

Gundlach, Erich

Working Paper — Digitized Version

Ein einfaches Modell des Strukturwandels

Kiel Working Paper, No. 470

Provided in Cooperation with:

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

Suggested Citation: Gundlach, Erich (1991) : Ein einfaches Modell des Strukturwandels, Kiel Working Paper, No. 470, Kiel Institute of World Economics (IfW), Kiel

This Version is available at:

<https://hdl.handle.net/10419/574>

Standard-Nutzungsbedingungen:

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

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

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

Terms of use:

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

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

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

Kieler Arbeitspapiere Kiel Working Papers

Arbeitspapier Nr. 470

Ein einfaches Modell des Strukturwandels

von

Erich Gundlach

März 1991

Institut für Weltwirtschaft an der Universität Kiel

The Kiel Institute of World Economics

ISSN 0342 - 0787

Institut für Weltwirtschaft
Düsternbrooker Weg 120
2300 Kiel 1

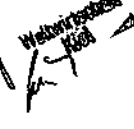
Arbeitspapier Nr. 470

Ein einfaches Modell des Strukturwandels

von

Erich Gundlach

März 1991

Ag 1575 / 91 / 
Weltwirtschaftliches Institut
Kiel

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.

EIN EINFACHES MODELL DES STRUKTURWANDELS*

1. Die stilisierten Fakten des Strukturwandels

Die positive Korrelation zwischen dem Pro-Kopf Einkommen und dem Beschäftigungsanteil des Dienstleistungssektors gehört zu den wenigen empirischen Regelmäßigkeiten, die seit langem als gesicherte Erkenntnis der Wirtschaftswissenschaften gelten können. Danach verschiebt sich die sektorale Beschäftigungsstruktur im Verlauf des wirtschaftlichen Wachstums zugunsten des Dienstleistungssektors. Dieser Strukturwandel wurde von Clark [1951] als "Petty's Law" bezeichnet. Bekannt ist ebenfalls, daß neben der sektoralen Beschäftigungsstruktur auch die sektoralen Preis- und Mengenstrukturen im Verlauf des wirtschaftlichen Wachstums gewisse Regelmäßigkeiten aufweisen: Der relative Dienstleistungspreis steigt, und die realen Produktions- und Ausgabenanteile des Dienstleistungssektors bleiben weitgehend konstant.¹ Natürlich folgt nicht jedes Land der Weltwirtschaft diesem generellen Muster des Strukturwandels in identischen Quantitäten, aber einzelne Abweichungen davon scheinen eher die Ausnahme als die Regel zu sein. Deshalb können die gegenwärtig verfügbaren empirischen Befunde für die Entwicklung der Preisstruktur, der Mengenstruktur und der Beschäftigungsstruktur zusammenfassend als stilisierte Fakten des Strukturwandels in der Weltwirtschaft bezeichnet werden.

In diesem Beitrag werden die stilisierten Fakten des Strukturwandels im Rahmen eines Zwei-Sektoren-Modells [Siebert 1977] analysiert, das für diese Zwecke stark vereinfacht wurde. Das Modell soll eine Reproduktion der stilisierten Fakten des Strukturwandels zulassen und gleichzeitig

* Ich danke Hugo Dicke für eine kritische Durchsicht des Manuskripts.

¹ Vgl dazu beispielsweise die empirischen Ergebnisse in Kuznets [1966], Clark [1979], Kravis, Heston, Summers [1982], Heitger [1983], van Gemert [1987].

Faktoren isolieren, die eine konsistente Erklärung des beobachteten Musters erlauben. Um einen Beitrag zum Verständnis des Strukturwandels zu leisten, muß ein solches Modell also mit wenigen Elementen eine Reihe von Beobachtungen erklären können, und es muß bestimmte Voraussagen über die Konsequenzen potentieller Beobachtungen ermöglichen, d.h. es muß prinzipiell falsifizierbar sein.

Bislang gelten vor allem Unterschiede im sektoralen Produktivitätsfortschritt (Produktivitätshypothese) und nicht-homothetische Nachfragefunktionen (Nachfragehypothese) als wesentliche Ursachen für das generelle Muster des Strukturwandels.¹ Danach bewirken der relativ langsame Produktivitätsfortschritt im Dienstleistungssektor und die einkommenselastische Dienstleistungsnachfrage, daß die Beschäftigungsanteile des Dienstleistungssektors im Verlauf des wirtschaftlichen Wachstums zunehmen und sich seine Produkte relativ verteuern. Die relative Verteuerung der Dienstleistungen könnte dann den positiven Mengeneffekt, der aus einer einkommenselastischen Dienstleistungsnachfrage resultieren würde, weitgehend kompensieren, so daß die Mengenstruktur im Einklang mit den stilisierten Fakten konstant bleiben könnte.

Die Produktivitätshypothese, nach der bei der Dienstleistungsproduktion grundsätzlich kein rascher Produktivitätsfortschritt zu erzielen ist, kann als plausibel gelten, sofern man zu ihrer Überprüfung die vorhandenen Statistiken heranzieht. Zu bedenken ist aber, daß der Output vieler Dienstleistungsbereiche häufig über die Inputs geschätzt wird, so daß sich in den Produktivitätsstatistiken für den Dienstleistungssektor zumindest zum Teil auch die Vorurteile der Statistiker widerspiegeln dürften. Deshalb kann die Produktivitätshypothese anhand der vorhandenen Daten im Grunde

¹ Vgl. zum Stand der wissenschaftlichen Diskussion über die Ursachen des Strukturwandels beispielsweise Inman [1985a].

nicht falsifiziert werden. Dies gilt aber nicht für die Nachfragehypothese, die sehr wohl empirisch getestet werden kann. Neuere Studien deuten darauf hin, daß die Einkommenselastizität der Dienstleistungsnachfrage keineswegs - wie bisher angenommen wurde - über, sondern eher in der Nähe von Eins [Summers 1985] oder gar deutlich unter Eins [Hammes, Rosa, Grubel 1989] zu liegen scheint, was somit die Nachfragehypothese falsifizieren würde. Zu fragen wäre demnach, ob die benannten stilisierten Fakten des Strukturwandels für die Preis-, die Mengen- und die Beschäftigungsstruktur auch ohne eine einkommenselastische Dienstleistungsnachfrage erklärt werden können.

Mit Hilfe des hier vorgestellten Modells kann nun gezeigt werden, welche Parameterkonstellationen für die Produktivitäts- und die Nachfragehypothese aus theoretischer Sicht miteinander kompatibel sind und welche tatsächlich die stilisierten Fakten des Strukturwandels reproduzieren können. Umgekehrt kann auch geprüft werden, ob das Muster der stilisierten Fakten einen Konsistenztest besteht, wenn bestimmte Parameterkonstellationen vorgegeben werden. Welchen numerischen Wert die Parameter im einzelnen annehmen - wie groß also etwa die Einkommens- oder die Preiselastizität der Dienstleistungsnachfrage ist -, kann dabei nicht aus der Theorie abgeleitet werden. Diese Größen müssen vielmehr aus den Beobachtungsdaten gewonnen werden. Wenn diese Parameter aber bestimmt sind, lassen sich mit Hilfe des Modells theoretisch fundierte Vorhersagen für das Muster des Strukturwandels gewinnen, die wiederum einem empirischen Test zugänglich sind.

2. Das Modell

Das im folgenden erörterte Modell beschreibt eine Zwei-Sektoren-Ein-Faktor-Ökonomie. Es läßt sich somit als eine starke Vereinfachung des aus der Außenhandelstheorie bekannten

Zwei-Güter-Zwei-Faktoren-Modells¹ betrachten, das gleichermaßen für eine Analyse des Strukturwandels benutzt werden kann [Siebert 1977].² Die Grundzüge der Produktionsstruktur des hier entwickelten Modells gehen zurück auf einen Ansatz von Baumol [1967], der von Inman [1985b] um eine explizite Spezifikation der Nachfrageseite ergänzt worden ist. Im Gegensatz zu den dort vorgestellten Modellen wird hier zum einen die Annahme aufgehoben, daß sich die Mengenstruktur im Verlauf des wirtschaftlichen Wachstums nicht verändert, und zum anderen eine weniger restriktive Nachfrageformulierung eingeführt, die ein breiteres Spektrum von a priori denkbaren Parameterkonstellationen gestattet. Diese wesentlich flexiblere Modellstruktur ist unabdingbar, um die genannten stilisierten Fakten des Strukturwandels mit Hilfe des Modells widerspruchsfrei erklären zu können.

Die Beschränkung der Analyse auf den Produktionsfaktor Arbeit impliziert, daß das Model keine Ersparnis und keine Investitionen enthält. Der Produktionsfaktor Kapital wird also nicht berücksichtigt. Dazu ist anzumerken, daß vergleichbare Ansätze mit zwei Produktionsfaktoren (und zwei Gütern) in der Regel mit der Annahme homothetischer Nachfragefunktionen arbeiten, um so eine Modelllösung zu gewährleisten [Wolff 1985; Jones 1965]. Eine Ausnahme ist Siebert [1977], wo auch die Effekte nicht homothetischer Nachfragefunktionen im Rahmen des Zwei-Güter-Zwei-Faktoren-Modells diskutiert werden. Bei dieser Analyse werden die beiden Sektoren jedoch nicht hinsichtlich ihres Produktivitätsfortschritts, sondern nur hinsichtlich ihrer Faktorausstattung unterschieden.

¹ Vgl. dazu beispielsweise Siebert [1989].

² Die Implikationen des Zwei-Güter-Zwei-Faktoren Modells für den Strukturwandel in der offenen Volkswirtschaft werden diskutiert in Siebert [1978]. Anpassungsprozesse in offenen Volkswirtschaften, die international handelbare und nicht-handelbare Güter produzieren, werden im Rahmen dieses Modells in Siebert [1988] erörtert.

Nicht-homothetische Nachfragefunktionen und ein sektoral unterschiedlicher Produktivitätsfortschritt sind zusammenge-
nommen aber die in der wirtschaftswissenschaftlichen Litera-
tur¹ am häufigsten genannten Hypothesen zur Erklärung der
stilisierten Fakten des Strukturwandels. Deshalb ist man im
Rahmen des Zwei-Sektoren Ansatzes zu Vereinfachungen an an-
derer Stelle gezwungen, wenn beide Hypothesen modelliert
werden sollen und die Modellösung einem empirischen Test zu-
gänglich bleiben soll. Hier ist das die Beschränkung auf
einen Produktionsfaktor. Hinzu kommt noch, wie Wolff [1985]
gezeigt hat, daß sich die Ergebnisse eines Zwei-Faktoren-
Modells für die Entwicklung der relativen Preise und der Be-
schäftigungsstruktur - unter der Annahme einer konstanten
Mengenstruktur - ohnehin nicht von denen des Ein-Faktoren
Modells [Baumol 1967] unterscheiden. Nicht zuletzt deshalb
scheint die hier gewählte Vorgehensweise, nur einen Produk-
tionsfaktor zu berücksichtigen und stattdessen eine flexible
Mengenstruktur zuzulassen, die angemessene zu sein. Schließ-
lich geht es hier lediglich darum, die stilisierten Fakten
für die Entwicklung der Preisstruktur, der Mengenstruktur
und der Beschäftigungsstruktur zu erklären; stilisierte Fak-
ten für den Strukturwandel beim Faktor Kapital werden in der
Literatur dagegen nicht diskutiert.²

Die grundlegenden Annahmen des Modells entsprechen, abgese-
hen von der Beschränkung auf einen Produktionsfaktor, den
üblichen Annahmen des Zwei-Sektoren-Modells [Siebert 1977]:

- die beiden Produktionsfunktionen weisen konstante Skalen-
erträge bei gegebener Technologie auf;
- Zwischenprodukte werden nicht berücksichtigt;
- der alleinige Produktionsfaktor Arbeit weist einen gege-
benen Bestand auf und ist sektoral vollkommen mobil;

¹ Vgl. dazu stellvertretend die verschiedenen Beiträge in
Inman [1985a].

² Darüber hinaus dürfte eine empirische Analyse des
Strukturwandels beim Faktor Kapital recht schnell an der
schmalen Datenbasis scheitern.

- es herrscht Vollbeschäftigung;
- die Unternehmen betreiben bei gegebenen Güter- und Faktorpreisen Gewinnmaximierung (Marktform der vollkommenen Konkurrenz).

Diese restriktiven Annahmen gestatten die Konstruktion einer theoretischen Modellwelt, in der die beobachteten stilisierten Fakten des Strukturwandels reproduziert werden können. Um die bedeutsamen von den für weniger wichtig gehaltenen Erklärungsfaktoren für das Muster des Strukturwandels unterscheiden zu können, muß diese Modellwelt einen sehr hohen Abstraktionsgrad aufweisen. Sie enthält also nur eine eng begrenzte Auswahl von denkbaren Erklärungsfaktoren. Dabei mögen insbesondere die Annahme eines einzigen Produktionsfaktors und die Vernachlässigung von Zwischenprodukten auf den ersten Blick als wenig realistisch erscheinen. Sie lassen sich jedoch im großen und ganzen für die Zwecke des hier vorgestellten Modells rechtfertigen.

Dazu muß man sich vergegenwärtigen, daß bei jeder Modellkonstruktion der Zielkonflikt entsteht, einerseits möglichst viele Einflußgrößen zu erfassen, andererseits aber die Modellstruktur so zu formulieren, daß sie zu empirisch testbaren Ergebnissen führt. Wie komplex eine Modellstruktur zu konstruieren ist, ist deshalb immer auch eine Frage der Praktikabilität. Während die Beschränkung der Analyse auf einen Produktionsfaktor im wesentlichen mit theoretischen Argumenten abgestützt wurde, gaben letztlich eher empirisch motivierte Überlegungen den Ausschlag dafür gaben, keine Zwischenprodukte im Rahmen des hier vorgestellten Modells zu berücksichtigen. Zumindest für die Bundesrepublik und für die Vereinigten Staaten kann anhand der empirischen Evidenz gezeigt werden, daß die Vorleistungsverflechtung zwischen dem Dienstleistungsbereich und allen anderen Sektoren als weitgehend konstant zu betrachten ist [Fuchs 1968; Wolff 1985; Schmidt, Suhr 1990]. Den Dienstleistungen kommt demnach in diesen Ländern im Verlauf des wirtschaftlichen

Wachstums keine zunehmende Bedeutung als Vorleistungsprodukt für die anderen Sektoren zu. Ein eher konstanter Anteil der Dienstleistungen als Zwischenprodukt - also eine konstante Vorleistungsverflechtung - kann deshalb wohl nicht als Erklärung für den Strukturwandel zugunsten der Dienstleistungsbeschäftigung herangezogen werden.

Nun muß man allerdings einräumen, daß die empirische Evidenz zur Rolle der Dienstleistungen als Zwischenprodukt nicht eindeutig ist. Für Italien wurde beispielsweise eine Komplementarität zwischen der Industrie- und der Dienstleistungsproduktion sowie eine deutliche Zunahme der Vorleistungsverflechtung zwischen beiden Sektoren festgestellt [Momigliano, Siniscalco 1982]. Danach könnte die relative Zunahme der Dienstleistungsbeschäftigung auch die Folge einer zunehmenden Auslagerung von Dienstleistungstätigkeiten vom Industrie- in den Dienstleistungssektor sein, etwa wenn Industrieunternehmen ihren eigenen Fuhrpark aufgeben oder keine eigenen Gebäudereiniger mehr beschäftigen und stattdessen diese Dienstleistungen über den Markt beziehen. Im Gegensatz zu diesem Befund konnten für einen Länderquerschnitt keine quantitativ bedeutenden Effekte festgestellt werden [Kravis 1985]; der Produktionsanteil des Dienstleistungssektors nahm im Zeitraum 1960-75 in der Welt insgesamt lediglich um etwa 3 Prozentpunkte auf 57 vH zu, was noch im statistischen Unschärfebereich liegen dürfte. Da gleichzeitig konstante Konsumanteile für Dienstleistungen festgestellt wurden [Kravis, Heston, Summers 1982], würde dies allenfalls auf eine äußerst geringfügige Zunahme der Bedeutung der Dienstleistungen als Zwischenprodukt hindeuten.

Bei dem gegebenen Ausmaß der weltweit zu beobachtenden relativen Zunahme der Dienstleistungsbeschäftigung ist die Vernachlässigung der Zwischenprodukte im hier vorgestellten Modell mit Blick auf die empirische Evidenz deshalb wohl im großen und ganzen zu rechtfertigen, da es sich dabei nur um

eine quantitativ weniger wichtige Einflußgröße handeln kann. Hinzu kommt natürlich, ebenso wie bei der oben diskutierten Annahme eines einzigen Produktionsfaktors, daß sich das Modell erheblich vereinfacht, wenn keine Zwischenprodukte berücksichtigt werden. Zusammengenommen ermöglichen vor allem diese beiden restriktiven Annahmen die Konstruktion eines Modells, das einen Ansatz für eine theoretisch fundierte Überprüfung der beiden wichtigsten Hypothesen zur Erklärung des Strukturwandels, namentlich der Nachfrage- und der Produktivitätshypothese, aufzeigt.

Da das Modell den Strukturwandel in der Weltwirtschaft abbilden soll und die Weltwirtschaft ein geschlossenes System ist, gilt hier zu jedem Zeitpunkt (t), daß das gesamtwirtschaftliche Angebot (Q^S) der gesamtwirtschaftlichen Nachfrage (Q^D) entsprechen muß:

$$(2.1) \quad Q_t^S = Q_t^D$$

Nun bestehe die Weltwirtschaft aus zwei Sektoren (1 und 2), in denen die Güter Q_1 und Q_2 mit dem alleinigen homogenen Inputfaktor Arbeit (L) und einer Technologie mit konstanten Skalenerträgen produziert werden. Der Unterschied zwischen den beiden Sektoren bestehe darin, daß Sektor 1 eine raschere Produktivitätsfortschrittsrate (r) aufweist als Sektor 2 ($r_1 > r_2$). Diese Annahme beinhaltet die Produktivitätshypothese; demnach repräsentiert Sektor 2 den Dienstleistungssektor. Die beiden Produktionsfunktionen lauten somit:

$$(2.2) \quad Q_{1t}^S = aL_{1t} e^{r_1 t}$$

$$(2.3) \quad Q_{2t}^S = bL_{2t} e^{r_2 t}$$

mit $r_1 > r_2$

$$Q_t^S = Q_{1t}^S + Q_{2t}^S$$

$$L_t = L_{1t} + L_{2t}$$

a, b = Konstante

Da nur der Produktionsfaktor Arbeit im Modell enthalten ist, gibt es keine Investitionen und damit auch keine Ersparnis. Das gesamte Einkommen der Wirtschaftssubjekte wird also für den Konsum der beiden Güter Q_1 und Q_2 ausgegeben. Bei diesem Ansatz gibt es also keinen Unterschied zwischen den Ausgaben und dem Einkommen der Wirtschaftssubjekte. Deshalb fällt hier die Einkommens- mit der Ausgabenelastizität der Nachfrage zusammen. Im folgenden wird nur der Begriff Ausgabenelastizität benutzt, um kenntlich zu machen, daß die Ersparnis als mögliche Verwendungsform des Einkommens nicht berücksichtigt wird. Die entsprechenden Nachfragefunktionen seien gegeben als¹:

$$(2.4) \quad Q_{1t}^D = c \cdot p_{1t}^{\varepsilon_{11}} \cdot p_{2t}^{\varepsilon_{12}} \cdot x_t^{\eta_1} \cdot L_t$$

$$(2.5) \quad Q_{2t}^D = d \cdot p_{2t}^{\varepsilon_{22}} \cdot p_{1t}^{\varepsilon_{21}} \cdot x_t^{\eta_2} \cdot L_t$$

mit $p_{1,2}$ = Güterpreise

x = Einkommen (Ausgaben) je Arbeiter (L)

ε_{ij} = Preiselastizitäten

η_i = Ausgabenelastizitäten

c, d = Konstante

Die Nachfragehypothese des Strukturwandels besagt nun, daß mit steigendem Einkommen die Nachfrage nach Dienstleistungen

¹ Bei Division durch L_t erhält man die aus der Theorie des Haushalts bekannten Nachfragefunktionen für ein repräsentatives Wirtschaftssubjekt.

überproportional zunimmt; danach ist die Ausgabenelastizität der Nachfrage nach Dienstleistungen größer als Eins, so daß im Modell $\eta_2 > \eta_1$ gelten muß.¹

Das Einkommen je Beschäftigten (x) entspreche dem Wertgrenzprodukt der Arbeit und sei in beiden Sektoren aufgrund der vollkommenen Mobilität des homogenen Produktionsfaktors Arbeit gleich hoch. Demnach gilt:

¹ Daß es sich bei den Exponenten der Argumente einer multiplakativ verknüpften Nachfragefunktion grundsätzlich um Elastizitäten handelt, läßt sich leicht veranschaulichen. Für die allgemeine Nachfragefunktion

$$Q_i = A p_i^{\gamma_i} x^{\beta_i}$$

mit A = Konstante

erhält man durch Logarithmieren

$$\log Q_i = \log A + \gamma_i \log p_i + \beta_i \log x$$

Die Preiselastizität der Nachfrage ist definiert als

$$\epsilon_{ii} = \frac{\partial Q_i}{\partial p_i} \frac{p_i}{Q_i} = \frac{\partial \log Q_i}{\partial \log p_i}, \text{ und}$$

die Einkommenselastizität der Nachfrage ist definiert als

$$\eta_i = \frac{\partial Q_i}{\partial x} \frac{x}{Q_i} = \frac{\partial \log Q_i}{\partial \log x},$$

so daß γ_i und β_i der hier gewählten Nachfragefunktion als Elastizitäten zu betrachten sind, was zu zeigen war.

$$(2.6.1) \quad x_{1t} = \frac{\partial Q_{1t}^S}{\partial L_{1t}} p_{1t} = a p_{1t} e^{r_1 t}$$

$$(2.6.2) \quad x_{2t} = \frac{\partial Q_{2t}^S}{\partial L_{2t}} p_{2t} = b p_{2t} e^{r_2 t}$$

$$\text{mit } x_{1t} = x_{2t} = x_t$$

Dabei sei der produktivitätsstarke Sektor 1 der Lohnführer, so daß mit $p_1 = 1$ als numeraire

$$(2.7.1) \quad x_t = a e^{r_1 t}$$

als Lohngleichung (Einkommensgleichung) und

$$(2.7.2) \quad \frac{dx_t/dt}{x_t} = r_1$$

als prozentuale Veränderungsrate des Einkommens über die Zeit folgen.

Die Budgetrestriktion des Modells lautet

$$(2.8) \quad x_t L_t = p_{1t} Q_{1t}^D + p_{2t} Q_{2t}^D$$

Mit diesen Bausteinen soll im folgenden analysiert werden, welche Modellergebnisse sich für die Entwicklung der relativen Preise, der Mengen- und der Beschäftigungsstruktur ableiten lassen. Dabei ist bereits an dieser Stelle darauf hinzuweisen, daß die Modellergebnisse ganz entscheidend von den gewählten Nachfragegleichungen beeinflusst werden. Sie sollen deshalb noch näher erläutert werden, denn die hier gewählte funktionale Form ist nicht ohne theoretische und ökonometrische Probleme.

Die Nachfragefunktionen (2.4) und (2.5) entsprechen in der logarithmierten Transformation dem Schätzansatz, den STONE [1954] in seiner grundlegenden Analyse des Konsumentenverhaltens benutzte. Eine solche Formulierung steht in der Regel im Widerspruch zur Adding-up-Bedingung der Nachfrage-theorie, weil die geschätzten Koeffizienten als konstante Elastizitäten interpretiert werden müssen.¹ Konstante Elastizitäten sind aber nur dann mit der Adding-up-Bedingung vereinbar, wenn alle Ausgabenelastizitäten gleich 1 sind. Gerade dies würde jedoch der zu analysierenden Nachfragehypothese zuwiderlaufen. Aus ökonometrischer Sicht läßt sich dieses Problem dadurch lösen, daß man das totale Differential der logarithmierten Gleichungen (2.4) und (2.5) bildet. Die auf diese Weise transformierten Nachfragegleichungen können dann mit Hilfe der Slutsky-Zerlegung und unter Verwendung von Budgetanteilen so umformuliert werden, daß die Parameter nicht von vornherein im Gegensatz zu den allgemeinen Restriktionen der Nachfragetheorie stehen, sondern vielmehr einen empirischen Test dieser Restriktionen zulassen. Eine solche Formulierung der Nachfragefunktionen ist unter dem Namen Rotterdam-Modell bekanntgeworden [Barten 1967; Theil 1967].

Streng genommen besteht allerdings nach wie vor das Problem, daß die Nachfragegleichungen des Rotterdam-Modells nur dann mit Nachfragegleichungen in der Niveauformulierung, wie etwa Gleichung (2.4) und Gleichung (2.5), kompatibel sind, wenn alle Ausgabenelastizitäten gleich 1, alle Kreuzpreiselastizitäten gleich 0 und alle Eigenpreiselastizitäten gleich -1 sind. Trotzdem kann man nicht sagen, daß das Rotterdam-Modell implizit homothetische Nachfragefunktionen unterstellt.² Dagegen sprechen vor allem die empirischen Ergebnisse, die mit dem Rotterdam-Modell erzielt wurden.

¹ Vgl. dazu die Fußnote auf Seite 10.

² Vgl. dazu Deaton, Muellbauer [1980b].

Zu bedenken ist darüber hinaus, daß die allgemeinen Restriktionen der Nachfragetheorie nicht in jedem Fall auch für marktmäßige Nachfragefunktionen Gültigkeit besitzen. Solche marktmäßigen Nachfragefunktionen werden aber bei empirischen Analysen üblicherweise geschätzt. Shafer und Sonnenschein [1982] zeigen, daß der Analogieschluß von der individuellen auf die marktmäßige Nachfragefunktion zulässig ist, wenn die Konsumenten homothetische Nutzenfunktionen aufweisen und die Einkommens-(Vermögens-)Verteilung konstant ist. Dies würde implizieren, daß alle Ausgabenelastizitäten gleich Eins sein müssen. Im realistischeren Fall nicht-homothetischer Präferenzen gilt der Analogieschluß jedoch auch bei einer konstanten Einkommensverteilung nicht.

Dieses Aggregationsproblem wird bei empirischen Analysen in der Regel ignoriert. Dort arbeitet man üblicherweise mit der Annahme, daß sich mit den vorhandenen aggregierten Daten das Nachfrageverhalten eines "repräsentativen" (durchschnittlichen) Wirtschaftssubjekts erklären läßt; die aus der Theorie des individuellen Nachfrageverhaltens abgeleiteten Restriktionen werden dann auf das Nachfrageverhalten dieses repräsentativen Wirtschaftssubjekts übertragen. Die Voraussetzung für eine solche Vorgehensweise scheinen aber nach aller empirischen Evidenz gerade nicht erfüllt zu sein. Empirisch orientierte Ökonomen messen diesem Aggregationsfehler allerdings nur eine geringe quantitative Bedeutung zu [Phlips 1983], zumindest im Vergleich zu anderen Problemen, die bei Nachfrageanalysen häufig auftreten.

Festzuhalten bleibt, daß die im nächsten Abschnitt folgende Ableitung der Modellergebnisse nur unter der Einschränkung gilt, daß es sich bei der Formulierung der Nachfragegleichungen (2.4) und (2.5) lediglich um eine Approximation an ein theoretisch widerspruchsfreies Nachfragesystem handelt. Diese Approximation hat sich gleichwohl in vielen empirischen Analysen bewährt. Tatsächlich besteht derzeit wohl

auch keine Alternative zu einer solchen Vorgehensweise, da es bisher keine explizite Formulierung eines theoretisch widerspruchsfreien Nachfragesystems zu geben scheint, das eine Lösung des hier betrachteten Modells gestatten würde.¹

3. Modellergebnisse²

3.1 Relative Preise

Bei vollkommener Konkurrenz entsprechen die relativen Preise im Wettbewerbsgleichgewicht den Grenzkosten. Die Grenzkosten (mc) sind hier, bei nur einem Produktionsfaktor, definiert als das Verhältnis von Einkommen je Arbeiter (x) zu physischem Grenzprodukt:

$$(3.1) \quad \frac{x}{\partial Q_1 / \partial L_1} = mc_1 = p_1$$

$$(3.2) \quad \frac{x}{\partial Q_2 / \partial L_2} = mc_2 = p_2$$

Aus der Ableitung der Produktionsfunktionen (2.2) und (2.3) nach dem Faktor Arbeit erhält man:

$$(3.3) \quad \begin{aligned} p_1/p_2 &= \frac{x a e^{r_1 t}}{b e^{r_2 t} x} \\ &= \frac{a}{b} e^{(r_1 - r_2)t} \end{aligned}$$

¹ Ein Beispiel für ein theoretisch widerspruchsfreies Nachfragesystem ist das Almost Ideal Demand System (AIDS) [Deaton, Muellbauer, 1980a]. AIDS-Nachfragefunktionen weisen eine additive Verknüpfung der Argumente auf, die sich nicht in eine multiplikative Darstellungsform, wie sie die hier benutzten Nachfragefunktionen besitzen, rückübersetzen läßt. Der Grund dafür ist, daß die AIDS-Nachfragefunktionen logarithmierte exogene und nicht-logarithmierte endogene Niveauvariablen enthalten.

² Im folgenden wird aus Gründen der Übersichtlichkeit darauf verzichtet, den Zeitpunktindex t jeweils gesondert aufzuführen.

Die prozentuale Veränderungsrate der Preisrelation über die Zeit beträgt somit:

$$(3.4) \quad \frac{d(p_2/p_1)/dt}{p_2/p_1} = r_1 - r_2$$

Da $(r_1 - r_2)$ annahmegemäß (Produktivitätshypothese) positiv ist, folgt aus dieser Ableitung, daß sich die Produkte des Sektors mit dem langsameren Produktivitätsfortschritt, also Dienstleistungen, relativ verteuern. Dieses Ergebnis entspricht dem stilisierten empirischen Befund für die Entwicklung der relativen Preise.

3.2 Mengenstruktur und Beschäftigungsstruktur

Nach den Annahmen des Modells - geschlossenes Gesamtsystem, keine Ersparnis und keine Investitionen, keine Zwischenprodukte - fallen die Produktions- und die Konsumstruktur zusammen, so daß es nur eine Mengenstruktur gibt:

$$(3.10) \quad \frac{Q_2^S}{Q_1^S} = \frac{Q_2^D}{Q_1^D} = \frac{Q_2}{Q_1}$$

Für Gleichgewichtseinkommen (vgl. Gleichung (2.7.1)) und für gleichgewichtige relative Preise (vgl. Gleichung (3.3)) erhält man mit $p = 1$:

$$\begin{aligned} (3.11) \quad \frac{Q_2}{Q_1} &= \frac{d}{c} \frac{(\epsilon_{22} - \epsilon_{12})}{p_2} x^{(\eta_1 - \eta_2)} \\ &= \frac{d}{c} \left[\frac{a}{b} e^{(r_1 - r_2)t} \right]^{(\epsilon_{22} - \epsilon_{12})} \left[a e^{r_1 t} \right]^{(\eta_2 - \eta_1)} \\ &= \frac{d}{c} \left[\frac{a}{b} \right]^{(\epsilon_{22} - \epsilon_{12})} a^{(\eta_2 - \eta_1)} \frac{t[(r_1 - r_2)(\epsilon_{22} - \epsilon_{12}) + r_1(\eta_2 - \eta_1)]}{e} \end{aligned}$$

$$= K e^{t[(r_1 - r_2)(\epsilon_{22} - \epsilon_{12}) + r_1(\eta_2 - \eta_1)]}$$

$$\text{mit } K = \frac{d}{c} \left[\frac{a}{b} \right]^{\epsilon_{22} - \epsilon_{12}} \frac{1}{a} (\eta_2 - \eta_1)$$

Die Veränderungsrate der Mengenstruktur über die Zeit ergibt sich dann als

$$(3.12) \quad \frac{d(Q_2/Q_1) / dt}{Q_2/Q_1} = (r_1 - r_2) (\epsilon_{22} - \epsilon_{12}) + r_1 (\eta_2 - \eta_1)$$

Um die die Entwicklung der Beschäftigungsstruktur aufzeigen zu können, werden zunächst die beiden Produktionsfunktionen (2.2) und (2.3) nach dem Faktor Arbeit (L) aufgelöst:

$$(3.13) \quad L_1 = \frac{1}{a} Q_1 e^{-r_1 t}$$

$$(3.14) \quad L_2 = \frac{1}{b} Q_2 e^{-r_2 t}$$

Für Gleichgewichtseinkommen (vgl. Gleichung (2.7.1)) und gleichgewichtige relative Preise (vgl. Gleichung (3.3)) folgt dann für $p = 1$ mit Hilfe der Nachfragegleichungen (2.4) und (2.5):

$$\begin{aligned} (3.15) \quad \frac{L_2}{L_1} &= K_0 \left[\frac{a}{b} e^{(r_1 - r_2)t} \right]^{\epsilon_{22} - \epsilon_{12}} \left[a e^{r_1 t} \right]^{\eta_2 - \eta_1} e^{(r_1 - r_2)t} \\ &= K_0 \frac{a}{b} (\epsilon_{22} - \epsilon_{12}) \frac{1}{a} (\eta_2 - \eta_1) e^{t[(r_1 - r_2)(\epsilon_{22} - \epsilon_{12}) + r_1(\eta_2 - \eta_1) + (r_1 - r_2)]} \\ &= K_1 e^{t[(r_1 - r_2)(1 + \epsilon_{22} - \epsilon_{12}) + r_1(\eta_2 - \eta_1)]} \end{aligned}$$

mit $K_0 = \frac{a d}{b c}$

$$K_1 = K_0 \frac{a}{b} (\epsilon_{22} - \epsilon_{12}) (\eta_2 - \eta_1)$$

Die Veränderungsrate der Beschäftigungsstruktur über die Zeit erhält man somit als

$$(3.16) \frac{d(L_2/L_1) / dt}{L_2/L_1} = (r_1 - r_2) (1 + \epsilon_{22} - \epsilon_{12}) + r_1 (\eta_2 - \eta_1)$$

Anders als für die Entwicklung der relativen Preise liefert das Modell also keine eindeutige Bestätigung der stilisierten Fakten für die Entwicklung der Mengen- und der Beschäftigungsstruktur. Jeweils für sich genommen könnten sowohl bei der Mengengleichung (Gleichung (3.12)) als auch bei der Beschäftigungsgleichung (Gleichung (3.16)) für $r_1 > r_2$ (Produktivitätshypothese) und für $\eta_2 > \eta_1$ (Nachfragehypothese) im Ergebnis steigende, sinkende oder konstante Dienstleistungsanteile auftreten, je nachdem, welche Eigenpreis- (ϵ_{22}) bzw. Kreuzpreiselastizität (ϵ_{12}) als plausibel betrachtet wird.

Dabei ist zu beachten, daß man im Zwei-Güter-Modell bei Gültigkeit der allgemeinen Restriktionen der Nachfragetheorie nur $(n-1)(1/2 n + 1) = 2$ Parameter frei wählen kann, also beispielsweise eine Ausgaben- und eine Preiselastizität. Festzuhalten bleibt aber, daß beide Hypothesen zusammen nur dann die stilisierten Fakten des Strukturwandels erklären können, wenn die Dienstleistungsnachfrage ausgabenelastisch ($\eta_2 > \eta_1$) und zugleich preisunelastisch ($\epsilon_{22} > -1$) reagiert. Wenn allerdings die Mengenstruktur, den stilisierten Fakten entsprechend, tatsächlich konstant bleibt, dann muß sich nach den Modellergebnissen die Beschäftigungsstruktur zugunsten des Dienstleistungssektors verschieben. Dies wird

deutlich, wenn man die Beschäftigungsgleichung (3.16) als Summe aus Mengengleichung (3.12) und dem Term $(r_1 - r_2)$ darstellt. Demnach verschiebt sich die Beschäftigungsstruktur um $(r_1 - r_2)$, wenn sich die Mengenstruktur nicht verändert. Dies entspricht wiederum der Produktivitätshypothese, die annahmegemäß erfüllt sein soll, so daß $r_1 - r_2 > 0$ gilt, was zu zeigen war. Insgesamt betrachtet können mit dem Modell also die stilisierten Fakten des Strukturwandels reproduziert werden. Es gibt aber keinen modellimmanenten Mechanismus, der sicherstellen würde, daß es gerade zu einer solchen Parameterkonstellation kommt, die die Mengenstruktur unverändert läßt.

Zu fragen ist also, welche numerischen Werte die Modellparameter annehmen können, wenn die stilisierten Fakten des Strukturwandels bei Gültigkeit der Produktivitäts- und der Nachfragehypothese reproduziert werden sollen. Diese Parameter können dann im Hinblick auf ihre empirische Plausibilität geprüft werden. Falls dies zu widersprüchlichen Ergebnissen führt, hätte man Evidenz dafür gefunden, daß entweder eine der beiden Hypothesen zur Ermittlung des Strukturwandels nicht schlüssig sein kann oder daß die hier so genannten stilisierten Fakten keine zulässige Vereinfachung der empirischen Befunde darstellen.

Als wichtiges Zwischenergebnis bleibt deshalb festzuhalten, daß sich der empirische Gehalt des Modells nicht allein darin erschöpft, die stilisierten Fakten des Strukturwandels zu reproduzieren. Hinzu kommt noch, daß das Modell die vielen a priori denkbaren Parameterkonstellationen auf eine kleine Anzahl beschränkt, die einen theoretischen Konsistenztest bestehen. Die in diesem Kapitel angestellten Überlegungen verdeutlichen, daß den Ausgaben- und den Preiselastizitäten dabei eine besondere Bedeutung zukommt. Wenn man den sektoral unterschiedlichen Produktivitätsfortschritt

einmal als faktisch richtig¹ und die Verschiebung der Beschäftigungsstruktur - im Gegensatz zum Befund einer konstanten Mengenstruktur - als eine unbestrittene empirische Tatsache akzeptiert, dann lassen sich die zulässigen Konstellationen für die Nachfrageelastizitäten mit Hilfe der allgemeinen Restriktionen der Nachfragetheorie recht eng eingrenzen. Hält man dagegen bestimmte Parameterkonstellationen für besonders plausibel, dann kann man umgekehrt überprüfen, ob die stilisierten Fakten in der beschriebenen Form überhaupt reproduziert werden können. Dabei sind insbesondere die Implikationen einer konstanten Mengenstruktur zu beachten, die grundsätzlich nur mit einer wesentlich kleineren Anzahl von Parameterkonstellationen vereinbar ist als die Verschiebung der Beschäftigungsstruktur zugunsten des Dienstleistungssektors.

4. Modellparameter und allgemeine Restriktionen der Nachfragetheorie

4.1. Präferenzstruktur und restringierte Nachfrageelastizitäten

Zu den allgemeinen Restriktionen der Nachfragetheorie gehören die Adding-up, die Homogenitäts-, die Symmetrie- und die Negativitätsbedingung. Jedes Nachfragesystem, das aus der Nutzenmaximierung unter der Nebenbedingung einer Budgetbeschränkung hergeleitet wird, muß diesen Restriktionen genügen. Dabei hängt die Gültigkeit der Restriktionen nicht von der Form der dem betrachteten Nachfragesystem zugrundeliegenden Nutzenfunktion, also den Präferenzen der Konsumenten ab. Wenn sich aber die Präferenzen der Konsumenten ändern, dann ändern sich auch die aus der Nutzenfunktion abgeleiteten

¹ Wie bereits erwähnt, kann diese Hypothese anhand des derzeit verfügbaren statistischen Materials nicht falsifiziert werden.

Nachfragefunktionen, so daß in einem solchen Fall die Gültigkeit der allgemeinen Restriktionen nicht mehr gewährleistet ist. Empirischen Schätzungen von Nachfragesystemen liegt deshalb in der Regel die implizite Annahme zugrunde, daß sich die Präferenzen der Konsumenten der jeweils betrachteten Stichprobe, das heißt über den Beobachtungszeitraum oder über den Querschnitt hinweg, nicht ändern.

Tatsächlich läßt sich zumindest für hochaggregierte Gütergruppen zeigen, daß die Annahme stabiler Präferenzen entgegen dem ersten Anschein durchaus mit der empirischen Evidenz zu vereinbaren ist. Die implizite Annahme für eine Analyse der Konsumausgaben im internationalen Vergleich lautet also beispielsweise, daß die Präferenzen der über die Welt verteilten Konsumenten als eine Schar von Indifferenzkurven dargestellt werden können, die sich nicht schneiden. Diese Annahme kann dann als falsifiziert gelten, wenn die tatsächlichen Konsumentscheidungen nicht mit dem Theorem der offenbaren Präferenzen zu vereinbaren sind. Nach den empirischen Ergebnissen von Kravis, Heston, Summers [1982, Kap. 9] ist das aber nicht der Fall, denn die dort angestellten Berechnungen zeigen, daß die weltweit beobachteten Preise und Mengen für verschiedene Güterbündel nicht im Widerspruch zu diesem Theorem stehen. Ohne die Annahme weltweit gleicher Präferenzen machte es allerdings auch nur wenig Sinn, den Strukturwandel in der Weltwirtschaft mit Hilfe von für einzelne Länder geschätzten Nachfrageelastizitäten erklären zu wollen. Dabei heißt weltweit gleiche Präferenzen natürlich nicht, daß überall die gleichen Mengen nachgefragt werden. International gleiche Präferenzen heißt aber, daß das (aggregierte) Nachfrageverhalten allein mit unterschiedlichen Einkommen und unterschiedlichen relativen Preisen erklärt werden kann, so wie es der Befund in Kravis, Heston, Summers [1982] nahelegt.

Wenn nun die Annahme stabiler Präferenzen für die hier interessierende Nachfrage nach hochaggregierten Gütergruppen offenkundig eine gewisse Plausibilität zu besitzen scheint, dann müssen die allgemeinen Restriktionen der Nachfragetheorie für jedes empirischen Nachfragesystem gelten. Dabei lassen sich die Adding-up, die Homogenitäts-, die Symmetrie- und die Negativitätsbedingung in Elastizitäten formulieren als

$$(4.1) \quad \sum_i w_i \eta_i = 1 \quad (\text{Adding-up})$$

$$(4.2) \quad \sum_j \varepsilon_{ij}^* = 0 \quad (\text{Homogenität})$$

$$(4.3) \quad \varepsilon_{ij}^* w_i = \varepsilon_{ji}^* w_j \quad (\text{Symmetrie})$$

$$(4.4) \quad \varepsilon_{ii}^* < 0 \quad (\text{Negativität})$$

mit w = Ausgabenanteil

ε_{ij}^* = kompensierte Preiselastizitäten

Der Zusammenhang dieser Restriktionen mit den Modellergebnissen für die Mengen- und die Beschäftigungsstruktur (vgl. Gleichungen 3.12 und 3.16) wird deutlich, wenn man die Homogenitätsbedingung in unkompensierter Form schreibt als

$$(4.5) \quad \sum_j \varepsilon_{ij} + \eta_i = 0$$

Für den betrachteten Zwei-Güter-Fall muß also gelten, daß

$$\varepsilon_{11} + \varepsilon_{12} + \eta_1 = 0 \quad \text{bzw.}$$

$$\varepsilon_{22} + \varepsilon_{21} + \eta_2 = 0$$

Demnach hängen die Modellergebnisse (3.12) und (3.16) bei Gültigkeit der Produktivitäts- und der Nachfragehypothese ganz entscheidend davon ab, welchen Wert die Differenz $\epsilon_{22} - \epsilon_{12}$ annimmt. Damit die stilisierten Fakten des Strukturwandels mit dem Modell unzweideutig reproduziert werden können, muß gezeigt werden, daß $0 > (\epsilon_{22} - \epsilon_{12}) > -1$ gilt. Falls $(\epsilon_{22} - \epsilon_{12}) > 0$ gilt, kann die Mengenstruktur nicht konstant bleiben (vgl. Gleichung 3.12); falls $(\epsilon_{22} - \epsilon_{12}) < -1$ gilt, würde das Ergebnis für die Beschäftigungsstruktur nicht mehr eindeutig ausfallen (vgl. Gleichung 3.16).

Für den hier betrachteten Zwei-Güter-Fall kann nun gezeigt werden, daß die Differenz $\epsilon_{22} - \epsilon_{12}$ bei Gültigkeit der Nachfragehypothese ($\eta_2 > \eta_1$) zwar immer kleiner als Null sein muß, aber nicht notwendig größer als minus Eins ist. Um zu diesem Ergebnis zu gelangen, benutzt man die Definitionsgleichungen für die umkompensierten Preiselastizitäten

$$(4.7) \quad \epsilon_{ij} = \epsilon_{ij}^* - \eta_i w_j \quad \text{bzw.}$$

$$(4.8) \quad \epsilon_{ii} = \epsilon_{ii}^* - \eta_i w_i \quad .$$

Aus der Homogenitätsbedingung (4.2) für den Zwei-Güter-Fall folgt, daß

$$(4.9) \quad \epsilon_{22}^* = - \epsilon_{21}^*$$

gelten muß, und aus der Symmetriebedingung (4.3) folgt, daß

$$(4.10) \quad \epsilon_{21}^* w_2 = \epsilon_{12}^* w_1$$

gelten muß, so daß man nach einigen Umformulierungen erhält:

$$(4.11) \quad \epsilon_{22} - \epsilon_{12} = \epsilon_{12}^* \left(-1 - \frac{w_1}{w_2}\right) - w_2 (\eta_2 - \eta_1) \quad .$$

Kompensierte Kreuzpreiseffekte können im Zwei-Güter-Fall nicht negativ sein, was aus (4.9) in Verbindung mit der Negativitätsbedingung (4.4) folgt. Der erste Term von (4.11)

ist also eindeutig negativ, denn Ausgabenanteile können nur positive Werte annehmen. Dies gilt unter der annahmegemäß erfüllten Bedingung ($\eta_2 > \eta_1$) auch für den zweiten Term. Damit nimmt die Differenz ($\varepsilon_{22} - \varepsilon_{12}$) hier unzweifelhaft einen negativen Wert an, was zu zeigen war. Unbestimmt muß aber bleiben, ob dieser Ausdruck c.p. auch größer als minus Eins ist. Demnach reichen die Produktivitäts- und die Nachfragehypothese für sich genommen noch nicht aus, um die stilisierten Fakten des Strukturwandels mit Hilfe des Modells reproduzieren zu können. Vielmehr kommt nach diesem Ergebnis auch den Preiselastizitäten ein wesentlicher Erklärungsbeitrag für das Muster des Strukturwandels zu. Diese unabhängige Einflußgröße ist bei empirischen Arbeiten zur Strukturanalyse in der Regel übersehen worden.¹

4.2. Die Konsequenzen alternativer Nachfrageelastizitäten für die Modellergebnisse

Nach der Homogenitätsbedingung (4.5) muß die Summe der unkompenzierten Eigen- und Preiselastizitäten eines Gutes dem Betrag nach der Ausgabenelastizität entsprechen. Wenn die Dienstleistungsnachfrage ausgabenelastisch und gleichzeitig preisunelastisch reagiert, wobei ersteres der Nachfragehypothese entspricht und letzteres aus empirischer Sicht recht eindeutig zu sein scheint, dann muß die Summe der verbleibenden unkompenzierten Kreuzpreiseffekte einen negativen Wert annehmen. Nun wurde bereits darauf hingewiesen, daß der Kreuzpreiseffekt im Zwei-Güter-Fall nicht unabhängig von der Eigenpreiselastizität betrachtet werden kann, und hinzu kommt noch, daß hier der kompenzierte Kreuzpreiseffekt einen

¹ In einer Kritik des ursprünglichen Baumol-Modells [Bradford 1969] findet man, allerdings in einer Fußnote versteckt, einen ersten Hinweis darauf, daß die relativen Beschäftigungsgewinne des Dienstleistungssektors nicht ohne die implizite Annahme einer preisunelastischen Dienstleistungsnachfrage erklärt werden können.

positiven Wert annehmen muß. A priori kann man nicht entscheiden, ob die vorhandene empirische Evidenz diesen Restriktionen tatsächlich genügt, denn sie beruht häufig auf Schätzungen, die nicht vollständig restringiert sind. Deshalb wird im folgenden zunächst jeweils die theoretische Konsistenz der geschätzten Nachfrageelastizitäten überprüft, bevor die Konsequenzen alternativer Parameterkonstellationen für die Modellergebnisse analysiert werden.

Wie die Ableitung der Modellergebnisse verdeutlicht hat, können die Modellparameter in drei Gruppen eingeteilt werden: die Produktivitätsratendifferenz, die Ausgabenelastizitäten und die Preiselastizitäten. Da es a priori keine empirische Evidenz gibt, die die Annahme einer positiven Produktivitätsratendifferenz ($r_1 > r_2$; Produktivitätshypothese) falsifizieren würden, bleibt zu fragen, welche empirische Evidenz für die Nachfrageparameter des Modells - die Ausgaben- und die Preiselastizitäten der Dienstleistungsnachfrage - angeführt werden kann. Kaum strittig dürfte sein, daß die Dienstleistungsnachfrage als preisunelastisch anzusehen ist ($0 > \epsilon_{22} > -1$), wobei ein Wert in der Nähe von -0,6 als plausibel gilt.¹

Für die Ausgabenelastizität der Dienstleistungsnachfrage gibt es dagegen keinen eindeutigen Befund, stellvertretend seien hier deshalb beispielhaft drei idealisierte Fälle für den Zwei-Güter-Fall durchgerechnet, die sich auf die empiri-

¹ Vgl. dazu beispielsweise Inman [1985b]. Als grundlegende Studie zur Preiselastizität der Dienstleistungsnachfrage gilt Houthakker, Taylor [1966]. Dort werden allerdings lediglich für verschiedene Gruppen von Dienstleistungsausgaben Preiselastizitäten ermittelt, nicht für Dienstleistungen als Aggregat; vgl. dazu auch die Ergebnisse einer internationalen Querschnittsanalyse in Lluich, Powell, Williams [1977]. Demgegenüber schätzt Summers [1985] eine Eigenpreiselastizität der aggregierten Dienstleistungsnachfrage von -0,6. (Bei dem veröffentlichten Wert von -0,06 handelt es sich vermutlich um einen Druckfehler.)

schen Ergebnisse verschiedener Studien stützen.¹ Allen Berechnungen liegt die Annahme zugrunde, daß der Anteil der Dienstleistungsausgaben (w_2) an den gesamten Ausgaben für den Privaten Verbrauch 40 vH beträgt; der Anteil der zusammengefaßten restlichen Verbrauchsausgaben (w_1) beträgt somit 60 vH.

Fall 1: ausgabenelastische Dienstleistungsnachfrage

Dieser Fall entspricht der Nachfragehypothese. Hier sei angenommen, daß

$$\eta_2 = 1,05$$

$$\epsilon_{22} = -0,6$$

gilt, eine Konstellation, die als plausibel [Inman 1985] betrachtet wird. Aus der Adding-up Bedingung (4.1) erhält man

$$\begin{aligned}\eta_1 &= (1 - \eta_2 w_2) / w_1 \\ &= 0,97\end{aligned}$$

und aus der Homogenitätsbedingung (4.5) folgt

$$\begin{aligned}\epsilon_{21}^* &= \epsilon_{21} + \eta_2 w_1 \\ &= 0,18\end{aligned}$$

¹ Anhand einer internationalen Querschnittsanalyse schätzen Lluch, Powell, Williams [1977] eine ausgabenelastische Dienstleistungsnachfrage, während Summers [1985] eine sehr nahe bei Eins liegende Elastizität ermittelt und Hammes, Rosa, Grubel [1989] erhalten bei Zeitreihenanalysen für verschiedene Länder im Mittel eine ausgabenunelastische Dienstleistungsnachfrage. Für die Bundesrepublik Deutschland wurden ebenfalls recht unterschiedliche Ausgabenelastizitäten der Dienstleistungsnachfrage ermittelt: Dicke, Heitger [1977] schätzen eine ausgabenelastische und Gundlach [1990] schätzt eine ausgabenunelastische Dienstleistungsnachfrage; Fels, Schmidt [1981] schätzen eine Ausgabenelastizität der Dienstleistungsnachfrage in der Nähe von Eins.

Damit erfüllen die numerischen Werte für η_2 und ϵ_{22} in diesem Beispiel die allgemeinen Restriktionen der Nachfrage-theorie. Für die Modellergebnisse ist nun entscheidend, welchen Wert die Differenz $\epsilon_{22} - \epsilon_{12}$ annimmt. Dazu berechnet man zunächst ϵ_{12}^* aus der Symmetriebedingung (4.3) als

$$\begin{aligned}\epsilon_{12}^* &= \epsilon_{12}^* w_2 / w_1 \\ &= 0,12\end{aligned}$$

Nach Gleichung (4.7) folgt dann für

$$\begin{aligned}\epsilon_{12} &= \epsilon_{12}^* - \eta_1 w_2 \\ &= - 0,27\end{aligned}$$

Die Differenz $\epsilon_{22} - \epsilon_{12}$ nimmt hier also einen Wert an, der zwischen 0 und minus Eins liegt. Deshalb können die stilisierten Fakten des Strukturwandels bei dieser Konstellation der Nachfrageelastizitäten reproduziert werden, wenn sich der positive und der negative Term in der Mengengleichung (3.12) zu Null saldieren.

Fall 2: homothetische Nachfragefunktionen

Wenn die Dienstleistungsnachfrage eine Ausgabenelastizität von Eins aufweist [Summers 1985], muß nach der Adding-up Bedingung im Zwei-Güter-Fall die verbleibende Ausgabenelastizität ebenfalls gleich Eins sein; die Eigenpreiselastizität sei in diesem Beispiel weiterhin

$$\epsilon_{22} = - 0,6$$

Aus der Homogenitätsbedingung (4.5) folgt dann

$$\epsilon_{21} = - 0,4$$

Analog zum vorhergehenden Fall läßt sich auch hier zeigen, daß der kompensierte Kreuzpreiseffekt positiv ist und daß die Differenz $\epsilon_{22} - \epsilon_{12}$ wiederum einen Wert zwischen 0 und minus Eins annimmt. Anders als im vorhergehenden Fall können die stilisierten Fakten des Strukturwandels bei dieser Parameterkonstellation aber nicht vollständig reproduziert werden, weil der positive Nachfrageeffekt entfällt, das heißt hier gilt $\eta_2 - \eta_1 = 0$. Dies hat zum einen zur Folge, daß das Modell c.p. im Vergleich zum vorhergehenden Fall eine deutlich schwächere Verschiebung der Beschäftigungsanteile zugunsten des Dienstleistungssektors vorhersagt (vgl. Gleichung 3.16). Zum anderen kann die Mengenstruktur im Verlauf des wirtschaftlichen Wachstums jetzt nicht mehr konstant bleiben: Sie muß sich vielmehr zu Lasten des Dienstleistungssektors verschieben, weil der erste Termin in Gleichung 3.12 bei dieser Konstellation einen negativen Wert annimmt und der zweite gleich Null ist.¹

Fall 3: ausgabenunelastische Dienstleistungsnachfrage

Abschließend sei ein Beispiel mit

$$\eta_2 = 0,65 \quad \text{und}$$

$$\epsilon_{22} = -0,14$$

¹ Anhang I enthält die Ableitung der Nachfrageelastizitäten einer allgemeinen Cobb-Douglas Nutzenfunktion, die - so wie in diesem Beispiel - Ausgabenelastizitäten von Eins impliziert, zugleich aber auch die Eigenpreiselastizitäten auf minus Eins restringiert. Diese Präferenzstruktur generiert einen Strukturwandel, der in genauem Gegensatz zu den hier skizzierten stilisierten Fakten für die Entwicklung der Mengen- und der Beschäftigungsstruktur steht.

betrachtet, wobei es sich um Durchschnittswerte aus Hammes, Rosa, Grubel [1989] handelt. Dies ist allerdings für die hier angenommenen Ausgabenanteile keine theoretisch konsistente Konstellation, weil nach der Definitionsgleichung (4.8) gilt

$$\begin{aligned}\varepsilon_{22}^* &= \varepsilon_{22} + \eta_2 w_2 \\ &= 0,12\end{aligned}$$

was nach der Negativitätsbedingung (4.4) ausgeschlossen ist. Demnach muß die unkomensierte Eigenpreiselastizität dem Betrag nach größer als die gewichtete Ausgabenelastizität sein, damit die Negativitätsbedingung erfüllt sein kann. Wenn man deshalb in diesem Beispiel die unkomensierte Eigenpreiselastizität annimmt als

$$\varepsilon_{22}^* = -0,3$$

dann folgt die komensierte Eigenpreiselastizität als

$$\varepsilon_{22}^* = -0,04$$

und somit nach der Homogenitätsbedingung (4.2)

$$\varepsilon_{21}^* = 0,04$$

so daß die allgemeinen Restriktionen der Nachfragetheorie bei dieser Konstellation wiederum erfüllt sind. Allerdings ergeben sich auch hier weitreichende Konsequenzen für die Modellergebnisse. Zunächst erhält man über die Symmetriebedingung (4.3)

$$\begin{aligned}\varepsilon_{12}^* &= \varepsilon_{21}^* w_2/w_1 \\ &= 0,03\end{aligned}$$

Der unkompenzierte Kreuzpreiseffekt folgt dann nach Gleichung (4.7) als

$$\begin{aligned}\epsilon_{12} &= \epsilon_{12}^* - \eta_1 w_2 \\ &= -0,46\end{aligned}$$

wobei sich die Ausgabenelastizität η_1 aus der Adding-up Bedingung (4.1) bestimmen läßt als

$$\eta_1 = 1,23$$

Die für die Modellergebnisse wichtige Differenz $\epsilon_{22} - \epsilon_{12}$ nimmt hier einen positiven Wert an, was, wie gezeigt wurde, für $\eta_2 < \eta_1$ durchaus zulässig ist. Bei dieser Konstellation erhält man für die Beschäftigungsstruktur kein eindeutiges Ergebnis, weil der erste Term in Gleichung 3.16 ein positives und der zweite ein negatives Vorzeichen annimmt; daß sich die Beschäftigungsstruktur zugunsten des Dienstleistungssektors ändert, so wie es den stilisierten Fakten entspricht, ist bei diesem Ergebnis aber nicht ausgeschlossen. Für die Mengenstruktur erhält man demgegenüber einen eindeutigen Befund (vgl. Gleichung 3.12): Sie muß sich auch in diesem Beispiel zu Lasten des Dienstleistungssektors verschieben, wie folgende Ableitung verdeutlicht. Wenn die rechte Seite von Gleichung (4.11) in die Gleichung für die Entwicklung der Mengenstruktur (3.12) eingesetzt wird, erhält man

$$\frac{d(Q_2/Q_1)/dt}{Q_2/Q_1} = (r_1 - r_2) \left[\epsilon_{12}^* \left(-1 - \frac{w_1}{w_2} \right) - w_2 (\eta_2 - \eta_1) \right] + r_1 (\eta_2 - \eta_1)$$

$$= (r_1 - r_2) \left[\epsilon_{12}^* \left(1 - \frac{w_1}{w_2} \right) \right] - (r_1 - r_2) [w_2 (\eta_2 - \eta_1)] + r_1 (\eta_2 - \eta_1)$$

$$= (r_1 - r_2) \left[\epsilon_{12}^* \left(-1 - \frac{w_1}{w_2} \right) \right] - r_1 w_2 (\eta_2 - \eta_1) + r_2 w_2 (\eta_2 - \eta_1) + r_1 (\eta_2 - \eta_1)$$

Nun folgt aus dieser Schreibweise, daß mit

$$r_1 > 0$$

$$r_1 - r_2 > 0$$

$$\epsilon_{12}^* > 0$$

$$w_i > 0$$

$$\eta_2 - \eta_1 < 0$$

alle Terme bis auf den zweiten ein negatives Vorzeichen aufweisen. Zu fragen ist deshalb, ob der positive Wert dieses Terms die Summe der negativen Wert der anderen Terme kompensieren oder gar überkompensieren kann. Daß dies unmöglich ist, zeigt ein Vergleich des zweiten mit dem vierten Term:

$$r_1 w_2 (\eta_2 - \eta_1) < r_1 (\eta_2 - \eta_1)$$

Deshalb verschieben sich die Mengenanteile für die in diesem Beispiel gewählte Kosnstellation von Nachfrageelastizitäten eindeutig zu Lasten des Dienstleistungssektors, was im Gegensatz zu den stilisierten Fakten steht.

4.3 Die Modellprognose: Ausgabenelastizitäten und stilisierte Fakten

Die empirische Evidenz für die verschiedenen Elemente des Modells läßt sich wie folgt beschreiben. Wenig Zweifel bestehen daran, daß das Produktivitätsdifferential ($r_1 - r_2$) positiv ist und daß die Dienstleistungsnachfrage preisunelastisch reagiert. Ebenso dürfte die empirische Evidenz für die Entwicklung der relativen Preise und der Beschäftigungsanteile wenig Anlaß für kontroverse Diskussionen bieten. Anders sieht es hingegen hinsichtlich der Ausgabenelastizitäten und der Entwicklung der Mengenstruktur aus. Hier läßt weder die empirische Evidenz noch das Modellergebnis eine eindeutige Aussage zu. Die Modellprognose für den Einfluß von potentiellen Ausgabenelastizitäten auf die Entwicklung der Mengenstruktur - also die Prognose für das Zusammenspiel der beiden Elemente des Modells, die empirisch am wenigsten gesichert erscheinen - läßt sich nun zusammenfassend sehr einfach anhand einer graphischen Analyse veranschaulichen. In Schaubild 1 sind die drei zu unterscheidenden Fälle einer ausgabenunelastischen ($\eta_2 < 1$), einer homothetischen ($\eta_2 = 1$) und einer ausgabenelastischen ($\eta > 1$) Dienstleistungsnachfrage für ein identisches Grundmuster dargestellt worden.

Auf der Vertikalen und auf der Horizontalen sind die beiden Güter des Modells, Q_1 und Q_2 (Dienstleistungen), abgetragen. Die Nachfrageseite wird durch die Indifferenzkurven I' sowie II' repräsentiert, die Produktionsseite durch die Transformationskurven TT' sowie TT". Dabei ist die Transformationskurve eine Gerade, weil das Modell nur einen Inputfaktor, Arbeit, enthält. Sie fällt hier deshalb mit der Preisgeraden zusammen.

Die Ausgangssituation A sei jeweils bestimmt durch den Tangentialpunkt der Indifferenzkurve I' mit der Transformationskurve (Preisgeraden) TT'. In Punkt A ist also jeweils

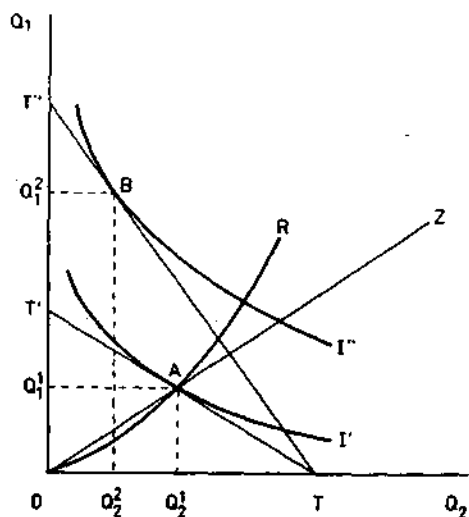
ein gesamtwirtschaftliches Gleichgewicht erreicht. Dort gilt Grenzrate der Transformation gleich Grenzrate der Substitution gleich Preisverhältnis. Gezeigt wird nun, welche neuen Gleichgewichtspunkte (B) für ein höheres Indifferenzkurvenniveau (I'') realisiert werden können, wenn sich die relativen Preise zugunsten von Q_2 (Dienstleistungen) verschieben. Dabei ist die relative Preisänderung identisch mit der Drehung der Transformationskurve von TT' auf TT'' . Dies folgt aus dem Modellergebnis, daß die Veränderungsrate des Preisverhältnisses gerade der Differenz der sektoralen Veränderungsrate der Produktivität entspricht (vgl. Gleichung (3.4)). Dieser unterschiedliche sektorale Produktivitätsfortschritt verursacht wiederum die Drehung der Transformationskurve.

Die gesuchte Entwicklung der Mengenstruktur kann nun an der Veränderung der Relation von Q_1 zu Q_2 abgelesen werden. Eine konstante Mengenstruktur würde man beispielsweise erhalten, wenn die beiden Tangentialpunkte der Indifferenzkurven I' und I'' an die Preisgeraden (Transformationskurven) TT' und TT'' , also die Gleichgewichtspunkte A und B, auf einer durch den Ursprung verlaufenden Geraden lägen. Eine solche Gerade ist hier jeweils als Hilfslinie OZ eingezeichnet worden.

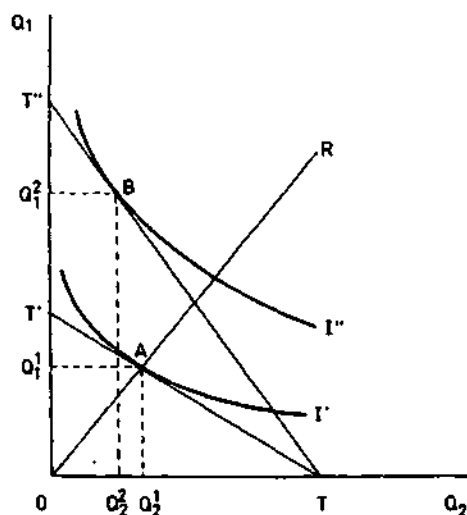
Die unterschiedlichen Ausgabenelastizitäten werden jeweils durch den Expansionspfad OR abgebildet, dessen Verlauf von der Gestalt der Indifferenzkurven bestimmt wird. Seine Schnittpunkte mit den Indifferenzkurven müssen immer dieselbe Steigung aufweisen. Ein linearer Expansionspfad, der homothetische Nachfragefunktionen ($\eta_1 = \eta_2 = 1$) repräsentiert, fällt mit der Hilfslinie OZ zusammen, denn bei homothetischen Nachfragefunktionen bewirkt eine Ausgabenerhöhung bei gegebenen relativen Preisen eine proportionale Zunahme der Nachfrage nach allen Gütern, so daß die Mengenstruktur unverändert bleibt.

Schaubild 1 - Ausgabenelastizitäten und Mengenstruktur

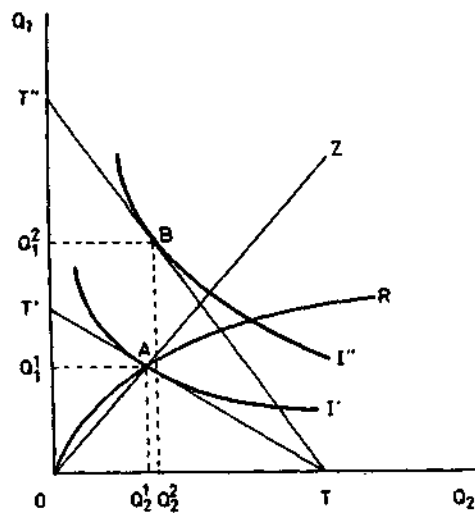
1. ausgabenunelastische Dienstleistungsnachfrage ($\eta_2 < 1$)



2. homothetische Dienstleistungsnachfrage ($\eta_2 = 1$)



3. ausgabenelastische Dienstleistungsnachfrage ($\eta_2 > 1$)



Für eine ausgabenunelastische ($\eta_2 < 1$) und für eine homothetische ($\eta_2 = 1$) Dienstleistungsnachfrage sind die Ergebnisse in bezug auf die Mengenstruktur eindeutig. Bei einer gegebenen relativen Preisänderung zugunsten von Q_2 , so wie sie das Modell vorhersagt, kann die Mengenstruktur für diese beiden Präferenzstrukturen nicht konstant bleiben. Der neue Gleichgewichtspunkt B muß in beiden Fällen oberhalb der Hilfslinie OZ liegen, so daß sich die Mengenstruktur zugunsten von Q_1 , d. h. zu Lasten von Q_2 (Dienstleistungen) verschiebt. Nicht eindeutig in bezug auf die Mengenstruktur ist lediglich der Fall einer ausgabenelastischen Dienstleistungsnachfrage ($\eta_2 > 1$), der gerade der Nachfragehypothese entspricht. Hier ist für eine gegebene relative Preisänderung jedes Ergebnis für die Mengenstruktur möglich. Sie könnte sich zugunsten oder zu Lasten des Dienstleistungssektors verschieben, sie könnte aber auch konstant bleiben.¹

Diese Ergebnisse verdeutlichen, daß ein gesicherter empirischer Befund für die Ausgabenelastizität der Dienstleistungsnachfrage (η_2) gewisse Rückschlüsse über die Plausibilität der stilisierten Fakten zuläßt. Besonders wichtig erscheint dabei, daß Ausgabenelastizitäten der Dienstleistungsnachfrage, die kleiner oder gleich Eins sind, im Verlauf des wirtschaftlichen Wachstums in jedem Fall eine Verschiebung der Mengenstruktur zu Lasten des Dienstleistungssektors implizieren.

¹ In Schaubild 1 ist auch für $\eta_2 > 1$ eine Verschiebung der Mengenstruktur zu Lasten des Dienstleistungssektors abgebildet worden. Die anderen beiden Fälle (Verschiebung zugunsten des Dienstleistungssektors, konstante Mengenstruktur) erfordern eine stärkere Krümmung der Indifferenzkurven im relevanten Bereich zwischen der Hilfslinie OZ und dem Expansionspfad OR.

A priori gibt es kein Kriterium, mit dessen Hilfe man entscheiden könnte, ob die empirische Evidenz eher für eine ausgabenelastische oder eher für eine ausgabenunelastische Dienstleistungsnachfrage spricht. Klarheit kann hier nur eine sorgfältige empirische Analyse verschaffen. Sollte sich dabei herausstellen, daß die Ausgabenelastizität der Dienstleistungsnachfrage kleiner oder gleich Eins ist, dann kann - bei Gültigkeit der Produktivitätshypothese - der stilisierte Befund einer konstanten Mengenstruktur nicht länger richtig sein. Die Mengenstruktur müßte sich in diesem Fall vielmehr zugunsten des Sektors mit dem rascheren Produktivitätsfortschritt, also zu Lasten des Dienstleistungssektors, verschieben. Die relative Beschäftigungsentwicklung könnte demgegenüber auch bei dieser Konstellation weiterhin zugunsten des Dienstleistungssektors verlaufen, wie in Abschnitt 4.2, Fall 3, gezeigt wurde.

5. Fazit

In diesem Beitrag wurde ein einfaches Zwei-Güter-Ein-Faktor Modell vorgestellt, das sektoral unterschiedliche Veränderungsraten der Produktivität und nicht-homothetische Nachfragefunktionen enthält. Dieses Modell kann für bestimmte Parameterkonstellationen einige empirische Regelmäßigkeiten des Strukturwandels in der Weltwirtschaft reproduzieren, die hier als stilisierte Fakten bezeichnet worden sind. Dazu gehören im Verlauf des wirtschaftlichen Wachstums steigende relative Dienstleistungspreise, steigende Beschäftigungsanteile des Dienstleistungssektors und eine weitgehend konstante Mengenstruktur, also eher konstante Produktions- und Konsumstrukturen. Welche numerischen Werte die entscheidenden Parameter des Modells besitzen, kann nicht aus der ökonomischen Theorie abgeleitet werden. Ihre Spezifikation bleibt der empirischen Analyse vorbehalten.

Nun zeigt die Modellanalyse, daß insbesondere den Nachfrageparametern eine große Bedeutung für die Richtung des Strukturwandels zukommt. Die beiden am häufigsten genannten Hypothesen zur Erklärung des Strukturwandels, die Produktivitäts- und die Nachfragehypothese, können nämlich gleichzeitig nur für ganz bestimmte Konstellationen von Preis- und Ausgabenelastizitäten richtig sein. Gesicherte empirische Erkenntnisse hinsichtlich dieser Elastizitäten würden deshalb eine Überprüfung der beiden Hypothesen in bezug auf ihre theoretische Konsistenz und ihre empirische Relevanz ermöglichen.

Tatsächlich ist die empirische Evidenz für Nachfrageelastizitäten hochaggregierter Gütergruppen keineswegs eindeutig. Die große Spannbreite der bislang ermittelten Ergebnisse dürfte in erster Linie wohl darauf zurückzuführen sein, daß jeweils ganz unterschiedliches empirisches Datenmaterial benutzt wurde, beispielsweise in bezug auf die Aggregationsstufe der Gütergruppen oder in bezug auf Zeitreihen- und Querschnittsdaten. Darüber hinaus können unter Umständen aber auch unterschiedliche ökonometrische Schätzansätze die Ursache dafür sein, daß sich kein eindeutiger empirischer Befund abzeichnet. Zu bedenken ist nämlich, daß nicht alle der häufig implementierten Verfahren gleich gut geeignet sind, um die hier interessierenden Nachfrageelastizitäten zu bestimmen. Hinzu kommt, daß die Homogenitätsbedingung der Nachfragetheorie, die aus der Budgetrestriktion des Haushalts folgt und damit zu den elementaren Anforderungen gehört, die jedes ökonomische Nachfragesystem erfüllen sollte, bei vielen empirischen Arbeiten zum Thema Strukturwandel praktisch nicht beachtet wird. Dies gilt auch für die Symmetriebedingung. Schätzergebnisse, die mit diesen grundlegenden Restriktionen der Nachfragetheorie nicht kompatibel sind, können für sich genommen aber keine besondere Überzeugungskraft beanspruchen.

Was in der wirtschaftswissenschaftlichen Literatur zur Erklärung des Strukturwandels bislang fehlt, ist eine Untersuchung, die sowohl in empirischer als auch in theoretischer Hinsicht die vorhandenen Möglichkeiten besser ausschöpft. Dazu gehört beispielsweise, daß der benutzte Schätzansatz aus theoretischer Sicht (weitgehend) widerspruchsfrei sein sollte, daß verschiedene miteinander kompatible Datensätze für die Analyse herangezogen werden sollten, und daß nur solche Schätzergebnisse akzeptiert werden sollten, die mit den allgemeinen Restriktionen der Nachfragetheorie zu vereinbaren sind. Als ökonometrisches Modell bietet sich dabei das AIDS [Deaton, Muelbauer, 1980a] an, das in restringierter und in unrestringierter Form geschätzt werden kann; hochaggregierte kompatible Zeitreihen- und Querschnittsdatsätze können aus veröffentlichten Statistiken für die Bundesrepublik Deutschland konstruiert werden [Gundlach, 1990].

Anhang I

Allgemeine Cobb-Douglas-Nutzenfunktion und stilisierte Fakten des Strukturwandels

Gegeben sei die allgemeine Cobb-Douglas-Nutzenfunktion¹

$$(A.1) \quad U = Q_1^\alpha Q_2^\beta$$

mit $\alpha, \beta = \text{Konstante}$.

Die dazugehörigen Nachfragefunktionen ergeben sich aus der Maximierung der Nutzenfunktion (A.1) unter der Nebenbedingung einer Budgetrestriktion (vgl. Gleichung (2.8)):

$$(A.2) \quad \max U = Q_1^\alpha Q_2^\beta \quad ,$$

$$(A.3) \quad \text{s.t. } xL - Q_1 p_1 - Q_2 p_2 = 0 \quad .$$

Die Lagrange Funktion $\mathfrak{L}$ lautet dann

$$(A.4) \quad \mathfrak{L} = Q_1^\alpha Q_2^\beta + \lambda(xL - p_1 Q_1 - p_2 Q_2) \quad .$$

Für die Bedingungen erster Ordnung folgt somit

$$(A.5) \quad \frac{\partial \mathfrak{L}}{\partial Q_1} = \alpha Q_1^{\alpha-1} Q_2^\beta - \lambda p_1 = 0 \quad ,$$

$$(A.6) \quad \frac{\partial \mathfrak{L}}{\partial Q_2} = \beta Q_1^\alpha Q_2^{\beta-1} - \lambda p_2 = 0 \quad ,$$

$$(A.7) \quad \frac{\partial \mathfrak{L}}{\partial \lambda} = xL - p_1 Q_1 - p_2 Q_2 = 0 \quad .$$

¹ Vgl. zur Ableitung beispielsweise Binger, Hoffmann [1988].

Wenn die Gleichungen (A.5) und (A.6) nach λ aufgelöst und anschließend gleichgesetzt werden, erhält man

$$(A.8) \quad \frac{\alpha Q_1^{-1}}{p_1} = \frac{\beta Q_2^{-1}}{p_2} \quad .$$

so daß für die Einkommen-Konsum-Kurve gilt:

$$(A.9) \quad Q_2 = \frac{\beta p_1}{\alpha p_2} Q_1 \quad .$$

Die Nachfragefunktion für Q_1 erhält man durch Einsetzen von Gleichung (A.9) in Gleichung (A.7) als

$$(A.10) \quad Q_1 = \frac{\alpha xL}{(\alpha+\beta)p_1} = \frac{\alpha}{\alpha+\beta} xL p_1^{-1} \quad .$$

Die Nachfragefunktion für Q_2 erhält man durch Einsetzen von (A.10) in (4.9) als

$$(A.11) \quad Q_2 = \frac{\beta xL}{(\alpha+\beta)p_2} = \frac{\beta}{\alpha+\beta} xL p_2^{-1} \quad .$$

Die gesuchten Ausgaben- und Preiselastizitäten lassen sich als Koeffizienten der Ausgabenvariablen und der Preisvariablen der logarithmierten Nachfragefunktionen (A.10) und (A.11) bestimmen:¹

$$(A.12) \quad \log Q_1 = \log \frac{\alpha}{\alpha+\beta} + \log(xL) - \log p_1 \quad ,$$

$$(4.13) \quad \log Q_2 = \log \frac{\beta}{\alpha+\beta} + \log(xL) - \log p_2 \quad .$$

Die aus einer allgemeinen Cobb-Douglas-Nutzenfunktion abgeleiteten Nachfragefunktionen weisen somit Ausgabenelastizitäten von Eins sowie Eigenpreiselastizitäten von Minus-Eins auf; Kreuzpreiselastizitäten entfallen, d. h. es handelt sich hier um unverbundene Güter.

¹ Vgl. dazu auch die Fußnote auf Seite 10.

Wenn man diesen Funktionstyp als repräsentativ für die Präferenzen der Konsumenten akzeptiert, dann können weder die Produktivitäts- noch die Nachfragehypothese den Strukturwandel zugunsten der Dienstleistungsbeschäftigung erklären (vgl. Gleichung (3.16)), weil sowohl der Term $(r_1 - r_2)$ $(1 + \epsilon_{22} - \epsilon_{12})$ als auch der Term $r_1(\eta_2 - \eta_1)$ in diesem Fall den Wert Null annehmen müßten. Die Beschäftigungsstruktur würde sich im Verlauf des wirtschaftlichen Wachstums also nicht verändern; und die Mengenstruktur könnte nur dann konstant bleiben, wenn es keinen sektoral unterschiedlichen Produktivitätsfortschritt gäbe (vgl. Gleichung 3.12). Dieser Funktionstyp generiert somit Nachfrageelastizitäten, die bei sektoral unterschiedlichen Veränderungsraten der Produktivität Strukturwandel bei der Beschäftigung ausschließen und Strukturwandel bei den Mengen erzwingen. Dies steht genau im Gegensatz zu den skizzierten stilisierten Fakten des Strukturwandels.

Literaturverzeichnis

- BARTEN, A.P., "Evidence on the Slutsky Conditions for Demand Equations". Review of Economics and Statistics, Vol. 49, 1967, S. 77 - 84.
- BAUMOL, William J., "Macroeconomics of Unbalanced Growth: The Anatomy of Urban Crisis". The American Economic Review, Vol. 57, 1967, Nr. 3, S. 415 - 426.
- BINGER, Brian R., Elizabeth HOFFMAN, Microeconomics with Calculus. Glenview, Ill., 1988.
- BRADFORD, David F., "Balance on Unbalanced Growth". Zeitschrift für Nationalökonomie, Vol. 29, 1969, Nr. 3/4, S. 237 - 266.
- CLARK, Colin, The Conditions of Economic Progress. 2. Aufl., London 1951.
- , "Productivity in the Service Industries". In: C. H. HANUMANTHA RAO, P.C. JOSHI (Hrsg.), Reflections on Economic Development and Social Change. Essays in Honour of Professor V.K.R.V. RAO. New Delhi 1979, S. 141 - 168.
- DEATON, Angus, S., John MUELLBAUER [1980a], "An Almost Ideal Demand System". The American Economic Review, Vol. 70, 1980, Nr. 3, S. 312 - 326.
- , -- [1980b], Economics and Consumer Behavior. Cambridge 1980.
- DICKE, Hugo, Bernhard HEITGER, "Beschäftigungschancen in der Bundesrepublik Deutschland - Internationaler Sektor versus Binnensektor". Die Weltwirtschaft, 1977, Heft 1, S. 97-108.
- FELS, Gerhard, Klaus-Dieter SCHMIDT, Die deutsche Wirtschaft im Strukturwandel. Kieler Studien, 166, Tübingen 1981.
- FUCHS, Victor R., The Service Economy. New York 1968.
- GEMERT, Henk G. van, "Structural Change in OECD Countries: A Normal Pattern Analysis". De Economist, Vol. 135, 1987, Nr. 1, S. 29 - 51.
- GOLDBERGER, Arthur S., Theodore GAMALETOS, "A Cross-Country Comparison of Consumer Expenditure Patterns". European Economic Review, Vol.1, 1970, Nr. 3, S. 357 - 400.

- GUNDLACH, Erich, Ausgaben- und Preiselastizitäten der Dienstleistungsnachfrage - Zeitreihen- und Querschnittsergebnisse für die Bundesrepublik Deutschland. Institut für Weltwirtschaft, Kieler Arbeitspapiere, 430, September 1990.
- HAMMES, David L., Jean-Jaques ROSA, Herbert G. GRUBEL, "The National Accounts, Household Service Consumption and its Monetization". Kyklos, Vol. 42, 1989, Fasc. 1, S. 3 - 15.
- HEITGER, Bernhard, Strukturwandel und realer Wechselkurs. Kieler Studien, 183, Tübingen 1983.
- HOUTHAKKER, Henrik S., Lawrence D. TAYLOR, Consumer Demand in the United States, 1929-1970. Analysis and Projections. Cambridge, Mass., 1966.
- IMMAN, Robert P. [1985a] (Hrsg.), Managing the Service Economy. Prospects and Problems. Cambridge, Mass., 1985.
- , [1985b], "Introduction and Overview". In: Ders. (Hrsg.), Managing the Service Economy. Prospects and Problems. Cambridge, Mass., 1985, S. 1 - 24.
- JONES, Ronald W., "The Structure of Simple General Equilibrium Models". Journal of Political Economy, Vol. 73, 1965, S. 557 - 572.
- KRAVIS, Irving B., "Services in the Domestic Economy and in World Transactions". In: Robert P. IMMAN (Hrsg.), Managing the Service Economy. Prospects and Problems. Cambridge, Mass., 1985, S. 135 - 160.
- , Alan HESTON, Robert SUMMERS, World Product and Income. International Comparisons of Real Gross Product. Baltimore 1982.
- KUZNETS, Simon, Modern Economic Growth. Rate, Structure, and Spread. New Haven 1966.
- LLUCH, Constantino, Alan A. POWELL, Ross A. WILLIAMS, Patterns in Household Demand and Saving. New York 1977.
- MOMIGLIANO, Franco, Domenico SINISCALCO, "The Growth of Service Employment: A Reappraisal". Banca Nazionale Del Lavoro, Quarterly Review, 1982, Nr. 142, S. 269 - 306.
- PHILIPS, Louis, Applied Consumption Analysis. Revised and Enlarged Edition. Amsterdam 1983.

SCHMIDT, Klaus-Dieter, Wolfgang SUHR, Dienstleistungen und Private Haushalte. Institut für Weltwirtschaft, unveröff. Manuskript, Kiel 1990.

SHAFER, Wayne, Hugo SONNENSCHNEIN, "Market Demand Functions and Excess Demand Functions". In: Kenneth J. ARROW, Michael D. INTRILLIGATOR, Handbook of Mathematical Economics. Vol. II, Amsterdam 1982.

SIEBERT, Horst, "Sektorstruktur, Preise und Faktorallokation". Jahrbücher für Nationalökonomie und Statistik, Bd. 192, 1977, S. 225 - 243.

--, "Sector Structure in an Open Economy". Weltwirtschaftliches Archiv, Bd. 114, 1978, S. 124 - 145.

--, "Anpassungsprozesse in einer offenen Volkswirtschaft mit nicht-handelbaren Gütern". In: Ernst DÖRR, Hugo SIEBER (Hrsg.), Weltwirtschaft im Wandel. Festschrift für Egon Tüchtfeldt. Bern 1988, S. 47 - 65.

--, Außenwirtschaft. 4. Aufl., Stuttgart 1989.

STONE, Richard, The Measurement of Consumers' Expenditure and Behaviour in the United Kingdom 1920-1938. Volume I. Cambridge 1954.

SUMMERS, Robert, "Services in the International Economy". In: Robert P. INMAN (Hrsg.), Managing the Service Economy. Prospects and Problems. Cambridge, Mass., 1985, S. 27 - 48.

THEIL, Henri, Economics and Information Theory. Amsterdam 1967.

WOLFF, Edward N., Unbalanced Growth, Capital Accumulation and Productivity Growth. C.V. Starr Center for Applied Economics, Economic Research Reports, 85-19, Mai 1985.