

Ökonometrisches Forschungslabor  
BESTIMMUNGSGRÜNDE DES ÖSTERREICHI-  
SCHEN AUSSENHANDELS

Eine ökonometrische Studie

H. Frisch  
E. Fürst  
F. Schebeck  
H. Winter

Forschungsbericht No. 12

März 1968

# Inhaltsverzeichnis

	Seite
1	Einleitung ..... 1
2	Die statistischen Verfahren ..... 3
2.1	Die Methode der schrittweisen Regression ..... 3
2.2	Autokorrelation ..... 6
2.3	Multikollinearität ..... 9
2.4	Scheinvariable ( Dummyvariables ) ..... 10
2.5	Die Daten ( Erklärung der Symbole ) ..... 12
2.6	Der mathematische Ansatz ..... 14
3	Die Schätzung der Strukturparameter in Nachfragefunktionen ..... 15
3.1	Fragestellung ..... 15
3.2	Die Identifikation von Strukturgleichungen ..... 15
3.3	Die Identifikation einer Nachfragefunktion ..... 16
3.3.1	Problemstellung ..... 16
3.3.2	Fall 1: nicht identifizierbares Modell ..... 18
3.3.3	Fall 2: teilweise identifizierbares Modell ..... 20
3.3.4	Fall 3: vollkommen identifizierbares Modell ..... 23
3.4	Die Identifikation der Export- und Import- funktionen ..... 25
3.5	Schätzverzerrungen in Export- und Import- funktionen ..... 26
3.6	Fehler in den Variablen ..... 27
3.7	Schätzfehler durch Aggregation ..... 29
3.8	Schätzung von kurz- oder langfristigen Elastizitäten ..... 30
3.9	Preiselastizität und Höhe der Preisänderungen... 30
4	Die Ergebnisse der Berechnungen ..... 31
4.1	Die Exporte ..... 31
4.1.1	Die Exportfunktionen im Überblick ..... 31
4.1.2	Die numerischen Schätzungen ..... 35
4.2	Die Importe ..... 40
4.2.1	Die Importfunktionen im Überblick ..... 41
4.2.2	Die numerischen Schätzungen ..... 42

## 1. Einleitung

1.1 In dem vorliegenden Memorandum werden die Schätzergebnisse für verschiedene Varianten von Export- und Importfunktionen der österreichischen Wirtschaft vorgelegt. Es handelt sich um Gesamtexport- und um Gesamtimportfunktionen, um regionale Export- und Importfunktionen ( für den EWG und EFTA-Raum sowie für die Oststaaten ) und um nach Konsumgüter und "übrige Güter" ( Investitionsgüter und Rohstoffe ) disaggregierte Funktionen. Die Schätzungen wurden jeweils für ein lineares multiples Regressionsmodell und für ein logarithmisch lineares Modell durchgeführt. Diese Arbeit ist ein Teil eines Programmes des ökonomischen Forschungslabors des Institutes für höhere Studien mit dem Ziel, die wichtigsten makroökonomischen Funktionen für die österreichische Wirtschaft zu schätzen. Weitere Untersuchungen über die Konsumfunktion und über die Investitionsfunktion werden in Kürze folgen.

1.2 Viele Ökonomen vertreten die Meinung, dass es notwendig sei, die "Daten" genau zu studieren. Eine bloße Inspektion oder Registrierung der "rohen" Daten stiftet jedoch wenig wissenschaftlichen Gewinn. Unanalysierte Tatsachen geben keine Information, wie Schumpeter einmal richtig bemerkt hat. Wir glauben, dass die moderne Ökonometrie interessante Instrumente zur Analyse von Daten bietet. Ein Zweck der Ökonometrie besteht darin, ein neues Tatsachenbild zu schaffen und damit dem Theoretiker die Möglichkeit zu geben, verbesserte Modelle zu konstruieren. Natürlich ist auch umgekehrt die Aufgabe der Ökonometrie, bereits bestehende Theorien zu bestätigen oder zu falsifizieren.

Der besondere Zweck dieser Arbeit liegt einerseits darin, einen Beitrag zur Verbesserung des "Tatsachenbildes" von der österreichischen Wirtschaft zu schaffen und andererseits mit ökonomischen Methoden unter Zuhilfenahme des Computers (IBM 1620 II) des Instituts für höhere Studien zu "experimentieren".

1.3 Die vorliegenden markoökonomischen Funktionen sind als singuläre Gleichungen und nicht als Teil eines simultanen Gleichungssystems nach der Methode der kleinsten Quadrate geschätzt. Das heißt, dass diese Gleichungen nicht identifiziert wurden. Es wird daher der Einfluss von Variablen, die wohl im System, jedoch nicht in den Gleichungen selbst auftreten, nicht explizit berücksichtigt. Es ist jedoch geplant, als zweite Stufe unseres "Programms" die Export-Import-Funktion, die Konsum- und die Investitionsfunktion im Rahmen eines simultanen Systems identifizierter Gleichungen zu schätzen.

## 2. Die statistischen Verfahren

### 2.1 Die Methode der schrittweisen Regression

Zur Schätzung der numerischen Werte der Modellparameter und der Auswahl der erklärenden Variablen wurde das Verfahren der "schrittweisen Regression" verwendet.

Die Entwicklung dieses Verfahrens geht auf J. W. Tukey ( Princeton ) zurück. Das von uns verwendete Computerprogramm stützt sich auf einen Artikel von E. Efroymson<sup>1)</sup> und wurde von M. Godfrey ( Princeton ) erstellt.

Die Problemstellung lautet, aus einer bestimmten Menge in Betracht gezogener unabhängiger Variablen (  $x_1 \dots x_k$  ) diejenige Untermenge auszuwählen, welche einen "signifikanten" Beitrag zur Erklärung der abhängigen Variable stiftet. Die Auswahl der "erklärenden" in das Regressionsmodell eingehenden Variablen aus der Liste der in Betracht gezogenen erfolgt mittels eines partiellen F-Testes in 2 Schritten:

- 1.) Eine Variable geht in die Regressionsgleichung ein, wenn sie die Residuenquadratsumme signifikant ( d. h. in bezug auf eine vorgegebene Irrtumswahrscheinlichkeit des F-Testes ) verkleinert ( F-Test: to enter )
- 2.) Danach wird wiederum mit Hilfe eines partiellen F-Testes jede bereits in die Regressionsgleichung eingegangene "erklärende" Variable getestet, ob sie noch einen signifikanten Beitrag zur Erklärung leistet, oder durch das Eintreten der neuen Variablen für die Erklärung bedeutungslos geworden ist. ( F-Test: to remove )

Diese Prüfungen wiederholen sich jeweils mit dem Eintreten einer neuen Variablen und sichern, dass in der endgültigen Regressionsgleichung nur mehr Variable enthalten sind, die einen statistisch gesicherten Beitrag zur Erklärung der abhängigen Variablen liefern.

---

1) Eine genaue statistische Analyse dieses Verfahrens enthält das Forschungsmemorandum Nr. 11: Harry Lütjohann "The Stepwise Regression Algorithm Seen From the Statistician's Point of View". Vgl. auch Draper und Smith, Applied Regression Analysis, J. Wiley and Sons, New York, 1966.

Etwas konkreter lässt sich das Verfahren folgendermassen beschreiben:

1. Aus der Korrelationsmatrix stellt man fest, welches  $x_i$  mit  $y$  am höchsten korreliert ist; dies sei z.B.  $x_3$
2. Man schätzt nun die Koeffizienten der Regressionsgleichung:

$$(1) \quad y_i = b_0 + b_3 x_{3i} + \varepsilon_i$$

wobei  $\varepsilon_i$  den durch das Regressionsmodell nicht erklärten Zufallsterm repräsentiert.

3. Man berechnet die partiellen Korrelationskoeffizienten aller  $x_i$  ( $i \neq 3$ ) mit  $y$  (gegeben  $x_3$ ) also  $r_{12.3}, r_{14.3}, \dots, r_{1k.3}$ .
4. Jenes  $x_i$ , welches den höchsten partiellen Korrelationskoeffizienten besitzt, geht als nächstes in die Regressionsgleichung ein. Nehmen wir an, dies sei  $x_5$ .
5. Nun schätzen wir die Koeffizienten der Gleichung:

$$(2) \quad y_i = b'_0 + b'_3 x_{3i} + b_5 x_{5i} + \varepsilon'_i$$

6. Hier erfolgt ein für dieses Verfahren charakteristischer Schritt: Wir prüfen mit Hilfe eines partiellen F-Tests ( F-Test to enter ) ob die zuletzt in die Regression aufgenommene Variable  $x_5$  einen statistisch gesicherten Beitrag zur Erklärung von  $y$  liefert. Anders formuliert bedeutet dies: Wir prüfen die Hypothese  $H_0$ : Die Varianz der Residuen vor und nach dem Eintritt von  $x_5$  in die Regressionsgleichung sei unverändert ( $s_{\varepsilon}^2 = s_{\varepsilon'}^2$ ).
7. Kann diese Hypothese ( zu einem bestimmten, vorgegebenen Signifikanzniveau ) abgelehnt werden, so gilt  $x_5$  in die Regression aufgenommen, und die Berechnung wird in Punkt 8 fortgesetzt. Andernfalls wird sie abgelehnt und die Berechnung abgeschlossen.
8. Wir prüfen nun ( wieder mittels eines partiellen F-Testes; F-Test to remove ) den "marginalen" Beitrag von  $x_3$  zur Erklärung der Residuenquadrate für ein gegebenes  $x_5$ . Man nimmt also an, dass  $x_5$  zuerst in die Regressionsgleichung eingegangen sei.

9. Das Ergebnis des F-Testes "to remove" kann nun sein, dass der "marginale" Beitrag der Variablen  $x_3$  zur Erklärung der Residuenquadratsumme statistisch gesichert oder nicht gesichert ist. Im ersten Fall bleibt  $x_3$  im Regressionsmodell, im letzteren wird es daraus entfernt.
10. Die weiteren Berechnungen setzen sich mit sinngemässer Anwendung von Punkt 3. bis 9. fort, bis keine Variable mehr gefunden werden kann, die die Bedingungen für die Aufnahme in die Regression erfüllt.

Der fundamentale Unterschied zwischen der schrittweisen Regression und der üblichen multiplen Regression besteht darin, dass bei letzterer ein Modell ( gegeben durch eine Menge unabhängiger Variabler ) bereits zu Beginn festgelegt ist, während bei dem hier beschriebenen Verfahren mehrere Modelle ( gegeben durch verschiedene Untermengen unabhängiger Variabler ) erwogen werden.

Die Methode der schrittweisen Regression sichert, dass in der endgültigen Gleichung nur mehr Variable enthalten sind, die einen statistisch gesicherten Beitrag zur Erklärung leisten, wohingegen ein mit dem üblichen multiplen Regressionsverfahren geschätztes Modell auch Koeffizienten enthalten kann, die statistisch nicht gesichert sind.

Die Vorteile der schrittweisen Regression bestehen darin, dass sie erlaubt:

- a) mehrere Modelle in Betracht zu ziehen,
- b) Variable abzulehnen, die keinen statistisch gesicherten Erklärungsbeitrag liefern,
- c) durch die Verwendung eines Pivot-Algorithmus mit einer einzigen ( schrittweisen ) Matrixinversion auszukommen.

Die gleichen numerischen Werte der Regressionskoeffizienten ergeben sich, wenn man nur die nach dem schrittweisen Verfahren ausgewählten unabhängigen Variablen der üblichen Regressionsanalyse unterwirft. Wegen der bekannten Beziehung zwischen F-Test und t-Test ( $F = t^2$ ), werden sich die Koeffizienten auch bei Prüfung mittels t-Test als signifikant erweisen.

## 2.2 Autokorrelation

Bei der Anwendung der Methode der kleinsten Quadrate zur Parameterschätzung von Modellen, bei welchen die Beobachtungen aus Zeitreihen bestehen, hat man das Vorhandensein der Autokorrelation in den Residuen zu prüfen. Von Autokorrelation spricht man, wenn eine stochastische Abhängigkeit der "Residuen" der Regressionsgleichung besteht. In diesem Fall ist eine der wichtigen Voraussetzungen des gewöhnlichen Regressionsmodelles verletzt. Man macht hinsichtlich des Vektors des Zufallsgliedes (  $e$  ) der Regressionsgleichung bekanntlich folgende Voraussetzungen:

$$(1) \quad E(e) = 0$$

$$(2) \quad E(e \cdot e') = \sigma^2 I$$

(1) bedeutet, dass der Erwartungswert der zufälligen Variable Null ist,

(2) impliziert zwei Annahmen:

$$(2.1) \quad E(e_t^2) = \sigma^2$$

$$(2.2) \quad E(e_t \cdot e_{t+s}) = 0 \quad \text{für alle } t, s \neq 0.$$

Man nimmt also an, dass die Streuung der Residuen  $e_t$  konstant (2.1) und ihre Kovarianz Null sei, d.h. dass sie paarweise unabhängig seien (2.2).

Bei Vorhandensein von Autokorrelation wird die Voraussetzung (2.2) verletzt. Die Residuen der Regressionsgleichung sind nunmehr stochastisch abhängig. Nehmen wir z.B. an, ihre Abhängigkeit könnte durch ein autoregressives Schema erster Ordnung beschrieben werden. Dann gilt:

$$(3) \quad e_t = \rho e_{t-1} + \varepsilon_t$$

wo  $|\rho| < 1$  und  $\varepsilon_t$  folgende Voraussetzungen erfüllt:



$$E(\varepsilon_t) = 0$$

$$E(\varepsilon_t \cdot \varepsilon_{t+s}) = \begin{cases} \sigma_\varepsilon^2 & s = 0 \\ 0 & s \neq 0 \end{cases}$$

so können wir für ( 3 ) auch schreiben:

$$( 3.1 ) \quad e_t = \sum_{\tau=0}^{\infty} \varrho^\tau \cdot \varepsilon_{t-\tau}$$

In bezug auf die Momente von ( 3.1 ) gilt nun:

$$( 4.1 ) \quad E(e_t) = 0$$

$$( 4.2 ) \quad E(e_t^2) = \frac{\sigma_\varepsilon^2}{1 - \varrho^2}$$

Die Kovarianz lautet:

$$( 4.3 ) \quad E(e_t \cdot e_{t-1}) = \varrho \sigma_e^2$$

Übersetzen wir dies in Analogie zu den Voraussetzungen ( 1 ) und ( 2 ) des gewöhnlichen Regressionsmodelles in die Vektorschreibweise, so gilt nunmehr:

$$( 5 ) \quad E(e) = 0$$

$$( 6 ) \quad E(e \cdot e') = V$$

wobei die Varianz-Kovarianzmatrix V wegen der Beziehungen ( 4.1 ), ( 4.2 ) und ( 4.3 ) nunmehr folgendes Aussehen hat:

$$( 7 ) \quad V = \sigma_e^2 \cdot \begin{bmatrix} 1 & \varrho & \varrho^2 & \dots & \varrho^{n-1} \\ \varrho & 1 & \varrho & \dots & \varrho^{n-2} \\ \cdot & & & & \cdot \\ \cdot & & & & \cdot \\ \cdot & & & & \cdot \\ \varrho^{n-1} & \varrho^{n-2} & \dots & \dots & 1 \end{bmatrix}$$

Würde man in diesem Fall die gewöhnliche Methode der kleinsten Quadrate verwenden, so gilt für die geschätzten Parameter nicht mehr das Markoff-Theorem<sup>1)</sup>. Die geschätzten Parameter sind nicht mehr die besten linearen, erwartungstreuen Schätzungen. Sie sind zwar erwartungstreu ( es besteht kein Schätzbias ), jedoch ist die Schätzung nicht mehr die beste in dem Sinn, dass die Varianz des Schätzwertes minimiert wird. Im allgemeinen unterschätzt man dann die Varianz des Parameters.<sup>2)</sup>

Bei Vorliegen der Autokorrelation empfiehlt sich folgende Vorgangsweise: hat man keine a priori Information über die Matrix V zur Verfügung, so versucht man mit Hilfe eines autoregressiven Schemas erster Ordnung:

- a) einen Schätzwert für  $\rho$ , nämlich  $r$  zu erhalten
- b) die Variablen mit  $r$  zu transformieren

$$( Y_t - rY_{t-1} ); ( X_{1t} - rX_{1t-1} ); ( X_{2t} - rX_{2t-1} ) \text{ etc. } \dots$$

- c) und nun auf die transformierten Variablen die gewöhnliche Methode der kleinsten Quadrate anzuwenden.

Dieses Verfahren haben auch wir zum Teil angewendet. Eine von vielen Ökonometrikern häufig praktizierte Methode besteht darin - in Abwesenheit einer Information über  $\rho$  - letzteres eins zu setzen und statt der ursprünglichen Variablen, deren erste Differenzen zu verwenden.

Die Prüfung auf Autokorrelation ( erster Ordnung ) wurde mit Hilfe der Durbin-Watson d-Statistik durchgeführt. Sind  $\varepsilon_t$  (  $t = 1, 2, \dots, n$  ) die Residuen der Regressionsgleichung, so gilt

$$( 8 ) \quad d = \frac{\sum_{t=2}^n (\varepsilon_t - \varepsilon_{t-1})^2}{\sum_{t=1}^n \varepsilon_t^2}$$

Man hat den errechneten d-Wert ( 8 ) mit einer von Durbin-Watson angegebenen Tabelle der Verteilung der d-Werte zu vergleichen

---

<sup>1)</sup> G. Tintner, Handbuch der Ökonometrie, 1960, S. 288 f.

<sup>2)</sup> Den Beweis findet man in J. Johnston, Econometric Methods, 1960, S. 188

( wo d-Werte für verschiedene Anzahlen von Beobachtungen  $n$  und erklärenden Variablen  $k$  ) berechnet sind.

Dabei gilt für den einseitigen Test ( = positive Autokorrelation )

- a) wenn  $d < d_L$  ( einem unteren d-Wert ), liegt eine positive Autokorrelation vor,
- b) wenn  $d > d_u$  liegt keine statistisch gesicherte Autokorrelation vor,
- c) liegt  $d_L < d < d_u$ ; so kann man keine Entscheidung treffen. <sup>1)</sup>

Bei dem von uns durchgeführten Durbin-Watson-Test wurde fast durchwegs keine positive Autokorrelation festgestellt. Die Erklärung dafür liegt in den Quartalsdaten, die es unwahrscheinlich erscheinen lassen, dass in den Residuen ein autoregressives Schema erster Ordnung ( 3 ) zum Ausdruck kommt. Naheliegender wäre die Prüfung auf das Bestehen einer Autokorrelation vierter Ordnung. Leider stehen dafür keine Tabellen zur Verfügung.

### 2.3 Multikollinearität

Im Verlauf empirischer Arbeiten steht der Ökonometriker häufig dem Problem der Multikollinearität gegenüber. Wir verstehen darunter bekanntlich die Erscheinung, dass die unabhängigen Variablen einer Regressionsgleichung so stark miteinander korreliert sind, dass der Einfluss jeder einzelnen auf die zu erklärende Variable nicht abzusondern ist.

Keines der bisher aufgezeigten Verfahren mit dem Zweck, dieses Problem zu lösen, überzeugt vollkommen. Die von uns angewandte Technik ist wohl annähernd so wirksam wie andere, hat jedoch den Vorteil vergleichsweise einfach zu sein: wir nahmen nur solche Variable in die Regressionsgleichung auf, die untereinander weniger als 0,95 korreliert waren.

---

1) J. Durbin and G.S. Watson, "Testing for Serial Correlation in least squares Regression", Biometrika 1950 und 1951.

## 2.4 Scheinvariable ( Dummyvariables )

Die Zeitreihen wurden hinsichtlich der Saisonschwankungen nicht bereinigt, da eine "Glättung" einen Informationsverlust mit sich bringt. Wir versuchten die Saisonschwankungen durch die Einführung von Scheinvariablen ( das sind Variable, die nur die Werte 0 und 1 annehmen können ) zu messen.<sup>1)</sup> Jedes Quartal bekommt eine Scheinvariable zugeordnet. Eine typische Quartalsgleichung besitzt nun folgendes Aussehen:

$$( 1 ) \quad Y_t = a_0 + a_1 Q_{1t} + a_2 Q_{2t} + a_3 Q_{3t} + a_4 X_t + \varepsilon_t$$

wobei

$$Q_{it} = \begin{cases} 1 & \text{im } i\text{-ten Quartal} \\ 0 & \text{in jedem anderen} \end{cases}$$

Für jedes Jahr erhält man nun folgendes Schema:

	Quartal			
	1	2	3	4
$Q_1$	1	0	0	0
$Q_2$	0	1	0	0
$Q_3$	0	0	1	0

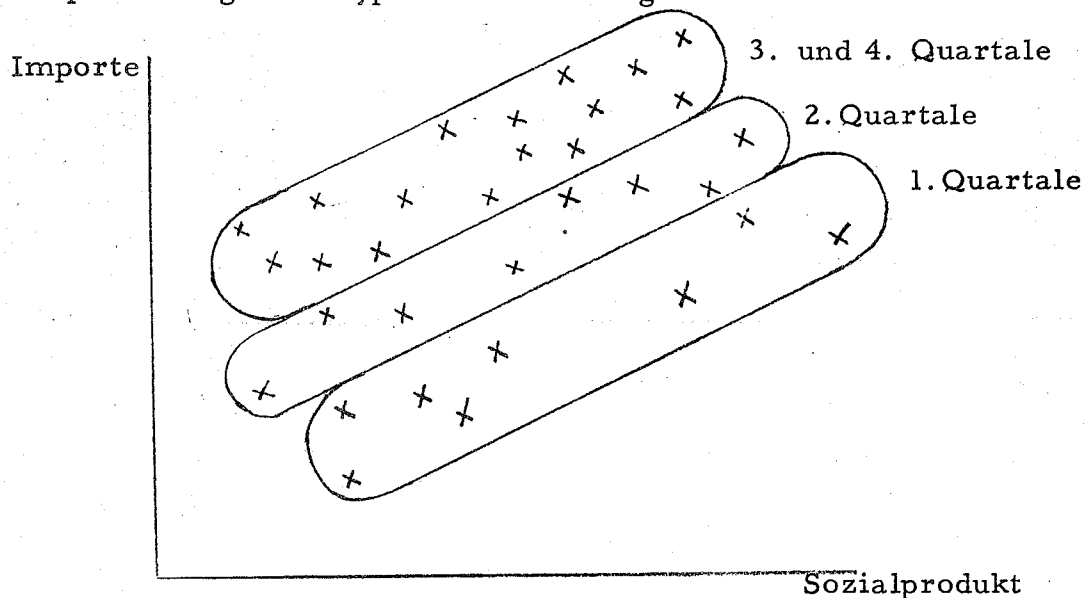
Im vierten Quartal sind  $Q_{1t}$ ,  $Q_{2t}$  und  $Q_{3t}$  Null, so dass die Konstante  $a_0$  das Niveau der Aktivität dieses Quartals zum Ausdruck bringt.

1) Das Konzept der Dummyvariablen behandeln:  
L.R. Klein, R.J. Ball, A. Hazlewood und P. Vandome, "An Econometric Model of the United Kingdom", S. 43 f.

J. Johnston, Econometric Methods, 1963, S. 221 f.

D.B. Suits, "Use of Dummyvariables in Regression Equations", J. Am. Statist. Assoc., Vol. 52, 1967, S. 548 ff.

Der Ansatz der Gleichung ( 1 ) impliziert, dass die durch Saisonschwankungen hervorgerufenen Aktivitätsunterschiede in den Quartalen eine Verschiebung der gesamten Funktion hervorrufen, während der Anstieg der Funktion (  $a_4$  ) durch Saisonschwankungen nicht berührt wird. Es wäre auch möglich, eine Änderung der Neigung der Funktion mit Hilfe des Konzeptes der Scheinvariablen zu schätzen. Die Inspektion der Zeitreihen hat die Hypothese nahegelegt, dass wir es bei den hier beobachteten Saisonschwankungen mit einer Verschiebung der Funktion zu tun haben. Dieser Hypothese entspricht folgendes typisches Streudiagramm:



Man erkennt, dass in dieser Abbildung die Beobachtungsmenge in drei Gruppen zerfällt, wobei man für jede eine separate Regressionsgerade schätzen könnte. Durch dieses Vorgehen würde man einen wesentlichen Verlust an Freiheitsgraden erleiden, während man mit Hilfe des Konzeptes der Scheinvariablen praktisch dasselbe Ziel erreicht, und nur sovielen Freiheitsgrade verliert als man Scheinvariable einführt.

Hat man ( 1 ) geschätzt, so ergibt sich für jedes Quartal eine eigene Funktion zur Erklärung von  $Y_t$ . Für das erste Quartal gilt z. B.:

$$Y_t = a_0 + a_1 Q_{1t} + a_4 X_t + \varepsilon_t,$$

für das zweite Quartal

$$Y_t = a_0 + a_2 Q_{2t} + a_4 X_t + \varepsilon_t \quad \text{usw.}$$

Wie die Schätzergebnisse in den folgenden Kapiteln zeigen, kann man in den meisten Funktionen einen statistisch gesicherten Unterschied in der Aktivität sowohl der Exporte als auch der Importe in verschiedenen Quartalen feststellen.

Wir haben auch versucht, mit Hilfe von Scheinvariablen den Einfluss von Zollveränderungen auf die österreichischen Exporte und Importe zu messen. Ein "Zolleffekt" konnte allerdings nur in ganz wenigen Fällen festgestellt werden. So z.B. bei den österreichischen Importen aus der EFTA nachdem der Abbau der EFTA-Binnenzölle um 60% erreicht hatte.

## 2.5 Die Daten

Die Zeitreihen umfassen hinsichtlich der Saisonschwankungen unreinigte Quartalswerte, die uns das Österreichische Institut für Wirtschaftsforschung zur Verfügung gestellt hat. Im einzelnen sind folgende Zeitreihen verwendet worden:

### Erklärung der verwendeten Symbole

EXTR	=	Gesamtxporte real
EWER	=	Exporte in die Länder der Europäischen Wirtschaftsgemeinschaft, real
EFER	=	Exporte in die Länder der Europäischen Freihandelszone, real
OEER	=	Exporte in die Länder Osteuropas einschliesslich der Sowjetunion, real
EXCR	=	Gesamtxporte an Konsumgütern, real
EXIR	=	Gesamtxporte an Rohstoffen und Produktionsmitteln ( "Investitionsgüter" ), real

MGER	=	Gesamtimporte, real
EWIR	=	Importe aus den Ländern der EWG, real
EFIR	=	Importe aus den Ländern der EFTA, real
OEIR	=	Importe aus den Ländern Osteuropas mit Sowjetunion, real
IMCR	=	Gesamtimporte an Konsumgütern, real
IMIR	=	Gesamtimporte an Rohstoffen und Produktionsmitteln ( "Investitionsgüter" ), real
BNPT	=	Österreichisches Bruttosozialprodukt, real
MASS	=	Masseneinkommen
BAIR	=	Bruttoanlageinvestitionen, real
XPOE	=	Industrieproduktionsindex der O. E. C. D. -Länder
XPEW	=	Industrieproduktionsindex der Länder der EWG
XPEF	=	Industrieproduktionsindex der Länder der EFTA
XEXP	=	Exportpreisindex
GRIM	=	Grosshandelspreisindex dividiert durch den Importpreisindex
LHIM	=	Lebenshaltungskostenindex dividiert durch den Importpreisindex
DUM 1	}	Dummyvariable, die jeweils im ersten ( DUM 1 ) oder zweiten ( DUM 2 ) oder dritten ( DUM 3 ) Quartal den Wert 1 annimmt, sonst 0 ist.
DUM 2		
DUM 3		
DZO 1	}	Dummyvariable, die bis zur ersten ( DZO 1 ) oder vierten ( DZO 4 ) oder sechsten ( DZO 6 ) Zollsenkung der EFTA den Wert 0, für den Rest der Periode den Wert 1 annimmt.
DZO 4		
DZO 6		

Ein kleiner Index am Ende des Symbols bedeutet eine Verzögerung der betreffenden Grösse. ( Z.B. bedeutet XEXP<sub>-4</sub> den um vier Perioden verzögerten Exportpreisindex ).

In den nichtlogarithmischen Funktionen gibt der Koeffizient bei einem Index an, um wieviele Milliarden Schilling sich die abhängige Variable ändert, wenn sich der Index um einen Punkt ändert.

## 2.6 Der mathematische Ansatz

Für jede Modellvariante wurden folgende mathematische Ansätze geprüft:

1. Annäherung durch eine lineare Funktion

$$Y_t = a_0 + a_1 X_{1t} + \dots + a_n X_{nt}$$

2. Annäherung durch eine logarithmisch-lineare Funktion

$$\log Y_t = \log a_0 + a_1 \log X_{1t} + \dots + a_n \log X_{nt}$$

Diesem Ansatz liegt eine Potenzfunktion zugrunde, in welcher die Variablen multiplikativ auftreten, und die Potenzexponenten als ( konstante ) Elastizitäten interpretiert werden können.

$$Y_t = a X_{1t}^{a_1} \dots X_{nt}^{a_n}$$



### 3 Die Schätzung der Strukturparameter in Nachfragefunktionen ( Voraussetzungen - Ursachen für Fehlschätzungen )

#### 3.1 Fragestellung

Die Fragestellung lautet: Kann man aus den verfügbaren Beobachtungen auf die Struktur einer Beziehung, also auf die wahre Funktion, schliessen und unter welchen Bedingungen kann das geschehen?

Mehrere Gründe sind, wenn wir uns auf Orcutt<sup>1)</sup> berufen, für Fehlschätzungen massgebend. Die Gründe sind teils von allgemeinerer Bedeutung in der ökonomischen Analyse, teils sind sie spezifisch für die Nachfrage nach Exporten und Importen.

Als Quellen der Fehlschätzung sind zu nennen:

1. Mangelnde Identifikationsvoraussetzungen.
2. Verzerrungen, die aus der Schätzung von Gleichungen mit der Methode der kleinsten Quadrate resultieren; ( "Least squares bias" ).
3. Fehler in den Beobachtungen.
4. Fehler, die aus der Aggregation von Gütergruppen mit unterschiedlichen Nachfrageelastizitäten stammen.
5. Mangelnde Unterscheidung zwischen kurz- und langfristigen Elastizitäten.
6. Abhängigkeit der Preiselastizität der Import- und Exportnachfrage vom Ausmass der Preisänderung.

#### 3.2 Die Identifikation von Strukturgleichungen

Unter Strukturgleichungen versteht man die technologischen und verhaltensmässigen Beziehungen, die von der mathematischen ökonomischen Theorie angenommen werden. Eine Struktur sei definiert als spezifische numerische Menge von Beziehungen,

---

1) G.H.Orcutt, Measurement of Price Elasticities in International Trade, The Review of Economics and Statistics, May 1960. S. 117-132

welche die beobachtbaren Variablen und die nicht beobachtbaren Störungen enthalten; die Störungen besitzen eine bestimmte Wahrscheinlichkeitsfunktion (Goldberger)<sup>1)</sup>. Die Struktur wird während der Beobachtungszeit als unveränderlich angenommen, sie könnte sich aber später ändern.

Während eine bestimmte Struktur nur eine Verteilung der beobachtbaren Daten hervorbringt, ist diese Beziehung nicht umkehrbar; das heisst, "hinter" einer Verteilung beobachteter Variabler können verschiedene Strukturen stehen, die auf Grund der Beobachtungen nicht zu unterscheiden sind ("observationally equivalent"). Ein Schliessen allein aus den Daten auf die Struktur - also z.B. auf die wahre Nachfragefunktion -, welche die Verteilung der Daten bestimmt, ist logisch und mathematisch ausgeschlossen. Die aus den Beobachtungen ermittelten Parameter können Schätzgrössen für mehrere Strukturen gleichzeitig sein. Wenn zwei oder mehrere verschiedene Strukturen die gleiche Verteilung der beobachteten Variablen zeigen, sind sie nicht identifizierbar.<sup>2)</sup>

In der ökonometrischen Theorie bestehen exakt formulierte Identifikationsbedingungen, die aber für die Schätzung einzelner Nachfragefunktionen dann nicht anwendbar sind, wenn man über die Struktur gleichzeitig geltender Beziehungen - etwa Angebotsfunktionen - keine Information besitzt. Man könnte sich hier nur mit intuitiven, von der ökonomischen Theorie nahegelegten Plausibilitätsannahmen über solche simultan bestehende Beziehungen begnügen.

### 3.3 Die Identifikation einer Nachfragefunktion und Verzerrungen der Schätzung

#### 3.3.1 Bei der Schätzung einer ökonomischen Gleichung kann man zwei Probleme unterscheiden:

1. Die Identifikation der Gleichung - ein logisch-mathematisches Problem.
2. Schätzverzerrungen (least squares bias) - ein statistisches Problem.

---

1) A.S. Goldberger, *Econometric Theory*, New York-London-Sydney 1964, S. 307.

2) E. Malinvaud, *Statistical Methods of Econometrics*, Amsterdam 1966, S. 67 f.

Zu 1.: Identifikation bedeutet das Auffinden der ( wahren ) Struktur aus Beobachtungsdaten mit Hilfe von ausserhalb dieser Daten und ausserhalb der Struktur liegenden Informationen. Zum Verständnis der im folgenden behandelten Fälle genügt nachstehende Identifikationsregel:

Gegeben sei eine Angebots- und eine Nachfragefunktion. Bildet man eine Linearkombination der beiden Funktionen, kann man zwei Möglichkeiten unterscheiden:

- a) Die Linearkombination enthält dieselben Variablen wie jede der beiden Gleichungen: keine der beiden Gleichungen ist identifizierbar.
- b) Die Linearkombination enthält zumindest eine Variable, die in einer der beiden Gleichungen nicht vorkommt: jene Gleichung, in der die zusätzliche Variable fehlt, gilt als identifiziert.

Zu 2.: Die Lösung des Identifikationsproblems für eine Gleichung garantiert noch nicht die richtige Schätzung der Strukturparameter. Es können nämlich noch Schätzverzerrungen, die unter bestimmten Umständen aus der Anwendung der Methode der kleinsten Quadrate resultieren, eine Rolle spielen. Diese treten dann auf, wenn in einem Modell ( mit zwei oder mehreren Gleichungen ) die endogenen Variablen nicht unabhängig voneinander verteilt sind, sondern durch ein System stochastischer Beziehungen bestimmt werden ( "jointly dependent variables", J. Bronfenbrenner ).<sup>1)</sup> Die Annahmen, die asymptotisch unverzerrte Schätzungen mittels der Methode der kleinsten Quadrate gewährleisten, sind dann nicht mehr erfüllt. Haavelmo<sup>2)</sup>, Koopmans<sup>3)</sup> und andere zeigten, dass

- 
- 1) J. Bronfenbrenner, Sources and Size of Least Squares Bias in a Two-Equation Model, in: Studies in Econometric Methods, Ed. Hood and Koopmans, New York, London 1953, Chapter IX.
  - 2) T. Haavelmo, The Statistical Implications of a System of Simultaneous Equations, *Econometrica* Vol. 11, 1943.
  - 3) T. Koopmans, Statistical Estimation of Simultaneous Economic Relations, *Journal of the Am. Stat. Ass.*, Vol. 40, 1945.

die Anwendung der Methode der kleinsten Quadrate unter solchen Umständen selbst bei grossen, genauer bei unendlichen, Stichproben gewöhnlich zu Verzerrungen führt. Es ergeben sich asymptotische Verzerrungen, die durch den Abstand zwischen dem "wahren" Parameter und dem Erwartungswert der Schätzung ausgedrückt werden.

### 3.3.2 Fall 1: nicht identifizierbares Modell

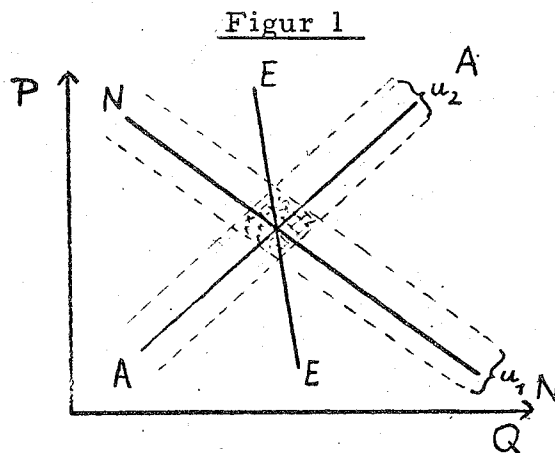
Betrachten wir folgendes System:

$$\text{Nachfrage:} \quad Q = a_0 + a_1 P + u_1 \quad (1)^{1)}$$

$$\text{Angebot:} \quad P = b_0 + b_1 Q + u_2 \quad (2)^{2)}$$

#### 3.3.2.1 Identifikation:

Auf Grund der angeführten Identifikationsregel ist weder die Nachfrage- noch die Angebotsfunktion identifizierbar. Damit fehlt die logische Voraussetzung der Strukturschätzung, und keine Schätzmethode kann mit Erfolg angewendet werden. Die Beobachtungen streuen um den Schnittpunkt der Angebots- und Nachfragefunktion, ( Fig. 1 ).



#### 3.3.2.2 Schätzverzerrung:

Abgesehen von der Unmöglichkeit der Identifikation der Strukturgleichung sind in diesem Fall auch die Voraussetzungen einer

1) Für die Gleichungen vgl. F. M. Fisher, *The Identification Problem in Econometrics*, New York 1966, S. 5 ff.

2) Q: Menge; P: Preis;  $a_0, b_0$ : Parameter der Variablen  $X = 1$ ;  $u_1, u_2$ : Zufallsstörungen.

verzerrungsfreien Schätzung mit der Methode der kleinsten Quadrate nicht gegeben. Die Annahmen der Regressionstheorie:

$$p \lim \left( \frac{1}{n} \right) \sum X_0 u_1 = 0 \quad (3)$$

$$p \lim \left( \frac{1}{n} \right) \sum P u_1 = 0 \quad (4),$$

wonach das Störungsglied  $u_1$  mit den erklärenden Variablen  $X_0$  und  $P$  unkorreliert sein soll, sind für die Gleichungen (1) und (2) des Systems nicht mehr erfüllt. Da die Variablen  $P$  und  $Q$  gegenseitig abhängig sind, gilt sichtlich, dass  $P$  auch von  $u_1$  und  $Q$  auch von  $u_2$  beeinflusst wird. Beispielsweise gilt für  $P$ :

$$P = \frac{1}{1-b_1 a_1} (b_0 + b_1 a_0 + b_1 u_1 + u_2) \quad (5)$$

$$\text{cov}(u_1 P) = \frac{1}{1-b_1 a_1} \left\{ b_1 \text{var } u_2 + \text{cov}(u_1, u_2) \right\} \quad (6)$$

Da (6) im allgemeinen grösser als Null sein wird, ist (4) nicht mehr erfüllt. Infolge der Beeinflussung von  $Q$  und  $P$  durch  $u_1$  ist es unentscheidbar, nach welcher Richtung man minimieren soll.

Orcutt<sup>1)</sup> versucht selbst in diesem Fall eine Schätzung zu rechtfertigen und führt folgende Überlegungen an: Gibt es Gründe, die dafür sprechen, dass die Zufallsschwankungen in der Nachfragefunktion von den Zufallsschwankungen in der Angebotsfunktion abhängig sind, so würde bei einer Aufwärtsverschiebung der Importnachfragefunktion auch die Importangebotsfunktion eine Verschiebung nach oben erfahren. Wenn sich beispielsweise die Nachfrage nach Maschinen im Verhältnis zur Nachfrage im allgemeinen weltweit erhöht und wir annehmen, das Land A exportiere Maschinen nach Land B, so ergibt sich für die Importangebot-Importnachfrage-Situation des Landes B folgendes Bild: Im Lande B wird die erhöhte Nachfrage nach Maschinen einen Anstieg der Importnachfrage bewirken. Der Anstieg

---

<sup>1)</sup> G.H. Orcutt, a. a. O., S. 123

der eigenen Maschinennachfrage hat zur Folge, dass A nicht mehr bereit ist, die gleiche Anzahl Maschinen zum selben Preis an B zu liefern. Es erhöht sich also die Importangebotsfunktion. Aus der Aufwärtsverschiebung der Importnachfragefunktion und der Importangebotsfunktion des Landes B folgt, dass sich der Preis der von B importierten Maschinen, bedingt durch die Verknappung, stark erhöht, wenn die importierte Menge geringfügig sinkt. Die beobachteten Punkte würden in diesem Fall entlang der Linie E E ( Fig. 1 ) liegen. Letztere entspricht der Schätzfunktion, wenn man nach Q minimiert. Es ergäbe sich eine der besonderen Situation entsprechende wenig elastische Nachfragefunktion, obwohl die wahre Nachfragefunktion N N äusserst elastisch ist.

### 3.3.3 Fall 2: teilweise identifizierbares Modell

Das Gleichungssystem habe nun folgende Gestalt:

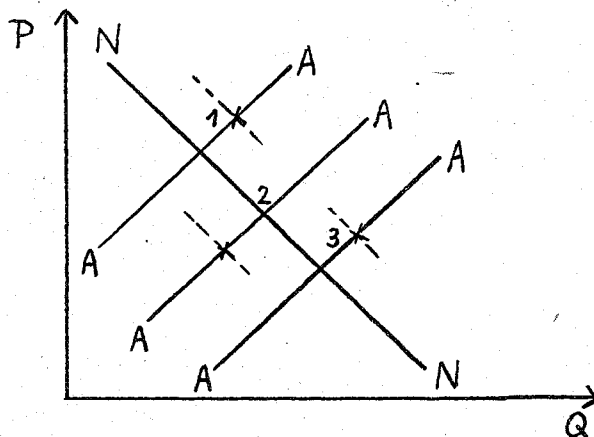
$$\text{Nachfrage:} \quad Q = a_0 + a_1 P + u_1 \quad (7)$$

$$\text{Angebot:} \quad P = b_0 + b_1 Q + b_2 W + u_2 \quad (8)$$

#### 3.3.3.1 Identifikation:

Auf Grund der angegebenen Regel lässt sich hier die Nachfragefunktion identifizieren, während die Angebotsfunktion nicht identifizierbar ist. Das Angebot erfährt nun im Zwei-Koordinaten-Diagramm durch den Parameter W ( Witterungsänderungen ) entsprechende Verschiebungen entlang der stabilen Nachfragefunktion. Die Beobachtungswerte streuen um die Schnittpunkte 1, 2, 3 ( Fig. 2 ).

Figur 2



### 3.3.3.2. Schätzverzerrung:

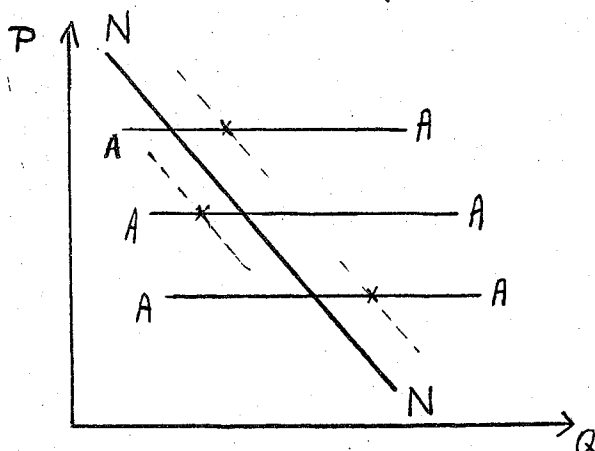
Bei der Schätzung der Parameter der identifizierten Funktion hat man das Vorhandensein von möglichen Verzerrungen ( least squares bias ) zu prüfen. Die folgenden 4 Varianten<sup>1)</sup> seien angeführt:

#### Variante a:

Vorausgesetzt sei

- 1)  $\text{cov}(u_1, u_2) = 0$ ,
- 2) in der Angebotsfunktion spiele der Preis keine Rolle,
- 3) die Verschiebung der Angebotsfunktion entlang der Nachfragefunktion erfolge nur auf Grund der Wetterveränderungen ( Fig. 3 ).

Figur 3



Gilt ferner  $u_1 \neq 0$  und  $u_2 = 0$ , erfährt die Nachfragefunktion jeweils den  $u_1$  Werten entsprechende Parallelverschiebung entlang der vom Preis unabhängigen Angebotsfunktion, d. h. in Richtung der Mengenvariablen Q. Die beobachtbaren Punkte liegen auf den gleichen P-Koordinatenwerten wie im Falle von  $u_1 = 0$ . Die Minimierung der Residuenquadratensumme in Richtung der Mengenkoordinate führt zu keinen Verzerrungen.

#### Variante b:

Gegenüber den Annahmen der Variante a) beeinflusse der Preis auch die Angebotsfunktion ( Fig. 2 ). Die um die Schnittpunkte gestreuten

---

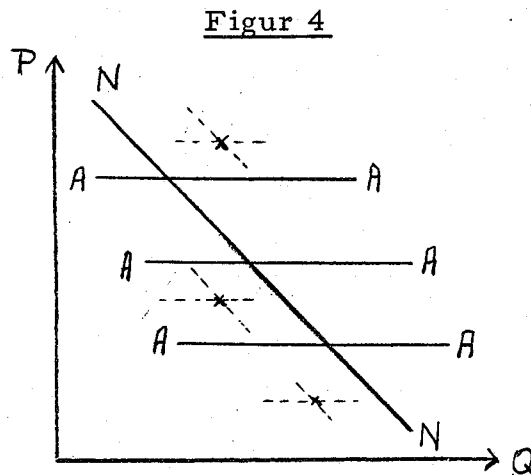
1) Vgl. J. Bronfenbrenner, a. a. O.

Werte lassen erkennen, dass die durch  $u_1$  bedingten Abweichungen in Richtung beider Variablen wirken, also, wie wir es früher ausgedrückt haben,  $Q$  und  $P$  beeinflussen. Hier kann man nicht entscheiden, nach welcher Richtung die Minimierung der Residuenquadrate vorzuziehen ist. Keineswegs ergeben sich unverzerrte Schätzwerte für die Parameter unserer Nachfragefunktion. Die Schätzung mit der Methode der kleinsten Quadrate führt zu einem asymptotischen Bias, der exakt formulierbar ist, wenn man über numerische Werte der Angebotsfunktion verfügt. Richtung und Ausmass der Verzerrungen hängen vom Vorzeichen der Residuen ab.

Variante c:

Wir betrachten die gleiche Situation wie bei Variante a) mit dem Unterschied, dass nun  $u_1, u_2 \neq 0$ , und  $\text{cov}(u_1, u_2) > 0$ .

Bei positiver Korrelation zwischen  $u_1$  und  $u_2$  wird eine durch das Störungsglied bedingte Aufwärtsverschiebung der Nachfragefunktion in der Regel auch zu einer Aufwärtsverschiebung der Angebotsfunktion führen und umgekehrt. Wir erhalten folgendes Bild ( Fig. 4 ):



Das entspricht der Situation in Variante b). Wieder ist der Einfluss der Stichprobenschwankungen  $u_1$  in beiden Variablen  $P$  und  $Q$  vorhanden. Das bedeutet, dass eine Schätzung mit der Methode der kleinsten Quadrate zu einer asymptotischen Verzerrung führt, die unter den oben erwähnten Voraussetzungen berechenbar ist.

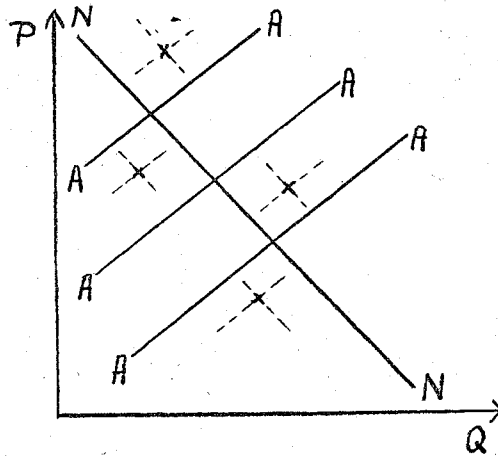
Variante d:

Gibt man gegenüber der Variante c) die Beschränkung auf, dass der Koeffizient von  $P$  Null sei, gelangt man zu dem in Fig. 5 dargestellten Spezialfall, in welchem sich die aus den vorher besprochenen Varianten erkennbaren zwei Quellen für eine Verzerrung aufheben. Minimieren



wir nach der Menge  $Q$ , so ist das Ergebnis mit der Schätzung, die wir erhalten, wenn  $u_1 = u_2 = 0$ , gleichzuhalten.

Figur 5



### 3.3.4 Fall 3: vollkommen identifizierbares Modell

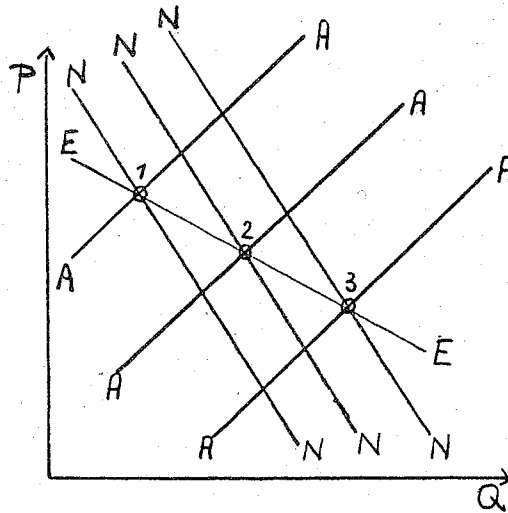
Die Annahme, dass beide Funktionen eine Verschiebung erfahren, dürfte der Wirklichkeit am nächsten kommen. Ursachen für solche Verschiebungen der Angebotskurve können der technische Fortschritt, die Änderungen der Produktionsmethoden, Economies of Scale, das Wetter bei landwirtschaftlichen Produkten, Abbau von handelspolitischen Restriktionen (Kontingente, Zölle) und Devisenbeschränkungen, Wechselkursänderungen, Exportförderungsmassnahmen, Kredite, Garantien, Ausfuhrvergütungen etc. sein. Für Verschiebungen der Nachfragefunktion kann man Änderungen in der Einkommenshöhe und Einkommensverteilung, Änderungen der Konsumgewohnheiten, des Geschmacks und, speziell für den Aussenhandel, Auswirkungen von handels- und währungspolitischen Massnahmen als Ursachen nennen.

#### 3.3.4.1 Identifikation:

Bleiben wir mit unserer Betrachtung im zweidimensionalen Raum und bilden wir die Angebots- und Nachfragegleichungen bloss aus den zwei bekannten Variablen ( $P$  und  $Q$ ), dann werden wir das Identifikationsproblem nicht lösen können. Die Beobachtungen, aus denen wir eine Funktion schätzen, liegen um die Schnittpunkte 1, 2, 3 der verschobenen Angebots- und Nachfragefunktion gestreut. (Fig. 6). Die auf eine solche Weise geschätzten Parameter einer Nachfragefunktion liefern

uns  $E$  in Fig. 6. Grundsätzlich gilt, dass die Schätzfunktion jener wahren Funktion näher kommt, die im Verhältnis zur anderen stabiler ist, also geringere Verschiebungen erfährt. In unserer Darstellung nähert sich  $E$  mehr der Nachfragefunktion, da sich diese weniger verschoben hat als die Angebotsfunktion.

Figur 6



Das Identifikationsproblem ist dann zu lösen, wenn man die für die Verschiebung massgebender Variablen in die Funktionen aufnimmt, d. h. man geht vom zweidimensionalen in einen mehrdimensionalen Raum über.

Dieser Situation entspricht, vereinfacht dargestellt, folgendes Gleichungssystem:

$$\text{Nachfrage: } Q = a_0 + a_1 P + a_2 Z_1 + u_1 \quad (9)$$

$$\text{Angebot: } P = b_0 + b_1 Q + b_2 Z_2 + u_2 \quad (10)$$

Ist  $Z_1 = Z_2$ , dann besteht grundsätzlich kein Unterschied zu Fall 1) und keine Gleichung ist identifizierbar.

Wenn jedoch  $Z_1 \neq Z_2$ , dann sind gemäss unserer Regel die Identifikationsvoraussetzungen gegeben, und wir sind in der Lage, die wahren Parameter zu schätzen.

#### 3.3.4.2 Schätzverzerrung:

Für den least squares bias gelten ähnliche Überlegungen wie sie zum Fall 2) angestellt wurden. Die Darstellung wäre allerdings infolge der grösseren Zahl von Variablen kompliziert.

### 3.4 Die Identifikation der Export- und Importfunktionen

Wendet man die Ausführungen des Abschnittes 3.3 auf die konkreten Schätzungen des Abschnittes 4 an, so erkennt man, dass die Export- und Importfunktionen nicht als reine Angebots- oder Nachfragefunktionen identifiziert sind. Man kann sowohl die Export- als auch die Importfunktionen als Linearkombinationen von Angebots- und Nachfragefunktionen betrachten. Als Beispiel diene die logarithmische Gesamtexportfunktion:

$$\log \text{EXTR} = 0,44 \log \text{BNPT} + 0,35 \log \text{XPOE} + 0,53 \log \text{XEXP}_{-4} + 0,46 \log \text{EXTR}_{-1}$$

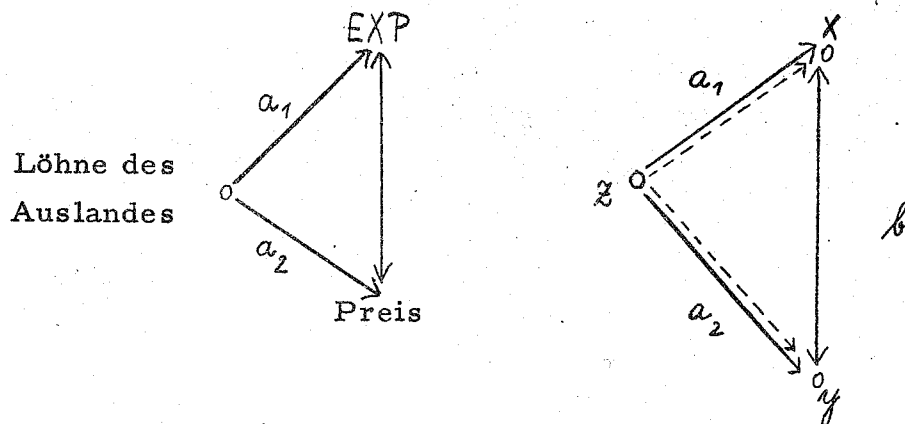
Die Funktion enthält Variable, die eine Nachfragefunktion charakterisieren  $N = f(\text{XEXP}_{-4}, \text{XPOE})$ , wobei  $\text{XEXP}_{-4}$  den um 4 Quartale verzögerten Exportpreisindex repräsentiert und  $\text{XPOE}$  den Industrieproduktionsindex der OECD-Länder, sowie Elemente einer Angebotsfunktion:  $A = f(\text{BNPT}, \text{XEXP}_{-4})$ . Das Exportangebot zeigt sich als eine Funktion des Bruttosozialprodukts <sup>und</sup> des (um 4 Quartale verzögerten) Exportpreisindex.

Die verzögerte abhängige Variable könnte sowohl in einer Angebots- als auch Nachfragefunktion enthalten sein. Das Argument für die Schätzung dieser Linearkombination liegt darin, dass dieser Gleichung auch ohne Identifikation einer Nachfrage- oder Angebotsfunktion eine intuitive ökonomische Bedeutung zukommt. Man versucht die Exporte (Importe) durch eine Anzahl von Variablen zu erklären, die selbst Bestandteil einer Angebots- bzw. Nachfragefunktion sind.

Ist das Ziel der Untersuchung, Prognosen zu machen, so kann man dieses Vorgehen rechtfertigen. Bei kleinen Änderungen der unabhängigen Variablen geben die hier geschätzten Elastizitäten Auskunft über die Veränderung der abhängigen Variablen. Allerdings sind die Koeffizienten der Export- und Importfunktionen selbst Linearkombinationen der Koeffizienten der zugrundeliegenden "wahren" Angebots- und Nachfragestruktur. Um die Sprechweise von St. Valavanis (Econometrics, New York 1959, S. 110) zu verwenden: wir betrachten nur das "manifeste" Modell, während das zugrundeliegende "latente" Modell (die "wahre

Angebots-Nachfragestruktur" ) keine Berücksichtigung findet.

Figur 7



Die Fig. 7 zeigt uns das Problem deutlich: Wir schätzen z.B. den Koeffizienten  $b$  des manifesten Modells, während  $y$  und  $x$  durch das latente Modell ( strichlierte Pfeile ) bestimmt werden. Die Parameter  $a_1$ ,  $a_2$  des latenten Modells kommen in unseren Schätzungen nur durch ihre indirekte Wirkung auf  $b$  zum Ausdruck. Solange das latente Modell keinen wesentlichen Änderungen unterworfen ist, können wir auch die im manifesten Modell geschätzten Beziehungen für Prognosen sowie für die Erklärung der Exporte bzw. Importe verwenden, wobei man nicht zu vergessen hat, dass einige der Variablen stellvertretend für latente Variablen stehen.

### 3.5 Schätzverzerrungen in Export- und Importfunktionen

Allgemeine Aussagen über Verzerrungen in Aussenhandelsfunktionen, die mit der Methode der kleinsten Quadrate geschätzt werden, lassen sich nicht machen. Es kommt auf die "stochastische, theoretische, ökonomische und institutionelle Natur der Beziehungen"<sup>1)</sup> an, ob die Anwendung der Methode der kleinsten Quadrate bei der Schätzung einzelner Gleichungen ( single equation least squares estimation ) - das von uns benützte Verfahren - gerechtfertigt oder erforderlich ist.

1) L.R.Klein, Single Equation vs. Equation System Methods of Estimation in Econometrics, Econometrica Vol. 28, 4, 1966, S. 866 - 871.

Nach Klein<sup>1)</sup> können u. a. gerade internationale Handelsbeziehungen, welche die Nachfrage oder das Angebot eines kleinen Landes zu einem grossen Marktgebilde, etwa dem Weltmarkt, in Beziehung setzen, in angemessener Weise mit den gewöhnlichen Methoden der kleinsten Quadrate geschätzt werden, ohne dass Schätzverzerrungen besonders ins Gewicht fallen.

Preise und ausländische Produktion oder ausländisches Einkommen können in der Exportfunktion als exogene Variable bezeichnet werden. Ebenso sind Auslandspreise und andere externe Variable als exogene Grössen in Importfunktionen aufzufassen, dagegen stellen Inlandspreise und Inlandseinkommen oder das eigene Sozialprodukt endogene Variable dar. Sowohl für Importe als auch für Exporte sind die institutionellen Merkmale im spezifischen Fall zu berücksichtigen.

Wie bereits früher erwähnt, führt die gemeinsame Abhängigkeit ( joint interdependence ) der endogenen Variablen zu Schätzverzerrungen. Man kann nun die Situation insofern verbessern, als man einige relevante Variable als exogen klassifiziert, Solche vereinfachende Annahmen sind für die meisten Länder, soferne es nicht ganz grosse sind, und für die bedeutendsten Sektoren der Weltwirtschaft vertretbar. In internationalen Handelsbeziehungen spielen zeitliche Verzögerungen eine gewisse Rolle, die insbesondere in Quartalsmodellen durch die Verwendung von verzögerten Variablen zum Ausdruck kommen. Wie Klein betont, führen diese Verzögerungen gemeinsam mit dem exogenen Charakter der externen Variablen zu Gleichungen, in denen die einfache Anwendung von Single-equation-least-squares Methoden keine Verzerrungen ergibt, es sei denn solche, die auf zu geringe Stichprobengrösse zurückzuführen sind.<sup>2)</sup>

### 3.6 Fehler in der Variablen

Bis jetzt haben wir die Auswirkung von Fehlern ( Mess- oder Beobachtungsfehler ) in den Variablen auf unsere Parameterschätzung unberücksichtigt gelassen. Um über die Richtung der Verzerrungen,

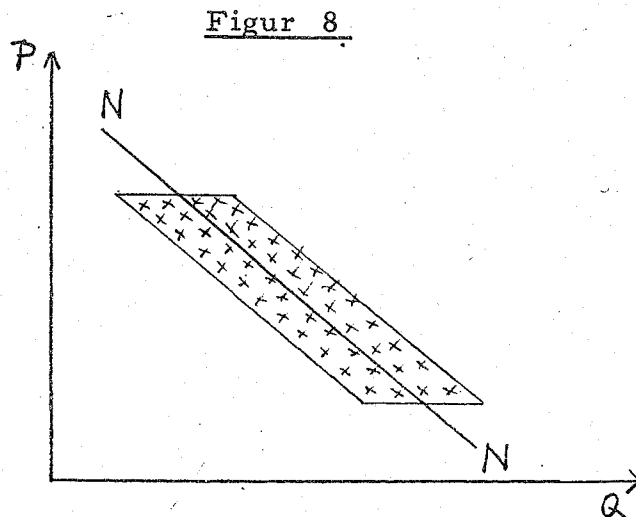
---

1) L.R. Klein, Single Equation . . . , a. a. O.

2) L.R. Klein, et al., An Econometric Model of the United Kingdom, Oxford 1961

bedingt durch Beobachtungsfehler, Aussagen machen zu können, müsste man wissen, wie Beobachtungsfehler in den Variablen ( z.B. Export- oder Importmengen, Einkommen und Preise ) untereinander und mit den wahren Werten der Variablen korreliert sind. <sup>1)</sup>

Um eine Vorstellung von der möglichen Wirkung von Beobachtungsfehlern zu geben, wird eine lineare Beziehung, z.B. zwischen der wahren nachgefragten Menge und den Preisen angenommen. Wenn die Fehler nur in der abhängigen Variablen, also in den exportierten oder importierten Mengen auftreten, während die erklärende Variable ( Preise ) genau beobachtet werden konnte, dann wäre eine Schätzung der wahren Nachfragefunktion möglich. Die Schätzfunktion entspräche der wahren Nachfragefunktion in Fig. 8.



Die durch Mess- oder Beobachtungsfehler bedingten Abweichungen liegen nur entlang der Q-Achse, während infolge der fehlerfreien Preisvariablen jeder beobachtete Punkt von der Q-Achse gleich entfernt ist. <sup>2)</sup> Unsere Stichprobenwerte werden in einem Parallelogramm ( Fig. 8 ) verteilt sein.

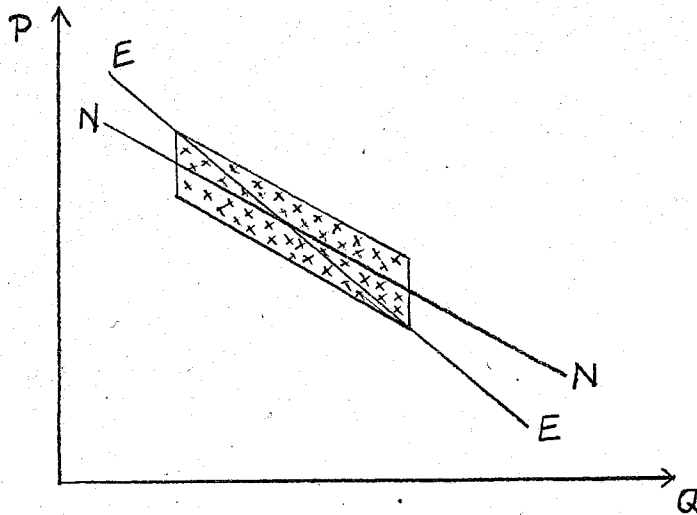
Nehmen wir aber an, dass die Beobachtungsfehler nicht in den exportierten oder importierten Mengen, wohl aber in den Preisen liegen,

1) G.H.Orcutt, a. a. O., S. 124

2) G.H.Orcutt, a. a. O., S. 124

so werden unsere beobachteten Punkte ungefähr ein Parallelogramm der in Fig. 9 gezeigten Gestalt bilden.

Figur 9



Minimieren wir die Summe der Abweichungsquadrate wieder entlang der Q-Achse ( abhängige Variable ), so erhalten wir eine Schätzfunktion ( E E ), die von der wahren Nachfragefunktion abweicht. Wie aus Fig. 9 zu sehen ist, wird in diesem Falle die Elastizität unterschätzt, und zwar in einem Ausmass, das von der Grösse der Fehler abhängt. Orcutt<sup>1)</sup> bemerkt, dass eine vollkommen elastische Nachfragefunktion (N wäre dann waagrecht ) in diesem Falle aus den beobachteten Daten nicht erhältlich wäre, und es könnte ohne weiteres sein, dass die geschätzten Elastizitäten nahe bei Null liegen.

Ökonomische Daten werden fast immer mit Beobachtungsfehlern behaftet sein. Hat man keine näheren Informationen über Grösse und Art der Fehler - ein Mangel, den man sich fast stets gegenübersieht - dann sollte man sich der Aussagen über fehlerbedingte Verzerrungen enthalten.

### 3.7 Schätzfehler durch Aggregation von Gütergruppen mit unterschiedlichen Preiselastizitäten

Die Preiselastizitäten stammen oft aus Funktionen, die die Importe oder Exporte hochaggregiert erfassen wollen. Es werden also Güter mit hoher Elastizität, wie z.B. Rohstoffe und Agrarprodukte, gemeinsam mit preisunelastischen Gütern behandelt. Im Durchschnitt erhält

1) G.H.Orcutt, a. a. O., S. 125

man meist eine niedrige Elastizität.

Wir haben in unserer Untersuchung diesem Einwand insofern Rechnung getragen, als wir sowohl bei Export- als auch bei der Importfunktion eine Aufspaltung nach Konsumgütern und übrigen Gütern vorgenommen haben.

### 3.8 Schätzung von kurz- oder langfristigen Elastizitäten

Erwartungsgemäss werden im Aussenhandel langfristige Preiselastizitäten höher sein als kurzfristige. Bezieht man die laufenden Export- oder Importmengen auf die laufenden Preise, dann muss man mit einer Unterschätzung der Elastizitäten rechnen. Für Prognosen und für wirtschaftspolitische Entscheidungen ist es wertvoll, die längerfristigen Preiselastizitäten zu kennen.

Bei der Schätzung der Export- und Importfunktionen für Österreich wurde durch entsprechende Verzögerung der Preisvariablen versucht, den längerfristigen Elastizitäten näherzukommen.

### 3.9 Preiselastizität und Höhe der Preisänderungen

Die Gründe, die Orcutt<sup>1)</sup> für die Annahme anführt, dass die Preiselastizität für die Nachfrage nach Importen oder Exporten wahrscheinlich für starke Preisänderungen höher ist als für schwache, sind folgende:

Den Verbrauchern erwachsen durch das Umsteigen von einer Bezugsquelle auf die andere psychologische und ökonomische Kosten. Verbraucher wechseln ihre Gewohnheiten nicht so rasch. Für die Produzenten entstehen Kosten bei der Errichtung neuer Handelsbeziehungen oder durch die Veränderung der Maschinen, welche die importierten Güter verarbeiten.

Ein weiterer Grund ist darin zu sehen, dass nur bei grossen Preisverschiebungen neue Güter in den internationalen Handel Eingang finden.

All diese Gründe bestehen neben der Unsicherheit über die Wirkung von Preisänderungen. Die Unsicherheit ist aus der geringen Erfahrung mit nennenswerten Preisänderungen im Beobachtungszeitraum - etwa in Verbindung mit einer Abwertung - abzuleiten.

---

<sup>1)</sup> G.H.Orcutt, a. a. O., S. 126



## 4 Die Ergebnisse der Berechnungen

### 4.1. Die Exporte

#### 4.1.1 Die Schätzung der Exportfunktionen im Überblick

Das österreichische reale Sozialprodukt erwies sich von besonderer Bedeutung. Es lassen sich theoretisch zwei Auffassungen unterscheiden. Geht man von der Produktionsseite des Sozialprodukts aus, lässt sich ein positiver Push des Sozialprodukts auf die Exporte vertreten. Besonders deutlich ist dieser Zusammenhang in der Landwirtschaft, wo zu Zeiten guter Ernte auch zu Verlustpreisen exportiert wird. Die Produktion drängt in den Export. Im übrigen dürfte diese Tendenz aber eher in Phasen des Wiederaufbaus und vor allem starker Kapazitätsausweitung vorhanden sein.

Geht man hingegen von der inländischen Nachfrage aus, lässt sich ein negativer Zusammenhang zwischen Exporten und Sozialprodukt erwarten.<sup>1)</sup> Stagnierende oder zu langsam steigende Inlandsnachfrage zwingt die Unternehmer zu verstärkten Exportanstrengungen. Deutlich wird diese Tendenz im Jahre 1967, in dem trotz schwacher Inlandsnachfrage, sinkender Importe und schwacher Auslandskonjunktur die Exporte kräftig expandierten.

In unseren Berechnungen war das Sozialprodukt in beinahe allen Varianten signifikant<sup>2)</sup> mit positiven Vorzeichen. Das spricht nicht gegen die Pushthese Rothschilds, gab es doch im beobachteten Zeitraum ( 1954 - 1966 ) keine längerdauernde Nachfragestagnation im Inland, die durch verstärkte Exportbemühungen hätte kompensiert werden müssen. Mit grosser Wahrscheinlichkeit liesse sich ein negativer Zusammenhang zwischen Inlandsnachfrage und Exporten bei weniger aggregierten Variablen nachweisen wie z. B. bei einzelnen Branchen.

Als nicht weniger signifikant erwies sich die verzögerte abhängige Variable, die mit positivem Vorzeichen einging. Neben dem Trend, den der Koeffizient dieser Variablen zeigt, kommt darin eine gewisse

---

1) Siehe K. W. Rothschild: "Pull und Push im Export", WWA, Bd. 97, Heft 2.

2) t-Test der Koeffizienten, 95<sup>o</sup> |o Sicherheitsniveau.

Stabilität der Exportbeziehungen zum Ausdruck. Die Erschliessung eines ausländischen Marktes ist meist mit grossen ( sowohl finanziellen als auch "psychologischen" ) Kosten verbunden und die Stellung von internationaler Konkurrenz bedroht. Offensichtlich wird der Exporteur nicht wegen kurzfristiger Preisschwankungen, Abgabenbelastungen etc. einen Exportmarkt aufgeben. Erst längerfristige Kosten- oder Preisveränderungen veranlassen die Exportindustrie zu stärkeren Anpassungen. Auch längerfristige Handelsverträge sind raschen Anpassungen an neue Gegebenheiten hinderlich.

Da uns keine Quartalsdaten des Sozialprodukts des Auslandes für die ganze Periode zur Verfügung standen, verwendeten wir als Nachfrageindikator die Produktionsindizes der Europäischen Wirtschaftsgemeinschaft, der Europäischen Freihandelszone und der OECD. Wie erwartet, tragen diese Grössen stark zur Erklärung der Exporte bei, insbesondere bei den logarithmischen Funktionen.

Sicher sind die relativen Exportpreise ( der Exportpreisindex, ins Verhältnis gesetzt zu einem Preisindex der ausländischen Substitutionsgüter ), eine wesentliche Bestimmungsgrösse der Exporte. Da uns ein aggregierter ausländischer Preisindex nicht zur Verfügung stand, verwendeten wir den österreichischen Exportpreisindex allein, was problematisch ist. Dazu kommt noch, dass wir diesen Index auch für Funktionen verwenden mussten, die sich nur auf einen Teil der österreichischen Exporte beziehen. Weiters beinhaltet der Exportpreis, der fob gemessen wird, keine Zölle und Transportkosten jenseits der österreichischen Grenze. Auch scheint die geographische Aggregation von Märkten zu einer bedeutenden Verminderung der Preiselastizitäten zu führen.<sup>1)</sup> Dementsprechend sind die Exportpreise nur selten signifikant in die Gleichungen eingegangen und immer mit positivem Vorzeichen. Die Koeffizienten können daher bestenfalls als Exportangebotselastizitäten in bezug auf den Preis interpretiert werden.

---

1) Siehe H. B. Junz u. R. Rhomberg "Prices and Export Performance of Industrial Countries, 1953-1963", Intern. Monetary Fund Staff Papers, July 1965, S. 242.

Ökonomisch können die Exportpreisangebotselastizitäten als Funktion der inländischen Angebots- und Nachfrageelastizitäten interpretiert werden.<sup>1)</sup> Gehen wir von einem einheitlichen Preis  $P$  eines Gutes aus, das zur Gänze im Inland produziert wird und teils im Inland und teils im Ausland abgesetzt wird. Das Exportangebot  $X(P)$  ist dann die Differenz zwischen Inlandsangebot  $A(P)$  und Inlandsnachfrage  $N(P)$ . Der Ausdruck  $X(P) = A(P) - N(P)$  differenziert ergibt

$$\frac{dX}{dP} = \frac{dA}{dP} - \frac{dN}{dP} . \text{ Durch geeignete Umformung und Multiplikation}$$

$$\text{mit } \frac{P}{X} \text{ erhält man: } \frac{dX}{X} \cdot \frac{P}{dP} = \frac{dA}{A} \cdot \frac{P}{dP} \cdot \frac{A}{X} - \frac{dN}{N} \cdot \frac{P}{dP} \cdot \frac{N}{X}$$

Setzen wir  $\eta_x$  für die Angebotselastizität an Exporten,  $\eta_A$  für die Elastizität des Gesamtangebotes und  $\eta_N$  für die Elastizität der Inlandsnachfrage, erhalten wir:  $\eta_x = \eta_A \frac{A}{X} - \eta_N \frac{N}{X}$ . Die Angebotselastizität an Exporten ergibt sich also aus der Summe der Angebots- und Nachfrageelastizitäten, gewichtet jeweils mit dem Verhältnis aus Angebot und Nachfrage zu den Exporten. Nehmen wir eine Preissteigerung an. Die positive Angebotselastizität führt zu einer Angebotserhöhung, die negative Nachfrageelastizität zu einem Sinken der Nachfrage. Dieses Auseinanderklaffen von Angebot und Nachfrage führt dann zu einem gesteigerten Exportangebot. Diese Exportangebotserhöhung wird umso grösser sein, je stärker die Reaktion des Inlandsangebots und der Inlandsnachfrage auf die Preiserhöhung war.

Diese Darstellungsweise ist allerdings sehr problematisch. Während Elastizitäten auf Grund von konjunkturalen Angebots- oder Nachfragekurven gefunden werden, folgt die obige Ableitung aus dem Kreislaufzusammenhang  $X = A - N$ , der noch dazu nur gilt, wenn man von der Lagerhaltung abstrahiert und als Nachfrage die im Inland abgesetzte Menge definiert, bzw. wenn man annimmt, dass die ausländische Nachfrage das österreichische Angebot zum gegebenen Preis immer ganz absorbiert.

---

<sup>1)</sup> Vgl. G.H. Orcutt, "Measurement ..." a. a. O., S. 127, der in gleicher Weise Importpreinsnachfrageelastizitäten ableitet.

Im holländischen "Modell 1955" scheinen in der Importgleichung die Exporte derselben Periode als unabhängige Variable auf.<sup>1)</sup> Die Erklärung dafür scheint auch für Österreich Gültigkeit zu haben: Zur Herstellung unserer Exporte bedarf es gewisser Vorprodukte und Rohstoffe, die in Österreich nicht hergestellt werden können und daher importiert werden müssen. Überhaupt wird Österreich bei einem stärkeren Ansteigen der Inlandsproduktion nicht sofort auch die Herstellung von Vorprodukten beschleunigen können. Rein zeitlich gesehen, müssen nun die Importe von Vorprodukten und Rohstoffen der Erzeugung der Exportgüter vorangehen. Bei einem Jahresmodell wie dem holländischem, mag das weniger ins Gewicht fallen. Bei einem Quartalsmodell dagegen scheint es sinnvoller zu sein, in der Exportgleichung die verzögerten Importe als erklärende Variable zu nehmen. Allerdings darf die Richtung des Kausalzusammenhanges nicht übersehen werden. Wir haben Versuche in dieser Hinsicht unternommen.

Eine ganz andere Bedeutung haben die Importe als erklärende Variable in der Funktion der Ostexporte. Auf Grund des ziemlich streng gehandhabten bilateralen Zahlungsausgleiches werden unsere Exporte in den Osten durch die Importe, die aus dieser Region auf dem österreichischen Markt absetzbar sind, beschränkt.

Eine weitere Variable, die für die Erklärung der Exporte von prinzipieller Bedeutung ist, bildet die Zahlungsbilanzsituation bzw. die Devisenreserven der Abnehmerländer. Da viele der Hauptabnehmerländer österreichischer Exporte (insbesondere die BRD) keine Probleme mit einer stark passiven Zahlungsbilanz haben, wurde diese Variable nicht in Betracht gezogen. Offensichtlich hat aber z. B. die britische Zahlungsbilanzsituation auf die Exporte von Ländern, die hauptsächlich nach England gehen, grossen Einfluss. L. R. Klein<sup>2)</sup> verwendete für die Erklärung der britischen Exporte in die abhängigen und unabhängigen Sterlinggebiete u. a. die Pfundreserven dieser Gebiete als unabhängige

---

1) Wiedergegeben in H. Theil: "Applied Economic Forecasting", North-Holland P.C., Amsterdam 1966, S. 91 ff.

2) L. R. Klein et al. "An Econometric Model of the U. K.", S. 70 f. Oxford 1961.

Variable und fand einen signifikanten positiven Zusammenhang. Zölle und Transportkosten beeinflussen die Exporte negativ, doch sind ihre Auswirkungen in hochaggregierter Funktion schwer zu isolieren.

#### 4.1.2 Die numerischen Schätzungen

Bei den Koeffizienten werden keine Standardabweichungen oder t-Werte angegeben, da wir ausschliesslich Funktionen veröffentlichen, deren Koeffizienten mit einer Irrtumswahrscheinlichkeit von höchstens 5 % signifikant sind. (t-Test für die einzelnen Koeffizienten, F-Test to enter und to remove, siehe statistischer Teil. <sup>1)</sup>).

Als Faustregel kann gelten, dass die Standardabweichungen nie höher als der halbe Koeffizient sind. Welche Bedeutung hat der Koeffizient des Sozialprodukts von  $-0,88$  in einer Exportgleichung bei einer Standardabweichung von  $\pm 0,91$ , der also ebenso  $-1,79$  oder  $+0,03$  betragen könnte? <sup>2)</sup> Diese strengeren Kriterien im Gegensatz zu vielen anderen Autoren führen manchmal zu einer scheinbaren "Verarmung" der Funktion, da oft ökonomisch interessante Variable ausgeschlossen werden. Dafür können über den Einfluss der signifikanten Variablen verlässlichere Aussagen gemacht werden.

Es wurden in zahlreichen Varianten Funktionen mit Quartalsdaten für folgende Gruppen gerechnet: 1) Gesamtexporte, 2) Exporte in die Länder, die heute der EWG angehören, 3) in die Länder der EFTA, 4) nach Osteuropa einschliesslich der UdSSR, 5) Exporte von Waren, die den Aussenhandelsobergruppen

---

1) J. Johnston "Econometric Methods", New York 1963, S 118 ff.

2) H. Gülicher "Ein einfaches ökonometrisches Entscheidungsmodell für die BRD". (Forschungsberichte des Landes Nordrhein-Westfalen, Nr. 959, Köln u. Opladen 1961.)

"Nahrungs- und Genussmittel" und "andere Fertigwaren" angehören, kurz: "Konsumgüter", 6) Exporte von Waren, die den Obergruppen "Rohstoffe", "Halbfertige Waren", "Futtermittel und Düngemittel" und "Maschinen und Verkehrsmittel" angehören. Letztgenannte Exporte können unter "Rohstoffe, Vorprodukte und Investitionsgüter", kurz "Investitionsgüter" zusammengefasst werden. Die letzten beiden Unterteilungen stimmen nur annähernd, da in der Gruppe "Maschinen und Verkehrsmittel" viele Konsumgüter enthalten sind. Die regionale Unterteilung ist insofern problematisch, da die Zeitreihen mit 1954 beginnen, während die EWG 1958, die EFTA erst 1960 gegründet wurde. Die Zeitreihen enden mit 1966.

Die folgende Tabelle gibt eine Übersicht über die Ergebnisse für die 6 Exportgruppen mit folgenden erklärenden Variablen: Österreichisches Sozialprodukt, ausländischer Produktionsindex, (genauer: Produktionsindex der OECD-Länder), verzögerter Exportpreisindex und verzögerte abhängige Variable. Für die Ostfunktion kommen noch die verzögerten Importe aus dem Osten hinzu.

$$\log \text{EXTR} = 0,44 \log \text{BNPT} + 0,35 \log \text{XPOE} + 0,53 \log \text{XEXP}_{-4} + 0,46 \log \text{EXTR}_{-1} \quad R^2 = 0,988$$

$$\log \text{EWER} = 0,34 \log \text{BNPT} + 0,51 \log \text{XPEW} + 0,33 \log \text{EWER}_{-1} \quad R^2 = 0,969$$

$$\log \text{EFER} = 0,51 \log \text{BNPT} + 0,80 \log \text{EFER}_{-1} \quad R^2 = 0,971$$

$$\log \text{OEER} = 0,58 \log \text{BNPT} + 0,34 \log \text{OEIR}_{-4} + 0,38 \log \text{OEER}_{-1} \quad R^2 = 0,953$$

$$\log \text{EXCR} = 0,56 \log \text{BNPT} + 0,32 \log \text{XPOE} + 0,62 \log \text{XEXP}_{-4} + 0,54 \log \text{EXCR}_{-1} \quad R^2 = 0,989$$

$$\log \text{EXIR} = 0,39 \log \text{BNPT} + 0,28 \log \text{XPOE} + 0,47 \log \text{EXIR}_{-1} \quad R^2 = 0,973$$

Es fällt die durchlaufende Signifikanz des österreichischen Sozialprodukts und der Exporte der Vorperiode auf. Der Schwankungsbereich der Koeffizienten zwischen den einzelnen Gruppen ist nicht sehr gross. Immerhin lässt die höhere Sozialproduktelastizität bei den Konsumgüterexporten im Vergleich zu den übrigen Exporten

auf eine relativ stärkere Zunahme der ersten schliessen. Wächst also das Sozialprodukt um  $10^{\circ}$  | o, wachsen cet. par. die "Konsumgüterexporte" um  $5,6^{\circ}$  | o, die übrigen Exporte nur um  $3,9^{\circ}$  | o. Hatten 1955 die "Konsumgüter" einen Anteil von  $32^{\circ}$  | o an den Gesamtexporten, so stieg dieser Anteil auf  $40^{\circ}$  | o im Jahre 1965.

Die Koeffizienten der verzögerten Exportvariablen weisen auf eine gewisse Stabilität in den Aussenbeziehungen hin, bzw. bringen einen vorhandenen Trend zum Ausdruck. Der relativ hohe Koeffizient bei der EFTA-Funktion ist wohl darauf zurückzuführen, dass nur wenige Variable in der Gleichung geblieben sind.

Der Preisindex ist nur bei den Gesamtexporten und den "Konsumgüterexporten" mit einem positiven Vorzeichen signifikant, was darauf hinweist, dass es sich - wie erwähnt - um Exportangebotspreiselastizitäten handelt.

Wie erwartet spiegelt der Koeffizient der Ostimporte die Beschränkung unserer Exporte in diese Region wider.

Der Grad der Erklärung der abhängigen Variablen durch die unabhängigen ist in den meisten Varianten überaus hoch, alle multiplen Korrelationskoeffizienten liegen über 0,95.

Von praktischem Interesse sind die Nachfrageelastizitäten unserer Exporte in bezug auf das ausländische Einkommen, in unserem Falle also das Verhältnis von relativer Veränderung unserer Exporte zur relativen Veränderung des ausländischen Produktionsindex:

Nachfrageelastizitäten in bezug auf die ausländische Wirtschaftsaktivität

Gesamtexporte	0,88
EWG-Exporte	0,68
EFTA-Exporte	1,57
"Konsumgüterexporte"	1,15
Übrige Exporte	0,73

Die Elastizitäten wurden für Modelle geschätzt, die folgende unabhängige Variable enthielten: ausländischer Produktionsindex, verzögerter Exportpreis und österreichisches Bruttosozialprodukt.

Wieder fällt die wesentlich höhere Elastizität der "Konsumgüterexporte" ( 1,15 ) verglichen mit der der übrigen Exporte in bezug auf die ausländische Aktivitätsvariable ( Produktionsindex ) auf. Interessanterweise kommen wir bei einer Gewichtung dieser beiden Elastizitäten mit dem ungefähren Anteil der betreffenden Exportgruppen an den Gesamtexport ziemlich genau auf 0,88, der Elastizität der Gesamtexporte. (  $1,15 \cdot 0,35 + 0,73 \cdot 0,65 \approx 0,88$  ).

Die Elastizität unserer Exporte in bezug auf die Produktionsindizes für den EFTA-Raum war wesentlich höher als jene für die EWG-Länder. Steigt also der EFTA-Produktionsindex um 1%<sup>o</sup>, steigen ceteris paribus die EFTA-Importe aus Österreich um 1,57%<sup>o</sup>. Das ist nicht überraschend, stieg doch der EFTA-Produktionsindex schwächer als der der EWG, während umgekehrt die Exporte in die EFTA rascher zunahm als jene in die EWG.

Gute Ergebnisse erzielten wir bei der Überprüfung der Hypothese, wonach gesteigerte Exporttätigkeit eine gesteigerte Einfuhr von Rohstoffen, Vormaterialien und Investitionsgütern notwendig macht. Wir sind davon ausgegangen, dass sich demnach eine Ausfuhrveränderung bereits früher durch eine entsprechende Einfuhrveränderung bemerkbar macht. Formal heisst das, dass neben dem österreichischen Sozialprodukt, dem ausländischen Produktionsindex und dem Exportpreis die um eine Periode verzögernden Importe an Nicht-Konsumgütern als erklärende Variable verwendet werden.

$$\log \text{EXTR} = 0,44 \log \text{BNPT} + 0,40 \log \text{XPOE} + 0,84 \log \text{XEXP}_{-4} + \\ + 0,32 \log \text{IMIR}_{-1} \quad R^2 = 0,982$$

$$\log \text{EWER} = 0,37 \log \text{BNPT} + 0,41 \log \text{XPEW} + 0,21 \log \text{IMIR}_{-1} \quad R^2 = 0,965$$

$$\log \text{EFER} = 0,51 \log \text{BNPT} + 0,89 \log \text{XPEF} + 0,51 \log \text{IMIR}_{-1} \quad R^2 = 0,918$$

$$\log \text{OEER} = 0,82 \log \text{BNPT} + 0,78 \log \text{IMIR}_{-1} \quad R^2 = 0,907$$

$$\log \text{EXCR} = 0,53 \log \text{BNPT} + 0,64 \log \text{XPOE} + 1,12 \log \text{XEXP}_{-4} + \\ + 0,35 \log \text{IMIR}_{-1} \quad R^2 = 0,977$$

$$\log \text{EXIR} = 0,39 \log \text{BNPT} + 0,26 \log \text{XPOE} + 0,68 \log \text{XEXP}_{-4} + 0,31 \\ \log \text{IMIR}_{-1} \quad R^2 = 0,966$$



In der Ostexportfunktion ist der Koeffizient der um eine Periode verzögerten Importe an Nicht-Konsumgütern am höchsten, worin der notwendige Ausgleich des bilateralen Zahlungsverkehr zum Ausdruck kommt. Im übrigen liegt der Koeffizient bei den nicht regional aufgespalteten Varianten um 0,3, bei der EWG niedriger, bei der EFTA höher. Wieder zeigt sich, dass in den regional aufgespalteten Funktionen der Exportpreis nichts zur Erklärung beiträgt, Hier wird der Preiseinfluss wohl durch andere Variable, wie Zollaufbau bzw. Zollabbau überdeckt.

Die nichtlogarithmischen Berechnungen ergaben folgende Schätzungen:

$$\begin{array}{ll} \text{EXTR} = 0,10 \text{ BNPT} + 0,03 \text{ XPOE} + 0,04 \text{ XEXP}_{-4} + 0,36 \text{ EXTR}_{-1} & R^2 = 0,990 \\ \text{EWER} = 0,04 \text{ BNPT} + 0,01 \text{ XPOE} + 0,50 \text{ EWER}_{-1} + 0,21 \text{ DUM3} & R^2 = 0,978 \\ \text{EFER} = 0,01 \text{ BNPT} + 0,86 \text{ EFER}_{-1} + 0,56 \text{ DUM2} & R^2 = 0,978 \\ \text{OEER} = 0,03 \text{ BNPT} + 0,35 \text{ OEIR}_{-4} + 0,32 \text{ OEER}_{-1} & R^2 = 0,954 \\ \text{EXCR} = 0,04 \text{ BNPT} + 0,01 \text{ XPOE} + 0,02 \text{ XEXP}_{-4} + 0,50 \text{ EXCR}_{-1} & R^2 = 0,989 \\ \text{EXIR} = 0,07 \text{ BNPT} + 0,62 \text{ EXIR}_{-1} + 0,25 \text{ DUM2} - 0,13 \text{ DUM3} & R^2 = 0,985 \end{array}$$

Man sieht, dass im grossen und ganzen dieselben Variablen signifikant zur Erklärung beitragen wie in den logarithmischen Ansätzen. Versuche, den Grad der Anpassung einzelner Funktionen durch die Einführung von Dummyvariablen für Saisonschwankungen zu verbessern, waren erfolgreich. Obwohl in unseren Funktionen eine Interpretation der Koeffizienten dieser Variablen nicht ohne weiters möglich ist, leisten sie doch eine wertvolle Hilfe bei der Prognose und zeigen für einzelne Exportgruppen eine Veränderung des Aktivitätsniveaus im 1., 2., oder 3. Quartal

## 4.2. Die Importe

### 4.2.1 Die Importfunktionen im Überblick

Es steht ausser Zweifel, dass der wesentlichste Bestimmungsgrund für die Höhe der Einfuhr eines Landes in der inländischen wirtschaftlichen Aktivität, die wir durch das Brutto-sozialprodukt ausdrücken, liegt. Steigt letzteres und ist die Volkswirtschaft nicht autark, werden ceteris paribus die Importe zunehmen. Besonderes Interesse verdient die Einkommenselastizität der Importnachfrage, also das Verhältnis zwischen relativer Importveränderung und relativer Einkommensveränderung.

Offensichtlich beeinflussen unterschiedliche Einkommensarten die Höhe des Imports in den verschiedenen Gütergruppen. Das Masseneinkommen liefert für die Einfuhr von Konsumgütern eine bessere Erklärung als die Profite. Umgekehrt dürften unverteilte Gewinne die Importe an Rohstoffen, Vormaterialien und Investitionsgüter am besten erklären. Da uns keine Quartalsdaten über Profite zur Verfügung standen, verwendeten wir die Bruttoanlageinvestitionen als erklärende Aktivitätsvariable für die Einfuhr an Nicht-Konsumgütern. Für die Gesamtfunktion und die Regionalfunktionen wurde das Brutto-sozialprodukt herangezogen.<sup>1)</sup> Eine wichtige Rolle für den Umfang an Importen spielen die Lagerbestände. Überhöhte Lager führen zu verminderten Importen und umgekehrt. Leider gibt es keine Quartalsdaten für reine Lagerveränderungen.<sup>2)</sup>

Weiters bestimmen relative Preise die Importe. Betrachtet man die Gesamtimporte, so ist ein Preisverhältnis relevant, gebildet aus dem inländischen Preis von Substitutionsgütern und den Importpreisen. Steigt das inländische Preisniveau stärker als das ausländische,

---

1) R.R. Rhomberg u. L. Boissonneault erklären die Importe an Fertigprodukten, Dienstleistungen und Nahrungsmittel durch das verfügbare Einkommen, die übrigen Importe durch die Industrieproduktion, Duesenberry et. al. ( eds. ) The Brookings Quarterly Econometric Model of the United States, Chicago-Amsterdam 1965.

2) L.R. Klein verwendet in seiner Importgleichung für Rohstoffe das Verhältnis aus Lagerbeständen an importierten Gütern zum Importvolumen vergangener Jahre als erklärende Variable. ( Siehe L.R. Klein et, al. "An Econometric ..." a. a. O. S. 64 )

sinken also die relativen Importpreise, verlagert sich die Nachfrage *cet. par.* auf ausländische Waren und umgekehrt. Wir versuchten in unseren Berechnungen die "terms of trade" durch das Verhältnis des österreichischen Lebenshaltungskostenindex zum Importpreisindex zu messen. Der Zusammenhang mit den Importen ist wie erwartet positiv.

Für diejenigen Güter allerdings, für die Österreich keine Substitutionsgüter erzeugt, ist das Preisverhältnis bedeutungslos. Das kann teilweise bei Rohstoffen ( z.B. Steinkohle, auch Erdöl, wo die Produktion praktisch nicht mehr ausgedehnt werden kann ) angenommen werden, ebenso aber bei gewissen Fertigwaren ( z.B. Autos, verschiedenen chemischen und technischen Erzeugnissen ). Bei regional untergeteilten Funktionen müssten neben den inländischen Preisen von Substitutionsgütern auch noch die Preise solcher Güter in Drittländern eingeführt werden. Denn stiege z.B. das Preisniveau der EWG wesentlich stärker als das der EFTA, würde eine Verlagerung unserer Importe in die EFTA stattfinden.

Analog zur Ableitung in der Besprechung der Exportfunktionen kann man auch die Preiselastizität der Nachfrage nach Importen in folgender Weise betrachten: Ausgehend von der Identität von Importnachfrage und Differenz der Inlandsnachfrage und des Inlandsangebots:  $M(P) = N(P) - A(P)$  erhalten wir durch Differentiation nach dem Preis und geeignete Umformung:

$$\frac{dM}{dP} \cdot \frac{P}{M} = \frac{dN}{dP} \cdot \frac{P}{N} \cdot \frac{N}{M} - \frac{dA}{dP} \cdot \frac{P}{A} \cdot \frac{A}{M} \quad \text{oder}$$

$$\eta_M = \eta_N \frac{N}{M} - \eta_A \frac{A}{M} \quad . \quad \text{Die Preiselastizität der Importnachfrage}$$

ist eine gewogene Differenz aus inländischer Nachfrage- und Angebotselastizität. Demnach ist die Importpreiselastizität desto grösser, je grösser die Nachfrageelastizität und je grösser die Angebotselastizität im Inland ist. Die Importe werden zurückgehen, wenn Angebot und Nachfrage sehr stark auf eine Preiserhöhung reagieren, also einer starken Angebotszunahme eine starke Nachfrageabnahme gegenübersteht. Es darf jedoch nicht übersehen werden, dass Lagerveränderungen

nicht in Betracht gezogen werden und vor allem  $\eta_M$  nur die Nachfrageelastizität darstellt. Ausser Betracht bleibt weiters die Reaktion des Angebots an Importen. Die tatsächliche Elastizität der Importe in bezug auf Preisänderung kann sich aber nur aus einer Verbindung von Angebots- und Nachfrageelastizität ergeben.

Bei den Importen, die ja stark von der österreichischen Binnenkonjunktur abhängen, sind relativ ausgeprägte Saisonschwankungen zu erwarten. Wir haben daher wieder, wie schon bei den Exportfunktionen, mit Saison-Scheinvariablen gearbeitet.

Theoretisch von grosser Bedeutung für die Höhe der Importe sind die Zahlungsbilanzsituation und die Devisenreserven. In Österreich kann diese Variable vernachlässigt werden, da dank einer hochaktiven Dienstleistungsbilanz Österreich im Beobachtungszeitraum nie vor das Problem eines bedeutenden Zahlungsbilanzdefizits gestellt war. Doch darf dabei nicht übersehen werden, dass eine aktive Zahlungsbilanz indirekt die Importe beeinflusst: sie führt zu einer grösseren Liquidität des Bankensektors und damit zu einer Erhöhung der Konsum- und Investitionskredite, die ihrerseits wieder in höherer Nachfrage nach Importgütern ihren Niederschlag finden.

#### 4.2.2. Die numerischen Schätzungen

$$\log \text{MGER} = 0,54 \log \text{BNPT} + 0,46 \log \text{LHIM} + 0,55 \log \text{MGER}_{-1} - \\ - 0,07 \log \text{DUM 3} \quad R^2 = 0,989$$

$$\log \text{EWIR} = 0,70 \log \text{BNPT} + 0,35 \log \text{LHIM} + 0,55 \log \text{EWIR}_{-1} - \\ - 0,11 \log \text{DUM 3} \quad R^2 = 0,991$$

$$\log \text{EFIR} = + 0,45 \log \text{LHIM} + 0,79 \log \text{EFIR}_{-1} \quad R^2 = 0,946$$

$$\log \text{OEIR} = 1,50 \log \text{BNPT} + 0,40 \log \text{OEIR}_{-1} + 0,22 \log \text{DUM 1} \quad R^2 = 0,948$$

$$\log \text{IMCR} = 0,74 \log \text{MASS} + 0,37 \log \text{IMCR}_{-1} \quad R^2 = 0,963$$

$$\log \text{IMIR} = 0,67 \log \text{BAIR} + 0,50 \log \text{GRIM} + 0,40 \log \text{IMIR}_{-1} + 0,52 \log \text{DUM 1} - \\ - 0,14 \log \text{DUM 2} - 0,29 \log \text{DUM 3} \quad R^2 = 0,989$$

Erwartungsgemäss trugen das Sozialprodukt ( oder Teile desselben ) sowie die verzögerte abhängige Variable am meisten zur Erklärung der Importe bei. Die verzögerte Abhängige spricht, wie schon bei den Exporten bemerkt, einerseits für einen Trend in der Reihe, aber auch für eine gewisse Trägheit in den Aussenhandelsbeziehungen. Die Koeffizienten haben für alle Funktionen ziemlich die gleiche Grössenordnung ( 0,37 - 0,55 ), mit Ausnahme der EFTA-Funktion ( 0,79 ). Überhaupt zeichnet sich die EFTA-Funktion durch mangelnde Signifikanz des Sozialprodukts und einen etwas niedrigeren multiplen Korrelationskoeffizienten aus. Anscheinend waren für die Entwicklung der Importe aus den Ländern, die heute der EFTA angehören, spezifische Faktoren ( vor allem der Zollabbau ) massgebend, die nur sehr schwer als Variable in einer Regressionsfunktion zu erfassen sind. Dieser Einfluss ausgeschlossener Variablen schlägt sich offenbar in höheren Residuen und einem höheren Koeffizienten bei den verzögerten EFTA-Importen nieder.

Wir haben nun folgenden Versuch unternommen, um den Einfluss der Zollsenkungen innerhalb der EFTA zu berücksichtigen: von 1960 bis 1966 gab es insgesamt 7 Zollsenkungen, durch welche die Sätze von  $100^{\circ} |_{\circ}$  auf  $20^{\circ} |_{\circ}$  reduziert wurden. ( Der letzte Abbau fand Ende 1966 statt, findet also in unserer Zeitspanne keinen Niederschlag mehr ). Für jede Zollsenkung wurde nun eine Dummyvariable verwendet, die bis zum Zollsenkungstermin gleich Null, ab diesem gleich 1 ( oder Null und 0,693 in natürlichen Logarithmen )<sup>1)</sup> ist. Es wird also postuliert, dass jede Zollsenkung zu einer Parallelverschiebung der linearen Funktion nach oben führt. Diese Verschiebung drückt sich in einer Änderung des konstanten Gliedes der Regressionsgleichung aus: Der Koeffizient der Dummyvariablen muss zum Interzept hinzugezählt werden. ( Wenn wir von der logarithmisch-linearen auf die ursprüngliche Potenzfunktion zurückgehen, kommt die Verschiebung

---

1) In der hinter der logarithmisch-linearen Funktion stehenden Exponentialfunktion haben die Dummyvariablen die Werte 1 (  $\log_e 1 = 0$  ) ( keinen Einfluss ) und 2 (  $\log_e 2 = 0,693$  ). Bezeichnen wir mit Y die abhängige, mit X eine unabhängige Variable und mit D eine Dummyvariable erhalten wir:  $Y = aX^b D^c$ . Logarithmiert man diese Funktion ergibt sich:  $\log Y = \log a + b \log X + c \log D$ . Der Ausdruck  $D^c$  gibt nun an, wie weit Zolleinflüsse die ursprüngliche Exponentialfunktion verschieben. Vgl. dazu H. Linnemann: "An Econometric Study of International Trade Flows", Amsterdam 1966, S. 73 f.

der Kurve in einer Veränderung des konstanten Faktors zum Ausdruck). Die 7 Dummyvariablen werden mit DZ01 bis DZ07 bezeichnet. Wir erhielten folgende Funktion:

$$\log \text{EFIR} = 0,56 \text{EFIR}_{-1} + 0,15 \text{DZ01} + 0,19 \text{DZ04} + 0,19 \text{DZ06} \quad R^2 = 0,959$$

Die Vorzeichen entsprechen den Erwartungen. Offensichtlich drücken die Zollvariablen 4 und 6 nicht nur die Auswirkungen der 4. und 6. Senkung aus, sondern auch die kumulative Wirkung der vorangegangenen Senkungen. Die Zollvariable 1 entspricht der Zollsenkung am 1. Juli 1960 auf 80%<sup>o</sup>, die Zollvariable 4 einer Zollsenkung am 31. Oktober 1962 von 60 auf 50%<sup>o</sup> und die Zollvariable 6 einer Senkung am 31. Dezember 1964 von 40 auf 30%<sup>o</sup>. Die erste Zollsenkung fand also sofort in einer Zunahme der Importe ihren Niederschlag. Die 2. und 3. Senkung zeigten keine statistisch gesicherte Auswirkung. Erst die Reduktion auf 50%<sup>o</sup> führte wiederum zu einem erkennbaren "Zolleffekt"; ebenso die Senkung auf 30%<sup>o</sup>.

Während die Elastizitäten der Einkommens- bzw. Aktivitätsvariablen zwischen den einzelnen Funktionen wenig schwanken ( 0,54 - 0,74 ), fällt der hohe Koeffizient von 1,50 in der Ostfunktion auf. Das ist nicht sehr verwunderlich, wenn man bedenkt, dass der Anteil unserer Ostimporte von 9,4%<sup>o</sup> im Jahre 1954 auf 19,2%<sup>o</sup> im Jahre 1964 gestiegen ist.

In allen Varianten, mit Ausnahme derjenigen der Ostimporte und der Konsumgüterimporte war das Preisverhältnis signifikant mit positiven Vorzeichen. Die folgende Tabelle bringt eine Zusammenstellung der gefundenen Importpreis- und Einkommenselastizitäten.

	<u>Importelastizität</u> in bezug auf den Preis	<u>Importelastizität</u> in bezug auf das Einkommen ( die Aktivitätsvariable )
Gesamtimporte	0,46	0,54
Importe aus der EWG	0,35	0,70
Importe aus der EFTA	0,45	-
Importe aus dem Osten	( 0,59 )	1,50
Konsumgüterimporte	-	0,47
Übrige Importe	0,50	0,67

Die einzelnen Importgruppen unterscheiden sich kaum in den Preiselastizitäten, die zwischen 0,35 und 0,50 liegen. Dieses Ergebnis stimmt mit zahlreichen anderen Studien überein, die im Aussenhandel eher niedrige Preiselastizitäten fanden. Orcutt<sup>1)</sup> führt zahlreiche Gründe an, die zu einer Unterschätzung der Preiselastizitäten führen können.

Zu erwähnen ist noch, dass der Preiskoeffizient in der Ostfunktion knapp nicht signifikant ist ( 0,59 bei einer Standardabweichung von 0,36 ) aber zu Vergleichszwecken angeführt wurde. Die ganze Funktion lautet:

$$\log \text{OEIR} = 0,80 \log \text{BNPT} + 0,59 \log \text{LHIM} + 0,47 \log \text{OEIR}_{-1} \quad R^2 = 0,944$$

Bei den nicht logarithmischen Funktionen ergibt sich folgendes Bild:

$$\text{MGER} = 0,16 \text{BNPT} + 0,73 \text{MGER}_{-1} - 0,43 \text{DUM}_3 \quad R^2 = 0,988$$

$$\text{EWIR} = 0,12 \text{BNPT} + 0,68 \text{EWIR}_{-1} + 0,15 \text{DUM}_2 - 0,35 \text{DUM}_3 \quad R^2 = 0,991$$

$$\text{EFIR} = + 1,02 \text{EFIR}_{-1} \quad R^2 = 0,961$$

$$\text{OEIR} = 0,05 \text{BNPT} + 0,01 \text{LHIM}_{-4} + 0,14 \text{DUM}_1 \quad R^2 = 0,951$$

$$\text{IMCR} = 0,09 \text{MASS} + 0,45 \text{IMCR}_{-1} \quad R^2 = 0,969$$

$$\text{IMIR} = 0,22 \text{BAIR} + 0,04 \text{GRIM}_{-4} + 0,64 \text{IMIR}_{-1} - 0,36 \text{DUM}_2 - 0,94 \text{DUM}_3 \\ R^2 = 0,985$$

Wir finden im grossen und ganzen eine ähnliche Struktur wie bei den logarithmischen Berechnungen. Die Preise sind nur selten signifikant. Im dritten Quartal ist die Saison-Scheinvariable häufig mit negativem Vorzeichen in die Gleichung eingegangen.

Auch bei der nicht logarithmischen EFTA-Importfunktion wurde ein Versuch mit Zollsenkungsdummies unternommen:

$$\text{EFIR} = 0,91 \text{EFIR}_{-1} + 1,17 \text{DZ04}.$$

Hier ist nur die Variable für die 4. Zollsenkung signifikant geblieben. Es lässt sich also behaupten, dass eine Halbierung der Zölle ( 4. Zollsenkung von 60 auf 50<sup>0</sup> | 0 ) zu einer Verschiebung der Importfunktion nach oben führt, die statistisch gesichert erscheint.

---

1) G.H. Orcutt, "Measurement..." a. a. O.