X}_2$$

die wir nach \hat{X}_1 und \hat{X}_2 auflösen

$$(62) \quad \hat{X}_1 = \frac{M\lambda_{22} - N\lambda_{12}}{|\lambda|}$$

$$(63) \quad \hat{X}_2 = \frac{N\lambda_{11} - M\lambda_{21}}{|\lambda|}$$

mit $|\lambda|$ als Determinante der stochastischen Matrix λ . $|\lambda|$ ist positiv, wenn Gut 1 arbeitsintensiv ist, sonst negativ. Durch Einsetzen der ausführlichen Ausdrücke für M bzw. N und durch Subtraktion von (63) von (62) erhalten wir nach einigen Umformungen

$$(64) \quad \hat{X}_1 - \hat{X}_2 = \frac{1}{|\lambda|} [(\hat{L} - \hat{K}) + (\pi_1^* - \pi_2^*)] + \sigma_s [(\hat{p}_1 - \hat{p}_2) + (\pi_1 - \pi_2)]$$

mit σ_s als Substitutionselastizität des Angebots entlang der Transformationskurve. Aus (64) geht hervor, daß das Zustandekommen eines Angebotsüberschusses für eines der beiden Güter nicht nur von dem Faktorausstattungsverhältnis, sondern auch von Technologieunterschieden abhängt. Ziehen wir jetzt die Nachfrage hinzu, so gilt im Gleichgewicht

$$(65) \quad \hat{X}_1 - \hat{X}_2 = \hat{D}_1 - \hat{D}_2$$

Setzen wir in (65) für $\hat{D}_1 - \hat{D}_2 = -\sigma_D(\hat{p}_1 - \hat{p}_2)$ (aus Gleichung (37)) und für $\hat{X}_1 - \hat{X}_2$ den Ausdruck aus (64) ein, so erhalten wir durch Auflösung nach $(\hat{p}_1 - \hat{p}_2)$

$$(66) \quad \hat{p}_1 - \hat{p}_2 = - \frac{1}{|\lambda|(\sigma_D + \sigma_s)} [(\hat{L} - \hat{K}) + (\pi_1^* - \pi_2^*) + (\pi_1 - \pi_2) |\lambda| \sigma_s]$$

mit σ_D als Substitutionselastizität der Nachfrage entlang der sozialen Indifferenzkurve. Wir sehen, daß das Güterpreisverhältnis in (66) vom Faktorausstattungsverhältnis aber auch vom "differential factor effect"¹ und vom "differential industry effect"² bestimmt wird. Eine Auswirkung auf das Güterpreisverhältnis kommt in beiden Fällen in dem Maße zustande, in dem der technische Fortschritt beide Faktoren (über π_i^*) bzw. beide Sektoren (über π_j) unterschiedlich stark trifft. Dies gilt für Stärke und Richtung des Einflusses.

Betrachten wir z. B. einen Hicks-neutralen technischen Fortschritt im arbeitsintensiven Sektor 1 des kapitalreichen Landes, wonach sich der Ein-

¹Jones [1970, S. 80] bezeichnet damit die Differenz $\pi_1^* - \pi_2^*$

²Jones [ibid.] bezeichnet damit die Differenz $\pi_1 - \pi_2$.

satz beider Faktoren in Sektor 1 in gleichem Maße vermindert ($\hat{b}_{11} = \hat{b}_{21}$), so ergibt sich eine Stückkostensparnis in Höhe von \hat{b}_{11} . Des weiteren ergeben sich gesamtwirtschaftliche Faktoreinsatzersparnisse in Höhe von $\lambda_{11}\hat{b}_{11}$ für Arbeit und in Höhe von $\lambda_{21}\hat{b}_{21}$ für Kapital. Dies kann aus den Definitionsgleichungen für π_j und π_i ersehen werden:

$$\begin{aligned}\pi_1 &= \theta_{11}\hat{b}_{11} + \theta_{21}\hat{b}_{21} = \hat{b}_{11} && \text{mit } \sum_i \theta_{i1} = 1 \\ \pi_2 &= \theta_{12}\hat{b}_{12} + \theta_{22}\hat{b}_{22} = 0 && \text{da } \hat{b}_{12} = \hat{b}_{22} = 0 \\ \pi_1^* &= \lambda_{11}\hat{b}_{11} + \lambda_{12}\hat{b}_{12} = \lambda_{11}\hat{b}_{11} && \text{mit } \hat{b}_{12} = 0 \\ \pi_2^* &= \lambda_{21}\hat{b}_{21} + \lambda_{22}\hat{b}_{22} = \lambda_{21}\hat{b}_{21} && \text{mit } \hat{b}_{22} = 0\end{aligned}$$

Ferner gilt:

$$\begin{aligned}\pi_1 - \pi_2 &= \hat{b}_{11} \\ \pi_1^* - \pi_2^* &= \hat{b}_{11}(\lambda_{11} - \lambda_{21}) = \hat{b}_{11}|\lambda| && \text{mit } |\lambda| = \lambda_{11} - \lambda_{21}\end{aligned}$$

Setzen wir die soeben abgeleiteten Ausdrücke in (66) ein, dann ergibt sich

$$(67) \quad \hat{p}_1 - \hat{p}_2 = - \frac{1}{|\lambda|(\sigma_D + \sigma_S)} [(\hat{L} - \hat{K}) + \hat{b}_{11}|\lambda|(1 + \sigma_S)]$$

oder

$$(68) \quad \hat{p}_1 - \hat{p}_2 = - \frac{(\hat{L} - \hat{K})}{|\lambda|(\sigma_D + \sigma_S)} - \hat{b}_{11} \frac{(1 + \sigma_S)}{(\sigma_D + \sigma_S)}$$

oder

$$(69) \quad \hat{p}_2 - \hat{p}_1 = \frac{\hat{L} - \hat{K}}{|\lambda|(\sigma_D + \sigma_S)} + \hat{b}_{11} \frac{(1 + \sigma_S)}{(\sigma_D + \sigma_S)}$$

Der Fall, in dem Faktorausstattungsverhältnis und technischer Fortschritt in die gleiche Richtung wirken, ist trivial. Wichtig ist hier der Fall entgegengesetzter Effekte, d. h., wenn der technische Fortschritt den Faktorausstattungseffekt abschwächt, voll kompensiert oder umkehrt. Durch Nullsetzung von Gleichung (69) erhalten wir einen Wert für \hat{b}_{11} , nämlich

$$\hat{b}_{11} = - \frac{(\hat{L} - \hat{K})}{|\lambda|(1 + \sigma_S)}$$

Bei Gültigkeit des Gleichheitszeichens wird der Faktorausstattungseffekt voll kompensiert, im Falle eines Kleiner-Zeichens nur abgeschwächt und im Falle eines Größer-Zeichens umgekehrt. Im letzteren Fall überwiegt der Hicks-neutrale technische Fortschritt im Sektor 1 den Faktorausstattungseffekt im kapitalreichen Land. Dies führt zu einer relativen Verbilligung des arbeitsintensiven Gutes im kapitalreichen Land, deren Ausmaß den komparativen Vorteil bzw. das Außenhandelsmuster, wie man es nach dem HOS-Theorem erwartet hätte, umkehren kann. Analog dazu kann ein

Hicks-neutraler technischer Fortschritt auch im kapitalintensiven Sektor des arbeitsreichen Landes das Außenhandelsmuster umkehren.

Des weiteren könnte man die Wirkung eines arbeitssparenden ($\hat{b}_{1j} > \hat{b}_{2j}$), eines kapitalsparenden ($\hat{b}_{2j} > \hat{b}_{1j}$), aber auch eines im Sinne Johnsons "intensive-factor-using" technischen Fortschritts¹ untersuchen. Wir beschränken uns hier auf die Wirkung eines arbeitssparenden technischen Fortschritts in der arbeitsintensiven Industrie eines kapitalreichen Landes, d. h. $\hat{b}_{11} > \hat{b}_{21}$ ². Dazu setzen wir der Einfachheit halber $\hat{b}_{21} = \hat{b}_{12} = \hat{b}_{22} = 0$ und erhalten $\pi_1 = \theta_{11} \hat{b}_{11}$, $\pi_2 = 0$, $\pi_1^* = \lambda_{11} \hat{b}_{11}$ und $\pi_2^* = 0$. Damit sind $\pi_1 - \pi_2 = \theta_{11} \hat{b}_{11}$ und $\pi_1^* - \pi_2^* = \lambda_{11} \hat{b}_{11}$. Setzen wir diese Ausdrücke in (66) ein, dann ergibt sich

$$(70) \quad \hat{p}_1 - \hat{p}_2 = - \frac{1}{|\lambda|(\sigma_D + \sigma_S)} [(\hat{L} - \hat{K}) + \hat{b}_{11} (\lambda_{11} + \theta_{11} |\lambda| \sigma_S)]$$

oder

$$(71) \quad \hat{p}_2 - \hat{p}_1 = \frac{\hat{L} - \hat{K}}{|\lambda|(\sigma_D + \sigma_S)} + \hat{b}_{11} \frac{(\lambda_{11} + \theta_{11} |\lambda| \sigma_S)}{|\lambda|(\sigma_D + \sigma_S)}$$

Ein arbeitssparender technischer Fortschritt in der arbeitsintensiven Industrie (1) führt zu einer Stückkostensparnis von $\theta_{11} \hat{b}_{11}$ in dieser Industrie und zu einer gesamtwirtschaftlichen Faktoreinsatzersparnis von $\lambda_{11} \hat{b}_{11}$. Somit erhöht sich - relativ gesehen - der Preis des kapitalintensiven Gutes im kapitalreichen Land. Das kapitalreiche Land kann jetzt einen komparativen Vorteil im arbeitsintensiven Gut aufweisen. Das HOS-Außenhandelsmuster kann umgekehrt werden. Durch Nullsetzen von (71) kann wieder derjenige Wert für \hat{b}_{11} bestimmt werden, der für eine Überkompensierung des Faktorausstattungs-effekts mindestens erforderlich ist. Dies führt zu

$$\hat{b}_{11} > - \frac{\hat{L} - \hat{K}}{\lambda_{11} + \theta_{11} |\lambda| \sigma_S}$$

Durch Vergleich mit dem \hat{b}_{11} -Wert, der sich im Falle eines Hicks-neutralen technischen Fortschritts ergibt, wird deutlich, daß ein arbeitssparender technischer Fortschritt stärker als ein Hicks-neutraler auf das Güterpreisverhältnis wirkt. Im Falle eines neutralen technischen Fortschritts ergibt sich - bei konstantem Faktorpreisverhältnis - eine Erhöhung der

¹Vgl. Johnson [1963, S. 100 f.]. Der "intensive-factor-using" Fortschritt erhöht den relativen Einsatz des intensiven Faktors, während der "intensive-factor-saving" Fortschritt ihn vermindert.

²Im Rahmen dieser Arbeit werden die Wirkungen eines endogenen und/oder verkörperten technischen Fortschritts im Joneschen Modell nicht untersucht. Zum induzierten technischen Fortschritt vgl. Jones [1970, S. 85 ff.].

Produktionsmenge des betroffenen Sektors (aufgrund der Notwendigkeit, frei gewordene Faktormengen voll zu beschäftigen) bei Konstanz des Outputs des anderen Sektors. Beim arbeitssparenden technischen Fortschritt erhöht sich die Produktionsmenge des betroffenen Sektors bei gleichzeitigem Rückgang der Produktion im anderen Sektor. Dies geschieht, weil die im betroffenen Sektor infolge arbeitssparenden technischen Fortschritts freigesetzte Arbeit nur mit aus dem anderen Sektor abgezogenem Kapital kombiniert werden kann. Der technisch fortgeschrittene Sektor ist kapitalintensiver geworden¹. Somit verschiebt sich im Falle eines neutralen technischen Fortschritts das Güterpreisverhältnis weniger stark als beim arbeitssparenden technischen Fortschritt. Im letzteren Falle erfährt das Güterpreisverhältnis entgegengesetzte Änderungen im Zähler und Nenner.

Die bisher abgeleiteten Zusammenhänge erlauben einen generellen Einblick in die auf relative Preisunterschiede vor Handel zurückzuführenden komparativen Kostenvorteile. Diese können durch Faktorausstattungs-, Technologie- und Nachfrageunterschiede begründet werden. Fassen wir die Gleichungen (36), (41) und (66) zusammen, so ergibt sich Gleichung (72), die sämtliche Determinanten beinhaltet²

$$(72) \quad \hat{p}_2 - \hat{p}_1 = \frac{\hat{L} - \hat{K}}{|\lambda|(\sigma_D + \sigma_S)} + \frac{(\pi_1^* - \pi_2^*) + (\pi_1 + \pi_2)|\lambda|\sigma_S}{|\lambda|(\sigma_D + \sigma_S)} - \frac{\hat{Y}\beta|\lambda|}{|\lambda|(\sigma_D + \sigma_S)}$$

Faktoraus- stattung	Technologie	Nachfrage
------------------------	-------------	-----------

Heben wir als nächstes den engen Rahmen einer Zwei-Güter-Zwei-Faktoren-Zwei-Länder-Welt auf und fragen nach der Gültigkeit des HOS-Theorems in höheren Dimensionen, so stoßen wir auf das Problem der eindeutigen Bestimmung der relativen Faktorreichlichkeit eines Landes bzw. der relativen Faktorintensität eines Gutes, wenn mehr als zwei Produktionsfaktoren in die Analyse einbezogen werden³. Die Literatur zeigt, daß nur mit Hilfe schwächerer Reichlichkeits- bzw. Intensitätsdefinitionen eine Verallgemeinerung der mit dem HOS-Theorem eng verbundenen Sätze von Rybczynski, von Stolper-Samuelson und vom Faktorpreisausgleich - wenigstens für den Fall von zwei Ländern, n Faktoren und n Gütern (mit $n > 2$) -

¹Zu dieser Argumentation vgl. Rose [1970, S. 19 ff.].

²Ein ähnlicher Ansatz wurde bereits von Amano [1964] vorgeschlagen.

³Beide Begriffe (Faktorreichlichkeit und -intensität) entstammen einer Zwei-Faktoren-Zwei-Güter-Zwei-Länder-Welt. Schon bei drei Faktoren (z. B. Kapital K, Arbeit L und natürliche Ressourcen B) kann ein Land nach L/B arbeitsreich und nach L/K arbeitsarm im Vergleich zu einem anderen Land sein. Bei zunehmender Faktorenzahl verlieren beide Begriffe ihre Eindeutigkeit, und es gelingt nicht mehr, Außenhandelsmuster und Wirtschaftsstruktur in eindeutiger Weise einander zuzuordnen.

möglich ist¹. Problematischer sind solche Fälle, in denen die Anzahl der Güter und Faktoren nicht übereinstimmt und/oder mehr als zwei Länder berücksichtigt werden.

Eine schwächere Faktorintensität als die, die im Rahmen des Zwei-Güter-Zwei-Faktoren-Modells üblich ist, kann auf einfache Weise hergeleitet werden². Im Rahmen des Zwei-Güter-Zwei-Faktoren-Modells³ kommt die Faktorintensität der beiden Konsumgüter einerseits in der Matrix der Faktoreinsatzanteile λ_{ij} und andererseits in der Matrix der Distributionsanteile θ_{ij} zum Ausdruck⁴. So ist z. B. das Gut 1 kapitalintensiver als das Gut 2, wenn die Ungleichungen $\lambda_{11} < \lambda_{21}$ und $\theta_{11} < \theta_{12}$ erfüllt sind. Im Falle von n Gütern und n Faktoren müssen die Anteile λ_{ij} und θ_{ij} mit den Anteilen der Produktion der einzelnen Güter bzw. den Anteilen der Faktorbestände der einzelnen Faktoren am Volkseinkommen gewogen werden, um die Beziehungen zwischen den n Gütern und den n Faktoren erfassen zu können. Dies geschieht wie folgt: α_j sei der Anteil der Produktion des j-ten Gutes am Volkseinkommen, und es gelte $z_{ij} = \lambda_{ij}/\alpha_j$ für alle i und j. Des Weiteren sei α_i der gesamtwirtschaftliche Distributionsanteil des Faktors i, und es gelte ebenfalls $z_{ij} = \theta_{ij}/\alpha_i$ für alle i und j. Das Gut 1 wird dann als "intensiv" im Faktor i definiert, falls die Ungleichung $z_{ij} > 1$ erfüllt ist. So ergibt sich eine (n×n)-Matrix mit den Elementen z_{ij} . Der Vergleich zweier solcher Elemente einer Zeile stellt einen Vergleich der "Intensität" zweier Güter in bezug auf einen Faktor dar. Der Vergleich zweier solcher Elemente einer Spalte stellt einen Vergleich der "Intensität" eines Gutes in bezug auf zwei Faktoren dar.

Soll das HOS-Theorem im Falle von n Faktoren und n Gütern verallgemeinert werden, so kommt es lediglich darauf an, geeignete Bedingungen für

¹Pearce [1970, S. 398 f.] hat die Grenzen des herkömmlichen Faktorintensitätsbegriffs schon im Drei-Faktoren-Drei-Güter-Zwei-Länder-Fall für den Satz von Stolper-Samuelson aufgezeigt. Zu den Verallgemeinerungen der erwähnten Sätze vgl. Chipman [1969]; Kemp, Wege [1969] und Wege, Kemp [1969]. Aus der Verallgemeinerung der Sätze von Rybczynski und von Stolper-Samuelson kann die Gültigkeit des HOS-Theorems im n-Güter-n-Faktoren-Zwei-Länder-Fall (mit $n > 2$) abgeleitet werden, allerdings nur in entsprechend schwacher Form. Vgl. dazu Jones, Scheinkman [1977]; Jones [1979, S. 111 ff.] und Ethier [1974].

²Die Darstellung erfolgt in Anlehnung an Jones, Scheinkman [1977, S. 913 f.].

³Vgl. dazu S. 10 ff.

⁴Die Indizes i und j bezeichnen die Faktoren (i = 1 (Arbeit), 2 (Kapital)) bzw. die Güter (j = 1, 2). λ_{ij} gibt den Anteil des i-ten Faktors, der in die Produktion des Gutes j eingeht, am Bestand dieses Faktors an. θ_{ij} gibt den Kostenanteil des Faktors i am Stückpreis des Gutes j an.

die Elemente der Matrix der Elemente z_{ij} anzugeben¹.

In der Realität treffen wir eine Welt an, in der der multilaterale und nicht der bilaterale Handel die Regel ist und in der nicht unbedingt nur zwei Faktoren, auf jeden Fall aber wesentlich mehr Güter als Faktoren beobachtet werden können. Aus diesem Grund erscheint es sinnvoll, hier auf den Fall von m Faktoren und n Gütern (mit $m < n$) und darüber hinaus auf das Problem der Bestimmung komparativer Vorteile einzelner Länder in einer Mehr-Als-Zwei-Länder-Welt einzugehen.

Dazu wenden wir uns zunächst dem Fall $m = 2$ und $n = 3$ in Anlehnung an Schittko² zu. Anders als im Zwei-Faktoren-Zwei-Güter-Fall, wo nur von der Produktion beider Güter in beiden Ländern ausgegangen wird und in der Regel der Spezialisierungsfall ausgeschlossen wird, sind im Zwei-Faktoren-Drei-Güter-Fall Produktions- und Handelsstrukturen für beide Länder zu bestimmen. Im allgemeinen ist im Zwei-Faktoren-Drei-Güter-Fall die Produktionsaufteilung unbestimmt, wenn vollständige Diversifikation (beide Länder produzieren alle drei Güter) gefordert wird. Die Indetermination wird dadurch umgangen, daß nur eine unvollständige Diversifikation zugelassen und dadurch der Ausgleich der Faktorpreise verhindert wird³. Um dann die Möglichkeit eines nicht HOS-konformen Handels auszuschließen, müssen die Bedingungen dafür angegeben werden, daß kein Land nur Güter mit extremer bzw. mittlerer Faktorintensität produziert. Sodann kann gezeigt werden, daß das kapitalreiche Land solche Güter produzieren wird, deren Kapitalintensität größer oder gleich einer reellen Zahl γ ($\gamma > 0$) ist (umgekehrt für das arbeitsintensive Land). Von dem sich so ergebenden Produktionsmuster der einzelnen Länder kann schließlich auf das jeweilige Außenhandelsmuster geschlossen werden.

Als erstes muß eine eindeutige Rangordnung der Güter mit Hilfe der relativen Güterpreise möglich sein. Unter der Bedingung, daß Land 1 kapitalreich ist und die Kapitalintensitäten der Güter der Rangordnung $k_1 < k_2 < k_3$ entsprechen, kann gezeigt werden⁴, daß, wenn Gut 1 relativ zu Gut 2 in Land 1 teurer ist als in Land 2, auch Gut 2 relativ zu Gut 3 in Land 1 teurer ist als in Land 2, d. h., bei vollständiger Diversifikation muß gelten,

¹Diese Bedingungen werden von Jones und Scheinkman [1977, S. 924 ff.] angegeben.

²Vgl. Schittko [1976, S. 141 ff.]. Dieser Fall wurde von Melvin, Stewart und Bhagwati diskutiert. Melvin hat die Produktionsmöglichkeitenfläche für den Zwei-Faktoren-Drei-Güter-Fall abgeleitet und auf das Problem der Indetermination hingewiesen. Die ersten Diskussionsanregungen kamen von Samuelson und von Jones. Vgl. Samuelson [1953]; Jones [1956/57]; Melvin [1968; 1971; 1972]; Stewart [1971; 1972]; Bhagwati [1972]. Ferner liegt auch eine Verallgemeinerung für den kontinuierlichen Fall vor [vgl. Dornbusch et al., 1980].

³Im Zusammenhang mit der Einführung eines nicht handelbaren Gutes wird noch in diesem Abschnitt das Problem der Indetermination ausführlich erläutert.

⁴Für den Beweis vgl. Schittko [1976, S. 142]. Diese Rangordnung spiegelt die relativen Kostenverhältnisse in beiden Ländern wider.

$$\text{wenn } \frac{p_1^1}{p_2^1} > \frac{p_1^2}{p_2^2} \quad \text{dann } \frac{p_2^1}{p_3^1} > \frac{p_2^2}{p_3^2}$$

Da aber, wie bereits angemerkt, eine vollständige Diversifikation die Produktionsaufteilung unbestimmt läßt, muß hier zur Spezialisierung übergegangen werden. Diese kann nach Schittko entweder eine "ausschließliche" oder eine "schwache" Spezialisierung sein. Im ersten Fall produziert ein Land z. B. nur eines der Güter und das andere Land die restlichen Güter. Kein Gut wird hier von beiden Ländern gleichzeitig produziert. Im zweiten Fall können beide Länder höchstens zwei Güter gemeinsam produzieren; es können also so viele Güter gemeinsam produziert werden, wie Faktoren vorhanden sind.

Die Notwendigkeit der Spezialisierung erfordert eine geeignete Auswahl der in jedem Land zu produzierenden Güter. Im Rahmen der vollständigen Konkurrenz ist die Produktion des Gutes 1 effizient, wenn die Stückkosten mit dem Marktpreis übereinstimmen, d. h., wenn $p_i = a_{1i}w + a_{2i}r$. Dann ist auch $X_i > 0$. Ineffiziente Produktion besitzt demnach die Eigenschaft $p_i < a_{1i}w + a_{2i}r$, mit der Folge $X_i = 0$. Ferner nehmen wir an, daß die Welt als Ganzes eine Nachfrage nach allen drei Gütern entfaltet. Land 1 produziert Gut i, Land 2 dagegen Gut j. Zu den internationalen Güterpreisen p_1 , p_2 und p_3 seien die Faktorpreise nicht ausgeglichen, d. h. $a_{ij}(f^1) \neq a_{ij}(f^2)$; die Produktion eines Gutes erfolgt in beiden Ländern auf unterschiedlichen Isoquantenabschnitten¹. Beim gegebenen Preis für das Gut i produziert Land 1 dieses Gut, wenn

$$(73) \quad p_i = a_{1i}(f^1)w^1 + a_{2i}(f^1)r^1 \leq a_{1i}(f^2)w^2 + a_{2i}(f^2)r^2$$

Analog produziert Land 2 das Gut j, wenn

$$(74) \quad p_j = a_{1j}(f^2)w^2 + a_{2j}(f^2)r^2 \leq a_{1j}(f^1)w^1 + a_{2j}(f^1)r^1$$

Wird das Gut i in Land 2 produziert, so ist dies dort vorteilhafter, wenn die dem in diesem Land geltenden Lohn/Zins-Verhältnis entsprechenden sektoralen Kapitalintensitäten verwendet werden, d. h. wenn

$$(75) \quad a_{1i}(f^2)w^2 + a_{2i}(f^2)r^2 \leq a_{1i}(f^1)w^1 + a_{2i}(f^1)r^1$$

Analoges gilt für Gut j

$$(76) \quad a_{1j}(f^1)w^1 + a_{2j}(f^1)r^1 \leq a_{1j}(f^2)w^2 + a_{2j}(f^2)r^2$$

Aus (73), (74), (75) und (76) folgt, daß, wenn in beiden Ländern die gleiche

¹Umschlagende Faktorintensitäten werden ausgeschlossen.

Technologie $a_{ij}(f)$ zur Anwendung käme, die Produktion des Gutes i in Land 1 bei unausgeglichenen Faktorpreisen effizienter wäre als in Land 2. Analoges gilt für Gut j und Land 2. Dann gilt

$$(77) \quad p_i = a_{1i}(f^1)w^1 + a_{2i}(f^1)r^1 \leq a_{1i}(f^1)w^2 + a_{2i}(f^1)r^2$$

und

$$(78) \quad p_j = a_{1j}(f^2)w^2 + a_{2j}(f^2)r^2 \leq a_{1j}(f^2)w^1 + a_{2j}(f^2)r^1$$

Durch Umformung der Ungleichungen (77) und (78) erhalten wir

$$(79) \quad \frac{a_{2i}(f^1)}{a_{1i}(f^1)}(r^1 - r^2) \leq w^2 - w^1$$

bzw.

$$(80) \quad w^2 - w^1 \leq \frac{a_{2j}(f^2)}{a_{1j}(f^2)}(r^1 - r^2)$$

oder

$$(81) \quad \frac{a_{2i}(f^1)}{a_{1i}(f^1)}(r^1 - r^2) \leq w^2 - w^1 \leq \frac{a_{2j}(f^2)}{a_{1j}(f^2)}(r^1 - r^2)$$

Aus der Annahme, daß Land 1 kapitalreicher als Land 2 ist, folgt - bei gegebenen Nachfragebedingungen -, daß $w^1/r^1 > w^2/r^2$. Ein Spezialfall, der diese Ungleichung erfüllt, ist $r^2 > r^1$ und $w^1 > w^2$. In diesem Falle werden $w^2 - w^1$ und $r^1 - r^2$ negativ. Unter dieser Annahme geht (81) über in

$$(82) \quad \frac{a_{2i}(f^1)}{a_{1i}(f^1)} \geq \frac{a_{2j}(f^2)}{a_{1j}(f^2)}$$

Laut (82) ist die Kapitalintensität der im kapitalreichen Land hergestellten Güter stets höher als die Kapitalintensität der im arbeitsreichen Land hergestellten Güter. Daraus folgt, daß es eine positive reelle Zahl γ geben muß, bei der "sich das relativ kapitalreiche Land 1 auf die Produktion der relativ kapitalintensiven Güter spezialisiert, deren Kapitalintensitäten größer oder gleich γ sind, und ... sich das relativ arbeitsreiche Land 2 auf die Produktion der relativ arbeitsintensiven Güter spezialisiert, deren Intensitäten kleiner oder gleich γ sind" [Schittko, 1976, S. 149 f.]. Dieses gilt nur unter der Bedingung, daß die Zahl γ zwischen den Faktorausstattungsverhältnissen beider Länder liegt, um der Vollbeschäftigungsprämisse gerecht zu werden.

Tabelle 1 zeigt die unter den obigen Voraussetzungen möglichen Produktions- bzw. Außenhandelsmuster im Zwei-Faktoren-Drei-Güter-Zwei-Länder-Fall. Hier wird die charakteristische Eigenschaft dieses Falles deut-

lich, nämlich, daß einem bestimmten Produktionsmuster verschiedene Außenhandelsmuster (und umgekehrt) zugeordnet werden können. Die Produktionsstruktur der einzelnen Länder kann somit nicht nur aus der Kenntnis des Außenhandelsmusters abgeleitet werden. Die Fälle a, b, c und f stellen das Gleichgewicht bei "schwacher" Spezialisierung, die Fälle d und e bei "ausschließlicher" Spezialisierung dar¹. Im Gegensatz zum Fall von zwei Gütern und zwei Faktoren gilt hier, daß die Faktorausstattung nur potentiell die Richtung und die Struktur des Außenhandels bestimmt. Die Nachfrage entscheidet hier - bei gegebener Spezialisierung der Länder - darüber, welche Güter in welchen Mengen von welchem Land zu exportieren sind. Dabei müssen nicht unbedingt alle in einem Land effizient hergestellten Güter auch exportiert werden.

Tabelle 1 - Produktions- und Außenhandelsmuster im Zwei-Faktoren-Drei-Güter-Fall

Fall	Land 1		Land 2	
	Güter			
	produziert	exportiert	produziert	exportiert
a	1, 2, 3	2, 3	1	1
b	2, 3	2, 3	1, 2	1
c	2, 3	3	1, 2	1, 2
d	2, 3	2, 3	1	1
e	3	3	1, 2	1, 2
f	3	3	1, 2, 3	1, 2

Quelle: Schittko [1976, S. 150].

Die im Falle vieler Güter (mehr Güter als Faktoren) erforderliche Spezialisierung verhindert den Ausgleich der Faktorpreise und damit die Gültigkeit der Prämisse international identischer Technologie². Technologieunterschiede und Nachfrageeinflüsse wirken sich somit entscheidend auf das Außenhandelsmuster aus.

Ferner besteht die Möglichkeit, die einschränkenden Bedingungen für die Gültigkeit des HOS-Theorems im Drei-Faktoren-n-Güter-Zwei-Länder-Fall ($n = 3$) anzugeben³. Dazu müßte als erstes eine Rangordnung der Länder nach ihrer Faktorreichlichkeit aufgestellt werden können:

¹Bei kontinuierlichen Gütern existiert nur ein Gleichgewicht bei "schwacher" Spezialisierung [vgl. dazu Dornbusch et al., 1980, S. 206].

²Das Auftreten von Technologieunterschieden im Rahmen des HOS-Theorems im Falle vieler Güter kann als Konvergenz der Ansätze von Ricardo und Heckscher-Ohlin, wenn die enge Welt mit zwei Gütern verlassen wird, interpretiert werden [so auch Jones, 1977, S. 39].

³In Anlehnung an Horiba und Moroney [1979]. Hier wird wieder die Prämisse der vollständigen Diversifikation der Produktion in beiden Ländern aufgenommen, wenn $n = 3$ ist.

$$(83) \quad \frac{W_1^2}{W_1^1} > \frac{W_2^2}{W_2^1} > \frac{W_3^2}{W_3^1}$$

Wenn W_i^k der Preis des Faktors i im Land k ist, für $i = 1$ (Kapital), 2 (natürliche Ressourcen), 3 (Arbeit), dann ist Land 1 an erster Stelle kapitalreich, an zweiter Stelle mit natürlichen Ressourcen ausgestattet und am ärmsten mit Arbeit versehen. In Land 2 ist es genau umgekehrt. Für jedes Gut und Land können dann die üblichen Preisgleichungen

$$(84) \quad p_j^k = W_1^k a_{1j}^k + W_2^k a_{2j}^k + W_3^k a_{3j}^k = \sum_{i=1}^3 W_i^k a_{ij}^k$$

für alle Güter j und Länder k formuliert werden.

Für je zwei Güter j und l kann das entsprechende Güterpreisverhältnis (hier z. B. für Land 1)

$$(85) \quad \frac{p_l^1}{p_j^1} = \frac{\sum_{i=1}^3 W_i^1 a_{il}^1}{\sum_{i=1}^3 W_i^1 a_{ij}^1} \quad \text{für alle } l, j (l \neq j), \\ l, j = 1, 2, \dots, n$$

gebildet werden. Das totale Differential dieses Güterpreisverhältnisses ergibt

$$(86) \quad d(p_l^1/p_j^1) = \frac{A(B+C) - D(E+F)}{A^2}$$

mit

$$A = \sum_i W_i^1 a_{ij}^1 \quad B = \sum_i W_i^1 da_{il}^1 \quad C = \sum_i a_{il}^1 dW_i^1 \\ D = \sum_i W_i^1 a_{il}^1 \quad E = \sum_i W_i^1 da_{ij}^1 \quad F = \sum_i a_{ij}^1 dW_i^1$$

Im Kostenminimum gilt für gegebene Faktorpreise, daß $da_{ij}^1 = 0$, d. h. $B = E = 0$. Gleichung (86) wird dann zu

$$(87) \quad d(p_l^1/p_j^1) = \frac{AC - DF}{A^2}$$

und durch zweckmäßiges Umformen zu

$$(88) \quad d(p_l^1/p_j^1) = -\frac{1}{A^2} [(a_{11}^1 a_{2j}^1 - a_{21}^1 a_{1j}^1)(W_1^1 dW_2^1 - W_2^1 dW_1^1) + \\ + (a_{11}^1 a_{3j}^1 - a_{31}^1 a_{1j}^1)(W_1^1 dW_3^1 - W_3^1 dW_1^1) + \\ + (a_{21}^1 a_{3j}^1 - a_{31}^1 a_{2j}^1)(W_2^1 dW_3^1 - W_3^1 dW_2^1)]$$

Nun stellt sich die Frage nach dem Vorzeichen von

$$(89) \quad \frac{d(p_1^1/p_j^1)}{d(W_3^1/W_1^1)}$$

d. h. , wie ändert sich das Güterpreisverhältnis bei einer infinitesimalen Erhöhung des Lohn/Zins-Verhältnisses, wenn z. B. Gut 1 kapitalintensiver als Gut j ist ($a_{11}/a_{31} > a_{1j}/a_{3j}$). Im Rahmen des HOS-Theorems müßte eine Erhöhung des Lohn/Zins-Verhältnisses zu einer relativen Verbilligung des kapitalintensiven Gutes i führen, d. h. , (89) sollte negativ sein. Dieses Ergebnis wird auch im vorliegenden Fall erreicht werden können, wenn auch im Drei-Faktoren-Fall die Rangordnung der Güter allein mit Hilfe ihrer Kapitalintensitäten in eindeutiger Weise komparative Vorteile bzw. Nachteile erkennen läßt. Dieses ist wiederum dann der Fall, wenn die Rangordnungen der Güter nach den verbleibenden Faktorintensitäten (Kapital/natürliche Ressourcen und natürliche Ressourcen/Arbeit) identisch sind. Dann nämlich sind die Determinantenausdrücke in (88) positiv. Die restlichen Klammerausdrücke in (88) sind - wie der Nenner - ohnehin positiv¹. Daraus folgt, daß eine Erhöhung des Lohn/Zins-Verhältnisses hier zu einer relativen Verbilligung des kapitalintensiven Gutes führt, da $d(p_1^1/p_j^1) / d(W_3^1/W_1^1) < 0$ ist. Dieses Ergebnis kann auch für den m-Faktoren-Fall ($m > 3$) verallgemeinert werden, solange die Bedingung erfüllt ist, daß die m-1 möglichen Faktorintensitäten identische Rangordnungen der Güter erzeugen.

Daß bilateral als effizient erkannte komparative Vorteile nicht unbedingt im Rahmen einer n-Länder-Welt ($n > 2$) auch für die gesamte Welt effizient sein müssen, wurde bereits für die klassische Theorie von Ricardo von mehreren Ökonomen hervorgehoben². Während Graham dieses Problem mit Hilfe der linearen Programmierung angeht [vgl. Whitin, 1953], gelang Jones [1961/62] unter Anwendung und Modifikation des sogenannten Zuordnungsproblems³ eine Lösung, in der die Vorgabe der internationalen Güterpreise nicht erforderlich ist. Für den Fall des HOS-Theorems liegt in der Literatur bis heute kein entsprechender Ansatz vor. Lediglich Laurssen und Findlay haben auf das HOS-Theorem explizit Bezug genommen. Andere Autoren verweisen nur auf die "Ähnlichkeit" mit der klassischen Theorie [z. B. Askari, 1974, S. 99].

Laurssen [1952] behauptet, daß "adding more countries does not affect the analysis significantly" [S. 55] und begründet dies damit, daß die Zunahme der Gleichungen gleich der Zunahme der Variablen sei. Der einfachere Ricardo-Fall zeigt bereits, daß die Analyse über das Zählen von Gleichungen und Variablen hinausgehen muß. Findlay [1970, S. 62 f.] leitet - in

¹Vgl. den Beweis bei Horiba, Moroney [1979, S. 553].

²Vgl. z. B. Graham [1948, S. 54 ff. und 248 ff.]; McKenzie [1953/54; 1955/56].

³Zum Zuordnungsproblem (assignment problem) vgl. z. B. Krekó [1973, S. 377 ff.].

Analogie zum Ricardo-Ansatz - die Gültigkeit des HOS-Theorems im Mehr-Länder-Fall aus der Tatsache ab, daß "international equilibrium must take place at some intermediate price-ratio at which the excess supplies of some countries exactly match the excess demands of others" [Findlay, 1970, S. 63]. Bei gegebener Rangordnung der Länder (z. B. nach der Kapitalreichlichkeit) könne dann im Zwei-Güter-Zwei-Faktoren-Fall das kritische Faktorausstattungsverhältnis bestimmt werden, das die betrachteten Länder in Exporteure entweder des einen oder des anderen Gutes einteilt, "demand conditions only determining the point where the chain is broken" [ibid.].

Die Vorgehensweise, die Findlay empfiehlt, kann bereits im Drei-Länder-Fall zu Ergebnissen führen, die dem HOS-Theorem widersprechen. Werden nämlich die drei Länder gemäß ihrer Kapitalreichlichkeit geordnet, so müßte - laut HOS - das kapitalreiche Land das kapitalintensive und das arbeitsreiche das arbeitsintensive Gut exportieren. Das hinsichtlich der Faktorausstattung mittlere Land kann grundsätzlich beide Güter exportieren; die Nachfrage entscheidet hier, welches Gut ausgeführt wird. Dann aber wird die Exportstruktur dieses Landes nicht mehr von der Faktorausstattung bestimmt, was ja gerade gezeigt werden sollte. Unter diesen Umständen kann nicht behauptet werden, daß "the Heckscher-Ohlin-Theorem . . . generalizes without difficulty to any number of countries" [Findlay, 1970, S. 63]. Andererseits wird im obigen Beispiel deutlich, daß im bilateralen Vergleich die Exportstruktur eines Landes davon abhängen kann, mit welchem zweiten Land es verglichen wird. Wird das mittlere Land mit dem kapitalreichen Land verglichen, so sollte es - laut HOS - arbeitsintensive Güter, wird es mit dem arbeitsreichen Land verglichen, dagegen kapitalintensive Güter exportieren¹.

Obwohl in der Literatur um das HOS-Theorem die Lücke in diesem Punkt weiter besteht², ist es im Falle des HO-Vanek-Ansatzes³ zu einer Verallgemeinerung für den Mehr-Länder-Fall bereits gekommen. Horiba [1974] leitet die Bedingungen dafür ab, daß das bilaterale Außenhandelsmuster auch im multilateralen Fall seine Gültigkeit behält.

¹Hier wird deutlich, daß ein Land, das mit vielen Ländern Handel betreibt und eine "mittlere" Kapitalreichlichkeit aufweist, sowohl kapitalintensive als auch arbeitsintensive Güter exportieren kann. Aus bilateraler Sicht steht ein solches Außenhandelsmuster im Rahmen des HOS-Theorems. Entscheidend dafür ist die Disaggregation des Außenhandels nach Ländern höherer und niedrigerer Kapitalreichlichkeit.

²Lediglich Hansson [1952] kam im Rahmen einer statistischen Analyse weltweiter Handelsströme auf hohem Aggregationsniveau für 1928 zum Ergebnis, daß das HOS-Theorem die Handelsströme im Drei-Länder(Regionen)-Drei-Faktoren-n-Güter-Fall ($n > 2$) zu erklären vermag.

³Vgl. dazu S. 8 f.

Als nächstes stellt sich die Frage, ob sich das HOS-Außenhandelsmuster auch bei Berücksichtigung von nichthandelbaren Gütern¹ einstellt. Dazu ist es erforderlich, die Anzahl der produzierbaren Güter auf drei zu erweitern. Die Gleichungen des Grundmodells gehen dann über in:

$$(90) \quad a_{11}X_1 + a_{12}X_2 + a_{1H}X_H = L$$

$$(91) \quad a_{21}X_1 + a_{22}X_2 + a_{2H}X_H = K$$

mit a_{1H} und a_{2H} als Produktionskoeffizienten, X_H als Produktionsmenge und p_H als Preis des neuen nichthandelbaren Gutes H.

Lösen wir die Gleichungen (90) und (91) nach X_1 und X_2 auf, so erhalten wir

$$(92) \quad X_1 = \frac{(L - a_{1H}X_H)a_{22} - (K - a_{2H}X_H)a_{12}}{|A|}$$

$$(93) \quad X_2 = \frac{(K - a_{2H}X_H)a_{11} - (L - a_{1H}X_H)a_{21}}{|A|}$$

mit $|A|$ als Determinante der Matrix der Produktionskoeffizienten der handelbaren Güter 1 und 2. Aus (92) und (93) kann ersehen werden, daß nicht die vollen Faktorverfügbarkeiten, sondern nur der Faktor-Rest nach Abzug des Faktorbedarfs für das nichthandelbare Gut auf die handelbaren Güter verteilt werden kann. Nach einigen zweckmäßigen Umformungen in (92) und (93) erhalten wir

$$(94) \quad X_1 = \frac{a_{12}}{|A|} [L(k_2 - k) + a_{1H}X_H(k_H - k_2)]$$

$$(95) \quad X_2 = \frac{a_{11}}{|A|} [L(k - k_1) + a_{1H}X_H(k_1 - k_H)]$$

mit k_H als Kapitalintensität des nichthandelbaren Gutes H.

Im Drei-Güter-Zwei-Faktoren-Modell ist die Produktionsaufteilung zwischen den Ländern unbestimmt [Melvin, 1968, S. 1261 ff.]. Bei gegebenen internationalen Preisen für alle drei Güter werden die Faktorpreise aus den Preisgleichungen eindeutig bestimmt. Aus den Gleichungen (94) und (95) können die einer gegebenen Produktionsmenge von H entsprechenden Mengen der handelbaren Güter bestimmt werden. Ändert sich jedoch ceteris paribus die zu produzierende Menge von Gut H, so ändern sich auch X_1 und X_2 . Zu jedem Satz von internationalen Güterpreisen ergeben sich

¹Nichthandelbar sind Güter, die im Betrachtungszeitraum aufgrund prohibitiver Zölle bzw. Transportkosten oder aber außerökonomischer Merkmale (z. B. kulturelle Eigenheiten, politisch motivierte Handelsbeschränkungen) nicht grenzüberschreitend gehandelt werden können.

hier unendlich viele Produktionsmuster in Abhängigkeit vom Produktionsniveau des Gutes H^1 . Eine bedingte Lösung dieser Unbestimmtheit erreicht man, wenn das Gut H als nichthandelbar deklariert und eine Nachfragefunktion für dieses Gut eingeführt wird. Als einfachste Lösung bietet sich an, das Nachfrageniveau nach Gut H exogen vorzugeben, d. h. $X_H = \bar{X}_H$. In diesem Fall erhalten wir nach Bildung des Quotienten X_1/X_2 mit den Gleichungen (94) und (95) und Differentiation nach dem Faktorausstattungsverhältnis

$$(96) \quad \frac{d(X_1/X_2)}{dk} = \frac{a_{12}(k_1 - k_2) L(L - a_{1H}\bar{X}_H)}{a_{11} [L(k - k_1) + a_{1H}\bar{X}_H(k_1 - k_H)]^2}$$

Bei gegebenem X_H bestimmt $k_1 - k_2$ das Vorzeichen der Änderung des Produktionsmengenverhältnisses. Ist z. B. Gut 1 kapitalintensiv ($k_1 > k_2$), so bewirkt eine infinitesimale Erhöhung des Faktorausstattungsverhältnisses $k = K/L$ eine relative Ausweitung der Produktion dieses Gutes².

Die Nachfrage nach dem nichthandelbaren Gut kann jedoch realistischerweise in Anlehnung an Komiya [1967] in Abhängigkeit von den Preisen aller Güter und vom Einkommen formuliert werden. Nach Ethier [1972] kann Komiyas Nachfragefunktion in eine Pro-Kopf-Nachfragefunktion überführt werden. In beiden Fällen stellt sich der Satz von Rybczynski ein, vorausgesetzt, daß bestimmte einschränkende Annahmen über die Nachfrage nach dem nichthandelbaren Gut gelten.

Wir beschränken uns hier auf die Einführung einer Nachfragefunktion nach Komiya in das Jonessche Modell. Zuerst führen wir relative Änderungen nach obigem Muster³ in Gleichungen (90) und (91) ein. Nach zweckmäßiger Zusammenfassung einiger Glieder erhalten wir

$$(97) \quad \lambda_{11}\hat{X}_1 + \lambda_{12}\hat{X}_2 = \hat{L} - (\lambda_{11}\hat{a}_{11} + \lambda_{12}\hat{a}_{12}) - \lambda_{1H}(\hat{a}_{1H} - \hat{X}_H)$$

$$(98) \quad \lambda_{21}\hat{X}_1 + \lambda_{22}\hat{X}_2 = \hat{K} - (\lambda_{21}\hat{a}_{21} + \lambda_{22}\hat{a}_{22}) - \lambda_{2H}(\hat{a}_{2H} + \hat{X}_H)$$

Werden Güter- und Faktorpreise konstant gehalten, so werden die \hat{a}_{ij} in den Gleichungen (97) und (98) Null. Lösen wir die so vereinfachten Gleichungen nach \hat{X}_1 bzw. \hat{X}_2 auf, so ergeben sich

¹Dieser Sachverhalt kommt in einer dreidimensionalen Produktionsmöglichkeitskurve zum Ausdruck, deren Oberfläche Flächensegmente enthält, und kann auch mit Hilfe einer bedingten Transformationskurve mit Edgeworth-Boxen verdeutlicht werden [vgl. Melvin, 1968, S. 1254 bzw. 1251].

²Dies ist nichts anderes als der Satz von Rybczynski.

³Vgl. S. 12 ff.

$$(99) \quad \hat{X}_1 = \frac{1}{|\lambda|} [(\hat{L}\lambda_{22} - \hat{K}\lambda_{12}) + (\lambda_{12}\lambda_{2H} - \lambda_{22}\lambda_{1H})\hat{X}_H]$$

$$(100) \quad \hat{X}_2 = \frac{1}{|\lambda|} [(\hat{K}\lambda_{11} - \hat{L}\lambda_{21}) + (\lambda_{21}\lambda_{1H} - \lambda_{11}\lambda_{2H})\hat{X}_H]$$

Jetzt führen wir eine Nachfragefunktion für H ein, die die Gestalt $X_H = X_H(p, p^*, Y)$ mit $p = p_2/p_1$, $p^* = p_H/p_1$ und $Y = wL + rK$ hat. Eine relative Änderung von X_H lautet

$$(101) \quad \hat{X}_H = E_{H/2} \hat{p} - E_H \hat{p}^* + E_H^Y \hat{Y} \quad \text{für } \hat{p}, \hat{p}^* > 0$$

und

$$(102) \quad \hat{X}_H = E_H^Y (\theta_1 \hat{L} + \theta_2 \hat{K}) \quad \text{für } \hat{p} = \hat{p}^* = 0$$

$$\text{mit } \hat{Y} = \theta_1 \hat{L} + \theta_2 \hat{K} \text{ und } \theta_1 = \frac{wL}{Y} \text{ bzw. } \theta_2 = \frac{rK}{Y}$$

In (101) ist E_{H2} die Kreuzpreiselastizität der Nachfrage nach dem Gut H in bezug auf das Gut 2, E_H die Preiselastizität der Nachfrage nach Gut H und E_H^Y die Einkommenselastizität der Nachfrage nach H. Wird der Ausdruck für \hat{X}_H aus (102) in (99) und (100) eingesetzt, so erhalten wir nach einfachen Umformungen

$$(103) \quad |\lambda| \hat{X}_1 = \hat{L} [\lambda_{22} (1 - E_{H1}^Y \lambda_{1H}) + E_{H1}^Y \lambda_{12} \lambda_{2H}] - \hat{K} [\lambda_{12} (1 - E_{H2}^Y \lambda_{2H}) + E_{H2}^Y \lambda_{22} \lambda_{1H}]$$

$$(104) \quad |\lambda| \hat{X}_2 = \hat{K} [\lambda_{11} (1 - E_{H2}^Y \lambda_{2H}) + E_{H2}^Y \lambda_{21} \lambda_{1H}] - \hat{L} [\lambda_{21} (1 - E_{H1}^Y \lambda_{1H}) + E_{H1}^Y \lambda_{11} \lambda_{2H}]$$

Aus den Gleichungen (103) und (104) kann ersehen werden, daß die Wirkung einer Änderung des Faktorausstattungsverhältnisses auf das Outputverhältnis der handelbaren Güter 1 und 2 - wie im Falle ohne heimische Güter - nur vom Vorzeichen von $|\lambda|$, d. h. von der relativen Kapitalintensität der handelbaren Güter abhängt, wenn der Ausdruck $1 - E_{Hi}^Y \lambda_{iH}$ für alle i positiv ist. Dies ist dann der Fall, wenn $E_{Hi}^Y \lambda_{iH} < 1$ ist. Für $E_H^Y = 1$, d. h. im Falle einer Einkommenselastizität der Nachfrage nach Gut H von Eins, ist diese Bedingung stets erfüllt, da per definitionem $\theta_i < 1$ und $\lambda_{iH} < 1$ (für alle i).¹

¹Die Einkommenselastizität der Nachfrage kann als Quotient von marginaler und durchschnittlicher Konsumneigung ausgedrückt werden. Dann ist es möglich, eine Bedingung für die marginale Konsumneigung zu finden, die der hier angegebenen entspricht [hierzu vgl. z. B. Batra, 1973, S. 314].

Im folgenden soll untersucht werden, ob die Einführung einer Vorleistungs-
verflechtung zwischen den Produktionssektoren zu einer Beeinträchtigung
des HOS-Theorems führt. In der Außenhandelsliteratur wird zwischen sol-
chen Zwischenprodukten unterschieden, die zugleich als Endprodukte die-
nen können - wie in der Input-Output-Theorie -, und solchen, die "reine"
Zwischenprodukte sind [vgl. z. B. Batra, 1973, S. 154]. Für die Zwecke
dieser Arbeit sind erstere relevant. Der Vollständigkeit halber soll aber
auch der Fall "reiner" Zwischenprodukte kurz dargestellt werden.

Bei der Einführung von Zwischenprodukten kommt es darauf an zu bestim-
men, ob die sich nun ergebenden direkten und indirekten Faktorintensitä-
ten die Rangordnung der Güter allein nach den direkten Faktorintensitäten
(also ohne Zwischenprodukte) berühren. Wir definieren den Brutto-Output
des j-ten Gutes \bar{X}_j als

$$(105) \quad \bar{X}_1 = c_{11}\bar{X}_1 + c_{12}\bar{X}_2 + X_1$$

$$(106) \quad \bar{X}_2 = c_{21}\bar{X}_1 + c_{22}\bar{X}_2 + X_2$$

wobei die Koeffizienten c_{jk} den Vorleistungsbedarf von Gut j pro Mengen-
einheit des Gutes k angeben ($j = k$ ist zulässig)¹ und X_j den Output für die
Endnachfrage (Netto-Output) nach Gut j darstellt. Durch Auflösung beider
Gleichungen nach \bar{X}_j erhalten wir nach einigen Umformungen

$$(107) \quad \bar{X}_1 = \frac{c_{12}X_2 + (1-c_{22})X_1}{(1-c_{22})(1-c_{11}) - c_{12}c_{21}}$$

$$(108) \quad \bar{X}_2 = \frac{c_{21}X_1 + (1-c_{11})X_2}{(1-c_{22})(1-c_{11}) - c_{12}c_{21}}$$

Im Nenner von (107) und (108) steht die Determinante der Koeffizienten-
matrix

$$C = \begin{bmatrix} 1-C_{11} & C_{12} \\ C_{21} & 1-C_{22} \end{bmatrix}$$

die wir mit $|C|$ bezeichnen wollen und die gemäß Hawkins-Simon positiv
ist. Werden die Ausdrücke (107) und (108) in die Gleichungen (1) und (2)
des Grundmodells eingesetzt, so erhalten wir

$$(109) \quad a_{11} \frac{c_{12}X_2 + (1-c_{22})X_1}{|C|} + a_{12} \frac{c_{21}X_1 + (1-c_{11})X_2}{|C|} = L$$

$$(110) \quad a_{21} \frac{c_{12}X_2 + (1-c_{22})X_1}{|C|} + a_{22} \frac{c_{21}X_1 + (1-c_{11})X_2}{|C|} = K$$

¹Für die Matrix dieser Koeffizienten fordern wir die Gültigkeit der Hawkins-
Simon-Bedingungen. Daraus folgt, daß $1 - c_{jk}$, für alle $j = k$, positiv ist [vgl.
z. B. Dorfman et al., 1958, S. 215].

Diese Gleichungen können folgendermaßen umgeformt werden

$$(111) \quad X_1 \left[\frac{a_{11}(1-C_{11}) + a_{12}C_{21}}{|C|} \right] + X_2 \left[\frac{a_{12}(1-C_{11}) + a_{11}C_{12}}{|C|} \right] = L$$

$$(112) \quad X_2 \left[\frac{a_{21}(1-C_{22}) + a_{22}C_{21}}{|C|} \right] + X_1 \left[\frac{a_{22}(1-C_{11}) + a_{21}C_{12}}{|C|} \right] = K$$

Bezeichnen wir die Koeffizienten aus (111) und (112) mit G_{ij} , so vereinfachen sich diese Gleichungen zu

$$(113) \quad X_1 G_{11} + X_2 G_{12} = L$$

$$(114) \quad X_1 G_{21} + X_2 G_{22} = K$$

Analog ergibt sich für die Preisgleichungen des Grundmodells

$$(115) \quad wG_{11} + rG_{21} = p_1$$

$$(116) \quad wG_{12} + rG_{22} = p_2$$

Nun stellt sich die Frage nach der Determinante der Matrix

$$G = \begin{bmatrix} G_{11} & G_{12} \\ G_{21} & G_{22} \end{bmatrix}$$

Der Ausdruck für $|G|$ kann vereinfacht werden zu

$$(117) \quad G_{11}G_{22} - G_{21}G_{12} = G_{11}G_{12} \left[\frac{G_{22}}{G_{12}} - \frac{G_{21}}{G_{11}} \right]$$

Da $G_{11}G_{12}$ positiv ist, muß nur der Klammerausdruck in (117) geprüft werden. Zu diesem Zweck ist es von Vorteil, die einzelnen Ausdrücke für G_{ij} in (117) einzusetzen.

Nach einfachen Umformungen erhalten wir

$$(118) \quad \frac{G_{22}}{G_{12}} - \frac{G_{21}}{G_{11}} = \frac{(1-C_{11})(1-C_{22})(a_{22}a_{11} - a_{21}a_{12})}{[a_{12}(1-C_{11}) + a_{11}C_{12}][a_{11}(1-C_{22}) + a_{12}C_{21}]}$$

Der Nenner ist - wie auch die beiden ersten Klammerausdrücke im Zähler - positiv. Dies bedeutet, daß das Vorzeichen von $|G|$ von der Determinante der Matrix

$$A = \begin{bmatrix} a_{11} & a_{12} \\ a_{21} & a_{22} \end{bmatrix}$$

bestimmt wird, die als Elemente die direkten Faktorintensitäten der Güter enthält. Dann kann aus (118) gefolgert werden, daß die Rangordnung der Güter nach ihren Faktorintensitäten durch die Berücksichtigung von Zwischenprodukten nicht beeinflußt wird¹. Daraus kann man schließen, daß "this identity suggests that at least those theorems usually derived in the absence of intermediate products that depend exclusively on the inter-industry factor-intensity ranking will hold without any qualitative modification even in the presence of inter-industry flows" [Batra, 1973, S. 158]. Bezüglich der Wirkung der Effekte in den oben abgeleiteten relativen Änderungen kann festgestellt werden, daß sie stärker sein muß als im Fall ohne Zwischenprodukte, da jetzt $|\lambda|$ und $|\theta|$ höhere Werte aufweisen. Genauso ändert sich die Gestalt der Transformationskurve, die bei Außenhandel bis in die negativen Quadranten hineinreicht [vgl. z. B. Batra, 1973, S. 164]. Das HOS-Theorem gilt jedoch nach wie vor ohne Einschränkung.

Im Falle der "reinen" Zwischenprodukte (also solcher, die nur für die intermediäre Nachfrage produziert werden) haben wir zunächst drei Faktoren und drei Güter. Diese Situation kann ohne Schwierigkeit auf den Fall von zwei Faktoren und zwei Gütern zurückgeführt werden, wenn angenommen wird, daß das "reine" Zwischenprodukt international nicht gehandelt werden kann². Trotzdem erhält man hier das Ergebnis, daß "the net and the gross factor-intensity rankings may not be identical in the presence of pure intermediate products" [Batra, 1973, S. 183]. Unter diesen Umständen können hinreichende Bedingungen angegeben werden [vgl. *ibid.*, S. 184], die die Identität beider Rangordnungen bzw. die Gültigkeit des HOS-Theorems (in eingeschränkter Form) gewährleisten. Wird dagegen angenommen, daß das "reine" Zwischenprodukt international gehandelt werden kann, so befindet man sich im Zwei-Faktoren-Drei-Güter-Fall, und es treffen die dazu bereits angestellten Überlegungen zu. Für diesen Fall muß geprüft werden, wie sich die Rangordnung unter Berücksichtigung eines "reinen" Zwischenproduktes verhält³.

¹Zu diesem Ergebnis kommt auch Batra [1973, S. 158], allerdings bei Auslassung der Hauptdiagonalen der Matrix C. Als erster hat Vanek [1963] diese Ergebnisse abgeleitet; Kemp [1969, S. 152] hat dies bestätigt. Sein Beweis wurde u. a. von Casas [1972] richtiggestellt und von Schittko [1976, S. 112 ff.] verallgemeinert. Die Berücksichtigung eines nichthandelbaren Zwischenprodukts wurde von Flam [1979] untersucht.

²D. h. der Preis der "reinen" Zwischenprodukte wird - anders als bei den gehandelten Gütern - indirekt bestimmt [vgl. Batra, 1973, S. 180 ff.].

³Batra [1973, S. 192] lehnt die Gültigkeit des HOS-Theorems in diesem Fall aufgrund der Unbestimmtheit des Modells ab.

Eine weitere Möglichkeit, Zwischenprodukte im Rahmen des Jonesschen Modells zu erfassen, besteht darin, diese als einen international mobilen Produktionsfaktor aufzufassen [vgl. dazu Jones, 1980, S. 251 ff.].

Als letztes soll die Wirkung von Zöllen und Transportkosten auf das HOS-Außenhandelsmuster untersucht werden. Die traditionelle Zolltheorie fragt nach den Zollwirkungen auf die Terms of Trade (ToT), auf das inländische Preisverhältnis und auf das Realeinkommen [vgl. z. B. Jones, 1969, S. 421]. Diese Analyse wird vor allem über die Bestimmung der zollbedingten Änderung der Importnachfrage durchgeführt. Dieser Weg kann auch Aufschluß darüber geben, ob die Erhebung eines Zolls im Rahmen des Joneschen Modells den Faktorausstattungsseffekt verstärken, abschwächen oder ihn sogar überkompensieren kann. Entscheidend ist hier die Wirkung einer Wertzollerhebung¹ auf das inländische Preisverhältnis bzw. auf die ToT. Die folgende Analyse bezieht sich auf den Nominalzoll, d. h., es wird von Zwischenprodukten abgesehen².

Anders als in den vorherigen Abschnitten untersuchen wir hier die Wirkung von Handelshemmnissen nach Eröffnung des internationalen Handels. Dabei nehmen wir an, daß Handel im Sinne des HOS-Theorems erfolgt ist, so daß HOS-Import- bzw. Exportgüter entsprechend dem jeweiligen Faktorausstattungsverhältnis für jedes Land identifizierbar sind. Unter diesen Umständen führen wir Zölle auf das jeweilige Importgut ein und fragen im Rahmen einer komparativ-statischen Betrachtung nach den Preiswirkungen einer Zollerhöhung. Land 1 sei arbeitsreich ($k^1 < k^2$) und exportiere das arbeitsintensive Gut 1 ($k_1 < k_2$).

Da die relevanten Ausdrücke nur über die Bestimmung der Auswirkungen einer Zollerhöhung auf das Realeinkommen hergeleitet werden können, müssen Annahmen bezüglich der Verwendung von Zolleinnahmen gemacht werden. Der Einfachheit halber soll hier davon ausgegangen werden, daß der Staat dieselben an die inländischen Konsumenten in Form von "lump-sum"-Transfers verteilt³. Wir gehen zunächst von folgenden Importnachfragefunktionen aus:

$$(119) \quad M_2^1 = D_2^1(p^1, Y^1) - X_2^1(p^1)$$

$$(120) \quad M_1^2 = D_1^2(p^2, Y^2) - X_1^2(p^2)$$

mit M_j^k als Überschußnachfrage nach Gut j in Land k und p^k als Güterpreisverhältnis in Land k . Darüber hinaus sind obige Funktionen von den ToT \bar{p} und vom Zollsatz t^k abhängig. Dies ergibt sich aus der Beziehung zwischen ToT und inländischem Preisverhältnis, nämlich $p^k = \bar{p}(1+t^k)$. Schreiben wir $T^k = 1 + t^k$, so ist $p^k = \bar{p}T^k$, und die Funktionen (119) und (120)

¹Zwischen spezifischem Zoll und Wertzoll besteht eine feste Beziehung, so daß der eine vom anderen abgeleitet und die Analyse auf eine der beiden Zollarten beschränkt werden kann [vgl. z. B. Caves, Jones, 1973, S. 230, Anm. 1].

²Zum Effektivzoll vgl. etwa Batra [1973, S. 202 ff.].

³Alternativ kann der Staat die Zolleinnahmen zurückbehalten oder selbst für Konsumzwecke ausgeben. Auch andere Verwendungen wären denkbar.

können in der Form $M_j^k = M_j^k(\bar{p}, T^k)$ geschrieben werden. Die Zolleinnahmen werden wie folgt definiert:

$$\text{für Land 1: } (p^1 - \bar{p})M_2^1 = (T^1 - 1)\bar{p}M_2^1 = t^1 \bar{p}M_2^1$$

$$\text{für Land 2: } (p_1^2 - \bar{p}_1)M_1^2 = t^2 \bar{p}_1 M_1^2 = \frac{t^2 p_1^2 M_1^2}{1 + t^2}$$

mit \bar{p}_1 als dem internationalen Preis des Gutes 1. Wird dies in Einheiten des Numéraire ausgedrückt, so ergibt sich für Land 2:

$$\frac{t^2 M_1^2}{1 + t^2} = \frac{(T^2 - 1)M_1^2}{T^2}$$

Bisher war das Einkommen (ohne Zolleinnahmen) durch $D_1^k + p^k D_2^k = X_1^k + p^k X_2^k$ gegeben. Bei Berücksichtigung von Zolleinnahmen erweitern sich real die Konsummöglichkeiten, d. h., die rechte Seite der Gleichung wird um die Zolleinnahmen größer. Wir erhalten dann für beide Länder

$$(121) \quad D_1^1 + p^1 D_2^1 = X_1^1 + p^1 X_2^1 + (T^1 - 1)\bar{p}M_2^1$$

$$(122) \quad D_1^2 + p^2 D_2^2 = X_1^2 + p^2 X_2^2 + \frac{(T^2 - 1)M_1^2}{T^2}$$

Wird davon ausgegangen, daß eine Einkommensänderung dY über die Änderung einer sozialen Nutzenfunktion¹ (dU^k/U_1^k) als Realeinkommensänderung aufgefaßt werden kann (mit $U_1^k = \delta U^k / \delta D_1^k$), so gilt für Land 1, wegen

$$dU^1 = dD_1^1 \frac{\delta U^1}{\delta D_1^1} + dD_2^1 \frac{\delta U^1}{\delta D_2^1} \quad \text{und} \quad \frac{\delta U^1 / \delta D_2^1}{\delta U^1 / \delta D_1^1}$$

als Grenzrate der Substitution, die dem Preisverhältnis p^1 entspricht, die Gleichung

$$(123) \quad dU^1 = dY = dD_1^1 + p^1 dD_2^1$$

und auch

$$(124) \quad dY = -M_2^1 dp^1 + (T^1 - 1)\bar{p} dM_2^1 + (T^1 - 1)M_2^1 d\bar{p} + \bar{p}M_2^1 dT^1$$

mit der Eigenschaft $dX_1^1 + p^1 dX_2^1 = 0$.

¹ $U^k(D_1^k, D_2^k)$ sei eine "wohldefinierte, streng konkave und differenzierbare Nutzenfunktion" [Schittko, 1976, S. 288].

Die Differentiation von $p^1 = \bar{p}T^1$ ergibt $dp^1 = T^1 d\bar{p} + \bar{p}dT^1$. Durch Einsetzen dieses Ausdrucks in (124) ergibt sich

$$(125) \quad dY = -M_2^1 d\bar{p} + (T^1 - 1)\bar{p}dM_2^1$$

Eine relative Änderung von $p^1 = \bar{p}T^1$ führt zu

$$(126) \quad \hat{p}^1 = \hat{\bar{p}} + \hat{T}^1$$

Für relative Änderungen in den Importnachfragefunktionen $M_j^k = M_j^k(\bar{p}, T^k)$ erhalten wir

$$(127) \quad \hat{M}_2^1 = -a^1 \hat{\bar{p}} - A^1 \hat{T}^1 \quad \text{und}$$

$$(128) \quad \hat{M}_1^2 = a^2 \hat{\bar{p}} - A^2 \hat{T}^1$$

mit	$a^k = - \frac{\bar{p} \delta M_j^k}{M_j^k \delta \bar{p}}$	} als Elastizität der Importnach- frage nach Gut j im Land k	}	bezüglich der ToT ¹
und	$A^k = \frac{T^k \delta M_j^k}{M_j^k \delta T^k}$			bezüglich des Zollsatzes

Die A^k werden (für alle k) als positiv vorausgesetzt, d. h., eine Zollerhöhung führt hier bei konstanten ToT zu einer Senkung der Importnachfrage nach dem zollpflichtigen Gut. Die relative Änderung der Importnachfrage eines Landes besteht demnach aus zwei Komponenten: einer Änderung entlang der Offer Curve bei gegebenem Zollsatz und einer Änderung aufgrund der zollbedingten Verschiebung der Offer Curve bei gegebenen ToT.

Es kommt jetzt darauf an, die "eigentlichen" Determinanten der Importnachfrage aufzudecken. Dazu führen wir in Gleichung (119) relative Änderungen ein und erhalten für Land 1

$$(129) \quad \hat{M}_2^1 = -e^1 \hat{p}^1 + \frac{m^1}{p^1 M_2^1} dY - s^1 \hat{p}^1$$

mit

$$e^1 = - \frac{\hat{p}^1 \delta D_2^1}{M_2^1 \delta p^1} \quad s^1 = \frac{p^1 dX_2^1}{M_2^1 dp^1} \quad m^1 = p^1 \frac{\delta D_2^1}{\delta Y}$$

¹Dies ist die Elastizität entlang der Offer Curve des Landes k bei gegebenem Zollsatz.

wobei

$$\left. \begin{array}{l} e^1 = \text{Substitutionseffekt auf der Nachfrageseite} \\ s^1 = \text{Substitutionseffekt auf der Angebotsseite} \\ m^1 = \text{Grenzneigung zum Konsum des zollpflichtigen Gutes} \end{array} \right\} \text{ bei einer \u00c4nderung des inl\u00e4ndischen Preisverh\u00e4ltnisses}$$

Der Substitutionseffekt auf der Angebotsseite h\u00e4ngt u. a. von der Substitutionselastizit\u00e4t in den einzelnen Sektoren ab.

Die obigen Ausdr\u00fccke f\u00fcr a^1 und A^1 k\u00f6nnen \u00f6konomisch anschaulicher gemacht werden, wenn (125) und (126) in (129) eingesetzt werden. Wir erhalten

$$(130) \quad \hat{M}_2^1 = \frac{-\hat{p}[e^1 + s^1 \frac{m^1}{T^1}] - \hat{T}^1(s^1 + e^1)}{1 - \frac{m^1 t^1}{T^1}}$$

Vergleichen wir nun (130) mit (127), so ergeben sich folgende Ausdr\u00fccke f\u00fcr a^1 bzw. A^1

$$(131) \quad a^1 = \frac{e^1 + s^1 + \frac{m^1}{T^1}}{1 - \frac{m^1 t^1}{T^1}}$$

und

$$(132) \quad A^1 = \frac{e^1 + s^1}{1 - \frac{m^1 t^1}{T^1}}$$

Da per definitionem $t^1/T^1 < 1$ und die marginale Konsumneigung m^1 im offenen Intervall $(0, 1)$ eingeschr\u00e4nkt werden kann (keine inferioren G\u00fcter!), ist der Nenner von (131) und (132) positiv:

$$1 - \frac{m^1 t^1}{T^1} > 0$$

Dieser Ausdruck ist einem Multiplikator Keynescher Art \u00e4hnlich¹; er wirkt hier jedoch nicht auf das Volkseinkommen, sondern auf die Importnachfrage. Die Ausdr\u00fccke f\u00fcr a^1 und A^1 in (131) und (132) zeigen, da\u00df beide Elastizit\u00e4ten der Nachfrage nach dem Importgut abh\u00e4ngen von e^1 , s^1 , m^1 und dem Zollsatz in der Ausgangssituation der komparativ-statischen Betrachtung t^1 bzw. T^1 .

¹Vgl. Jones [1969, S. 420]. Dieser Multiplikator wird von Batra [1973, S. 115] "tariff multiplier" genannt.

Wie sich die Importnachfrage bei einer Zollerhöhung verändert, kann z. B. aus Gleichung (132) ersehen werden, die die Elastizität der Importnachfrage bezüglich des Zollsatzes bei konstanten ToT und gegebenem Ausgangszollsatz angibt. Eine Erhöhung des Zollsatzes führt aufgrund der Substitutionseffekte zu einer Senkung der Importnachfrage und zu einer Erhöhung der inländischen Produktion des zollpflichtigen Gutes. Der gestiegene Inlandspreis dieses Gutes führt zu einem Rückgang des Konsums des Importgutes. Die niedrigere Importnachfrage führt zu niedrigeren Zolleinnahmen, d. h. zu einem niedrigeren Realeinkommen und dadurch wiederum zu einer niedrigeren Importnachfrage usw.

Analoge relative Änderungen können auch für das Land 2 berechnet werden, um die entsprechenden Ausdrücke für a^2 und A^2 zu erhalten.

Im Zwei-Länder-Fall kann die Zahlungsbilanz als $\bar{p}M_2^1 = M_1^2$ ausgedrückt werden. Relative Änderungen führen hier zu

$$(133) \quad \hat{p} + \hat{M}_2^1 = \hat{M}_1^2$$

Setzen wir nun (127) und (128) in (133) ein und lösen nach der relativen Änderung der ToT (\hat{T}) auf, so ergibt sich

$$(134) \quad \hat{p} = \frac{A^2 \hat{T}^2 - A^1 \hat{T}^1}{a^2 + a^1 - 1}$$

Der Nenner von (134) ist als Stabilitätsbedingung von Marshall und Lerner bekannt. Der Ausdruck muß - im Stabilitätsfalle - positiv sein. Dann hängt das Vorzeichen einer Änderung der ToT von den Vorzeichen des A^k ab, die wir weiter oben in Abwesenheit von inferioren Gütern als positiv vorausgesetzt haben.

Nehmen wir nun an, daß eine Zollerhöhung nur in Land 1 stattfindet. Dann geht (134) für $\hat{T}^2 = 0$ über in

$$(135) \quad \hat{p} = \frac{A^1 \hat{T}^1}{(a^2 + a^1 - 1)}$$

Aus (135) wird deutlich, daß eine Zollerhöhung in Land 1 ($\hat{T}^1 > 0$) zu einer Senkung der ToT führt, d. h., die ToT verbessern sich für das Land 1, da jetzt der relative Preis vom Importgut (Gut 2) niedriger geworden ist.

Aus Gleichung (126) wurde ersichtlich, daß die relative Änderung des inländischen Preisverhältnisses als Summe der relativen Änderungen der ToT und des Zollsatzes dargestellt werden kann ($\hat{p}^1 = \hat{p} + \hat{T}^1$).

Im Falle eines kleinen Landes ist die relative Änderung der ToT irrelevant ($\hat{p} = 0$). Ist dieses Land arbeitsreich und exportiert es das arbeitsintensive Gut 1, so führt laut (126) eine Erhöhung des Zollsatzes auf das

kapitalintensive Importgut 2 in diesem Land ($\hat{T}^1 > 0$) zu einer Erhöhung des relativen Preises dieses Gutes ($\hat{p}^1 > 0$) bzw. zu einer relativen Verbilligung des arbeitsintensiven Gutes. Eine Zollerhöhung verhält sich somit im Falle eines kleinen Landes nicht HOS-konform, da die Produktion des Importgutes ausgedehnt und die des Exportgutes eingeschränkt wird. Dadurch wird dem Faktorausstattungsseffekt entgegengewirkt.

Im Falle eines großen Landes gilt die Gleichung (126) ohne Einschränkungen, d. h. $\hat{p}^1 = \hat{p} + T^1$, mit \hat{p} und \hat{T}^1 positiv. Durch Einsetzen von (134) in (126) erhalten wir

$$(136) \quad \hat{p}^1 = \frac{A^2 \hat{T}^2 + \hat{T}^1 (a^2 + a^1 - 1 - A^1)}{a^2 + a^1 - 1}$$

Setzen wir ferner die Ausdrücke für a^1 und A^1 aus (131) bzw. (132) in (136) ein, dann ergibt sich für den Fall $\hat{T}^2 = 0$

$$(137) \quad \hat{p}^1 = \hat{T}^1 \frac{a^2 + \frac{m^1}{T^1(1-m^1 \frac{t^1}{T^1})} - 1}{a^2 + a^1 - 1}$$

Für den einfacheren Fall ohne Zoll in der Ausgangssituation, d. h. $t^1 = 0$, wird (137) zu

$$(138) \quad \hat{p}^1 = \hat{T}^1 \frac{a^2 + m^1 - 1}{a^2 + a^1 - 1}$$

Bei positivem Nenner (die Marshall-Lerner-Bedingung ist erfüllt) hängt das Vorzeichen von \hat{p}^1 nur vom Zähler ab. Bei Zollerhebung sind drei Fälle zu unterscheiden:

- $a^2 + m^1 > 1$ das inländische Güterpreisverhältnis erhöht sich (nicht HOS-konform wie im Falle des kleinen Landes),
- $a^2 + m^1 = 1$ keine Auswirkung auf das Preisverhältnis,
- $a^2 + m^1 < 1$ das inländische Güterpreisverhältnis sinkt.

Nur wenn $a^2 + m^1 < 1$, wird der Faktorausstattungsseffekt unterstützt. Dieser Fall kommt aber nur dann zustande, wenn die Importnachfrage im Land 2 unelastisch ist ($a^2 \rightarrow 0$), da die marginale Konsumneigung zwischen Null und Eins liegen muß. Diese auch als Metzler-Fall bekannte Situation kann alternativ folgendermaßen ausgedrückt werden: Die Summe der marginalen Konsumneigungen der einzelnen Länder bezüglich des jeweiligen Importgutes muß kleiner als Eins sein¹, d. h., $m^2 + m^1 < 1$.

¹Dieselbe Bedingung kann auch auf nur ein Gut bezogen werden [vgl. hierzu Batra, 1973, S. 120 f.].

Im Zusammenhang mit der Berücksichtigung von Zöllen im Rahmen des Joneschen Modells sei hier noch auf das eng verwandte Problem der Transportkosten eingegangen. Dazu führen wir in Anlehnung an Falvey¹ einen Transportsektor ein und erweitern somit das ursprüngliche Zwei-Güter-Modell wieder auf drei Güter. Wie bereits dargelegt, besitzt dieser Fall die Eigenschaft der unbestimmten Produktionsaufteilung bei vollständiger Produktionsdiversifikation in beiden Ländern. Als Ausweg bietet sich hier die Beschränkung der Diversifikation auf die beiden handelbaren Güter an. Dann wird nur eines der beiden Länder die Transportleistungen² erbringen können, und zwar in Abhängigkeit von der Kapitalintensität des Transportsektors. Transportkosten wirken ähnlich wie Zölle: Nach Eröffnung des Handels erhöhen sie den relativen Preis des Importguts im Inland und bewirken somit eine Veränderung in der Relation zwischen inländischem und ausländischem Preisverhältnis. Dies wiederum hat eine Ausdehnung der importkonkurrierenden Industrie zu Lasten der Exportindustrie zur Folge. Anders als Zölle haben Transportkosten einen Ressourceneffekt, da ohne Ressourcenallokation keine Transportleistungen erbracht werden können.

Die Analyse kann hier in zwei Schritten erfolgen: Erstens wird die Produktionsstruktur eines jeden Landes bestimmt, um zu ermitteln, welches Land die Transportleistungen produziert, und zweitens werden die Wirkungen von Transportkosten auf Produktion, Konsum und Handel bestimmt. Wir definieren den Preis des kapitalintensiven (Export-)Gutes 1 im kapitalreichen Land 1 als $p_1^1 = p_1^2 - \alpha_1 p_T$, wobei α_j den Bedarf an Transportleistungen pro Mengeneinheit des Gutes j und p_T den Preis der Transportleistung angeben.

Dementsprechend ist $p_2^1 = p_2^2 + \alpha_2 p_T$ der Preis des arbeitsintensiven (Import-)Gutes 2 im kapitalreichen Land 1. Die Preisgleichungen des Grundmodells erweitern sich in folgender Weise

$$(139) \quad a_{11} w + a_{21} r = p_1$$

$$(140) \quad a_{12} w + a_{22} r = p_2$$

$$(141) \quad a_{1T} w + a_{2T} r = p_T$$

Führen wir hier relative Änderung ein, so erhalten wir

$$(142) \quad \theta_{11} \hat{w} + \theta_{21} \hat{r} = \hat{p}_1$$

$$(143) \quad \theta_{12} \hat{w} + \theta_{22} \hat{r} = \hat{p}_2$$

$$(144) \quad \theta_{1T} \hat{w} + \theta_{2T} \hat{r} = \hat{p}_T$$

mit θ_{ij} als dem Distributionsanteil des i -ten Faktors bezüglich des j -ten Gutes.

¹Vgl. Falvey [1976]. Die Einführung eines Transportsektors geht auf Herberg [1967/68] zurück.

²Es wird angenommen, daß Transportleistungen nur im Falle der internationalen Beförderung von Gütern benötigt werden. Im autarken Zustand sind Transportleistungen wie -kosten irrelevant.

Die Auflösung von (142) bis (144) nach \hat{w} und \hat{r} führt zu

$$(145) \quad \hat{w} = \frac{1}{|\theta|} (\hat{p}_1^{\theta_{22}} - \hat{p}_2^{\theta_{21}}) \quad \text{und}$$

$$(146) \quad \hat{r} = \frac{1}{|\theta|} (\hat{p}_2^{\theta_{11}} - \hat{p}_1^{\theta_{12}})$$

mit $|\theta|$ als Determinante der stochastischen Matrix der Distributionsanteile aus den Gleichungen (142) und (143). Setzen wir (145) und (146) in (144) ein, so erhalten wir

$$(147) \quad \hat{p}_T = \frac{1}{|\theta|} (\hat{p}_1^{\theta_{2T}} + \hat{p}_2^{\theta_{1T}})$$

mit $|\theta|^{jT}$ als Determinante der stochastischen Matrix der Distributionsanteile aus den Gleichungen (142) und (144) im Falle $j = 1$ und aus den Gleichungen (143) und (144) im Falle $j = 2$. Ziehen wir von (147) die Identitätsgleichung

$$(148) \quad \hat{p}_1 = \hat{p}_1 \frac{|\theta|^{2T}}{|\theta|} + \hat{p}_1 - \hat{p}_1 \frac{|\theta|^{2T}}{|\theta|}$$

ab, so ergibt sich

$$(149) \quad \hat{p}_T - \hat{p}_1 = (\hat{p}_2 - \hat{p}_1) \frac{|\theta|^{1T}}{|\theta|}$$

$$\text{mit } |\theta|^{1T} = |\theta| - |\theta|^{2T}$$

Zunächst ist zu bestimmen, welches Land einen produzierenden Transportsektor erhält. Mit Hilfe der Gleichung (149) können die Extremfälle $k_T > k_1 > k_2$ und $k_1 > k_2 > k_T$ untersucht werden, d.h. der Transportsektor ist entweder der kapitalintensivste oder der arbeitsintensivste Sektor. Da $k_1 > k_2$ angenommen wurde, ist $|\theta| < 0$.

Betrachten wir nun den Fall, in dem der Transportsektor kapitalintensiver ist als die anderen Sektoren. Hier gilt $|\theta|^{1T} > 0$: Eine Erhöhung des Güterpreisverhältnisses führt gemäß (149) zu einer relativen Senkung des Transportpreises. In diesem Fall produziert das kapitalreiche Land 1 die Transportleistungen, das für das kapitalintensive Gut 1 einen komparativen Vorteil hat.

Im entgegengesetzten Fall, in dem der Transportsektor arbeitsintensiver ist als die anderen Sektoren, gilt $|\theta|^{1T} < 0$. Hier führt eine Senkung des relativen Preises von Gut 2 zu einer relativen Transportpreissenkung. In diesem Fall produziert das arbeitsreiche Land 2 die arbeitsintensiven Transportleistungen.

Liegt die Kapitalintensität des Transportsektors zwischen den Kapitalintensitäten der beiden anderen Sektoren, bedarf es der Ableitung von Bedingungen dafür, daß jeweils nur ein Land Transportleistungen produziert.

Dazu wenden wir uns dem kapitalreichen Land 1 zu und fragen, unter welchen Bedingungen eine Senkung der Transportkosten ($\hat{p}_T < 0$) möglich ist. Dies ist gleichbedeutend damit, daß Gleichung (147) negativ wird, d. h.

$$(150) \quad \hat{p}_1 \frac{|\theta|^{2T}}{|\theta|} + \hat{p}_2 \frac{|\theta|^{1T}}{|\theta|} < 0$$

Aus der obigen Definition der inländischen Güterpreise p_1^1 und p_2^1 erhalten wir nach zweckmäßigen Umformungen

$$(151) \quad \frac{p_1^1}{p_1} = 1 - \frac{\alpha_1}{2} p_T \quad \text{und}$$

$$(152) \quad \frac{p_2^1}{p_2} = 1 + \frac{\alpha_2}{2} p_T$$

Die relativen Änderungen der Preisverhältnisse in (151) und (152) (d. h. die relative Änderung von $p_1^1/p_1^2 = \hat{p}_1^1$ und von $p_2^1/p_2^2 = \hat{p}_2^1$) bei einer infinitesimalen Änderung des Transportpreises sind gleich $\hat{p}_1^1 = -\alpha_1/p_1^2$ bzw. $\hat{p}_2^1 = \alpha_2/p_2^2$. Eingesetzt in (150) erhalten wir

$$(153) \quad \left(-\frac{\alpha_1}{2}\right) \frac{|\theta|^{2T}}{|\theta|} + \frac{\alpha_2}{2} \frac{|\theta|^{1T}}{|\theta|} < 0 \quad \text{oder}$$

$$(154) \quad \frac{\alpha_2}{2} |\theta|^{1T} < \frac{\alpha_1}{2} |\theta|^{2T} \quad \text{oder}$$

$$(155) \quad \frac{\alpha_2}{\alpha_1} \frac{|\theta|^{1T}}{|\theta|^{2T}} < \frac{p_2^2}{p_1^2}$$

Da im vorliegenden Fall gilt, daß $p_2^1/p_1^1 > p_2^2/p_1^2$, kann (155) wie folgt geschrieben werden

$$(156) \quad \frac{p_2^1}{p_1^1} > \frac{p_2^2}{p_1^2} > \frac{\alpha_2}{\alpha_1} \frac{|\theta|^{1T}}{|\theta|^{2T}}$$

Im Falle $k_1 > k_T > k_2$ sind $|\theta|^{1T}$ und $|\theta|^{2T}$ negativ, ihr Quotient ist also positiv. Entscheidend ist der Quotient α_2/α_1 . Hat das arbeitsintensive Gut 2 pro Mengeneinheit von Gut 1 einen relativ hohen Transportleistungsbedarf, so kehrt sich die Ungleichung (156) um, und das arbeitsreiche Land erstellt die Transportleistungen. Weist das kapitalintensive Gut 1 einen relativ hohen Transportleistungsbedarf auf, dann gilt (156), und das kapi-

talreiche Land 1 stellt den Transportsektor.

Ist das Land bestimmt worden, das die Transportleistungen erbringen soll, dann können die Wirkungen der Transportkosten auf Produktion, Konsum und Handel untersucht werden. Aus der Definition der inländischen Preise wird deutlich, daß die Einführung von Transportkosten - ähnlich wie im Falle eines Zollsatzes - eine Erhöhung des inländischen Preises des Importgutes nach sich zieht. Dieses führt zu einer Ausweitung der Produktion in diesem Sektor und zu einem Rückgang der Nachfrage nach diesem Gut.

Wie im Falle eines nichthandelbaren Gutes müssen in dem die Transportleistungen produzierenden Land die verfügbaren Faktormengen auf drei Industrien verteilt werden. Ist z. B. der Transportsektor kapitalintensiver als beide Konsumgütersektoren und erbringt das kapitalreiche Land die Transportleistungen, dann wird die Expansion der Produktion der importkonkurrierenden Industrie von einer Kontraktion in der Exportindustrie begleitet; denn letztere muß, damit der Transportsektor die Produktion aufnehmen kann, mehr Kapital als Arbeit freisetzen. Die verbleibende von der Exportindustrie freigesetzte Arbeit wird in der expandierenden importkonkurrierenden Industrie eingesetzt, um die Vollbeschäftigung zu erhalten.

Daraus folgt, daß Transportkosten dem Faktorausstattungseffekt unter den oben angegebenen Bedingungen entgegenwirken, da die Produktion des Exportgutes zugunsten des Importgutes und der Transportleistungen eingeschränkt wird¹. Dazu muß der Rückgang der Produktion des Exportgutes stärker sein als die Erhöhung in der importkonkurrierenden Industrie. Somit wirken Transportkosten ähnlich wie Zölle.

Von der Diskussion weiterer Aspekte, die für die Gültigkeit des HOS-Theorems gegebenenfalls bedeutsam sein könnten², die spezifische Fragestellung dieser Arbeit jedoch nicht betreffen, soll hier abgesehen werden.

c. Zusammenfassung und Kritik

Zweck der theoretischen Diskussion des HOS-Theorems bei alternativen Prämissen ist die Ableitung einer empirisch testbaren Hypothese; dafür sind die Annahmen zu identifizieren, die für die Gültigkeit der Aussage des

¹Hier wird davon ausgegangen, daß der Transportsektor kein Gut erbringt, das unter das HOS-Theorem fällt. Es wird nur geprüft, ob die Konsumgüter ein HOS-konformes Außenhandelsmuster erfüllen.

²Zu nennen sind z. B. die Kuppelproduktion [vgl. Woodland, 1977], "specific factors" [vgl. Batra, Casas, 1976], alternative Marktformen auf Güter- und/oder Faktormärkten [vgl. Batra, 1973, S. 240 ff. u. 281 ff.; Krueger, 1977, S. 26 ff.], internationale Faktormobilität [vgl. Kemp, 1969, S. 181 ff.], eine dynamische Betrachtungsweise [vgl. Oniki, Uzawa, 1965], Unsicherheit [vgl. Batra, 1975; Mayer, 1976] oder steigende Skalenerträge [vgl. Kemp, 1969, S. 154 ff.].

HOS-Theorems aus theoretischer wie auch aus empirischer Sicht entscheidend sind. Daher sollen im folgenden zunächst kritische Bemerkungen zu einigen Prämissen des HOS-Theorems gemacht und sodann die theoretischen Ergebnisse des vorigen Abschnitts zusammengefaßt und ihre Bedeutung für die empirische Relevanz des HOS-Theorems diskutiert werden. Als letztes soll in diesem Abschnitt die Formulierung einer empirischen Hypothese erfolgen¹.

Der angebotsorientierte HOS-Ansatz beruht im wesentlichen auf der Annahme, daß mehrere Produktionsfaktoren unterschieden und ihr Angebot gemessen, international verglichen und als unelastisch betrachtet werden kann. Produktionstheoretische Probleme wie einen geeigneten Produktionsfaktorbegriff oder die Unterscheidung zweier oder mehrerer Faktoren betreffen nicht nur den HOS-Ansatz, sondern weite Teile der Wirtschaftstheorie. Das gleiche gilt für die Meßbarkeit und die internationale Vergleichbarkeit der Faktoren.

Die Annahme eines unelastischen Faktorangebots gehört hingegen zu den grundlegenden logischen Prämissen des HOS-Theorems; sie wird aber durch den langfristigen Charakter des HOS-Theorems in Frage gestellt. Werden nämlich die Wirkungen des Außenhandels auf Faktorpreise und Einkommensverteilung bestimmt, dann müßten gerade bei langfristiger Betrachtung auch Reaktionen des Faktorangebots auf Faktorpreisänderungen berücksichtigt werden können [vgl. Robinson, 1968, S. 23].

Die Notwendigkeit dieser Annahme kann jedoch damit begründet werden, daß ihre Aufhebung größere Probleme impliziert als ihre Beibehaltung. Wird nämlich ein elastisches Angebot der Faktoren Arbeit und Kapital unterstellt (Extremfälle seien ausgeschlossen), so stellt sich die Frage nach dem Vorzeichen der Faktorangebotselastizitäten. Negative und genügend starke Angebotselastizitäten wirken im Rahmen des HOS-Ansatzes - wie Martin [1976, S. 830] gezeigt hat - ähnlich wie umschlagende Faktorintensitäten: Ein Land exportiert bei einem Faktorpreisverhältnis das kapitalintensive und bei einem anderen Faktorpreisverhältnis das arbeitsintensive Gut. Mit dem Eintreten einer solchen Situation muß stets gerechnet werden, denn "backward bending supply curves cannot be ruled out on a priori grounds"².

¹Die explizite Formulierung einer empirisch testbaren, vom HOS-Theorem abgeleiteten Hypothese erfolgt jedoch erst in Abschnitt II. 3. unter Berücksichtigung statistischer und empirisch-methodischer Probleme.

²Vgl. Martin [1976, S. 831]. Ein alternativer Weg, um die Ansprüche einer langfristigen Analyse zu umgehen, ist der Versuch, den HOS-Ansatz auf kurzfristige Probleme anzuwenden. Dann wird sogar die nationale Faktormobilität aufgehoben, und man hat mit "specific factors" zu tun. Hierzu vgl. z. B. Amano [1977] und Falvey [1979]. Eine ausführliche Diskussion des Fristigkeitsaspekts führt Mayer [1974].

Die starke Angebotsorientierung des HOS-Ansatzes zeigt sich in der völligen Vernachlässigung der Nachfrageseite als Einflußfaktor. Die Annahme identischer Nachfragebedingungen und homogener Güter bedeutet, daß von Unterschieden in der Nachfragestruktur, Einkommenshöhe und -verteilung, aber auch von der Existenz vielfältiger Präferenzen der Nachfrage (heterogene Güter) abgesehen wird. Wie bereits oben (S. 24 f.) gezeigt worden ist, kann das HOS-Theorem nicht einmal auf der Basis der Preisdefinition der Faktorreichlichkeit bewiesen werden, wenn Nachfrageunterschiede unterstellt werden. So können bereits geringe Unterschiede in den Einkommenselastizitäten der Nachfrage nach beiden Gütern das HOS-Theorem in Frage stellen, wenn Einkommensunterschiede zwischen den Ländern bestehen. Einkommensunterschiede verstärken hier die Unterschiede in den Präferenzen. Daraus folgt, daß das HOS-Theorem keine geeignete Erklärung für den Außenhandel zwischen Ländern unterschiedlichen Einkommens sein kann, solange Unterschiede in den Einkommenselastizitäten der Nachfrage nach den einzelnen Gütern bestehen.

Ein dem HOS-Theorem entsprechendes Außenhandelsmuster ergibt sich auch dann nicht, wenn Technologieunterschiede zwischen den Ländern sowie Zölle und Transportkosten berücksichtigt werden. Ein faktorsparender oder ein Hicks-neutraler technischer Fortschritt in dem Gut, für das ein komparativer Nachteil im Sinne des HOS-Theorems besteht, kann zu einem komparativen Vorteil in diesem Sektor führen. Der technische Fortschritt kann also den Faktorausstattungseffekt abschwächen, neutralisieren oder gar umkehren. Eine Zollerhebung auf Importgüter, für die ein Land einen komparativen Nachteil im Sinne des HOS-Theorems aufweist, wirkt im Falle eines kleinen Landes stets dem Faktorausstattungseffekt entgegen. Im Falle eines großen Landes kann sich, ceteris paribus, ein Außenhandelsmuster nach dem HOS-Theorem nur dann ergeben, wenn entweder die Importnachfrage des Auslandes starr ist oder wenn die Summe aus marginaler Konsumquote bezüglich des Importgutes im Inland und Elastizität der Importnachfrage im Ausland, bezogen auf die ToT, gleich Eins ist¹. Demnach kann das HOS-Theorem für die Erklärung des Außenhandelsmusters eines kleinen Landes so lange nicht herangezogen werden, wie Zölle auf die Importgüter erhoben werden. Das gleiche gilt auch für große Länder, falls die oben angegebenen Bedingungen nicht erfüllt werden.

Die Berücksichtigung von Transportkosten führt im die Transportleistungen erbringenden Land zu einem ähnlichen Ergebnis wie die Einführung eines Importzolls in einem kleinen Land. In einer Zwei-Länder-Welt wird - bei gegebener Weltnachfrage nach beiden Gütern - auch der Handelspartner, der keinen Transportsektor besitzt, betroffen. Transportkosten wirken also in beiden Ländern dem Faktorausstattungseffekt entgegen. Daraus folgt, daß Länder, die geographisch weit auseinander liegen bzw. Güter produzierenden, die hohe Transportkosten verursachen, in der Regel kein Außenhandelsmuster im Sinne des HOS-Theorems aufweisen werden.

¹Zur Ableitung dieser Bedingung vgl. S. 24 ff.

Im Fall von mehr als zwei Gütern und Faktoren sowie bei Berücksichtigung eines nichthandelbaren Gutes ist die Gültigkeit des HOS-Theorems von der Erfüllung bestimmter Bedingungen abhängig. So stellt sich im empirisch relevanten Fall von mehr Gütern als Faktoren das HOS-Theorem nur dann ein, wenn kein Land nur Güter mittlerer bzw. extremer Faktorintensität produziert. Der Außenhandel wird einerseits von den Technologieunterschieden zwischen beiden Ländern und andererseits von der Nachfrage her determiniert. Das Effizienzproblem führt zu einer Spezialisierung der Länder auf wenige Güter. Technologieunterschiede treten hier als Folge der Spezialisierung auf und behindern den Außenhandel nicht; sie stellen vielmehr die Voraussetzung für Handel dar. Die Nachfrage schließlich bestimmt - bei gegebener Spezialisierung - welches Land wieviel von welchen Gütern an wen exportiert. Ferner zeigt der Fall von mehr Gütern als Faktoren, daß bei Existenz von mehr als zwei Produktionsfaktoren ein Zusammenhang zwischen der Außenhandelsstruktur eines Landes und der Rangordnung der Güter nach ihren Faktorintensitäten für nur zwei Faktoren bestehen kann, falls die Rangordnung der Güter nach jedem anderen Paar von Produktionsfaktoren identisch ist. Daraus folgt, daß im Falle vieler Güter (mehr Güter als Faktoren) neben Technologie- und Nachfrageunterschieden auch weitere Produktionsfaktoren neben Arbeit und Kapital bei der Untersuchung der Außenhandelsstruktur eines Landes explizit berücksichtigt werden sollten.

Bei der Einführung eines nichthandelbaren Gutes hängt das Auftreten eines Außenhandelsmusters im Sinne des HOS-Theorems davon ab, ob die Einkommenselastizität der Nachfrage nach dem nichthandelbaren Gut gleich Eins ist wie im Falle der übrigen (handelbaren) Güter. Demnach kann die Untersuchung der Außenhandelsstruktur eines Landes auf solche Güter beschränkt bleiben, für die die Gültigkeit des HOS-Theorems erwartet werden kann. Die übrigen Güter können dann als nichthandelbar angesehen werden. Werden Zwischenprodukte berücksichtigt, die zugleich als Endprodukte dienen können, so ändert sich die Rangordnung der Güter allein nach den direkten Faktorintensitäten nicht. Daraus folgt, daß die Verwendung von direkten und indirekten anstatt nur von direkten Faktorintensitäten die Gültigkeit des HOS-Theorems nicht berührt.

Bevor auf der Grundlage der bisherigen Diskussion des HOS-Theorems die Ableitung einer empirisch testbaren Hypothese erfolgt, soll an dieser Stelle zunächst eine erste Beurteilung des HOS-Ansatzes versucht werden¹.

Mit Hilfe der Methode der selektiven Prämissenvariation sind im vorigen Abschnitt die Grenzen, aber auch die in der üblichen Formulierung des HOS-Theorems "versteckten" Eigenschaften zum Ausdruck gebracht wor-

¹Eine Beurteilung der empirischen Leistungsfähigkeit des HOS-Theorems steht notwendigerweise am Ende dieser Arbeit (S. 135 ff.).

den. Dabei konnte festgestellt werden, daß es eine Reihe von Annahmen gibt, die das HOS-Theorem insbesondere im Hinblick auf empirische Anwendungen in Frage stellen. Dies liegt möglicherweise darin, daß der HOS-Ansatz - wie alle Modelle des allgemeinen Gleichgewichts - eine starke Vereinfachung der Realität darstellt. Aber gerade deshalb erlaubt der HOS-Ansatz im Gegensatz zu den neueren, partialanalytischen Ansätzen die Durchführung einer gesamtwirtschaftlichen Analyse, so z. B. die Untersuchung von Außenhandelswirkungen auf die Einkommensverteilung, allerdings nur unter den Bedingungen der vollständigen Konkurrenz.

Aus theoretischer Sicht können hauptsächlich zwei Schwächen des HOS-Theorems hervorgehoben werden:

- die Vernachlässigung der Rückwirkungen des Außenhandels auf das Faktorangebot und
- die hohe Empfindlichkeit gegenüber alternativen Annahmen über die Nachfrageseite.

Die Rückwirkungen des Außenhandels auf das Faktorangebot zu vernachlässigen ist deshalb bedenklich, weil es sich beim HOS-Ansatz um ein Modell des allgemeinen Gleichgewichts langfristiger Natur handelt. Der zweite Einwand unterstreicht die einseitige Angebotsorientierung dieses Ansatzes.

Im Hinblick auf eine empirische Überprüfung des HOS-Theorems kann die negative Wirkung von Zöllen, Transportkosten, umschlagenden Faktorintensitäten, Nachfrage- und Technologieunterschieden im Rahmen des Zwei-Güter-Zwei-Faktoren-Zwei-Länder-Modells genannt werden.

Auf der Grundlage der bisherigen Diskussion des HOS-Theorems im allgemeinen und insbesondere der empirischen Relevanz verschiedener Annahmen desselben kann im folgenden auf die Formulierung einer empirischen Hypothese übergegangen werden.

Die Eigenschaften des HOS-Ansatzes lassen zunächst zwei verschiedene Modelle erkennen: das Zwei-Güter-Zwei-Faktoren-Zwei-Länder-Modell und das n -Güter- m -Faktoren-Zwei-Länder-Modell ($n > m$). Ob ein Außenhandelsmuster im Sinne des HOS-Theorems auftritt, hängt in beiden Modellen in entscheidender Weise von der Nachfragesituation in beiden Ländern ab. Im Falle zweier Güter wird lediglich eine identische Nachfragesituation gefordert. Im Falle vieler Güter hingegen bestimmt die Nachfrage bei gegebener Spezialisierung zweier Länder deren Außenhandelsstruktur. Die Faktorausstattung determiniert dabei nur die effiziente Produktionsaufteilung. Des weiteren ist im Modell mit vielen Gütern die Existenz von Technologieunterschieden eine Voraussetzung für Handel. Im Rahmen des Zwei-Güter-Modells dagegen können solche Unterschiede zwischen den Ländern den Faktorausstattungseffekt außer Kraft setzen. Damit ergibt sich die Möglichkeit, die Unterschiede beider Modelle durch

die Formulierung von zwei empirischen Hypothesen zu erfassen: eine, die auf das Modell mit nur zwei Gütern und eine, die auf das Modell mit vielen Gütern zugeschnitten ist.

So kann im Falle zweier Güter der Zusammenhang zwischen der Faktorintensität der exportierten Güter und der Faktorausstattung eines Landes untersucht werden (Hypothese I). Da das HOS-Theorem einen Vergleich zwischen mindestens zwei Ländern voraussetzt, kann ein solcher Zusammenhang z. B. für den bilateralen Handel zweier Länder untersucht werden. Bei identischen Nachfragebedingungen in beiden Ländern kann ein solcher Zusammenhang unter Berücksichtigung von Zwischenprodukten und nichthandelbaren Gütern bei Abwesenheit von Technologieunterschieden, Zöllen und Transportkosten im Sinne des HOS-Theorems erwartet werden¹. Dieser Zusammenhang kann jedoch auch in einer Welt mit Technologieunterschieden, Zöllen und Transportkosten auftreten, falls die Faktorausstattungsunterschiede stärker als die genannten Einflußfaktoren wirken.

Im Falle vieler Güter (mehr Güter als Faktoren) können zwei Teilhypothesen untersucht werden: erstens der Zusammenhang zwischen der Produktionsstruktur, den Faktorintensitäten der Güter und der Faktorausstattung (Hypothese IIa) und zweitens der Zusammenhang zwischen dem Außenhandelsmuster, der Nachfragestruktur im Ausland, den Güterfaktorintensitäten und der Faktorausstattung im Inland (Hypothese IIb). In Abwesenheit von Zöllen und Transportkosten kann ein solcher Zusammenhang bei Berücksichtigung von Zwischenprodukten, nichthandelbaren Gütern und Technologieunterschieden im Sinne des HOS-Theorems erwartet werden (vgl. Anm. 1).

Die explizite Formulierung der soeben abgeleiteten Hypothesen erfolgt unter Berücksichtigung methodischer und statistischer Probleme im nächsten Kapitel im Anschluß an die Diskussion der Überprüfungsmethoden und der bisherigen Überprüfungsergebnisse.

¹Auch hier müssen umschlagende Faktorintensitäten ausgeschlossen werden.

II. Die empirische Überprüfung des HOS- Theorems: Kritik der Methoden und Ergebnisse bisheriger Tests

Zur empirischen Überprüfung des HOS-Theorems wird eine angesichts der verfügbaren Daten testbare Hypothese formuliert, für die dann eine angemessene Überprüfungsmethode zu wählen ist. Wir wenden uns im folgenden zunächst den in der Literatur zur Anwendung gelangten Überprüfungsmethoden und sodann im Zusammenhang mit der Diskussion der bisherigen Überprüfungsergebnisse der expliziten Formulierung der in Kapitel IV empirisch zu testenden Hypothesen zu.

1. Überprüfungsmethoden

Zur Überprüfung des HOS-Ansatzes sind Input-Output-Analyse und korrelations- sowie regressionsanalytische Verfahren verwendet worden¹. Im Zusammenhang mit der Auswahl eines geeigneten empirischen Verfahrens ist in der Literatur [vgl. z. B. Bickel, 1966, S. 199; Riedel, 1975, S. 487] die Frage diskutiert worden, welches theoretische Input-Output-Modell für die Überprüfung des HOS-Ansatzes herangezogen werden sollte. Da die Erörterung dieser Frage einerseits für die Fragestellung dieser Arbeit relevant ist und andererseits in der erwähnten Literatur keine erschöpfende Behandlung erfahren hat, ist es angebracht, sie im folgenden schwerpunktmäßig zu diskutieren. Bezüglich der übrigen Verfahren bestehen solche Probleme nicht.

a. Die Input-Output-Analyse

α. Die Ermittlung des Primärfaktorbedarfs

Die Input-Output-Analyse (IO-Analyse) wird im Rahmen eines HOS-Tests zur Ermittlung der direkten und indirekten Güterfaktorintensitäten herangezogen. Die direkte und indirekte Faktorintensität eines Gutes ergibt sich als Quotient aus dem direkten und indirekten Bedarf dieses Gutes an dem Einsatz zweier Primärfaktoren (z. B. Kapital und Arbeit). Die Ermittlung des Primärfaktorbedarfs kann grundsätzlich von verschiedenen IO-Modellen ausgehend geschehen, die sich zunächst durch ihre Annahmen über Art und Verbuchung der intermediären Importe voneinander unterscheiden².

Gewöhnlich wird zwischen konkurrierenden und nichtkonkurrierenden Importen unterschieden [vgl. z. B. Matuszewski et al., 1963, S. 410]. Konkurrierende Importe umfassen solche Güter ausländischen Ursprungs, die

¹Im empirischen Teil dieser Arbeit kommen alle drei Verfahren zur Anwendung.

²Importe für die Endnachfrage werden hier als exogen vorgegeben vorausgesetzt.

im Betrachtungszeitraum auch im Inland hergestellt werden. Diese Importe konkurrieren mit der inländischen Produktion und sind daher Substitute derselben. Dagegen bezeichnet man als nichtkonkurrierende Importe Güter, die im Inland nicht produziert werden. Nichtkonkurrierende Importe werden in IO-Tabellen in der Regel als Primärinputs nach Verwendungssektoren verbucht. Für sie wird wie für alle primären Inputs die Annahme der Proportionalität zur inländischen Produktion gemacht [vgl. Matuszewski et al., 1963, S. 410]. Konkurrierende Importe werden als Matrix (Ursprungs- mal Verwendungssektoren) der Matrix der inländischen Vorleistungen hinzuaddiert. Dabei kann alternativ angenommen werden, daß die intermediäre Nachfrage nach ausländischen Vorleistungen entweder autonom oder induziert ist [ibid., S. 418].

Auf der Grundlage der erwähnten Importarten und -verbuchungsweisen können mehrere konzeptionell verschiedene IO-Modelle aufgestellt werden [vgl. Matuszewski et al., 1963, S. 413 ff.]. Für die Zwecke dieser Arbeit sind nur die beiden Grenzfälle relevant: die Behandlung sämtlicher Importe als nichtkonkurrierend und die Einbeziehung autonomer, konkurrierender Importe in die Vorleistungsmatrix. Zur Darstellung dieser Modelle ist folgende Symbolik erforderlich¹:

- i, j = Indizes der Sektoren $i, j = 1, 2, \dots, n$
- X_i^D = inländischer Output des Sektors i
- X_i^M = konkurrierende Importe des Gutes i
- Y_i^D = Endnachfrage nach inländischer Produktion des Gutes i
- Y_i^M = Endnachfrage nach Importen des Gutes i (i = konkurrierendes Gut)
- Y_i^N = Endnachfrage nach Importen des Gutes i (i = nichtkonkurrierendes Gut)
- Y_i = gesamte Endnachfrage nach Gut i
- E_i = Exporte des Gutes i
- R_i = Differenz zwischen der Endnachfrage nach Importen des Gutes i (Y_i^M) und dem Export des Gutes i (E_i), d. h. $R_i = Y_i^M - E_i$
- a_{ij} = Input-Output-Koeffizient, Quotient aus den inländischen Vorleistungen des Gutes i an den Sektor j
- m_{ij} = Importkoeffizient, Quotient aus den ausländischen Vorleistungen des Gutes i an den Sektor j
- } und der inländischen Produktion des Sektors j

¹Weitere Symbole werden im Text eingeführt.

$(a_{ij} + m_{ij})$	= Input-Output-Koeffizient, Quotient aus den inländischen und ausländischen (= gesamten) Vorleistungslieferungen des Gutes i an den Sektor j	} und der inländischen Produktion des Sektors j
m_j	= Importkoeffizient, Quotient aus den ausländischen Vorleistungen nichtkonkurrierender Güter an den Sektor j	
0	= n×n-Nullmatrix	
I	= n×n-Einheitsmatrix	
A	= n×n-Matrix der Koeffizienten a_{ij}	
M	= n×n-Matrix der Koeffizienten m_{ij}	
N	= n×n-Matrix mit den m_j -Koeffizienten in der 1. Zeile	
X^D	= n×1-Vektor der inländischen Produktion (X_i^D)	
X^M	= n×1-Vektor der konkurrierenden Importe (X_i^M)	
Y^D	= n×1-Vektor der Endnachfrage nach inländischer Produktion (Y_i^D)	
Y^M	= n×1-Vektor der Endnachfrage nach konkurrierenden Importen (Y_i^M)	
Y^N	= n×1-Vektor der Endnachfrage nach nichtkonkurrierenden Importen (Y_i^N)	
Y	= n×1-Vektor der gesamten Endnachfrage (Y_i)	
l	= n×1-Vektor der direkten Faktoreinsatzkoeffizienten (z. B. Arbeitskoeffizienten)	
R	= n×1-Vektor mit $\sum_{i=1}^n R_i$ als erstem Element	

Werden sämtliche Importe als nichtkonkurrierend behandelt, so lautet das IO-Modell¹:

$$(1)^* \quad X_i^D - \sum_{j=1}^n a_{ij} X_j^D = Y_i^D$$

$$(2)^* \quad - \sum_{j=1}^n m_{ij} X_j^D + X_i^M = Y_i^M \quad i = 1, 2, \dots, n$$

Gleichung (1)* gibt an, daß die inländische Produktion des Gutes i, die nicht zur Befriedigung der intermediären Nachfrage verwendet wird, der Endnachfrage zukommt. Analoges gilt in (2)* für konkurrierende Importe. Dieses Modell setzt die Konstanz der Koeffizienten a_{ij} und m_{ij} voraus. Es wird keine Substitution inländischer durch ausländische Vorleistungen erlaubt.

¹Vgl. Matuszewski et al. [1963, S. 413]. Im folgenden als Modell 1 bezeichnet.

In Matrixschreibweise lauten die Gleichungssysteme (1)* und (2)*:

$$(3)^* \quad \left[\begin{array}{c|c} I - A & 0 \\ \hline -M & I \end{array} \right] \begin{bmatrix} X^D \\ X^M \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} Y^D \\ Y^M \end{bmatrix}$$

mit der Lösung

$$(4)^* \quad \begin{bmatrix} X^D \\ X^M \end{bmatrix} = \left[\begin{array}{c|c} (I-A)^{-1} & 0 \\ \hline M(I-A)^{-1} & I \end{array} \right] \begin{bmatrix} Y^D \\ Y^M \end{bmatrix}$$

Mit Hilfe von (4)* kann der Primärinputbedarf pro Endnachfrageeinheit ermittelt werden. Dazu ist nur der Ausdruck im oberen linken Quadranten der inversen Übermatrix erforderlich. Die Formel lautet: $1' (I-A)^{-1}$. Um den Primärinputbedarf eines gegebenen Exportvektors zu errechnen, wird dann diese Formel von rechts mit dem entsprechenden Exportvektor multipliziert. Soll der Primärinputbedarf einer Erhöhung der Exporte beispielsweise um 1 Mill. Geldeinheiten bei konstanter Zusammensetzung errechnet werden, so muß die obige Formel von rechts mit dem Vektor der sektoralen Exportanteile, e , multipliziert werden¹.

Werden dagegen die Importe als konkurrierend behandelt und zu den inländischen Vorleistungen addiert, so lautet das entsprechende IO-Modell²:

$$(5)^* \quad X_i^D - \sum_{j=1}^n (a_{ij} + m_{ij}) X_j^D = Y_i - X_i^M$$

$$(6)^* \quad X_i^M = X_i^M$$

$$i = 1, 2, \dots, n$$

Gleichung (5)* stellt wieder den Sachverhalt aus Gleichung (1)* dar. Die Berücksichtigung der ausländischen Vorleistungen führt dazu, daß diese auf beiden Seiten des Gleichheitszeichens von (5)* erscheinen müssen. Die Importe werden hier als exogen vorgegeben unterstellt, was in Gleichung (6)* zum Ausdruck kommt. Anders als im vorigen Modell wird nun von der Konstanz der "vollständigen" Input-Output-Koeffizienten ($a_{ij} + m_{ij}$) ausgegangen, nicht aber der einzelnen a_{ij} und m_{ij} , d. h., Substitutionen sind hier zulässig. Die vollständigen Koeffizienten stellen die gesamte Lieferung des Gutes i dar, die - unabhängig von ihrem inländischen oder ausländischen Ursprung - die Industrie j zur Produktion einer Einheit ihres Outputs benötigt.

¹Bickel [1966] z. B. verwendet dieses Modell im Rahmen eines HO-Testes.

²Vgl. Matuszewski et al. [1963, S. 418]. Im folgenden als Modell 2 bezeichnet.

Die Gleichungssysteme (5)* und (6)* lauten in Matrixschreibweise:

$$(7)^* \quad \left[\begin{array}{c|c} I - (A+M) & 0 \\ \hline 0 & I \end{array} \right] \begin{bmatrix} X^D \\ X^M \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} Y - X^M \\ X^M \end{bmatrix}$$

Die zugehörige Lösung ist

$$(8)^* \quad \begin{bmatrix} X^D \\ X^M \end{bmatrix} = \left[\begin{array}{c|c} (I - (A+M))^{-1} & 0 \\ \hline 0 & I \end{array} \right] \begin{bmatrix} Y - X^M \\ X^M \end{bmatrix}$$

Die Ermittlung des Primärfaktorbedarfs kann in diesem Fall unter Verwendung des Ausdrucks im oberen linken Quadranten der inversen Übermatrix in (8)* erfolgen. Die Formel lautet dann¹: $I' [I - (A+M)]^{-1}$.

Als Variante des letzteren Modells kann ein Modell angesehen werden, das neben konkurrierenden auch nichtkonkurrierende Importe berücksichtigt, für die die Proportionalität zur inländischen Produktion angenommen wird². In diesem Falle bleibt Gleichung (5)* unverändert. Gleichung (6)* kann durch eine Bilanzgleichung der Form

$$(9)^* \quad - \sum_{i=1}^n (m_i X_i^D + X_i^M) = \sum_{i=1}^n (Y_i^N - E_i) = \sum_{i=1}^n R_i$$

ersetzt werden. Das Gleichungssystem (6)* und (9)* lautet dann in Matrixschreibweise

$$(10)^* \quad \left[\begin{array}{c|c} I - (A+M) & 0 \\ \hline -N & -I \end{array} \right] \begin{bmatrix} X^D \\ X^M \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} Y - X^M \\ R \end{bmatrix}$$

mit der Lösung

$$(11)^* \quad \begin{bmatrix} X^D \\ X^M \end{bmatrix} = \left[\begin{array}{c|c} (I - (A+M))^{-1} & 0 \\ \hline -N(I - (A+M))^{-1} & -I \end{array} \right] \begin{bmatrix} Y - X^M \\ R \end{bmatrix}$$

Der Primärfaktorbedarf wird in diesem Fall genau wie im vorigen Modell ohne nichtkonkurrierende Importe errechnet. Diese wirken sich also nicht auf den Primärfaktorbedarf aus.

Wie die bisherige Darstellung verschiedener Konzepte zur Behandlung der Importe in IO-Modellen zeigt, wird die Wahl des einen oder anderen Modells für die Errechnung des Faktorbedarfs entscheidend davon beeinflusst, ob eine gegebene IO-Tabelle die Unterscheidung zwischen konkurrierenden und nichtkonkurrierenden Importen ermöglicht. Wenn dies nicht exakt ge-

¹Dieses Modell wird in der Regel für HO-Tests verwendet [vgl. z. B. Tatemoto, Ichimura, 1959].

²Verwendet von Leontief [1956].

schehen kann, so läßt sich gegebenenfalls aus anderen Daten für das betrachtete Land (z. B. Zollstruktur) ein Anhaltspunkt darüber gewinnen, welcher Kategorie der größte Teil der importierten Güter angehört. Andererseits ist es bei der Erstellung von IO-Tabellen in der Regel nicht möglich, eine objektive Trennung zwischen beiden Importarten vorzunehmen. Aufgrund der Güterheterogenität ist häufig nicht zu ermitteln, welche Güter Substitute der einheimischen Produktion sind [vgl. z. B. ABS, S. 24].

Die Anwendung der IO-Analyse im Rahmen eines HO-Tests kann des weiteren alternativ unter der Prämisse identischer bzw. unterschiedlicher Technologie erfolgen¹. Im ersten Fall wird angenommen, daß die durch die IO-Tabelle repräsentierte Technologie im Inland wie im Ausland (= Rest der Welt) identisch ist². Bei der Ermittlung des Primärfaktorbedarfs wird hier nur von der inländischen IO-Tabelle und vom inländischen Faktoreinsatzkoeffizienten ausgegangen. Mit ihrer Hilfe wird der Primärfaktorbedarf der Ex- und Importe gegenüber einem, mehreren oder allen Handelspartnern errechnet. Dabei wird nach der Wirkung einer Erhöhung der Exporte und Importe um einen festen Betrag (z. B. 1 Mill. nationaler Währungseinheiten) bei konstanter Zusammensetzung auf den Primärfaktorbedarf gefragt. Bei Behandlung der Importe als konkurrierend (Modell 2) wird dann der Faktorbedarf einer autonomen Änderung der Ex- und Importe errechnet. Diese Vorgehensweise ist jedoch bei der Behandlung der Importe als nichtkonkurrierend (Modell 1) nicht korrekt, denn dieses Modell geht von der Proportionalität zwischen Importen und inländischer Produktion aus und ist ungeeignet für autonome Importerhöhungen. Allenfalls kann dieses Modell für die Ermittlung des inländischen Primärfaktorbedarfs der Exporte allein herangezogen werden³.

¹Unter Technologieunterschieden im empirischen Sinn seien hier Differenzen verstanden, wie sie in den IO-Tabellen zweier Länder zum Vorschein kommen. Diese können verschiedene Ursachen haben und auch dann noch bestehen, wenn - schon wegen der internationalen Abweichungen in den relativen Faktorpreisen - keine Unterschiede in der Art und Weise festzustellen sind, wie primäre und intermediäre Inputs in Outputs verwandelt werden [vgl. hierzu Simpson, Tsukui [1965]. Solche Technologieunterschiede treten auch bei interregionalen HOS-Tests auf, die damit begründet werden, daß sie von internationalen Verzerrungen wirtschaftspolitischer und statistischer Art absehen könnten [vgl. z. B. Moroney, Walker, 1966, S. 577 ff.].

²Das gleiche gilt, wenn die Entwicklung des Primärfaktorbedarfs eines Landes im Zeitablauf untersucht wird. Mit der IO-Tabelle eines bestimmten Zeitpunktes kann dann der Primärfaktorbedarf von Exportvektoren verschiedener Zeitpunkte - bei konstanter Technologie - ermittelt werden. - Vgl. z. B. Leontief [1956].

³Vgl. Matuszewski et al. [1965, S. 219]. Es ist hier wichtig, einerseits die Wirkung einer Exporterhöhung auf die inländische Faktornachfrage und andererseits die Ermittlung der direkten und indirekten Faktorintensitäten der ex- bzw. importierten Güter auseinanderzuhalten. Im ersten Falle darf nur von Modell 1 ausgegangen werden [vgl. dazu auch de Grauwe et al., 1979, S. 103].

Im Falle von Technologieunterschieden müssen mindestens die IO-Tabellen zweier Länder vorhanden sein¹. Dabei wird der Faktorbedarf der Exporte jeweils mit der inländischen Tabelle berechnet. Der Faktorbedarf der Importe eines Landes wird dann mit der Tabelle des jeweiligen Handelspartners errechnet, denn inländische Importe entsprechen den ausländischen Exporten². Hierbei können grundsätzlich beide oben dargestellten IO-Modelle zur Anwendung gelangen. Die Verwendung von Modell 1 (sämtliche Importe werden als nichtkonkurrierend behandelt) wird in der Literatur damit begründet, daß bei der Ermittlung des inländischen Primärfaktorbedarfs der Faktorbedarf der ausländischen Vorleistungen nicht mitberücksichtigt werden dürfe [vgl. z. B. Bickel, 1966, S. 199]. Dem kann entgegengehalten werden, daß eine Ermittlung der tatsächlichen direkten und indirekten Güterfaktorintensitäten von der vollständigen Technologie (also einschließlich ausländischer Vorleistungen) ausgehen müßte. Bei der Berechnung mit Hilfe der vollständigen Technologie (Modell 2) wird jedoch die Prämisse unterschiedlicher Technologien zwischen In- und Ausland in Frage gestellt, denn bei der Ermittlung des Faktorbedarfs werden ausländische wie inländische Vorleistungen mit den inländischen Faktoreinsatzkoeffizienten gewichtet. Diese Verfahrensweise entspricht der Vorstellung, daß sämtliche Importe konkurrierender Art sind und daß keine Technologiedifferenzen bestehen.

Aus den Prämissen der dargestellten IO-Modelle ergibt sich, daß die Verwendung des einen oder anderen Modells zur Ermittlung des Faktorbedarfs abhängen sollte von dem Gewicht, das den einzelnen Importarten an den Gesamtimporten eines Landes zukommt. Danach würde z. B. für ein hauptsächlich nichtkonkurrierende Güter importierendes Entwicklungsland Modell 1 und für ein im wesentlichen konkurrierende Güter importierendes Land Modell 2 in Frage kommen. Eine alternative Vorgehensweise wäre, nichtkonkurrierende Importe wie konkurrierende zu behandeln, um die Anwendung von Modell 2 zu ermöglichen. Dieses hieße jedoch, ausländische Vorleistungen willkürlich inländischen Ursprungssektoren zuzuordnen, da die zugehörigen Sektoren per definitionem nicht vorhanden sein dürften³.

¹Das gleiche gilt, wenn die Entwicklung des Faktorbedarfs im Zeitablauf für ein Land untersucht wird. Es werden zwei oder mehr IO-Tabellen dieses Landes benötigt. Für die Analyse verschiedener Zeitpunkte in einem Land oder verschiedener Länder zu einem Zeitpunkt müssen selbstverständlich möglichst identisch konzipierte und erstellte IO-Tabellen verwendet werden. - Vgl. Feder [1974].

²Bei der Ermittlung des Primärfaktorbedarfs der Ex- und Importe ist von fob-Werten auszugehen.

³Rosefielde [1973] z. B. schließt in einer Studie über den Außenhandel der Sowjetunion nichtkonkurrierende Importe landwirtschaftlichen Ursprungs aus und nimmt an, daß "the Soviets were capable of producing all the industrial goods they imported" [S. 38]. Diese Vorgehensweise bezieht sich auf ein relativ entwickeltes und rohstoffreiches Land.

Deshalb ist vorgeschlagen worden, das Modell 1 anzuwenden, aber das Verfahren zur Ermittlung des Primärfaktorbedarfs zu erweitern. Statt des Faktorbedarfs der ausländischen Vorleistungen sollte der inländische Faktorbedarf derjenigen zusätzlichen Exporte berücksichtigt werden, die erforderlich wären, um den Bedarf an ausländischen Vorleistungen einer autonomen Exporterhöhung zu finanzieren¹. Der Verbrauch ausländischer Vorleistungen soll also auf einen inländischen Primärfaktorbedarf zurückgeführt werden. Diese Vorgehensweise stellt aber keineswegs eine Erfassung des Primärfaktorbedarfs der ausländischen Vorleistungen sicher, d. h., sie ist kein Schritt in Richtung auf eine Ermittlung der tatsächlichen direkten und indirekten Faktorintensitäten der gehandelten Güter, was der Zweck der Input-Output-Analyse in diesem Zusammenhang ist².

Somit kann festgehalten werden, daß das IO-Modell, das sämtliche Importe als konkurrierend behandelt (vollständige Technologie), den Primärfaktorbedarf der ausländischen Vorleistungen bei Unterstellung von Technologieunterschieden nicht korrekt errechnen läßt und daß das Modell, das sämt-

¹Vgl. Riedel [1975, S. 487; 1976, S. 443]. Leontief [1956, S. 394] hatte bereits eine ähnliche Vorgehensweise im Zusammenhang mit einem Modell gewählt, das autonome konkurrierende Importe und nichtkonkurrierende Importe, die proportional zur inländischen Produktion sind, berücksichtigt. Riedel geht im Gegensatz zu Leontief von der unrealistischen Prämisse aus, daß jeder Sektor die eigenen Importe mit Exporten finanzieren kann und muß. Dies ist unrealistisch, weil der Ansatz für Entwicklungsländer nützlich sein soll, die ausländische Vorleistungen vorwiegend mit Exporten der Primärsektoren (Landwirtschaft, Bergbau) finanzieren müssen. Wenn der Kapitaltransfer ausgeschlossen wird, dann muß eine derartige Bilanz mindestens über alle am Außenhandel beteiligten Sektoren laufen. Eine Aufsummierung der Riedelschen Formeln über alle Sektoren führt zu einer Aufhebung der neu eingeführten Glieder (also des Faktorbedarfs der zur Finanzierung der Importe eines Sektors erforderlichen Exporte), wenn durchschnittliche Faktorintensitäten gebildet werden. Dieser Ansatz geht dann über in das obige Modell 1.

²Die Bedeutung des Riedelschen Ansatzes liegt darin, auf das Problem der empirischen Ermittlung direkter und indirekter Faktorintensitäten im Falle relativ hoher nichtkonkurrierender Importe hinzuweisen. Dieser - insbesondere empirische - Tatbestand wird von Der nicht vollständig erfaßt, wenn er für den theoretischen Modellfall zweier Länder feststellt, daß ausländische Vorleistungen mit den ausländischen Faktoreinsatzkoeffizienten gewogen werden könnten. Die in IO-Tabellen verbuchten nichtkonkurrierenden Importe stammen in der Regel von vielen Handelspartnern. Es wäre praktisch unmöglich, die einzelnen ausländischen Vorleistungen mit ihren zugehörigen Faktoreinsatzkoeffizienten und IO-Tabellen zu gewichten, unabhängig davon, ob im Rahmen eines bilateralen Tests oder eines Tests gegenüber dem Rest der Welt [vgl. Der, 1979, S. 585].

liche Importe als nichtkonkurrierend behandelt, zu einer Unterschätzung des tatsächlichen Faktorbedarfs durch Auslassung der ausländischen Vorleistungen führt.

Hier zeigt sich die Grenze der Input-Output-Methode als empirisches Verfahren zur Ermittlung des direkten und indirekten Faktorbedarfs. Für ein Land, dessen Importe hauptsächlich nichtkonkurrierender Art sind und das auf diese zur Aufrechterhaltung der Produktion nicht verzichten kann, kann keines der beiden IO-Modelle eine befriedigende Lösung bieten. Die IO-Tabelle scheint nur in solchen Fällen als vollständige Produktionsfunktion der einzelnen Sektoren interpretierbar zu sein, wenn nichtkonkurrierende Importe eine relativ geringe Bedeutung besitzen, d. h., wenn es sich im Hinblick auf produktionstechnisch wichtige Vorleistungen um relativ autarke Länder handelt¹.

ß. Die Ermittlung der direkten und indirekten Faktorintensitäten

Ist zunächst mit Hilfe von IO-Tabellen, direkten Faktoreinsatzkoeffizienten und Außenhandelsvektoren der Primärfaktorbedarf errechnet worden, so kann in einem zweiten Schritt die Ermittlung der für einen HO-Test erforderlichen direkten und indirekten Faktorintensitäten (DIFI) der gehandelten Güter durchgeführt werden. So ergibt sich beispielsweise die direkte und indirekte Kapitalintensität als Quotient aus dem direkten und indirekten Kapitalbedarf und dem direkten und indirekten Arbeitsbedarf. Dies erfolgt mit Hilfe der folgenden Formel [vgl. Leontief, 1956, S. 392]:

$$(12)^* \quad \text{DIKI}^X = \frac{k' [I - (A+M)]^{-1} e}{l' [I - (A+M)]^{-1} e}$$

mit DIKI^X als direkte und indirekte Kapitalintensität des Exportbündels eines Landes, k als Vektor der Kapitalkoeffizienten, l als Vektor der Arbeitskoeffizienten, $[I - (A+M)]^{-1}$ als inverse Leontief-Matrix und e als Vektor der sektoralen Exportanteile. Die Formel in (12)* gilt für den Fall, in dem der Primärfaktorbedarf mit der vollständigen Matrix der intermediären Vorleistungen errechnet wird. Sie kann analog für den Fall der inländischen Vorleistungen allein aufgestellt werden; dabei wird einfach von der Einbeziehung der Importmatrix M abgesehen.

¹Eine weitere Unsicherheit - insbesondere bei der Verwendung von Tabellen verschiedener Länder und damit verschiedener Qualität - ist die Tatsache, daß in der Regel das Ausmaß möglicher Fehler, die bei der Erstellung der Matrix der interindustriellen Lieferungen auftreten können, nicht veröffentlicht wird. Solche Fehler führen insbesondere bei Verwendung der Leontief-Inversen zu einer Fehlerfortpflanzung, die die Ergebnisse der IO-Analyse in Frage stellen können [vgl. dazu Lorenzen, 1980].

Die Ermittlung der DIKI des Importbündels geschieht wie in (12)* mit dem Unterschied, daß statt einer Gewichtung des Primärfaktorbedarfs mit dem Vektor der Exportanteile, e , die Gewichtung mit dem Vektor der Importanteile, m , erfolgt. Dieses Vorgehen setzt aber voraus, daß von der Prämisse identischer Technologie zwischen In- und Ausland ausgegangen wird. Im Falle unterschiedlicher Technologien müssen die Importe (die den Exporten eines Handelspartners entsprechen) bei bilateraler Betrachtung mit Faktoreinsatzkoeffizienten und der IO-Tabelle des Handelspartners gewogen werden.

Ein Test des HOS-Theorems kann grundsätzlich entweder von zwei oder von mehreren Gütern ausgehen. Bei Anwendung der IO-Analyse bedeutet dies, daß im ersten Fall der Primärfaktorbedarf der exportierten Güter über alle Sektoren addiert wird, so daß vom durchschnittlichen Primärfaktorbedarf des Exportbündels gesprochen werden kann. Dasselbe geschieht mit dem Faktorbedarf der Importe bzw. der ausländischen Exporte. Im Falle vieler Güter wird die Addition des Faktorbedarfs der einzelnen Güter unterlassen.

Im Rahmen eines Zwei-Güter (also ein Ex- und ein Importbündel)-Tests geht es darum, die DIFI des Exportbündels mit der DIFI des Importbündels zu vergleichen. Dies kann nach Leontief [1956, S. 392] mit Hilfe des "index of comparative factor-intensity" erfolgen. Dieser im folgenden als Leontief-Index (LI) bezeichnete Indikator lautet

$$(13)^* \quad LI = \frac{k'[I-(A+M)]^{-1}m / l'[I-(A+M)]^{-1}m}{k'[I-(A+M)]^{-1}e / l'[I-(A+M)]^{-1}e} = \frac{DIKI^m}{DIKI^x}$$

LI aus (13)* bezieht sich auf den Fall identischer Technologien zwischen In- und Ausland. Im Falle von Technologieunterschieden würde es wie folgt lauten (ein Querbalken bezeichnet ausländische Daten¹):

$$(14)^* \quad LI^u = \frac{\bar{k}'[I-(\bar{A}+\bar{M})]^{-1}\bar{e} / \bar{l}'[I-(\bar{A}+\bar{M})]^{-1}\bar{e}}{k'[I-(A+M)]^{-1}e / l'[I-(A+M)]^{-1}e} = \frac{DIKI^m}{DIKI^x}$$

Bei Unterstellung identischer Technologie können die Ex- und Importvektoren den Außenhandel gegenüber dem Rest der Welt oder nur gegenüber bestimmten Handelspartnern (einzelne Länder oder Ländergruppen) darstellen. Im Falle von Technologieunterschieden dagegen wird nur der bilaterale Handel betrachtet, zumindest solange keine IO-Tabellen für den Rest der Welt oder für Ländergruppen verfügbar sind. Bei bilateraler Betrachtung gilt, daß $\bar{e} = m$ ist, wenn fob-Werte zugrunde gelegt werden und

¹Die notwendige einheitliche Währungseinheit in Zähler und Nenner wird mit Hilfe eines Wechselkurses bzw. einer Kaufkraftparität gewährleistet.

eine einheitliche Außenhandelsstatistik für beide Länder unterstellt werden kann.

Zur Interpretation des LI wird von folgender Ungleichung ausgegangen:

$$(15)^* \quad LI = \frac{DIKI^m}{DIKI^x} \gtrless 1$$

Ist der Leontief-Index gleich Eins, so ist die DIKI des Importbündels gleich der DIKI des Exportbündels. Gilt das Größerzeichen, so ist die DIKI des Importbündels größer als die des Exportbündels. Im Falle $LI < 1$ ist die DIKI des Importbündels kleiner als die des Exportbündels.

LI aus (15)* weist eine ungleich lange Meßskala für die Fälle $LI > 1$ und $LI < 1$ auf. Für $LI > 1$ liegt der LI-Wert im offenen Intervall $(1, +\infty)$, für $LI < 1$ dagegen nur im offenen Intervall $(0, 1)$. Aus diesem Grund ist eine Normierung des LI um Null angebracht. Dies kann in Anlehnung an Rosefield [1973, S. 43] dergestalt erfolgen, daß der LI-Wert für $LI > 1$ auf der positiven reellen Achse und für $LI < 1$ auf der negativen reellen Achse gemessen wird. Einen so normierten LI (jetzt NLI) erhält man, wenn

$$LI \text{ aus } (1, +\infty) \text{ in } NLI = LI - 1 \quad \text{und}$$

$$LI \text{ aus } (0, 1) \text{ in } NLI = -\left(\frac{1}{LI} - 1\right)$$

übergehen. Für den Fall $LI = 1$ ist $NLI = 0$.

Ein Test des HOS-Theorems mit Hilfe der IO-Analyse unter Einsatz des normierten LI kann bei Kenntnis der Faktorreichlichkeit zweier Länder darin bestehen, eine Beziehung zwischen diesen beiden Größen herzustellen.

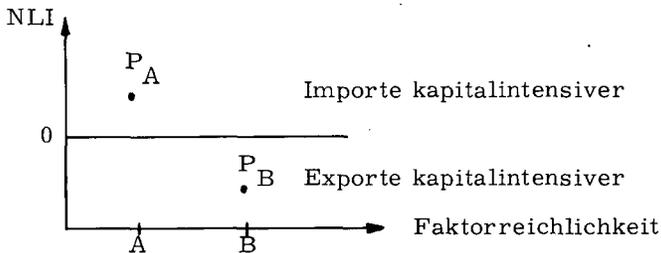


Abb. 6

In Abb. 6 entspricht die Konstellation von Faktorreichlichkeit und NLI-Wert zweier Länder dem HOS-Theorem. Das kapitalreiche Land B weist hier Exporte auf, die nach dem NLI kapitalintensiver sind als seine Importe. Läge Punkt P_B dagegen im positiven und Punkt P_A im negativen Bereich, so wäre es umgekehrt.

Bei Unterstellung international identischer Technologie können Widersprüche derart auftreten, daß z. B. P_A und P_B das gleiche Vorzeichen aufweisen. Dieses kann dagegen im Falle unterschiedlicher Technologien niemals vorkommen, denn dann ist LI für das Land A genau gleich dem Kehrwert von LI für das Land B¹.

Ist die Faktorreichlichkeit zweier Länder identisch, so deutet ein NLI-Wert, der verschieden von Null ist, auf technologische Unterschiede zwischen diesen Ländern hin². Dies kann als Vorteil der zweiseitigen Tests interpretiert werden, da sie auch in diesem Fall eine Aussage über den Außenhandel erlauben.

Ein Einwand gegen die Verwendung des Leontief-Index ist die Unmöglichkeit, seine statistische Signifikanz zu bestimmen [vgl. dazu Finger, 1969, S. 405 ff.]. Nach den Untersuchungen von Rosefielde [1973] und von Tatemoto und Ichimura [1959] ist jedoch deutlich geworden, daß der Leontief-Index bei einseitigen Tests nur in Verbindung mit einem Maß für die Kapitalreichlichkeit der Handelspartner und bei Disaggregation des Außenhandels ein sinnvolles Maß für die relative Faktorintensität des Außenhandels eines Landes sein kann. Dann lassen sich die einzelnen LI-Werte (im Grenzfall jeweils ein Wert für den Handel mit jedem Handelspartner) unter Berücksichtigung der relativen Faktorreichlichkeit der Handelspartner vergleichen. Dem Leontief-Index wird dabei keine absolute, sondern lediglich eine relative Aussagekraft zugestanden. Analoges gilt auch, wenn im Rahmen eines einseitigen Tests Leontief-Indizes für mehrere Faktorpaare errechnet werden. So kann die relative Bedeutung einzelner Faktorpaare untersucht werden [vgl. Roskamp, McMeekin, 1968].

Die Signifikanzfrage wurde für den Fall der einseitigen Tests gestellt; sie kann jedoch auch für zweiseitige Tests gestellt werden. Bei zweiseitigen Tests hängt der LI-Wert nicht nur von dem Unterschied in der Zusammensetzung der Exporte und Importe eines Landes, sondern auch noch von den Technologieunterschieden ab. Auch hier erscheint eine Verwendung des Leontief-Index nur in Verbindung mit einem Maß für die Faktorreichlichkeit vertretbar. Das Signifikanzproblem kann darüber hinaus, wie bei einseitigen Tests, einerseits durch Berücksichtigung mehrerer Handelspart-

¹Ist z. B. LI für das Land A gleich 1,5, so ist $NLI(A) = 0,5$. Der entsprechende Wert für Land B ergibt sich aus $1/LI(A) = 1/1,5 = 0,67$ und aus $NLI(B) = -0,5$.

²Ein NLI-Wert, der im Fall identischer Faktorausstattung zweier Länder ungleich Null ist, bedeutet, daß die durchschnittlichen direkten und indirekten Faktorintensitäten der Exportbündel beider Länder verschieden sind. Dieses Ergebnis kann nur dann zustande kommen, wenn Unterschiede in den Faktoreinsatzkoeffizienten und/oder in der interindustriellen Verflechtung und/oder in der Zusammensetzung des Exportbündels bestehen. Bei identischer Faktorausstattung müßte nach dem HOS-Theorem die Zusammensetzung des Exportbündels in beiden Ländern identisch sein. Unterschiede können dann nur in der Technologie auftreten.

ner und Produktionsfaktoren und andererseits durch den Verzicht auf eine absolute Interpretation des Leontief-Index abgeschwächt werden.

Die bisherigen Überlegungen bezüglich der Ermittlung direkter und indirekter Faktorintensitäten beziehen sich auf den Zwei-Güter-Fall. Der Übergang zum Mehr-Güter-Fall erfolgt durch Weglassen des Vektors der Ex- bzw. Importanteile bei der Berechnung des Primärfaktorbedarfs. Die Formel $I' [I - (A+M)]^{-1}$ ergibt einen $1 \times n$ -Vektor des sektoralen Arbeitsbedarfs pro Endnachfrageeinheit. Analoges kann für den sektoralen Kapitalbedarf errechnet werden. Die sektoralen direkten und indirekten Kapitalintensitäten entstehen dann als Quotient der einzelnen Werte. Mit Hilfe einer Korrelationsrechnung beispielsweise kann ein Zusammenhang zwischen den sektoralen direkten und indirekten Faktorintensitäten und den sektoralen Ex- bzw. Importanteilen untersucht werden. Eine solche Analyse kann Aufschluß darüber geben, ob die relativ stark am Export bzw. Import beteiligten Sektoren kapital- oder arbeitsintensiv sind.

Analog zum Zwei-Güter-Fall kann auch hier der Zusammenhang zwischen dem Korrelationsmaß und der Faktorreichlichkeit der betrachteten Länder untersucht werden. Auf der Ordinate der Abb. 6 müßte dann das Korrelationsmaß abgetragen werden. So würde z. B. eine hohe positive Rangkorrelation zwischen den DIKI und den sektoralen Exportanteilen für das kapitalreiche Land und eine negative Rangkorrelation für das arbeitsreiche Land im Sinne des HOS-Theorems interpretierbar sein.

Die Einbeziehung von mehr als zwei Produktionsfaktoren im Rahmen eines HO-Tests wird in der Literatur in der Regel nicht theoretisch begründet [so z. B. Roskamp, McMeekin, 1968]. Einige Autoren verweisen allerdings auf die Vanek-Version des HO-Theorems [vgl. etwa Postner, 1975, S. 29 ff.]. Danach sind die im Außenhandelsbündel eines Landes enthaltenen Faktorleistungsdifferenzen (Faktorleistungen der Exporte minus Faktorleistungen der Importe) relevant. Dieses Verfahren kann für viele Faktoren durchgeführt werden, vorausgesetzt man akzeptiert die zugrundeliegende Version des HO-Ansatzes (S. 7 ff.). Verbleibt man jedoch im Rahmen der Samuelson'schen Version des HO-Ansatzes, so sind im ersten Kapitel dieser Arbeit die Bedingungen dafür abgeleitet worden, unter denen eine Erweiterung auf mehr als zwei Faktoren theoretisch möglich ist.

Im Rahmen der soeben dargestellten IO-Analyse können im Fall von mehreren Faktoren Leontief-Indizes für einzelne Paare von Produktionsfaktoren errechnet werden. Bei m Faktoren ($m > 2$) kann zunächst einer als Bezugsfaktor gewählt werden. Sodann können $m-1$ Leontief-Indizes gebildet werden. Die Bedeutung der einzelnen Faktoren kann mit Hilfe eines Vergleichs der einzelnen LI-Werte festgestellt werden, nicht jedoch eventuelle Beziehungen zwischen den Faktoren. Damit wird deutlich, daß im Rahmen der IO-Analyse nur eine isolierte Betrachtung einzelner Produktionsfaktoren möglich ist; dies gilt auch für die Korrelationsanalyse,

b. Andere Methoden

Neben der Input-Output-Analyse sind bisher korrelations- und regressionsanalytische Verfahren zum Testen des HOS-Theorems herangezogen worden. Korrelationen können beispielsweise zwischen bestimmten Länder- und Gütereigenschaften berechnet werden. So kann für mehrere Länder der Zusammenhang zwischen der Faktorreichlichkeit und der DIFI des Exportbündels untersucht werden. Derartige Rechnungen können mit Hilfe parametrischer aber auch nichtparametrischer Korrelationsverfahren gemacht werden [vgl. z. B. Hufbauer, 1970; Ariovich, 1980]. Regressionen können beispielsweise zwischen den Netto-Exporten (Exporte minus Importe eines Sektors) als abhängige Variable und einer Reihe potentieller Einflußgrößen (z. B. sektorale DIFI) als unabhängige Variable gerechnet werden. Dabei sind sowohl einfache als auch multiple lineare Eingleichungsmodelle verwendet worden [vgl. z. B. Baldwin, 1971]. Einige Autoren haben die zu erklärende Variable (z. B. die Netto-Exporte eines Sektors) als Binär- oder 0-1-Variable aufgefaßt und sind auf spezielle regressionsanalytische Verfahren wie die Probit- bzw. Logit-Analyse übergegangen¹. Die mit Hilfe der erwähnten Methoden bisher durchgeführten Tests unterscheiden sich u. a. in der Variablenwahl voneinander. Letztere hängt mit der jeweils getesteten spezifischen Hypothese zusammen, ein Sachverhalt, auf den im nächsten Abschnitt einzugehen sein wird. Ein wichtiger Unterschied zwischen Korrelations- und Regressionsverfahren kommt bei der Überprüfung des HOS-Theorems im Fall von mehreren Produktionsfaktoren zum Ausdruck. Lediglich die Regressionsverfahren besitzen die Eigenschaft, mehrere Produktionsfaktoren gleichzeitig in ihrer Wirkung auf die Zusammensetzung des Außenhandels zu berücksichtigen. Als letztes kann darauf hingewiesen werden, daß eine Verknüpfung der IO-Analyse mit den anderen ökonometrischen Methoden möglich ist [vgl. z. B. Rosefielde, 1973]. Ein Beispiel dazu ist bereits im vorigen Abschnitt gegeben worden.

¹Eine binäre abhängige Variable führt zu diskret verteilten und heteroskedastischen Störvariablen, womit eine entscheidende Anwendungsbedingung der gewöhnlichen Methode der kleinsten Quadrate aufgehoben wird. In solchen Fällen kann die Regressionsfunktion als bedingte Wahrscheinlichkeit interpretiert und eine geeignete Transformation derselben durchgeführt werden, um dem Definitionsbereich der Binärvariablen gerecht zu werden. Die Probit-Analyse [vgl. z. B. Branson, Monoyios, 1977] geht dabei von der Normalverteilung, die Logit-Analyse [vgl. z. B. Harkness, Kyle, 1975] dagegen von der logistischen Verteilung aus. Die Parameterschätzung kann in beiden Fällen mit der Maximum-Likelihood-Methode erfolgen [vgl. z. B. Theil, 1971, S. 628 ff.].

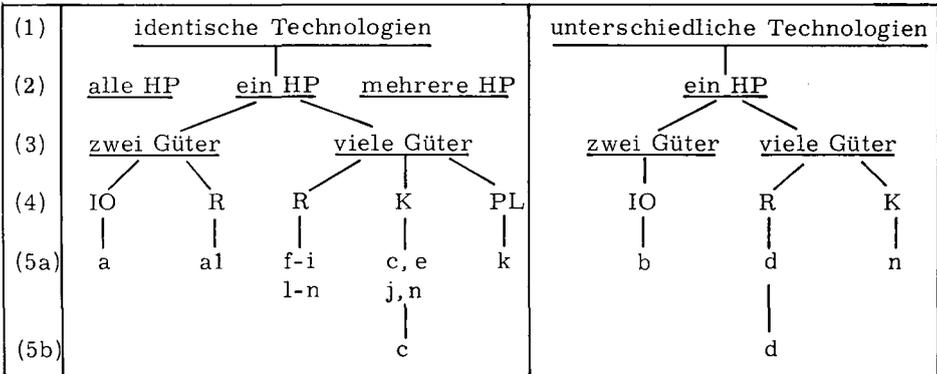
2. Bisherige HOS-Tests und ihre Annahmen

a. Überblick

Die bisherigen HOS-Tests dienen grundsätzlich der Erklärung des Außenhandels entweder eines bestimmten Landes mit einem, mehreren oder allen Handelspartnern oder einer größeren Länderstichprobe mit dem Rest der Welt. Übersicht 2 zeigt, nach welchen Kriterien die mit Hilfe der erwähnten Methoden durchgeführten HOS-Tests zunächst gruppiert werden können:

- (1) nach der Technologieannahme für In- und Ausland,
 - (2) nach der Anzahl der Handelspartner (HP),
 - (3) nach der Anzahl der Güter und
 - (4) nach der empirischen Methode (IO = Input-Output-, R = Regressions-, K = Korrelations-, PL = Probit- bzw. Logit-Analyse)
- und in einem zweiten Schritt:
- (5) nach der getesteten empirischen Hypothese (vgl. Übersicht 3)
 - (a) für nur ein Land und
 - (b) für eine größere Länderstichprobe.

Übersicht 2 - Schematische Darstellung der HOS-Tests



Die Analyse des Außenhandels eines Landes mit allen Handelspartnern, d.h. mit Ländern verschiedener Faktorreichlichkeit, kann zu schwer interpretierbaren Ergebnissen führen, wenn das betrachtete Land eine mittlere Position bezüglich der Faktorreichlichkeit einnimmt¹.

¹Ein solches Land exportiert einerseits nach dem HOS-Theorem kapitalintensive Güter an Länder, die mit Kapital relativ schlechter ausgestattet sind, und andererseits arbeitsintensive Güter an Länder, die mit diesem Faktor besser ausgestattet sind. Die Analyse des aggregierten Handels kann diese Unterschiede verwischen [vgl. z. B. Tatemoto, Ichimura, 1959].

Die Mehrzahl der HOS-Tests bezieht sich auf die Erklärung der Außenhandelsstruktur nur eines Landes¹. Da in der Regel die Annahme identischer Technologien für In- und Ausland zugrunde gelegt wird, sind sie als einseitige Tests zu bezeichnen. Derartige Tests folgen der Pionierarbeit von Leontief [1954], der die "Einseitigkeit" seiner Untersuchungen damit begründete, daß zu seiner Zeit noch keine entsprechenden Daten (IO-Tabellen, Faktoreinsatzkoeffizienten) für die wichtigsten Handelspartner der Vereinigten Staaten verfügbar waren [Leontief, 1956, S. 386]. Er sah also bereits die Vorteilhaftigkeit zweiseitiger Tests, die sich aus der einfachen Formulierung des HOS-Theorems ergibt.

Die Prämisse identischer Technologien erleichtert den theoretischen Beweis des HOS-Theorems, sie ist jedoch nicht in jedem Fall erforderlich. Technologische Unterschiede zwischen zwei Ländern können unter Umständen den Faktorausstattungsseffekt verstärken oder lediglich abschwächen. Sie können ihn aber auch neutralisieren oder sogar umkehren. Entscheidend ist hier die Richtung und Stärke des technologischen Einflußfaktors. Die Ausschaltung der technologisch bedingten Unterschiede zweier Länder im Rahmen einer empirischen Untersuchung kann zu Ergebnissen führen, die im empirisch beobachteten Fall vieler Güter (auch wenn sie zu zwei Bündeln zusammengefaßt werden) nicht als Test des HOS-Theorems gelten können. Denn bei vielen Gütern kommt es notwendigerweise wegen des nicht möglichen Faktorpreisausgleichs zu einer Spezialisierung und damit zu Technologieunterschieden (S. 25 ff.). Solche Technologieunterschiede zwischen den Ländern können dazu führen, daß "a country can import commodities which, if produced at home, would require a higher capital-labor ratio than that embodied in its exports and simultaneously import commodities that are more labor intensive than are exportables" [Jones, 1977, S. 38]. Aus theoretischer Sicht ist also die Berücksichtigung von Technologieunterschieden im Rahmen eines empirischen Tests von Bedeutung. Die bisherige Evidenz für das Bestehen von internationalen Technologieunterschieden [vgl. z. B. Nelson 1968; Gehrels, 1970] scheint dies zu erhärten. Dieser Umstand sowie die Tatsache, daß heute ausreichendes Datenmaterial zur Verfügung steht, unterstreichen die Vorteilhaftigkeit zweiseitiger Tests.

Bereits die Untersuchungen von Leontief zeigten, daß das herkömmliche Zwei-Faktoren-Modell ungeeignet ist, um komparative Vorteile empirisch bestimmen zu können. Seitdem haben die meisten Autoren mindestens verschiedene Qualitäten des Faktors Arbeit und/oder natürliche Ressourcen einbezogen, oft nur dadurch, daß sie durch diese Faktoren betroffene Sektoren aus der Analyse ausgeschlossen haben. Da Ohlin [1967, S. 49 ff.] selbst einen weiten Produktionsfaktorbegriff zugrunde gelegt hat, ist es

¹Dies gilt auch dann, wenn mehrere Länder in eine Untersuchung eingehen, z. B. bei Technologieunterschieden oder aufgrund der Disaggregation des Außenhandels oder nur zu Vergleichszwecken.

nicht einleuchtend, warum die Berücksichtigung verschiedener Qualitäten von Arbeitskräften die Bezeichnung Neo-Faktorproportionentheorem verdient¹. Der Kern des HOS-Theorems ist die Erklärung des Außenhandels mit der unterschiedlichen Faktorabundanz der Länder und nicht mit den Unterschieden in der Abundanz bestimmter Produktionsfaktoren.

Im Zusammenhang mit der Messung des Einsatzes verschiedener Arbeitsqualitäten mit Hilfe ihrer Faktoreinkommen ist der Begriff des "human capital" verwendet worden [vgl. Becker, 1964]. Dieser wird vom gewinnmaximalen Verhalten bei vollständiger Konkurrenz abgeleitet. Unter den Bedingungen der vollständigen Konkurrenz erfolgt die Entlohnung des Faktors Arbeit nach der Grenzproduktivität dieses Faktors, die als Funktion der Ausbildung und anderer exogener Einflußfaktoren aufgefaßt wird. Die Ausbildung wird als Ergebnis einer längeren Ausbildungszeit interpretiert, die mit Ausbildungs- sowie Opportunitätskosten für das während der Ausbildungszeit entgangene Einkommen verbunden werden kann. So wird ein erhöhter Einkommensstrom des Faktors Arbeit als ein durch die Erhöhung des Bestands an "human capital" mittels einer Ausbildungsinvestition hervorgerufener Rückfluß verstanden. Einkommensunterschiede spiegeln dann Unterschiede in der Ausstattung mit "human capital" wider.

Alternativ zu der Messung verschiedener Qualitäten des Faktors Arbeit vermöge ihrer Einkommen hat sich der "skill"-Ansatz durchgesetzt [vgl. Keesing, 1965]. Er geht von der physischen Präsenz qualifizierter Arbeitskräfte aus und vermeidet somit die Prämisse der vollständigen Konkurrenz auf dem Arbeitsmarkt, auf die sich der "human capital"-Ansatz stützt².

Obwohl die meisten Tests des HOS-Theorems zeigen, daß ihre Autoren die Bedeutung vieler Güter und Faktoren unterstreichen, kann nicht dasselbe von der Relevanz der Einbeziehung einer größeren Länderstichprobe gesagt werden. Bisher liegen nur zwei Überprüfungsversuche vor, die sich auf mehrere Länder beziehen [vgl. Hufbauer, 1970; Leamer, 1974]. Hufbauer [1970, S. 172] kommt dabei korrelationsanalytisch zum Ergebnis, daß - unter der Prämisse identischer Technologien - "Heckscher-Ohlin find surprising corroboration when export patterns of twenty-four nations are examined as a group". Leamer [1974, S. 372] dagegen kommt regressionsanalytisch zum Ergebnis, daß Variable, die für die Abundanz verschiedener Produktionsfaktoren stehen, statistisch nicht signifikant sind, um die Importstruktur seiner Zwölf-Länder-Stichprobe - unter der Prämisse unterschiedlicher Technologien - zu erklären³.

¹Sie ist in der Literatur sehr verbreitet [vgl. z. B. Hufbauer, 1970, S. 195].

²Das empirische Problem der Schätzung des Einsatzes verschiedener Qualitäten des Faktors Arbeit wird in Kapitel III (S. 96 ff.) diskutiert.

³Die Bedeutung der genannten Untersuchungen liegt ferner darin, daß Hufbauer und Leamer verschiedene Außenhandelshypothesen gleichzeitig für mehrere Länder getestet haben.

In diesem Zusammenhang stellt sich eine grundsätzliche Interpretationsfrage bei der Überprüfung des HOS-Theorems mit Daten mehrerer Länder. Das HOS-Theorem kann entweder für eine bestimmte Gütergruppe über alle Länder oder für alle Güter über alle Länder geprüft werden. Im ersten Fall zielt die Untersuchung darauf ab, diejenige Gütergruppe zu identifizieren, deren Zusammensetzung über alle Länder hinweg im Sinne des HOS-Theorems erklärt werden kann. Im zweiten Fall hingegen werden diejenigen Länder gesucht, deren Außenhandel am ehesten dem HOS-Theorem entspricht¹. Hufbauer tritt für die letztere, Leamer für die erstere Interpretation ein. Eigentlich stellt sich hier jedoch ein zweistufiges Entscheidungsproblem, nämlich erstens die Auswahl derjenigen Gütergruppe, deren Erklärung durch das HOS-Theorem erwartet werden kann, und zweitens die Auswahl derjenigen Länder, für die die bereits im ersten Schritt bestimmte Gütergruppe von Bedeutung ist. Damit reduziert sich die empirische Überprüfung - allerdings erst in einem zweiten Schritt - wieder auf die Erklärung der Außenhandelsstruktur eines Landes.

Als nächstes sollen die vom HOS-Theorem abgeleiteten empirischen Hypothesen diskutiert werden, die bei den bisherigen Überprüfungsversuchen in der Literatur verwendet worden sind. Wie Übersicht 3 zeigt, wird die jeweils zu erklärende Variable sehr unterschiedlich aufgefaßt, obwohl grundsätzlich ein Konsens über die relevanten unabhängigen Variablen festzustellen ist.

Im Falle der Hypothesen a, a1 und b wird der Leontief-Index (vgl. S. 71 ff.) durch die relative Faktorausstattung eines Landes erklärt. Bei diesen wie bei allen anderen Hypothesen (mit Ausnahme von e und n) werden Güter- und/oder Ländereigenschaften als unabhängige Variable herangezogen, um die wie auch immer definierte Außenhandelsstruktur eines Landes zu erklären. Die Hypothese e erklärt eine Gütereigenschaft (Kapitalintensität) mit einer Ländereigenschaft (Standortindikator). Bei der Hypothese n schließlich werden weder die Außenhandelsstruktur noch bestimmte Gütereigenschaften, sondern die relativen Preise erklärt.

Das HOS-Theorem erklärt die relativen Preise vor Eröffnung des internationalen Handels. Relative Preise, die vor Handel dem HOS-Theorem entsprechen, führen unter bestimmten Voraussetzungen bei Eröffnung des Außenhandels zu einer bestimmte Merkmale aufweisenden Außenhandelsstruktur. In Abwesenheit von Handelshemmnissen ergeben sich dabei die ToT in Abhängigkeit von der Größe des jeweiligen Landes und können lediglich im Falle eines großen Landes mit den relativen Preisen vor Handel übereinstimmen.

¹Zu diesem Problem vgl. Leamer [1974, S. 350]. Leamer diskutiert diese Frage im Hinblick auf eine simultane Überprüfung verschiedener Außenhandels-hypothesen.

Übersicht 3 - Empirische Hypothesen^a zum HOS-Theorem

	Hypothese	Autor ^b /Quelle
a	Die durchschnittliche Kapitalintensität der Exporte ist (im Falle eines kapitalreichen Landes) höher als die durchschnittliche Kapitalintensität der Produktion der importkonkurrierenden Industrie.	Bharadwaj [1962]; Bharadwaj, Bhagwati [1967]; Fink, Skolka [1979]; Hodd [1967]; Leontief [1954; 1956]; Roskamp [1963]; Roskamp, McMeekin [1968]; Stolper, Roskamp [1961]; Tatamoto, Ichimura [1959]; Wahl [1961]
a1	Der Leontief-Index ^c variiert mit dem Pro-Kopf-Einkommen der Handelspartner eines Landes.	Rosefield [1973]
b	Die durchschnittliche Kapitalintensität der Exporte ist (im Falle eines kapitalreichen Landes) höher als die durchschnittliche Kapitalintensität der Importe.	Feder [1974]
c	Der Kapitalgehalt der Exporte eines Landes wird durch den Kapitalstock dieses Landes erklärt.	Hufbauer [1970]
d	Die Importe des Landes k bezüglich des Gutes i werden erklärt durch (1) das BSP dieses Landes, (2) die BSP der Handelspartner, (3) die Entfernung dieses Landes zu den Auslandsmärkten und (4) die Faktorausstattung dieses Landes im Vergleich zu der seiner Handelspartner.	Leamer [1974]
e	Die Kapitalintensität eines Sektors wird durch einen Standortindikator erklärt.	Moroney, Walker [1966]
f	Die Netto-Exporte (Exporte minus Importe) eines Sektors werden erklärt durch (1) die Kapitalintensität und (2) den vH-Anteil verschiedener Arbeitskräftequalitäten an der gesamten Zahl der Beschäftigten dieses Sektors.	Baldwin [1971]
g	Die Netto-Exporte pro Beschäftigtem eines Sektors werden durch (1) die Kapitalintensität und (2) den Effektivzoll auf die Importe dieses Sektors erklärt.	Fels [1972]
h	Die Netto-Importe eines Sektors werden erklärt durch (1) den Kapitalstock, (2) den Stock an "human capital" und (3) die Anzahl der unqualifizierten Arbeitskräfte dieses Sektors.	Stern [1976b]
i	Der Netto-Exportanteil (Exportanteil am Gesamtexport eines Landes minus Importanteil an den Gesamtimporten dieses Landes) eines Sektors wird erklärt durch (1) den Kapitalstock, (2) die Beschäftigtenzahl und (3) den Bestand an "human capital" dieses Sektors.	Branson, Monoyios [1977]
j	Der Exportanteil eines Sektors an dem Weltexport dieses Gutes wird durch die Kapitalintensität dieses Sektors erklärt.	Ariovich [1980]
k	Die Wahrscheinlichkeit, daß ein Sektor einen Netto-Exportanteil aufweist, wird erklärt durch (1) die sektorale Kapitalintensität, (2) den vH-Anteil hochqualifizierter Arbeitskräfte, (3) den vH-Anteil sonstiger qualifizierter Arbeitskräfte und (4) den vH-Anteil unqualifizierter Arbeitskräfte dieses Sektors.	Baum, Coe [1978]
l	Der Anteil der Exporte des Gutes i nach Land k an den Importen dieses Gutes aus dem Land k, bezogen auf das Verhältnis zwischen den Gesamtexporten nach Land k und den Gesamtimporten aus Land k, wird erklärt durch (1) den sektoralen Kapitalstock, (2) den vH-Anteil qualifizierter Arbeitskräfte und (3) den Einsatz von Vorleistungen landwirtschaftlichen und bergbaulichen Ursprungs pro Outputeneinheit dieses Sektors.	Hulsman-Vejsová, Koekoek [1980]
m	Die zu erklärende Variable aus l wird erklärt durch (1) die "human capital"-Intensität, (2) die Kapitalintensität, (3) die Rohstoffintensität und (4) eine wirtschaftspolitische Variable.	Wolter [1977]
n	Der relative Preis des Gutes i im Land k (Preis des Gutes i im Land 1, bezogen auf den Preis dieses Gutes im Land 2), wird durch die sektorale Kapitalintensität erklärt.	Bickel [1966]; Katrak [1969]; Tarshis [1959]

^a Hier seien verschiedene bisher getestete Hypothesen nur sinngemäß angegeben, damit die wichtigsten Unterschiede in der empirischen Auffassung des HOS-Theorems deutlich werden können. - ^b Ohne Anspruch auf Vollständigkeit erheben zu wollen, ist hier versucht worden, mindestens einen Autor als Anwendungsbeispiel der zugeordneten empirischen Hypothese anzugeben. - ^c Zum Leontief-Index vgl. S. 70 ff.

Ein empirischer Test bezieht sich notwendigerweise auf den Zustand nach Eröffnung des internationalen Handels. Dies bedeutet, daß die Erklärung der beobachteten Außenhandelsstruktur in jedem Falle der Aussage des HOS-Theorems entspricht, nicht so dagegen die Erklärung der relativen Preise nach Handel. Ein Test der relativen Preise kann nur einseitig und für den Fall eines großen, die ToT bestimmenden Landes sinnvoll sein. Nach Eröffnung des Handels weiterhin bestehende relative Preisunterschiede zwischen zwei Ländern können u. a. auf Handelshemmnisse, nicht aber auf Faktorausstattungsunterschiede zurückgeführt werden. Ein derartiger Test müßte sich auf nicht gehandelte Güter beschränken. Die Beziehung zum HOS-Theorem wäre dann nur noch sehr schwach.

Betrachtet man die bei vielen Hypothesen auftretende Definition der Außenhandelsstruktur, so fällt die Häufigkeit auf, mit der Netto-Exporte bzw. Netto-Exportanteile oder nur ihr Vorzeichen als die zu erklärende Variable deklariert werden. Derartige Definitionen stehen in Zusammenhang mit dem Einfluß der Nachfrage auf Struktur, Richtung und Volumen des Außenhandels. Wie bereits im ersten Kapitel ausgeführt worden ist, bestimmen im Falle vieler Güter (mehr Güter als Faktoren) die Faktorausstattungsunterschiede zwischen den Ländern nur die Produktionsaufteilung, d. h. die Spezialisierung der Länder für alle Güter bei gegebener Weltnachfrage. Die Faktorausstattung stellt sicher, daß keine Güter in der Exportstruktur eines Landes erscheinen können, für die dieses Land - im Vergleich zum anderen Land - nicht effizient ist. Die Nachfrage erst bestimmt, welches Land wieviel von welchen Gütern an wen exportiert.

Bei einseitigen Tests, die sich dadurch auszeichnen, daß sie im wesentlichen nur Daten des Inlandes verwenden, ist deshalb versucht worden, die Wirkung der Nachfrage durch Betrachtung nur der Überschüsse bzw. ihrer Vorzeichen auszuklammern. Wenn aber die Nachfrage für die Bestimmung der Exportanteile der Sektoren zweier Außenhandel betreibender Länder verantwortlich ist, dann ist sie es genauso für die Differenz dieser Anteile und für ihr Vorzeichen. Der Übergang vom Anteil eines Sektors am Gesamtexport eines Landes als die zu erklärende Variable auf Netto-Größen oder gar ihr Vorzeichen stellt aus dieser Sicht nur einen weiteren Informationsverlust für einseitige Tests dar, da er keineswegs die Wirkung der Nachfrage verhindern oder abschwächen kann¹. Der Einfluß der Nachfrage

¹Bei Verwendung von Netto-Größen wird der intrasektorale Handel ausgeschlossen. Es ist theoretisch richtig, das HOS-Theorem mit der Erklärung des intersektoralen und nicht des intrasektoralen Handels zu verbinden. Das Auftreten von sektoralen Handelsüberschüssen ist jedoch hier auch ein empirisches Problem, das vom Aggregationsniveau abhängig ist. Wird auf relativ hohem Aggregationsniveau gearbeitet, so kann der rein statistisch entstehende intrasektorale Handel nicht sofort als solcher interpretiert werden. Ein befriedigender Weg, den intra- vom intersektoralen Handel zu unterscheiden, wäre, ein möglichst niedriges Aggregationsniveau zu wählen, um der Güterheterogenität Rechnung zu tragen.

kann sogar im einfachen Zwei-Güter-Fall die Wirkung der Faktorausstattungsunterschiede auf den Außenhandel aufheben oder sogar umkehren. Die Nachfrage sollte daher grundsätzlich im Rahmen eines HOS-Tests explizit berücksichtigt werden¹.

b. Diskussion bisheriger Ergebnisse am Beispiel der Bundesrepublik Deutschland

Um die bisherigen Ergebnisse der HOS-Tests näher analysieren zu können, wenden wir uns den Untersuchungen über den Außenhandel der Bundesrepublik zu². Die ersten drei der in Übersicht 4 tabellarisch zusammengefaßten HOS-Tests bedienen sich der Input-Output-Analyse und gehen von zwei Güterbündeln aus. Die ersten beiden sind einseitige Tests, d. h., sie sehen von Technologieunterschieden ab. Der dritte dagegen ist ein zweiseitiger Test. Die restlichen Tests beziehen sich auf viele Güter unter der Prämisse identischer Technologien zwischen In- und Ausland und verwenden regressionsanalytische Verfahren.

Roskamp und McMeekin [1968] gelingt es, das dem HOS-Theorem widersprechende Ergebnis aus der früheren Untersuchung von Roskamp [1963]³ umzukehren, und zwar durch Einführung eines dritten Produktionsfaktors, nämlich "human capital", und durch Messung des Faktoreinsatzes mit Hilfe der Faktoreinkommen.

In diesen beiden einseitigen Tests wird die Faktorausstattungsposition der Bundesrepublik gegenüber dem Rest der Welt nur a priori festgestellt. Feder [1974] dagegen stellt zunächst empirisch fest, daß die Bundesrepublik

¹Die Möglichkeit, dies zu können, ist ein weiterer Vorteil zweiseitiger Tests, Bei Einbeziehung der Nachfrage kann bei der Analyse der Exportstruktur vom Exportanteil eines Sektors ausgegangen werden.

²In der Literatur wird in der Regel der Außenhandel der Vereinigten Staaten als wichtigstes Anwendungsbeispiel herangezogen. Inzwischen liegen genügend Tests für die Bundesrepublik vor, so daß auch sie repräsentativ ist. Ein Einblick in bisherige Ergebnisse für die Bundesrepublik bietet sich auch an, weil im empirischen Teil dieser Arbeit neuere Ergebnisse gewonnen werden, die den Außenhandel dieses Landes betreffen. Einen Überblick über verschiedene Tests für verschiedene Länder gibt z. B. Stern [1975].

³Roskamp kommt hier zum Ergebnis, daß die 1954 als arbeitsreich angenommene Bundesrepublik eigentlich kapitalintensive Güter an den Rest der Welt exportiert. Dieses Ergebnis erinnert an das sog. Leontief-Paradoxon, dessen Diskussion einen breiten Platz in der relevanten Literatur einnimmt. Vgl. Robinson [1968]; von Lucius [1965]; Borchert [1968a], und etwa Caves, Jones [1973, S. 195 ff.].

Übersicht 4 - HOS-Tests für die Bundesrepublik Deutschland

Lfd. Nr.	Autor/Quelle	Jahr ^a	Hypothese ^b /Annahmen	Methode ^c	Ergebnis
1	Roskamp [1963]	1954	a - einseitiger Test - zwei Güter - zwei Faktoren	IO	HOS gilt gegenüber dem Rest der Welt nicht
2	Roskamp/McMeekin [1968]	1954	a - einseitiger Test - zwei Güter - drei Faktoren	IO	HOS gilt gegenüber dem Rest der Welt
3	Feder [1974]	1959	b - zweiseitiger Test - zwei Güter - zwei Faktoren	IO	unklar
4	Fels [1972]	1962, 1969	g	R	HOS gilt gegenüber den Entwicklungsländern
5	Stern [1976b]	1962, 1969	h - einseitiger Test - viele Güter	R	} HOS gilt gegenüber dem Rest der Welt und den Entwicklungsländern
6	Wolter [1977]	1972, 1973	m - drei Faktoren	R	
7	Baum/Coe [1978]	1962, 1969	k	Logit	

^aJahr, für das der Außenhandel untersucht wurde. - ^bVgl. Übersicht 3. - ^cIO = Input-Output, R = Regression; vgl. Übersicht 2.

Quelle: Vgl. Übersicht 3.

im Jahre 1959 im Vergleich zu Frankreich arbeitsreich war, ein Ergebnis, an dem er selbst zweifelt [S. 292]¹. Er kommt dann im Rahmen eines zwei-

¹Würde man die Kapitalreichlichkeit eines Landes mit dem Pro-Kopf-Einkommen (PKE) annähern, so ergibt sich in diesem Fall für 1960 für die Bundesrepublik ein Wert von 1 222 US-\$ und für Frankreich von 1 202 US-\$ [vgl. UN, 1978, S. 753] (PKE in US-\$ von 1960 zu Marktpreisen). Die Bundesrepublik war also kapitalreicher als Frankreich, obwohl der Unterschied sehr gering ist. Diese wie auch Feders Daten deuten darauf hin, daß kein wichtiger Faktorausstattungsunterschied zwischen beiden Ländern festzustellen ist. Zur Möglichkeit, das PKE eines Landes als Indikator für die Kapitalreichlichkeit verwenden zu können, vgl. Krueger [1968].

seitigen Tests zu der Schlußfolgerung, daß die Bundesrepublik im Durchschnitt kapitalintensive Güter nach Frankreich exportiert und arbeitsintensive Güter bezieht. Das Umgekehrte gilt für Frankreich.

Fels [1972] kommt in seinem einseitigen Test regressionsanalytisch nur bei Betrachtung des Außenhandels der Bundesrepublik gegenüber den Entwicklungsländern zu statistisch signifikanten Parameterschätzungen ($R^2 = 0,45$); die Bundesrepublik exportiert demnach (1962 und 1969) kapitalintensive und importiert arbeitsintensive Güter. Sein Ergebnis gilt sowohl für physisches Kapital allein als auch für die Zusammenfassung von "human capital" und physischem Kapital. Stern [1976b] dagegen kommt sowohl für den Außenhandel mit dem Rest der Welt als auch mit den Entwicklungsländern zu dem Ergebnis, daß, wenn rohstoffintensive Industrien aus der Sektorenstichprobe ausgeschlossen werden, die Bundesrepublik "human capital"-intensive Güter exportiert und durch physische Kapitalintensität charakterisierte Güter importiert. Bei der Betrachtung nur der rohstoffintensiven Industrien kommt Stern zum umgekehrten Ergebnis.

Baum und Coe [1978] bestätigen die Ergebnisse von Stern mit Hilfe einer Logit-Analyse. Wolter [1977] dagegen kommt regressionsanalytisch zum differenzierten Ergebnis, daß die Bundesrepublik gegenüber dem Rest der Welt "human capital"- und rohstoffintensive Güter exportiert und solche mit relativ hoher physischer Kapitalintensität importiert. Gegenüber den Entwicklungsländern exportiert die Bundesrepublik solche Güter, die intensiv in "human capital" und physischem Kapital sind. Sie importiert rohstoffintensive Güter.

Daraus folgt, daß die bisherigen Untersuchungen des internationalen Handels der Bundesrepublik unterschiedliche Ergebnisse erzielt haben, je nachdem, ob

- der Außenhandel disaggregiert wurde,
- verschiedene Sektorstichproben berücksichtigt wurden,
- verschiedene Produktionsfaktoren in die Untersuchung einbezogen wurden,
- verschiedene Messungen des Faktoreinsatzes vorgenommen wurden und ob
- einseitige oder zweiseitige Tests durchgeführt wurden.

Die einseitigen Tests (also alle außer dem von Feder) kommen fast ohne Einschränkung zu dem Ergebnis, daß die Bundesrepublik im Vergleich mit dem Aggregat Rest der Welt reichlich mit "human capital" ausgestattet sei. Diese Aussage gilt jedoch nicht mehr, wenn der Außenhandel der Bundesrepublik disaggregiert wird. Der einzige zweiseitige Test zeigt in einem Fall ohne nennenswerte Faktorausstattungsunterschiede, daß die Bundesrepublik Güter exportiert, die intensiv in physischem Kapital sind. Dies sagt lediglich aus, daß die Bundesrepublik direkt und indirekt eine höhere

durchschnittliche Kapitalintensität in ihren Exporten nach Frankreich aufweist als Frankreich in seinen Exporten in die Bundesrepublik. Dieses Ergebnis kann also nicht auf etwaige Faktorausstattungsunterschiede zwischen beiden Ländern, sondern möglicherweise auf technologische Unterschiede zurückgeführt werden, die in einer ungleichen sektoralen Verflechtung zum Ausdruck kommen¹.

Angesichts der bisherigen empirischen Einsichten in den bundesdeutschen Außenhandel scheint deutlich geworden zu sein, daß eine Disaggregation des Außenhandels wünschenswert ist. Dabei wären zweiseitige Tests gegenüber sehr unterschiedlich mit Produktionsfaktoren ausgestatteten Ländern sinnvoll, um die Rolle der Bundesrepublik im Rahmen der internationalen Arbeitsteilung - sofern sie auf Faktorausstattungsunterschieden begründet ist - präziser erfassen zu können.

3. Anforderungen an einen HOS-Test

Die in den vorherigen Abschnitten dieses Kapitels diskutierten Hypothesen, Annahmen und Überprüfungsverfahren zeigen, daß der bisher sehr oft beschrittene Weg, einen HOS-Test nur für ein Land und unter der Prämisse identischer Technologien durchzuführen, trotz der relativ hohen Anzahl der Untersuchungen die grundsätzliche Frage der empirischen Relevanz des HOS-Theorems offen gelassen hat.

Zweiseitige Tests für eine größere Länderstichprobe dagegen könnten möglicherweise Aufklärung sowohl über die empirische Relevanz des HOS-Theorems als auch über die Gründe für die nicht gerade hohe Leistungsfähigkeit einseitiger Tests geben. Die bisherigen Ergebnisse belegen, daß die Einbeziehung mehrerer Produktions- und Einflußfaktoren sowie die Betrachtung verschiedener Gütergruppen sehr aufschlußreich sein kann.

Der Fall zweier Güterbündel gibt Auskunft über den sich im Durchschnitt der betrachteten Sektoren ergebenden relativen Primärfaktorbedarf eines Landes. Der Fall vieler Güter dagegen kann solche Industrien ermitteln,

¹Diese Schlußfolgerung setzt die Gültigkeit des HOS-Theorems voraus. Hiernach sind die Außenhandelsmuster zweier Länder in Abwesenheit von Faktorausstattungsunterschieden identisch. Im Rahmen eines einseitigen Tests dürfte der einfache Leontief-Index (vgl. S. 71 ff.) in diesem Fall gleich Eins sein. Im Falle eines zweiseitigen Tests hingegen bringt der einfache Leontief-Index nicht nur Unterschiede in der Außenhandelsstruktur, sondern auch Unterschiede in den Technologien zum Ausdruck. Werden Unterschiede in der Außenhandelsstruktur aufgrund der identischen Faktorausstattung Frankreichs und der Bundesrepublik ausgeschlossen, so verbleiben nur noch Technologieunterschiede als Erklärung für einen von Eins abweichenden Leontief-Index.

deren komparativer Vorteil durch das HOS-Theorem erklärt wird. Beide Fälle zusammen können jedoch erst die Rolle aufzeigen, die ein Land aufgrund seiner relativen Faktorausstattung im Rahmen der internationalen Arbeitsteilung spielt.

Die theoretische Diskussion des HOS-Theorems im ersten Kapitel dieser Arbeit hat deutlich gemacht, daß die Außenhandelsstruktur eines Landes im Falle vieler Güter und Faktoren durch drei Variablengruppen erklärt werden kann:

- die Angebotsdeterminanten, d. h. die Faktorintensitäten der Güter, die relative Faktorausstattung und die Technologie eines Landes,
- die Nachfragedeterminanten, d. h. die Nachfragestruktur und die Höhe und Verteilung des Einkommens und
- die "resistance"-Determinanten¹, d. h. handelshemmende Einflußfaktoren wie z. B. Zölle und Transportkosten.

Von den in Übersicht 3 aufgeführten Hypothesen berücksichtigt nur die drei Variablenarten. Hypothese g umfaßt Angebots- und "resistance"-Determinanten. Der Rest der Hypothesen bezieht sich ausschließlich auf Angebotsdeterminanten².

In Anlehnung an die soeben formulierten grundsätzlichen theoretischen und empirischen Anforderungen an einen HOS-Test wird im Rahmen dieser Arbeit der Außenhandel eines Entwicklungslandes (Argentinien) einerseits gegenüber einem Industrieland (Bundesrepublik) und andererseits gegenüber einem anderen Entwicklungsland (Brasilien) untersucht. Dabei wird auch den Handelsbeziehungen zwischen der Bundesrepublik und Brasilien nachgegangen. Die Analyse geht zweiseitig vor und erstreckt sich sowohl auf den Fall zweier wie auch vieler Güter und Faktoren. Sie beschränkt sich ferner auf die bilaterale Exportstruktur der genannten Länder und auf eine bestimmte Gütergruppe, nämlich auf die Exporte der Verarbeitenden Industrie³.

Für den Fall zweier Güter wird der als Hypothese I bezeichnete Zusammenhang geprüft (vgl. S. 61). Dies erfolgt unter Berücksichtigung von Zwischenprodukten, mehreren Produktionsfaktoren und Technologieunterschieden mit Hilfe der Input-Output-Analyse (vgl. S. 62 ff.) und kann explizit wie folgt formuliert werden:

¹Der Begriff "resistance"-Determinante wird von Linnemann [1966, S. 8] gebraucht.

²Bisher liegt nur ein Test vor, der sich allein auf die Nachfrageseite konzentriert [vgl. Horiba, 1979].

³Die Güter des Primär- und Tertiärbereichs werden also wie nichthandelbare Güter behandelt.

Hypothese I

$$NLI_j^{k/l} = h(FA_j^{k/l})$$

$$\begin{aligned} k, l &= 1, 2, 3, k \neq l \\ j &= K, AQ, AU, RL, RB \end{aligned}$$

wobei K = Kapital, AQ = qualifizierte Arbeit, AU = unqualifizierte Arbeit, RL = landwirtschaftliche Rohstoffe und RB = bergbauliche Rohstoffe.

Diese Gleichung besagt, daß der normierte Leontief-Index ($NLI_j^{k/l}$) als Verhältnis der durchschnittlichen Faktorintensitäten der bilateralen Exportbündel der Länder k und l bezüglich des Faktors j eine Funktion des Verhältnisses der relativen Faktorausstattung beider Länder mit diesem Faktor ($FA_j^{k/l}$) ist. In den normierten Leontief-Index sowie in das Verhältnis der relativen Faktorausstattung der Länder gehen stets zwei Faktoren ein, nämlich der Bezugsfaktor, hier Arbeit, und einer der übrigen Faktoren j (vgl. oben).

Für den Fall vieler Güter werden die als Hypothese IIa und Hypothese IIb bezeichneten Zusammenhänge (vgl. S. 61) geprüft. Dies erfolgt unter Berücksichtigung von Zwischenprodukten, mehreren Produktionsfaktoren und Technologieunterschieden zwischen den Ländern, einerseits bei isolierter Betrachtung einzelner Faktorenpaare mit Hilfe einer Rangkorrelationsanalyse und andererseits bei simultaner Betrachtung mehrerer Produktionsfaktoren mit Hilfe einer multiplen Regressionsanalyse. Die Hypothesen können explizit wie folgt dargestellt werden:

Hypothese IIa

$$p_i^k = f(S_i^k)$$

$$\begin{aligned} i &= 1, 2, \dots, n \\ k &= 1, 2, 3 \end{aligned}$$

mit

$$S_i^k = K_i/L_i, AQ_i/L_i, AU_i/L_i, RL_i/L_i, RB_i/L_i$$

Diese Gleichung zeigt den Bruttoproduktionswert des Sektors i bzw. den Anteil des Sektors i am Bruttoproduktionswert der Verarbeitenden Industrie des Landes k (p_i^k) als Funktion der Angebotsdeterminanten dieses Landes und besagt, daß die Produktionsstruktur eines Landes eine Funktion seiner Güterfaktorintensitäten und seiner internationalen Faktorausstattungsposition¹ ist. Als Angebotsdeterminanten des Sektors i im Land k (S_i^k) werden die Intensitäten der Faktoren K, AQ, AU, RL und RB berücksichtigt, jeweils bezogen auf die Anzahl der Beschäftigten (L) im Sektor i.

¹In dieser Arbeit werden nur drei Länder betrachtet. Die internationale Faktorausstattungsposition eines dieser Länder ergibt sich aus dem Vergleich seiner Faktorausstattung mit der der übrigen Länder.

Hypothese IIb

$$y_i^{k/l} = g(S_i^k, D_i^l)$$

mit

$$\begin{aligned} i &= 1, 2, \dots, n \\ k, l &= 1, 2, 3, k \neq l \end{aligned}$$

$$D_i^l = (IN_i, EN_i)$$

Diese Gleichung zeigt die Exporte des Sektors i bzw. den Anteil des Sektors i an den gesamten Exporten der Verarbeitenden Industrie des Landes k in das Land l ($y_i^{k/l}$) als Funktion von Angebotsdeterminanten im Inland (S_i^k) und Nachfragedeterminanten im Ausland (D_i^l) und besagt, daß die Außenhandelsstruktur eines Landes eine Funktion der Nachfragestruktur im Ausland, der Güterfaktorintensitäten des Landes und seiner Faktorausstattungsposition ist. Als Nachfragedeterminanten (D_i^l) im Land l werden die intermediäre Nachfrage IN_i und die Endnachfrage EN_i nach Gütern des Sektors i bzw. die entsprechenden Anteile des Sektors i an der gesamten intermediären Nachfrage und an der gesamten Endnachfrage nach Gütern der Verarbeitenden Industrie im Land l berücksichtigt¹.

"Resistance"-Determinanten werden bei der Überprüfung der obigen Hypothesen nicht explizit berücksichtigt. Auf sie wird lediglich bei der Diskussion der empirischen Ergebnisse Bezug genommen.

Die Diskussion über die Verwendung alternativer Input-Output-Modelle bei der Ermittlung der direkten und indirekten Faktorintensitäten (S. 62 ff.) hat ergeben, daß keinem der beiden relevanten Modelle der Vorzug gegeben werden kann. Aus diesem Grund werden bei der Überprüfung der genannten Hypothesen in Kapitel IV (S. 109 ff.) stets beide Modelle verwendet.

Im nächsten Kapitel soll eine erste Analyse der in den HOS-Test eingehenden Daten erfolgen. Dabei werden insbesondere zwei Fragen untersucht, die für die Überprüfung des HOS-Theorems relevant sind, nämlich ob die Faktorintensitäten zwischen den Ländern umschlagen und ob die Nachfragestrukturen der betrachteten Länder ähnlich sind.

¹Die Faktorausstattungsposition der einzelnen Länder wird bei der Formulierung der Erwartungen hinsichtlich der empirischen Ergebnisse für jedes Land berücksichtigt. - Im Falle der Rangkorrelationsanalyse wird alternativ zur Endnachfrage der private Konsum in die Untersuchung einbezogen (vgl. S. 116 ff.).

III Beschreibung und Analyse der Ausgangsdaten für einen zweiseitigen Test des HOS-Theorems im Drei-Länder-Fall

In diesem Abschnitt soll die Datenbasis für den HOS-Test erläutert und eine erste Analyse dieser Daten vorgenommen werden. Die Analyse hat den Zweck, statistische Zusammenhänge zwischen den Faktoreinsatzkoeffizienten aufzudecken, zu prüfen, ob die Kapitalintensitäten umkehren, und ein Urteil über Faktorausstattungs- und Nachfrageverhältnisse in den betrachteten Ländern zu ermöglichen.

Für die zweiseitigen Tests des HOS-Theorems werden die nationalen Daten aller in die Untersuchung einbezogenen Länder benötigt. Hier stellt sich also die Frage der internationalen Vergleichbarkeit des statistischen Materials, das im Idealfall aus gleichartig konzipierten und aggregierten IO-Tabellen sowie korrespondierenden Außenhandels-, Kapital- und Arbeitskräftestatistiken bestehen sollte, jeweils bezogen auf dasselbe Jahr und in einheitlicher Bewertung. Wie bei empirischen Arbeiten üblich, muß die unterschiedliche Güte der einzelnen Daten bei der Interpretation der Ergebnisse berücksichtigt werden. Abweichungen vom "Idealfall" werden in diesem Kapitel bei der Beschreibung des Materials angegeben.

Bei zweiseitigen HOS-Tests im Falle zweier Güterbündel mit Hilfe des normierten Leontief-Index sind Zähler und Nenner in unterschiedlichen nationalen Währungen ausgedrückt. In der Annahme, daß offizielle Wechselkurse kein gutes Maß für die relative Kaufkraft sind [vgl. dazu z. B. Kravis et al., 1975, S. 5 ff.], werden in dieser Arbeit Kaufkraftparitäten nach deutschem Schema verwendet, wie sie im Statistischen Jahrbuch für die Bundesrepublik Deutschland jährlich veröffentlicht werden [vgl. Statistisches Bundesamt, d, 1975].

1. Die Input-Output-Tabellen

Für diese Arbeit sind nationale Input-Output-Tabellen erforderlich. Relevant sind die Matrix der inländischen Vorleistungsverflechtung, eine Matrix der - wenn möglich nur konkurrierenden - Importe, die sektoralen Bruttoproduktionswerte und die Endnachfragevektoren.

Für Argentinien wurde die IO-Tabelle für 1970¹ herangezogen. Sie stellt eine empirisch gestützte Aktualisierung der originären Tabelle für 1963 [vgl. BCRA, 1973] dar. Verwendet wurde das Verfahren der

¹Vgl. SPAG [1973]. Für Argentinien liegen sonst offizielle IO-Tabellen nur für 1950, 1953 und 1963 vor [vgl. BCRA, 1974].

doppelten Proportionalität (RAS-Verfahren) von Stone¹ mit den Randsummen für 1970. Die IO-Tabelle umfaßt 23 Sektoren, davon 2 Sektoren der Primärproduktion, 15 Sektoren der Verarbeitenden Industrie und 6 Dienstleistungssektoren.

Veröffentlicht wurden die aktualisierte Tabelle der IO-Koeffizienten, die Bruttoproduktionswerte (BPW), die Zeilen- und Spaltensummen des intermediären Teils, die Lohn- und Gehaltssummen und die gesamte Wertschöpfung. Werden vom BPW die Wertschöpfung und die Summe der inländischen Vorleistungen abgezogen, so erhält man die ausländischen Vorleistungen für die intermediäre Nachfrage, die im intermediären Teil der Tabelle nicht enthalten sind. Sämtliche Importe werden als nichtkonkurrierend behandelt [vgl. BCRA, 1974, S. 17].

Als Grundlage für die Sektorgliederung und damit für die Aggregation hat die International Standard Industrial Classification (ISIC)² gedient. Die originäre Tabelle für 1963 wurde zu Käuferpreisen bewertet³. Dies wurde auch in der 1970er Tabelle beibehalten. Die Betriebe wurden nach dem Hauptprodukt zusammengefaßt und den einzelnen Sektoren zugeordnet. Dabei konnten Nebenprodukte nicht ausgegliedert werden [vgl. BCRA, 1974, S. 8].

Die veröffentlichte Tabelle der IO-Koeffizienten mußte mit dem Vektor der BPW multipliziert werden, um eine Tabelle der interindustriellen Lieferungen (Flows) erzeugen zu können, die anschließend von 23 auf 22 Sektoren zusammengefaßt wurde. Hierbei wurden die Sektoren 22 (Wohnungsvermietung) und 23 (persönliche und finanzielle Dienste) zum neuen Sektor 22 (sonstige Dienste) aggregiert. Dies war erforderlich, da keine zuverlässigen Faktoreinsatzkoeffizienten für den Sektor Wohnungsvermietung geschätzt werden konnten.

Des weiteren war es notwendig, eine Tabelle der gesamten in- und ausländischen Vorleistungen zu erstellen. Um aus der Tabelle der inländischen Lieferungen eine Tabelle der gesamten Lieferungen zu erhalten, wurde der ersteren eine Importmatrix für 1970 hinzuaddiert. Bei der Schätzung der Importmatrix für 1970 wurde von der originären Importmatrix für 1963 [vgl. BCRA, 1974, Nr. 1] und von der Zeile der importierten Vorleistungen für 1970 ausgegangen unter der Annahme, daß importierte Vorleistungen 1963 wie 1970 zu unveränderten Anteilen von den einzelnen Sektoren

¹Vgl. SPAG [1973, S. 55] und Stone [1963, S. 27 ff.].

²Vgl. BCRA [1974, S. 6]; UN [1958].

³Vgl. BCRA [1974, S. 3]. Die Transaktionen sind in der Tabelle für 1970 in Peso Moneda Nacional (m\$_n) angegeben, trotz der Währungsreform (1969), die 100 m\$_n zu 1 Peso Ley 18188 (ab 1. 1. 1970) machte.

bezogen wurden¹. Es mußte also die restriktive Annahme gemacht werden, daß in diesem Zeitraum keine wesentliche Importsubstitution in Argentinien stattgefunden hat und daß sich mögliche Preis- und Mengenschwankungen gegenseitig neutralisiert haben. Für die Ermittlung des direkten und indirekten Faktorbedarfs mußten die Inversen der "domestic" und der "total" Tabellen errechnet werden.

Für Brasilien wurde die IO-Tabelle für 1970 zugrunde gelegt [vgl. IBGE, 1979]. Sie basiert auf originär erhobenen Daten zu den einzelnen von den jeweiligen Sektoren bezogenen Produkten [vgl. *ibid.*, S. 9 ff. und English Summary, S. 1]. Daraus kann mit Hilfe geeigneter Annahmen eine Produkte \times Produkte- bzw. eine Sektoren \times Sektoren-Tabelle erstellt werden, wobei entweder eine Produkt-Technologie (commodity technology) oder eine Sektor-Technologie (industry technology) oder eben eine Mischung dieser beiden Technologien angenommen werden kann². Im Falle Brasiliens wurde eine Sektor-Technologie unterstellt [vgl. IBGE, 1979, S. 8]. Des weiteren wurde die "market-share"-Annahme gemacht, die besagt, daß der Anteil des von einem Sektor erzeugten Gutes an der gesamten Produktion dieses Gutes konstant ist [*ibid.*, S. 7]. Diese Prämisse gilt im Falle der brasilianischen Tabelle für fast alle Produkte [*ibid.*, S. 8].

Die originären Daten stellen 87 Sektoren mit 160 Produkten in Beziehung zueinander in Gestalt einer "make"-Matrix (Sektoren \times Produkte) und einer "absorption"-Matrix (Produkte \times Sektoren), die beide Seiten des Produktionskontos der Volkswirtschaftlichen Gesamtrechnung darstellen. So zeigt die "make"-Matrix den Output, die "absorption"-Matrix die Inputs für die jeweiligen Produkte der einzelnen Sektoren. Durch spaltenweise Division

¹Die Schätzung der Importmatrix für 1970 ist mit Hilfe der Importmatrix für 1963, der Spaltensummen der Importmatrix für 1963 (also der Importzeile einer "domestic"-Tabelle) und der Importzeile für 1970 durchgeführt worden. Die Importmatrix für 1970 ergibt sich dann als $M70 = M63 \times ZD63 \times ZD70$, mit $M70$ als Importmatrix für 1970, $M63$ als Importmatrix für 1963, $ZD63$ als Diagonalmatrix der Kehrwerte der Importzeile für 1963 und $ZD70$ als Diagonalmatrix der Importzeile für 1970. Die Matrix $M63 \times ZD63$ ist eine Matrix der Anteile der Importbezüge verschiedener Vorleistungen an den gesamten Importen, die die einzelnen Sektoren beziehen. Das Produkt dieser Matrix der Anteile mit der Diagonalmatrix der Importzeile für 1970 ergibt eine Importmatrix für 1970 durch Verteilung der Spaltensummen der Importmatrix für 1970 auf alle Felder. Dabei wird unterstellt, daß die Anteile für das Jahr 1963 als konstant angesehen werden können. - Eine alternative Verfahrensweise wäre z. B., den Marktanteil der importierten Vorleistungen an der gesamten Produktion als konstant vorauszusetzen. Zu diesem und zu anderen Ansätzen vgl. Parikh, Edwards [1977, S. 112].

²Bei der "commodity technology" wird angenommen, daß ein Produkt dieselbe Inputstruktur aufweist, unabhängig davon, von welchem Sektor es erzeugt wird. Demgegenüber bedeutet "industry technology", daß alle Produkte, die von einem Sektor produziert werden, dieselbe Inputstruktur aufweisen [vgl. z. B. Armstrong, 1975].

der Elemente einer "make"-Matrix durch die gesamte Produktion der einzelnen Produkte entsteht eine "market-share"-Matrix (Sektoren \times Produkte). Wird dagegen die "absorption"-Matrix spaltenweise durch die gesamte Produktion der einzelnen Sektoren dividiert, so entsteht die Koeffizienten-Matrix (Produkte \times Sektoren). Durch Multiplikation dieser Koeffizienten-Matrix mit der "market-share"-Matrix werden die Vorleistungen der empfangenden Sektoren den Ursprungssektoren zugeordnet. Es ergibt sich eine herkömmliche (quadratische) Matrix der IO-Koeffizienten (Sektoren \times Sektoren), aus der ohne weiteres durch spaltenweise Multiplikation mit den sektoralen BPW die "flow"-Matrix erhalten werden kann. Somit ergibt sich eine quadratische Tabelle mit 87 Sektoren, von denen 6 der Primärproduktion, 67 der Verarbeitenden Industrie und 14 den Dienstleistungen zugeordnet werden können.

Bei der brasilianischen Tabelle sind die Wirtschaftseinheiten nach ihrem Hauptprodukt einem Sektor zugeordnet worden [vgl. IBGE, 1976, S. 6]. Die besondere Erstellungsweise dieser Tabelle, vor allem die Existenz einer "make"-Matrix (Sektoren \times Produkte) läßt es zu, daß ein Produkt von mehreren Sektoren produziert werden kann, d. h., daß die Zuordnung der Nebenprodukte hier keine besonderen Probleme verursacht [vgl. *ibid.*, S. 7].

Die Sektorgliederung stellt eine Aggregation der im Zensus von 1970 verwendeten "Clasificacao de Industrias" [IBGE, 1972] dar, deren Schema für den Bergbau und die Verarbeitende Industrie bereits veröffentlicht worden ist [*ibid.*, 1976, S. 28 ff.]. Diese Gliederung liegt bis auf sechs Stellen vor und kann somit der ISIC zugeordnet werden. Die Importe wurden nach ihrer Verwendung zeilenweise verbucht und proportional zum Output des sie verwendenden Sektors angenommen [*ibid.*, S. 14]. Die oben abgeleitete "flow"-Matrix enthält also nur inländische Vorleistungen. Die Bewertung der Transaktionen erfolgte zu "approximate basic prices" von 1970 [*ibid.*, 1979, English Summary, S. 1], wobei Handelsspannen, Transportkosten und indirekte Steuern auf Endprodukte nicht berücksichtigt werden. Die Vorleistungen für jedes Produkt enthalten allerdings Verteilungsaufschläge und indirekte Steuern¹. Es handelt sich also hier um eine Bewertung zu Produzentenpreisen ohne indirekte Steuern.

Um die brasilianische IO-Tabelle für die Zwecke dieser Arbeit einsetzen zu können, mußte sie auf 22 Sektoren aggregiert werden (vgl. Anhang A). Dazu mußte zunächst die veröffentlichte Matrix der IO-Koeffizienten in eine "flow"-Matrix überführt und sodann aggregiert werden. Dies ergab eine 22 \times 22 "domestic"-Tabelle. Dieser "flow"-Matrix wurde dann die zugehörige "flow"-Importmatrix hinzuaddiert, um eine "total flow"-Tabelle zu erhalten. Die erforderliche "flow"-Importmatrix wurde mit Hilfe der veröffentlichten Matrix der Importkoeffizienten errechnet.

¹Der Unterschied zwischen "approximate basic" und "true basic" besteht darin, daß im letzteren Falle auch Verteilungsmargen und indirekte Steuern der Vorleistungen wegfallen [vgl. z. B. BCRA, 1974, S. 3].

Mangels geeigneter Daten konnte eine Bewertung der brasilianischen Tabellen zu Käuferpreisen nicht vorgenommen und somit keine Kompatibilität mit den Tabellen Argentiniens und der Bundesrepublik hergestellt werden. Diese Bewertungsdiskrepanz wurde im Hinblick auf größere Nachteile anderer brasilianischer IO-Tabellen¹ in Kauf genommen. Im übrigen haben Fink und Skolka keinen ernst zu nehmenden Einfluß verschiedener Bewertungssysteme auf den Leontief-Index feststellen können².

Für die Bundesrepublik wurde die IO-Tabelle für 1972 herangezogen [vgl. Pischner et al., 1975]. Sie stellt eine hauptsächlich originär erhobene Tabelle mit 56 Produktionssektoren dar. Für 33 Sektoren konnten "quasi originäre" [ibid., S. 15] Daten erhoben werden. Diese umfassen 75 vH der Vorleistungswerte. Der Rest wurde mit Hilfe des Modells der doppelten Proportionalität (MODOP), ausgehend von der IO-Tabelle für 1967 des DIW, geschätzt [ibid., S. 15 f.]³. Die 56 Sektoren teilen sich auf in 6 Sektoren der Primärproduktion, 36 Sektoren der Verarbeitenden Industrie und 14 Dienstleistungssektoren. Hier wurden rechtlich selbständige Unternehmen nach dem Schwerpunkt ihrer wirtschaftlichen Aktivität zusammengefaßt [vgl. ibid., S. 9]. Die Sektorgliederung entspricht der Grundsystematik des Statistischen Bundesamtes [el], Stand Dezember 1970, mit Ausnahme des "Verarbeitenden Handwerks" und der "Verarbeitenden Industrieunternehmen mit weniger als 10 Beschäftigten", die beide zu einem Sektor (44) zusammengefaßt worden sind. Außerdem ist der Sektor "Wohnungsvermietung" nicht in der Grundsystematik enthalten [vgl. Pischner et al., 1975, S. 9].

Die Tabelle für die Bundesrepublik enthält - wie die für Argentinien und Brasilien - nur die inländischen Vorleistungen. Die Importe sind auch hier nach Verwendungssektoren zeilenmäßig erfaßt [ibid., S. 12]. Die Bewertung der Transaktionen erfolgte zu Käuferpreisen von 1972 [ibid., S. 9]. Um die Vergleichbarkeit mit den anderen IO-Tabellen, die in diese Untersuchung eingehen, zu gewährleisten, mußte die IO-Tabelle der Bundes-

¹Außer der für 1970 existiert für Brasilien neben einer relativ veralteten Tabelle für 1959 noch eine für 1971. Letztere basiert jedoch nicht auf Zensusdaten, sondern auf Material der brasilianischen Finanzbehörde und bezieht sich nur auf Aktiengesellschaften [vgl. Ellis, 1969; Carneiro Lear et al., 1973].

²Fink und Skolka [1979] haben festgestellt, daß keine wesentlichen Unterschiede entstehen, wenn Ergebnisse zu Originalpreisen verglichen werden mit Ergebnissen entweder zu Außenhandelspreisen oder zu hypothetischen Produzentenpreisen. Sie führten diese Untersuchung für Österreich und Ungarn durch und kamen zum Ergebnis, daß "the variations in the system of relative prices do not influence the basic result" [S. 9].

³Zum MODOP-Verfahren vgl. Stäglin [1972].

republik von 56 auf 22 Sektoren aggregiert werden¹, wobei die kleinste Tabelle, die Argentinien, als Muster gedient hat. Zur Erzeugung einer "total"-Tabelle wurde vor der Aggregation eine zugeordnete Importmatrix für 1972 (56 x 56)² der "domestic"-Matrix hinzuaddiert.

Im folgenden wird mit Hilfe der Nachfragevektoren aus den erwähnten IO-Tabellen die Nachfragesituation in den einzelnen Ländern untersucht. Dazu sind die Vektoren der sektoralen Anteile an der Gesamtnachfrage der Verarbeitenden Industrie in Tabelle 2 aufgeführt. Die Analyse beschränkt sich auf die intermediäre Nachfrage, die Endnachfrage³ und auf den privaten Konsum⁴. Der Sektor Sonstige Industrie muß hier aus der Betrachtung ausgeschlossen werden, da er im Falle der Bundesrepublik im wesentlichen aus dem Handwerk besteht, ein Bereich, der in den Tabellen der anderen Länder auf mehrere Sektoren verteilt ist. Außerdem besteht dieser Sektor aus kleineren Industrien, wie z. B. der Musik- und Spielwarenindustrie. Seine Auslassung an dieser Stelle beeinträchtigt - wie weiter unten deutlich werden wird - das Ergebnis der Untersuchung nicht.

Betrachtet man die Nachfragevektoren für Argentinien, so zeigt sich, daß bei der intermediären Nachfrage vier Sektoren einen Anteil von 10 vH oder mehr aufweisen: Metall (19 vH), Nahrungsmittel (12 vH), Textil (10 vH) und Erdöl (10 vH). Unbedeutend sind die Anteile der Sektoren elektrische Maschinen (2 vH) und Leder (1 vH). Bei der gesamten Endnachfrage haben die höchsten Anteile die Sektoren Nahrungsmittel (38 vH), Fahrzeugbau (10 vH) und Textil (9 vH), die niedrigsten dagegen die Sektoren Leder (1 vH), Kautschuk (1 vH) sowie Steine und Erden (1 vH). Der private Konsum konzentriert sich vorwiegend auf die Sektoren Nahrungsmittel (45 vH) und Textil (11 vH), die in den drei Nachfragestrukturen einen wichtigen Platz einnehmen⁵.

In Brasilien liegen die Anteile der Sektoren Metall (23 vH), Chemie (15 vH) und Textil (9 vH) an der Spitze der intermediären Nachfrage, Leder (1 vH) und Bekleidung (0 vH) an letzter Stelle. Bei der gesamten Endnachfrage sind die Anteile der Sektoren Nahrungsmittel (37 vH), Fahrzeugbau (11 vH) und Chemie (9 vH) die wichtigsten, relativ unbedeutend dagegen sind die von Leder (1 vH), Kautschuk (1 vH) sowie Steine und Erden (1 vH).

¹Zum Aggregationsschema vgl. Tabelle A1.

²Freundlicherweise von Herrn Jörg-Peter Weiß, Deutsches Institut für Wirtschaftsforschung, Berlin, zur Verfügung gestellt. Das DIW hat bisher nur kleinere Importmatrizen (14 x 14) veröffentlicht [vgl. dazu Baumgart et al., 1979].

³Der Ausschluß der Exporte aus der Endnachfrage scheitert an der Tabelle Argentinien, die nur einen Endnachfragevektor aufweist.

⁴Der Vektor des privaten Konsums wurde aus der Tabelle Argentinien für das Jahr 1963 entnommen.

⁵Auf der Produktionsseite haben die wichtigsten Anteile die Sektoren Nahrungsmittel (27 vH), Metall (12 vH) und Textil (9 vH).

Der private Konsum konzentriert sich auf die Sektoren Nahrungsmittel (55 vH) und Chemie (10 vH), die in den drei Nachfragestrukturen die wichtigsten Plätze einnehmen¹.

Tabelle 2 - Nachfrage- und Produktionsstruktur der Länder a) (Anteile der Sektoren in vH)

Sektor b)	Intermediäre Nachfrage			Endnachfrage c)			Privater Konsum			Produktion		
	A	B	D	A	B	D	A d)	B	D	A	B	D
3	12	8	10	38	37	12	45	55	24	27	24	11
4	10	9	4	9	8	3	11	3	5	9	9	4
5	4	0	0	4	6	4	8	7	8	4	3	2
6	3	4	3	2	4	3	1	4	4	2	4	3
7	7	6	5	3	4	2	3	2	3	4	5	4
8	1	1	1	1	1	1	0	0	2	1	1	1
9	3	3	2	1	1	1	1	0	0	2	2	1
10	8	15	13	6	9	8	5	10	5	7	12	10
11	10	6	5	5	3	3	6	4	6	7	4	4
12	7	8	7	1	1	1	1	0	1	3	4	4
13	19	23	20	7	3	8	5	2	3	12	12	14
14	4	5	7	5	6	13	1	1	1	5	6	10
15	2	5	8	5	5	10	3	3	5	4	5	9
16	6	5	3	10	11	12	7	6	5	8	8	8
17	4	1	12	5	2	18	4	2	29	5	1	15

a) A = Argentinien, B = Brasilien, D = Bundesrepublik. Die Anteile sind eigene Berechnungen; die Spaltensummen ergeben - bis auf einige Rundungsfehler - 100. - b) Zum Sektorschema vgl. Tabelle A 1. - c) Ein Ausschluß der Exporte aus der Endnachfrage scheitert an der IO-Tabelle Argentiniens, die nur einen Endnachfragevektor für das Jahr 1970 aufweist. - d) Der Vektor des privaten Konsums stammt aus der IO-Tabelle Argentiniens von 1963.

Quelle: IO-Tabellen (Argentinien 1963 und 1970; Brasilien 1970; Bundesrepublik 1972).

Die Nachfragestruktur für die Bundesrepublik weist bei der intermediären Nachfrage hohe Anteile der Sektoren Metall (20 vH), Chemie (13 vH) und Nahrungsmittel (10 vH) auf. Die Sektoren Kautschuk (2 vH), Leder (1 vH) und Bekleidung (0 vH) sind hier relativ unbedeutend. Bei der gesamten Endnachfrage entfallen die höchsten Anteile auf die Sektoren nichtelektrische Maschinen (13 vH), Nahrungsmittel (12 vH), Fahrzeugbau (12 vH) und elektrische Maschinen (10 vH); die niedrigsten dagegen auf die Sektoren Leder (1 vH), Kautschuk (1 vH), Steine und Erden (1 vH). Beim pri-

¹Auf der Produktionsseite haben die wichtigsten Anteile die Sektoren Nahrungsmittel (24 vH), Chemie (12 vH) und Metall (12 vH).

vaten Konsum sind die Anteile der Sektoren Nahrungsmittel (24 vH) und Bekleidung (8 vH) am bedeutendsten¹.

Ein Vergleich der Nachfrage- und Produktionsstrukturen Argentiniens, Brasiliens und der Bundesrepublik zeigt zunächst, daß die drei Nachfragestrukturen in der Bundesrepublik unterschiedlicher sind als in den anderen Ländern und daß der Sektor Nahrungsmittel in allen Ländern eine bedeutende Rolle spielt. Der Zusammenhang zwischen den Nachfragestrukturen kann mit Hilfe des Konkordanzkoeffizienten nach Kendall ermittelt werden². Bei der intermediären Nachfrage errechnet sich ein Konkordanzkoeffizient von 0,76, bei der gesamten Endnachfrage einer von 0,79 und beim privaten Verbrauch schließlich ein Wert von 0,84³. Alle genannten Werte sind signifikant von Null verschieden bei einer Irrtumswahrscheinlichkeit von 1 vH. Daraus kann auf einen relativ starken positiven Zusammenhang zwischen den Nachfragestrukturen der betrachteten Länder geschlossen werden. Aufgrund von Aggregationsunterschieden⁴ bei der Verwendung internationaler Daten kann auch im günstigsten Fall nicht erwartet werden, daß der Konkordanzkoeffizient einen Wert von Eins annimmt. Für die hier betrachteten Länder ist insbesondere für den privaten Konsum eine hohe Übereinstimmung festzustellen.

2. Die Messung der Faktorausstattung und des Faktoreinsatzes

In diesem Abschnitt werden die Faktoreinsatzkoeffizienten, die den Faktoreinsatz pro Einheit des sektoralen Bruttoproduktionswertes (BPW) angeben, für die Produktionsfaktoren Kapital, Arbeit und Rohstoffe beschrieben und analysiert. Besondere Aufmerksamkeit gilt dabei der Frage nach der Umkehrung der Kapitalintensitäten. Daran schließt sich die Bestimmung der internationalen Faktorausstattungsposition der einzelnen Länder an.

Die Beschäftigungskoeffizienten sind - auf der Basis der Zuordnung der Arbeitskräfte zu verschiedenen Beschäftigungsgruppen in den nationalen

¹Auf der Produktionsseite haben die wichtigsten Anteile die Sektoren Metall (14 vH), Nahrungsmittel (11 vH), Chemie (10 vH), nichtelektrische Maschinen (10 vH) und elektrische Maschinen (9 vH).

²Dieser Koeffizient liegt zwischen Null und Eins und kann einseitig gegen Null mit Hilfe der Chi-Quadrat-Verteilung getestet werden. Er steht in linearer Beziehung zum durchschnittlichen Rangkorrelationskoeffizienten nach Spearman, ist jedoch einfacher zu berechnen als dieser [vgl. Kendall, 1955, S. 95].

³Für die Produktion ergibt sich ein Wert von 0,79.

⁴Man denke z. B. an den Sektor Sonstige Industrie.

Statistiken - in drei Kategorien aufgegliedert, nämlich in qualifizierte, unqualifizierte und restliche Arbeitskräfte¹. Diese Koeffizienten geben die Anzahl der durchschnittlich in einem Jahr beschäftigten Arbeitskräfte an². Die Rohstoffkoeffizienten sind in Rohstoffe landwirtschaftlichen und bergbaulichen Ursprungs aufgegliedert und entstammen den nationalen IO-Tabellen. So stellen die Koeffizienten für landwirtschaftliche Rohstoffe die Lieferungen des Sektors Landwirtschaft an alle übrigen Sektoren der IO-Tabelle dar. Analoges gilt für bergbauliche Rohstoffe.

Die Beschäftigungs-, Kapital- und Rohstoffkoeffizienten für Argentinien sind in Tabelle A3 enthalten. In bezug auf die Beschäftigungskoeffizienten³ ist anzumerken, daß in Argentinien im Unterschied zu Brasilien und der Bundesrepublik Vorstandsmitglieder zusammen mit den Inhabern ausgewiesen werden. Da diese Personengruppe jedoch in Argentinien relativ klein ist, kann sie vernachlässigt werden. Die für dieses Land angegebenen Kapitalkoeffizienten sind zum Teil durchschnittlicher und zum Teil marginaler Art. Die Koeffizienten für die Sektoren 1, 2, 5-9, 12, 17-22 stammen aus einer Input-Output-Untersuchung von Balboa [1960] für das Jahr

¹Zu den qualifizierten Arbeitskräften zählen Facharbeiter, technische Angestellte und Angestellte mit höherer Ausbildung, zu den unqualifizierten Arbeitskräften Auszubildende, einfache Arbeiter, kaufmännische und Verwaltungsangestellte (ohne Vorstandsmitglieder), und zu den restlichen Arbeitskräften Inhaber, Mitinhaber, mithelfende Familienangehörige und Vorstandsmitglieder. Für die Zwecke der vorliegenden Untersuchung ist die Berücksichtigung der letzten Kategorie nicht erforderlich. Sie wird dennoch hier ausgewiesen, um ihre Zusammensetzung deutlich zu machen.

²Die Verwendung der durchschnittlich in einem Jahr beschäftigten Arbeitskräfte in jedem Sektor zur Schätzung der Arbeitskoeffizienten vernachlässigt den Tatbestand der Schichtarbeit. Diese findet intersektoral und international in unterschiedlichem Ausmaß statt und führt dazu, daß ein gegebener Kapitalstock im Jahresdurchschnitt in einigen Sektoren mit mehr Arbeit als in anderen kombiniert wird, obwohl der Kapitaleinsatz pro Beschäftigten zu einem beliebigen Zeitpunkt hier niedriger ist als in den anderen Sektoren. Dies führt zu einer Überschätzung des tatsächlichen Arbeitseinsatzes in Sektoren mit hoher Schichtarbeit [vgl. dazu Winston, 1979]. Entsprechende Daten waren für eine Korrektur der Beschäftigungszahlen für die hier betrachteten Länder nicht verfügbar.

³Geschätzt mit Daten aus BCRA [1971]. Es handelt sich um Zahlen für 1969, untergliedert nach UN, CEPAL [1967]. Diese Schätzung wurde einer Schätzung mit Hilfe anderer Daten gegenübergestellt und an einigen Stellen korrigiert [vgl. Almada, Zalduendo, 1962; CONADE, 1965; OECD, 1967/68]. Eine Messung des Arbeitseinsatzes mit Hilfe von Arbeitsstunden oder von Arbeitseinkommen wäre für die hier zugrunde gelegte Sektorgliederung und für die betrachteten Kategorien des Faktors Arbeit für Argentinien nicht möglich gewesen. Dies gilt auch für eine zuverlässige Schätzung des "human capital" in Gestalt von sektoralen Einkommensdifferenzen.

1950. Balboa schätzte den sektoralen Kapitalstock (maschinelle Anlagen und Gebäude) auf der Basis der Zensusdaten von 1935 und 1946 durch Kumulierung der jährlichen Netto-Investition ("perpetual inventory method") [vgl. *ibid.*, S. 69; Balboa, Fracchia, 1959] bis 1950, zu Preisen von 1950. Diese Werte wurden auf die sektoralen BPW der argentinischen IO-Tabelle für 1950 bezogen. Es handelt sich also um durchschnittliche Kapitalkoeffizienten. Die Koeffizienten für die Sektoren 3, 4, 10, 11 und 13-16 sind marginale Kapitalkoeffizienten¹. Sie sind geschätzt worden durch Bildung des Quotienten zwischen der Wachstumsrate des sektoralen Kapitalstocks und der Wachstumsrate der sektoralen Produktion im Zeitraum 1960-1968, zu konstanten Preisen von 1960, und Multiplikation mit dem Kehrwert der durchschnittlichen Kapitalproduktivität im Jahr 1960², d. h. mit Hilfe folgender Formel³:

$$\frac{K_{t+1} - K_t}{P_{t+1} - P_t} = \frac{[(K_{t+1} - K_t) / K_t] K_t}{[(P_{t+1} - P_t) / P_t] P_t} = \frac{\hat{K}}{\hat{P}} \cdot \frac{K_t}{P_t}$$

Die Rohstoffkoeffizienten sind Input-Output-Koeffizienten (domestic input / domestic output) aus der 1970er IO-Tabelle für dieses Land.

Die durchschnittlich im Jahr 1970 in Brasilien beschäftigten Arbeitskräfte⁴ werden nach Kategorien ebenso in Tabelle A3 ausgewiesen. Sämtliche Kapitalkoeffizienten sind durchschnittlicher Art. Sie sind hauptsächlich mit Hilfe von Daten aus dem Zensus von 1960 geschätzt worden, und zwar als Bruttoanlagevermögen am Ende der Periode t bezogen auf den Bruttoproduktionswert in der Periode $t + 1$. Der Kapitalstock für die Sektoren 2-17, 20 und 21 entstammt dem Zensus von 1960 [vgl. IBGE, 1965]. Diese Daten wurden auf die entsprechenden BPW für 1960 aus demselben Zensus bezogen, mit Ausnahme der Sektoren 20 und 21. Für letztere Sektoren wurden die BPW aus der IO-Tabelle für das Jahr 1959 entnommen [vgl. Ellis, 1969]. Kapitalstock und BPW für die Landwirtschaft (Sektor 1) sind Zensusdaten von 1970 [vgl. IBGE, 1975]. Die restlichen Kapitalkoeffizienten (also für die Sektoren 18, 19 und 22) sind mit Hilfe der argentinischen Koeffizienten für diese Sektoren angenähert worden. Die Rohstoffkoeffizienten sind Input-Output-Koeffizienten aus der 1970er IO-Tabelle für Brasilien.

¹Bei der Schätzung der Kapitalkoeffizienten Argentiniens kann damit nicht einheitlich vorgegangen werden. Die Verwendung durchschnittlicher Koeffizienten führt hier jedoch nur im Falle des Sektors Erdöl (Nr. 11) zu einem überdurchschnittlichen Koeffizienten.

²Die Wachstumsraten sind entnommen aus: Katz [1976, S. 94]; die Kapitalproduktivität aus Ganz [1959, S. 246]; sie ist ein Durchschnitt für 1950-1955.

³Es bedeuten: K_t der Kapitalstock zum Zeitpunkt t , P_t die Produktion zum Zeitpunkt t und \hat{K} und \hat{P} die Wachstumsraten des Kapitalstocks bzw. der Produktion.

⁴Vgl. IBGE [1975]. Die Aufteilung in Beschäftigungsgruppen erfolgte mit den Anteilen aus Pereira [1965].

Tabelle A3 zeigt schließlich auch die Faktoreinsatzkoeffizienten für die Bundesrepublik. Die im Durchschnitt des Jahres 1970 beschäftigten Arbeitskräfte [vgl. Statistisches Bundesamt, f] sind mit Hilfe der Anteile für 1974 [ibid., a] in einzelne Qualifikationsgruppen aufgeteilt. Die durchschnittlichen Kapitalkoeffizienten sind als Quotient zwischen dem Bruttoanlagevermögen Ende 1971 und dem Bruttoproduktionswert 1972¹ errechnet worden. Die Rohstoffkoeffizienten sind Input-Output-Koeffizienten der IO-Tabelle der Bundesrepublik für das Jahr 1972.

Die Berücksichtigung mehrerer Produktionsfaktoren im Rahmen eines HOS-Tests ist dann sinnvoll, wenn die verwendeten Vektoren der Faktoreinsatzkoeffizienten unabhängig voneinander sind. Dies kann für jedes Land mit Hilfe des Konkordanzkoeffizienten nach Kendall geprüft werden.

Für Argentinien errechnet sich ein Konkordanzkoeffizient für die Faktoren Kapital, qualifizierte und unqualifizierte Arbeit, landwirtschaftliche und bergbauliche Rohstoffe von 0,12; er ist bei einer Irrtumswahrscheinlichkeit von 5 vH² nicht signifikant. Wird bei den Faktoren Arbeit und Rohstoffe nicht differenziert, so liegt dieser Wert bei 0,28; er ist ebenso bei einer Irrtumswahrscheinlichkeit von 5 vH nicht signifikant von Null verschieden. Für Argentinien ist offenbar kein Zusammenhang zwischen den Faktoreinsatzkoeffizienten beobachtbar. Paarweise betrachtet, errechnet sich ein Rangkorrelationskoeffizient nach Spearman für Kapital und unqualifizierte Arbeit von -0,03 und für Kapital und Rohstoffe von 0,35. Beide Werte sind bei 5 vH Irrtumswahrscheinlichkeit nicht signifikant. Auch bei paarweiser Betrachtung können für dieses Land keine Zusammenhänge festgestellt werden.

Im Falle Brasiliens hat der Konkordanzkoeffizient für Kapital, qualifizierte und unqualifizierte Arbeit, landwirtschaftliche und bergbauliche Rohstoffe den Wert 0,23³. Der entsprechende Koeffizient für Kapital, Arbeit und Rohstoffe liegt bei 0,27. Keiner dieser Werte ist bei 5 vH Irrtumswahrscheinlichkeit signifikant von Null verschieden. Paarweise ergeben sich Rangkorrelationskoeffizienten für Kapital und qualifizierte Arbeit von 0,31 und für Kapital und Rohstoffe von -0,31. Diese Werte sind bei einer Irrtumswahrscheinlichkeit von 5 vH nicht signifikant. Damit ist auch für Brasilien kein Zusammenhang zwischen den hier verwendeten Faktoreinsatzkoeffizienten festzustellen.

¹Kapitalstock und BPW sind einheitlich zu Preisen von 1962 bewertet. Der Kapitalstock für die Sektoren 2-17 stammt aus: Baumgart [1973]; für die Sektoren 1, 18-22 aus: Görzig, Kirner [1976]. Die Preisindizes für das Bruttoanlagevermögen stammen aus: Görzig et al. [1977]; die BPW aus Pischner et al. [1975].

²Die Berücksichtigung des Faktors "restliche Arbeit" verändert dieses Ergebnis nicht. Es ergibt sich dann ein Konkordanzkoeffizient von 0,11, der bei 5 vH Irrtumswahrscheinlichkeit nicht signifikant von Null verschieden ist.

³Wird der Faktor "restliche Arbeit" berücksichtigt, so ergibt sich ein Wert von 0,26, der bei 5 vH Irrtumswahrscheinlichkeit signifikant ist.

Im Falle der Bundesrepublik ergibt sich für Kapital, qualifizierte und unqualifizierte Arbeit, landwirtschaftliche und bergbauliche Rohstoffe ein Konkordanzkoeffizient von 0,18¹. Für Kapital, Arbeit und Rohstoffe liegt der entsprechende Wert bei 0,31. Keiner dieser Werte ist bei einer Irrtumswahrscheinlichkeit von 5 vH signifikant. Der Rangkorrelationskoeffizient für Kapital und qualifizierte Arbeit errechnet sich zu -0,14 und der für Kapital und Rohstoffe zu -0,43. Der erste Wert ist bei 5 vH Irrtumswahrscheinlichkeit nicht signifikant, der zweite dagegen ist signifikant (kritischer Wert: 0,43). Also kann für die Bundesrepublik festgestellt werden, daß die Faktoreinsatzkoeffizienten untereinander weitgehend unabhängig sind. Es kann lediglich ein negativer Zusammenhang zwischen Kapital und Rohstoffen beobachtet werden.

Als nächstes wird der Versuch unternommen, anhand der verfügbaren Daten einen entscheidenden theoretischen Einwand gegen die Gültigkeit des HOS-Theorems zu überprüfen, nämlich die Umkehrung der Kapitalintensitäten. Eine Umkehrung direkter Kapitalintensitäten dürfte immer auch eine Umkehrung direkter und indirekter Kapitalintensitäten nach sich ziehen. Diese Aussage wurde schon für den Fall zweier Güter und Faktoren abgeleitet. Bei höherdimensionalen Konstellationen kann jedoch nicht ausgeschlossen werden, daß die Rangordnung der direkten Kapitalintensitäten von der Rangordnung der direkten und indirekten Kapitalintensitäten abweicht. Der Grund dafür dürfte im Grad der sektoralen Verflechtung einer Volkswirtschaft liegen. Sind z. B. überwiegend in direktem Sinne kapitalintensive Sektoren stark miteinander verflochten, so ergeben sich für die direkten und indirekten Kapitalintensitäten Werte, die von denen einer anderen Verflechtung abweichen würden. Die Identität beider Rangordnungen setzt somit eine gleichverteilte Verflechtungsintensität voraus. Bei internationalen und intertemporalen Vergleichen sollte aus diesem Grunde nur von direkten Kapitalintensitäten ausgegangen werden, um die z. B. durch Technologieunterschiede bedingten Unterschiede in Verflechtungsrichtung und -intensität der Sektoren möglichst auszuschließen.

Andererseits ist es erforderlich, direkte und indirekte Kapitalintensitäten zu ermitteln, damit die tatsächliche Kapitalintensität eines Sektors unter Berücksichtigung der Kapitalintensität seiner Vorleistungen und nicht nur die seiner Endstufe erfaßt werden kann [so auch Minhas, 1963, S. 41]. Hierbei stellt sich die Frage nach der Berücksichtigung entweder nur inländischer oder der gesamten inländischen und ausländischen Vorleistungen. Die Argumentation läuft hier ähnlich wie im zweiten Kapitel (vgl. S. 68 ff.).

Die Umkehrung von Kapitalintensitäten kann überprüft werden, indem ein Vergleich zwischen den Rangfolgen zweier oder mehrerer Länder durchgeführt wird. Die Stärke, Richtung und Existenz eines Zusammenhangs

¹Bei Berücksichtigung des Faktors "restliche Arbeit" ergibt sich ein nicht signifikanter Wert von 0,20.

zwischen zwei Rangfolgen kann mit Hilfe eines Rangkorrelationstests festgestellt werden. Wird dabei entweder nur von direkten Kapitalintensitäten oder von direkten und indirekten Kapitalintensitäten ohne ausländische Vorleistungen ausgegangen, so wird dem Ergebnis des Tests nichts vorweggenommen. Wird jedoch von den direkten und indirekten Kapitalintensitäten unter Berücksichtigung der gesamten Vorleistungen ausgegangen, so muß für die ausländischen Vorleistungen die Prämisse der identischen Technologie zwischen In- und Ausland gemacht werden, die gleichzeitig impliziert, daß die Rangordnung der Sektoren nach ihrer Kapitalintensität in beiden Ländern identisch ist [vgl. dazu Vandoorne, 1977, S. 4]. Dies kann den Test an sich in Frage stellen. Aus diesem Grunde beschränken wir uns hier auf die direkten Kapitalintensitäten und auf die direkten und indirekten Kapitalintensitäten ohne ausländische Vorleistungen. Dabei werden wie bei der Analyse der Nachfrage lediglich die 15 Sektoren der Verarbeitenden Industrie berücksichtigt, die auch Gegenstand des HOS-Tests in Kapitel IV sein werden.

Die direkten Kapitalintensitäten können als Quotient der Faktoreinsatzkoeffizienten für Kapital und Arbeit aus Tabelle A3 errechnet werden; die entsprechenden Rangkorrelationskoeffizienten bei paarweiser Betrachtung der Länder sind aus Tabelle 3 ersichtlich. Hier zeigt sich, daß nur zwischen den direkten Kapitalintensitäten der 15 Sektoren Brasiliens und Argentinien ein wenn auch nur sehr schwacher Zusammenhang besteht. Andererseits wird deutlich, daß kein systematisches Umschlagen der direkten Kapitalintensitäten vorliegt; denn die Rangkorrelationskoeffizienten müßten dann negativ und signifikant sein. Werden die rohstoffintensiven Industrien¹ und der Sektor Sonstige Industrie aus der Stichprobe ausgeschlossen, so ergibt sich für die Rangordnungen der direkten Kapitalintensitäten der verbleibenden 9 Sektoren eine stärkere Übereinstimmung zwischen Argentinien bzw. Brasilien und der Bundesrepublik (A/D, B/D)², eine schwächere Korrelation dagegen im Falle Argentinien und Brasiliens (A/B).

Derartige Ergebnisse deuten darauf hin, daß nicht nur Unterschiede in der relativen Ausstattung mit Kapital, sondern auch mit anderen Faktoren die Produktionsstruktur und damit die Faktorintensität der einzelnen Güter bestimmen können³.

Die direkten und indirekten Kapitalintensitäten ohne ausländische Vorleistungen sind aus Tabelle A2, die entsprechenden Rangkorrelationskoeffizienten ebenfalls aus Tabelle 3 ersichtlich. Diese Ergebnisse zeigen, wie der Einfluß der unterschiedlichen sektoralen Verflechtung

¹Dies sind: Nahrungsmittel (3), Holz (6), Leder (8), Kautschuk (9), Steine und Erden (12).

²Zu diesem Ergebnis kommt auch Ball [1966] für die Vereinigten Staaten, und Japan.

³Vgl. Leontief [1964, S. 343 f.]. Leontief weist auf internationale Qualitätsunterschiede der Faktoren hin.

Tabelle 3 - Rangkorrelationskoeffizienten der direkten sowie der direkten und indirekten Kapitalintensitäten ohne ausländische Vorleistungen

Anzahl der Sektoren	A/B	A/D	B/D	S	A/B	A/D	B/D	S
	direkt				direkt und indirekt			
15	+0,57 ⁺	+0,22 ₊	+0,45	+0,41	+0,48	+0,33	+0,18	+0,33
9	+0,47	+0,73 ⁺	+0,83*	+0,68 ⁺	+0,27	+0,70 ⁺	+0,52	+0,50

A/B = Argentinien/Brasilien, A/D = Argentinien/Bundesrepublik, B/D = Brasilien/Bundesrepublik; S = durchschnittlicher Rangkorrelationskoeffizient. - *Signifikant bei 1 vH, ⁺bei 5 vH Irrtumswahrscheinlichkeit.

Quelle: Eigene Berechnungen mit Daten aus Tabellen A2 und A3.

in den einzelnen Ländern die Ähnlichkeit zwischen den Rangfolgen vermindert. Im Vergleich zu denen der direkten Kapitalintensitäten sind die Korrelationskoeffizienten mit einer Ausnahme gesunken. Die stärkste Auswirkung der unterschiedlichen Verflechtung zeigt sich zwischen Brasilien und der Bundesrepublik. Der Ausschluß der rohstoffintensiven Sektoren führt auch hier mit Ausnahme des Vergleichs zwischen Argentinien und Brasilien zu höheren Koeffizienten. Dies gilt insbesondere für den Zusammenhang zwischen den Rangordnungen der Kapitalintensitäten Argentiniens und der Bundesrepublik (A/D).

Die Ergebnisse zeigen keine besondere Abweichung zwischen der Rangkorrelation der direkten und der direkten und indirekten Kapitalintensitäten; in beiden Fällen sind alle Koeffizienten positiv, die meisten jedoch nicht signifikant. Für Argentinien und Brasilien sind die Rangordnungen in beiden Fällen relativ hoch korreliert, aber nur im Falle direkter Kapitalintensitäten signifikant. Bei Ausschluß der rohstoffintensiven Sektoren sinken die Koeffizienten in beiden Fällen. Dies könnte auf eine mögliche Komplementarität zwischen Kapital- und Rohstoffeinsatz hinweisen, wenn dieser auf die Beschäftigten bezogen wird¹. Für Argentinien bzw. Brasilien und die Bundesrepublik (A/D, B/D) sind die Rangordnungen in beiden Fällen niedrig, im Falle direkter und indirekter Kapitalintensitäten am niedrigsten korreliert (B/D). Die Korrelation ändert sich jedoch bei Ausschluß der rohstoffintensiven Sektoren und ist im Falle der direkten Kapitalintensitäten zwischen Brasilien und der Bundesrepublik, im Falle der direkten und indirekten Kapitalintensitäten zwischen Argentinien und der Bundesrepublik am höchsten.

¹Die Analyse der Faktoreinsatzkoeffizienten ergab für Argentinien und Brasilien keinen Zusammenhang zwischen Kapital und Rohstoffen.

Aus dieser Untersuchung kann geschlossen werden,

- daß die Rangfolgen bei den direkten und indirekten Kapitalintensitäten nur für Argentinien und die Bundesrepublik übereinstimmen - allerdings nur bei Ausschluß der rohstoffintensiven Sektoren;
- daß möglicherweise neben Kapital und Arbeit andere Produktionsfaktoren die von der Verarbeitenden Industrie dieser Länder hergestellten Güter charakterisieren¹ und
- daß Unterschiede in der Technologie nicht nur bei Berücksichtigung der Vorleistungen, sondern auch in der Endstufe zwischen Argentinien und Brasilien bzw. zwischen Brasilien und der Bundesrepublik beobachtet werden können.

In diesem Zusammenhang darf nicht verkannt werden, daß eine empirisch gemessene Umkehrung nicht nur direkt auf Unterschiede in den Faktorpreisverhältnissen, sondern auch auf solche in der Produkt- und Prozeßmischung einzelner Sektoren zurückgeführt werden könnte. Ein befriedigender Test der Umkehrungsfrage erscheint nur auf einem niedrigeren Aggregationsniveau sinnvoll. Auf der Grundlage der hier gewonnenen Ergebnisse können einzelne Umkehrungen nicht ausgeschlossen werden. Dies bedeutet aber nicht, daß starke und systematische Faktorintensitätsumkehrungen die Regel wären². Allein die Tatsache, daß einzelne unsystematische Umkehrungen beobachtet werden können, stellt eine für alle Länder geltende eindeutige Rangordnung der Güter nach ihren Kapitalintensitäten in Frage. Es scheint daher angebracht, die Güter anhand weiterer die Produktionsstruktur eines Landes bestimmender Faktoren wie Arbeit und natürliche Ressourcen zu identifizieren. Damit kommen wir zur Untersuchung der relativen Ausstattung der Länder mit mehreren Produktionsfaktoren.

Die Faktorausstattung Argentinien, Brasiliens und der Bundesrepublik wird im folgenden mit Hilfe der physischen Faktormengen geschätzt. Dieser Weg bietet sich vor allem deshalb an, weil es nicht möglich ist, für alle berücksichtigten Produktionsfaktoren die Faktorpreise

¹Der Zusammenhang zwischen den direkten und indirekten Faktorintensitäten wird in Kapitel IV (S. 116 ff.) für die übrigen Faktoren untersucht.

²Nach eigenen Berechnungen mit Daten aus Tabelle A2 bestätigen die Rangkorrelationskoeffizienten bei Berücksichtigung der ausländischen Vorleistungen dieses Ergebnis:

15 Sektoren				9 Sektoren			
A/B	A/D	B/D	S	A/B	A/D	B/D	S
+0,31	+0,38	+0,28	+0,32	+0,18	+0,72 ⁺	+0,38	+0,43

⁺Signifikant bei 5 vH Irrtumswahrscheinlichkeit. - S = durchschnittlicher Rangkorrelationskoeffizient.

Damit werden hier die Ergebnisse von Fels [1972] für mehrere Länder und von Minhas [1963] für die Vereinigten Staaten und Japan bestätigt.

zu ermitteln¹. Eine einheitliche Vorgehensweise ist außerdem wünschenswert, da die relativen und nicht die absoluten Verfügbarkeiten festgestellt werden sollen. Die Messung geschieht durch Aufsummierung des sektoralen Faktorbestandes für jeden Faktor und jedes Land über alle Sektoren der jeweiligen Volkswirtschaft², d. h. nicht nur über die Sektoren der Verarbeitenden Industrie. Als gemeinsamer Nenner aller Faktormengen wird hier die Beschäftigtenzahl als Bezugsgröße für die Ausstattung des jeweiligen Landes mit Kapital, Arbeit und Rohstoffen verwendet (Tabelle 4). Die Position der einzelnen Länder in bezug auf ihre relative Faktorausstattung zeigt Tabelle 5; hier wird deutlich, daß die Anzahl der Beschäftigten eines Landes als Bezugsgröße für die einzelnen Faktoren zu einer identischen Rangordnung der Faktorbestände innerhalb der Länder führt. Aus dem Vergleich der Faktorreichlichkeit zwischen den Ländern geht deutlich hervor, daß bei den Faktoren Kapital, qualifizierte Arbeit und bergbauliche Rohstoffe die Bundesrepublik den ersten, Brasilien dagegen den letzten Platz einnimmt. Bei unqualifizierter Arbeit nimmt umgekehrt Brasilien den ersten Platz ein, die Bundesrepublik den letzten. Argentinien besetzt den mittleren Platz zwischen Brasilien und der Bundesrepublik bei allen Faktoren außer bei landwirtschaftlichen Rohstoffen, bei denen es an erster Stelle steht.

Tabelle 4 - Absolute und relative Faktorausstattung der Verarbeitenden Industrie a)

Faktor	Absoluter Faktorbestand			Relativer Faktorbestand b)		
	A	B	D	A	B	D
Kapital c)	186 905	137 915	2 942 620	28 994	5 029	111 070
Arbeit d)	6 446 329	27 425 859	26 493 300	1	1	1
qualifiziert	1 259 848	3 396 735	7 685 869	0,195	0,124	0,290
unqualifiziert	4 444 101	23 092 122	15 464 856	0,689	0,842	0,584
restlich	742 380	937 002	3 342 575	0,115	0,003	0,126
Rohstoffe c)	12 819	14 432	42 670	1 988	526	1 611
landwirtschaftlich	10 246	13 475	31 391	1 589	491	1 185
bergbaulich	2 573	957	11 279	399	35	426

a) A = Argentinien, B = Brasilien, D = Bundesrepublik. - b) Quotient aus den absoluten Beständen und der Anzahl der Beschäftigten. - c) Absoluter Faktorbestand in Mill. DM. Die Umrechnung in DM erfolgte mit Hilfe von Kaufkraftparitäten nach deutschem Schema [vgl. Statistisches Bundesamt, 1975]. - d) Beschäftigte insgesamt.

Quelle: Eigene Berechnungen mit Daten aus Tabelle A3.

¹Dies gilt insbesondere für landwirtschaftliche und bergbauliche Rohstoffe.

²Dies kann z. B. mit Hilfe der Daten aus Tabelle A3 geschehen, wenn die Faktoreinsatzkoeffizienten vorher mit den entsprechenden sektoralen BPW multipliziert werden.

Tabelle 5 - Faktorreichlichkeit innerhalb der Länder und zwischen den Ländern a) (Rangordnung)

Faktor	Faktorreichlichkeit					
	innerhalb der Länder			zwischen den Ländern b)		
	A	B	D	A	B	D
Kapital	1	1	1	2	3	1
Arbeit						
qualifiziert	5	5	5	2	3	1
unqualifiziert	4	4	4	2	1	3
Rohstoffe						
landwirtschaftlich	2	2	2	1	3	2
bergbaulich	3	3	3	2	3	1

a) A = Argentinien, B = Brasilien, D = Bundesrepublik. - b) Die Rangfolge beim Kapitalstock und bei qualifizierter Arbeit kann mit dem Pro-Kopf-Einkommen (PKE) approximiert werden. Umgerechnet nach deutschem Schema mit Hilfe von Kaufkraftparitäten [vgl. Statistisches Bundesamt, 1975], betragen die PKE von 1970 in D: 13 141 DM, in A: 4 645 DM und in B: 1 189 DM [vgl. UN, 1977].

Quelle: Eigene Berechnungen mit Daten aus Tabelle 4.

Obwohl im allgemeinen die erwähnten Faktorreichlichkeiten konsistent sind, muß hier auf die Schwierigkeit der Erfassung der Rohstoffe aus Landwirtschaft und Bergbau ausdrücklich hingewiesen werden.

Von der relativen Größenordnung der Lieferströme¹ von Landwirtschaft und Bergbau an die restlichen Sektoren wird hier auf deren relative Ausstattung mit den entsprechenden Rohstoffen geschlossen. Dies führt z. B. zu einer Unterschätzung der brasilianischen Landwirtschaft im internationalen Vergleich² und zu einer Überbetonung des argentinischen Bergbaus. Diese

¹Die hier verwendeten Daten sind den jeweiligen nationalen IO-Tabellen entnommen. Eine detaillierte Aufteilung der Lieferungen des Sektors Bergbau z. B. in Erdöl und Erdgas einerseits und "sonstigen Bergbau" andererseits ist für die IO-Tabelle Argentiniens nicht möglich und wurde daher auch für die anderen Länder unterlassen. Die Unterschiede in der Zusammensetzung dieser Lieferungen werden bei der Einschätzung der Faktorreichlichkeit dieser Länder jedoch im Auge behalten.

²Ein Blick auf die für landwirtschaftliche Zwecke nutzbare Fläche in den drei Ländern verdeutlicht, daß diese Unterschätzung nicht nur auf Produktivitätsunterschiede zurückgeführt werden kann: Brasilien verfügte 1975 über eine Fläche (nur Ackerland und Dauergrünland) von 206,6 Mill. ha, Argentinien über 178,3 Mill. ha und die Bundesrepublik nur über 13,3 Mill. ha [vgl. Statistisches Bundesamt, d, 1978].

Überbetonung kann dadurch erklärt werden, daß die Lieferungen dieses Sektors im wesentlichen auf Erdöl und Erdgas entfallen¹ und vorwiegend an die Sektoren Chemie und Erdölverarbeitung gehen. Im Falle Brasiliens und der Bundesrepublik dagegen liefert der Sektor Bergbau hauptsächlich Produkte wie Eisen- und Metallerze, die in Argentinien wenig oder gar nicht erzeugt werden.

3. Die Exportvektoren

Als letzte Datengruppe müssen noch die Exportvektoren beschrieben und analysiert werden. Die bilateralen Außenhandelsvektoren für den Handel zwischen Argentinien, Brasilien und der Bundesrepublik im Jahr 1970 sind als sektorale Anteile am gesamten Export der Verarbeitenden Industrie in Tabelle A8 eingetragen.

Betrachtet man die so dargestellte Zusammensetzung des bilateralen Handels, so fällt auf, daß die Exporte Argentinien in die Bundesrepublik zu 82 vH, die nach Brasilien zu 62 vH aus Nahrungsmitteln bestehen. Es folgen Güter des Sektors nichtelektrische Maschinen, die 14 vH der gesamten Exporte nach Brasilien ausmachen. Die Exporte Brasiliens nach Argentinien setzen sich zusammen aus Nahrungsmitteln (33 vH), Holz (28 vH), Metallerzeugnissen (16 vH) und nichtelektrischen Maschinen (13 vH); die in die Bundesrepublik bestehen zu 61 vH aus Nahrungsmitteln und zu 15 vH aus Textilprodukten. Die Bundesrepublik dagegen exportiert nach Argentinien vorwiegend nichtelektrische Maschinen (38 vH), chemische Erzeugnisse (28 vH) und elektrische Maschinen (12 vH); nach Brasilien nichtelektrische Maschinen (38 vH), chemische Erzeugnisse (25 vH) und elektrische Maschinen (12 vH).

Während also Argentinien und Brasilien hauptsächlich Nahrungsmittel in die Bundesrepublik exportieren und Maschinen und chemische Produkte importieren, konzentriert sich der intrasektorale Handel dieser beiden Länder auf Nahrungsmittel und nichtelektrische Maschinen.

Rangkorrelationen bestätigen diese augenfälligen Ergebnisse. Der Korrelationskoeffizient zwischen den Exporten der Bundesrepublik nach Brasilien einerseits und nach Argentinien andererseits erreicht einen Wert von 0,93, der bei 1 vH Irrtumswahrscheinlichkeit signifikant von Null verschieden ist. Die Exporte Brasiliens und Argentinien in die Bundesrepublik weisen einen Rangkorrelationskoeffizienten von 0,67 auf, der bei 1 vH Irrtumswahrscheinlichkeit signifikant ist. Erstaunlich ist, daß auch die Ex-

¹Hierzu vgl. die Zusammensetzung des BPW des Sektors Bergbau in Argentinien im Jahr 1963 (Anteile in vH): Eisenerz 0,4, Kohle 0,9, Metallerz 4,2, Erdöl und Erdgas 93 und ein Rest von 1,5 [vgl. Statistisches Bundesamt, bl].

porte Argentinien und der Bundesrepublik nach Brasilien eine ähnliche Zusammensetzung aufweisen. Hierfür errechnet sich ein Koeffizient von 0,67. Im Falle der gegenseitigen Exporte Argentinien und Brasiliens kann kein Zusammenhang beobachtet werden. Der Korrelationskoeffizient weist einen Wert von 0,46 auf, der erst bei einer Irrtumswahrscheinlichkeit von 10 vH signifikant von Null verschieden ist.

Die Konzentration der Exportstruktur kann z. B. mit Hilfe des von Michaely [1962, S. 8] als Gini-Hirschman bezeichneten Koeffizienten¹ gemessen werden, dessen Werte in der folgenden Tabelle eingetragen sind.

Tabelle 6 - Konzentration der Exporte sowie Konzentration der Importe bezogen auf die der Exporte

A		B		D		A		B		D	
		Exporte nach				bilateraler Handel mit					
B	D	A	D	A	B	B	D	A	D	A	B
64	83	48	63	50	49	0,75	0,60	1,33	0,77	1,66	1,29

A = Argentinien, B = Brasilien, D = Bundesrepublik.

Quelle: Eigene Berechnungen mit Daten aus Tabelle A8.

¹Angepaßt an die hier betrachtete Situation lautet dieser Koeffizient wie folgt:

$$C^X = 100 \cdot \sqrt{\sum_i (X_i / \sum X_i)^2}$$

mit $X_i / \sum X_i$ als Anteil des i-ten Sektors an den gesamten Exporten der Verarbeitenden Industrie eines Landes. Für die Stichprobe von 15 Sektoren kann dieser Koeffizient den Wert 25,95 annehmen, wenn der Anteil der einzelnen Sektoren gleich verteilt ist, und 100, wenn ein Sektor allein die gesamten Exporte für sich beansprucht. Ein Einwand gegen dieses Konzentrationsmaß ist, daß die einzelnen Güter so behandelt werden, als wären sie völlig unabhängig voneinander (keine Substitutions- oder Komplementaritätsbeziehungen). Für das in dieser Arbeit verwendete Aggregationsniveau ist dieser Einwand unbedeutend. Der wichtigste Einwand gegen die Hirschmansche Modifikation des ursprünglichen Gini-Koeffizienten ist die Tatsache, daß es bisher nicht gelungen ist, ihn theoretisch in eindeutiger Weise zu begründen. Der Nachteil anderer Konzentrationsmaße wie z. B. des Gini-Koeffizienten oder der Entropiemaße ist, daß sie im Gegensatz zum Gini-Hirschman-Koeffizienten im Falle einer Gleichverteilung - unabhängig davon, wie viele Elemente sie umfaßt - stets den Wert Null annehmen. Zur mathematischen Güte verschiedener Konzentrationsmaße vgl. Marfels [1972].

Aus Tabelle 6 kann unmittelbar ersehen werden, daß die Importe Argentiniens am wenigsten und die der Bundesrepublik am stärksten konzentriert sind. Brasilien nimmt eine mittlere Position ein. Wird für jedes Land der Quotient zwischen der Konzentration der Importe und der der Exporte gegenüber jedem Handelspartner gebildet, so sieht man, daß im Falle Argentiniens die Konzentration der Exporte im Handel mit beiden Ländern höher ist als die der Importe (Quotient kleiner Eins). Im Falle der Bundesrepublik ist dies genau umgekehrt; die Konzentration der Exporte ist hier in beiden Fällen niedriger als die der Importe (Quotient größer Eins). Die Exporte Brasiliens sind im Handel mit der Bundesrepublik konzentrierter als die Importe, im Handel mit Argentinien ist dies umgekehrt¹.

¹Michaely [1962, S. 12] kommt in seiner Untersuchung der Konzentration des Außenhandels von 44 Ländern unterschiedlichen Entwicklungsstandes für 1954 zum Ergebnis, daß eine stärkere Konzentration der Exporte für alle Länder "normal" sei. Dies gilt, wie Tabelle 6 zeigt, nicht für den bilateralen Handel der hier betrachteten Länder. Dagegen bestätigen die Werte dieser Tabelle die Ergebnisse von Kawata [1972] für den gesamten Außenhandel Argentiniens und Brasiliens, daß nämlich die Exporte Argentiniens im Durchschnitt konzentrierter als diejenigen Brasiliens sind. Er führte seine Untersuchung für das Jahr 1969 mit Hilfe des Gini-Hirschman-Koeffizienten auf der Basis der "Standard International Trade Classification" durch.

IV. Die Leistungsfähigkeit des HOS-Ansatzes bei der Erklärung des bilateralen Außenhandels Argentiniens mit Ländern unterschiedlicher Faktorausstattung

1. Ergebnisse eines HOS-Tests im Falle zweier Güterbündel

In diesem Kapitel wird die Hypothese I¹ überprüft, die besagt, daß ein faktorreiches (faktorarmes) Land 1 eine durchschnittliche Faktorintensität der Exporte in ein faktorarmes (faktorreiches) Land 2 aufweist, die höher (niedriger) ist als die der Importe des Landes 1 aus dem Land 2. Diese Hypothese wird für die drei Länder Argentinien, Brasilien und die Bundesrepublik und für die fünf Produktionsfaktoren Kapital, qualifizierte und unqualifizierte Arbeit sowie landwirtschaftliche und bergbauliche Rohstoffe unter der Annahme geprüft, daß zwischen diesen Ländern Technologieunterschiede bestehen. Es kommt darauf an, die Faktorausstattungsverhältnisse in den einzelnen Ländern mit der durchschnittlichen Faktorintensität ihrer Ex- und Importe zu konfrontieren.

Die Überprüfung erfolgt mit Hilfe der IO-Analyse anhand des in Kapitel II erläuterten Leontief-Index für den bilateralen Handel zwischen den genannten Ländern. Dabei handelt es sich um einen Vergleich zwischen den durchschnittlichen Faktorintensitäten der Exporte des Landes 1 in das Land 2 und der Exporte des Landes 2 in das Land 1².

Der Faktorgehalt, d. h. die durchschnittliche Faktorintensität des bilateralen Handels Argentiniens, Brasiliens und der Bundesrepublik wird einerseits unter Ausschluß (Abschnitt 1. a) und andererseits unter Berücksichtigung ausländischer Vorleistungen (Abschnitt 1. b) ermittelt. Diese Unterscheidung ist hier - wie bereits im zweiten Kapitel ausgeführt wurde - deshalb von Bedeutung, weil die Analyse unter der Prämisse unterschiedlicher Technologien zwischen dem In- und Ausland durchgeführt wird. Die Berücksichtigung der importierten Vorleistungen im Rahmen der IO-Analyse schwächt diese Annahme ab.

¹Zur Ableitung dieser Hypothese für den Fall zweier Güter aus dem HOS-Theorem vgl. S. 86 ff.

²Die durchschnittlichen Faktorintensitäten sind vor Bildung der Leontief-Indizes mit Hilfe von Verbrauchergeldparitäten nach deutschem Schema in DM von 1970 umgerechnet worden. Daraus ergaben sich die folgenden Kurse: 1 Cruzeiro = 0,7328 DM und 1 Peso (m\$) = 0,0111 DM [vgl. Statistisches Bundesamt, d].

a. Bei Behandlung der Importe als nichtkonkurrierend

Zunächst wird der Faktorgehalt des argentinischen bilateralen Außenhandels mit Brasilien und der Bundesrepublik betrachtet. Die Ergebnisse sind in Tabelle 7 zusammengefaßt worden.

Tabelle 7 - Durchschnittliche Faktorintensität a) des Außenhandels bei Behandlung der Importe als nichtkonkurrierend (in DM von 1970)

Faktor	LI	NLI	LI	NLI	LI	NLI
	Argentinien		Brasilien		Bundesrepublik	
	im Handel mit					
	Brasilien		Argentinien		Argentinien	
Kapital	0,16	-5,25	6,25	+5,25	0,44	-1,27
Arbeit						
qualifiziert	0,55	-0,82	1,81	+0,82	0,68	-0,48
unqualifiziert	1,34	+0,34	0,75	-0,34	1,19	+0,19
Rohstoffe						
landwirtschaftlich	0,23	-3,35	4,35	+3,35	7,69	+6,69
bergbaulich	0,13	-6,69	7,69	+6,69	0,42	-1,38
	Bundesrepublik		Bundesrepublik		Brasilien	
Kapital	2,27	+1,27	16,67	15,67	0,06	-15,67
Arbeit						
qualifiziert	1,48	+0,48	2,70	+1,70	0,37	-1,70
unqualifiziert	0,84	-0,19	0,68	-0,47	1,47	+0,47
Rohstoffe						
landwirtschaftlich	0,13	-6,69	0,46	-1,17	2,17	+1,17
bergbaulich	2,38	+1,38	33,33	+32,33	0,03	-32,33

a) LI = Leontief-Index, NLI = normierter LI. - Der Leontief-Index errechnet sich als Quotient zweier Quotienten. Die im Zähler und Nenner des Leontief-Index stehenden Quotienten sind Quotienten aus dem Primärfaktorbedarf an zwei Produktionsfaktoren. Der Primärfaktorbedarf an Arbeit wurde dabei als Bezugsgröße der fünf betrachteten Faktoren gewählt.

Quelle: Eigene Berechnungen

Diese Werte zeigen, daß die durchschnittliche Faktorintensität der argentinischen Exporte nach Brasilien im Falle der Faktoren Kapital, qualifizierte Arbeit, landwirtschaftliche und bergbauliche Rohstoffe höher ist als die der argentinischen Importe aus diesem Land¹. Dagegen importiert Argentinien die Leistungen des Faktors unqualifizierte Arbeit aus Brasilien².

¹Wenn die durchschnittliche Faktorintensität der Exporte eines Landes bezüglich eines bestimmten Faktors höher ist als die der Importe, dann ergibt sich ein LI-Wert zwischen Null und Eins bzw. ein negativer NLI-Wert.

²Ist die durchschnittliche Faktorintensität der Exporte eines Landes bezüglich eines bestimmten Faktors niedriger als die der Importe, so ergibt sich ein LI-Wert über Eins bzw. ein positiver NLI-Wert.

Im Handel mit der Bundesrepublik exportiert Argentinien die Leistungen der Faktoren unqualifizierte Arbeit und landwirtschaftliche Rohstoffe und importiert die Leistungen der Faktoren Kapital, qualifizierte Arbeit und bergbauliche Rohstoffe.

Brasilien exportiert im Handel mit Argentinien die Leistungen des Faktors unqualifizierte Arbeit und importiert die der Faktoren Kapital, qualifizierte Arbeit, landwirtschaftliche und bergbauliche Rohstoffe. Die durchschnittliche Faktorintensität der Exporte Brasiliens in die Bundesrepublik ist im Falle der Faktoren unqualifizierte Arbeit und landwirtschaftliche Rohstoffe höher als die der Importe aus diesem Land. Dagegen ist sie für Kapital, qualifizierte Arbeit und bergbauliche Rohstoffe niedriger als die der Importe.

Die Bundesrepublik exportiert die Leistungen der Faktoren Kapital, qualifizierte Arbeit und bergbauliche Rohstoffe nach Argentinien und importiert Leistungen der Faktoren unqualifizierte Arbeit und landwirtschaftliche Rohstoffe aus diesem Land. Im Handel mit Brasilien exportiert die Bundesrepublik die Leistungen der Faktoren Kapital, qualifizierte Arbeit und bergbauliche Rohstoffe. Für die Faktoren unqualifizierte Arbeit und landwirtschaftliche Rohstoffe ist die durchschnittliche Intensität der Importe aus Brasilien höher als die der deutschen Exporte dorthin.

Die Faktorausstattungsposition der Länder im internationalen Vergleich geht für die einzelnen Faktoren bezogen auf die Beschäftigtenzahl aus Tabelle 5 hervor. Argentinien nimmt eine mittlere Position zwischen Brasilien und der Bundesrepublik für Kapital, qualifizierte und unqualifizierte Arbeit und bergbauliche Rohstoffe ein. Nur bei landwirtschaftlichen Rohstoffen besetzt Argentinien den ersten Platz. Brasilien nimmt mit einer Ausnahme (unqualifizierte Arbeit) den dritten Platz für alle Faktoren ein. Die Bundesrepublik nimmt den ersten Platz für die relative Ausstattung mit Kapital, qualifizierter Arbeit und bergbaulichen Rohstoffen, den zweiten für landwirtschaftliche Rohstoffe und den dritten für unqualifizierte Arbeit ein.

Dies bedeutet, daß gemäß dem HOS-Theorem die durchschnittliche Faktorintensität der Exporte Argentinien nach Brasilien bei den folgenden Faktoren höher als die der Importe aus Brasilien sein sollte: Kapital, qualifizierte Arbeit, landwirtschaftliche und bergbauliche Rohstoffe. Dagegen sollte sie im Falle unqualifizierter Arbeit niedriger sein. Im Handel mit der Bundesrepublik sollte die durchschnittliche Faktorintensität der argentinischen Exporte bei landwirtschaftlichen Rohstoffen und unqualifizierter Arbeit höher, bei Kapital, qualifizierter Arbeit und bergbaulichen Rohstoffen niedriger als die der Importe aus diesem Land sein. Betrachtet man die empirischen Ergebnisse aus Tabelle 7, die in der Abbildung 7 graphisch veranschaulicht werden, so wird die HOS-Vorschrift im Falle Argentinien im Handel mit beiden Ländern erfüllt.

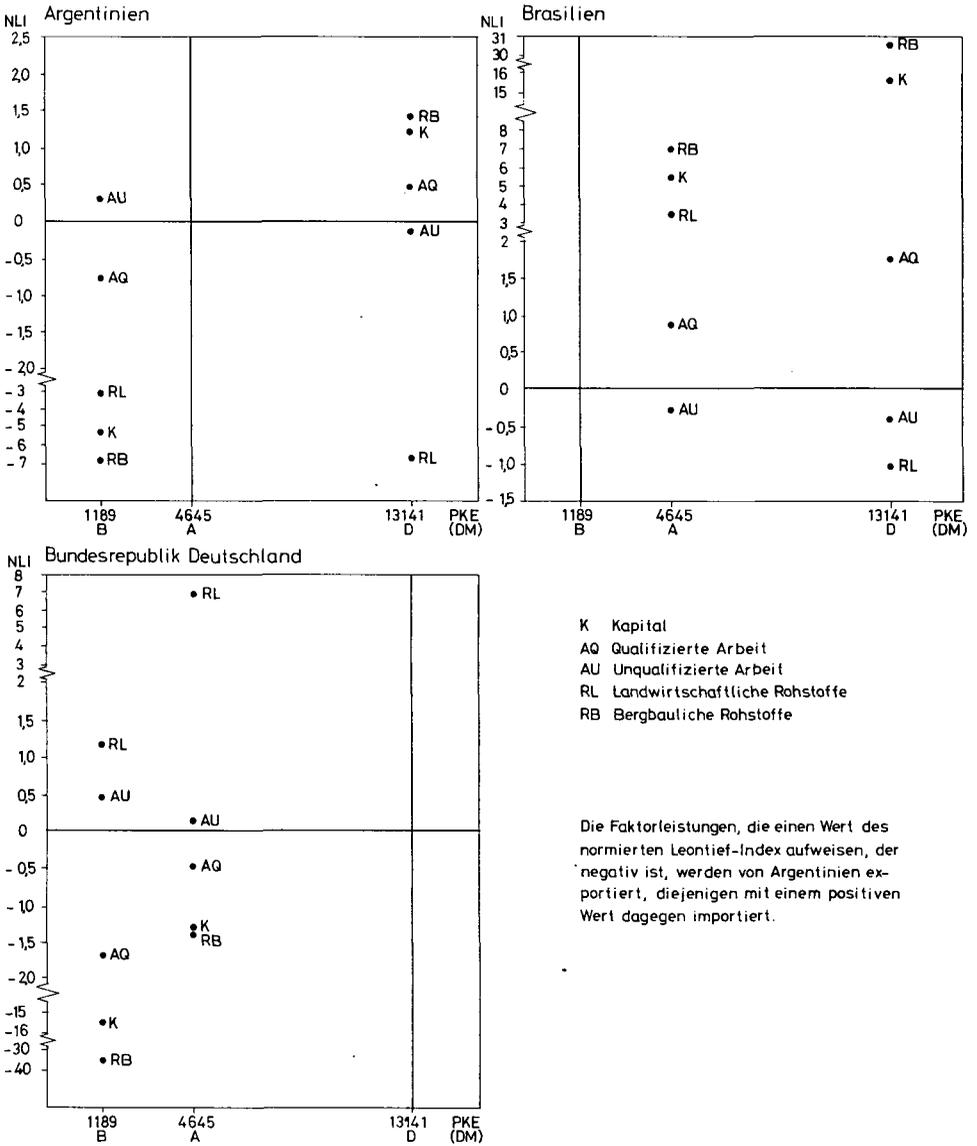


Abb. 7

K = Kapital, AQ = qualifizierte Arbeit, AU = unqualifizierte Arbeit, RL = landwirtschaftliche Rohstoffe, RB = bergbauliche Rohstoffe.

Faktorleistungen mit einem negativen NLI-Wert werden von Argentinien exportiert, diejenigen mit einem positiven NLI-Wert dagegen importiert.

Für Brasilien sollte die durchschnittliche Faktorintensität der Exporte nach Argentinien nur für unqualifizierte Arbeit höher, aber für Kapital, qualifizierte Arbeit, landwirtschaftliche und bergbauliche Rohstoffe niedriger als die der Importe aus diesem Land sein. Im Handel mit der Bundesrepublik sollte die durchschnittliche Faktorintensität der brasilianischen Exporte für unqualifizierte Arbeit höher, für Kapital, qualifizierte Arbeit, landwirtschaftliche und bergbauliche Rohstoffe niedriger als die der Importe aus diesem Land sein. Wie aus der Abbildung 7 hervorgeht, bestätigt sich für Brasilien das HOS-Theorem im Handel mit Argentinien. Im Handel mit der Bundesrepublik erstreckt sich die Übereinstimmung mit dem HOS-Theorem auf die Faktoren Kapital, qualifizierte und unqualifizierte Arbeit sowie bergbauliche Rohstoffe. Im Durchschnitt sind die Exporte Brasiliens in die Bundesrepublik intensiver in landwirtschaftlichen Rohstoffen als die Importe aus diesem Land. Dieses scheinbare Paradoxon läßt sich möglicherweise damit erklären, daß - wie bereits an anderer Stelle erwähnt - das in dieser Arbeit verwendete Maß für die Rohstoffverfügbarkeit die Bedeutung der Landwirtschaft für die brasilianische Volkswirtschaft unterschätzt.

Die Bundesrepublik sollte im Sinne des HOS-Theorems im Handel mit Argentinien eine höhere durchschnittliche Faktorintensität der Exporte als der Importe für Kapital, qualifizierte Arbeit und bergbauliche Rohstoffe, und eine niedrigere für landwirtschaftliche Rohstoffe und unqualifizierte Arbeit aufweisen. Im Handel mit Brasilien sollte die Faktorintensität der Exporte für Kapital, qualifizierte Arbeit, landwirtschaftliche und bergbauliche Rohstoffe höher, die für unqualifizierte Arbeit dagegen niedriger als die der Exporte aus diesem Land sein. Aus Abbildung 7 kann ersehen werden, daß das HOS-Theorem für den Handel der Bundesrepublik mit Argentinien ohne Ausnahme, mit Brasilien dagegen mit Ausnahme der landwirtschaftlichen Rohstoffe Bestätigung findet¹.

Zusammenfassend kann festgestellt werden, daß die Hypothese I, bei der das HOS-Theorem im Sinne der durchschnittlichen Faktorintensität interpretiert wird, für alle Faktoren und Länder mit einer einzigen (wahrscheinlich statistisch bedingten) Ausnahme nicht verworfen werden kann. Diese Ausnahme bilden landwirtschaftliche Rohstoffe im Handel zwischen Brasilien und der Bundesrepublik.

¹Damit bestätigen die Ergebnisse dieser Arbeit für den bilateralen Handel der Bundesrepublik die Ergebnisse von Roskamp und McMeekin [1968] bezüglich der reichlichen Ausstattung der Bundesrepublik mit qualifizierter Arbeit. Die Autoren messen den Einsatz dieses Faktors mit Hilfe seines Einkommens und betrachten den gesamten deutschen Außenhandel im Rahmen eines einseitigen Tests. Auch das Ergebnis eines zweiseitigen Tests von Feder [1974], daß die Exporte der Bundesrepublik nach Frankreich eine höhere durchschnittliche Kapitalintensität aufweisen als die Importe aus diesem Land, kann für den bilateralen Handel mit beiden Entwicklungsländern bestätigt werden.

b. Bei Behandlung der Importe als konkurrierend

Werden die gesamten Importe der betrachteten Länder so behandelt, als würden sie mit der inländischen Produktion konkurrieren (Annahme identischer Technologie in In- und Ausland bei der Herstellung der importierten Vorleistungen), so ergeben sich Werte für die durchschnittlichen Faktorintensitäten des bilateralen Außenhandels, die von denjenigen bei Behandlung der Importe als nichtkonkurrierend kaum abweichen.

Natürlich unterscheiden sich die Werte der Leontief-Indizes in beiden Fällen voneinander - wie aus dem Vergleich der Tabellen 7 und 8 deutlich wird -, doch kommt es in keinem Fall zu einer Umkehrung der Ergebnisse des vorigen Abschnitts¹.

Tabelle 8 - Durchschnittliche Faktorintensität^{a)} des Außenhandels bei Behandlung der Importe als konkurrierend (in DM von 1970)

Faktor	LI	NLI	LI	NLI	LI	NLI	
	Argentinien b)		Brasilien		Bundesrepublik		
	im Handel mit						
	Brasilien		Argentinien		Argentinien		
Kapital	0,14	(0,14)	-6,14	7,14	+6,14	0,45	-1,20
Arbeit							
qualifiziert	0,67	(0,72)	-0,49	1,49	+0,49	0,60	-0,66
unqualifiziert	1,25	(1,20)	+0,25	0,80	-0,25	1,20	+0,20
Rohstoffe							
landwirtschaftlich	0,27	(0,24)	-2,70	3,70	+2,70	7,14	+6,14
bergbaulich	0,11	(0,11)	-8,09	9,09	+8,09	0,51	-0,97
	Bundesrepublik		Bundesrepublik		Brasilien		
Kapital	2,20	(2,24)	+1,20	16,81	+15,81	0,06	-15,81
Arbeit							
qualifiziert	1,66	(1,82)	+0,66	2,45	+1,45	0,41	-1,45
unqualifiziert	0,83	(0,80)	-0,20	0,68	-0,47	1,47	+0,47
Rohstoffe							
landwirtschaftlich	0,14	(0,13)	-6,14	0,50	-1,00	2,00	+1,00
bergbaulich	1,97	(2,26)	+0,97	33,00	+32,00	0,03	-32,00

a) LI = Leontief-Index, NLI = normierter LI. - Der Leontief-Index errechnet sich als Quotient zweier Quotienten. Die im Zähler und Nenner des Leontief-Index stehenden Quotienten sind Quotienten aus dem Primärfaktorbedarf an zwei Produktionsfaktoren. Der Primärfaktorbedarf an Arbeit wurde dabei als Bezugsgröße der fünf betrachteten Faktoren gewählt. - b) Die LI-Werte in Klammern sind mit der IO-Tabelle Argentiniens für 1963 gerechnet worden.

Quelle: Eigene Berechnungen

¹Fink und Skolka [1979] kommen zum gleichen Resultat, allerdings im Rahmen eines einseitigen Tests unter der Prämisse identischer Technologien zwischen Österreich und Ungarn einerseits und dem Rest der Welt andererseits.

Für Argentinien wurde außerdem der Versuch unternommen, den Einfluß von Änderungen der Vorleistungsverflechtung im Zeitablauf auf den Leontief-Index festzustellen. Dabei wurden die Ergebnisse, die für Argentinien mit der IO-Tabelle für 1970 errechnet wurden, mit denen verglichen, die sich bei der Verwendung der 1963er IO-Tabelle ergeben. Wie aus Tabelle 8 zu ersehen ist, stellen sich auch dann keine besonderen Änderungen ein.

c. Schlußfolgerungen

Die Ergebnisse der Abschnitte a und b dieses Kapitels erlauben einen Einblick in die Faktorleistungen, die in die zwischen Argentinien, Brasilien und der Bundesrepublik gehandelten Güter eingegangen sind. Der durch die Verwendung des Leontief-Index ermöglichte Vergleich zwischen der durchschnittlichen Faktorintensität der Exporte und der Importe eines Landes erweist sich als stabil, wenn bei der Ermittlung der direkten und indirekten Faktorintensitäten alternative Prämissen zugrunde gelegt werden.

Das Ergebnis, daß der Leontief-Index sich kaum ändert, wenn importierte Vorleistungen unberücksichtigt bleiben, also wenn die Importe als nicht-konkurrierend behandelt werden, kann möglicherweise auf zwei sich gegenseitig nicht ausschließende Ursachen zurückgeführt werden:

- die Verflechtungsmatrix ohne ausländische Vorleistungen spiegelt die vollständigen sektoralen Produktionsfunktionen sehr gut wider;
- der Leontief-Index als Maß der durchschnittlichen Faktorintensität läßt etwaige Unterschiede in der Vorleistungsstruktur nicht voll zum Ausdruck kommen, wenn sich diese innerhalb bestimmter Grenzen bewegen.

Angesichts der Bedeutung, die der Außenhandel für die drei hier betrachteten Länder besitzt, ist die erste Erklärung nicht sehr plausibel.

Die zweite Erklärung dagegen, also die Eigenschaft des Leontief-Index, nur durchschnittliche Faktorintensitäten zu messen, kann die vorliegenden Ergebnisse - und damit auch die von Fink und Skolka [1979] - am besten erhellen.

Die Hypothese I, die aus dem HOS-Theorem im Falle zweier Güter abgeleitet worden ist, konnte für fast alle Länder und Faktoren angenommen werden. Für den Faktor landwirtschaftliche Rohstoffe konnte diese Hypothese im Falle des bilateralen Außenhandels zwischen Brasilien und der Bundesrepublik verworfen werden. Angesichts der Umkehrung der Kapitalintensitäten (S. 100 ff.) und der expliziten Berücksichtigung von Technologieunterschieden zwischen den Ländern zeigt das HOS-Theorem einen relativ hohen Erklärungswert für den bilateralen Außenhandel, wenn durchschnittliche Faktorintensitäten betrachtet werden. Diese Schlußfolgerung muß jedoch eingeschränkt werden, da die statistische Signifikanz der Ergebnisse aus der Input-Output-Analyse nicht bestimmt werden kann.

Die Analyse in diesem Kapitel hat sich bisher mit der durchschnittlichen Faktorintensität des Außenhandels befaßt. Im folgenden soll mit Hilfe der Verhältnisse in den einzelnen Sektoren versucht werden, solche Güter und Gütereigenschaften zu ermitteln, die eine detailliertere Erklärung des Außenhandels ermöglichen.

2. Ergebnisse eines HOS-Tests im Falle vieler Güter

In diesem Abschnitt werden die Hypothesen IIa und IIb überprüft, die in Kapitel I (S. 56 ff.) von dem HOS-Theorem für den Fall vieler Güter (mehr Güter als Faktoren) abgeleitet und in Kapitel II (S. 85 ff.) explizit formuliert worden sind. Hypothese IIa besagt, daß die sektoralen BPW eines Landes durch die sektoralen direkten und indirekten Faktorintensitäten und die internationale Faktorausstattungsposition dieses Landes erklärt werden können. Hypothese IIb besagt, daß die sektoralen Exporte eines Landes durch die Nachfragestruktur im Ausland, die sektoralen direkten und indirekten Faktorintensitäten und die internationale Faktorausstattungsposition dieses Landes erklärt werden können. Unter der Nachfragestruktur wird hier die intermediäre Nachfrage und die Endnachfrage nach den einzelnen Gütern verstanden.

Beide Hypothesen werden - wie die Hypothese I - unter der Voraussetzung unterschiedlicher Technologien in den einzelnen Ländern und für mehrere Produktionsfaktoren geprüft. Im Abschnitt a werden einzelne Angebots- und Nachfragevariable isoliert, im Abschnitt b hingegen simultan betrachtet.

a. Bei isolierter Betrachtung einzelner Angebots- und Nachfrage-determinanten

Die Überprüfung der Hypothesen IIa und IIb bei isolierter Betrachtung einzelner Variabler kann grundsätzlich mit Hilfe von parametrischen und nichtparametrischen Korrelationsverfahren erfolgen. Dabei werden für den Zusammenhang zwischen der Produktionsstruktur und den sektoralen Faktorintensitäten (Hypothese IIa) unabhängig voneinander Korrelationskoeffizienten für jede Faktorintensität und für jedes Land errechnet. Analoges geschieht zwischen der Außenhandelsstruktur und den Faktorintensitäten sowie der Nachfragestruktur im Ausland für jedes Land im Handel mit jedem anderen Land, für jede Faktorintensität und für jede Nachfragevariable (Hypothese IIb). Die Verwendung des nichtparametrischen Verfahrens der Rangkorrelationsanalyse kann - anders als die Verwendung parametrischer Korrelationsverfahren - mit dem Untersuchungszweck dieses Abschnitts begründet werden. Es geht hier um eine empirische Antwort auf die Frage, ob ein Zusammenhang zwischen der Rangordnung der Güter

nach ihrer Bedeutung für die Produktionsstruktur bzw. für die Außenhandelsstruktur eines Landes und der Rangordnung der Güter nach ihren direkten und indirekten Faktorintensitäten bzw. ihrer Bedeutung für die Auslandsnachfrage unter Berücksichtigung der internationalen Faktorausstattungsposition dieses Landes besteht.

Bei der Überprüfung beider Hypothesen gehen direkte und indirekte Faktorintensitäten als Variable ein, so daß zunächst geprüft werden muß, ob beide Versionen dieser Faktorintensitäten (mit und ohne ausländische Vorleistungen) verwendet werden sollen. Für die Fragestellung dieses Abschnitts ist nur dann eine Analyse für beide Fälle erforderlich, wenn sich beide Versionen der Faktorintensitäten hinsichtlich ihrer Ränge unterscheiden. Errechnet man die Rangkorrelationskoeffizienten für die einzelnen Faktorintensitäten, so zeigt sich, daß die Ränge der direkten und indirekten Faktorintensitäten mit und derjenigen ohne ausländische Vorleistungen in einigen Fällen voneinander abweichen. Dies kann aus Tabelle 9 ersehen werden, die die Rangkorrelationskoeffizienten zwischen den direkten und indirekten Faktorintensitäten mit und ohne importierte Vorleistungen enthält. Dabei geht es um die Intensität der Faktoren Kapital, qualifizierte und unqualifizierte Arbeit sowie landwirtschaftliche und bergbauliche Rohstoffe, deren Werte in Tabelle A1 enthalten sind. Für Argentinien sind die Abweichungen nicht sehr stark. Anders ist dies im Falle Brasiliens und der Bundesrepublik.

Tabelle 9 - Der Zusammenhang zwischen direkten und indirekten Faktorintensitäten mit und denen ohne ausländische Vorleistungen (Rangkorrelationskoeffizienten)

Faktor	A	B	D
Kapital	+0,99*	+0,16	+0,99*
Arbeit			
qualifiziert	+0,80*	+0,72*	+0,80*
unqualifiziert	+0,80*	+0,26	-0,44
Rohstoffe			
landwirtschaftlich	+0,95*	+0,38	+0,93*
bergbaulich	+0,71*	+0,81*	+0,99*
Durchschnitt	+0,85*	+0,47	+0,65*
A = Argentinien, B = Brasilien, D = Bundesrepublik. - *Signifikant bei 1 vH Irrtumswahrscheinlichkeit.			

Quelle: Eigene Berechnungen mit Daten aus Tabelle A2.

Daraus kann geschlossen werden, daß die von Argentinien importierten Vorleistungen - würden sie in Argentinien hergestellt werden können - eine

direkte und indirekte Faktorintensität aufweisen, die der direkten und indirekten Faktorintensität der inländischen Vorleistungen sehr ähnlich ist. Brasilien und die Bundesrepublik dagegen importieren vorwiegend Vorleistungen, die - im Lande hergestellt - eine hohe direkte und indirekte Intensität der jeweils relativ knappen Faktoren aufweisen würden.

Als erstes wird im folgenden der Frage nachgegangen, ob ein Zusammenhang zwischen Faktorintensität und Produktionsstruktur besteht. Sodann wird die Beziehung zwischen Faktorintensität, Nachfrage- und Außenhandelsstruktur untersucht. Diese Analyse findet nacheinander für beide Versionen der direkten und indirekten Faktorintensitäten statt.

Unter der Bedingung, daß die direkten und indirekten Faktorintensitäten den Primärfaktorbedarf der importierten Vorleistungen nicht enthalten, soll zunächst geprüft werden, ob sich die Produktionsstrukturen Argentiniens, Brasiliens und der Bundesrepublik mit Hilfe von fünf Vektoren der direkten und indirekten Faktorintensitäten charakterisieren lassen.

Bevor jedoch der Zusammenhang zwischen Faktorintensität und Produktionsstruktur untersucht werden kann, müssen zunächst eventuelle Beziehungen zwischen den direkten und indirekten Faktorintensitäten aufgedeckt werden. Im Falle Argentiniens sind diese Faktorintensitäten unabhängig voneinander. Der Konkordanzkoeffizient für die erwähnten Intensitäten liegt bei 0,14 und ist erst bei einer Irrtumswahrscheinlichkeit von 90 vH signifikant von Null verschieden. Paarweise betrachtet ergeben sich auch keine Rangkorrelationskoeffizienten, die bei einer 5 vH Irrtumswahrscheinlichkeit signifikant sind¹. Für Brasilien errechnet sich ein Konkordanzkoeffizient von 0,10, der erst bei 95 vH Irrtumswahrscheinlichkeit signifikant ist. Der Rangkorrelationskoeffizient für Kapital und qualifizierte Arbeit ist +0,28 und der für Kapital und Rohstoffe +0,31. Beide Werte sind bei 5 vH Irrtumswahrscheinlichkeit nicht signifikant. Der Konkordanzkoeffizient für die Faktorintensitäten der Bundesrepublik liegt bei 0,15 und ist bei 5 vH Irrtumswahrscheinlichkeit nicht signifikant. Bei paarweiser Betrachtung ergibt sich ein Koeffizient von -0,47 für Kapital und qualifizierte Arbeit und von +0,75 für Kapital und Rohstoffe. Der erste Wert deutet eine substitutive Beziehung zwischen physischem Kapital und qualifizierter Arbeit an, die jedoch nur relativ schwach zum Ausdruck kommt. Bei Differenzierung der Rohstoffe errechnen sich Koeffizienten von +0,37 (Kapital und landwirtschaftliche Rohstoffe) bzw. +0,81 (bergbauliche Rohstoffe). Der letzte Wert ist signifikant bei 1 vH Irrtumswahrscheinlichkeit (kritischer Koeffizient: +0,64) und bedeutet, daß eine Komplementaritätsbeziehung zwischen Kapital und Rohstoffen des Bergbaus für die Bundesrepublik festgestellt werden kann. Somit kann für Argentinien und Brasilien gar keine, für die Bundesrepublik dagegen nur eine Komplementaritätsbeziehung zwischen

¹Für Kapital und Rohstoffe ergibt sich ein Rangkorrelationskoeffizient von -0,11, für Kapital und qualifizierte Arbeit einer von +0,44. Der letztere ist erst bei einer Irrtumswahrscheinlichkeit von 10 vH signifikant.

der sektoralen Intensität an physischem Kapital und an bergbaulichen Rohstoffen verzeichnet werden.

Nun kann zur Analyse der Produktionsstruktur übergegangen werden. Unter Produktionsstruktur wird hier der Anteil der einzelnen Sektoren am BPW der Verarbeitenden Industrie eines Landes verstanden. Die Erwartungen hinsichtlich der Vorzeichen der Rangkorrelationskoeffizienten können aus der internationalen Faktorausstattungsposition der einzelnen Länder hergeleitet werden (Tabelle 5). Demnach sollte die Produktionsstruktur Argentiniens ein positives Vorzeichen im Falle der Intensität an landwirtschaftlichen Rohstoffen aufweisen. Über die Vorzeichen der Koeffizienten der übrigen Faktorintensitäten kann aufgrund der mittleren Faktorausstattungsposition Argentiniens keine Aussage gemacht werden. Brasilien sollte ein positives Vorzeichen im Falle unqualifizierter Arbeit und negative Vorzeichen im Falle der restlichen Intensitäten aufweisen. Für die Bundesrepublik können positive Vorzeichen für Kapital, qualifizierte Arbeit und bergbauliche Rohstoffe und ein negatives Vorzeichen für unqualifizierte Arbeit erwartet werden. Für die Intensität an landwirtschaftlichen Rohstoffen können keine eindeutigen Erwartungen angegeben werden, da die Bundesrepublik für die Ausstattung mit diesem Faktor international den mittleren Platz einnimmt.

Tabelle 10 zeigt die Rangkorrelationskoeffizienten zwischen der Produktionsstruktur und den relevanten Faktorintensitäten für Argentinien, Brasilien und die Bundesrepublik. Von 15 Koeffizienten sind nur einer bei 5 vH und drei bei 10 vH Irrtumswahrscheinlichkeit signifikant. Dabei läßt sich die Produktionsstruktur der Bundesrepublik ein wenig deutlicher als die der anderen Länder mit Hilfe der Faktorintensitäten charakterisieren, denn sie weist die meisten signifikanten Koeffizienten auf. Aber auch hier ist der Zusammenhang nur schwach zu erkennen. Am stärksten ist der Zusammenhang zwischen der Produktionsstruktur und der Intensität an bergbaulichen Rohstoffen. Angesichts der Komplementarität zwischen Kapital und bergbaulichen Rohstoffen überrascht nicht, daß auch der Rangkorrelationskoeffizient für Kapital - wenn auch erst bei 10 vH Irrtumswahrscheinlichkeit - signifikant ist. Andererseits zeigt der negative Koeffizient für unqualifizierte Arbeit, daß - wenn ausländische Vorleistungen unberücksichtigt bleiben - die Bedeutung des BPW einzelner Sektoren in einem inversen Zusammenhang zur sektoralen Intensität an unqualifizierter Arbeit steht.

Zusammenfassend kann gesagt werden, daß ein Zusammenhang zwischen der Produktionsstruktur und den Faktorintensitäten im Falle der betrachteten Länder im allgemeinen nicht erkannt werden kann. Die Ergebnisse für die Bundesrepublik sind zu schwach, um eine ernst zu nehmende Aussage darstellen zu können.

Tabelle 10 - Der Zusammenhang zwischen Produktionsstruktur und Faktorintensität (Rangkorrelationskoeffizienten)

Faktor	Faktorintensität					
	ohne ausländische Vorleistungen			mit ausländischen Vorleistungen		
	A	B	D	A	B	D
Kapital	+0,47°	+0,37	+0,50°	+0,57 ⁺	+0,25	+0,52 ⁺
Arbeit						
qualifiziert	+0,32	+0,19	+0,13	+0,22	+0,21	+0,09
unqualifiziert	+0,11	+0,35	-0,50°	-0,13	-0,14	-0,33
Rohstoffe						
landwirtschaftlich	-0,04	+0,15	+0,32	-0,14	+0,14	+0,24 ⁺
bergbaulich	+0,04	-0,07	+0,55 ⁺	+0,08	-0,10	+0,52 ⁺

A = Argentinien, B = Brasilien, D = Bundesrepublik. - ⁺Signifikant bei 5 vH Irrtumswahrscheinlichkeit, °bei 10 vH.

Quelle: Eigene Berechnungen mit Daten aus Tabellen A2 und A7.

Betrachtet man die Produktionsstrukturen Argentiniens, Brasiliens und der Bundesrepublik näher, so können die wichtigsten Güter (BPW-Anteil von 7 vH oder mehr) mit Hilfe der Faktorintensitäten charakterisiert werden. Dies kann z. B. derart geschehen, daß die nach ihren Rängen geordneten Faktorintensitäten in drei Gruppen eingeteilt werden: Ränge 1 bis 5 (hohe Faktorintensitäten), Ränge 6 bis 9 (mittlere Faktorintensitäten) und Ränge 10 bis 15 (niedrige Faktorintensitäten). Relevant sind hier nur die hohen und niedrigen Faktorintensitäten.

Tabelle 11 zeigt die Faktorintensitäten der wichtigsten Güter in der Produktionsstruktur Argentiniens. Bei drei von vier Gütern kommt eine hohe Kapitalintensität vor; drei von den vier bedeutendsten Gütern der argentinischen Produktionsstruktur sind außerdem sehr rohstoffintensiv. Im Falle Brasiliens weisen alle fünf Güter eine hohe Rohstoffintensität auf. Bei drei von fünf Gütern ist des weiteren eine hohe Intensität an unqualifizierter Arbeit zu verzeichnen. Die wichtigsten Güter in der Produktionsstruktur der Bundesrepublik weisen keine gemeinsame hohe Faktorintensität auf.

Vergleicht man drei Güter, die in den drei Ländern einen wichtigen Platz in der Produktionsstruktur einnehmen, d. h. Nahrungsmittel, Metall und Fahrzeugbau, so werden Unterschiede in der Primärinputstruktur dieser Länder deutlich: Im rohstoffintensiven Sektor Nahrungsmittel wird in der Bundesrepublik intensiv Kapital statt unqualifizierter Arbeit (wie in Argentinien und Brasilien) eingesetzt; im rohstoffintensiven Sektor Metall wird in der Bundesrepublik intensiv qualifizierte Arbeit statt Kapital (wie in den übrigen Ländern) eingesetzt. Der Sektor Fahrzeugbau zeigt, daß in der Bundesrepublik auch dort qualifizierte Arbeit intensiv eingesetzt wird, wo in den anderen Ländern eine hohe Kapitalintensität zu verzeichnen ist.

Tabelle 11 - Faktorintensität und Anteil ausgewählter Sektoren am Brutto-
produktionswert (BPW)

Land/Sektor	Anteil am BPW	Faktorintensität a)	
	vH	hoch	niedrig
Argentinien			
Nahrungsmittel	27	RL, AU	RB, AQ
Metall	12	K, RB	RL
Textil	9	AU, RL, K	RB
Fahrzeugbau	8	AQ, K	AU, RL
Brasilien			
Nahrungsmittel	24	RL, AU	K, RB
Chemie	12	RL, AU	AQ
Metall	12	RB, K	-
Textil	9	RL, AU	K, AQ, RB
Fahrzeugbau	8	RB, K, AQ	AU, RL
Bundesrepublik			
Metall	14	RB, AQ	RL
Nahrungsmittel	11	RL, K	RB, AQ, AU
Chemie	10	RL, RB, K	-
Nichtelektr. Maschinen	10	AQ	K, AU
Elektr. Maschinen	9	AU	RL, K
Fahrzeugbau	8	AQ	AU

a) K = Kapital, AQ = qualifizierte Arbeit, AU = unqualifizierte Arbeit, RL = landwirtschaftliche Rohstoffe, RB = bergbauliche Rohstoffe.

Quelle: Eigene Berechnungen mit Daten aus Tabellen A2 und A7.

Darin kommt zum Ausdruck, daß zwischen den betrachteten Ländern erhebliche Faktorpreis- und Produktivitätsunterschiede bestehen, wollte man die Annahme homogener Güter auf dem zugrunde gelegten Aggregationsniveau gelten lassen. Geht man jedoch davon aus, daß in den meisten Sektoren Güter hergestellt werden, die international nicht identisch sind, so zeugt der obige Vergleich von Unterschieden in der intraindustriellen Spezialisierung. Des weiteren wird deutlich, daß Güter höchstens im Hinblick auf ihre Rohstoffintensität vergleichbar sind. Dies kann für alle Sektoren mit Hilfe der Rangkorrelationskoeffizienten zwischen den Faktorintensitäten Argentiniens, Brasiliens und der Bundesrepublik gezeigt werden¹. Wie aus Tabelle 12 hervorgeht, bestehen Ähnlichkeiten insbesondere in der sektoralen Rohstoffintensität im Falle bergbaulicher Rohstoffe, wie der entsprechende durchschnittliche Rangkorrelationskoeffizient zeigt. An zweiter

¹Ein Zusammenhang zwischen den Kapitalintensitäten dieser Länder ist nicht zu erkennen (Kapitel III). Hier beschränken wir uns auf die restlichen Intensitäten.

Tabelle 12 - Der Zusammenhang zwischen den direkten und indirekten Faktorintensitäten Argentiniens, Brasiliens und der Bundesrepublik (Rangkorrelationskoeffizienten)

Faktor	A/B	A/D	B/D	Durchschnitt
Arbeit				
qualifiziert	+0,16	+0,55 ⁺	+0,72*	+0,48
unqualifiziert	+0,46	+0,02	+0,26	+0,25
Rohstoffe				
landwirtschaftlich	+0,93*	+0,40	+0,38	+0,57 ⁺
bergbaulich	+0,59 ⁺	+0,44	+0,81*	+0,61 ⁺
A = Argentinien, B = Brasilien, D = Bundesrepublik. - *Signifikant bei 1 vH Irrtumswahrscheinlichkeit, ⁺ bei 5 vH.				

Quelle : Eigene Berechnungen mit Daten aus Tabelle A2.

Stelle steht der Zusammenhang zwischen den Intensitäten landwirtschaftlicher Rohstoffe. Die Diskussion der Produktionsstrukturen Argentiniens, Brasiliens und der Bundesrepublik hat deutlich werden lassen, daß kein einzelner Produktionsfaktor für den BPW-Anteil der Sektoren der Verarbeitenden Industrie dieser Länder verantwortlich ist. Vielmehr sind verschiedene Faktoren für verschiedene Sektorgruppen von Bedeutung.

Damit soll die Analyse der Produktionsstruktur abgeschlossen und zur Untersuchung der Außenhandelsstruktur der betrachteten Länder übergegangen werden. Unter Außenhandelsstruktur wird hier der Anteil der einzelnen Sektoren an den Exporten der Verarbeitenden Industrie verstanden. Zunächst können wieder anhand der Tabelle 5 die für die einzelnen Korrelationskoeffizienten erwarteten Vorzeichen bestimmt werden.

Argentinien sollte im Handel mit Brasilien positive Vorzeichen im Falle der Intensitäten an bergbaulichen und landwirtschaftlichen Rohstoffen, qualifizierter Arbeit und Kapital und ein negatives Vorzeichen im Falle der Intensität an unqualifizierter Arbeit aufweisen. Im Handel mit der Bundesrepublik können für Argentinien positive Vorzeichen für landwirtschaftliche Rohstoffe und unqualifizierte Arbeit und negative Vorzeichen für die übrigen Intensitäten erwartet werden. Brasilien sollte im Handel mit Argentinien sowie mit der Bundesrepublik ein positives Vorzeichen im Falle der Intensität an unqualifizierter Arbeit, dagegen negative Vorzeichen im Falle der restlichen Faktorintensitäten aufweisen. Für die Bundesrepublik können im Handel mit beiden Ländern positive Vorzeichen für die Faktoren Kapital, qualifizierte Arbeit und bergbauliche Rohstoffe und ein negatives Vorzeichen im Falle der Intensität an unqualifizierter Arbeit erwartet werden. Im Falle der Intensität an landwirtschaftlichen Rohstoffen sollte die

Bundesrepublik im Handel mit Argentinien ein negatives Vorzeichen, dagegen im Handel mit Brasilien ein positives Vorzeichen aufweisen.

Unter der Nachfragestruktur wird hier der Anteil der einzelnen Sektoren an der Nachfrage nach Gütern der Verarbeitenden Industrie verstanden. Dabei wird die Nachfrage in intermediäre Nachfrage und Endnachfrage aufgegliedert. Da für Argentinien die Ausgliederung der Exporte aus der Endnachfrage nicht möglich ist, soll neben der Endnachfrage als Ganzes noch der private Konsum in die Untersuchung einbezogen werden. Für die Rangkorrelationskoeffizienten zwischen der Außenhandelsstruktur und der Nachfragestruktur wird in jedem Fall ein positives Vorzeichen erwartet.

Tabelle 13 - Der Zusammenhang zwischen Exportstruktur und Faktorintensität ohne ausländische Vorleistungen sowie zwischen Export- und Nachfragestruktur

Faktor/Nachfrage	A		B		D	
	Exporte nach					
	B	D	A	D	A	B
Zusammenhang zwischen Exportstruktur und Faktorintensität						
Kapital	+0,38	+0,23	+0,27	-0,34	+0,23	+0,23
Arbeit						
qualifiziert	+0,39	-0,35	+0,35	+0,05	+0,27	+0,26
unqualifiziert	+0,06	+0,06	+0,04	-0,07	-0,16	-0,10
Rohstoffe						
landwirtschaftlich	-	+0,61 ⁺	-0,14	+0,71*	+0,12	-
bergbaulich	-0,01	-0,29	+0,20	-0,56 ⁺	+0,46	+0,50
Zusammenhang zwischen Export- und Nachfragestruktur						
Endnachfrage	+0,32	+0,14	+0,24	+0,26	+0,35	+0,41
Intermediäre Nachfrage	+0,59 ⁺	+0,03	+0,34	+0,16	-	+0,55 ⁺
Privater Konsum	+0,14	-0,06	-0,10	+0,10	-0,05	+0,03

A = Argentinien, B = Brasilien, D = Bundesrepublik. - ⁺ Signifikant bei 1 vH Irrtumswahrscheinlichkeit (kritischer Koeffizient: 0,64), ⁺ bei 5 vH (kritischer Koeffizient: 0,51).

Quelle: Eigene Berechnungen mit Daten aus Tabellen A2 und A7.

Aus Tabelle 13 geht der Zusammenhang zwischen den sektoralen direkten und indirekten Faktorintensitäten eines Landes und der Nachfragestruktur der Handelspartner einerseits und der Struktur der Exporte dieses Landes an seine Handelspartner andererseits hervor. Betrachten wir zunächst die Exporte Argentinien nach Brasilien. Hier erhalten wir nur einen signifikanten Zusammenhang zwischen der Exportstruktur Argentinien und der Struktur der intermediären Nachfrage in Brasilien. Die Struktur der Exporte Argentinien in die Bundesrepublik dagegen steht in einem engen Zusammenhang mit der Intensität an landwirtschaftlichen Rohstoffen der argentinischen Industrie.

Die brasilianischen Exporte nach Argentinien stehen weder mit den brasilianischen Faktorintensitäten noch mit der Nachfragestruktur in Argentinien in Beziehung. Anders ist dies bei den Exporten Brasiliens in die Bundesrepublik. Hier zeigt sich eine hohe Korrelation im Falle landwirtschaftlicher Rohstoffe. Außerdem ist festzustellen, daß gerade solche Güter aus Brasilien in die Bundesrepublik exportiert werden, die negativ mit der Intensität an bergbaulichen Rohstoffen korreliert sind.

Bezüglich der Exporte der Bundesrepublik nach Argentinien läßt sich nur ein schwacher Einfluß der Intensität bergbaulicher Rohstoffe feststellen. Dieser ist auch bei den Exporten der Bundesrepublik nach Brasilien zu erkennen. Als einzige signifikante Korrelation ist die zwischen der Exportstruktur der Bundesrepublik und der Struktur der intermediären Nachfrage Brasiliens zu verzeichnen.

Zusammenfassend kann gesagt werden, daß von 48 Rangkorrelationskoeffizienten nur 5 bei einer Irrtumswahrscheinlichkeit von 5 vH oder weniger signifikant von Null verschieden sind. Daraus kann geschlossen werden, daß zwischen den Faktorintensitäten der Verarbeitenden Industrie und den Nachfragestrukturen einerseits und den Exportstrukturen dieser Länder andererseits im allgemeinen keine Beziehung zu erkennen ist.

Angesichts der in Kapitel III dieser Arbeit festgestellten Konzentration der Exportstrukturen Argentinien, Brasiliens und der Bundesrepublik im Handel untereinander und der Tatsache, daß über alle Sektoren hinweg keine eindeutige Charakterisierung der gehandelten Güter mit Hilfe ihrer Faktorintensitäten möglich ist, erscheint es sinnvoll, die Faktorintensitäten derjenigen Güter näher zu betrachten, die einen überdurchschnittlichen Anteil an den Exporten der Verarbeitenden Industrie (d. h. von 7 vH oder mehr) in das jeweilige Land aufweisen.

Tabelle 14 zeigt die "hohen" Faktorintensitäten der wichtigsten Exportgüter Argentinien, Brasiliens und der Bundesrepublik. Im Falle Argentinien erweisen sich die wichtigsten an die Bundesrepublik gelieferten Güter (zusammen 97,6 vH der industriellen Exporte) als intensiv in landwirtschaftlichen Rohstoffen und unqualifizierter Arbeit. Die bedeutendsten an Brasilien exportierten Güter (zusammen 85,7 vH der industriellen Exporte in dieses Land) sind intensiv in allen Faktoren. Der größte Teil der Exporte Brasiliens in die Bundesrepublik (83,4 vH der Exporte in dieses Land) ist intensiv in landwirtschaftlichen Rohstoffen. Die Exporte nach Argentinien dagegen weisen Güter auf (90,8 vH der Exporte in dieses Land), die in mehreren Faktoren intensiv sind. Der Hauptteil der Exporte der Bundesrepublik nach Argentinien (84,5 vH der Exporte in dieses Land) besteht aus Gütern, die mit Ausnahme von landwirtschaftlichen Rohstoffen in allen

Faktoren intensiv sind. Letzteres gilt auch für die wichtigsten Güter in der Exportstruktur der Bundesrepublik gegenüber Brasilien (84,4 vH der Exporte in dieses Land). Die einzige Gemeinsamkeit der besprochenen Exportstrukturen ist die Intensität landwirtschaftlicher Rohstoffe der wichtigsten von Argentinien und Brasilien in die Bundesrepublik exportierten Güter.

Tabelle 14 - Faktorintensität und Anteil ausgewählter Sektoren am Export

Sektor	Faktorintensität a)	A		B		D	
		Exporte nach (vH) b)					
		B	D	A	D	A	B
Nahrungsmittel	RL, AU	62	82	34	61	.	.
Textil	RL, AU	.	8	.	15	.	.
Holz	RL, AQ	.	.	28	7	.	.
Leder	RL, AU	.	8
Chemie	RB, K	28	25
Metall	RB, K c) / RB, AQ d)	10	.	16	.	.	9
Nichtel. Maschinen	AQ e) / K, AQ f)	14	.	13	.	38	38
Elektr. Maschinen	AU	12	12
Fahrzeugbau	AQ	7	.

A = Argentinien, B = Brasilien, D = Bundesrepublik.
a) Zu den Symbolen vgl. Tabelle 11. Die Faktorintensitäten sind mit Ausnahme der Sektoren Metall und nichtelektrische Maschinen für alle drei Länder identisch. - b) Gemessen als Anteil an den gesamten Exporten der Verarbeitenden Industrie in das jeweilige Land. - c) Argentinien und Brasilien. - d) Bundesrepublik. - e) Argentinien und Bundesrepublik. - f) Brasilien.

Quelle: Eigene Berechnungen mit Daten aus Tabellen A2 und A7.

Wie bereits bei der Produktionsstruktur dieser Länder, so können auch bei der Exportstruktur die Anteile einzelner Sektoren mit für alle Sektoren geltenden Faktorintensitätseigenschaften nicht erklärt werden. Vielmehr wird deutlich, daß bestimmte Gütergruppen mit der einen Faktorintensität, andere dagegen mit anderen Faktorintensitäten verbunden werden können. Faktorpreis- und Produktivitätsunterschiede zwischen den Ländern machen aber auch dies schwer, insbesondere was Güter angeht, die eine hohe Arbeits- und Kapitalintensität - im Vergleich zu ihrer Rohstoffintensität - aufweisen.

Die bisherige Analyse erfolgte unter Einbeziehung von direkten und indirekten Faktorintensitäten ohne ausländische Vorleistungen. Die Notwendigkeit einer Analyse für den Fall vieler Güter bei Berücksichtigung der Vorleistungen ausländischen Ursprungs bei der Ermittlung direkter und indirekter Faktorintensitäten ergibt sich aus der Feststellung, daß die Fak-

torintensitäten mit und ohne importierte Vorleistungen voneinander abweichen. Insbesondere ändert sich - wie bereits gezeigt worden ist - bei Berücksichtigung ausländischer Vorleistungen die Rangordnung der einzelnen Sektoren hinsichtlich der betrachteten Faktorintensitäten.

Zunächst muß geprüft werden, ob zwischen den direkten und indirekten Faktorintensitäten bei Berücksichtigung sämtlicher Vorleistungen komplementäre und/oder substitutive Beziehungen bestehen. Für Argentinien ergibt sich ein Konkordanzkoeffizient von 0,10. Für Kapital und qualifizierte Arbeit errechnet sich ein Rangkorrelationskoeffizient von -0,16, für Kapital und Rohstoffe dagegen einer von +0,41. Keiner dieser Werte ist bei 5 vH Irrtumswahrscheinlichkeit signifikant. Brasilien weist einen Konkordanzkoeffizienten von 0,05 auf. Die Rangkorrelationskoeffizienten errechnen sich in diesem Fall zu +0,22 bzw. -0,46. Die Werte für Brasilien sind bei 5 vH Irrtumswahrscheinlichkeit nicht signifikant. Im Falle der Bundesrepublik liegen der Konkordanzkoeffizient bei 0,19 und die Rangkorrelationskoeffizienten bei -0,08 bzw. +0,75. Der letzte Wert ist bei 1 vH Irrtumswahrscheinlichkeit, die anderen nicht einmal bei 5 vH, signifikant von Null verschieden.

Eine Aufspaltung des Rohstoffvektors für die Bundesrepublik läßt erkennen, daß eine starke Komplementaritätsbeziehung zwischen physischem Kapital und bergbaulichen Rohstoffen besteht. Der Rangkorrelationskoeffizient für Kapital und landwirtschaftliche Rohstoffe ist +0,40, der für Kapital und bergbauliche Rohstoffe dagegen sogar +0,80. Wie im Falle ohne importierte Vorleistungen kann hier nur für die Bundesrepublik eine Komplementaritätsbeziehung festgestellt werden.

Als nächstes kann jetzt der Zusammenhang zwischen den sektoralen Faktorintensitäten und der Produktionsstruktur der einzelnen Länder untersucht werden¹. Die entsprechenden Rangkorrelationskoeffizienten werden in Tabelle 10 angegeben.

Die Ergebnisse in dieser Tabelle zeigen, daß die Berücksichtigung sämtlicher Vorleistungen die bereits ohne sie festgestellten Einflüsse verstärkt. So tritt der Zusammenhang zwischen der Kapitalintensität und der Produktionsstruktur für Argentinien deutlicher zu Tage. Analoges gilt im Falle der Bundesrepublik für den Einfluß von Kapital- und Rohstoffintensität (Rohstoffe bergbaulichen Ursprungs), die hier komplementär sind. In den sonstigen - und damit in den meisten - Fällen ist kein Zusammenhang zwischen Produktionsstruktur und Faktorintensität zu erkennen, der über alle 15 Sektoren bestehen kann.

¹Bezüglich der aus der internationalen Faktorausstattungsposition der einzelnen Länder abgeleiteten Erwartungen hinsichtlich der Rangkorrelationskoeffizienten gelten die Überlegungen, die zu Beginn dieses Abschnitts für den Fall der Faktorintensitäten ohne ausländische Vorleistungen angestellt worden sind.

Im folgenden soll die Beziehung zwischen Faktorintensität und Außenhandelsstruktur untersucht werden. Die entsprechenden Rangkorrelationskoeffizienten gehen aus Tabelle 15 hervor.

Tabelle 15 - Der Zusammenhang zwischen Exportstruktur und Faktorintensität mit ausländischen Vorleistungen

Faktor	A		B		D	
	Exporte nach					
	B	D	A	D	A	B
Kapital	+0,20	+0,26	+0,19	-0,42	+0,30	+0,27
Arbeit						
qualifiziert	0,16	-0,19	+0,33	+0,09	+0,03	+0,15
unqualifiziert	-0,12	+0,20	-0,32	+0,07	+0,12	+0,14
Rohstoffe						
landwirtschaftlich	-0,17	+0,47	-0,13	+0,69 ⁺	-0,05 ⁺	-0,11 ⁺
bergbaulich	+0,28	-0,21	+0,05	-0,61 ⁺	+0,52 ⁺	+0,55 ⁺

*Signifikant bei 1 vH Irrtumswahrscheinlichkeit (kritischer Koeffizient: 0,64), ⁺ bei 5 vH (kritischer Koeffizient: 0,51).

Quelle: Eigene Berechnungen mit Daten aus Tabellen A2 und A7.

Im Falle Argentiniens ergeben sich fast keine Änderungen im Vergleich zu den Ergebnissen ohne Berücksichtigung ausländischer Vorleistungen. Dies überrascht nicht angesichts der geringen Auswirkung, die die ausländischen Vorleistungen auf die direkten und indirekten Faktorintensitäten dieses Landes haben. Nur der Koeffizient für die Rohstoffintensität der Exporte Argentiniens in die Bundesrepublik ist gesunken. Auch im Falle Brasiliens bestätigen die neuen Rangkorrelationskoeffizienten im wesentlichen die Ergebnisse ohne Berücksichtigung ausländischer Vorleistungen. Die negative Korrelation zwischen der Intensität an bergbaulichen Rohstoffen und der Struktur der brasilianischen Exporte in die Bundesrepublik ist jedoch gestiegen. Für die Bundesrepublik steigt im Handel mit beiden Ländern die positive Korrelation zwischen der Außenhandelsstruktur und der Intensität an bergbaulichen Rohstoffen. Ansonsten ergeben sich keine Änderungen.

Zusammenfassend kann gesagt werden, daß die Einführung ausländischer Vorleistungen in die Ermittlung direkter und indirekter Faktorintensitäten im Rahmen einer Rangkorrelationsanalyse keine Auswirkung auf die Beziehung zwischen Faktorintensität und Produktionsstruktur einerseits und zwischen Faktorintensität bzw. Nachfragestruktur und Außenhandelsstruktur andererseits mit sich bringt. Unabhängig davon, welche Version der Faktorintensitäten verwendet wurde, konnten weder die Hypothese IIa noch die Hypothese IIb angenommen werden.

b. Bei simultaner Betrachtung mehrerer Angebots- und Nachfragedeterminanten

Im folgenden wird die zweiteilige Hypothese, die aus dem HOS-Theorem im Falle vieler Güter (mehr Güter als Faktoren) abgeleitet wurde (S. 87 f.), mit Hilfe einer Regressionsanalyse überprüft. Dabei werden mehrere Angebots- und Nachfragedeterminanten gleichzeitig in ihrer Wirkung auf die jeweils betrachtete abhängige Variable berücksichtigt. Zu untersuchen ist für jedes Land der Einfluß der direkten und indirekten Faktorintensitäten auf die sektoralen Bruttoproduktionswerte und der direkten und indirekten Faktorintensitäten sowie der Nachfragevariablen auf die sektoralen Exporte.

Folgende Gleichungen wurden getestet:

$$(1) \quad p_i = b_o + \sum_{j=1}^5 b_j X_{ij} + u_i \quad i = 1, 2, \dots, 15$$

$$(2) \quad y_i = b_o + \sum_{j=1}^7 b_j X_{ij} + u_i \quad i = 1, 2, \dots, 15$$

Symbole:

i = Sektorindex, $i = 1, 2, \dots, 15$

j = Variablenindex, $j = 1, 2, \dots, 7$, wobei 1-5: direkte und indirekte Faktorintensitäten (Kapital, qualifizierte Arbeit, unqualifizierte Arbeit, landwirtschaftliche Rohstoffe, bergbauliche Rohstoffe), 6, 7: Nachfragevariable (intermediäre Nachfrage, Endnachfrage) bezeichnen

X_{ij} = unabhängige Variable (vgl. Erläuterung zu i und j)

y_i = Exporte des Sektors i

p_i = Bruttoproduktionswert des Sektors i

¹Neben der arithmetisch-linearen Spezifikation wurde für jede Gleichung ein doppelt-logarithmischer und ein multinomialer Logit-Ansatz getestet. Zum multinomialen Logit-Ansatz vgl. Theil [1970, S. 118 ff.] und Parks [1980]. Die Ergebnisse aus den alternativen Spezifikationen waren weder aus statistischer noch aus ökonomischer Sicht "besser". Daher werden hier nur die Ergebnisse des arithmetisch-linearen Ansatzes dargestellt. Die in diesem Ansatz als exogene Variable eingehenden direkten und indirekten Faktorintensitäten enthalten keine ausländischen Vorleistungen. Die Verwendung der "total"-Version ergab keine befriedigenden Ergebnisse.

b_j = Regressionskoeffizient der Variablen j

b_0 = Konstante

u_1 = Residuum

Der Ansatz (1) erklärt die sektoralen BPW eines Landes mit den sektoralen direkten und indirekten Faktorintensitäten. Der Ansatz (2) setzt die sektoralen Exporte eines Landes in Beziehung zu den sektoralen direkten und indirekten Faktorintensitäten im Inland und den sektoralen Nachfragerwerten im Ausland. Die Erwartungen in bezug auf das Vorzeichen einzelner Regressionskoeffizienten ergeben sich ausschließlich aus dem Vergleich der Faktorreichlichkeiten zwischen den Ländern. Solche Hypothesen gewinnen wir unmittelbar aus der Betrachtung der relativen Faktorreichlichkeit der Länder gemäß Tabelle 5.

Im Falle der BPW als zu erklärende Variable ist die Aufstellung solcher Hypothesen für Brasilien und die Bundesrepublik ohne weiteres für alle Produktionsfaktoren möglich, da diese Länder im Rahmen des hier relevanten Dreiervergleichs Extremfälle darstellen. Für Argentinien dagegen - das mittlere Land - besteht eine solche eindeutige Möglichkeit nicht. Hier kann nur für den Regressionskoeffizienten der landwirtschaftlichen Rohstoffe ein positives Vorzeichen erwartet werden. Über die Vorzeichen der übrigen Koeffizienten kann a priori nichts gesagt werden. Im Falle Brasiliens kann für unqualifizierte Arbeit ein positives, für die übrigen Faktoren ein negatives Vorzeichen erwartet werden. Die Faktorreichlichkeit der Bundesrepublik läßt - im Vergleich zu den anderen Ländern - auf positive Vorzeichen für Kapital, qualifizierte Arbeit und bergbauliche Rohstoffe schließen.

Betrachtet man die sektoralen Exporte als abhängige Variablen, so kann anhand eines bilateralen Vergleichs der Faktorreichlichkeit der Länder in eindeutiger Weise für jedes Land das für jeden Koeffizienten zu erwartende Vorzeichen abgeleitet werden¹. Für Argentinien ist im Handel mit Brasilien ein positiver Koeffizient für alle Faktoren mit Ausnahme des Faktors unqualifizierte Arbeit zu erwarten. Im Handel mit der Bundesrepublik kann auf positive Vorzeichen für die Faktoren landwirtschaftliche Rohstoffe und unqualifizierte Arbeit geschlossen werden. Im Falle Brasiliens kann die Hypothese aufgestellt werden, daß im Handel mit beiden Ländern nur der Koeffizient für unqualifizierte Arbeit ein positives Vorzeichen aufweisen sollte. Die Bundesrepublik sollte ihrerseits im Handel mit Argentinien und Brasilien positive Vorzeichen im Falle der Faktoren Kapital, qualifizierte Arbeit und bergbauliche Rohstoffe aufweisen.

¹Diese Überlegungen beziehen sich ausschließlich auf die Regressionskoeffizienten der direkten und indirekten Faktorintensitäten. Für die Koeffizienten der Nachfragevariablen wird hier a priori ein positives Vorzeichen erwartet.

Im folgenden werden die empirischen Ergebnisse vorgestellt und diskutiert. Zuerst soll für jedes Land die Existenz von Komplementaritäts- bzw. Substitutionsbeziehungen zwischen den unabhängigen Variablen überprüft werden.

Tabelle A4 gibt einfache Produkt-Moment-Korrelationskoeffizienten zwischen den exogenen Variablen im Falle Argentiniens an. Es wird deutlich, daß für dieses Land relativ hohe positive Korrelationsbeziehungen zwischen Kapital, beiden Arten von Arbeit und bergbaulichen Rohstoffen bestehen. Außerdem zeigt sich, daß die Intensität an landwirtschaftlichen Rohstoffen in Argentinien mit der Endnachfrage in Brasilien positiv korreliert ist. Daraus folgt, daß bei der Schätzung der Regressionskoeffizienten einige Variable alternativ unterdrückt werden sollten, um das Problem der Multikollinearität und ihre Folgen zu vermeiden¹.

Zuerst wird der Einfluß der direkten und indirekten Faktorintensitäten auf die sektoralen BPW im Falle Argentiniens betrachtet. Die entsprechenden Ergebnisse sind in Tabelle A5 enthalten. Werden zunächst keine Variablen unterdrückt (Zeile 1), so ergeben sich nur für Kapital und bergbauliche Rohstoffe positive Vorzeichen, die zugleich auch die einzigen signifikanten sind. Das Bestimmtheitsmaß errechnet sich zu 0,85 und ist wie das um die Freiheitsgrade bereinigte Bestimmtheitsmaß (0,76) bei 1 vH Irrtumswahrscheinlichkeit signifikant. Bezüglich der Existenz von Autokorrelation ersten Grades besteht Unsicherheit. Werden sukzessive die Variablen für den Faktor Arbeit unterdrückt, so wird der Koeffizient für landwirtschaftliche Rohstoffe positiv und signifikant. Dies gilt auch bei alternativer Unterdrückung von Kapital und bergbaulichen Rohstoffen. Das Fehlen des Faktors Arbeit allein (Zeile 3) senkt das Bestimmtheitsmaß auf 0,58, welches bei den gegebenen Freiheitsgraden noch signifikant ist. Autokorrelation ersten Grades kann nicht festgestellt werden. Zur Erklärung der sektoralen BPW Argentiniens leistet somit - wie erwartet - die Intensität an landwirtschaftlichen Rohstoffen den wichtigsten Beitrag. Es folgen Kapital und bergbauliche Rohstoffe, die positiv korreliert sind und positive Koeffizienten aufweisen. Der Beitrag des Faktors Arbeit kann nur indirekt - wie bereits erläutert wurde - ermittelt werden. Es lassen sich jedoch keine spezielleren Aussagen über seine Bedeutung machen: Die Senkung des Bestimmtheitsmaßes von 0,85 auf 0,58, wenn beide Arbeitsvariablen unberücksichtigt bleiben, läßt auf eine relativ wichtige Rolle dieses Faktors schließen. Die hohe Korrelation zwischen Arbeit, Kapital und bergbaulichen Rohstoffen erlaubt jedoch keine eindeutige Zuordnung des Erklärungsbeitrages.

¹Da die übrigen Variablen nicht um die Wirkung der unterdrückten Variablen bereinigt wurden, ist zu Vergleichszwecken immer dann eine Schätzung ohne Variablenunterdrückung durchgeführt worden, wenn keine singuläre Matrix dabei auftrat. Auf diese Weise kann - indirekt - der Beitrag der bei einer zweiten Schätzung unterdrückten Variablen wenigstens abgeschätzt werden.

Tabelle A6 gibt die Ergebnisse für die Erklärung der argentinischen Exporte nach Brasilien an. Ohne Variablenunterdrückung zeigt sich ein ähnliches Bild wie bei der Erklärung der sektoralen BPW (Zeile 1). Das Bestimmtheitsmaß errechnet sich in diesem Fall zu 0,88. Über das Auftreten von Autokorrelation ersten Grades besteht Unsicherheit. Die Unterdrückung unqualifizierter Arbeit und bergbaulicher Rohstoffe führt zu positiven Koeffizienten für Kapital und landwirtschaftliche Rohstoffe (Zeile 2). Nur der letztere ist dabei allerdings signifikant. Das Bestimmtheitsmaß fällt hier auf 0,68, bleibt jedoch signifikant. Autokorrelation ersten Grades kann nicht festgestellt werden. Durch Unterdrückung des Faktors Kapital wird der Koeffizient für qualifizierte Arbeit positiv, ohne das Bestimmtheitsmaß nennenswert zu verändern (Zeile 3). Die Einführung von Nachfragevariablen erhöht das Bestimmtheitsmaß auf über 0,90, führt jedoch zu einem negativen Koeffizienten für Kapital (Zeile 4). Der hohe t-Wert und das positive Vorzeichen des Koeffizienten für landwirtschaftliche Rohstoffe bleiben von den Nachfragevariablen unberührt. Aufgrund der bereits festgestellten positiven Korrelation zwischen der argentinischen Intensität an landwirtschaftlichen Rohstoffen und der brasilianischen Endnachfrage (Tabelle A4) ergibt sich ein positiver und signifikanter Koeffizient für diese Nachfragevariable.

Daraus folgt, daß die argentinischen Exporte nach Brasilien die Merkmale der argentinischen Produktionsstruktur tragen. Darüber hinaus weist auch der Koeffizient für qualifizierte Arbeit - allerdings nur dann, wenn Kapital unberücksichtigt bleibt - ein positives Vorzeichen auf. Werden Nachfragevariable berücksichtigt, so bleibt nur die Bedeutung der landwirtschaftlichen Rohstoffe erhalten. Dabei kommt es zu einer Umkehrung des Vorzeichens für Kapital. Beide Nachfragekoeffizienten sind positiv und signifikant, aber sehr klein. Die Einführung von Nachfragevariablen führt hier dazu, daß nur landwirtschaftliche Rohstoffe den Erwartungen folgend einen positiven und signifikanten Koeffizienten aufweisen. Ohne Nachfragevariable ergeben sich Werte, die den a priori angestellten Erwartungen voll entsprechen.

Als nächstes gilt es, die argentinischen Exporte in die Bundesrepublik zu untersuchen. Die entsprechenden Ergebnisse sind ebenso in Tabelle A6 zusammengefaßt. Die Schätzung ohne Variablenunterdrückung (Zeile 1) führt in diesem Fall sofort zu einem positiven und signifikanten Koeffizienten für landwirtschaftliche Rohstoffe. Das Bestimmtheitsmaß liegt bei 0,97. Bezüglich des Auftretens von Autokorrelation ersten Grades besteht Unsicherheit.

Die Unterdrückung von Kapital, qualifizierter Arbeit und bergbaulichen Rohstoffen (Zeile 2) führt zu einem weiterhin positiven und signifikanten Koeffizienten für landwirtschaftliche Rohstoffe und zu einem positiven Vorzeichen für unqualifizierte Arbeit. Dies entspricht den Erwartungen. Das Bestimmtheitsmaß beträgt dabei 0,88. Autokorrelation ersten Grades kann nicht festgestellt werden. Die Einführung der Nachfragevariablen (Zeile 3)

erhöht das Bestimmtheitsmaß geringfügig von 0,97 auf 0,98, wenn keine Variablen unterdrückt werden. Dabei bleibt das Ergebnis vor Berücksichtigung der Nachfrage erhalten. Außerdem ergeben sich positive Vorzeichen für Kapital und bergbauliche Rohstoffe und ein negatives Vorzeichen für qualifizierte Arbeit. Autokorrelation ersten Grades kann auch in diesem Fall nicht festgestellt werden. Daraus kann geschlossen werden, daß im Falle Argentiniens die Charakterisierung der sektoralen BPW sowie der sektoralen Exporte nach Brasilien und in die Bundesrepublik den Erwartungen entsprechen. Der Einfluß der Nachfrage auf die Exporte kommt jedoch nur im Falle der Exporte nach Brasilien zum Tragen.

Tabelle A4 gibt die Produkt-Moment-Korrelationskoeffizienten für Brasilien an. Aus ihr kann entnommen werden, daß lediglich zwischen Kapital und landwirtschaftlichen Rohstoffen ein (negativer) Zusammenhang besteht.

Tabelle A5 faßt die Ergebnisse im Falle der Erklärung der sektoralen BPW Brasiliens zusammen. Ohne Variablenunterdrückung (Zeile 1) ist die Regressionsgleichung erst bei 10 vH Irrtumswahrscheinlichkeit signifikant von Null verschieden. Erwartungsgemäß stellt sich hier ein positives Vorzeichen für unqualifizierte Arbeit ein. Ein negatives Vorzeichen ergibt sich lediglich im Falle bergbaulicher Rohstoffe. Signifikant sind nur die Koeffizienten für landwirtschaftliche Rohstoffe (bei 5 vH Irrtumswahrscheinlichkeit) und für unqualifizierte Arbeit (bei 10 vH Irrtumswahrscheinlichkeit). Die Hypothese auf Autokorrelation kann weder angenommen noch verworfen werden. Die Unterdrückung von Kapital, qualifizierter Arbeit und bergbaulichen Rohstoffen (Zeile 2) führt bei 5 vH Irrtumswahrscheinlichkeit zu einem signifikanten Bestimmtheitsmaß und zu einem positiven Koeffizienten für landwirtschaftliche Rohstoffe; unqualifizierte Arbeit (Signifikanzniveau 10 vH) weist ebenso ein positives Vorzeichen auf. Dabei kann keine Autokorrelation ersten Grades festgestellt werden. Daraus kann geschlossen werden, daß im Falle Brasiliens die Charakterisierung der Produktionsstruktur hinsichtlich der Vorzeichen und Signifikanz der Faktoren landwirtschaftliche Rohstoffe und unqualifizierte Arbeit den Erwartungen entspricht.

Betrachtet man die Exporte Brasiliens nach Argentinien (Tabelle A6), so kann in keinem Fall eine signifikante Gleichung geschätzt werden. Weder eine selektive Variablenunterdrückung noch die Einführung der Nachfrage vermögen das Ergebnis zu ändern¹. Trotzdem kann darauf hingewiesen werden, daß der Koeffizient für unqualifizierte Arbeit stets ein positives Vorzeichen aufweist. Für die Exporte Brasiliens in die Bundesrepublik können dagegen signifikante Gleichungen mit Hilfe von Variablenunterdrückung geschätzt werden. So zeigt Tabelle A6, daß die Nichtberücksichtigung von Kapital und qualifizierter Arbeit zu positiven Koeffizienten für die übrigen Faktoren führt. Erwartungsgemäß ergibt sich dabei ein po-

¹Wie eingangs erläutert worden ist, führen auch alternative Funktionsformen nicht zu signifikanten Resultaten.

sitives Vorzeichen für unqualifizierte Arbeit. Signifikant ist jedoch lediglich der Koeffizient für landwirtschaftliche Rohstoffe. Ein ähnliches Ergebnis stellt sich ein, wenn bergbauliche Rohstoffe unterdrückt und die Endnachfrage in der Bundesrepublik berücksichtigt werden (Zeile 3). Über das Auftreten von Autokorrelationen ersten Grades besteht in jedem Fall Unsicherheit. Daraus folgt, daß sich auch im Falle Brasiliens hinsichtlich der Erklärung der BPW und der Exporte in die Bundesrepublik die meisten Erwartungen zumindest tendenziell bestätigen. Für die brasilianischen Exporte nach Argentinien gelingt dies nur sehr schwach. Die Rolle der Nachfrage ist auch hier nicht bedeutend.

Tabelle A4 gibt die Korrelationsbeziehungen wieder, die zwischen je zwei exogenen Variablen im Falle der Bundesrepublik bestehen. Es zeigt sich, daß Kapital und bergbauliche Rohstoffe positiv korreliert sind. Schwächere Korrelationsbeziehungen sind zwischen beiden Arten von Arbeit und landwirtschaftlichen Rohstoffen (negative Korrelation) sowie zwischen der Intensität an Rohstoffen beider Arten und den ausländischen Nachfragevariablen (positive Korrelationen) zu verzeichnen.

Betrachtet man zunächst die sektoralen BPW (Tabelle A5), so wird deutlich, daß bei alternativer Unterdrückung¹ der hoch korrelierten Variablen Kapital (Zeile 2) und bergbauliche Rohstoffe (Zeile 1) sämtliche Koeffizienten positive und signifikante Werte aufweisen. Das Bestimmtheitsmaß beträgt 0,85 (ohne bergbauliche Rohstoffe) bzw. 0,73 (ohne Kapital). Bei Unterdrückung von Kapital kann die Hypothese auf Autokorrelation ersten Grades weder angenommen noch verworfen werden, im anderen Fall dagegen kann sie verworfen werden. Somit ergeben sich mit Ausnahme der Faktoren unqualifizierte Arbeit und landwirtschaftliche Rohstoffe die erwarteten Vorzeichen.

Den Schätzungen der deutschen Exporte nach Argentinien und Brasilien (Tabelle A6) ist gemeinsam, daß sie nur bei Unterdrückung von unqualifizierter Arbeit und beiden Arten von Rohstoffen bei 10 vH Irrtumswahrscheinlichkeit signifikant werden. Durch die Einführung der Nachfrage wird das Resultat in beiden Fällen kaum verbessert; das Bestimmtheitsmaß liegt geringfügig über 0,30. Die Hypothese auf Autokorrelation kann verworfen werden. Wie erwartet, ergeben sich in beiden Fällen positive Vorzeichen für Kapital, qualifizierte Arbeit und bergbauliche Rohstoffe. Signifikant ist jedoch lediglich der Koeffizient für qualifizierte Arbeit. Auch für die Bundesrepublik kann damit für einige Faktoren eine Bestätigung der erwarteten Bedeutung einzelner Variablen im Falle der BPW festgestellt werden. Bezüglich der Erklärung der sektoralen Exporte kann dagegen kaum von einer Bestätigung gesprochen werden.

¹Eine gleichzeitige Berücksichtigung von Kapital und bergbaulichen Rohstoffen führt hier zu einer singulären Matrix.

Zusammenfassend kann festgestellt werden, daß für die drei hier untersuchten Länder die Erklärung der sektoralen BPW mit Hilfe der sektoralen direkten und indirekten Faktorintensitäten ökonomisch und statistisch die relativ besten Ergebnisse liefert. Anders ist dies bei der Erklärung der sektoralen Exporte. Hier kann mit Hilfe von sektoralen Faktorintensitäten und Nachfragevariablen nur für Argentinien ein relativ hoher Erklärungswert erreicht werden.

c. Schlußfolgerungen

In den Abschnitten a und b dieses Kapitels wurden die aus dem HOS-Theorem für den Fall vieler Güter (mehr Güter-als Faktoren) abgeleiteten Hypothesen IIa und IIb überprüft. Dabei wurden die einzelnen Angebots- und Nachfragevariablen in Abschnitt a isoliert, in Abschnitt b dagegen simultan in ihrer Wirkung auf die Produktions- bzw. Außenhandelsstruktur betrachtet.

Die Ergebnisse des Abschnitts a zeigen, daß eine Charakterisierung der Produktions- bzw. Außenhandelsstruktur eines Landes mit einzelnen Angebots- und Nachfragevariablen für die betrachteten Länder und Güter generell nicht möglich ist. Die Hypothesen IIa und IIb sind also in Abschnitt a verworfen worden. Obwohl die Rangordnung der sektoralen direkten und indirekten Faktorintensitäten von der Berücksichtigung ausländischer Vorleistungen abhängig ist, bleibt bei der Ermittlung der sektoralen Faktorintensitäten das erwähnte Ergebnis davon unberührt. Die Schätzungen in Abschnitt b zeigen, daß bei gleichzeitiger Berücksichtigung mehrerer Angebots- und Nachfragevariablen die Hypothese IIa für alle drei Länder und die Hypothese IIb für Argentinien angenommen werden können.

Die Annahme der Hypothese IIb (die Außenhandelsstruktur eines Landes kann durch Angebots- und Nachfragevariable erklärt werden) für Argentinien stellt trotz der Umkehrung der Faktorintensitäten keinen Widerspruch dar. Im Falle von zwei Ländern bedeutet die Umkehrung der Faktorintensitäten, daß lediglich für eines dieser Länder ein dem HOS-Theorem entsprechendes Außenhandelsmuster erwartet werden kann. Damit könnte auch die Verwerfung der Hypothese IIb für Brasilien und die Bundesrepublik erklärt werden, würde man das Argument der umschlagenden Faktorintensitäten akzeptieren.

Dieses Argument muß jedoch nicht unbedingt relevant sein, da der Fall vieler Güter (mehr Güter als Faktoren) zu einer Spezialisierung der Länder führt, denn nicht alle Länder können für alle Güter effizient sein, solange Faktorausstattungsunterschiede bestehen. Geht man davon aus, daß die Länder in diesem Sinne spezialisiert sind, so gilt das Argument der umschlagenden Faktorintensitäten nicht mehr, wenn von den einzelnen Län-

dern jeweils andere Güter produziert werden¹. Die Annahme der Hypothese IIa (die Produktionsstruktur eines Landes kann durch Angebotsvariable erklärt werden) für Argentinien, Brasilien und die Bundesrepublik stellt dann trotz der Umkehrung der Faktorintensitäten ebenfalls keinen Widerspruch dar. Des weiteren kann - im Rahmen des HOS-Theorems im Falle vieler Güter - weder die Verwerfung der Hypothesen IIa und IIb für alle drei Länder in Abschnitt a noch die Verwerfung der Hypothese IIb für Brasilien und die Bundesrepublik in Abschnitt b mit der Umkehrung der Faktorintensitäten begründet werden.

Die Verwerfung der Hypothesen IIa und IIb in Abschnitt a wurde mit der isolierten Betrachtung einzelner Variabler begründet. Eine isolierte Betrachtung einzelner Variabler wäre dann zulässig, wenn - wie dargelegt worden ist (S. 24 ff.) - die Rangordnung der Güter nach ihren verschiedenen Faktorintensitäten in einem Land identisch sein würde. Dies trifft offensichtlich für die hier betrachteten Länder und Güter nicht zu.

Die aufgrund der Ergebnisse aus Abschnitt b für Argentinien angenommene Hypothese IIb muß jedoch eingeschränkt werden. Auch wenn die Rolle der Angebotsvariablen (Faktorintensitäten) im Sinne des HOS-Theorems mit der internationalen Faktorausstattungsposition dieses Landes vereinbar ist, bleibt die Bedeutung der Nachfrage des Auslands für die bilateralen Exporte Argentinienens unbestimmt.

3. Zusammenfassung und Bewertung der empirischen Ergebnisse

Die empirische Untersuchung in Kapitel IV zeigt, daß das HOS-Theorem in seinen beiden hier getesteten Ausprägungen (Zwei-Güter-Fall und Mehr-Güter-Fall) einen wichtigen Beitrag leistet, um den bilateralen Außenhandel Argentinien mit Brasilien und der Bundesrepublik zu erklären. In beiden Fällen gelangen wir zu dem Ergebnis, daß Argentinien solche Güter nach Brasilien exportiert, die intensiv in physischem Kapital, qualifizierter Arbeit sowie bergbaulichen und landwirtschaftlichen Rohstoffen sind, und dafür Güter aus Brasilien importiert, die intensiv in unqualifizierter Arbeit sind. Argentinien exportiert im Handel mit der Bundesrepublik Güter, die intensiv in unqualifizierter Arbeit und landwirtschaftlichen Rohstoffen sind, und importiert solche Güter, die intensiv in physischem Kapital, qualifizierter Arbeit und bergbaulichen Rohstoffen sind.

¹Umschlagende Faktorintensitäten bleiben nach wie vor relevant, wenn im Rahmen eines Zwei-Länder-Modells von einer vollständigen Produktionsdiversifikation in beiden Ländern ausgegangen wird.

Damit kann das HOS-Theorem für die Erklärung von zwei Arten von Außenhandel herangezogen werden: einerseits für den Außenhandel zwischen zwei Entwicklungsländern, andererseits für den Außenhandel zwischen einem Entwicklungsland und einem Industrieland. Ein weiteres Merkmal, um beide Arten von Handel im Falle von Argentinien zu unterscheiden, ist - neben der verschiedenen Zusammensetzung der Exporte - der Konzentrationsgrad der jeweiligen Exporte. Die Exporte Argentinien in die Bundesrepublik sind auf wenige rohstoffintensive Güter konzentriert; die nach Brasilien dagegen können als relativ diversifiziert bezeichnet werden, obgleich auch hier den rohstoffintensiven Gütern eine bedeutende Rolle zukommt. Im Vergleich zu den Exporten Brasiliens und der Bundesrepublik gelten jedoch die Exporte Argentinien in beide Länder als hoch konzentriert.

Die Ergebnisse für die Bundesrepublik entsprechen für fast alle Faktoren dem HOS-Theorem, wenn die durchschnittlichen Faktorintensitäten der Export- und Importbündel verglichen werden. Landwirtschaftliche Rohstoffe bilden die Ausnahme, und zwar im Handel mit Brasilien. Die Bundesrepublik exportiert nach beiden Ländern Güter, die intensiv in physischem Kapital, qualifizierter Arbeit und bergbaulichen Rohstoffen sind. In bezug auf Brasilien ergibt sich das Paradoxon, daß die Bundesrepublik - nach dem in dieser Arbeit zugrunde gelegten Reichlichkeitsmaß für Rohstoffe - im Vergleich zu Brasilien reichlich mit landwirtschaftlichen Rohstoffen ausgestattet ist, aber in diesem Rohstoff intensive Güter aus Brasilien bezieht. Die Bundesrepublik importiert aus beiden Ländern Güter, die intensiv in unqualifizierter Arbeit und landwirtschaftlichen Rohstoffen sind. Vergleicht man diese Ergebnisse für die Bundesrepublik mit den Ergebnissen anderer Autoren (S. 82 ff.), so kann festgestellt werden, daß auch Fels [1972] und Wolter [1977] zu der Schlußfolgerung gekommen sind, daß die Bundesrepublik solche Güter an Entwicklungsländer exportiert, die intensiv in qualifizierter Arbeit und physischem Kapital sind, und Güter importiert, die intensiv in Rohstoffen und unqualifizierter Arbeit sind.

Im Falle Brasiliens sind wir - wie im Falle der Bundesrepublik - lediglich bei Betrachtung der durchschnittlichen Faktorintensitäten zu einem dem HOS-Theorem entsprechenden Ergebnis gekommen. Demnach exportiert Brasilien solche Güter in die Bundesrepublik, die intensiv in unqualifizierter Arbeit und landwirtschaftlichen Rohstoffen sind. Nach Argentinien exportiert Brasilien Güter, die intensiv in unqualifizierter Arbeit sind. Für den Fall der landwirtschaftlichen Rohstoffe im Handel mit der Bundesrepublik gilt - wie bereits dargelegt wurde - das HOS-Theorem nicht. Brasilien importiert aus beiden Ländern solche Güter, die intensiv in physischem Kapital, qualifizierter Arbeit und bergbaulichen Rohstoffen sind. Ferner importiert Brasilien Güter aus Argentinien, die intensiv in landwirtschaftlichen Rohstoffen sind. Diese Ergebnisse bestätigen auch die von Tyler [1972] und von Rocca und Mendonça de Barros [1974], die festgestellt haben, daß Brasilien Güter importiert, die intensiv in qualifizierter Arbeit sind.

Hypothese I, der Zwei-Güter-Fall, wird für Argentinien, Brasilien und die Bundesrepublik trotz der Feststellung angenommen, daß die Faktorintensitäten für fast alle Faktoren international umschlagen. Mit Hypothese II besteht dieser Widerspruch dagegen für Argentinien nicht, denn im Falle vieler Güter und Faktoren muß es notwendigerweise zu einer Spezialisierung der Länder auf wenige Güter kommen, und das Argument der Umkehrung der Faktorintensitäten trifft dann nicht mehr zu. Der Widerspruch im Falle der Hypothese I, die für den Fall von nur zwei Gütern aufgestellt wurde, kann dadurch aufgehoben werden, daß der Fall von zwei Güterbündeln auf den Fall von vielen Gütern zurückgeführt wird. Dann gelten auch hier die Überlegungen, die für die Hypothese II angestellt worden sind. Über die Bedeutung von Transportkosten und Zöllen für die vorliegenden Ergebnisse können allenfalls Vermutungen angestellt werden. Diese Einflußgrößen könnten z. B. im Zusammenhang mit der Verwerfung der Hypothese II für Brasilien und die Bundesrepublik eine Rolle spielen. Dies ist jedoch nicht plausibel, wenn man bedenkt, daß die Entfernung zwischen Argentinien und der Bundesrepublik in etwa der Entfernung zwischen Brasilien und der Bundesrepublik entspricht, aber eine Annahme der Hypothese II nur für den Handel zwischen Argentinien und der Bundesrepublik möglich ist. Analoges gilt auch für die Zölle, wenn die Annahme gemacht werden kann, daß sich Argentinien und Brasilien einer einheitlichen Zollstruktur bezüglich ihrer Exporte in die Bundesrepublik gegenübersehen. Allenfalls könnten diese Einflußgrößen für die Verwerfung der Hypothese II im Falle der Bundesrepublik im Handel mit beiden Ländern verantwortlich sein.

Im Hinblick auf die Beziehungen, die zwischen den Produktionsfaktoren in den einzelnen Ländern bestehen können, konnte für Argentinien eine Komplementarität zwischen Kapital, beiden Arten von Arbeit und bergbaulichen Rohstoffen und für die Bundesrepublik ein positiver Zusammenhang zwischen Kapital und bergbaulichen Rohstoffen festgestellt werden. Ein positiver Zusammenhang zwischen Kapital und bergbaulichen Rohstoffen ist bereits von Baum und Coe [1978] für die Bundesrepublik und von Postner [1975] für Kanada ermittelt worden. Eine Komplementarität zwischen Kapital und qualifizierter Arbeitskraft wurde von Stern [1976] für die Vereinigten Staaten und von Hirsch [1974] für eine größere Länderstichprobe festgestellt. Während die Komplementarität zwischen Kapital und bergbaulichen Rohstoffen bzw. qualifizierter Arbeit produktionstechnisch erklärt werden kann, scheint der Zusammenhang zwischen Kapital und unqualifizierter Arbeit, wie er für Argentinien ermittelt worden ist, Ausdruck der Struktur des Produktionsfaktoreinsatzes zu sein, die aus einer Politik der Importsubstitution von Gütern für die Endnachfrage resultiert.

Nachdem zunächst die empirischen Ergebnisse dieser Arbeit kommentiert worden sind, soll im folgenden kurz auf die verwendeten Verfahren und als letztes auf die bilaterale Betrachtungsweise eingegangen werden. Die Hypothese I ist mit Hilfe der IO-Analyse, die Hypothese II dagegen einerseits

unter Verwendung eines nichtparametrischen Rangkorrelationsverfahrens und andererseits regressionsanalytisch geprüft worden. Die Ergebnisse aus der Überprüfung der Hypothese I sind insbesondere in zweierlei Hinsicht angreifbar. Zum einen ist es nicht möglich, die statistische Signifikanz der sich aus der IO-Analyse ergebenden Werte zu bestimmen. Zum anderen kann die Ermittlung der direkten und indirekten Faktorintensitäten unter der Voraussetzung unterschiedlicher Technologien zwischen In- und Ausland nicht in befriedigender Weise erfolgen. Problematisch ist dabei die Behandlung der intermediären Importe. Die Überprüfung der Hypothese II hat ergeben, daß nicht die isolierte Wirkung einzelner Variabler, sondern die simultane Wirkung mehrerer Variabler - insbesondere Variabler der Angebotsseite - für das HOS-Theorem relevant ist. Dabei konnte allerdings die Rolle der Nachfrage, die für die Hypothese IIb aus theoretischer Sicht besonders wichtig ist, nicht bestätigt werden. Obgleich die Hypothese I für alle drei Länder angenommen werden konnte, zeigt der strengere Test des HOS-Theorems in Gestalt der Hypothese II, daß nur im Falle Argentiniens von signifikanten Ergebnissen gesprochen werden kann. Damit wird die relative Bedeutung der Ergebnisse aus der IO-Analyse deutlich.

Ein Grund dafür, daß die Rolle der Nachfrage im Rahmen der Überprüfung der Hypothese II nicht bestimmt werden konnte, kann möglicherweise in der Art der verwendeten Nachfragevariablen gesehen werden. Eine alternative Formulierungsmöglichkeit könnte z. B. darin bestehen, die Weltnachfrage nach den einzelnen Gütern zu berücksichtigen. Ein solches Vorgehen würde aber gleichzeitig die bilaterale Betrachtungsweise zumindest teilweise in Frage stellen. Zwar könnte in analoger Weise auch die Verwerfung der Hypothese II im Fall von Brasilien und der Bundesrepublik mit der streng bilateralen Betrachtungsweise begründet werden. Aus theoretischer Sicht scheint jedoch eine derartige Argumentation nicht haltbar zu sein. Dies bedarf einer kurzen Erläuterung. Die Wahl der bilateralen Betrachtungsweise für die Überprüfung der genannten Hypothesen folgt aus der Absicht, einen zweiseitigen Test durchzuführen, d. h. unter der Prämisse, daß zwischen den Ländern Technologieunterschiede bestehen. Dieses Vorgehen steht im Einklang mit dem HOS-Theorem im empirisch relevanten Fall vieler Güter und Faktoren (mehr Güter als Faktoren), bei dem aufgrund der Spezialisierung der Länder Technologieunterschiede zu den Voraussetzungen des Außenhandels gehören. Im Rahmen der theoretischen Diskussion des HOS-Theorems bei alternativen Prämissen ist darauf hingewiesen worden (S. 24 ff.), daß die Literatur keinen Ansatz bietet, der für die HOS-Version des Faktorproportionentheorems die Bedingungen dafür angeben könnte, daß in einer Welt mit vielen Ländern bilaterale komparative Vorteile bestehen können. Wir werden an dieser Stelle lediglich erste Überlegungen zu diesem theoretischen und empirischen Problem anstellen können. Betrachten wir dazu wieder den Fall vieler Güter und Faktoren (mehr Güter als Faktoren) in einer Welt mit vielen Ländern, wobei angenommen wird, daß die Zahl der Länder die Zahl der Güter nicht über-

schreiten darf¹. Analog zum Fall vieler Güter und Faktoren, aber nur zweier Länder, führen hier Faktorausstattungsunterschiede zwischen den Ländern zu einem Effizienzproblem, da eine vollständige Produktionsdiversifikation ausgeschlossen werden muß (vgl. dazu S. 33 ff.). Daraus ergibt sich die Notwendigkeit der Spezialisierung der Länder auf nur wenige Güter, und zwar dergestalt, daß jedes Land nur solche Güter produziert, für die es im Vergleich mit allen anderen Ländern effizient ist. Sodann bestimmt die Weltnachfrage - bei gegebener Spezialisierung - welches Land wieviel von welchen Gütern an wen exportiert. Importiert das Land A bestimmte Güter aus dem Land B, so kommt dieser Handelsstrom nur dann zustande, wenn das exportierende Land B für diese Güter - angesichts der internationalen Faktorausstattungsposition dieses Landes - effizient ist. Ähnliches muß dann auch für den Handel zwischen den n Ländern gelten ($n > 2$). Bei gegebener Spezialisierung und gegebener Weltnachfrage hängen die bilateralen Handelsströme nur von den Verhältnissen in den miteinander handelnden Ländern ab.

Damit wird deutlich, daß auch in einer n -Länder-Welt mit multilateralem Handel bilaterale komparative Vorteile im Sinne des HOS-Theorems bestehen können, allerdings unter der Voraussetzung, daß das HOS-Theorem für alle Länder gilt. Somit erscheint eine bilaterale Betrachtungsweise zumindest aus theoretischer Sicht gerechtfertigt. Da bei empirischen Tests lediglich der Zustand nach Eröffnung des Außenhandels, d. h. bei gegebener Spezialisierung und gegebener Weltnachfrage, relevant ist, kann ein streng bilateraler Test auch aus empirischer Sicht als Test des HOS-Theorems im Falle vieler Güter, Faktoren und Länder gelten. Daraus kann geschlossen werden, daß die Verwerfung der Hypothese II für Brasilien und die Bundesrepublik also wahrscheinlich nicht auf die bilaterale Betrachtungsweise zurückgeführt werden kann. Auffallend ist in diesem Zusammenhang, daß weder Brasilien noch die Bundesrepublik im Vergleich zu Argentinien hoch konzentrierte bilaterale Exporte aufweisen. Eine Verbindung zwischen der Geltung des HOS-Theorems mit dem Vorhandensein einer hohen Konzentration der Exporte auf wenige Güter würde bedeuten, daß eine diversifizierte Exportstruktur vermutlich auf die Relevanz anderer Außenhandelshypothesen für Brasilien und die Bundesrepublik hindeuten könnte.

¹Wenn die Zahl der Länder höchstens gleich der Zahl der Güter ist, kann sich im Extremfall jedes Land auf ein Gut spezialisieren.

V. Schlußfolgerungen für die Außenhandelspolitik Argentiniens

Auf der Basis der empirischen Ergebnisse aus Kapitel IV soll im folgenden die bisherige Außenhandelspolitik Argentiniens bewertet werden. Darüber hinaus können die empirischen Resultate sowie die kritische Diskussion der handelspolitischen Praxis dazu dienen, die Grundzüge einer alternativen Politik zu formulieren. Der erste Abschnitt dieses Kapitels ist der Rolle des Außenhandels in der argentinischen Volkswirtschaft gewidmet, deren Einschätzung für die wirtschaftspolitische Diskussion in den folgenden Abschnitten von zentraler Bedeutung ist.

1. Die Bedeutung des Außenhandels für die Wirtschaftsentwicklung Argentiniens

Argentinien gehört zu jenen lateinamerikanischen Ländern, die etwa seit der Weltwirtschaftskrise von 1929 eine Strategie der Importsubstitution eingeschlagen haben, um ihre wirtschaftliche Entwicklung voranzutreiben. Obwohl sich bereits in den sechziger Jahren die Grenzen dieser auf dem Wachstum des Binnenmarktes basierenden Entwicklungsstrategie abzuzeichnen begannen, ist sie bis heute, von wenigen Ausnahmen abgesehen, das Leitmotiv der Wirtschaftspolitik geblieben.

Die Weltwirtschaftskrise und der Zweite Weltkrieg waren entscheidende äußere Faktoren, die den Außenhandel Argentiniens durch Aufhebung der eingespielten internationalen Arbeitsteilung deutlich veränderten. Das Land war damals auf den Export von Primärgütern landwirtschaftlichen Ursprungs spezialisiert und führte Güter der Verarbeitenden Industrie für Investitions- und Konsumzwecke ein. Während der Weltwirtschaftskrise und auch danach, in den dreißiger Jahren, sanken die Exporte Argentiniens und damit auch die Importfähigkeit des Landes - bedingt durch den damals starken Protektionismus in Europa und in den Vereinigten Staaten. Während des Zweiten Weltkriegs konnten hingegen die Exporte in der Regel aufrechterhalten werden; die Möglichkeiten, von den kriegführenden Nationen Industriegüter zu beziehen, verringerten sich jedoch, da diese ihre Wirtschaft weitgehend umgestellt hatten.

Die Antwort Argentiniens auf die starken Einschränkungen der internationalen Arbeitsteilung war eine Politik der Autarkie, die später, als in den fünfziger und sechziger Jahren das Wachstumsziel hinzukam, als Entwicklungsstrategie charakterisiert wurde. Davor erstreckte sich die Importsubstitution auf Konsumgüter, bei deren Produktion die Faktoren unqualifizierte Arbeit und landwirtschaftliche Rohstoffe intensiv genutzt wurden, z. B. Nahrungsmittel, Tabak, Getränke, Textilwaren, Holzprodukte, Papier- und Druckereierzeugnisse sowie Leder- und Fellprodukte. In einer

zweiten Phase der Imports substitution, die etwa Anfang der fünfziger Jahre begann, wurde die heimische Produktion von kapitalintensiveren Gütern gefördert, die den Einsatz von qualifizierter Arbeit erforderten. Dies waren Produkte der Kautschuk- und Metallindustrie, chemische Erzeugnisse, elektrische und nichtelektrische Maschinen, Fahrzeuge und Erdöl derivate.

Entgegen den Erwartungen der Autarkisten hat die Substitution von Importen die Abhängigkeit des Landes vom Außenhandel keinesfalls verringert, sondern - im Gegenteil - deutlich verstärkt. Vor der Phase der Imports substitution wurden die Deviseneinnahmen aus dem Export landwirtschaftlicher Produkte vorwiegend für die Einfuhr von Konsumgütern verwendet, auf die notfalls in Krisenzeiten verzichtet werden konnte. Außerdem war, zumindest in Friedenszeiten, ein Wachstum der Ausfuhr entsprechend den relevanten Einkommenselastizitäten zu erwarten, während im Krisenfall der Binnenmarkt mit den entsprechenden Gütern versorgt werden konnte. Diese Situation änderte sich mit der Implementierung der Imports substitution, da die heimische Produktion der bis dahin eingeführten Güter nur mit Hilfe importierter Vorleistungen möglich war, was besonders in der zweiten Phase dieser Politik zu erheblichen Belastungen der Handelsbilanz geführt hat. Im Unterschied zu der Situation vor der Imports substitution konnten jetzt die Einfuhren im Falle geringerer Exporterlöse nur auf Kosten der Produktion in den neuen Industrien eingeschränkt werden. Um diesen Effekt zu vermeiden, mußten sich die betroffenen Unternehmen zunehmend im Ausland verschulden, besonders als deutlich wurde, daß die rückgängigen und instabilen Exporterlöse den wachsenden Devisenbedarf nicht mehr decken konnten.

Tabelle 16 - Entwicklung des direkten und indirekten Bedarfs an ausländischen Vorleistungen der Sektoren der Verarbeitenden Industrie Argentiniens 1953, 1960, 1970 (Pesos) a)

1. Phase der Imports substitution				2. Phase der Imports substitution			
Sektor	1953	1960	1970	Sektor	1953	1960	1970
Nahrungsmittel	34,9	46,1	61,3	Kautschuk	135,6	183,9	225,3
Textil	59,4	72,8	89,8	Chemie	97,2	131,6	148,9
Holz	131,7	148,7	166,6	Erdöl derivate	132,4	66,3	86,8
Papier	110,9	139,6	150,5	Metall	129,1	149,7	140,1
Leder	32,1	59,0	62,0	Maschinen b) u.			
				Fahrzeugbau	97,4	118,6	139,4
				El. Maschinen	130,0	140,3	133,4

a) Laufende Peso (cif-Preise) pro 1 000 Peso Endnachfrage. - b) Nicht-elektrische Maschinen.

Quelle: Sourouille, Kosacoff [1979, S. 604].

Die ständige Zunahme des Importbedarfs, aufgeschlüsselt nach Sektoren, die Gegenstand der beiden Importsubstitutionsphasen waren, kann aus Tabelle 16 ersehen werden. Der Bedarf an importierten Vorleistungen ist von 1953 bis 1970 lediglich im Sektor Erdöl zurückgegangen; er nahm aber besonders im Falle solcher Güter stark zu, deren Produktion in der zweiten Phase initiiert wurde. Tabelle 17 zeigt die Zusammensetzung der argentinischen Gesamtimporte in der zweiten Hälfte der siebziger Jahre nach Verwendungsarten. Es wird deutlich, daß durchschnittlich 95 vH der Einführen auf Güter entfallen, die zur Aufrechterhaltung der Produktion benötigt werden.

Tabelle 17 - Zusammensetzung der Gesamtimporte Argentiniens nach Verwendungsart 1975-1979 (vH)

Jahr	Produktionsgüter				Konsumgüter
	Kapitalgüter	Rohstoffe und Halbfabrikate	Brenn- und Schmierstoffe	insgesamt	
1975	14,2	69,4	13,1	96,7	3,3
1976	17,0	69,0	12,0	98,0	2,0
1977	26,0	55,0	15,0	96,0	4,0
1978	30,0	50,3	12,3	92,6	7,4
1979	26,0	48,1	15,5	89,6	10,4

Quelle : Wirtschaftsinformation [1980].

Aus Tabelle 18 kann schließlich die Entwicklung der Auslandsverschuldung Argentiniens von 1972 bis 1976 entnommen werden. Sie zeigt unter anderem, daß allein der Schuldendienst in den Jahren von 1973 bis 1976 zwischen 35 und 51 vH der Exporterlöse betrug.

Die soeben dargestellten Aspekte der Außenwirtschaft Argentiniens könnten ein falsches Bild von der Bedeutung des Außenhandels für das Land vermitteln. Der Anteil der Exporte und Importe am Bruttoinlandsprodukt lag im Durchschnitt der siebziger Jahre bei 14 vH, also um etwa ein Prozent höher als der entsprechende Anteil für die Vereinigten Staaten. Im Vergleich zu den Anteilen Japans (19 vH), der Bundesrepublik (37 vH) oder Kanadas (40 vH) liegt der so definierte Öffnungsgrad der argentinischen Volkswirtschaft relativ niedrig [Wirtschaftsinformation, 1980]. Damit wird deutlich, daß die wahren Probleme dieses Landes vor allem in der Binnenwirtschaft liegen und daß die Lage der Außenwirtschaft Ausdruck von Ungleichgewichten in anderen Bereichen ist.

Tabelle 18 - Entwicklung der Auslandsverschuldung Argentiniens 1972-1976

	1972	1973	1974	1975	1976
Gesamte Verschuldung (Mill. US-Dollar)	5 788	6 233	7 968	9 149	9 738
staatlicher Sektor	3 089	3 426	4 558	5 295	6 648
über 180 Tage	2 927	3 183	4 179	4 578	5 973
privater Sektor	2 699	2 807	3 410	3 854	3 090
über 180 Tage	1 769	1 577	1 651	1 730	2 024
Schuldendienst für Lauf- zeiten über 180 Tage	-	1 776	1 708	1 951	1 856
Indikatoren					
Verschuldung/Exporte	2,41	1,61	1,61	2,39	2,03
Schuldendienst /Exporte	-	0,46	0,35	0,51	0,39

Quelle: Sommer [1977, S. 54].

2. Handelspolitische Praktiken in Argentinien

Im folgenden soll der Einsatz der wichtigsten Instrumente der Handelspolitik bis Ende der siebziger Jahre kommentiert werden. Dabei kann im Rahmen dieser Arbeit nur marginal auf den allgemeinen wirtschaftspolitischen Rahmen eingegangen werden. Die außenwirtschaftliche Situation Argentiniens, die in Abschnitt 1 beschrieben wurde, ist gleichzeitig Ursache und Wirkung der im gleichen Zeitraum praktizierten Handelspolitik. Trotzdem sind strukturelle Probleme der argentinischen Außenwirtschaft sichtbar, wie beispielsweise stets wiederkehrende Ungleichgewichte in der Handelsbilanz, die sich auf die Aufrechterhaltung der Produktion in den meisten Sektoren der Verarbeitenden Industrie nachteilig auswirken und zu einer starken Auslandsverschuldung des Landes beigetragen haben.

Die über mehrere Dekaden verfolgte Strategie der Importsubstitution hat sich handelspolitisch auf den Gedanken des Erziehungszolls von Hamilton gestützt, wonach junge Industrien des Zollschatzes bedürfen, um nach einer bestimmten Zeit international wettbewerbsfähig werden zu können. Der offensichtliche Nachteil dieses Zollarguments ist, daß die Dauer eines solchen Zollschatzes in der Praxis nicht a priori festgelegt wird, so daß dieses Argument letztlich nur der Rechtfertigung im Einführungszeitpunkt dient. Ähnlich wie in anderen lateinamerikanischen Ländern ist in Argentinien ein Paket aus Zollsätzen, Einfuhrverboten und Einfuhrquoten zur Anwendung gekommen, flankiert von Devisenkontrollen und insbesondere von einem System multipler Wechselkurse. So wie multiple Wechselkurse

Exporte und Importe betreffen, so wurden Zölle nicht nur bei der Einfuhr, sondern auch bei der Ausfuhr erhoben. Bis 1976, als die Politik der Protektion teilweise aufgehoben wurde, lag der höchste Einfuhrzollsatz bei 210 vH. Der häufigste Satz lag bei 5 vH, der zweithäufigste schon bei 80 vH [Wirtschaftsinformation, 1980]. Tabelle 19 zeigt die Entwicklung der Einfuhrzollsätze ab November 1976 für einige Sektoren der Verarbeitenden Industrie. Es wird deutlich, daß die Sektoren der ersten Phase der Importsubstitution - Nahrungsmittel, Textil und Holz - vor der Reform des Zollwesens im November 1976 die höchsten durchschnittlichen Zollsätze aufwiesen. Diese Sektoren haben bis Juni 1980 die stärksten Zollsenkungen erfahren. In diesem Zeitraum hat sich das durchschnittliche Zollniveau deutlich verringert; der höchste Zollsatz betrug jetzt nur noch 85 vH, der häufigste Zollsatz 10 vH, und der zweithäufigste lag bei Null. Von November 1976 bis Juni 1980 wurde die Struktur der Zölle umgekehrt, so daß jetzt die Sektoren der zweiten Phase der Importsubstitution relativ stärker als die der ersten Phase geschützt werden. Die Exportzölle auf die wichtigsten Ausfuhrsgüter Argentiniens - Getreide und Fleisch - wurden von durchschnittlich 50 vH im Juni 1976 auf Null im Dezember 1978 reduziert. Andere Produkte konnten stets weitgehend zollfrei exportiert werden.

Tabelle 19 - Entwicklung der argentinischen Einfuhrzollsätze nach ausgewählten Sektoren der Verarbeitenden Industrie 1976-1980 (durchschnittliche Sätze)

Sektor	Bis November 1976		Ab November 1976		Ab April 1979		Ab Juni 1980	
	vH	Rang	vH	Rang	vH	Rang	vH	Rang
Nahrungsmittel	113	1	70	1	18	7	17	6
Textil	128	2	70	1	40	1	37	1
Holz	91	3	58	2	23	4	22	4
Papier	49	7	35	6	21	6	17	6
Chemie	52	6	38	5	22	5	20	5
Metall	74	4	52	3	33	2	28	2
Maschinenbau a)	60	5	48	4	31	3	25	3

a) Elektrische und nichtelektrische Maschinen, Fahrzeugbau.

Quelle: Wirtschaftsinformation [1980].

Betrachtet man die Entwicklung der Arbeitsproduktivität in den Sektoren der argentinischen Industrie, so fällt bei Zugrundelegung des Produktivitätsindex (1960 = 100) der argentinischen Zentralbank [BCRA, 1975] auf, daß in der ersten Hälfte der siebziger Jahre die neueren Sektoren Chemie, Metall, Maschinen- und Fahrzeugbau sowie Kautschuk die höchsten Werte aufweisen. Daraus folgt, daß die älteren Sektoren, die am längsten die Protektion genießen konnten, am Ende der Produktivitätsskala stehen. Hinsichtlich des Produktivitätswachstums ergibt sich ein ähnliches Bild, wo-

bei in diesem Fall zu den genannten neueren Sektoren der Sektor elektrische Maschinen hinzukommt. Auch die jahresdurchschnittlichen Gehalts- und Lohneinkommen in den einzelnen Sektoren spiegeln die Produktivitätsstruktur und -entwicklung wider.

Unter Berücksichtigung der empirischen Ergebnisse aus Kapitel IV, wo ein stark konzentrierter Export festgestellt wurde, der - angesichts der internationalen Faktorausstattungsposition Argentiniens - Heckscher-Ohlin-konform ist, sind Einfuhr- wie Ausfuhrzölle grundsätzlich abzulehnen. Denn es wurde gezeigt, daß Argentinien nicht nur in der Lage ist, Primärgüter, sondern auch Güter des Sekundärbereichs auszuführen. Somit fehlt der praktizierten Diskriminierung einiger Sektoren jede Grundlage. Argentinien ist zwar ein weitflächiges Land, es kann jedoch aufgrund des relativ kleinen Binnenmarktes nicht alle Güter effizient produzieren. Physisches Kapital, qualifizierte Arbeit und der dispositive Faktor zur Organisation der Produktion sind relativ knapp im Vergleich zum Faktor Boden. Daher wäre eine Spezialisierung in den Sektoren der Verarbeitenden Industrie wünschenswert. Dies ist bereits nach der Senkung der Einfuhrzölle 1976 in einigen Sektoren geschehen, als beispielsweise die Automobilindustrie stark schrumpfen mußte. Die Wechselkurspolitik bis November 1976 zielte durchweg darauf ab, einen unterbewerteten Wechselkurs für die Einfuhr von Vorleistungen für die Verarbeitende Industrie und für industrielle Fertigwaren und einen überbewerteten Wechselkurs für die Ausfuhr von landwirtschaftlichen Produkten festzusetzen. Zuweilen wurde zusätzlich ein mittlerer Wechselkurs eingeführt, der für die Ausfuhr von industriellen Erzeugnissen gelten sollte. Referenzwährung war stets der US-Dollar. Für das Jahr 1966 beispielsweise sah das multiple System wie folgt aus [Cámara Argentina, 1966]:

	Finanzkurs +/- ... vH	Peso/Dollar
Finanzkurs		220
Ausfuhrkurs für		
landwirtschaftliche Produkte	- 10	198
nichttraditionelle Güter	+ 18	260
Einfuhrkurs für		
Rohstoffe	+ 50	330
Halbfabrikate	+ 120	484
Teile	+ 175	605
Fertigprodukte	+ 220	704

Die Wirkung eines derartigen Systems multipler Wechselkurse ist offensichtlich die, Exporte der Landwirtschaft zu fördern, nicht jedoch Ausfuhr-

ren der Industrie. Dies ist aus der obigen Zusammenstellung ersichtlich, die zeigt, daß ein typischer Exporteur industrieller Waren für seine Vorleistungen einen Kurs von 330 bis 605 Pesos/Dollar zu zahlen hat, für seine Ausfuhren aber nur 260 Pesos/Dollar erhält. Auf dieser Grundlage wurde in den sechziger Jahren ein "draw back" eingeführt, welches der Rückerstattung von Abgaben auf importierte Vorleistungen dienen sollte, doch in Umfang und Struktur seine Funktion nicht erfüllt hat. Daraufhin wurde parallel die Rückerstattung von Inlandssteuern eingeführt, wodurch Summen zwischen 10 und 40 vH des fob-Wertes an die Exporteure gezahlt wurden. Ferner wurden Steuererleichterungen für Firmen ermöglicht, die Industriewaren ausführen. Im ganzen jedoch war diese Politik höchst selektiv, so daß viele Industrien den Nachteil der inländischen Kostenlage nicht durch derartige Vergünstigungen ausgleichen konnten.

Ein bereits chronisches Problem in Argentinien ist die Inflation, welche insbesondere die langanhaltenden hohen Haushaltsdefizite sowie die - für lateinamerikanische Verhältnisse - relativ starke Verhandlungsposition der Gewerkschaften widerspiegelt. Hohe Inflationsraten (seit Mitte der siebziger Jahren werden dreistellige Zahlen gemessen) haben die Kostensituation der Industrieunternehmen, die potentielle Exporteure sind, am stärksten beeinträchtigt. Damit wird wieder deutlich, daß die eigentlichen Probleme, die auch für die Außenwirtschaft dieses Landes unerwünschte Konsequenzen haben, binnenwirtschaftlicher Natur sind und im Rahmen einer globalen Wirtschaftspolitik angegangen werden sollten.

3. Elemente einer Außenhandelspolitik für Argentinien auf der Grundlage des komparativen Vorteils

Mehrfache Versuche, der defizitären argentinischen Handelsbilanz mit verschiedenen Formen von Protektion zu begegnen, sind - wie im vorigen Abschnitt ausgeführt wurde - erfolglos geblieben. Wichtigstes Merkmal der herkömmlichen Außenhandelspolitik war die Förderung von landwirtschaftlichen Exporten, um den Devisenbedarf einer als "jung" angesehenen Verarbeitenden Industrie zu decken. Die Entwicklung auf den Weltmärkten für die traditionellen Exportprodukte Argentiniens, insbesondere der Protektionismus in Westeuropa und in den Vereinigten Staaten, hat Argentinien Exportchancen geschmälert. Hinzu kommt, daß eine anhaltende hyperinflationäre Entwicklung, deren Wirkung nicht einmal mit Hilfe ständiger Abwertungen abgeschwächt werden konnte, die Wettbewerbsfähigkeit Argentiniens auf den Fleisch- und Getreidemärkten keineswegs gefördert hat.

In diesem Abschnitt soll eine differenzierte Handelspolitik vorgeschlagen werden, die - auf der Grundlage der empirischen Ergebnisse aus Kapitel IV - auf Exporte bestimmter Sektoren der Verarbeitenden Industrie ab-

stellt. Neben einer Änderung der Exportstruktur soll auch eine neue Richtung für die argentinische Ausfuhr empfohlen werden. Gleichzeitig soll dieses Konzept dazu dienen, auf längere Sicht auch das Volumen des argentinischen Außenhandels spürbar zu erhöhen.

Den empirischen Ergebnissen dieser Arbeit kann entnommen werden, daß die Faktorausstattungsposition Argentiniens im internationalen Vergleich diesem Land eine Diversifizierung der Exportstruktur ermöglicht. Argentinien ist gegenüber höher entwickelten Ländern effizient in der Herstellung von Produkten, die intensiv in den Faktoren Boden und unqualifizierte Arbeitskraft sind. Gegenüber Entwicklungsländern ist die Produktion einiger Erzeugnisse der Verarbeitenden Industrie, die intensiv in physischem Kapital, qualifizierter Arbeit und bergbaulichen Rohstoffen sind, in Argentinien ebenfalls lohnend. Entscheidende Kriterien für die Auswahl von Exportsektoren eines Landes mit chronischem Handelsbilanzdefizit sollten absatzpolitische Gesichtspunkte und in zweiter Linie der relative direkte und indirekte Bedarf an importierten Vorleistungen sein. Betrachtet man zunächst den Devisenbedarf einzelner Sektoren in Gestalt des jeweiligen gesamten Importbedarfs von elf Sektoren der argentinischen Industrie für 1970 (das letzte Jahr, für das eine solche IO-Analyse verfügbar ist), so treten hier die Sektoren Nahrungsmittel, Leder, Erdölderivate und Textil als besonders geeignete Sektoren hervor. In Frage kommen können auch noch die Sektoren elektrische und nichtelektrische Maschinen und Fahrzeugbau sowie Metall. Die Sektoren der ersten Gruppe gehören - mit Ausnahme der Erdölverarbeitung - zu den ältesten Industrien Argentiniens, also zur ersten Phase der Importsubstitution. Sie sind alle intensiv in unqualifizierter Arbeit und in landwirtschaftlichen Rohstoffen. Ein Ausbau der Exportchancen für diese Sektoren könnte als Substitut für die direkte Ausfuhr von landwirtschaftlichen Primärgütern dienen. Traditionelle Märkte für solche Produkte sind Westeuropa und die Vereinigten Staaten. Diese Regionen treten den Einfuhren von Industriegütern aus Drittländern jedoch mit tarifären und häufiger noch mit nichttarifären Maßnahmen entgegen. Eine ähnlich protektionistische Haltung nehmen die sozialistischen Länder ein, so daß letztlich nur die Entwicklungsländer verbleiben. Gegenüber den Entwicklungsländern besitzt Argentinien - wie aus den empirischen Ergebnissen hervorgeht - jedoch komparative Vorteile in Gütern, die intensiv in physischem Kapital, qualifizierter Arbeit und bergbaulichen Rohstoffen sind. Daher kämen für den Handel mit Entwicklungsländern Güter wie Erdölderivate, elektrische und nichtelektrische Maschinen, Fahrzeuge und Metallprodukte in Frage.

Freilich leiden die meisten Entwicklungsländer unter dem gleichen Problem wie Argentinien und verfolgen häufig eine weitgehend protektionistische Politik. Trotzdem bieten sich beispielsweise im Rahmen von Freihandelszonen mit gegenseitigen Zahlungsabkommen Möglichkeiten, in die wachsenden Märkte der Länder mit niedrigerem oder gleichem Einkommen wie Argentinien einzudringen. Für Argentinien bietet sich die bereits bestehende Lateinamerikanische Freihandelszone (LAFTA) an, worauf die neuere

Entwicklung des Warenaustausches zwischen Argentinien und den Ländern der LAFTA hinweist [vgl. hierzu Wirtschaftsinformation, 1980]. Als gutes Beispiel für Produkte, deren Ausfuhr vorwiegend LAFTA-orientiert ist, können schlüsselfertige Fabrikanlagen angeführt werden (Tabelle 20).

Tabelle 20 - Regionale Verteilung der Anlagenexporte Argentiniens 1973-1977

Importland	Anzahl der Projekte	Wert der Anlagen	
		Tsd. US-Dollar	vH
Kuba	8	50 075,6	14,7
Bolivien	7	63 940,5	18,8
Uruguay	4	1 547,1	0,5
Paraguay	3	52 278,7	15,3
Chile	3	3 230,6	1,0
Ecuador	2	2 677,2	0,8
Venezuela	2	252,5	0,1
Peru	1	120 000,0	35,2
Brasilien	1	200,0	0,1
Mexiko	1	90,0	0,0
Honduras	1	450,0	0,1
Elfenbeinküste	1	46 000,0	13,5
Insgesamt	34	340 742,2	100

Quelle: Katz, Ablin [1978].

Der Anlagenexport Argentiniens konzentriert sich auf "turnkey plants" zur Herstellung von Nahrungs-, Genuß- und Arzneimitteln, auf Telefonzentralen, Öl- und Gaspipelines, Flughafenanlagen, Krankenhaussysteme sowie auf Erzverarbeitungsanlagen. Dabei handelt es sich um sogenannte angepaßte Technologien, d. h. um Produkte, die entsprechend den besonderen Anwendungsproblemen in den meisten Entwicklungsländern - z. B. klimatische Bedingungen, unzureichende Infrastruktur, Mangel an qualifizierten Arbeitskräften - oft weitgehend umgestaltet und vereinfacht werden mußten. Solche kompakten Fabrikanlagen wurden ursprünglich von Argentinien importiert, angepaßt und erreichten Exportreife, nachdem sie sich auf dem inländischen Markt durchsetzen konnten. Da diese Industrieanlagen zumeist nicht in Serie, sondern in Auftragsfertigung hergestellt werden, kann ein typischer Betrieb dieser Branche mehr als andere die speziellen Bedingungen des Auslandsmarktes berücksichtigen. Tabelle 20 zeigt allerdings, daß die höchste Anzahl von Projekten an Argentinien Anrainer geliefert wurde, d. h. an Länder, in denen im Sinne Linders mit einer ähnlichen Nachfragestruktur wie in Argentinien gerechnet werden konnte.

Die Exportförderung von Sektoren mit relativ niedrigem Bedarf an importierten Vorleistungen kann jedoch nicht bedeuten, daß eine neue, enge Konzentration der Exporte auf diese Güter angestrebt werden sollte. Auch die Güter der Sektoren mit dem höchsten relativen Devisenbedarf (Kautschuk, Holz, Papier, Chemie) müssen in internationale Konkurrenz treten, denn langfristig wird allein durch den Wettbewerb auf dem Weltmarkt eine ständige Auslese der jeweils nur für einen begrenzten Zeitraum relevanten Exportgüter getroffen [so auch Schydowsky, 1967]. Die Exportförderung ist als Übergangslösung zu verstehen, um strukturelle Handelsbilanzdefizite zu beseitigen. Entscheidend ist hier angesichts des engen Binnenmarktes die Anpassungsbereitschaft der gesamten Industrie, aber auch die vergleichsweise günstigen Voraussetzungen, wie sie in der internationalen Faktorausstattungsposition Argentiniens zumindest heute gegeben sind. Eine Änderung des Produktionsmusters führt freilich langfristig zu Rückwirkungen auf das Faktorangebot und damit auf die relative Faktorausstattungsposition; gerade dies aber soll in Zukunft die Herausbildung neuer Außenhandelsmuster bewirken.

Folgende wirtschaftspolitische Maßnahmen wären für die Implementierung eines solchen Konzepts erforderlich:

- die allmähliche Aufhebung der tarifären und nichttarifären Handelsschranken und
- die Substitution des herkömmlichen Systems von Rückerstattungen und "draw-backs" durch Maßnahmen zur Bekämpfung der Hyperinflation und Förderung des Wettbewerbs in der Binnenwirtschaft, d. h. durch Maßnahmen, die sich direkt auf die Produktionskosten auswirken.

Darüber hinaus sollte Argentinien

- sein junges System der Exportgarantien und -kreditversicherungen weiter ausgestalten;
- sich vertraglich an Länder und Regionen binden, mit denen es breitgefächerte Handelsbeziehungen aufnehmen kann, also seine Exportbemühungen in erster Linie auf den lateinamerikanischen Markt richten;
- in enger Verbindung mit der nationalen Geldpolitik eine kontinuierliche Wechselkurspolitik verfolgen und ein multiples Wechselkurssystem vermeiden, da dies stets zu einer Verzerrung der relativen Preise führt und außerdem in der Vergangenheit Defizitsituationen kaum hat beseitigen können;
- der Forschung und Entwicklung im industriellen Bereich besondere Aufmerksamkeit widmen.

Der Einsatz dieser Instrumente würde ganz wesentlich das Bestreben der neueren argentinischen Wirtschaftspolitik unterstützen, die traditionelle Importsubstitutionspolitik schrittweise durch eine liberale, auf Effizienz ausgerichtete Politik zu ersetzen.

Anhang

Tabelle A1 - Sektorgliederung der argentinischen IO-Tabelle a) nach ISIC b) mit Zuordnung der Positionen der Brüsseler Nomenklatur c) und Aggregationsschema für Brasilien d) und die Bundesrepublik Deutschland e)

Sektor	Kurzbezeichnung	Zusammensetzung	ISIC	Brüsseler Nomenklatur	Brasilien	Bundesrepublik
1	Landwirtschaft	Land- und Viehwirtschaft, Forstwirtschaft, Fischerei	01-04	1, 6, 10, 12-14	0101, 0201, 0301, 0401	1
2	Bergbau	Kohle, Eisen, Erdöl, Erdgas	11-19	25, 26, 27 f)	0501, 0502	4-8
3	Nahrungsmittel	Nahrungsmittel, Getränke, Tabak	20-22	2-5, 7-9, 11, 15-24	2601-2614, 2701, 2801	38-43
4	Textil	Stoffe, Garne	23	50-60	2401-2404	36
5	Bekleidung	Bekleidung, Schuhe	24	61-67	2501, 2502	37
6	Holz	Holz- und Korkprodukte, Möbel	25, 26	44-46, 94	1501, 1601	17, 30
7	Papier	Papier, Papiererzeugnisse, Zellstoff, Pappe, Druckererzeugnisse	27, 28	47-49	1701-1703, 2901	18, 32, 33
8	Leder	Ledererzeugnisse (ohne Schuhe u. Lederbekleidung)	29	41-43	1901	35
9	Kautschuk	Erzeugnisse aus natürlichem und künstlichem Kautschuk	30	40	1801	16
10	Chemie	Chemische Grundstoffe, Farben, Kunststoffe	31	28-39	2001, 2002, 2005-2008, 2101, 2201, 2301	14, 34
11	Erdöl	Erdöl- und Kohleverarbeitung	32	27	2003, 2004	15
12	Steine/Erden	Ton-, Glas- und Keramik-erzeugnisse, Zement, Baumaterial	33	68-70	1001-1003	9, 28, 29
13	Metall	Eisen- und Stahlguß, End-erzeugnisse aus Eisen und Stahl, Werkzeuge, Blech-erzeugnisse, Drahterzeug- nisse	34, 35	73-83, 93	1101-1105	10-13, 19, 26, 27
14	Nichtelektrische Maschinen	Motoren, Traktoren, Büro- maschinen usw.	36	84	1201-1206	20
15	Elektrische Maschinen	Lichtmaschinen, elektrische Teile für Fahrzeuge, Batte- rien, Rundfunk- und Fern- schgeräte	37	85	1301-1306	24
16	Fahrzeugbau	Pkw, Lkw, Schiffe, Flug- zeuge, Lokomotiven usw.	38	86-89	1401-1405	21-23
17	Sonstige Indu- strie	Musikinstrumente, Spielwa- ren, opt. Geräte usw.	39	37, 71, 72 90-92, 95-98	3001	25, 31, 44
18	Energie	Elektrizitäts-, Gas- und Wasserversorgung	51, 52	-	4001, 4101	2, 3
19	Bau	Gebäude, Straßen, Brücken	41	-	4201	45
20	Handel	Handel, Gaststätten, Hotels	61, 85 f)	-	5101, 5501	46, 47
21	Verkehr	Transport, Nachrichten, Lager	71-73	-	5201-5203, 5301	48-51
22	Sonstige Dienst- leistungen	Wohnungsvermietung, Staat, Banken, Versicherungen, häusliche Dienste	62-64, 81-84, 85 f), 90 f)	-	5401, 5502- 5504, 5601	52-56

a) 1970. - b) ISIC Rev. 1; 1958. - c) Die nationalen Außenhandelsstatistiken von Argentinien, Brasilien und der Bundesrepublik entsprechen der Brüsseler Nomenklatur, wenn Kapitel betrachtet werden. - d) 1970. Die "Dummies" sind dem Sektor 22 zugeordnet worden. - e) 1972. - f) Teilweise.

Quelle: IBGE [1969; 1972]. - SPAG [1973]. - Pischner et al. [1975].
Guía Práctica [1978]. - Statistisches Bundesamt [g].

Tabelle A2 - Direkte und indirekte Faktorintensitäten a)

Sektor b)	Mit ausländischen Vorleistungen					Ohne ausländische Vorleistungen				
	Kapital	Arbeit		Rohstoffe		Kapital	Arbeit		Rohstoffe	
		qualifi- ziert	unquali- fiziert	landwirt- schaft- lich	berg- baulich		qualifi- ziert	unquali- fiziert	landwirt- schaft- lich	berg- baulich
Argentinien										
3	3,35	0,17	0,71	0,560	0,026	3,16	0,225	0,633	0,619	0,640
4	4,22	0,29	0,61	0,110	0,029	4,11	0,363	1,005	0,118	0,021
5	2,36	0,31	0,57	0,040	0,019	2,00	0,370	0,473	0,038	0,128
6	2,19	0,22	0,71	0,060	0,026	1,86	0,267	0,655	0,058	0,020
7	2,28	0,44	0,50	0,020	0,033	1,96	0,380	0,416	0,016	0,027
8	3,03	0,26	0,65	0,270	0,032	2,75	0,335	0,584	0,307	0,025
9	3,41	0,25	0,64	0,040	0,043	3,19	0,346	0,484	0,024	0,038
10	3,58	0,29	0,62	0,054	0,067	3,30	0,360	0,533	0,060	0,063
11	9,12	0,29	0,63	0,015	0,790	11,04	3,239	3,543	0,007	1,111
12	2,42	0,28	0,63	0,009	0,125	2,02	0,339	0,553	0,001	0,132
13	5,09	0,32	0,60	0,007	0,068	5,02	0,391	0,507	0,007	0,066
14	2,33	0,34	0,55	0,008	0,039	1,76	0,424	0,473	0,008	0,031
15	2,97	0,33	0,53	0,010	0,037	2,63	0,400	0,488	0,008	0,027
16	4,17	0,37	0,54	0,008	0,034	3,98	0,432	0,447	0,006	0,028
17	1,78	0,35	0,58	0,021	0,028	1,39	0,399	0,512	0,021	0,021
Brasilien										
3	0,0060	0,1383	0,84	0,0019	0,000018	0,0061	0,1383	0,8437	0,0019	0,00002
4	0,0076	0,1122	0,87	0,0013	0,000037	0,0075	0,1119	0,8706	0,0013	0,00003
5	0,0064	0,1916	0,79	0,0007	0,000038	0,0058	0,1930	0,7870	0,0007	0,00003
6	0,0064	0,1791	0,80	0,0012	0,000030	0,0064	0,1798	0,8010	0,0012	0,00003
7	0,0112	0,1701	0,81	0,0005	0,000062	0,0113	0,1717	0,8084	0,0005	0,00005
8	0,0070	0,1457	0,84	0,0014	0,000040	0,0070	0,1463	0,1150	0,0014	0,00004
9	0,0089	0,1107	0,83	0,0012	0,000099	0,0092	0,1148	0,8654	0,0012	0,00010
10	0,0099	0,1288	0,85	0,0015	0,000143	0,0099	0,1292	0,8502	0,0015	0,00012
11	0,0178	0,0945	0,88	0,0003	0,003033	0,0175	0,0982	0,8756	0,0003	0,00010
12	0,0104	0,1316	0,84	0,0003	0,000452	0,0105	0,1323	0,8402	0,0002	0,00045
13	0,0151	0,1773	0,80	0,0005	0,000441	0,0152	0,1791	0,7945	0,0005	0,00045
14	0,0166	0,2044	0,78	0,0003	0,000145	0,0165	0,2065	0,7750	0,0003	0,00015
15	0,0136	0,1966	0,78	0,0003	0,000173	0,0136	0,2013	0,7773	0,0003	0,00016
16	0,0191	0,1882	0,79	0,0004	0,000174	0,0194	0,1913	0,7888	0,0004	0,00017
17	0,0087	0,0950	0,89	0,0006	0,000204	0,0085	0,0929	0,6486	0,0006	0,00020
Bundesrepublik										
3	0,0778	0,195	0,46	0,00598	0,00028	0,0776	0,2101	0,5053	0,00710	0,00027
4	0,0711	0,293	0,61	0,00037	0,00034	0,0656	0,3203	0,6432	0,00030	0,00030
5	0,0401	0,370	0,57	0,00024	0,00015	0,0322	0,3958	0,5745	0,00020	0,00010
6	0,0506	0,335	0,55	0,00162	0,00025	0,0465	0,3462	0,5577	0,00170	0,00020
7	0,0659	0,343	0,61	0,00041	0,00029	0,0633	0,3528	0,6087	0,00040	0,00027
8	0,0758	0,242	0,59	0,00094	0,00032	0,0719	0,2750	0,6464	0,00100	0,00029
9	0,0467	0,142	0,67	0,00024	0,00028	0,0407	0,2928	0,6895	0,00020	0,00020
10	0,1165	0,230	0,61	0,00075	0,00115	0,1200	0,3173	0,6217	0,00070	0,00120
11	0,1326	0,393	0,53	0,00036	0,00184	0,1500	0,3003	0,5705	0,00026	0,00180
12	0,0954	0,176	0,77	0,00036	0,00070	0,0929	0,1672	0,7858	0,00033	0,00070
13	0,0771	0,358	0,60	0,00030	0,00139	0,0713	0,4052	0,6015	0,00027	0,00140
14	0,0697	0,416	0,53	0,00036	0,00041	0,0636	0,4438	0,5249	0,00033	0,00032
15	0,0595	0,333	0,63	0,00034	0,00037	0,0535	0,3468	0,6286	0,00032	0,00029
16	0,0807	0,371	0,57	0,00037	0,00051	0,0764	0,4023	0,5696	0,00033	0,00044
17	0,1064	0,234	0,48	0,00519	0,00047	0,1102	0,2437	0,4878	0,00599	0,00046

a) Quotient aus direktem und indirektem Primärfaktorbedarf des jeweiligen Sektors und direktem und indirektem Bedarf an Arbeit der Verarbeitenden Industrie insgesamt. - b) Vgl. Tabelle A 1.

Quelle: Eigene Berechnungen.

Tabelle A3 - Faktoreinsatzkoeffizienten a)

Sektor b)	Kapital	Arbeit			Rest	Rohstoffe		
		insgesamt	qualifi- ziert	unquali- fiziert		insgesamt	landwirt- schaft- lich	bergbau- lich
Argentinien								
1	1,071	0,551	0,031078	0,518792	0,001157	0,068049	0,067780	0,000269
2	2,634	0,210	0,083661	0,124650	0,001893	0,007046	-	0,007046
3	0,981	0,131	0,035786	0,070643	0,008407	0,313656	0,312540	0,001116
4	1,301	0,189	0,080919	0,101715	0,006076	0,036388	0,036002	0,000386
5	0,387	0,235	0,111076	0,110514	0,013143	0,000661	0,000045	0,000616
6	0,680	0,403	0,093735	0,297407	0,147903	0,033280	0,030827	0,002543
7	0,494	0,243	0,149665	0,089438	0,004136	0,005238	0,002735	0,002503
8	0,387	0,164	0,071604	0,087860	0,004930	0,002700	0,001071	0,001629
9	0,660	0,118	0,042225	0,063399	0,004372	0,005064	0,001573	0,003491
10	0,670	0,132	0,050110	0,076106	0,005755	0,015108	0,007122	0,007986
11	1,825	0,031	0,010894	0,019361	0,000271	0,286478	0,000001	0,286427
12	0,387	0,288	0,089531	0,180445	0,018368	0,043589	0,000107	0,043482
13	1,356	0,192	0,079201	0,103039	0,009390	0,009126	-	0,009126
14	0,163	0,205	0,101303	0,091192	0,012986	0,001752	-	0,001752
15	0,633	0,204	0,095177	0,078726	0,007378	0,002006	0,000037	0,001969
16	1,125	0,202	0,103159	0,089816	0,009455	0,001966	0,000212	0,001754
17	0,387	0,444	0,192347	0,230623	0,021046	0,006441	0,003606	0,002835
18	2,135	0,257	0,097249	0,157293	0,002052	0,039537	0,000003	0,039534
19	0,055	0,599	0,083869	0,233639	0,108951	0,009288	-	0,009288
20	-	0,393	0,055035	0,266298	0,071495	0,000264	0,000244	0,000200
21	-	0,309	0,043329	0,209656	0,056287	0,002366	0,001007	0,001359
22	3,140	1,132	0,158645	0,767633	0,206091	0,000116	0,000033	0,000083
Brasilien								
1	2,196	460,73	65,06	388,62	7,057194	0,125589	0,125053	0,000528
2	0,776	33,96	2,02	31,56	0,379418	0,233389	0,001559	0,021830
3	0,256	14,62	1,77	12,65	0,202626	0,367044	0,366191	0,000853
4	0,332	32,68	1,93	30,67	0,083508	0,108198	0,107340	0,000858
5	0,156	41,56	12,56	28,61	0,399949	0,001516	0,001011	0,000505
6	0,351	50,83	13,17	36,90	0,764272	0,144512	0,144091	0,000421
7	0,335	28,09	5,71	22,23	0,145352	0,011470	0,011128	0,000342
8	0,287	34,36	6,04	28,03	0,291667	0,031556	0,033854	0,001302
9	0,222	19,60	1,10	15,44	0,053535	0,046465	0,046465	-
10	0,303	10,32	0,95	9,35	0,023002	0,078302	0,075423	0,002879
11	0,303	10,32	0,95	9,35	0,023002	0,133334	0,000193	0,133141
12	0,457	48,64	6,82	40,87	0,951049	0,032291	0,007160	0,024661
13	0,364	16,27	4,58	13,62	0,072885	0,023473	0,011497	0,011976
14	0,525	27,05	6,78	20,17	0,093853	0,001649	0,000450	0,001199
15	0,301	21,10	5,30	15,77	0,030336	0,001096	-	0,001096
16	0,473	16,27	4,08	12,15	0,043063	0,001233	0,000411	0,000822
17	0,268	37,60	2,00	35,40	0,205051	0,021648	0,015033	0,006615
18	2,135	36,90	3,17	33,73	-	-	-	-
19	0,055	62,64	11,15	50,23	1,252741	0,014278	0,008960	0,005318
20	0,415	30,54	1,81	19,25	9,483770	0,001754	0,001754	-
21	0,415	136,31	11,80	125,62	0,892297	0,000222	-	0,000222
22	3,140	292,99	24,48	260,55	7,959447	0,000844	0,000844	-
Bundesrepublik								
1	2,60	45,218	2,551272	4,554589	38,112222	0,006383	0,012244	0,005861
2	1,82	18,556	10,819148	7,732602	0,004655	0,047698	0,004597	0,043101
3	0,52	10,720	2,929782	7,721672	0,075709	0,169759	0,168881	0,000878
4	0,74	18,148	6,035201	11,985403	0,127047	0,002449	0,001644	0,000805
5	0,29	33,793	14,648399	18,748727	0,395571	0,000751	0,000697	0,000054
6	0,51	23,595	9,410285	13,820487	0,364454	0,049933	0,049436	0,000497
7	0,83	21,729	8,185678	13,299200	0,244286	0,007150	0,005337	0,001813
8	0,50	11,765	3,290809	8,240903	0,232993	0,012657	0,012369	0,000288
9	0,56	35,059	3,051431	25,065578	0,069744	0,001316	0,000658	0,000658
10	0,71	7,953	1,260620	5,198940	0,030400	0,016501	0,004095	0,012406
11	0,31	1,319	0,675581	0,641932	0,001056	0,008676	0,000057	0,008619
12	0,91	14,192	1,329192	12,784434	0,037296	0,006287	0,001434	0,004853
13	0,70	15,855	6,116440	9,636706	0,101407	0,025011	0,000516	0,024495
14	0,58	14,405	7,505516	6,838538	0,061367	0,000870	0,000542	0,000328
15	0,44	17,858	6,375922	11,448503	0,033752	0,001990	0,000621	0,000469
16	0,70	11,928	5,647760	6,271810	0,008082	0,000863	0,000505	0,000358
17	0,54	2,528	0,904195	1,605620	0,018558	0,087026	0,086296	0,000730
18	2,98	4,853	1,633221	3,199476	0,020334	0,122794	0,000316	0,124478
19	0,51	16,570	7,031942	7,860444	1,677809	0,001492	0,001476	0,000016
20	1,17	26,349	5,812005	13,483766	7,052739	0,001234	0,001182	0,000052
21	3,02	17,651	4,848554	11,652571	1,149819	0,003254	0,000404	0,002850
22	6,98	19,549	4,205562	14,629060	0,713906	0,007133	0,006963	0,000170

a) Faktoreinsatz/Bruttoproduktionswert. - b) Vgl. Tabelle A 1.

Quelle: Eigene Berechnungen; Datenquellen vgl. Text.

Tabelle A4 - Produkt-Moment-Korrelationskoeffizienten a)
(unabhängige Variable)

	K/L	AQ/L	AU/L	RL/L	RB/L	I	
Argentinien						IB	ID
AQ/L	+0,90*						
AU/L	+0,91*	+0,98*					
RL/L	-0,07	-0,18	-0,07				
RB/L	+0,79*	+0,83*	+0,86*	+0,31			
IB	+0,29	-0,01	+0,01	-0,07	+0,03		
ID	+0,08	-0,06	-0,08	-	+0,05	-	
EB	-0,02	-0,16	-0,08	+0,80*	+0,35	+0,12	-
ED	-0,18	-0,15	-0,21	+0,07	-0,06	-	+0,54
Brasilien						IA	ID
AQ/L	+0,29						
AU/L	+0,23	-0,05					
RL/L	-0,69*	-0,30	-0,19				
RB/L	+0,46	-0,36	+0,18	+0,34			
IA	+0,20	-0,15	+0,37	+0,05	+0,24		
ID	+0,21	-0,08	+0,23	-0,07	+0,02	-	
EA	-0,14	-0,04	+0,20	+0,48	-0,09	+0,42	-
ED	+0,29	+0,13	+0,06	+0,14	-0,15	-	+0,54
Bundesrepublik						IA	IB
AQ/L	-0,39						
AU/L	-0,09	-0,35					
RL/L	+0,19	-0,52	-0,55				
RB/L	+0,78*	-0,02	+0,04	+0,18			
IA	+0,31	-	-0,07	+0,10	+0,61		
IB	+0,26	+0,15	+0,14	-0,17	+0,64*	-	
EA	+0,07	-0,25	-0,44	+0,69*	-0,08	+0,42	-
EB	-	-0,19	-0,42	+0,63	-0,16	-	+0,12
a) Es bedeuten:							
L	=	Beschäftigte insgesamt	I	=	intermediäre	} in A, B, D,	
K	=	Kapital		=	Nachfrage		
AQ	=	qualifizierte Arbeit	E	=	Endnachfrage		
AU	=	unqualifizierte Arbeit	wobei				
RL	=	landwirtschaftliche Rohstoffe	A	=	Argentinien		
RB	=	bergbauliche Rohstoffe	B	=	Brasilien		
			D	=	Bundesrepublik		
*Signifikant bei 1 vH Irrtumswahrscheinlichkeit.							

Quelle: Eigene Berechnungen mit Daten aus Tabellen A2, A7 und A8.

Tabelle A5 - Determinanten der Bruttoproduktionswerte (Regressionskoeffizienten) a)

Konstante	Unabhängige Variable					R ²	DW
	K/L	AQ/L	AU/L	RL/L	RB/L		
Argentinien							
+0,3764 (2,02) ^o	+0,1987 (2,59) ⁺	-1,4618 (2,22) ^o	-0,0979 (0,19)	-0,2056 (0,22)	+2,8145 (3,41)*	0,846* [0,760]*	1,390 (U)
+0,0722 (0,36)	0,1936 (1,87) ^o		-0,4579 (1,476) ^x	+2,4640 (4,06)*		0,646* [0,549] ⁺	1,251 (U)
+0,2577 (0,95)	+0,0266 (0,29)			+2,3103 (2,82) ⁺	+0,2676 (0,37)	0,581 ⁺ [0,467] ⁺	1,544 (KA)
+0,3288 (2,69) ⁺				+2,1807 (3,28)*	+0,4518 (1,25)	0,578* [0,508]*	1,591 (KA)
+0,1897 (0,99)	+0,0550 (1,23)			+2,4890 (3,92)*		0,576* [0,505] ⁺	1,498 (KA)
Brasilien							
-0,0270 (2,20) ^o	+0,7141 (1,33)	+0,0369 (0,73)	+0,0157 (1,86) ^o	+11,60 (2,92) ⁺	-0,1077 (0,05)	0,566 ^o [0,325]	1,407 (U)
-0,0104 (1,41) ^x			+0,0166 (1,98) ^o	+6,8411 (2,37) ⁺		0,402 ⁺ [0,239]	1,526 (KA)
Bundesrepublik							
-1,0911 (4,68)*	+1,1849 (5,34)*	+1,2664 (5,37)*	+0,9749 (4,28)*	+47,57 (5,65)*		0,850* [0,790]*	1,745 (KA)
-0,5478 (2,28) ⁺		+0,7147 (2,92) ⁺	+0,5027 (2,02) ^o	+33,73 (3,44)*	+47,32 (3,32)*	0,725* [0,615] ⁺	1,362 (U)

a) Zu den Symbolen der Variablen vgl. Tabelle A 4. - t-Werte in runden Klammern. In eckigen Klammern unter dem Bestimmtheitsmaß R² wird das um die Freiheitsgrade bereinigte Bestimmtheitsmaß $\bar{R} = 1 - (1 - R^2)G$ angegeben, mit $G = (n-1)/(n-k-1)$, n Anzahl der Beobachtungen (n=15) und k Anzahl der exogenen Variablen. Unter den Durbin-Watson-Werten (DW) wird angegeben, ob bei 1 vH Irrtumswahrscheinlichkeit entweder keine Autokorrelation festzustellen ist (KA) oder Unsicherheit darüber besteht (U). - *Signifikant bei 1 vH Irrtumswahrscheinlichkeit, ⁺ bei 5 vH, ^o bei 10 vH, ^x bei 20 vH.

Quelle: Eigene Berechnungen mit Daten aus Tabellen A2, A7 und A8.

Tabelle A6 - Determinanten der Exporte (Regressionskoeffizienten) a)

Konstante	Unabhängige Variable						R ²	DW	
	K/L	AQ/L	AU/L	RL/L	RE/L	I			E
<u>Argentinien</u>									
Exporte nach Brasilien									
+24,82 (1,79) ^x	+3,8405 (0,68)	-52,70 (1,08)	-37,30 (0,98)	+58,66 (0,86)	+215,56 (3,51)*		0,879* [0,812]*	1,737 (U)	
-3,5016 (0,20)	+1,5823 (0,20)	-3,6807 (0,14)		-231,79 (4,61) ⁺			0,683* [0,596] ⁺	1,634 (KA)	
-0,9530 (0,09)		+0,9302 (0,09)		+234,08 (5,00)*			0,681* [0,628]*	1,586 (KA)	
+20,90 (1,54) ^x	-4,5807 (0,55)	-13,70 (0,25)	-38,27 (1,06)	+106,62 (1,43) ^x	+180,86 (2,82) ⁺	+0,0001 (1,35)	0,902* [0,829]*	1,751 (U)	
-8,4852 (0,91)	-13,09 (2,05) ^o	+40,17 (2,05) ^o		+108,15 (2,31) ⁺		+0,0001 ⁺ (2,35)	0,924* [0,882]*	2,053 (KA)	
Exporte in die Bundesrepublik									
+11,16 (1,14)	+2,6918 (0,67)	-87,08 (2,50) ⁺	-0,1935 (0,01)	+175,45 (3,60)*	+217,45 (4,99)*		0,968* [0,950]*	1,717 (U)	
-11,81 (1,21)			+2,0264 (0,24)	+368,54 (9,28)*			0,878* [0,858]*	1,933 (KA)	
-2,6359 (0,25)	+4,2857 (1,13)	-110,65 (3,50)*	+19,27 (0,81)	+159,78 (3,68)*	+217,95 (5,61)*	- (0,78)	0,983* [0,966]*	2,690 (KA)	
<u>Brasilien</u>									
Exporte nach Argentinien									
-3,6921 (1,76) ^x	-30,87 (0,33)	+15,71 (1,82) ^x	+1,5662 (1,09)	+1168,86 (1,73) ^x	+269,11 (0,77)		0,428 [0,110]	1,786 (U)	
-3,8958 (2,04) ^o		+14,67 (1,91) ^o	+1,5023 (1,11)	+1283,69 (2,30) ⁺	+215,70 (0,72)		0,421 [0,189]	1,805 (KA)	
-2,3373 (1,04)	-70,31 (0,76)	+14,52 (1,70) ^x	+0,6212 (0,41)	+460,69 (0,57)	+266,11 (0,66)	+0,0001 (0,63)	+0,0001 (1,16)	0,581 [0,162]	2,517 (U)
Exporte in die Bundesrepublik									
-420,68 (1,31)	+1060,14 (0,08)	+785,92 (0,59)	+189,51 (0,86)	+253475 (2,45) ⁺	+21395 (0,40)		0,504 [0,228]	1,017 (U)	
-253,27 (1,44) ^x			+185,01 (0,92)	+220529 (3,05) ⁺	+6924 (0,18)		0,479 ⁺ [0,337]	1,048 (U)	
-315,19 (1,89) ^o			+180,06 (0,99)	+228936 (3,61)*			+0,0015 ^x [0,444] ^o	1,287 (U)	
<u>Bundesrepublik</u>									
Exporte nach Argentinien									
-9,4907 (0,96)	+13,20 (1,40) ^x	+12,67 (1,27)	+7,4101 (0,77)		+300,11 (0,84)		0,288 [0,003]	2,682 (KA)	
-1,7430 (1,52) ^x	+8,1920 (1,27)	4,8482 (1,83) ^o					0,237 [0,110]	2,538 (KA)	
-1,7562 (1,56) ^x	+11,05 (1,65) ^x	+5,3258 (2,03) ^o				0,0001 (1,25)	0,331 ^o [0,148]	2,230 (KA)	
Exporte nach Brasilien									
-2024 (1,32)	+2355 (1,61)	+2637 (1,70) ^x	+1647 (1,10)		+62995 (1,14)		0,382 [0,135]	2,517 (KA)	
-325,21 (1,78) ^o	+1245 (1,21) ^o	+950,19 (2,25) ⁺					0,302 ^o [0,185]	2,286 (KA)	
-351,64 (1,77) ^x	+1284 (1,20)	+991,18 (2,22) ⁺					+0,0033 [0,127]	2,312 (KA)	

a) Vgl. Anmerkung a) in Tabelle A 5. - *Signifikant bei 1 vH Irrtumswahrscheinlichkeit, ⁺ bei 5 vH, ^o bei 10 vH, ^x bei 20 vH.

Quelle: Eigene Berechnungen mit Daten aus Tabellen A2, A7 und A8.

Tabelle A7 - Bruttonerzeugniswert (BPW), intermediäre Nachfrage (IN) und Endnachfrage (EN) der Sektoren der Verarbeitenden Industrie a)

Sektor b)	BPW	IN	EN
Argentinien			
3	2 396 207	423 649	1 972 558
4	826 630	368 463	458 167
5	382 545	152 123	230 422
6	193 096	114 155	78 941
7	372 818	234 318	138 500
8	98 179	53 432	44 747
9	140 839	104 605	36 234
10	597 570	281 648	315 922
11	593 121	350 091	243 020
12	307 691	256 514	51 177
13	1 016 730	675 329	341 401
14	411 815	135 642	276 173
15	334 272	74 004	260 268
16	743 147	203 382	539 765
17	421 503	161 306	260 197
Brasilien			
3	27 864	4 109	23 755
4	10 484	5 037	5 447
5	3 958	141	3 817
6	4 747	2 248	2 499
7	5 841	3 053	2 788
8	768	416	352
9	1 980	1 369	611
10	13 894	8 299	5 595
11	5 190	3 468	1 722
12	4 862	4 494	368
13	14 612	12 514	2 098
14	6 660	2 627	4 033
15	5 957	2 837	3 120
16	9 728	2 921	6 807
17	1 663	434	1 229
Bundesrepublik			
3	89 963	38 885	51 078
4	29 800	15 375	14 425
5	18 649	1 490	17 159
6	24 132	12 202	11 930
7	29 228	19 665	9 563
8	6 953	2 002	4 951
9	9 119	6 663	2 456
10	83 025	47 307	35 718
11	35 038	20 525	14 513
12	32 765	26 611	6 154
13	110 555	73 341	37 214
14	84 850	26 327	58 523
15	72 499	28 682	43 817
16	61 370	10 478	50 982
17	126 089	46 502	79 587

a) In Mill. nationaler Währungseinheiten. - b) Vgl. Tabelle A 1.

Quelle . IO-Tabellen: Argentinien und Brasilien von 1970, Bundesrepublik von 1972.

Tabelle A8 - Bilaterale Exporte a) der Verarbeitenden Industrie

Sektor b)	Exporte von ... nach ... d)					
	A		B		D	
	B	D	A	D	A	B
	Tsd. nationale Währungseinheiten					
3	184 169	255 397	3 120	658 559	26	5 405
4	3 177	28 754	2	161 623	15	38 925
5	76	208	-	588	7	970
6	90	23	2 600	79 103	11	296
7	1 173	202	45	146	95	18 551
8	601	30 302	7	59 435	3	923
9	351	1 332	30	626	66	3 558
10	19 144	4 396	155	32 864	1 827	279 608
11	3 480	12	33	8	13	2 402
12	1 119	60	298	105	144	8 904
13	28 836	278	1 495	28 210	146	105 641
14	41 739	2 092	1 242	26 971	2 467	428 866
15	94	76	221	1 627	785	134 764
16	372	738	66	19 795	444	49 624
17	4 878	192	10	6 274	524	45 946
	vH					
3	61,96	81,97	33,46	61,20	0,39	0,48
4	1,07	7,55	0,02	15,02	0,23	3,46
5	0,03	0,05	-	0,05	0,11	0,09
6	0,03	0,01	27,89	7,35	0,17	0,03
7	0,39	0,05	0,48	0,01	1,45	1,65
8	0,20	7,96	0,07	5,52	0,04	0,08
9	0,12	0,35	0,33	0,06	1,01	0,32
10	6,44	1,15	1,66	3,05	27,80	24,86
11	1,15	-	0,35	-	0,19	0,21
12	0,38	0,02	3,20	0,01	2,18	0,79
13	9,70	0,07	16,03	2,62	2,22	9,40
14	14,04	0,55	13,32	2,51	37,53	38,14
15	2,72	0,02	2,37	0,15	11,94	11,99
16	0,13	0,19	0,70	1,84	6,76	4,41
17	1,64	0,05	0,11	0,58	7,97	4,09

a) A = Argentinien, B = Brasilien, D = Bundesrepublik. - b) Vgl. Tabelle A 1.

Quelle: Eigene Berechnungen mit nationalen Exportdaten (fob) aus Banco do Brasil [1970]; INDEC [1972]; Statistisches Bundesamt [c].

Literaturverzeichnis

- ALMADA, M. Amadeo, E. A. ZALDUENDO, El estudio de los recursos humanos de nivel universitario y técnico en la República Argentina. Centro de Investigaciones Económicas, Instituto Torcuato Di Tella, Buenos Aires 1962.
- AMANO, Akihiro, "Determinants of Comparative Costs: A Theoretical Approach". Oxford Economic Papers, N. S., Vol. 16, 1964, S. 389-400.
- , "Specific Factors, Comparative Advantage and International Investment". *Economica*, Vol. 44, 1977, S. 131-144.
- ARIOVICH, G., "A Note on Export Shares and Capital Intensity in South African Industry". *The South African Journal of Economics*, Vol. 48, 1980, S. 211-213.
- ARMSTRONG, A. G., "Technology Assumption in the Construction of U. K. Input-Output Tables". In: R. I. G. ALLEN, W. F. GOSSLING (Eds.), *Estimating and Projecting Input-Output Coefficients*. London 1975, S. 68-91.
- ARROW, Kenneth J., "The Economic Implications of Learning by Doing". *The Review of Economic Studies*, Vol. 29, 1962, S. 155-173.
- ASKARI, Hossein, "A Note on the Testing of Trade Theories". *Economia Internazionale*, Vol. 27, 1974, S. 97-99.
- AUSTRALIAN BUREAU OF STATISTICS (ABS), *Australian National Accounts, Input-Output Tables 1962-63*. O. O., o. J.
- BALBOA, Manuel, "Some Applications of the Input-Output Model to the Argentine Economy". *Economic Bulletin for Latin America*, Vol. 5, 1960, S. 62-89.
- , Alberto FRACCHIA, "Fixed Reproducible Capital in Argentina, 1935-1955". In: Raymond GOLDSMITH, Christopher SAUNDERS (Eds.), *The Measurement of Income and Wealth*. London 1959, S. 274-292.
- BALDWIN, Robert E., "Determinants of the Commodity Structure of U. S. Trade". *The American Economic Review*, Vol. 61, 1971, S. 126-146.
- , "Testing Trade Theories: A Comment". In: Peter B. KENEN (Ed.), *International Trade and Finance, Frontiers for Research*. Cambridge, Mass., 1975, S. 151-154.
- BALL, David S., "Factor-Intensity Reversals in International Comparisons of Factor Costs and Factor Use". *The Journal of Political Economy*, Vol. 74, 1966, S. 77-80.

- BANCO CENTRAL DE LA REPUBLICA ARGENTINA (BCRA), Boletín Estadístico, Nr. 1, 1971 (Supl.); Nr. 2, 1973 (Supl.); Nr. 1, 1974.
- , Sistema de Cuentas del Producto e Ingreso de la Argentina, Vol. 2. Buenos Aires 1975.
- BANCO DO BRASIL, CACEX, Comercio Exterior 1970. Rio de Janeiro, o. J.
- BATRA, Raveendra N., Studies in the Pure Theory of International Trade. London 1973.
- , "Production Uncertainty and Heckscher-Ohlin Theorem". The Review of Economic Studies, Vol. 42, 1975, S. 259-268.
- , Francisco R. CASAS, "A Synthesis of the Heckscher-Ohlin and the Neoclassical Models of International Trade". Journal of International Economics, Vol. 6, 1976, S. 21-38.
- BAUM, Christopher F., David T. COE, "A Logit Analysis of the Factor Content of West German Foreign Trade". Weltwirtschaftliches Archiv, Vol. 114, 1978, S. 328-337.
- BAUMGART, Egon R., "Produktionsvolumen und -potential. Produktionsfaktoren der Industrie im Gebiet der Bundesrepublik Deutschland". Vierteljahreshefte zur Wirtschaftsforschung des Deutschen Instituts für Wirtschaftsforschung, H. 1, 1973, S. 57-73.
- , Reiner STÄGLIN, Jörg-Peter WEISS, Hans WESSELS, Jährliche nominale Input-Output-Tabellen, Importmatrizen und Investitionsmatrizen für die Bundesrepublik Deutschland 1960 bis 1974. Beiträge zur Strukturforchung, Deutsches Institut für Wirtschaftsforschung, H. 54, Berlin 1979.
- BECKER, Gary S., Human Capital. New York 1964.
- BERTRAND, Trent J., "An Extension of the N-Factor Case of Factor Proportions Theory". Kyklos, Vol. 25, 1972, S. 592-596.
- BHAGWATI, Jagdish N., "The Pure Theory of International Trade: A Survey". In: Surveys of Economic Theory, Growth and Development, Vol. 2, New York 1965, S. 156-239.
- , "The Proof of the Theorems on Comparative Advantage". Economic Journal, Vol. 77, 1967, S. 75-83.
- , "The Heckscher-Ohlin Theorem in the Multi-Commodity Case". The Journal of Political Economy, Vol. 80, 1972, S. 1052-1055.
- BHARADWAJ, Ranganath, Structural Basis of India's Foreign Trade. Bombay 1962.
- , Jagdish N. BHAGWATI, "Human Capital and the Pattern of Foreign Trade: The Indian Case". The Indian Economic Review, N. S., Vol. 2, 1967, S. 117-141.

- BICKEL, G. W., Factor Proportions and Relative Prices Under C. E. S. Production Functions: An Empirical Study of Japanese - U. S. Comparative Advantage. Technical Report Nr. 148, Institute for Mathematical Studies in the Political Science, Stanford University, Stanford 1966.
- BORCHERT, Manfred [1968a], "Bemerkungen zur empirischen Analyse des Leontief-Paradoxons". Zeitschrift für die gesamte Staatswissenschaft, Vol. 124, 1968, S. 430-450.
- [1968b], "Die Produktionsfunktion als Bestimmungsfaktor des Außenhandels". Jahrbuch für Sozialwissenschaft, Vol. 19, 1968, S. 183-213.
- BRANSON, William H., Nikolaos MONOYIOS, "Factor Inputs in U. S. Trade". Journal of International Economics, Vol. 7, 1977, S. 111-131.
- CÁMARA ARGENTINA DE RADIO, TELEVISIÓN, TELECOMUNICACIONES Y AFINES, Proyecto de Modificación de la Estructura Arancelario-Cambiaría. Buenos Aires 1966.
- CARNEIRO LEAR, A. S., C. RIBEIRO DASILVA, E. GIESTAS, J. NOBREGA, "Matriz de Insumo - Produto do Brasil". Revista de Economia, Vol. 27, 1973, S. 3-10.
- CASAS, Francisco R., "The Theory of Intermediate Products, Technical Change and Growth". Journal of International Economics, Vol. 2, 1972, S. 189-200.
- CAVES, Richard E., Trade and Economic Structure. Cambridge, Mass., 1967.
- , Ronald W. JONES, World Trade and Payments. Boston 1973.
- CHIPMAN, John S., "A Survey of the Theory of International Trade, Part 2, The Neo-Classical Theory". Econometrica, Vol. 33, 1965, S. 685-760.
- , "Factor Price Equalization and the Stolper-Samuelson Theorem". International Economic Review, Vol. 10, 1969, S. 399-406.
- , "Homothetic Preferences and Aggregation". Journal of Economic Theory, Vol. 8, 1974, S. 26-38.
- CLAPHAM, R., "Von der Preistheorie zur Wettbewerbstheorie". Das Wirtschaftsstudium, Vol. 6, 1977, S. 115-119.
- CONSEJO NACIONAL DE DESARROLLO (CONADE), Resultados de la Encuesta sobre Expectativas de Producción e Inversión de las Empresas Industriales. Buenos Aires 1965.
- DER, William, "Multi-Intermediate Goods Trade: The Gains and a Heckscher-Ohlin Analysis". The American Economic Review, Vol. 69, 1979, S. 575-586.

- DORFMAN, Robert, Paul A. SAMUELSON, Robert M. SOLOW, *Linear Programming and Economic Analysis*. New York 1958.
- DORNBUSCH, Rudiger, Stanley FISCHER, Paul A. SAMUELSON, "Heckscher-Ohlin Trade Theory with a Continuum of Goods". *The Quarterly Journal of Economics*, Vol. 95, 1980, S. 203-224.
- EISENBERG, Edmund, "Aggregation of Utility Functions". *Management Science*, Vol. 7, 1961, S. 337-350.
- ELLIS, Howard S. (Ed.), *The Economy of Brazil*. Berkeley 1969.
- ETHIER, Wilfred, "Nontraded Goods and the Heckscher-Ohlin Model". *International Economic Review*, Vol. 13, 1972, S. 132-147.
- , "Some of the Theorems of International Trade With Many Goods and Factors". *Journal of International Economics*, Vol. 4, 1974, S. 199-206.
- FALVEY, Rodney E., "Transport Costs in the Pure Theory of International Trade". *Economic Journal*, Vol. 86, 1976, S. 536-550.
- , "Specific Factors, Comparative Advantage and International Investment: An Extension". *Economica*, Vol. 46, 1979, S. 77-82.
- FEDER, S., *Factor-Contents of Trade: France and Germany, 1953-1959*. Research Paper Nr. 7415, Federal Reserve Bank of New York, New York 1974.
- FELS, Gerhard, "The Choice of Industry Mix in the Division of Labour between Developed and Developing Countries". *Weltwirtschaftliches Archiv*, Vol. 108, 1972, S. 71-118.
- FINDLAY, Ronald, *Trade and Specialization*. Harmondsworth 1970.
- FINGER, J. Michael, "Factor Intensity and 'Leontief Type' Tests of the Factor Proportions Theory". *Economia Internazionale*, Vol. 22, 1969, S. 405-422.
- FINK, Gerhard, Jiri SKOLKA, *Capital and Labour Intensity of Austrian and Hungarian Foreign Trade*. Wiener Institut für Internationale Wirtschaftsvergleiche, Forschungsberichte, H. 52, 1979.
- FLAM, Harry, "The Rybczynski Theorem in a Model with Non-Traded Goods and Indecomposable Inter-Industry Flows". *International Economic Review*, Vol. 20, 1979, S. 661-670.
- GANZ, Alexander, "Problems and Uses of National Wealth Estimates in Latin America". In: Raymond GOLDSMITH, Christopher SAUNDERS (Eds.), *The Measurement of Income and Wealth*. London 1959, S. 217-273.
- GEHRELS, Franz, "Factor Efficiency, Substitution, and the Basis for Trade: Some Empirical Evidence". *Kyklos*, Vol. 23, 1970, S. 279-302.

- GÖRZIG, Bernd, Wolfgang KIRNER, Anlageinvestitionen und Anlagevermögen in den Wirtschaftsbereichen der Bundesrepublik Deutschland. Deutsches Institut für Wirtschaftsforschung, Beiträge zur Struktur-forschung, H. 41, Berlin 1976.
- GÖRZIG, Bernd et al., Daten zur Entwicklung des Produktionspotentials, des Einsatzes von Arbeitskräften und Anlagevermögen sowie der Einkommensverteilung in den Wirtschaftsbereichen der Bundesrepublik Deutschland 1950-1975. Berlin 1977.
- GRAHAM, Frank D., The Theory of International Values. Princeton 1948.
- GRAUWE, Paul de, Walter KENNES, Theo PEETERS, Robert van STRAELLEN, "Trade Expansion with Less Developed Countries and Employment: A Case Study of Belgium". Weltwirtschaftliches Archiv, Vol. 115, 1979, S. 99-115.
- GRUBEL, Herbert G., P.J. LLOYD, Intra-Industry Trade. London 1975.
- GRUBER, William H., Dileep MEHTA, Raymond VERNON, "The R&D Factor in International Trade and International Investment of United States Industries". The Journal of Political Economy, Vol. 75, 1967, S. 20-37.
- GUÍA PRÁCTICA DEL EXPORTADOR E IMPORTADOR. Buenos Aires 1978.
- HANSSON, Karl-Erik, "A General Theory of the System of Multilateral Trade". The American Economic Review, Vol. 42, 1952, S. 59-68.
- HARKNESS, Jon, John F. KYLE, "Factors Influencing United States Comparative Advantage". Journal of International Economics, Vol. 5, 1975, S. 153-165.
- HECKSCHER, Eli, "The Effect of Foreign Trade on the Distribution of Income". Ekonomisk Tidskrift, Vol. 21, 1919, S. 1-32, engl. Übers. in: Readings in the Theory of International Trade. London 1950, S. 272-300.
- HERBERG, Horst, "Zur Möglichkeit der Einbeziehung von Transportkosten in die reine Theorie des internationalen Handels". In: Jahrbücher für Nationalökonomie und Statistik, Vol. 181, 1967/68, S. 449-566.
- HESSE, Helmut, "Außenhandel I: Determinanten". In: Handwörterbuch der Wirtschaftswissenschaft, Lfg. 7/8, Stuttgart, April 1977, S. 364-388.
- HIRSCH, Seev, "Capital or Technology? Confronting the Neo-Factor Proportions and the Neo-Technology Accounts of International Trade". Weltwirtschaftliches Archiv, Vol. 110, 1974, S. 535-563.
- , Baruch LEV, "Sales Stabilization through Export Diversification". The Review of Economics and Statistics, Vol. 53, 1971, S. 270-277.
- HODD, Michael, "An Empirical Investigation of the Heckscher-Ohlin Theory". Economica, Vol. 24, 1967, S. 20-29.

HOFFMANN, Walther G., *Stadien und Typen der Industrialisierung*. Jena 1931.

HORIBA, Yutaka, "General Equilibrium and the Heckscher-Ohlin Theory of Trade: The Multi-Country Case". *International Economic Review*, Vol. 15, 1974, S. 440-449.

--, "Testing the Demand Side of Comparative Advantage Models". *The American Economic Review*, Vol. 69, 1979, S. 650-661.

--, J.R. MORONEY, "On the Structure of Comparative Advantage in a Multifactor Trade Model". *International Economic Review*, Vol. 20, 1979, S. 551-554.

HÜFBAUER, Gary C., *Synthetic Materials and the Theory of International Trade*. London 1966.

--, "The Impact of National Characteristics and Technology on the Commodity Composition of Trade in Manufactured Goods". In: Raymond VERNON (Ed.), *The Technology Factor in International Trade*. New York 1970, S. 145-231.

HULSMAN-VEJSOVÁ, Marie, K.A. KOEKKOEK, "Factor Proportions, Technology and Dutch Industry's International Trade Patterns". *Weltwirtschaftliches Archiv*, Vol. 116, 1980, S. 162-176.

INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA Y ESTADISTICA (IBGE), VII Recenseamento Geral do Brasil 1960. Rio de Janeiro 1965.

--, *Nomenclatura Brasileira de Mercaderia*. Rio de Janeiro 1969.

--, *Clasificacao de Industrias*. Rio de Janeiro 1972.

--, VIII Recenseamento Geral do Brasil 1970. Rio de Janeiro 1975.

--, *Matriz de Relacoes Interindustriais. Versao Preliminar restrita as Industrias de Transformacao e Extrativa Mineral 1970*. Rio de Janeiro 1976.

--, *Matriz de Relacoes Interindustriais 1970 (Versao Final)*. Rio de Janeiro 1979.

INSTITUTO NACIONAL DE ESTADÍSTICA Y CENSOS (INEC), *Comercio Exterior 1970*. Buenos Aires 1972.

JOHNSON, Harry G., "Effects of Changes in Comparative Costs as Influenced by Technical Change". In: Roy F. HARROD, Douglas HAGUE (Eds.), *International Trade in a Developing World*. London 1963, S. 96-112.

--, *Technology and Economic Interdependence*. London 1975.

JONES, Ronald W., "Factor Proportions and Heckscher-Ohlin Theorem". *The Review of Economic Studies*, Vol. 24, 1956/57, S. 1-10.

--, "Comparative Advantage and the Theory of Tariffs: A Multi-Country, Multi-Commodity Model". *Ibid.*, Vol. 28, 1961/62, S. 161-175.

- JONES, Ronald W., "The Structure of Simple General Equilibrium Models". *The Journal of Political Economy*, Vol. 73, 1965, S. 557-572.
- , "Tariffs and Trade in General Equilibrium: Comment". *The American Economic Review*, Vol. 59, 1969, S. 418-424.
- , "The Role of Technology in the Theory of International Trade". In: Raymond VERNON (Ed.), *The Technology Factor in International Trade*. New York 1970, S. 73-92.
- , 'Two-Ness' in Trade Theory: Costs and Benefits. Special Papers in International Economics Nr. 12, International Finance Section, Department of Economics, Princeton University, Princeton 1977.
- , *International Trade: Essays in Theory*. Amsterdam 1979.
- , "Comparative and Absolute Advantage". *Schweizerische Zeitschrift für Volkswirtschaft und Statistik*, Vol. 116, 1980, S. 235-259.
- , José A. SCHEINKMAN, "The Relevance of the Two-Sector-Production Model in Trade Theory". *The Journal of Political Economy*, Vol. 85, 1977, S. 909-935.
- KASTENING, W., "Die Werturteilsproblematik in den Wirtschafts- und Sozialwissenschaften - eine vergleichende Darstellung der bekanntesten wissenschaftstheoretischen Positionen". *Das Wirtschaftsstudium*, Vol. 7, 1978, S. 71-77.
- KATRAK, Homi, "An Empirical Test of Comparative Cost Theories. Japan, Peru, the United Kingdom and the United States". *Economica*, Vol. 36, 1969, S. 389-399.
- KATZ, Jorge M., *Importación de tecnología, aprendizaje e industrialización dependiente*. Mexiko 1976.
- , Eduardo ABLIN, "From Infant Industry to Technology Exports: The Argentine Experience in the International Sale of Industrial Plants and Engineering Works. Inter-American Development Bank / United Nations Economic Commission for Latin America, Research Programme in Science and Technology, Working Paper No. 14, Buenos Aires 1978.
- KAWATA, Fukuo, "Patterns of Export Trade of Argentina and Brazil: A Comparative Study". *Kobe Economic and Business Review*, 19th Annual Report, 1972, S. 1-17.
- KEESING, Donald B., "Labor Skills and International Trade: Evaluating Many Trade Flows with a Single Measuring Device". *The Review of Economics and Statistics*, Vol. 47, 1965, S. 287-294.
- , "Labor Skills and Comparative Advantage". *The American Economic Review*, Vol. 56, 1966, S. 249-258.
- KEMP, Murray C., *The Pure Theory of International Trade and Investment*. Englewood Cliffs 1969.

- KEMP, Murray C., Leon L. F. WEGGE, "On the Relation between Commodity Prices and Factor Rewards". *International Economic Review*, Vol. 10, 1969, S. 407-413.
- KENDALL, Maurice G., *Rank Correlation Methods*. 2nd. rev. ed., London 1955.
- KOMIYA, Ryutaro, "Non-Traded Goods and the Pure Theory of International Trade". *International Economic Review*, Vol. 8, 1967, S. 132-152.
- KRAVIS, Irving B., "Availability and other Influences on the Commodity Composition of Trade". *The Journal of Political Economy*, Vol. 64, 1956, S. 143-155.
- , Zoltan KENESSEY, Alan HESTON, Robert SUMMERS, *A System of International Comparisons of Gross Product and Purchasing Power*. Washington 1975.
- KREKÓ, Béla, *Lehrbuch der linearen Optimierung*. Berlin 1973.
- KRUEGER, Anne O., "Factor Endowments and Per Capital Income Differences Among Countries". *Economic Journal*, Vol. 78, 1968, S. 641-659.
- , *Growth, Distortions, and Patterns of Trade Among Many Countries*. Princeton Studies in International Finance Nr. 40, International Finance Section, Department of Economics, Princeton University, Princeton 1971.
- LAURSEN, Svend, "Production Functions and the Theory of International Trade". *The American Economic Review*, Vol. 42, 1952, S. 540-557.
- LEAMER, Edward E., "The Commodity Composition of International Trade in Manufactures: An Empirical Analysis". *Oxford Economic Papers*, N.S., Vol. 26, 1974, S. 350-374.
- , "The Leontief-Paradox, Reconsidered". *The Journal of Political Economy*, Vol. 88, 1980, S. 495-503.
- LEONTIEF, Wassily, "Domestic Production and Foreign Trade. The American Capital Position Re-Examined". *Economia Internazionale*, Vol. 7, 1954, S. 9-45.
- , "Factor Proportions and the Structure of American Trade: Further Theoretical and Empirical Analysis". *The Review of Economics and Statistics*, Vol. 28, 1956, S. 386-407.
- , "An International Comparison of Factor Costs and Factor Use. A Review Article". *The American Economic Review*, Vol. 54, 1964, S. 335-345.
- LERNER, Abba P., "Factor Prices in International Trade". *Economica*, Vol. 19, 1952, S. 1-15.

- LINDER, Staffan B., *An Essay on Trade and Transformation*. Uppsala 1961.
- LINDEMANN, Hans, *An Econometric Study of International Trade Flows*. Amsterdam 1966.
- LORENZEN, Gunter, "Fehlerrechnung in Input-Output-Analysen". *Schweizerische Zeitschrift für Volkswirtschaft und Statistik*, Vol. 116, 1980, S. 195-203.
- LUCIUS, Wulf D. von, "Das Leontief-Paradoxon des Außenhandels". *Zeitschrift für Nationalökonomie*, Vol. 25, 1965, S. 363-413.
- MARFELS, Christian, "The Consistency of Concentration Measures: A Mathematical Evaluation". *Zeitschrift für die gesamte Staatswissenschaft*, Vol. 128, 1972, S. 196-215.
- MARTIN, John P., "Variable Factor Supplies and the Heckscher-Ohlin-Samuelson Model". *Economic Journal*, Vol. 86, 1976, S. 820-831.
- MATUSZEWSKI, T.I., Paul R. PITTS, John A. SAWYER, "Alternative Treatments of Imports in Input-Output-Models: A Canadian Study". *Journal of the Royal Statistical Society*, Vol. 136, 1963, S. 410-432.
- , --, --, "The Impact of Foreign Trade on Canadian Industries". *The Canadian Journal of Economics and Political Science*, Vol. 31, 1965, S. 206-221.
- MAYER, Wolfgang, "Short-Run and Long-Run Equilibrium for a Small Open Economy". *The Journal of Political Economy*, Vol. 82, 1974, S. 955-967.
- , "The Rybczynski, Stolper-Samuelson, and Factor Price Equalization Theorems Under Price Uncertainty". *The American Economic Review*, Vol. 66, 1976, S. 797-808.
- MCKENZIE, Lionel W., "Specialization and Efficiency in World Production". *The Review of Economic Studies*, Vol. 21, 1953/54, S. 165-180.
- , "Equality of Factor Prices in World Trade". *Econometrica*, Vol. 23, 1955, S. 239-257.
- , "Specialization in Production and the Production Possibility Locus". *The Review of Economic Studies*, Vol. 23, 1955/56, S. 56-64.
- MELVIN, James R., "Production and Trade with Two Factors and Three Goods". *The American Economic Review*, Vol. 58, 1968, S. 1249-1268.
- , "Production Indeterminacy with Three Goods and Two Factors: Reply". *Ibid.*, Vol. 61, 1971, S. 245-246.
- , "Production Indeterminacy with Three Goods and Two Factors: The Last Word?" *Ibid.*, Vol. 62, 1972, S. 273.
- MICHAELY, Michael, *Concentration in International Trade*. Amsterdam 1962.

- MINHAS, Bagicha S., *An International Comparison of Factor Costs and Factor Use*. Amsterdam 1963.
- MORONEY, John R., James M. WALKER, "A Regional Test of the Heckscher-Ohlin Hypothesis". *The Journal of Political Economy*, Vol. 74, 1966, S. 573-586.
- MYINT, Hla, "The 'Classical Theory' of International Trade and Underdeveloped Countries". *Economic Journal*, Vol. 68, 1958, S. 317-337, wiederabgedr. in: Ian LIVINGSTONE (Ed.), *Economic Policy for Development*. London 1971, S. 85-112.
- NELSON, Richard R., "A 'Diffusion' Model of International Productivity Differences in Manufacturing Industry". *The American Economic Review*, Vol. 58, 1968, S. 1219-1248.
- OHLIN, Bertil, *Interregional and International Trade*. Rev. ed., Cambridge, Mass., 1967.
- ONIKI, Hajime, Hirofumi UZAWA, "Patterns of Trade and Investment in a Dynamic Model of International Trade". *The Review of Economic Studies*, Vol. 32, 1965, S. 15-38.
- ORGANISATION FOR ECONOMIC CO-OPERATION AND DEVELOPMENT (OECD), *Education, Human Resources and Development in Argentina*, Vol. 1 und 2. Paris 1967/68.
- PARIKH, Ashok, R. EDWARDS, "Estimation of a Technology Matrix from a Domestic Coefficients Matrix and a Row of Intermediate Imports in Input-Output Analysis". *European Economic Review*, Vol. 9, 1977, S. 109-119.
- PARKS, Richard W., "On the Estimation of Multinomial Logit Models From Relative Frequency Data". *Journal of Econometrics*, Vol. 13, 1980, S. 293-303.
- PEARCE, Ivor F., "A Further Note on Factor-Commodity Price Relationships". *Economic Journal*, Vol. 49, 1959, S. 725-732.
- , *International Trade*. Book II (Paperback), London 1970.
- PEREIRA, Luiz, *Trabalho e Desenvolvimento no Brasil*. Sao Paulo 1965.
- PISCHNER, Rainer, Reiner STÄGLIN, Hans WESSELS, *Input-Output-Rechnung für die Bundesrepublik Deutschland 1972*. Beiträge zur Struktur-forschung des Deutschen Instituts für Wirtschaftsforschung, H. 38, Berlin 1975.
- POSNER, Michael V., "International Trade and Technical Change". *Oxford Economic Papers*, N. S., Vol. 13, 1961, S. 323-341.
- POSTNER, Harry H., *Factor Content of Canadian International Trade: An Input-Output Analysis*. Ottawa 1975.

- RIEDEL, James, "Factor Proportions, Linkages and the Open Developing Economy". *The Review of Economics and Statistics*, Vol. 57, 1975, S. 487-494.
- , "Intermediate Products and the Theory of International Trade: A Generalization of the Pure Intermediate Good Case". *The American Economic Review*, Vol. 66, 1976, S. 441-447.
- ROBINSON, Romney, "Factor Proportions and Comparative Advantage". *The Quarterly Journal of Economics*, Vol. 70, 1956, S. 169-192, wiederabgedr. in: *Readings in International Economics*, London 1968, S. 3-23.
- ROCCA, Carlos A., J.R. MENDONSA DE BARROS, "Human Resources and the Structure of Foreign Trade: The Brazilian Case". *Economia Internazionale*, Vol. 27, 1974, S. 637-654.
- ROSE, Klaus, "Heckscher-Ohlinsches Theorem und technischer Fortschritt". In: Gottfried BOMBACH (Hrsg.), *Beiträge zur Theorie der Außenwirtschaft*. Berlin 1970, S. 9-33.
- , *Theorie der Außenwirtschaft*. 6. überarb. Aufl., München 1976.
- , "Außenhandel". In: *Handwörterbuch der Wirtschaftswissenschaften*. Lfg. 7/8, April 1977, S. 363-364.
- ROSEFIELDE, Steven, *Soviet International Trade in Heckscher-Ohlin Perspective. An Input-Output-Study*. Lexington 1973.
- ROSKAMP, Karl W., "Factor Proportions and Foreign Trade: The Case of West Germany". *Weltwirtschaftliches Archiv*, Vol. 91, 1963, S. 319-326.
- , Gordon C. MCMEEKIN, "Factor Proportions, Human Capital and Foreign Trade: The Case of West-Germany Reconsidered". *The Quarterly Journal of Economics*, Vol. 82, 1968, S. 152-160.
- ROTHSCHILD, Kurt W., "Pull and Push im Export". *Weltwirtschaftliches Archiv*, Vol. 97, 1966, S. 251-272.
- RYBCZYNSKI, T. M., "Factor Endowment and Relative Commodity Prices". *Economica*, N. S., Vol. 22, 1955, S. 336-341, wiederabgedr. in: *Readings in International Economics*. London 1968, S. 72-77.
- SAMUELSON, Paul A., "International Trade and Equalization of Factor Prices". *Economic Journal*, Vol. 58, 1948, S. 163-184.
- , "International Factor Price Equalization Once Again". *Ibid.*, Vol. 59, 1949, S. 181-197.
- , "Prices of Factors and Goods in General Equilibrium". *The Review of Economic Studies*, Vol. 21, 1953, S. 1-20.

- SCHITTKO, Ulrich K., Lehrbuch der Außenwirtschaftstheorie. Stuttgart 1976.
- SCHNEIDER, Erich, Einführung in die Wirtschaftstheorie, Teil II, 10., verbesserte Aufl., Tübingen 1965.
- SCHOLING, Eberhard, Vincenz TIMMERMANN, "Länder- und Branchenkonjunkturverbund". Kyklos, Vol. 30, 1977, S. 599-617.
- SCHUMAN, Jochen, Grundzüge der Mikroökonomie. Berlin 1971.
- SCHYDLOWSKY, Daniel M., "From Import Substitution to Export Promotion for Semi-Grown-Up Industries: A Policy Proposal". The Journal of Development Studies, Vol. 3, 1967, S. 405-413.
- SCITOVSKY, Tibor de, "A Reconsideration of the Theory of Tariffs". Review of Economic Studies, Vol. 9, 1942, S. 89-110, wiederabgedr. in: Readings in the Theory of International Trade. London 1950, S. 358-389.
- SECRETARÍA DE PLANEAMIENTO Y ACCIÓN DE GOBIERNO (SPAG), Modelo Económico Sectorial Dinámico. Buenos Aires 1973.
- SIEBERT, Horst, Regional Economic Growth: Theory and Policy. Scranton 1969.
- , Außenhandelstheorie. 2. Aufl., Stuttgart 1977.
- SIMPSON, David, Jinkichi TSUKUI, "The Fundamental Structure of Input-Output Tables. An International Comparison". The Review of Economics and Statistics, Vol. 47, 1965, S. 434-446.
- SMITH, Adam, The Wealth of Nations. London 1776. Hrsg. Edwin CANNAN, Vol. 1 (Paperback), London 1961.
- SOMMER, Juan F., "La deuda externa argentina entre 1972 y 1976". Ensayos Economicos, BCRA, Buenos Aires, September 1977.
- SOURROUILLE, Juan V., Bernardo KOSACOFF, "Sobre la evolución del contenido de importaciones intermedias en la demanda final y las exportaciones argentinas: Un ejercicio insumo-producto". Desarrollo Económico, Vol. 18, 1979, S. 597-606.
- STÄGLIN, Reiner, "MODOP - Ein Verfahren zur Erstellung empirischer Transaktionsmatrizen". In: Anwendungen statistischer und mathematischer Methoden auf sozialwissenschaftliche Probleme. Berichte aus dem Institut für Statistik und Versicherungsmathematik und aus dem Institut für Angewandte Statistik der Freien Universität Berlin, H. 15, 1972, S. 69-81.
- STATISTISCHES BUNDESAMT [a], Fachserie D, Industrie und Handwerk, Reihe 4, Sonderbeiträge zur Industriestatistik, Beschäftigte nach der Stellung im Betrieb 1974. Stuttgart 1976.
- [b], ibid., Reihe 8, Industrie des Auslandes, Länderbeitrag. Stuttgart 1970.

- STATISTISCHES BUNDESAMT [c], Fachserie G, Außenhandel, Reihe 2, Spezialhandel nach Waren und Ländern, Stuttgart 1971.
- [d], Statistisches Jahrbuch für die Bundesrepublik Deutschland 1975; 1978. Stuttgart.
- [e], Systematik der Wirtschaftszweige. Stuttgart 1970.
- [f], Volkszählung vom 27. Mai 1970, H. 24, Zählungsergebnisse für den internationalen Vergleich. Stuttgart 1972.
- [g], Warenverzeichnis für die Außenhandelsstatistik, Ausgabe 1969 mit Nachtrag 1970. Stuttgart 1971.
- STERN, Robert M., "Testing Trade Theories". In: Peter B. KENEN (Ed.), International Trade and Finance: Frontiers for Research. New York 1975, S. 3-49.
- [1976a], "Capital-Skill Complementarity and U. S. Trade in Manufactures". In: Herbert GLEJSER (Ed.), Quantitative Studies of International Economic Relations. Amsterdam 1976, S. 223-239.
- [1976b], "Some Evidence on the Factor Content of West-Germany's Foreign Trade". The Journal of Political Economy, Vol. 84, 1976, S. 131-141.
- STEWART, Douglas B., "Production Indeterminacy with Three Goods and Two Factors: A Comment on the Pattern of Trade". The American Economic Review, Vol. 61, 1971, S. 241-244.
- , "Production Indeterminacy with Three Goods and Two Factors: A Rejoinder". Ibid., Vol. 62, 1972, S. 720-722.
- STOLPER, Wolfgang F., Karl W. ROSKAMP, "An Input-Output Table for East Germany with Applications to Foreign Trade". Bulletin of the Oxford Institute of Statistics, Vol. 23, 1961, S. 379-392.
- , Paul A. SAMUELSON, "Protection and Real Wages". The Review of Economic Studies, Vol. 9, 1941, S. 50-73, wiederabgedr. in: Readings in the Theory of International Trade. London 1950, S. 333-357.
- STONE, Richard (Ed.), A Programme for Growth, Bd. 3, Input-Output Relationships 1954-1966. London 1963.
- TARSHIS, Lorie, "Factor Inputs and International Price Comparisons". In: Moses ABRAMOVITZ et al. (Eds.), The Allocation of Economic Resources. Stanford 1959, S. 236-244.
- TATEMOTO, Masahiro, Shinichi ICHIMURA, "Factor Proportions and Foreign Trade: The Case of Japan". The Review of Economics and Statistics, Vol. 41, 1959, S. 442-446.

- TEUBAL, Miguel, "Towards a Neotechnology Theory of Comparative Costs". *The Quarterly Journal of Economics*, Vol. 89, 1975, S. 414-431.
- THEIL, Henri, "On the Estimation of Relationships Involving Qualitative Variables". *American Journal of Sociology*, Vol. 76, 1970, S. 103-154.
- . *Principles of Econometrics*. New York 1971.
- TRAVIS, William P., *The Theory of Trade and Protection*. Cambridge, Mass., 1964.
- TYLER, William G., "Trade in Manufactures and Labor Skill Content: The Brazilian Case". *Economia Internazionale*, Vol. 25, 1972, S. 314-334.
- UZAWA, Hirofumi, "On a Two-Sector Model of Economic Growth". *The Review of Economic Studies*, Vol. 29, 1961/62, I, S. 40-47; II, S. 105-118.
- UNITED NATIONS (UN), *International Standard Industrial Classification (ISIC), Rev. 1*. New York 1958.
- . *Comisión Económica Para América Latina (CEPAL), Estadísticas Industriales Argentinas 1967*. O. O.
- . *Yearbook of National Accounts Statistics*, Vol. 1. New York 1977.
- . *Statistical Yearbook 1978*. New York.
- VANDOORNE, Marc, *Estimate of Cumulative Factor Intensities. Re-Emergence of the Reversals*. Working Paper Nr. 78/81, Centre for Development Studies, Universiteit Antwerpen, Antwerpen 1977.
- VANEK, Jaroslav, "Variable Factor Proportions and Inter-Industry Flows in the Theory of International Trade". *The Quarterly Journal of Economics*, Vol. 77, 1963, S. 129-142.
- . "The Factor Proportions Theory: The N-Factor Case". *Kyklos*, Vol. 21, 1968, S. 749-756.
- VERNON, Raymond, "International Investment and International Trade in the Product Cycle". *The Quarterly Journal of Economics*, Vol. 80, 1966, S. 190-207.
- WAHL, Donald, "Capital and Labor Requirements for Canada's Foreign Trade". *The Canadian Journal of Economics and Political Science*, Vol. 27, 1961, S. 349-358.
- WALRAS, Leon, *Elements of Pure Economics*. Engl. Übers. der "Ed. définitive rev. et augmentée" (1926) von Jaffré, London 1954.
- WEGGE, Leon F., Murray C. KEMP, "Generalizations of the Stolper-Samuelson and Samuelson-Rybczynski Theorems in Terms of Conditional Input-Output Coefficients". *International Economic Review*, Vol. 10, 1969, S. 414-425.

- WHITIN, Thomson M., "Classical Theory, Graham's Theory and Linear Programming in International Trade". *The Quarterly Journal of Economics*, Vol. 67, 1953, S. 520-544.
- WILLIAMS, John H., "The Theory of International Trade Reconsidered". *Economic Journal*, Vol. 39, 1929, S. 195-209, wiederabgedr. in: *Readings in the Theory of International Trade*. London 1950, S. 253-271.
- WILLIAMS, J. R., "The Resource Content in International Trade". *Canadian Journal of Economics*, Vol. 3, 1970, S. 111-122.
- WINSTON, Gordon C., "On Measuring Factor Proportions in Industries with Different Seasonal and Shift Patterns or Did the Leontief Paradox ever exist?" *Economic Journal*, Vol. 69, 1979, S. 897-904.
- WIRTSCHAFTSINFORMATION über Argentinien. Buenos Aires, Juni - August 1980.
- WOLTER, Frank, "Factor Proportions, Technology and West German Industry's International Trade Patterns". *Weltwirtschaftliches Archiv*, Vol. 113, 1977, S. 250-267.
- WOODLAND, Alan D., "Joint Outputs, Intermediate Inputs and International Trade Theory". *International Economic Review*, Vol. 18, 1977, S. 517-533.