ECONSTOR
Make Your Publications Visible.

A Service of

ZBW Leibniz-Informationszentrum Wirtschaft
Leibniz Information Centre for Economics

Herrmann, Roland

Working Paper — Digitized Version

Wirkungen nationaler Agrarpolitiken auf den Agrarhandel der Entwicklungsländer und Möglichkeiten der Handelsliberalisierung

Kiel Working Paper, No. 374

Provided in Cooperation with:
Kiel Institute for the World Economy – Leibniz Center for Research on Global Economic Challenges

Suggested Citation: Herrmann, Roland (1989) : Wirkungen nationaler Agrarpolitiken auf den Agrarhandel der Entwicklungsländer und Möglichkeiten der Handelsliberalisierung, Kiel Working Paper, No. 374, Kiel Institute of World Economics (IfW), Kiel

This Version is available at:
https://hdl.handle.net/10419/46960

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.

WWW.ECONSTOR.EU

Mitglied der Leibniz-Gemeinschaft

Kieler Arbeitspapiere
Kiel Working Papers

Arbeitspapier Nr. 374

WIRKUNGEN NATIONALER AGRARPOLITIKEN AUF DEN AGRARHANDEL DER ENTWICKLUNGSLÄNDER UND MÖGLICHKEITEN DER HANDELSLIBERALISIERUNG*

von

Roland Herrmann

Institut für Weltwirtschaft an der Universität Kiel

The Kiel Institute of World Economics

ISSN 0342 - 0787

Institut für Weltwirtschaft
Abteilung IV
Düsternbrooker Weg 120, 2300 Kiel 1

Arbeitspapier Nr. 374

WIRKUNGEN NATIONALER AGRARPOLITIKEN AUF DEN AGRARHANDEL DER ENTWICKLUNGSLÄNDER UND MÖGLICHKEITEN DER HANDELSLIBERALISIERUNG*

von

Roland Herrmann

Weltwirtschaft Kiel
Ag 1799/89

Mai 1989

* In diesen Beitrag sind Studien eingegangen, die im Rahmen des Forschungsprojekts "Diskriminierung des Agrarsektors in Entwicklungsländern? Ausmaß, Struktur und die Bedeutung der Wirtschaftspolitik" entstanden sind. Dieses Projekt wird von der Stiftung Volkswagenwerk unter Nr. II/64700 finanziell gefördert. Für hilfreiche Kommentare danke ich Uwe Corsepius, Ulrich Hiemenz und Manfred Wiebelt.

Für Inhalt und Verteilung der Kieler Arbeitspapiere ist der jeweilige Autor allein verantwortlich, nicht das Institut.
Da es sich um Manuskripte in einer vorläufigen Fassung handelt, wird gebeten, sich mit Anregung und Kritik direkt an den Autor zu wenden und etwaige Zitate vorher mit ihm abzustimmen.

ISSN 0342 - 0787

Gliederung

Seite

1 Einführung 1

2 Wirkungen von Agrarpolitiken der Industrieländer auf den Agrarhandel der Entwicklungsländer und Möglichkeiten der Handelsliberalisierung 3

2.1 Eine empirische Fallstudie: Analyse der Wirkungen der EG-Zuckermarktpolitik auf den Agrarhandel von Entwicklungsländern 4

a. Grundelemente der EG-Zuckermarktordnung und Quantifizierung der Weltmarktpreiseffekte ... 4

b. Quantifizierung von Wirkungen der EG-Zuckermarktordnung auf die Gesamtheit der Entwicklungsländer 6

c. Quantifizierung von Wirkungen der EG-Zuckermarktordnung auf ausgewählte Entwicklungsländer 13

2.2 Ergebnisse anderer quantitativer Studien zum Einfluß der Agrarpolitik der Industrieländer auf den Agrarhandel der Entwicklungsländer - ein Literaturüberblick 18

3 Wirkungen von Agrarpolitiken in Entwicklungsländern auf deren Agrarhandel und Möglichkeiten der Handelsliberalisierung 22

3.1 Eine empirische Fallstudie: Der Agraraußenhandel Perus unter dem Einfluß der peruanischen Agrarpolitik 22

a. Indikatoren der Agrarsektorentwicklung in Peru und Ziele der peruanischen Agrarpolitik 22

b. Bedeutung der direkten Agrarpolitik in Peru für die Produktionsanreize im Agrarsektor 24

c. Bedeutung der indirekten Agrarpolitik in Peru für die Produktionsanreize im Agrarsektor ... 29

d. Implikationen der direkten und indirekten Agrarpolitik in Peru für den Agraraußenhandel und Möglichkeiten der Handelsliberalisierung 33

3.2 Ergebnisse anderer quantitativer Studien zum Einfluß der direkten und der indirekten Agrarpolitik von Entwicklungsländern auf deren Agrarhandel - ein Literaturüberblick 35

4 Zusammenfassung und Schlußfolgerungen 38

1 Einführung

Nationale Agrarpolitiken in Industrie- und Entwicklungsländern werden vornehmlich beschlossen, um nationale Ziele zu verwirklichen. Dies hat jedoch oft Nebenwirkungen auf den Agraraußenhandel der Entwicklungsländer. Agrarpolitiken der Industrieländer beeinflussen Niveau und Stabilität der Weltmarktpreise und damit den Agraraußenhandel der Entwicklungsländer. Entwicklungsländer selbst regulieren die Verbraucherpreise für Nahrungsmittel und die Produzentenpreise für Agrarprodukte und nehmen damit Einfluß auf ihren Agraraußenhandel.

Der Zusammenhang zwischen nationalen Agrarpolitiken, internationalen Agrarmärkten und dem Agraraußenhandel der Entwicklungsländer steht zunehmend im Mittelpunkt der handelspolitischen und wissenschaftlichen Diskussion. In den GATT-Verhandlungen über eine Liberalisierung des Agrarhandels geht es vor allem um den Abbau protektionistischer Agrarpolitiken der Industrieländer [Runge (1988), Tangermann/Josling/Pearson (1987)], nicht zuletzt aufgrund ihrer negativen Auswirkungen auf andere Anbieter auf den Weltmärkten. Im Zuge der Liberalisierungsdebatte zeigen auch nationale Ministerien und internationale Organisationen wachsendes Interesse daran, den Grad des Agrarprotektionismus zu messen und Folgewirkungen für die internationalen Agrarmärkte aufzuzeigen [FAO (1987), OECD (1987, 1988), USDA (1987), World Bank (1986)]. In der wissenschaftlichen Diskussion wurde in den vergangenen Jahren in einer Reihe von Arbeiten versucht, die Auswirkungen des Agrarprotektionismus in Industrieländern auf die internationalen Agrarmärkte, die beteiligten Länder und die Drittländer abzuleiten [Anderson/Hayami (1986), Tyers/Anderson (1988), Parikh et al. (1988)]. Einzelne Beiträge konzentrieren sich dabei auf die Wirkungen auf Entwicklungsländer [Valdés/Zietz (1980), Matthews (1985)]. Die Ergebnisse dieser Studien deuten an, daß von der Agrarpolitik in Industrieländern merkliche Effekte auf die Weltmarktpreise ausgehen und damit die internationalen Rahmenbedingungen für den Agrarhandel der Entwicklungsländer stark beeinflußt werden. Der Agraraußenhandel der

Entwicklungsländer hängt jedoch auch stark von nationalen Politiken ab, mit denen die internationalen Terms of Trade der Landwirtschaft beeinflußt werden. Zu diesen nationalen Politiken gehören direkte agrarpolitische Maßnahmen, aber auch handels- und wirtschaftspolitische Maßnahmen zugunsten des industriellen Sektors, mit denen über den Wechselkurs, die Inputpreise und die Terms of Trade auf die Landwirtschaft Einfluß genommen wird [Krueger/Schiff/Valdés (1988)].

Der vorliegende Beitrag konzentriert sich auf die Frage, wie der Agraraußenhandel der Entwicklungsländer durch nationale Agrarpolitiken beeinflußt wird und welche Möglichkeiten für eine Handelsliberalisierung bestehen. Dabei werden nationale Agrarpolitiken der Industrieländer untersucht, auf die das einzelne Entwicklungsland keinen Einfluß nehmen kann, sowie nationale Agrarpolitiken der Entwicklungsländer selbst. Bei der eigenen nationalen Agrarpolitik wird zwischen direkter und indirekter Agrarpolitik unterschieden. Direkte Agrarpolitik bezeichnet die direkte Beeinflussung des Agrarsektors durch staatliche Maßnahmen. Indirekte Agrarpolitik steht für wirtschaftspolitische Maßnahmen, die auf andere Sektoren ausgerichtet sind, aber gleichzeitig wichtige Parameter für den landwirtschaftlichen Sektor beeinflussen. Der Einfluß der Agrarpolitik auf den Agraraußenhandel ist für viele Entwicklungsländer von erheblicher Bedeutung, weil sie stark von Agrarexporten abhängen und diese eine wichtige Rolle bei der Lösung des Verschuldungsproblems und der Sicherung entwicklungsnotwendiger Importe spielen. Außerdem sind viele Entwicklungsländer zunehmend von Nahrungsmittelimporten abhängig [Byerlee (1987)], und diese Importe belasten die Zahlungsbilanzen der Länder stark. Es ist daher eine wichtige Frage, inwieweit Agrarpolitiken den Agraraußenhandel der Entwicklungsländer beeinflussen und ob sie das Devisenproblem verschärfen oder abschwächen. Umgekehrt ist zu fragen, wie eine Handelsliberalisierung im Agrarbereich von Seiten der Industrieländer oder des Entwicklungslandes selbst die Importausgaben oder Exporterlöse verändern würde.

Die folgende Analyse verfolgt zwei Ziele. Zum einen soll durch quantitative Fallstudien gezeigt werden, wie man den Einfluß nationaler Agrarpolitiken auf den Agraraußenhandel der Entwicklungsländer modellieren kann. Dies stellt den eigenen empirischen Beitrag des Referats dar. Zum anderen soll die bestehende quantitative Literatur zum Einfluß der Agrarpolitik auf den Agrarhandel der Entwicklungsländer überblicksartig dargestellt und vom methodischen Ansatz her bewertet werden. In Kapitel 2 wird zunächst der Einfluß der Agrarpolitik der Industrieländer auf den Agraraußenhandel der Entwicklungsländer untersucht. Dabei werden die Handelseffekte der EG-Zuckermarktpolitik auf die Entwicklungsländer insgesamt und zwei ausgewählte Entwicklungsländer, Malaysia und Thailand, quantifiziert. Danach werden bestehende quantitative Arbeiten zum Einfluß der Agrarpolitik der Industrieländer auf den Agrarhandel kritisch gewürdigt, und Möglichkeiten einer Handelsliberalisierung werden bewertet. In Kapitel 3 wird der Zusammenhang zwischen der Agrarpolitik in Entwicklungsländern und deren Agraraußenhandel analysiert. Als empirisches Beispiel dient die direkte und indirekte Agrarpolitik Perus. Es wird geprüft, wie diese Agrarpolitik den peruanischen Agraraußenhandel beeinflußt hat. Die Ergebnisse werden mit denen anderer Studien in methodischer und inhaltlicher Hinsicht verglichen. In Kapitel 4 werden die Hauptergebnisse zusammengefaßt, und Folgerungen für die Möglichkeiten der Handelsliberalisierung und die zukünftige Forschung werden gezogen.

2 Wirkungen von Agrarpolitiken der Industrieländer auf den Agrarhandel der Entwicklungsländer und Möglichkeiten der Handelsliberalisierung

Im folgenden wird am Beispiel der EG-Zuckermarktpolitik aufgezeigt, wie die Agrarpolitik in Industrieländern den Agraraußenhandel von Entwicklungsländern beeinflußt. Der methodische Ansatz ist partialanalytisch, geht also in dieser Hinsicht nicht so weit wie einige neuere Beiträge, in denen die Auswirkungen der Agrarpolitik in Industrieländern auf einzelne Entwicklungsländer im Rahmen allgemeiner Gleichgewichtsmodelle berechnet werden. Die

empirische Analyse geht jedoch in anderer Hinsicht weiter als die vorhandenen Beiträge, da Implikationen der EG-Zuckermarktpolitik über einen längeren Zeitraum ermittelt werden. Damit wird es möglich, durchschnittliche Wirkungen auf den Agraraußenhandel von Entwicklungsländern, auf Exporterlöse, Importausgaben und deren Wohlstandsposition aufzuzeigen sowie zusätzlich Wirkungen auf die Instabilität der Exportpreise, der Importpreise, der Exporterlöse und Importausgaben zu ermitteln.

2.1 Eine empirische Fallstudie: Analyse der Wirkungen der EG-Zuckermarktpolitik auf den Agrarhandel von Entwicklungsländern

Wie auf anderen wichtigen Agrarmärkten gibt es für den Zuckermarkt ein Preisstützungssystem der EG, durch das die Produzenten in normalen Jahren höhere Preise erhalten, als es unter Weltmarktbedingungen der Fall wäre. Die Zuckermarktpolitik ist aus der Sicht der Entwicklungsländer von besonderem Interesse, weil es Nettoexporteure und Nettoimporteure unter den Entwicklungsländern gibt. Exporteure und Importeure werden von der EG-Zuckermarktpolitik unterschiedlich betroffen. Daher werden bei der folgenden quantitativen Analyse die Gruppe der zuckerexportierenden und die der zuckerimportierenden Entwicklungsländer unterschieden. Außerdem werden Effekte der EG-Politik auf ein zuckerexportierendes Land, Thailand, und ein zuckerimportierendes Land, Malaysia, detailliert herausgearbeitet.

a. Grundelemente der EG-Zuckermarktordnung und Quantifizierung der Weltmarktpreiseffekte

Die Zuckerwirtschaft der EG ist durch ein System von Abschöpfungen und Exporterstattungen vom Weltmarkt abgekoppelt [Großkopf (1979), Bureau of Agricultural Economics (1985), Fennell (1987)]. Zur Regulierung des Außenhandels werden Schwellenpreise festgelegt. Liegt der Weltmarktpreis unter dem Schwellenpreis, wird die Differenz als Abschöpfungsbetrag an der EG-Grenze erhoben. Ist der Weltmarktpreis höher als der Schwellenpreis, werden umgekehrt

Subventionen auf Zuckerimporte gezahlt. Um Exporte zu ermöglichen, wenn der Weltmarktpreis unter dem EG-Marktpreis liegt, werden Exporterstattungen in der Höhe der Preisdifferenz gezahlt. Dieses Regulierungssystem impliziert, daß die heimischen Preise durch Veränderungen des Weltmarktpreises unbeeinflußt bleiben. Es ist Nachfragern und Anbietern in der EG-Zuckerwirtschaft damit nicht möglich, auf wechselnde Knappheitslagen am internationalen Zuckermarkt durch Mengenanpassung zu reagieren.

Die EG-Zuckerproduktion ist durch ein Quotensystem geregelt. Den EG-Mitgliedsländern werden maximale Quoten für Weißzucker zugeteilt. Die maximalen Quoten teilen sich in A- und B-Quoten auf und werden in den Ländern zwischen Verarbeitungsunternehmen aufgeteilt. Die A-Quote wird von den Interventionsstellen zum Interventionspreis abzüglich einer Abgabe von 2 vH aufgekauft. Die B-Quote wird ebenfalls aufgekauft, doch wird eine zusätzliche Abgabe von bis zu 37,5 vH erhoben. Die genaue Höhe ist abhängig von den laufenden Marktordnungskosten. Die C-Quote bezeichnet den Teil des Zuckerangebots, der über der maximalen Quote liegt. Sie muß ohne staatlichen Zuschuß zu Weltmarktpreisen verkauft werden. Die Interventionspreise auf der Verarbeitungsstufe sind begleitet von Minimumpreisen auf der Produzentenebene.

Die Zuckerpreise lagen in der EG in den meisten Jahren über dem Weltmarktniveau. Eine solche Politik verschiebt die Exportangebotskurve (Importnachfragekurve) am Weltmarkt nach rechts (links) und senkt den Weltmarktpreis. Inwieweit die EG-Zuckermarktpolitik den Weltmarktpreis beeinflußt hat, ist für den Zeitraum 1968-81 in Herrmann/Schmitz (1984) quantifiziert worden. Dort wurden die Weltmarktpreise in der bestehenden Situation mit Zuckermarktpolitik den hypothetischen Weltmarktpreisen gegenübergestellt, die in der Situation ohne EG-Politik gegolten hätten. Die hypothetischen Weltmarktpreise sind dabei nicht als Freihandelspreise zu interpretieren, da unterstellt wird, daß die EG-Politik liberalisiert, protektionistische Politiken anderer Industrieländer aber beibehalten werden. Der hypothetische Weltmarktpreis wurde auf der Basis eines nichtlinearen Marktgleichgewichtsmodells mit dem Newton/Raphson-Algorithmus simuliert. Dabei wurde das Exportange-

bot der Restwelt und das Angebot der EG der Summe aus der Importnachfrage der Restwelt und der Nachfrage der EG gleichgesetzt. Die Preiselastizitäten des Exportangebots (ε_{RW}^{ES}) und der Importnachfrage (ε_{RW}^{ID}) der Restwelt wurden im Rahmen eines Zuckermarktmodells ökonometrisch geschätzt ($\varepsilon_{RW}^{ES} = 0,17$; $\varepsilon_{RW}^{ID} = 0,26$). Für die Preiselastizität der Nachfrage in der EG wurde in Anlehnung an die Studie von Gemmill (1976) -0,4 unterstellt. Für die Preiselastizitäten des Angebots bestehen keine verläßlichen Schätzungen, weil eine vollständige Anpassung der EG an Weltmarktbedingungen so starke Preisänderungen zur Folge hätte, wie sie bisher unter der EG-Marktorganisation nicht verwirklicht wurden. Es wurden daher Sensitivitätsanalysen mit Werten zwischen 0 und 1 durchgeführt. Unterstellt man den Extremfall eines kurzfristig völlig preisunelastischen Angebots in der EG, dann hat die EG-Zuckermarktpolitik im Zeitraum 1968-81 die in Tabelle 1 zusammengefaßten Weltmarkteffekte ausgelöst.

Es zeigt sich, daß die EG-Zuckermarktpolitik das Durchschnittsniveau des Weltmarktpreises um 3,1 vH gesenkt und die Instabilität des Weltmarktpreises um knapp 31 vH erhöht hat. Offenbar waren zuckerexportierende Entwicklungsländer durch einen niedrigeren und instabileren Weltmarktpreis in zweifacher Weise negativ betroffen. Die zuckerimportierenden Entwicklungsländer wurden im Hinblick auf das Preisniveau durch die EG-Politik begünstigt, im Hinblick auf die Preisinstabilität aber ebenfalls benachteiligt.

b. Quantifizierung von Wirkungen der EG-Zuckermarktordnung auf die Gesamtheit der Entwicklungsländer

Will man die Wirkungen der EG-Zuckermarktordnung auf den Agraraußenhandel der Entwicklungsländer messen, müssen zwei Fragen beantwortet werden:

1) Wie beeinflußt die EG-Zuckermarktpolitik die Außenhandelspreise der zuckerexportierenden und der zuckerimportierenden Entwicklungsländer?

Tabelle 1: Effekte der EG-Zuckermarktpolitik auf den Weltzuckerpreis, 1968-81[a]

Variable	Situation mit EG-Zuckermarkt-politik (1)	Situation ohne EG-Zuckermarkt-politik (2)	Wirkung der EG-Zuckermarkt-politik (vH) (3)=((2)-(1))/(1)
Durchschnittsniveau des Weltmarktpreises ($/Tonne Rohzucker)	316,52	326,78	-3,1
Instabilität des Weltmarktpreises (vH)	28,9	22,1	+30,9

[a] Das Durchschnittsniveau des Weltmarktpreises ist als arithmetisches Mittel der Preise in den Einzeljahren berechnet worden. Die Instabilitäten sind mit dem trendkorrigierten Variationskoeffizienten nach Cuddy/Della Valle (1978) berechnet worden.

Quelle: Eigene Berechnungen nach Herrmann/Schmitz (1984), Appendix.

2) Wie elastisch reagiert der Außenhandel der zuckerexportierenden und der zuckerimportierenden Entwicklungsländer auf Veränderungen des Außenhandelspreises?

Sind diese Fragen beantwortet, können die Wirkungen der EG-Zuckermarktpolitik auf den Außenhandel, die Exporterlöse, die Importausgaben und die Wohlstandsposition im Zuckersektor gemessen werden.

Zu 1): Die Außenhandelspreise der Entwicklungsländer weichen rechnerisch vom Weltmarktpreis ab, z.B. aufgrund von Transportkostenunterschieden in der Weltzuckerwirtschaft. Die Effekte der EG-Zuckermarktpolitik wurden nun aus den Weltmarktpreiseffekten der Zuckerpolitik abgeleitet. Es wurde unterstellt, der Außenhandelspreis der Entwicklungsländer werde prozentual in gleichem Ausmaß durch die EG-Zuckermarktpolitik beeinflußt wie der Weltmarktpreis. Für den hypothetischen Exportpreis der zuckerexportierenden Entwicklungsländer in der Situation ohne EG-Zuckermarktordnung gilt dann

$$(1) \quad p_E^* = x \cdot p_E$$

und für den hypothetischen Importpreis der zuckerimportierenden Entwicklungsländer

(2) $p_I^* = x \cdot p_I$.

Dabei gilt außerdem

(3) $x = p_W^*/p_W$.

p_W ist der Weltmarktpreis, p_E (p_I) der Exportpreis (Importpreis) der zuckerexportierenden (zuckerimportierenden) Entwicklungsländer. * bezeichnet die hypothetische Situation ohne EG-Zuckerpolitik. p_W, p_E und p_I wurden aus FAO (a) als Einheitswerte errechnet und p_W^* aus Herrmann/Schmitz (1984) entnommen.

Zu 2): Hier wurde unterstellt, daß die Entwicklungsländer auf Preisänderungen am Weltzuckermarkt ebenso reagieren wie die Nicht-EG-Länder insgesamt. Die Preiselastizitäten des Exportangebots und der Importnachfrage aller Nicht-EG-Länder aus dem ökonometrischen Weltzuckermodell in Herrmann/Schmitz (1984) wurden auch für die Exporte der zuckerexportierenden Entwicklungsländer bzw. die Importe der zuckerimportierenden Entwicklungsländer angenommen. Danach gilt für die Preiselastizität des Exportangebots 0,17 und die Preiselastizität der Importnachfrage -0,26.

Mit Hilfe dieser Informationen und tatsächlicher Handelsdaten der Entwicklungsländer kann nun für den Zeitraum 1968-81 der Einfluß der EG-Zuckermarktpolitik auf den Agraraußenhandel der Entwicklungsländer berechnet werden. Die prozentualen Effekte auf die Außenhandelspreise (PPE), die Außenhandelsmenge (PQE) und den Wert des Außenhandels (PVE) bei Zucker werden wie folgt errechnet:

(4) $PPE = 100 \cdot (p-p^*)/p^*$;

(5) $PQE = 100 \cdot (q-q^*)/q^*$;

(6) $PVE = 100 \cdot (pq-p^*q^*)/p^*q^*)$.

Werte der Variablen ohne (mit) * bezeichnen wiederum die bestehende (hypothetische) Situation mit (ohne) EG-Zuckermarktpolitik. Wo Implikationen einer Liberalisierung der Zuckermarktordnung

ausgewiesen werden, werden die Werte in der bestehenden Situation als Referenzgrößen verwendet und nicht wie in den Gleichungen (4) bis (6) die hypothetischen Werte. Zusätzlich werden Wohlstandseffekte der EG-Zuckermarktpolitik auf die Gruppe der zuckerexportierenden und die Gruppe der zuckerimportierenden Entwicklungsländer untersucht. Die Wohlstandswirkungen auf die zuckerexportierenden Entwicklungsländer (ΔW_E) werden ermittelt über den Effekt auf die Produzentenrente am Exportmarkt:

$$(7) \quad \Delta W_E = \int_{p_E^*}^{p_E} (ap^{\varepsilon_E^{ES}}) \, dp.$$

Die Wohlstandswirkungen auf die zuckerimportierenden Entwicklungsländer (ΔW_I) werden über die Veränderung der Konsumentenrente im Zuckerimportsektor ermittelt:

$$(8) \quad \Delta W_I = \int_{p_I}^{p_I^*} (bp^{\varepsilon_I^{ID}}) \, dp.$$

Wie (7) und (8) zeigen, wird eine loglineare Exportangebotsfunktion und eine loglineare Importnachfunktion für die Entwicklungsländer unterstellt. Das hypothetische Exportangebot der zuckerimportierenden Entwicklungsländer, q_E^*, das in (5), (6) und (7) eingeht, wird errechnet nach

$$(9) \quad q_E^* = ap_E^{*\,\varepsilon_E^{ES}}$$

unter Verwendung des Exportangebotsparameters

$$(10) \quad a = q_E / (p_E^{\varepsilon_E^{ES}}).$$

Analog wird die hypothetische Importnachfrage der zuckerimportierenden Entwicklungsländer, q_I^*, die in (5), (6) und (8) eingeht, ermittelt nach

$$(11) \quad q_I^* = bp_I^{*\,\varepsilon_I^{ID}}$$

unter Verwendung des Importnachfrageparameters

$$(12) \quad b = q_I / (p_I^{\varepsilon_I^{ID}}).$$

Anhang 1 und Anhang 2 zeigen nun für die Gruppen der zuckerexportierenden und der zuckerimportierenden Entwicklungsländer in jedem einzelnen Jahr des Zeitraums 1968-81, wie die Außenhandelspreise, die Handelsmengen und deren Wert sowie der Wohlstand im Zuckersektor durch die EG-Zuckermarktpolitik beeinflußt worden ist. Tabelle 2 weist für den gesamten Zeitraum Wirkungen auf das durchschnittliche Niveau der Variablen und auf die Instabilitäten der Außenhandelspreise und des Werts des Außenhandels aus. Es zeigen sich folgende Hauptergebnisse:

1. In den meisten Jahren hat sich die EG-Zuckerpolitik deutlich auf die Außenhandelspreise der Entwicklungsländer ausgewirkt. Die prozentualen Effekte lagen zwischen 1,3 und 22,7 vH. In den meisten Jahren wurden die Außenhandelspreise der Entwicklungsländer durch die EG-Politik gedrückt und nur in vier Jahren hoher Weltmarktpreise erhöht (1974, 1975, 1980, 1981). Bei den zuckerexportierenden Entwicklungsländern waren Preis- und Mengenwirkungen der EG-Politik gleichgerichtet und die prozentualen Exporterlöswirkungen waren daher stärker als die prozentualen Preiswirkungen. In den meisten Jahren wurden als Folge von Preissenkungen die Exporte vermindert, und die Exporterlöse sanken um 2 bis 26 vH. Die Wohlstandsposition der Gruppe der zuckerexportierenden Entwicklungsländer verschlechterte sich in den meisten Jahren durch den Preisniveaueffekt der EG-Politik am internationalen Zuckermarkt. Bei den zuckerimportierenden Entwicklungsländern waren Preis- und Mengenwirkungen entgegengerichtet, und die Importausgabenwirkungen waren daher prozentual schwächer als die Importpreiswirkungen. In den meisten Jahren wurde als Folge von politikinduzierten Preissenkungen mehr importiert als in der hypothetischen Situation ohne EG-Zuckermarktordnung, und die Wohlstandsposition der zuckerimportierenden Entwicklungsländer verbesserte sich. Als Folge der preisunelastischen Importnachfrage der Entwicklungsländer sanken die Importausgaben für Zucker in den meisten Jahren.

Tabelle 2: Der Einfluß der EG-Zuckermarktpolitik auf die Entwicklungsländer, 1968-81[a]

Ländergruppe/ Wirtschafts-politische Variable	Effekte der EG-Zuckermarktpolitik auf den Außenhandel der Entwicklungsländer mit Zucker sowie Wohlstands-effekte der EG-Zuckermarktpolitik			
	Situation mit EG-Zucker-marktpolitik	Situation ohne EC-Zucker-marktpolitik	Politik-induzierte Wirkung (vH)	Implikationen einer Liberali-sierung der EG-Zuckerpolitik (vH
	(1)	(2)	(3)= ((1)-(2))/(2)	(4)= ((2)-(1))/(1)
Zuckerexportierende Entwicklungsländer: Durchschnittsniveau verschiedener Variablen:				
- Exportpreis ($/t):	293,92	304,46	-3,5	+3,6
- Exporte (1000t):	16471	16692	-1,3	+1,3
- Exporterlöse (1000$):	4998032	5197000	-3,8	+4,0
- Wohlstand:	-	-	-169437[b]	+169437[b]
Instabilität verschiedener Variablen (vH):				
- Exportpreis:	28,0	21,5	+30,2	-23,2
- Exporterlöse:	25,7	18,6	+38,2	-27,6
Zuckerimportierende Entwicklungsländer: Durchschnittsniveau verschiedener Variablen:				
- Importpreis ($/t):	300,90	307,85	-2,3	+2,3
- Importe (t):	7002980	6882317	+1,8	-1,7
- Importausgaben (1000$):	2328551	2359590	-1,3	+1,3
- Wohlstand:	-	-	+42064[b]	-42064[b]
Instabilität verschiedener Variablen (vH):				
- Importpreis:	36,5	29,9	+22,1	-18,1
- Importausgaben:	28,2	23,9	+18,0	-15,2

[a] Zur Methodik der Berechnungen vgl. Text. Die durchschnittlichen Preise sind als arithmetische Mittel der Preise in den einzelnen Jahren ermittelt worden. Die Instabilitäten sind mit dem trendkorrigierten Variationskoeffizienten nach Cuddy/Della Valle (1978) errechnet worden. - [b] In 1000$.

Quelle: Eigene Berechnungen mit den Daten in Anhang 1 und 2.

2. Berechnet man die durchschnittlichen Effekte der EG-Zuckermarktpolitik für den Gesamtzeitraum 1968-81, so kann man beobachten, daß sich gegenläufige Wirkungen in verschiedenen Jahren teilweise kompensiert haben. Die durchschnittlichen Effekte sind schwächer ausgeprägt als die Auswirkungen in fast allen Einzeljahren. Trotzdem gingen auch im Durchschnitt des Untersuchungszeitraums merkliche Effekte von der EG-Zuckerpolitik auf die Entwicklungsländer aus. Der Zuckerexportpreis wurde durchschnittlich um 3,5 vH und die Zuckerexporterlöse um 3,8 vH vermindert. Die Exporte wurden um 1,3 vH gesenkt und hätten bei einer Liberalisierung der EG-Zuckermarktpolitik um den gleichen Prozentsatz ausgeweitet werden können. Die Wohlstandsposition der zuckerexportierenden Entwicklungsländer wurde im Durchschnitt um 169,4 Mio.$ gesenkt. Hier wird der Unterschied zur Betrachtung von Einzeljahren besonders deutlich: Im Jahr 1979 war der Wohlstandsverlust mit 708,6 Mio.$ mehr als viermal so hoch, und in den Jahren 1968, 1970, 1971, 1977 und 1978 lag der Wohlstandsverlust jeweils über 400 Mio.$. Die Gruppe der zuckerexportierenden Entwicklungsländer wurde nicht nur von dem Niveaueffekt der EG-Zuckerpolitik negativ betroffen, sondern auch von deren Instabilitätswirkungen. Zusätzlich zur Preis- und Erlösminderung stieg die Instabilität der Exportpreise um 30,2 vH und der Exporterlöse um 38,2 vH als Folge der EG-Politik an.

3. Der Importpreis der zuckerimportierenden Entwicklungsländer wurde im Durchschnitt der Jahre um 2,3 vH gesenkt. Damit erfuhren die zuckerimportierenden Entwicklungsländer einen Wohlstandsgewinn im Zuckersektor, der durchschnittlich 42,1 Mio.$ betrug. Der Wohlstandsgewinn in Einzeljahren war erneut deutlich höher und betrug z.B. 1977 und 1978 236,3 und 263,9 Mio.$. Der Zuckeraußenhandel der importierenden Entwicklungsländer wurde durch die EG-Politik um durchschnittlich 1,8 vH stimuliert. Trotz der Ausweitung der Zuckerimporte reduzierten sich die Importausgaben aufgrund der preisunelastischen Importnachfrage des Landes, und zwar um 1,3 vH im Durchschnitt der Jahre. Dem wohlstandserhöhenden Druck auf den Importpreis der zuckerimportierenden Entwicklungsländer stand allerdings

Bibliothek
des Instituts für Weltwirtschaft

der stark destabilisierende Effekt entgegen. Die Instabilität des Importpreises nahm als Folge der Zuckerpolitik der EG um 22,1 vH zu, die Instabilität der Importausgaben um 18 vH.

4. Vergleicht man die Wohlstandseffekte für die zuckerexportierenden und die zuckerimportierenden Entwicklungsländer, so zeigt sich eindeutig, daß die Entwicklungsländer insgesamt einen Wohlstandsverlust hinzunehmen hatten. Dieser Wohlstandsverlust wird durch den preissenkenden Effekt der EG-Zuckerpolitik am Weltmarkt verursacht. Zu dem aggregierten Wohlstandsverlust als Folge des Preisniveaus kommt noch der stark destabilisierende Effekt der EG-Zuckermarktordnung auf den Weltmarktpreis. Hierunter hatten sowohl die zuckerexportierenden wie auch die zuckerimportierenden Entwicklungsländer zu leiden.

c. Quantifizierung von Wirkungen der EG-Zuckermarktordnung auf ausgewählte Entwicklungsländer

Die vorstehenden Berechnungen zur EG-Zuckerpolitik beziehen sich nur auf die Zuckermarktordnung der EG. Einzelne Zuckerexporteure unter den Entwicklungsländern werden im Lomé-Abkommen kompensiert. Sie können im Rahmen des dort verankerten Zuckerprotokolls Lieferquoten an die EG zu gestützten Preisen absetzen [Koester/Schmitz (1982)]. Eine umfassende Analyse der Wohlstandswirkungen der EG-Zuckerpolitik auf die Entwicklungsländer müßte daher die EG-Zuckermarktordnung und das Zuckerprotokoll im Lomé-Abkommen erfassen, und die vorstehende Analyse aus der Sicht aller Entwicklungsländer wäre entsprechend zu erweitern. Einzelne Entwicklungsländer, die nicht vom Zuckerprotokoll erfaßt sind, werden jedoch in vollem Umfang durch die EG-Zuckermarktordnung betroffen. Für zwei dieser Länder, Thailand und Malaysia, wird nun die Bedeutung der EG-Zuckermarktordnung für den Agraraußenhandel herausgearbeitet. Thailand ist ein Nettoexportland bei Zucker, Malaysia ein Nettoimportland.

Zur Berechnung der nationalen Effekte müssen wiederum zwei Fragen beantwortet werden:

1) Wie beeinflußt die EG-Zuckermarktpolitik die Außenhandelspreise Thailands und Malaysias?

2) Wie elastisch reagiert der Außenhandel der beiden Länder bei Zucker auf Veränderungen des Außenhandelspreises?

Zu 1): Hier wird so vorgegangen wie bei der aggregierten Analyse für alle zuckerexportierenden und alle zuckerimportierenden Entwicklungsländer. Es wird unterstellt, die nationalen Außenhandelspreise würden durch die EG-Politik prozentual gleich verändert werden wie der Weltmarktpreis.

Zu 2): Um den hypothetischen Außenhandel Thailands und Malaysias in der Situation ohne Zuckermarktpolitik zu ermitteln, wurden Exportangebots- und Importnachfragefunktionen ökonometrisch geschätzt. Mit der Schätzung sollten Preiselastizitäten des Exportangebots- bzw. der Importnachfrage ermittelt werden.

Im Falle des thailändischen Exportangebots zeigte sich für den Zeitraum 1968-86 in allem Modellspezifikationen[1], daß der Zuckerexport kurzfristig nicht signifikant auf Änderungen des Exportpreises in $ reagierte. Das Schätzmodell mit der höchsten Anpassungsgüte war das folgende:

$$(13)\quad \hat{q}_T^{ES} = \underset{(-3,85)}{-2568800} - \underset{(-0,23)}{46,618}\, p_T + \underset{(3,23)}{105820}\, w + \underset{(9,89)}{0,09086}\, PR_T - \underset{(-2,01)}{606,78}\, Y_T$$

$$(\bar{R}^2 = 0,95;\quad F = 83,23;\quad DW = 1,86)$$

q^{ES} ist die Exportangebotsmenge in Tonnen, p der Exportpreis in US-$/Tonne, w der Wechselkurs (Preis des US-$ in Baht), PR die nationale Zuckerproduktion in Tonnen, Y das Bruttosozialprodukt in Mrd. Baht. T steht für Thailand und ^ für einen geschätzten Wert. t-Werte sind in Klammern ausgewiesen. $\bar{R}^2$ bezeichnet das korrigierte Bestimmtheitsmaß, F den F-Wert und DW den Durbin/Watson-Koeffizienten.

Gleichung (13) zeigt, daß mit Ausnahme des statistisch nicht signifikanten Preiseinflusses alle theoretischen Erwartungen erfüllt werden. Eine Produktionsausdehnung erhöht in der gleichen Periode das Exportangebot. Eine Einkommenserhöhung verlagert die heimische Nachfragefunktion nach rechts und mindert ceteris paribus das Überschußangebot. Bemerkenswert ist, daß eine Verschlechterung des Wechselkurses signifikante Exportausweitungen zur Folge hat[2], während dies bei einer Erhöhung des internationalen Zuckerpreises in US-$ nicht der Fall ist. Aufgrund des nicht signifikanten Preiskoeffizienten wird im folgenden von einem kurzfristig völlig preisunelastischen Exportangebot bei Zucker ausgegangen.

Ein statistisch signifikanter Einfluß des Zuckerimportpreises auf die Zuckerimportmenge kann jedoch für die Importnachfrage Malaysias festgestellt werden. In einem loglinearen Modell können über den Importpreis und eine Einkommensvariable knapp 90 vH der Importschwankungen im Zeitraum 1968-86 erklärt werden[3]:

$$(14)\quad \ln \hat{q}_M^{ID} = \underset{(70,36)}{11,489} - \underset{(-6,61)}{0,28528} \ln p_M + \underset{(10,39)}{0,30962} \ln Y_M$$

$$\rho = \underset{(-1,94)}{-0,40687} \qquad (\bar{R}^2 = 0,87;\ F = 55,11;\ DW = 2,21)$$

q^{ID} bezeichnet die Importnachfragemenge, p den Importpreis und Y das Bruttosozialprodukt im Mio. US-$. M steht für Malaysia, und ρ ist der geschätzte Koeffizient der Cochrane/Orcutt-Prozedur.

Gleichung (14) zeigt erwartungsgemäß eine negative Preiselastizität und eine positive Einkommenselastizität der Importnachfrage nach Zucker, und beide Elastizitäten sind bei einer Irrtumswahrscheinlichkeit von weniger als 0,1 vH signifikant von Null verschieden. Im folgenden wird die berechnete Preiselastizität der Importnachfrage von -0,29 zugrundegelegt.

Mit der gleichen Methode wie für die Entwicklungsländer insgesamt wurden nun für Thailand und Malaysia mit deren Handelsdaten und Preiselastizitäten die Effekte der EG-Zuckermarktpolitik abgeleitet. Anhang 3 und 4 zeigen für jedes einzelne Jahr des Zeit-

raums 1968-81 die Preis-, Mengen-, Erlös-, Ausgaben- und Wohlstandswirkungen. In Tabelle 3 sind Effekte auf das Durchschnittsniveau und die Instabilität wichtiger Variablen zusammengefaßt. Es zeigen sich sehr ähnliche Effekte wie auf aggregierter Ebene:

1. Thailand als Zuckerexportland hat im Durchschnitt der Jahre eine Verminderung des Exportpreises und der Exporterlöse um knapp 2 vH hinnehmen müssen. Die Wohlstandsposition Thailands verschlechterte sich dadurch pro Jahr um durchschnittlich 2,9 Mio.$ oder 0,07 $ pro Kopf der Bevölkerung. Überdies wurde Thailand von einer zunehmenden Preisinstabilität betroffen, und auch Thailands Exporte wurden instabiler.

2. Malaysias Importpreis wurde als Folge der EG-Politik im Durchschnitt der Jahre um knapp 5 vh gesenkt. Damit wurde der Wohlstand dieses Landes im Zuckersektor erhöht, pro Jahr durchschnittlich um 3,2 Mio.$ oder 0,29 $ pro Kopf der Bevölkerung. Die Importausgaben wurden um durchschnittlich 2,5 vH gesenkt, da bei der preisunelastischen Importnachfrage Malaysias die Importänderungen relativ schwächer waren als die Preisänderungen. Wiederum war die wohlstandssteigernde Preissenkung von einer starken Destabilisierung der Importe und der Importausgaben begleitet.

Insgesamt wurden die theoretischen Erwartungen durch die Ergebnisse bestätigt. Durch den preissenkenden Effekt der EG-Politik auf dem internationalen Zuckermarkt werden in kurzfristiger Betrachtung Zuckerexportländer unter den Entwicklungsländern schlechtergestellt und Zuckerimportländer bessergestellt. Zuckerexport- und -importländer unter den Entwicklungsländern werden durch eine höhere Preisinstabilität am Weltmarkt negativ betroffen. Die Effekte auf den mengen- und wertmäßigen Außenhandel sind in den meisten Einzeljahren deutlich stärker als im Durchschnitt der Jahre. Entsprechend weist eine auf einzelne Jahre bezogene Analyse ein deutlich größeres Potential für eine Handelsliberalisierung aus als eine Durchschnittsbetrachtung über einen längeren Zeitraum. Generell sind die Instabilitätseffekte der EG-Zuckerpolitik auf die Entwicklungsländer über den gesamten Untersuchungszeitraum hinweg sehr viel höher als die Niveaueffekte.

Tabelle 3: Der Einfluß der EG-Zuckermarktpolitik auf den Außenhandel Thailands und Malaysias mit Zucker[a]

Ländergruppe/ Wirtschaftspolitische Variable	Effekte der EG-Zuckermarktpolitik auf den Außenhandel Thailands und Malaysias mit Zucker sowie Wohlstandseffekte der EG-Zuckermarktpolitik			
	Situation mit EG-Zuckermarktpolitik	Situation ohne EC-Zuckermarktpolitik	Politikinduzierte Wirkung (vH)	Implikationen einer Liberalisierung der EG-Zuckerpolitik (vH)
	(1)	(2)	(3)= ((1)-(2))/(2)	(4)= ((2)-(1))/(1)
Thailand:				
Durchschnittsniveau verschiedener Variablen:				
- Exportpreis ($/t):	266,40	271,15	-1,8	+1,8
- Exporte (t):	605825	605825	+0	+0
- Exporterlöse (1000$):	161389	164268	-1,8	+1,8
- Wohlstand:	-	-	-2878,8[b]	+2878,8[b]
- Wohlstand pro Kopf:	-	-	-0,07[c]	+0,07[c]
Instabilität verschiedener Variablen (vH):				
- Exportpreis:	50,9	42,1	+20,9	-17,3
- Exporterlöse:	54,5	53,6	+1,7	+1,7
Malaysia:				
Durchschnittsniveau verschiedener Variablen:				
- Importpreis ($/t):	237,13	248,97	-4,8	+5,0
- Importe (t):	363841	355596	+2,3	-2,3
- Importausgaben (1000$):	86278	88534	-2,5	+2,6
- Wohlstand:	-	-	+3156,8[b]	-3156,8[b]
- Wohlstand pro Kopf:	-	-	+0,29[c]	-0,29[c]
Instabilität verschiedener Variablen (vH):				
- Importpreis:	21,2	13,6	+55,9	-35,8
- Importausgaben:	18,4	14,4	+27,8	-21,7

[a] Alle Berechnungen beziehen sich auf den Zeitraum 1968-81 außer den Instabilitätsberechnungen für Thailand (1970-81). Zur Methodik der Berechnungen vgl. Text. Die durchschnittlichen Preise sind über die durchschnittlichen Werte und Mengen des Außenhandels ermittelt worden. Die Instabilitäten sind mit dem trendkorrigierten Variationskoeffizienten nach Cuddy/Della Valle (1978) berechnet worden. - [b] In 1000$. - [c] In $.

Quelle: Eigene Berechnungen mit den Daten in Anhang 3 und 4.

2.2 Ergebnisse anderer quantitativer Studien zum Einfluß der Agrarpolitik der Industrieländer auf den Agrarhandel der Entwicklungsländer - ein Literaturüberblick

Im vorstehenden Kapitel wurden auf der Basis einer ökonometrischen Analyse des Zuckermarktes Implikationen der EG-Zuckerpolitik für Entwicklungsländer simuliert. Im folgenden wird eine kurze Bestandsaufnahme derjenigen Literatur vorgenommen, in der die Bedeutung der Agrarpolitik in Industrieländern für die Weltmärkte und den Agrarhandel der Entwicklungsländer quantitativ herausgearbeitet wurde. Dabei werden nur die breiter angelegten Studien diskutiert, in denen die Wirkungen der Agrarpolitik auf mehreren Märkten untersucht werden[4]. Die meisten dieser Studien sind in den letzten Jahren veröffentlicht worden. In Übersicht 1 werden die Autoren, die methodischen Ansätze, der Untersuchungsgegenstand und einige Hauptergebnisse der wichtigsten Studien zusammenfaßt.

Die wohl meistzitierten Studien zu den Wirkungen der Agrarpolitik der Industrieländer auf die Entwicklungsländer sind die von Valdés/Zietz (1980) und Matthews (1985). Beides sind partialanalytische Studien. Sie beruhen auf angenommenen Preiselastizitäten des Angebots und der Nachfrage auf Inlandsmärkten, aus denen in Verbindung mit Selbstversorgungsgraden Überschußelastizitäten am Weltmarkt abgeleitet werden. Die Studie von Tyers/Anderson (1988) ist ebenfalls partialanalytisch in dem Sinne, daß sie sich auf die Analyse von Agrarmärkten beschränkt. Die Studie weist jedoch stochastische und dynamische Komponenten auf und beruht auf einem Mehrproduktmodell. Die Studien von Burniaux/Waelbroeck (1985) und das IIASA-Modell, das in Fischer et al. (1988) beschrieben und in Parikh et al. (1988) ausführlich ausgewertet wird, beruhen auf allgemeinen Gleichgewichtsmodellen. Dort werden die Verknüpfungen zwischen dem Agrarsektor und den Nichtagrarsektoren explizit modelliert. Ein Vergleich der Studien zeigt folgende Ergebnisse:

Übersicht 1: Ansätze und Ergebnisse ausgewählter Studien zu den Wirkungen der Agrarpolitik der Industrieländer auf die Entwicklungsländer

Autoren	Untersuchungsperiode	Untersuchte Politik	Untersuchte Produkte und Länder	Methodischer Ansatz	Wichtige Ergebnisse
Valdés/Zietz (1980)	1975-77 (Durchschnittswerte)	Agrarhandelsliberalisierung in 17 OECD-Ländern mit einer Senkung des Protektionsniveaus um 50 vH	99 unverarbeitete und verarbeitete Agrarprodukte; Wirkungen auf 56 Entwicklungsländer	Partialanalyse der Märkte auf der Basis heimischer Angebots- und Nachfrageelastizitäten	a) Wohlstandsgewinne der Exportländer (1056 Mill. $) höher als Wohlstandsverluste der Importländer (583 Mill.$); b) Senkung der Importausgaben der Entwicklungsländer um 704 Mill.$; c) Erhöhung der Exporterlöse der Entwicklungsländer um 1,3 (geschälter Reis) bis 104 vH (Schweinefleisch)
Matthews (1985)	1981	vollständige Liberalisierung der Agrarprotektion in der EG (9)	11 Agrarprodukte; 191 Länder	wie Valdés/Zietz (1980)	a) Wohlstandseffekte einer Liberalisierung bei Getreide, Zucker, Fleisch, Milch und Ölsaaten würde zu einem aggregierten Wohlstandsverlust der Entwicklungsländer führen (-99 Mill.$); b) Liberalisierungseffekte würden zwischen einem Wohlstandsgewinn von 200 Mill.$ (Zucker) und einem Wohlstandsverlust von 215 Mill.$ (Milchprodukte) liegen; c) Lateinamerika würde von der Liberalisierung profitieren, Afrika und Asien würden verlieren
Tyers/Anderson (1988)	1980-82; 1995 (Simulation)	Liberalisierung der Agrarprotektion in der EG (12), Japan, den USA und allen marktwirtschaftlichen Industrieländern	Weizen, Futtergetreide, Reis, Fleisch, Milchprodukte, Zucker; Entwicklungsländer insgesamt	Dynamisches stochastisches Mehrproduktmodell der Weltagrarmärkte; ökonometrisch geschätzte Preis-Transmissionsgleichungen	a) Liberalisierung würde einen aggregierten Wohlstandsverlust für Entwicklungsländer verursachen; b) Agrarprotektion verursacht starke Umverteilungswirkungen in Entwicklungsländern, denn die Verluste der Produzenten durch den Protektionismus übersteigen den Nettowohlstandseffekt deutlich; c) Wirkungen der Agrarprotektion auf Entwicklungsländern sind in den 80er Jahren stärker gewachsen
Burniaux/ Waelbroeck (1985)	1995 (Simulation)	Liberalisierung der EG-Agrarpolitik	13 Agrargüter; industrielle Güter; 9 Regionen der Welt	Allgemeines Gleichgewichtsmodell	a) Realeinkommen der Entwicklungsländer würde in Afrika um 1,8 vH, in Asien um 0,5 vH und in Lateinamerika um 3,8 vH steigen als Folge der Liberalisierung; b) in ländlichen Gebieten dieser Ländergruppen wäre der Einkommenseffekt günstiger als in städtischen; c) billigere Industrieexporte der EG verbessern die Terms of Trade und das Realeinkommen in der Dritten Welt
Parikh et al. (1988)	1990 und 2000 (Simulation)	Liberalisierung im Agrarsektor durch die OECD-Länder und die EG	10 Produkte im internationalen Handel, davon 9 Agrarprodukte; 10 Entwicklungsländer und mehrere Gruppen von Entwicklungsländern	"Basic Linked System" von allgemeinen Gleichgewichtsmodellen für 16 Länder und 20 Ländergruppen	a) Liberalisierung durch die OECD-Länder würde 1990 das Bruttoinlandsprodukt in der Welt (+0,17 vH) und in Entwicklungsländern (+0,12 vH) relativ wenig verändern; b) die Armen in Entwicklungsländern würden durch die Liberalisierung schlechtergestellt werden, denn die Kalorienzufuhr würde sich um 0,13 vH vermindern und die Zahl der "Hungrigen" um 3,3 vH zunehmen; c) einzelne Entwicklungsländer wären klare Verlierer einer Liberalisierung (Brasilien, Mexiko, Ägypten, Türkei), andere Länder würden gewinnen (Kenia)

Quelle: Eigene Zusammenstellung nach den angegebenen Originalquellen.

1. Die Ergebnisse zu den Nettowohlstandswirkungen für Entwicklungsländer sind nicht eindeutig. Einzelne Studien weisen bei einer Liberalisierung von Agrarpolitiken in Industrieländern Wohlstandsgewinne [Valdés/Zietz (1980), Burniaux/Waelbroeck (1985), Parikh et al. (1988) in einem der untersuchten Jahre], andere Wohlfahrtsverluste für die Entwicklungsländer aus [Matthews (1985), Tyers/Anderson (1988)]. Die Größenordnung der aggregierten Wohlstandswirkungen ist relativ gering.

2. Die Wohlstandwirkungen der Liberalisierung sind von Agrarmarkt zu Agrarmarkt deutlich verschieden und auch von Kontinent zu Kontinent bei den Entwicklungsländern.

3. Aus den relativ schwachen aggregierten Wohlstandswirkungen, die präsentiert werden, kann aber nicht geschlossen werden, daß eine Liberalisierung der Agrarpolitik für die Entwicklungsländer unbedeutend ist. Es zeigen sich nämlich starke gruppenspezifische Effekte:

   a) Auch wenn der aggregierte Wohlstandseffekt aus der Sicht eines Entwicklungslandes schwach ausgeprägt ist, sind die negativen Effekte des Agrarprotektionismus für Produzenten in Entwicklungsländern sehr bedeutsam. Diese sind oft um ein Vielfaches höher als die aggregierten Effekte [Tyers/Anderson (1988), Table 6].

   b) Wie die Studie von Burniaux/Waelbroeck zeigt, würde eine Liberalisierung der Agrarpolitik in Industrieländern starke Umverteilungseffekte zugunsten der ländlichen und zu Lasten der städtischen Bevölkerung mit sich bringen. Dies würde der verbreiteten Land-Stadt-Wanderung in Entwicklungsländern entgegenwirken. Es könnte aber auch die Ernährungssicherheit gefährden, wenn keine kompensierenden Maßnahmen der Entwicklungsländer ergriffen werden [Parikh et al. (1988), Table 5.23].

   c) Überdies wären die dynamischen Effekte, die von einer Liberalisierung der Agrarpolitik in Industrieländern auf die Entwicklungsländer ausgehen, vermutlich wesentlich positiver als die komparativ-statischen Effekte. Dies wurde in den diskutierten Studien nicht berücksichtigt. Ebenfalls würde die

verringerte Preisinstabilität am Weltmarkt bei einer Liberalisierung zu zusätzlichen Wohlstandsgewinnen in Entwicklungsländern führen, wenn dort die Marktteilnehmer risikoavers sind[5].

Problematisch sind die Berechnungen der Wirkungen einer Handelsliberalisierung auf den monetären Wert des Agraraußenhandels, wie sie bei Valdés/Zietz (1980) durchgeführt werden. Valdés/Zietz kommen zum Ergebnis, daß bei einer Liberalisierung der Agrarpolitik in Industrieländern bei steigenden Weltmarktpreisen die Importausgaben der Entwicklungsländer sinken würden. Dieses Ergebnis ist bei der Berechnungsweise der Elastizitäten auf den Weltmärkten in dieser Studie nicht überraschend. Valdés/Zietz berechnen Überschußelastizitäten aus heimischen Nachfrage- und Angebotselastizitäten und Selbstversorgungsgraden, was bei relativ hohen Selbstversorgungsgraden zu hohen Importnachfrageelastizitäten führt. Die Werte liegen bei -1,13 für Rohzucker, -4,16 für Rindfleisch, -2,08 für Weizen und -6,20 für Schweinefleisch. Im elastischen Bereich der Importnachfragefunktion führen Preissteigerungen natürlich zu Senkungen der Importausgaben. Tatsächlich sind ökonometrisch geschätzte Importnachfrageelastizitäten wesentlich niedriger als die konstruierten Werte bei Valdés/Zietz. Viele Länder koppeln ihre heimischen Märkte vom Weltmarkt ab, so daß Importnachfrageelastizitäten nur bei zusätzlicher Verwendung einer Preistransmissionselastizität aus den heimischen Elastizitäten abgeleitet werden können [Bredahl/Meyers/Collins (1979]. Ökonometrisch geschätzte Importnachfrageelastizitäten sind für viele Weltagrarmärkte absolut kleiner als Eins[6], so daß Importausgaben der Entwicklungsländer bei einer Liberalisierung steigen und nicht sinken würden (vgl. auch Tabelle 2).

Die Berechnungsweise der Überschußelastizitäten im Sinne von Valdés/Zietz und vergleichbaren Studien führt auch zu Verzerrungen bei den Weltmarktpreiseffekten, den Wohlstandseffekten und den Wirkungen auf die Exporte von Entwicklungsländern[7].

3 Wirkungen von Agrarpolitiken in Entwicklungsländern auf deren Agrarhandel und Möglichkeiten der Handelsliberalisierung

Die Anreize für den Agrarsektor und den Agraraußenhandel werden in den meisten Entwicklungsländern nicht nur durch protektionistische Agrarpolitiken der Industrieländer beeinflußt, sondern auch durch agrar- und wirtschaftspolitische Maßnahmen der Entwicklungsländer selbst. Empirische Ergebnisse deuten darauf hin, daß viele Entwicklungsländer ihre Agrarsektoren diskriminieren und dabei oft die Agrarexportgüter stärker als die Nahrungsgüter [World Bank (1986), Krueger/Schiff/Valdés (1988)]. Ein Land, das eine diskriminierende Politik dieser Art betreibt, ist Peru. Im folgenden wird am Beispiel Perus aufzuzeigen versucht, wie Maßnahmen der direkten und indirekten Agrarpolitik die Anreize für den Agrarsektor beeinflussen und wie sie auf den Agraraußenhandel einwirken. Es wird argumentiert, daß eine nationale Handelsliberalisierung deutliche Effekte auf den Agrarhandel hätte. Ein Literaturüberblick über andere quantitative Studien soll dann zeigen, inwieweit sich die Ergebnisse für Peru von denen für andere Entwicklungsländer unterscheiden.

3.1 Eine empirische Fallstudie: Der Agraraußenhandel Perus unter dem Einfluß der peruanischen Agrarpolitik

a. Indikatoren der Agrarsektorentwicklung in Peru und Ziele der peruanischen Agrarpolitik

Die Landwirtschaft ist ein wichtiger Sektor in der peruanischen Volkwirtschaft[8]. So lag der Beitrag der Landwirtschaft zum Bruttoinlandsprodukt 1986 bei 11 vH, und 40 vH der Erwerbsbevölkerung war in der Landwirtschaft tätig. Die Situation des peruanischen Agrar- und Ernährungssektors verschlechterte sich jedoch seit Mitte der 60er Jahre in vielerlei Hinsicht, wie Anhang 5 zeigt. Das Wachstum der Agrarproduktion war relativ schwach, und die Agrarproduktion nahm mit geringerer Rate zu als die Bevölkerung. Damit sank die gesamte Agrarproduktion pro Kopf, ebenfalls die Nahrungsmittelproduktion und die Getreideproduktion pro Kopf.

Gleichzeitig wurde Peru zunehmend von Nahrungsmittelimporten abhängig. Während in der Mitte der 60er Jahre im Agrarsektor Perus noch Überschüsse erwirtschaftet wurden, überstiegen Mitte der 80er Jahre die Importausgaben für Agrarprodukte die Exporterlöse deutlich. Die Bedeutung der Agrarimporte an den gesamten Importausgaben Perus stieg von 17 vH im Durchschnitt der Jahre 1964-66 auf 24 vH im Jahr 1986, und der Anteil der Getreideimporte stieg im gleichen Zeitraum von 7 auf 10 vH. Offenbar belastet der Agrarsektor zunehmend die Devisenbilanz des Landes. Mißt man den Ernährungszustand der Bevölkerung an der Pro-Kopf-Kalorien- oder Proteinversorgung, so hat er sich seit den 60er Jahren deutlich verschlechtert. Die relativ niedrigen Wachstumsraten im Agrarsektor haben gleichzeitig die Land-Stadt-Wanderung in Peru weiter begünstigt.

Die deklarierten Ziele der peruanischen Agrar- und Ernährungspolitik deuten darauf hin, daß die Regierung diesen Entwicklungen entgegenwirken will. Der "Plan Nacional de Desarrollo 1986-1990" [Presidencia de la Republica (1987)] und der "Plan de Desarrollo a Mediano Plazo del Sector Agrario 1986-1990" [Ministerio de Agricultura (1986)] weisen als Ziele der peruanischen Politik aus, die Wachstumsrate der Agrarproduktion zu erhöhen, der Unterernährung entgegenzuwirken und Ernährungssicherheit für die peruanische Bevölkerung zu verwirklichen. Weiterhin wird eine Importsubstitution im Agrarbereich angestrebt, und es soll auf eine Stärkung des Verarbeitungssektors und auf einen Abbau der Unterbeschäftigung in ländlichen Gebieten hingewirkt werden. Beispielsweise ist eine Importsubstitution vorgesehen, die den Selbstversorgungsgrad im Agrarbereich von 61 vH im Jahr 1985 auf 72 vH im Zeitraum 1986-90 erhöht.

Wichtige Instrumente der direkten und indirekten Agrarpolitik Perus stehen jedoch im Widerspruch zu diesen deklarierten Zielen, wie im folgenden zu zeigen sein wird.

b. Bedeutung der direkten Agrarpolitik in Peru für die Produktionsanreize im Agrarsektor

Die Agrarpreispolitik in Peru zielt auf zwei verschiedene Zielgruppen ab: Konsumenten und Produzenten. Es bestehen verschiedene und in der Vergangenheit häufiger wechselnde Instrumente zur Erreichung niedriger Nahrungsmittelpreise für Verbraucher auf der einen Seite und zur Stützung der Erzeugerpreise für wichtige Agrarprodukte auf der anderen Seite.

Über einen relativ langen Zeitraum haben peruanische Regierungen die Nahrungsmittelpreise kontrolliert, vor allem um den städtischen Verbrauchern niedrige Preise zu gewähren. In der Mitte der 80er Jahre wurden beispielsweise die Preise für Reis, bestimmte Brotarten, Speiseöle, Zucker und Milch kontrolliert. Die Preise dieser kontrollierten Güter werden von der Regierung festgelegt. Preiserhöhungen sind nur über diskretionäre Entscheidungen nach entsprechenden Anträgen der Produzenten möglich. Weniger sensitive Nahrungsmittel unterliegen dem Marktmechanismus, wobei die Marktpreisbildung staatlich überwacht werden soll. Während der Preissenkungseffekt des Kontrollsystems umstritten ist, erfolgt die stärkste Subventionierung der Nahrungsmittelpreise auf der Importseite. Dabei sind seit 1986 implizite Subventionen über das multiple Wechselkurssystem am bedeutendsten. Dieses System wurde zunächst im August 1985 auf der Exportseite eingeführt, im September 1986 dann auf Importe ausgedehnt. Wichtige Nahrungsimportgüter wie Weizen, Mais, Milchprodukte und Speiseöl wurden neben Arzneimitteln und Düngemitteln als "prioritäre" Importe eingestuft und können seither zu einem deutlich vergünstigten Wechselkurs importiert werden. Im Jahr 1987 wurde der offizielle Wechselkurs für die prioritären Importe verwendet, der unter dem Finanzmarktkurs und weit unter dem Wechselkurs am freien Markt lag. Generell gilt für die Subventionen des Nahrungsmittelverbrauchs in Peru, daß sie ungezielt allen Bevölkerungsgruppen zugutekommen und nicht auf bedürftige Zielgruppen beschränkt sind. Sie wirken damit verbrauchssteigernd und erhöhen ceteris paribus die Importabhängigkeit bei Nahrungsmitteln.

Um die niedrigen Verbraucherpreise für Nahrungsmittel nicht auf die Produzenten weiterwirken zu lassen, werden die Produzentenpreise verschiedener Agrarprodukte über Garantie- und Stützpreise abgesichert. Das Preisregulierungssystem wird von zwei öffentlichen Unternehmen durchgesetzt, ECASA für Reis und ENCI für Weizen und andere Agrarprodukte. Die Produzentenpreise werden bei den Nahrungsmittelimportgütern Weizen, Reis und Mais vom Weltmarkt abgekoppelt. Bei Exportgütern wie Baumwolle und Kaffee gibt es keine garantierten Produzentenpreise. Es werden Exportzölle erhoben, aber darüber hinaus orientieren sich die Produzentenpreise an den Weltmarktpreisen.

In wie unterschiedlicher Weise Produzentenpreise bei Nahrungs- und Exportgütern an den internationalen Preisen orientiert sind, zeigt sich, wenn man Preistransmissionsgleichungen schätzt [Bredahl/Meyers/Collins (1979), Bolling (1988)]. In Anlehnung an Bolling (1988) wurden solche Transmissionsgleichungen beispielhaft für Weizen und Kaffee ermittelt. Unterstellt man, daß der Anteil der Transportkosten, Zölle und Steuern (t) am internationalen Preis (p_w) konstant bleibt, folgt aus

$$(15) \quad p_i^R = e^R \cdot p_w^R (1+t)$$

$$(16) \quad (dp_i^R/p_i^R) = (de^R/e^R) + (dp_w^R/p_w^R).$$

Die relative Änderung des realen Produzentenpreises in inländischer Währung ist dann der Summe aus der relativen Änderung des realen Wechselkurses (e^R) und des realen Weltmarktpreises in internationaler Währung (p_w^R) gleich. Formt man in Logarithmen um und schätzt die Regressionsgleichung für den peruanischen Kaffeesektor im Zeitraum 1963-85, so folgt[9]:

$$(17) \quad \ln \hat{p}_i^R = \underset{}{-0,78236} + \underset{(-4,60)}{0,74836} \ln p_w^R + \underset{(+2,93)}{1,0224} \ln e^R$$
$$\qquad\qquad\qquad\quad (-0,39)$$

$$(\bar{R}^2 = 0,57; \quad F = 15,87; \quad DW = 1,41)$$

Für den peruanischen Weizensektor im gleichen Zeitraum gilt dagegen:

$$(18)\quad \ln \hat{p}_i^R = \underset{}{0{,}62223} + \underset{(0{,}65)}{0{,}18284}\ \ln p_w^R + \underset{(0{,}82)}{0{,}16333}\ \ln e^R \qquad (0{,}50)$$

$$(\rho = 0{,}5333\ (3{,}02);\ \bar{R}^2 = -0{,}07;\quad F = 0{,}31;\quad DW = 1{,}91)$$

Aus den Ergebnissen folgt, daß die Produzentenpreise im Kaffeesektor deutlich stärker an die Entwicklungen des Weltmarktes und des Wechselkurses gekoppelt sind als die Produzentenpreise im Weizensektor. Die Regressionskoeffizienten in Gleichung (17) sind hochsignifikant und sagen folgendes aus: Eine einprozentige Erhöhung des realen Weltmarktpreises für Kaffee in $ führt zu einer 0,75 prozentigen Erhöhung des realen Produzentenpreises für Kaffee in Intis. Eine einprozentige Erhöhung des realen Wechselkurses (Inti/$) hat eine 1,02 prozentige Erhöhung des realen Produzentenpreises für Kaffee in Intis zur Folge. Dagegen waren bei Weizen die realen Produzentenpreise so stark von den Entwicklungen des realen Weltweizenpreises und des realen Wechselkurses abgekoppelt, daß Gleichung (18) keine signifikante Beziehung ausweist.

Es läßt sich nun zeigen, daß die Produzentenpreise bei Nahrungs- und Exportgütern nicht nur in unterschiedlicher Weise von den Weltmarktbedingungen abgekoppelt werden, sondern daß im Niveau die Produzenten von Exportgütern gegenüber den Produzenten von Nahrungsgütern diskriminiert werden. Tabelle 4 zeigt nominale Protektionskoeffizienten wichtiger Nahrungs- und Exportgüter im Zeitraum 1963-85, und Anhang 6 und 7 stellen die Trends in den nominalen Protektionskoeffizienten und von Produzentenpreisrelationen im Agrarsektor dar. Es zeigen sich folgende Ergebnisse:

1. Die nominalen Protektionskoeffizienten in Tabelle 4 zeigen, daß Nahrungsgüter wie Weizen, Reis und Mais im Vergleich zu den Exportgütern Baumwolle und Kaffee in Peru stärker geschützt sind. Der nominale Protektionskoeffizient liegt bei Weizen in allen Teilperioden über 100 vH, bei Baumwolle und

Tabelle 4: Nominale Protektionskoeffizienten bei Nahrungs- und Exportgütern im peruanischen Agrarsektor, 1963-85 (vH)[a]

Zeitraum	Nahrungsgüter			Exportgüter	
	Weizen	Reis	Mais	Baumwolle	Kaffee
1963-70:	110,9	51,8	91,3	30,7	52,5
1971-75:	138,1	48,7	106,7	31,2	47,3
1976-80:	126,5	67,0	112,9	19,6	36,2
1981-85:	131,1	50,7	118,0	33,8	35,2

[a] Die ausgewiesenen nominalen Protektionskoeffizienten sind geometrische Mittel der Koeffizienten in den Einzeljahren. Die Außenhandelspreise wurden mit offiziellen Wechselkursen umgerechnet.

Quelle: Eigene Berechnungen auf der Basis der im Anhang 6 genannten Quellen.

Kaffee deutlich unter 100 vH. Dies ist um so bemerkenswerter, als bei den Nahrungsgütern der Außenhandelspreis Perus cif und bei den Exportgütern fob gemessen wurde, was normalerweise eine Verzerrung der nominalen Protektionskoeffizienten zugunsten der Exportgüter mit sich bringt.

2. Die nominalen Protektionskoeffizienten in Tabelle 4 weisen den Nachteil auf, daß sie mangels Daten über die Transport- und Vermarktungskosten nicht an einer Stelle des Vermarktungswegs berechnet wurden. Dies wäre jedoch für eine unverzerrte Berechnung der nominalen Protektion notwendig [Westlake (1987)]. Deshalb sind die Daten in Tabelle 4 nur als Anhaltspunkt zur grundsätzlich unterschiedlichen Behandlung von Nahrungs- und Exportgütern in der peruanischen Agrarpreispolitik zu verstehen. Wenn jedoch der Transport- und Vermarktungskostenanteil im Zeitablauf konstant bleiben, können Trends der unbereinigten nominalen Protektionskoeffizienten die Veränderung der preispolitischen Anreize für die Produzenten unverzerrt wiedergeben [Kerr (1985)]. Die Trends der nominalen Protek-

tionskoeffizienten im Anhang 6 zeigen für den Zeitraum 1963-85, daß die nominale Protektion der wichtigsten Nahrungsimportgüter Weizen und Reis mit Abstand am stärksten zunahm. Die jährlichen Zuwachsraten von 2,9 bzw. 2,3 vH sind ein Indiz dafür, daß diesen Gütern in der peruanischen Agrarpreispolitik eine zunehmende Bedeutung zukam. Offenbar wollte man dem steigenden Konsum und Import dieser Güter durch eine Preisstützungspolitik entgegentreten, die gleichzeitig zu einer Importsubstitution führt. Dagegen nahm die nominale Protektion im Kaffeesektor eindeutig ab. Diese Trends zeigen, daß der Exportsektor gegenüber dem Nahrungssektor zunehmend benachteiligt wurde, wenn man die wichtigsten Nahrungsimportgüter zum Maßstab nimmt.

3. Anhang 7 bestätigt diese Ergebnisse mit Hilfe zusätzlicher Maße, nämlich der Relation der Produzentenpreise zwischen ausgewählten Nahrungs- und Exportgütern. Im Zeitraum 1963-85 haben sich die realen Produzentenpreise der Nahrungsgüter eindeutig günstiger entwickelt als die der Exportgüter. Die Preisrelationen zwischen Weizen, Reis und Mais einerseits und Baumwolle und Kaffee andererseits erhöhten sich im Zeitablauf deutlich. So wuchs beispielsweise die Produzentenpreisrelation zwischen Weizen und Kaffee im Zeitraum 1963-65 bis 1983-85 um durchschnittlich 3,5 vH an.

Die unterschiedliche Behandlung von Nahrungs- und Exportgütern wird noch durch die Agrarkreditpolitik verschärft. Es besteht eine stark subventionierte Vergabe von Agrarkrediten durch die Banco Agrario del Peru (BAP) bei gleichzeitiger Kreditrationierung. Die Zinsvergünstigungen sind dabei für Nahrungsgüter wie Reis deutlich höher als für Exportgüter wie Kaffee, und sie erhöhen die Diskriminierung der Exportgüter gegenüber den Nahrungsgütern weiter.

c. Bedeutung der indirekten Agrarpolitik in Peru für die Produktionsanreize im Agrarsektor

Will man die Förderung oder Diskriminierung des Agrarsektors ermitteln, die von der Gesamtheit staatlicher Politiken ausgeht, ist eine Beschränkung auf die direkte Agrarpolitik nicht ausreichend. In vielen Entwicklungsländern wirkt die allgemeine Wirtschaftspolitik in starkem Maß auf den Agrarsektor ein. Dies gilt auch für Peru. Seit dem Ende der 50er Jahre propagieren peruanische Regierungen eine Importsubstitutionspolitik und gewähren der heimischen Industrie weitgehenden Außenhandelsschutz. Eine solche Politik erhöht für die Landwirtschaft die Inputkosten, z.B. über steigende Löhne und steigende Kosten importierter Inputs. Außerdem wird der Außenwert der heimischen Währung künstlich erhöht, und dadurch werden die Agrarexportgüter zusätzlich belastet. Diese weisen aber in Peru wie in vielen Entwicklungsländern einen hohen Anteil an der landwirtschaftlichen Wertschöpfung auf. Generell gilt, daß durch solche Politiken die Landwirtschaft gegenüber der Industrie benachteiligt wird. Berechnungen der Weltbank [World Bank (1986), S. 62] zeigen, daß in Peru im Jahr 1981 die effektive Protektionsrate des Primärgütersektors deutlich geringer war als die des industriellen Sektors[10].

Eine Importsubstitutionspolitik im Industriegütersektor geht innerhalb des Agrarsektors vornehmlich zu Lasten des Agrarexportsektors. Diesen Zusammenhang erfaßt das Konzept der wahren Protektion. Das Konzept geht zurück auf grundlegende theoretische Beiträge von Dornbusch (1974) und Sjaastad (1980). Dornbusch unterstellt ein Land, das ein Importgut, ein Nichthandelsgut und ein Exportgut produziert und konsumiert. Er leitet ab, daß die Erhebung eines Importzolls in diesem Land die Preisrelation zwischen dem Importgut und dem Nichthandelsgut erhöht und die zwischen dem Nichthandelsgut und dem Exportgut ebenfalls. Importzölle bewirken damit, daß Nichthandelsgüter gegenüber Importgütern und Exportgüter gegenüber Nichthandelsgütern und Importgütern besteuert werden. Wie stark diese Wirkungen im Ver-

gleich zueinander sind, hängt entscheidend von der Substituierbarkeit in der Produktion und in der Nachfrage ab, die zwischen den Sektoren der Nichthandelsgüter und der Handelsgüter besteht. Maße der wahren Protektion messen nun die Stärke der Benachteiligung, die von einer protektionistischen Maßnahme im geschützten Sektor auf die ungeschützten Sektoren ausgeht[11]. Sjaastads Inzidenzparameter ω drückt beispielsweise die relative Änderung des Preisverhältnisses zwischen heimischen Gütern (H) und Exportgütern (X) als Folge einer einprozentigen Änderung des Preisverhältnisses zwischen Import- (M) und Exportgütern aus:

$$(19)\quad \omega = \frac{\Delta \left(\frac{p_H}{p_X} \right)}{\frac{p_H}{p_X}} \Big/ \frac{\Delta \left(\frac{p_M}{p_X} \right)}{\frac{p_M}{p_X}}$$

ω liegt zwischen 0 und 1. Die Höhe von ω gibt Auskunft darüber, inwieweit eine Importprotektion auf den Agrarexportsektor überwälzt wird. Dies ist um so mehr der Fall, je näher ω bei 1 liegt. Ist ω=1, dann steigen die Importpreise und die Preis heimischer Güter um die gleiche Rate, während die Preise im Exportsektor konstant bleiben.

Es wurde nun versucht, für Peru im Zeitraum 1973-85 Sjaastads Inzidenzparameter ω zu quantifizieren. In Anlehnung an Garcîas Studie für Kolumbien [García (1981)] wurden für die peruanischen Gesamtexporte die Funktion

$$(20)\quad \ln (p_H/p_X)_t = c + \omega \ln (p_M/p_X)_t + u_t$$

und für verschiedene Agrarexportsektoren Perus (XA) die disaggregierte Funktion

$$(21)\quad \ln (p_H/p_{XA})_t = c + \omega_1 \ln (p_M/p_{XA})_t + \omega_2 \ln (p_{XNA}/p_{XA})_t + u_t$$

geschätzt. p_{XNA} bezeichnet das Preisniveau von Nichtagrarexporten, und u_t ist die Störvariable in der Periode t. Tabelle 5 zeigt die Schätzergebnisse:

1. Die Berechnung von Sjaastads Inzidenzparameter ω zeigt für die peruanischen Gesamtexporte und die disaggregierten Agrarexporte, daß preissteigernde Maßnahmen auf der Importseite eine sehr starke implizite Belastung des Exportsektors darstellen. Die berechneten Inzidenzparameter sind durchweg hoch und liegen alle über 0,8.

2. Die berechneten Inzidenzparameter sagen folgendes aus: Eine Erhöhung der Preisrelation zwischen Importgütern und Exportgütern um 1 vH, z.B. als Folge einer Importzollerhöhung für Industriegüter, erhöht die Preisrelation zwischen heimischen Gütern und Exportgütern um 0,89 vH. Eine Erhöhung der Preisrelation zwischen Importgütern und Kaffeexporten um 1 vH erhöht die Preisrelation zwischen heimischen Gütern und Kaffeeexporten sogar um 0,92 vH. Erhöht man die Preisrelation zwischen Importgütern und Fischmehlexporten in Peru um 1 vH, so steigt die Preisrelation zwischen heimischen Gütern und Fischmehlexporten um 0,83 vH. Wird die Preisrelation zwischen Importgütern und Baumwollexporten um 1 vH erhöht, verbessert sich die Preisrelation zwischen heimischen Gütern und Baumwollexporten um 0,90 vH. Wie sind diese hohen Koeffizienten zu interpretieren? Sie implizieren, daß eine Importprotektion im Industriegütersektor die Preise von Nichthandelsgütern in fast gleichem Ausmaß erhöhen wie die der Importgüter. Die Preise von Exportgütern werden dadurch jedoch nicht oder kaum verändert. Somit verschlechtern sich die Terms of Trade der Exportproduktion gegenüber der Produktion heimischer Güter und Importsubstitutionsgüter deutlich. Für den Agrarexporthandel bedeutet dies, daß er durch die Importsubstitutionspolitik Perus im Nichtagrarsektor stark belastet wird.

3. Generell weisen die Regressionsmodelle eine hohe Erklärungsgüte auf. Die korrigierten Bestimmtheitsmaße sind in jedem Fall höher als 0,75.

Tabelle 5: Inzidenzwirkungen einer Importsubstitutionspolitik im industriellen Sektor auf den Export- und Agrarexportsektor Perus, 1973-85 (Berechnung von Sjaastads Inzidenzparameter ω)[a]

Unabhängige Variablen/ Teststatistiken	Abhängige Variablen: Alle Exporte: $\ln (p_H/p_X)$	Agrarexporte: $\ln (p_H/P_{XA})$ Kaffee	Fischmehl	Baumwolle
Konstante	-0,09999 (-0,54)	-0,02993 (-0,10)	0,10305 (0,29)	-0,02464 (-0,09)
$\ln (p_M/p_X)$	0,89211 (6,00)			
$\ln (p_M/p_{XA})$		0,92497 (5,92)	0,83499 (5,83)	0,89816 (5,35)
$\ln (p_{XNA}/p_{XA})$		0,12778 (0,84)	0,09075 (0,68)	0,10438 (0,60)
ρ	0,81892 (4,94)	0,86191 (5,89)	0,89431 (6,92)	0,85077 (5,61)
Teststatistiken				
$\bar{R}^2$	0,76	0,89	0,94	0,78
F	36,01	45,35	90,22	20,09

[a] Werte in Klammern bezeichnen t-Werte. ρ ist der Regressionskoeffizient der Cochrane/Orcutt-Prozedur, $\bar{R}^2$ das korrigierte Bestimmtheitsmaß und F der F-Wert.

Quelle: Eigene Berechnungen. Die Berechnung von p_H, p_M, p_{XA} wurde mit Daten aus Salazar/Velásquez/Málaga/Goméz-Velásquez (1986) vorgenommen. P_{XNA} wurde mit dem Exportpreisindex für Kupfer angenähert, wobei Daten aus der gleichen Quelle verwendet wurden. Daten zum Wechselkurs und zu p_X wurden aus IMF (1987) entnommen.

In zukünftigen Arbeiten zu Peru wäre es wünschenswert, das Konzept stärker zu disaggregieren, indem beispielsweise Importgüter im Agrar- und Nichtagrarbereich unterschieden werden. Über die Inputpreiseffekte kann auch der Nahrungsimportsektor belastet werden, wenn Industriegüterimporte durch Zölle geschützt werden, und dies ist in der obigen Analyse noch nicht enthalten.

d. Implikationen der direkten und indirekten Agrarpolitik in Peru für den Agraraußenhandel und Möglichkeiten der Handelsliberalisierung

Die agrarpolitischen Anreize in Peru, die Nahrungsmittelimporte begünstigen und Agrarexporte bestrafen, verschlechtern bei normaler Reaktion des Agraraußenhandels auf Preisanreize den Devisenbeitrag des Agrarsektors. Um zu prüfen, ob die Außenhandelsreaktion normal ist, wurden Regressionsanalysen für verschiedene Agrarprodukte durchgeführt.

Im Falle von Weizen zeigt sich bei einer Analyse des peruanischen Importnachfrageverhaltens, daß die Importe in erwarteter Weise auf Preis- und Wechselkursänderungen reagieren. Es ergibt sich als beste Schätzfunktion für den Zeitraum 1963-85:

$$(22)\quad \ln q = \underset{(4,93)}{12,777} - \underset{(-2,20)}{0,20779}\ \ln p_w^R - \underset{(-1,98)}{0,34692}\ \ln e^R$$

$$+ \underset{(6,11)}{0,83005}\ \ln Y^R - \underset{(-1,61)}{0,34154}\ \ln PR$$

$$(\rho = -0,52174\ (-2,87);\quad \bar{R}^2 = 0,91;\quad F = 54,07;\quad DW = 1,98)$$

Dabei bezeichnet q Weizenimporte, PR die Weizenproduktion und Y^R das reale Bruttoinlandsprodukt Perus, dargestellt als Index auf der Basis von 1963. p_w^R und e^R sind definiert wie in Gleichung (18) und die Teststatistiken wie bisher. Gleichung (22) zeigt, daß die Weizenimporte mit einer Erhöhung des realen Weltmarktpreises in $ sinken und mit einer Erhöhung des realen Wechselkurses ebenfalls. Damit wird eine Subventionierung des Nahrungs-

mittelverbrauchs die Importe erhöhen und bei gegebenem Weltmarktpreis für Weizen in $ die Devisenausgaben für Weizenimporte erhöhen. Eine Liberalisierung der Politik würde umgekehrt die Importe und die Devisenausgaben senken, allerdings sicherlich Verteilungsprobleme mit sich bringen.

Schätzungen von Getreidenachfragefunktionen für Peru zeigen ebenfalls [Herrmann (1989)], daß die Preis- und Wechselkurselastizitäten der Getreideimportnachfrage zwar im unelastischen Bereich liegen, aber das erwartete negative Vorzeichen aufweisen und hochsignifikant sind.

Auf der Exportseite wird in Peru und anderen Entwicklungsländern oft argumentiert, eine Besteuerung des Agrarsektors sei ohne volkswirtschaftliche Kosten möglich, weil das Angebot im Agrarsektor preisunelastisch sei. Bei Baumkulturen wie Kaffee ist dieses Argument in mittel- und langfristiger Betrachtung falsch, da Anbauentscheidungen eindeutig preisabhängig sind [Wickens/ Greenfield (1973)]. Aber auch kurzfristig zeigt eine ökonometrische Analyse des Exportangebots von Kaffee im Zeitraum 1963-85, daß auf Preissignale Veränderungen des Exportanteils an der Produktion (X/PR) möglich sind und selbst bei der gegenwärtigen Marketing-Board-Politik in Peru beobachtet werden können. Es gilt folgende Regressionsfunktion für den Zeitraum 1963-85:

$$(23)\quad \ln (X/PR) = \underset{(7,98)}{6,6421} - \underset{(-0,45)}{0,04689} \ln p_w + \underset{(2,01)}{0,23610} \ln e - \underset{(-2,13)}{0,24714} \ln Y$$

$$(\bar{R}^2 = 0,35;\quad F = 4,91;\quad DW = 2,22)$$

p_w bezeichnet den Exportpreis für Kaffee, e den Wechselkurs (Intis/$), und Y das Bruttoinlandsprodukt Perus. Offenbar führt eine Abwertung der peruanischen Währung, d.h. ein steigender Wechselkurs, in der gleichen Periode zu einer Erhöhung des Exportanteils an der verfügbaren Kaffeeproduktion. Daraus läßt sich schließen, daß politikinduzierte Aufwertungen des Wechselkurses auch kurzfristig eine Senkung des Exportangebots von Kaffee und damit eine Minderung der Exporterlöse zur Folge hatten. Maßnahmen der indirekten Agrarpolitik in Perù bewirkten damit eine Verschlechterung des Devisenbeitrags des Agrarexports, und eine Liberalisierung der Politik würde dem entgegenwirken.

3.2 Ergebnisse anderer quantitativer Studien zum Einfluß der direkten und der indirekten Agrarpolitik von Entwicklungsländern auf deren Agrarhandel - ein Literaturüberblick

Es gibt eine Vielzahl von Arbeiten zum Einfluß der direkten Agrarpolitik auf die Agrarproduktion, den Verbrauch von Nahrungsmitteln, den Agraraußenhandel der Entwicklungsländer und deren Wohlstandsposition[12]. Dagegen sind erst in den letzten Jahren Studien entstanden, in denen Auswirkungen der indirekten Agrarpolitik auf den Agrarsektor untersucht werden. Diese Studien decken sich in einigen wesentlichen Punkten mit den Ergebnissen für Peru.

Übersicht 2 gibt einen Überblick über quantitative Studien, in denen Effekte der indirekten Agrarpolitik gemessen worden sind. Mehrere der genannten Arbeiten beruhen auf dem Konzept der wahren Protektion, und sie messen den von Sjaastad eingeführten Inzidenzparameter ω. Diese Studien befassen sich mit dem Einfluß von Importsubstitutionspolitiken auf den Exportsektor, und kommen zu dem einheitlichen Ergebnis, daß ein wesentlicher Teil dieses Importschutzes als implizite Exportsteuer auf den Exportsektor verlagert wird. Ebenfalls einhellig kommen die vorhandenen Studien zum Ergebnis, daß eine Importprotektion im Nichtagrarbereich den Agrarsektor implizit besteuert und daß die Besteuerung für den Agrarexportsektor besonders hoch ist. Die Analysen

Übersicht 2: Ansätze und Ergebnisse wichtiger Studien zu den Wirkungen der indirekten Agrarpolitik von Entwicklungsländern auf deren Agrarsektoren

Autoren	Untersuchungsperiode/ untersuchtes Land	Untersuchte Politik	Methodischer Ansatz	Wichtige Ergebnisse
García (1981)	1970-79; Kolumbien	Wirkungen einer Importzollpolitik auf den Exportsektor	Konzept der wahren Protektion	Berechnung des Inzidenzparameters ω: 0,9486 (alle Exporte); 0,9695 (alle Exprote außer Kaffee); 0,9641 (Kaffee)
Tshibaka (1986)	1970-82; Zaire	Wirkungen der allgemeinen Handelspolitik und der Wechselkurspolitik auf den Exportsektor	Konzept der wahren Protektion	Berechnungen des Inzidenzparameters ω: 0,522 (alle Exporte); 0,407 (Agrarexporte); 0,721 (Nichtagrarexporte)
Oyejide (1986)	1960-82; Nigeria	Wirkungen der allgemeinen Handelspolitik und Wechselkurspolitik auf die relativen Preise	Konzept der wahren Protektion	Berechnung des Inzidenzparameters ω: 0,5518 (alle Exporte); 08435 (Agrarexporte); 0,6911 (Ölexporte); 0,8325 Kakaoexporte); 0,7936 (Palmkernexporte)
Greenaway/ Milner (1986)	1976-82; Mauritius	Wirkungen der Importprotektion im Industriesektor auf Exportsektoren	Konzept der wahren Protektion	Berechnungen des Inzidenzparameters ω: 0,7171 (Zucker); 0,8303 (Zucker und Tee); 0,6636 (nichttraditionelle Exporte)
Bautista (1987)	1950-76; Philippinen	Wirkungen einer Importsubstitutionspolitik auf den Exportsektor	Konzept der wahren Protektion	Berechnungen des Inzidenzparameters ω: 0,858 bzw. 0,846 (alle Exporte); 0,657 (traditionelle Agrarexporte)
Valdés (1973)	1945-65; Chile	Messung von Protektionsraten im Agrarsektor als Folge der Handelspolitik und von Folgewirkungen für den Handelsbilanzsaldo im Agrarsektor	Berechnung der effektiven Nettoprotektionsraten und Ermittlung der Außenhandelseffekte über angenommene Preiselastizitäten	Durchschnittliches Protektionsniveau im Nichtagrarsektor höher als im Agrarsektor; negative Protektionsraten bei Weizen, Rindfleisch, Wolle und Schaffleisch; weniger diskriminierende Handelspolitik hätte das Handelsdefizit im Agrarbereich stark reduziert
Krueger/Schiff/ Valdés (1988) - Schiff (1988) - Krueger (1988)	1975-84; 18 Entwicklungsländer	Wirkungen der direkten und indirekten Agrarpolitik auf die Anreize für den Agrarsektor	Berechnungen der relativen Preise zwischen Agrarsektor und Nichtagrarsektor in den Situationen mit und ohne Agrarpolitik und von Folgewirkungen der Agrarpolitik auf Produktion, Konsum, Handel, etc.	a) In den meisten Fällen ist die Wirkung der indirekten Agrarpolitik auf die Anreize im Agrarexportsektor stärker als die der direkten Agrarpolitik. Überwiegend liegt eine Besteuerung des Agrarexportsektors vor, die meist sehr hoch ist. Nur Portugal und Korea protektionierten insgesamt ihre Agrarexportsektoren. b) Direkte Agrarpolitik protektioniert meist Importgüter, während die Exportgüter besteuert werden. Der Nettoeffekt der direkten und indirekten Agrarpolitik ist teils eine Besteuerung, teils eine Subventionierung der Agrarimporte. c) Sowohl in Agrarexport- als auch -importsektoren wirkten sich Agrarpolitiken überwiegend deutlich preisstabilisierend aus.

Quelle: Eigene Zusammenstellung nach den genannten Quellen.

für Kolumbien, Nigeria, Zaire, Mauritius und die Philippinen weisen Inzidenzparameter für Agrarexportgüter aus, die generell über 0,4 und mehrfach über 0,8 liegen.

Die umfassendste quantitative Analyse des Einflusses der direkten und der indirekten Agrarpolitik auf den Agrarsektor in Entwicklungsländern erfolgte im Rahmen des Weltbankprojekts "The Political Economy of Agricultural Pricing Policies". Die Ergebnisse des Projekts sind erst teilweise veröffentlicht[13]. Ziel des Weltbankprojekts ist es, für 18 Entwicklungsländer den zeitlichen Ablauf der Agrarpolitik und deren Auswirkungen auf Produktion, Konsum, Handel, Einkommensverteilung, Ressourcentransfer und das Staatsbudget zu untersuchen. Dabei wird nicht das Konzept der wahren Protektion verwendet. Statt dessen werden Preise für Agrarprodukte in Relation zum Preisindex des Nichtagrarsektors in den Situationen mit und ohne handelspolitische Interventionen im Nichtagrarbereich abgebildet. Dabei wird der Gleichgewichtswechselkurs über simulierte Verschiebungen am Devisenmarkt modelliert, die sich in der Situation ohne Intervention ergeben hätten.

In den ersten veröffentlichten Querschnittsuntersuchungen [Schiff (1988)] aus dem Projekt sind folgende Ergebnisse besonders bemerkenswert:

1. Wie im Beispiel Peru ist in fast allen 18 Entwicklungsländern grundsätzlich zwischen Nahrungs- und Exportgütern zu unterscheiden. Beide Sektoren werden deutlich unterschiedlich behandelt.

2. Die meisten Exportgüter werden direkt besteuert, und dazu kommt in fast allen Fällen eine starke indirekte Besteuerung über die allgemeine Wirtschaftspolitik. Nur in Chile und Portugal verbleibt eine positive Protektion, während in den meisten Ländern eine hohe negative Protektion vorliegt.

3. Bei Nahrungsimportgütern liegt überwiegend eine positive Protektion in der direkten Agrarpolitik vor. Diese wird jedoch in der Mehrzahl der Länder durch die negative Protektion der

indirekten Agrarpolitik überkompensiert. Generell werden in fast allen Entwicklungsländern Agrarexportgüter gegenüber Nahrungsgütern diskriminiert.

Ein gemeinsames Merkmal der genannten Studien ist, daß primär die Effekte auf die Preisrelationen untersucht werden. Implikationen für den Agraraußenhandel werden nicht oder nur unter der Vorgabe von Elastizitätskoeffizienten modelliert [Valdés (1973)]. Auch die Länderstudien aus dem Weltbankprojekt arbeiten weitgehend mit vorgegebenen Elastizitäten [vgl. z.B. Jansen (1988), Chapter 3]. Bei der Quantifizierung von Angebots- und Exportangebotsreaktionen verbleiben wichtige Aufgaben für die zukünftige Forschung.

4 Zusammenfassung und Schlußfolgerungen

Im vorliegenden Beitrag wurde untersucht, wie nationale Agrarpolitiken den Agraraußenhandel von Entwicklungsländern beeinflussen. Es wurden eigene quantitative Analysen vorgestellt und ein Literaturüberblick über andere quantitative Studien gegeben. Folgende Schlußfolgerungen lassen sich ziehen:

1. Am Beispiel der EG-Zuckermarktpolitik wurde aufgezeigt, wie sich protektionistische Agrarpolitiken der Industrieländer auf den Agraraußenhandel und den Wohlstand von Entwicklungsländern auswirken. Im Durchschnitt der Jahre 1968-81 zeigte sich ein preissenkender Effekt auf den Weltmarktpreis von 3,1 vH und eine um knapp 31 vH erhöhte Instabilität des Weltmarktpreises. Durch den preissenkenden Effekt sanken die Exporterlöse zuckerexportierender Entwicklungsländer und die Importausgaben zuckerimportierender Entwicklungsländer. Es ergab sich ein jährlicher Nettowohlstandsverlust der Entwicklungsländer von durchschnittlich 127 Mill.$ als Folge der EG-Zuckerpolitik, und eine Liberalisierung der EG-Politik hätte einen entsprechenden Wohlstandsgewinn zur Folge gehabt. Die quantitative Analyse zeigte, daß das Liberalisierungspotential sehr stark von Jahr zu Jahr schwankt. Eine Betrachtung eines einzelnen Untersuchungsjahres, wie dies in bisherigen Studien üblich war, wird daher in aller Regel irreführend sein.

2. Am Beispiel der peruanischen Agrarpolitik wurde gezeigt, daß auch auf Seiten von Entwicklungsländern ein Liberalisierungspotential besteht. Durch eine Vielzahl von Maßnahmen der direkten und der indirekten Agrarpolitik war in Peru der Agrarsektor gegenüber dem industriellen Sektor benachteiligt und innerhalb des Agrarsektors der Agrarexportsektor gegenüber den Agrarimportgütern, insbesondere Weizen und Reis. Nahrungsmittelsubventionen über das multiple Wechselkurssystem erhöhen die Importabhängigkeit des Landes bei Nahrungsmitteln und erhöhen die Devisenausgaben des Landes für Agrarimporte. Direkte und indirekte Belastungen des Agrarexports mindern die Exportmenge und die Exporterlöse aus dem Agrarsektor. Eine Entzerrung der Preisrelationen im Agrarsektor würde den Devisenbeitrag des Agrarsektors und den nationalen Wohlstand erhöhen.

Anmerkungen

1 Neben linearen Funktionsformen wurden beispielsweise auch loglineare Funktionsformen getestet, doch eine hohe Autokorrelation wies dort auf falsche funktionale Spezifikation hin. Die Basisdaten für die ökonometrische Analyse wurden aus FAO (a,b) und IMF (1987) entnommen.

2 Hier zeigt sich ein Muster, das in anderen quantitativen Studien zum Exportangebot von Entwicklungsländern auch schon festgestellt worden ist. Demnach reagiert das Exportangebot in Entwicklungsländern stärker auf Veränderungen des Wechselkurses als auf Veränderungen des in internationaler Währung fakturierten Weltmarktpreises. Zur Begründung und zu weiterer empirischer Evidenz vgl. Hojman (1984).

3 Die Daten für die ökonometrische Analyse sind wiederum FAO (a,b) und IMF (1987) entnommen.

4 Daneben bestehen weitere Studien, in denen für einzelne Märkte Effekte der Agrarpolitik in Industrieländern auf die Entwicklungsländer modelliert werden. Zietz/Valdés (1986) untersuchen Auswirkungen einer Handelsliberalisierung in Industrieländern bei Zucker und Rindfleisch im Durchschnitt der Jahre 1979-81 und Zietz (1986) bei Getreide. Koester/Schmitz (1982) ermitteln die Wirkungen einer Liberalisierung der EG-Zuckermarktpolitik im Jahr 1979 und Koester (1982) die Effekte einer Liberalisierung der EG-Getreidemarktpolitik im Durchschnitt der Jahre 1975-77. Einen Überblick über die Literatur zu den Effekten der Agrarpolitik in Industrieländern auf die Entwicklungsländer gibt auch Matthews (1985), S. 102ff, und ebenfalls Gardner (1989).

5 Diesen Aspekt betonen Hartmann/Schmitz (1987).

6 Dies zeigen Schätzungen in Herrmann/Schmitz (1984) für Zucker sowie die Analysen von Mitchell (1985) und Roe/Shane/Vu (1986) für Getreide.

7 Eine ähnliche Berechnung von Überschußelastizitäten wie bei Valdés/Zietz (1980) findet sich bei Matthews (1985), Zietz/Valdés (1986), Zietz (1986) und Koester/Schmitz (1982).

8 Die folgenden Informationen beruhen auf Anhang 5 und den dort angegebenen Quellen. Zur Landwirtschaft Perus und zur dortigen Agrarpolitik im Zeitraum 1969-79 vgl. Alvarez (1983). Statistische Grundlagen zur Landwirtschaft Perus liefert auch Ministerio de Agricultura (1986), Anexos. Analysen zum Nahrungsmittelverbrauch und zur Ernährungssituation in Peru liefern Léon/Curonisy (1987).

9 Der reale Produzentenpreis wurde ermittelt als nominaler Produzentenpreis in Intis, dividiert durch den peruanischen Konsumentenpreisindex (p^{PERU}). Der reale Weltmarktpreis ist ermittelt worden als nominaler Weltmarktpreis in $, dividiert durch den Konsumentenpreisindex der USA (p^{USA}). Der reale Wechselkurs wurde berechnet als

$$e_R = (e \cdot p^{USA}) / p^{PERU},$$

wobei e den nominalen Wechselkurs darstellt, der den Preis eines $ in Intis angibt. Die Daten über die Produzentenpreise sind entnommen aus unveröffentlichten Informationen der Grupo Analisis Politica Agricola (GAPA), Lima 1987, die Wechselkurse und Konsumentenpreise aus IMF (1987). Die Außenhandelspreise Perus wurden aus dem FAO Trade Yearbook errechnet und für den nominalen Weltmarktpreis eingesetzt. Die Teststatistiken zu den Gleichungen (17) und (18) entsprechen den bei Gleichung (13) und (14) erläuterten.

10 Die Relation der Größen (1+EPR) zwischen dem Primärgütersektor und dem industriellen Sektor war 0,69, wobei EPR für die effektive Protektionsrate steht.

11 Vgl. Sjaastad (1980), der Dornbuschs Beitrag weiterentwickelte, indem er den Shifting-Parameter ω und die Konzepte der wahren Protektion und Subvention einführte, sowie den Überblicksbeitrag von Greenaway/Milner (1987).

12 Vgl. z.B. Timmer/Falcon/Pearson (1985) oder Tolley/Thomas/Wong (1982) und die dort zitierte Literatur.

13 Vgl. Krueger/Schiff/Valdés (1988). Daneben sind bisher zwei der 18 Länderstudien veröffentlicht [Avillez/Finan/Josling (1988), Jansen (1988)], und es wurden bei der XX International Conference of Agricultural Economists 1988 eine ganze Reihe von Beiträgen aus dem Projekt vorgestellt. Dabei sind vor allem Krueger (1988) und Schiff (1988) zu nennen.

Literatur

Alvarez, E. (1983), Política Económica y Agricultura en el Perú, 1969-1979. (Instituto de Estudios Peruanos), Lima.

Anderson, K. und Y. Hayami (eds.) (1986), The Political Economy of Agricultural Protection. Sydney, London, Boston.

Avillez, F., T.J. Finan und T. Josling (1988), Trade, Exchange Rates, and Agricultural Pricing Policy in Portugal. (World Bank Comparative Studies, The Political Economy of Agricultural Pricing Policies), Washington, D.C.

Bautista, R.M. (1987), Production Incentives in Philippine Agriculture: Effects of Trade and Exchange Rate Policies. (Research Report 59, International Food Policy Research Institute), Washington, D.C.

Bolling, C. (1988), Price and Exchange Rate Transmission Revisited: The Latin America Case. In: Carter, C.A. und W.H. Gardiner (eds.), Elasticities in International Agricultural Trade. Boulder, London, S. 163-194.

Bredahl, M.E., W.H. Meyers und K.J. Collins (1979), The Elasticity of Foreign Demand for U.S. Agricultural Products: The Importance of the Price Transmission Elasticity. "American Journal of Agricultural Economics", Vol. 61, S. 58-63.

Bureau of Agricultural Economics (1985), Agricultural Policies in the European Community. Their Origins, Nature and Effects on Production and Trade. (Policy Monograph No. 2), Canberra.

Burniaux, J.-M. und J. Waelbroeck (1985), The Impact of the CAP on Developing Countries: A General Equilibrium Analysis. In: Stevens, C. und J.V. van Themaat (eds.), Pressure Groups, Policies and Development. The Private Sector and EEC-Third World Policy. (EEC and the Third World: A Survey 5), London, S. 123-140.

Byerlee, D. (1987), The Political Economy of Third World Food Imports: The Case of Wheat. "Economic Development and Cultural Change", Vol. 35, S. 307-328.

Cuddy, J.D.A. und P.A. Della Valle (1978), Measuring the Instability of Time Series Data. "Oxford Bulletin of Economics and Statistics", Vol. 40, S. 79-85.

Dornbusch, R. (1974), Tariffs and Nontraded Goods. "Journal of International Economics", Vol. 4, S. 177-185.

FAO (a), Trade Yearbook. Rome, versch. Jgg.

FAO (b), Production Yearbook. Rome, versch. Jgg.

FAO (1987), Agricultural Price Policies. Issues and Proposals. Rome.

Fennell, R. (1987), The Common Agricultural Policy of the European Community. Second edition, Oxford.

Fischer, G., K. Frohberg, M.A. Keyzer und K.S. Parikh (1988), Linked National Models: A Tool for International Food Policy Analysis. Dordrecht, Boston, London.

García, J.G. (1981), The Effects of Exchange Rates and Commercial Policy on Agricultural Incentives in Colombia: 1953-1978. (Research Report No. 24, International Food Policy Research Institute), Washington, D.C.

Gardner, B. (1989), Recent Studies of Agricultural Trade Liberalization. Invited Paper, XX International Conference of Agricultural Economists, Buenos Aires, Argentina, 24-31 August.

Gemmill, G.T. (1976), The World Sugar Economy: An Econometric Analysis of Production and Policies. Ph.D.Thesis, Michigan State University.

Greenaway, D. und C. Milner (1986), Estimating the Shifting of Protection Across Sectors: An Application to Mauritius. "Industry and Development", No. 16, S. 1-22.

Greenaway, D. und C. Milner (1987), "True Protection" Concepts and Their Role in Evaluating Trade Policies in LDCs. "Journal of Development Studies", Vol. 23, S. 200-219.

Großkopf, W. (1979), EG-Zuckermarktpolitik. (Landwirtschaft - Angewandte Wissenschaft, Heft 224), Münster-Hiltrup.

Hartmann, M. und P.M. Schmitz (1987), Effects of the Common Agricultural Price Policy on the Third World. "Quarterly Journal of International Agriculture", Vol. 26, S. 341-354.

Herrmann, R. (1989), The Differential Impact of Prices and Exchange Rates on Food Imports: An Econometric Analysis for Peru. Kiel, unveröffentlichtes Manuskript.

Herrmann, R. und P.M. Schmitz (1984), Stabilizing Producers' Revenue by Fixing Agricultural Prices Within the EC? "European Review of Agricultural Economics", Vol. 11, S. 395-414.

Hojman, D.E. (1984), The Effects of Oil and Migration on Bananas, Cocoa, Coffee and Cotton Exports in Latin America. "Journal of Agricultural Economics", Vol. XXXV, No. 1, S. 73-84.

International Monetary Fund (1987), International Financial Statistics: Yearbook 1987. Washington, D.C.

Jansen, D. (1988), Trade, Exchange Rate, and Agricultural Pricing Policies in Zambia. (World Bank Comparative Studies, The Political Economy of Agricultural Pricing Policies), Washington, D.C.

Kerr, T.C. (1985), Trends in Agricultural Price Protection 1967-83. Background Paper for the World Development Report 1986 of the World Bank. Washington, D.C.

Koester, U. (1982), Policy Options for the Grain Economy of the European Community: Implications for Developing Countries. (Research Report No. 35, International Food Policy Research Institute), Washington, D.C.

Koester, U. und P.M. Schmitz (1982), The EC Sugar Market Policy and Developing Countries. "European Review of Agricultural Economics", Vol. 9, S. 157-181.

Krueger, A.O. (1988), Some Preliminary Findings from the World Bank's Project on the Political Economy of Agricultural Pricing. Plenary Paper, XX International Conference of Agricultural Economists, 24-31 August, Buenos Aires.

Krueger, A.O., M.W. Schiff und A. Valdés (1988), Agricultural Incentives in Developing Countries: Measuring the Effect of Sectoral and Economywide Policies. "The World Bank Economic Review", Vol. 2, No. 3, S. 255-271.

Léon, C.A.Y. und D. Curonisy (1987), La Alimentación en el Perú. (Centro de Investigación de la Universidad del Pacífico), Lima.

Matthews, A. (1985), The Common Agricultural Policy and the Less Developed Countries. Dublin.

Ministerio de Agricultura (1986), Plan de Desarrollo a Mediano Plazo del Sector Agrario 1986-1990. (Oficina Sectorial de Planificación Agraria), Lima.

Mitchell, D.O. (1985), Import Demand for Grains: Implications for U.S. Agricultural Policy. (Division Working Paper No. 1985-5, Commodity Studies and Projections Division, The World Bank), Washington, D.C.

OECD (1987), National Policies and Agricultural Trade. Paris.

OECD (1988), Agricultural Policies, Markets and Trade. Monitoring and Outlook 1988. Paris.

Oyejide, T.A. (1986), The Effects of Trade and Exchange Rate Policies on Agriculture in Nigeria. (Research Report No. 55, International Food Policy Research Institute), Washington, D.C.

Parikh, K.S., G. Fischer, K. Frohberg und O. Gulbrandsen (1988), Towards Free Trade in Agriculture. Dordrecht, Boston, Lancaster.

Presidencia de la Republica (1987), Plan Nacional de Desarrollo 1986-1990. (Instituto Nacional de Planificación), Lima.

Roe, T., M. Shane, und D.H. Vo (1986), Price Responsiveness of World Grain Markets. The Influence of Government Intervention on Import Price Elasticity. (Economic Research Service, USDA, Technical Bulletin No. 1720), Washington, D.C.

Runge, C.F. (1988), Agriculture in the GATT: A View from Geneva. Geneva, unveröffentlichtes Manuskript.

Salazar, J.C., C.Q. Velásquez, E.M. Málaga und R. Goméz-Velásquez (1986), Compendio Estadistico de la Economia Peruana 1970-84. (Instituto Peruano de Estudios Economicos y Sociales, I.P.E.E.S.), Lima.

Schiff, M. (1988), Sector-Specific and Economywide Policies and Agricultural Incentives in LDCs. Contributed Paper, XX International Conference of Agricultural Economists, 24-31 August, Buenos Aires.

Sjaastad, L.A. (1980), Commercial Policy, "True" Tariffs and Relative Prices. In: Black, J. und B. Hindley (eds.), Current Issues in Commercial Policy and Diplomacy. Papers of the Third Annual Conference of the International Economics Study Group. London, Basingstoke, S. 26-51.

Tangermann, S., T.E. Josling und S. Pearson (1987), Multilateral Negotiations on Farm-support Levels. "The World Economy", Vol. 10, S. 265-281.

Timmer, C.P., W.P. Falcon und S.R. Pearson (1985), Food Policy Analysis. Second paperback printing, Baltimore, London.

Tolley, G.S., V. Thomas and C.M. Wong (1982), Agricultural Price Policies and the Developing Countries. Baltimore, London.

Tshibaka, T.B. (1986), The Effects of Trade and Exchange Rate Policies on Agriculture in Zaire. (Research Report No. 56, International Food Policy Research Institute), Washington, D.C.

Tyers, R. und K. Anderson (1988), Liberalising OECD Agricultural Policies in the Uruguay Round: Effects on Trade and Welfare. "Journal of Agricultural Economics", Vol. 39, S. 197-216.

USDA (1987), Government Intervention in Agriculture. Measurement, Evaluation, and Implications for Trade Negotiations. (Economic Research Service, Foreign Agricultural Economic Report No. 229), Washington, D.C.

Valdés, A. (1973), Trade Policy and its Effect on the External Agricultural Trade of Chile 1945-1965. "American Journal of Agricultural Economics", Vol. 55, S. 154-164.

Valdés, A. und J. Zietz (1980), Agricultural Protection in OECD Countries: Its Cost to Less-Developed Countries. (Research Report No. 21, International Food Policy Research Institute), Washington, D.C.

Westlake, M.J. (1987), The Measurement of Agricultural Price Distortion in Developing Countries. "The Journal of Development Studies", Vol. 23, S. 367-381.

Wickens, M.R. und J.N. Greenfield (1973), The Econometrics of Agricultural Supply: An Application to the World Coffee Market. "The Review of Economics and Statistics", Vol. 55, S. 433-440.

World Bank (1986), World Development Report 1986. Washington, D.C.

World Bank (1987), Social Indicators of Development 1987. Washington, D.C.

World Bank (1988), World Development Report 1988. Washington, D.C.

Zietz, J. (1986), Trade Liberalization in Cereals: Blessing or Curse to Developing Countries? "Journal of Economic Development", Vol. 11, No. 2, S. 103-122.

Zietz, J. und A. Valdés (1986), The Potential Benefits to LDCs of Trade Liberalization in Beef and Sugar by Industrialized Countries. "Weltwirtschaftliches Archiv", Bd. 122, S. 93-112.

Anhang 1: Effekte der EG-Zuckermarktpolitik auf die Gruppe der zuckerexportierenden Entwicklungsländer, 1968-81[a]

Jahr	Zuckerexportpreis ($/Tonne)			Zuckerexportmenge (1000 Tonnen)			Zuckerexporterlöse (Mio.$)			Wohlstandseffekte der EG-Zuckermarktpolitik (1000$)
	Mit EG-Zuckermarktpolitik	Ohne EG-Zuckermarktpolitik	Effekt der EG-Politik (vH)	Mit EG-Zuckermarktpolitik	Ohne EG-Zuckermarktpolitik	Effekt der EG-Politik (vH)	Mit EG-Zuckermarktpolitik	Ohne EG-Zuckermarktpolitik	Effekt der EG-Politik (vH)	
1968	106,88	138,28	-22,71	13307,6	13918,7	-4,39	1422,3	1924,7	-26,10	-427835
1969	114,51	143,93	-20,44	13150,4	13685,1	-3,91	1505,8	1969,7	-23,55	-395001
1970	132,74	158,44	-16,22	15687,0	16178,5	-3,04	2082,4	2563,4	-18,76	-409617
1971	140,14	167,77	-16,47	15376,1	15866,0	-3,09	2154,8	2661,8	-19,05	-431774
1972	161,58	186,82	-13,51	15350,9	15744,2	-2,50	2480,5	2941,3	-15,67	-392446
1973	191,14	212,84	-10,19	16529,9	16842,5	-1,86	3159,6	3584,7	-11,86	-362041
1974	412,92	391,48	+5,48	17088,6	16930,6	+0,93	7056,2	6628,0	+6,46	+364647
1975	534,09	478,37	+11,65	15987,5	15683,4	+1,94	8538,8	7502,4	+13,81	+882552
1976	332,08	336,53	-1,32	16509,1	16547,5	-0,23	5482,3	5568,8	-1,55	-73646
1977	256,71	276,63	-7,20	20066,1	20329,2	-1,29	5151,1	5623,7	-8,40	-402405
1978	297,62	324,51	-8,29	17573,5	17840,5	-1,50	5230,3	5789,4	-9,66	-476157
1979	364,13	402,23	-9,47	18437,7	18760,3	-1,72	6713,7	7545,9	-11,03	-708638
1980	565,32	557,75	+1,36	17482,9	17441,9	+0,24	9883,4	9728,2	+1,60	+132190
1981	505,05	486,81	+3,75	18040,3	17925,0	+0,64	9111,3	8726,1	+4,41	+328059

[a] Die Berechnungen beruhen auf Tabelle 1 und der dort zitierten Quelle, auf Handelsdaten aus FAO (a) sowie der im Text beschriebenen Methodik.

Quelle: Eigene Berechnungen.

Anhang 2: Effekte der EG-Zuckermarktpolitik auf die Gruppe der zuckerimportierenden Entwicklungsländer, 1968-81[a]

Jahr	Zuckerimportpreis ($/Tonne)			Zuckerimportmenge (1000 Tonnen)			Zuckerimportausgaben (Mio.$)			Wohlstandseffekte der EG-Zuckermarktpolitik (1000$)
	Mit EG-Zuckermarktpolitik	Ohne EG-Zuckermarktpolitik	Effekt der EG-Politik (vH)	Mit EG-Zuckermarktpolitik	Ohne EG-Zuckermarktpolitik	Effekt der EG-Politik (vH)	Mit EG-Zuckermarktpolitik	Ohne EG-Zuckermarktpolitik	Effekt der EG-Politik (vH)	
1968	72,55	93,86	-22,71	4762,0	4451,1	+6,99	345,5	417,8	-17,31	+98012
1969	82,35	103,51	-20,44	4968,4	4679,4	+6,18	409,1	484,3	-15,53	+101916
1970	95,87	114,43	-16,22	4919,6	4696,6	+4,75	471,6	537,4	-12,24	+89160
1971	117,18	140,29	-16,47	5357,0	5110,2	+4,83	627,8	716,9	-12,43	+120811
1972	159,15	184,01	-13,51	5340,4	5141,1	+3,88	849,9	946,0	-10,15	+130187
1973	214,94	239,33	-10,19	6494,4	6314,0	+2,86	1395,9	1511,1	-7,63	+156176
1974	430,33	407,99	+5,48	5215,8	5289,2	-1,39	2244,5	2157,9	+4,01	-117336
1975	664,68	595,33	+11,65	5570,3	5733,5	-2,85	3702,4	3413,3	+8,47	-391824
1976	427,95	433,70	-1,32	5600,2	5580,6	+0,35	2396,6	2420,3	-0,98	+32101
1977	295,53	318,47	-7,20	8226,4	8066,8	+1,98	2431,2	2569,0	-5,37	+186813
1978	271,98	296,55	-8,29	9727,0	9508,9	+2,29	2645,6	2819,9	-6,18	+236283
1979	282,82	312,41	-9,47	9038,3	8805,6	+2,64	2556,2	2751,0	-7,08	+263928
1980	545,42	538,12	+1,36	10993,9	11032,8	-0,35	5996,3	5937,0	+1,00	-80436
1981	551,83	531,90	+3,75	11828,0	11942,6	-0,96	6527,0	6352,3	+2,75	-236894

[a] Die Berechnungen beruhen auf Tabelle 1 und der dort zitierten Quelle, auf Handelsdaten aus FAO (a) sowie der im Text beschriebenen Methodik.

Quelle: Eigene Berechnungen.

Anhang 3: Effekte der EG-Zuckermarktpolitik auf Thailands Zuckerexportsektor, 1968-81[a]

Jahr	Zuckerexportpreis ($/Tonne)			Zuckerexportmenge (Tonnen)	Zuckerexporterlöse (1000$)			Wohlstandseffekte der EG-Politik für den Zuckersektor Thailands	
	Mit EG-Zuckermarktpolitik	Ohne EG-Zuckermarktpolitik	Effekt der EG-Politik (vH)	Mit/ohne EG-Zuckermarktpolitik[b]	Mit EG-Zuckermarktpolitik	Ohne EG-Zuckermarktpolitik	Effekt der EG-Politik (vH)	Absolut[c] (1000$)	Pro Kopf ($)
1968	926,83	1199,15	-22,71	41	38	49	-22,71	-11	-0,00
1969	140,04	176,03	-20,44	16095	2254	2833	-20,44	-579	-0,02
1970	79,47	94,85	-16,22	56678	4504	5376	-16,22	-872	-0,02
1971	105,08	125,80	-16,47	174573	18345	21962	-16,47	-3617	-0,10
1972	144,17	166,69	-13,51	421616	60786	70279	-13,51	-9493	-0,25
1973	206,69	230,15	-10,19	275442	56932	63394	-10,19	-6462	-0,16
1974	415,28	393,72	+5,48	444067	184411	174837	+5,48	+9574	+0,23
1975	472,26	422,99	+11,65	595572	281267	251921	+11,65	+29346	+0,70
1976	298,32	302,32	-1,32	1124301	335403	339903	-1,32	-4500	-0,10
1977	221,04	238,19	-7,20	1656489	366149	394564	-7,20	-28415	-0,65
1978	187,73	204,69	-8,29	1040100	195259	212900	-8,29	-17641	-0,39
1979	197,43	218,08	-9,47	1189980	234936	259516	-9,47	-24580	-0,53
1980	216,96	214,06	+1,36	366261	79465	78401	+1,36	+1064	+0,02
1981	392,47	378,30	+3,75	1120332	439702	423820	+3,75	+15882	+0,33

[a] Die Berechnungen beruhen auf Tabelle 1 und der dort zitierten Quelle sowie der im Text beschriebenen Methodik. - [b] Die Zuckerexportmengen sind in den Situationen mit und ohne EG-Zuckermarktpolitik identisch, weil aufgrund der Schätzgleichung (13) von einem kurzfristig völlig preisunelastischen Exportangebot Thailands ausgegangen wurde. - [c] Der berechnete Wohlstandseffekt ist mit dem Effekt auf die Exporterlöse identisch, den die EG-Zuckermarktpolitik verursacht hat. Der Grund ist das kurzfristig völlig preisunelastische Exportangebot Thailands.

Quelle: Eigene Berechnungen mit Daten aus FAO (a) und IMF (1987).

Anhang 4: Effekte der EG-Zuckermarktpolitik auf Malaysias Zuckerimportsektor, 1968-81[a]

Jahr	Zuckerimportpreis ($/Tonne)			Zuckerimportmenge (Tonnen)			Zuckerimportwert (1000$)			Wohlstandseffekte der EG-Politik für den Zuckersektor Malaysias	
	Mit EG-Zucker-marktpolitik	Ohne EG-Zucker-marktpolitik	Effekt der EG-Politik (vH)	Mit EG-Zucker-marktpolitik	Ohne EG-Zucker-marktpolitik	Effekt der EG-Politik (vH)	Mit EG-Zucker-marktpolitik	Ohne EG-Zucker-marktpolitik	Effekt der EG-Politik (vH)	Absolut (1000$)	Pro Kopf ($)
1968	57,70	74,65	-22,71	361441	335832	+7,63	20855	25071	-16,82	+5899	+0,59
1969	69,64	87,54	-20,44	362382	339496	+6,74	25237	29718	-15,08	+6269	+0,62
1970	89,98	107,40	-16,22	395296	375834	+5,18	35568	40364	-11,88	+6710	+0,65
1971	112,66	134,87	-16,47	298241	283317	+5,27	33600	38212	-12,07	+6453	+0,60
1972	150,55	174,06	-13,51	350877	336648	+4,23	52825	58598	-9,85	+8077	+0,73
1973	194,59	216,67	-10,19	327244	317360	+3,11	63677	68763	-7,40	+7115	+0,63
1974	280,05	265,51	+5,48	344441	349720	-1,51	96462	92856	+3,88	-5046	-0,43
1975	332,06	297,41	+11,65	313612	323627	-3,09	104138	96251	+8,19	-11035	-0,93
1976	304,48	308,57	-1,32	302535	301387	+0,38	92116	92998	-0,95	+1234	+0,10
1977	237,09	255,49	-7,20	385955	377813	+2,16	91507	96528	-5,20	+7025	+0,56
1978	267,87	292,07	-8,29	378824	369591	+2,50	101476	107947	-5,99	+9054	+0,70
1979	282,95	312,55	-9,47	401303	390072	+2,88	113548	121917	-6,86	+11710	+0,87
1980	405,75	400,32	+1,36	475244	477075	-0,38	192831	190982	+0,97	-2587	-0,19
1981	464,33	447,56	+3,75	396385	400567	-1,04	184054	179278	+2,66	-6683	-0,47

[a] Die Berechnungen beruhen auf Tabelle 1 und der dort zitierten Quelle sowie der im Text beschriebenen Methodik.

Quelle: Eigene Berechnungen mit Daten aus FAO (a) und IMF (1987).

Anhang 5: Indikatoren zur Entwicklung des Agrar- und Ernährungssektors in Peru

Beitrag der Landwirtschaft zum Bruttoinlandsprodukt:		
	1965:	18 vH
	1986:	11 vH
Anteil der landwirtschaftlichen Erwerbsbevölkerung an der gesamten Erwerbsbevölkerung:	1965:	50 vH
	1986:	40 vH
Durchschnittliches jährliches Wachstum der Agrarproduktion:		
	1961/65-1986:	+1,3 vH
Durchschnittliches jährliches Wachstum der Nahrungsmittelproduktion:	1961/65-1986:	+1,6 vH
Durchschnittliches Wachstum der Getreideproduktion pro Jahr:		
	1961/65-1986:	+2,1 vH
Durchschnittliches Bevölkerungswachstum pro Jahr:		
	1961/65-1986:	+2,7 vH
Devisenbeitrag des Agrarsektors (Exporterlöse abzüglich Importausgaben):	1964/66:	+249,9 Mill.$
	1985/87:	-212,8 Mill.$
Anteil der Agrarimporte an den Gesamtimporten:		
	1964/66:	17,1 vH
	1986:	23,9 vH
Anteil der Getreideimporte an den Gesamtimporten:		
	1964/66:	7,0 vH
	1986:	10,1 vH
Verfügbarkeit an Kalorien, pro Kopf und Tag:		
	1965:	2324
	1985:	2120
Verfügbarkeit an Proteinen, g pro Kopf und Tag:		
	1961-63:	60,8
	1983-85:	56,8
Anteil der städtischen Bevölkerung an der Gesamtbevölkerung:	1965:	52 vH
	1986:	68 vH

Quellen: FAO, FAO Production Yearbook. Rome, versch. Jgg; FAO, FAO Trade Yearbook. Rome, versch. Jgg.; World Bank (1987); World Bank (1988); eigene Berechnungen.

Anhang 6: Trends in der nominalen Protektion des peruanischen Agrarsektors, 1963-85 (1963=100)

Jahr	Nominale Protektionskoeffizienten[a] für Nahrungsgüter			Nominale Protektionskoeffizienten[a] für Exportgüter	
	Weizen	Reis	Mais	Baumwolle	Kaffee
1963	100,00	100,00	100,00	100,00	100,00
1964	87,01	161,98	61,99	99,76	75,01
1965	108,02	189,35	57,72	92,54	78,52
1966	171,34	207,71	68,12	105,20	55,01
1967	175,99	198,67	37,53	106,89	60,55
1968	175,07	196,43	94,71	96,83	65,09
1969	191,64	222,76	81,57	108,76	74,53
1970	179,55	-[b]	44,24	116,51	62,79
1971	183,30	-[b]	27,87	112,95	62,50
1972	214,53	-[b]	112,46	110,93	61,06
1973	168,66	197,99	116,15	119,01	62,20
1974	170,99	143,85	87,68	87,39	57,95
1975	155,60	162,56	78,06	96,49	73,77
1976	137,15	240,16	89,33	61,65	27,46
1977	211,15	-[b]	84,05	64,70	56,05
1978	160,80	-[b]	71,32	57,56	55,77
1979	160,44	246,14	64,93	62,47	55,03
1980	152,44	204,53	95,07	86,67	56,78
1981	155,06	148,25	75,67	91,57	48,44
1982	125,26	252,07	92,06	101,54	33,82
1983	156,44	148,99	79,67	100,96	39,95
1984	239,32	162,43	68,71	160,70	59,06
1985	186,95	-[b]	108,30	124,37	60,00
Durchschnittliches jährliches Wachstum der Protektion:	+2,9vH	+2,3vH	+0,4vH	+1,0vH	-2,3vH

[a] Die nominalen Protektionskoeffizienten wurden als Relation zwischen Produzentenpreisen und Außenhandelspreisen ermittelt. Die Außenhandelspreise liegen bei den Importgütern auf cif-Basis und den Exportgütern auf fob-Basis vor. - [b] Internationaler Handel Perus mit Reis war in diesen Jahren nicht vorhanden oder so niedrig, daß sich verzerrte Außenhandelspreise ergeben hätten.

Quelle: Eigene Berechnungen auf der Grundlage von FAO, FAO Trade Yearbook. Rome, versch. Jgg. und unveröffentlichten Daten über Produktionswert und Produktionsmengen der Grupo Analisis Politica Agricola (GAPA), Lima 1987.

Anhang 7: Trends in den relativen Preisen zwischen Agrarprodukten in Peru, 1963-85 (1963=100)

Jahr	Preisrelationen auf Produzentenebene zwischen Nahrungs- und Exportgütern					
	Weizen/Baumwolle	Reis/Baumwolle	Mais/Baumwolle	Weizen/Kaffee	Reis/Kaffee	Mais/Kaffee
1963	100,00	100,00	100,00	100,00	100,00	100,00
1964	88,22	104,09	86,99	93,95	110,85	92,64
1965	107,82	123,72	111,07	108,30	124,27	111,55
1966	145,30	139,57	120,78	223,84	215,02	186,06
1967	141,15	138,55	119,32	242,46	238,00	204,97
1968	157,79	171,87	124,47	245,86	267,80	193,94
1969	170,28	178,49	126,39	226,65	237,57	168,22
1970	139,30	160,68	145,69	174,28	201,04	182,28
1971	132,44	148,82	137,17	213,73	240,18	221,38
1972	146,16	146,02	144,29	242,67	242,43	239,56
1973	105,78	93,14	121,91	218,97	192,81	252,36
1974	113,29	102,37	130,32	233,64	211,12	268,77
1975	198,58	164,70	177,58	317,10	263,01	283,57
1976	168,72	138,01	169,46	281,47	230,24	282,71
1977	182,72	137,92	130,54	92,29	69,66	65,93
1978	199,45	156,24	158,24	109,34	85,65	86,75
1979	168,28	172,88	127,97	116,49	119,68	88,59
1980	163,14	176,20	131,20	137,32	148,31	110,43
1981	166,86	193,81	133,77	232,18	269,68	186,14
1982	157,11	222,82	149,37	222,19	315,12	211,24
1983	173,94	156,44	128,37	261,16	234,89	192,73
1984	109,25	72,32	60,16	200,86	132,98	110,61
1985	138,09	111,79	124,72	133,61	108,16	120,67
Durchschnittliche jährliche Änderung der Preisrelation:						
1963-85:	+1,5vH	+0,5vH	+1,0vH	+1,3vH	+0,4vH	+0,9vH
ø1963/64/65-1983/84/85:	+1,8vH	+0,2vH	+0,2vH	+3,5vH	+1,8vH	+1,7vH

Quelle: Eigene Berechnungen auf der Grundlage von unveröffentlichten Daten über Produktionswert und Produktionsmengen der Grupo Analisis Politica Agricola (GAPA), Lima 1987.