

Preiselastizitäten der Energienachfrage

Eine ökonometrische Analyse für verschiedene Wirtschaftszweige
der Bundesrepublik Deutschland

Von

Hans-Dieter Hippmann, Alexander Schierjott, Peter M. Schulze*

1. Problemstellung

Die jüngsten Steigerungsraten für Energiepreise haben das Interesse an den Besonderheiten der Energienachfrage verstärkt. Dabei stehen oft Fragen der Substituierbarkeit verschiedener Energieträger untereinander im Vordergrund. Die vorliegende Analyse befaßt sich deshalb mit den Beziehungen zwischen Faktorpreisen und nachgefragten Faktormengen unterschiedlicher Energieträger in den Wirtschaftszweigen der Bundesrepublik Deutschland, wobei wir uns auf das verarbeitende Gewerbe konzentrieren.¹ Änderungen im Produktionsprozeß aufgrund von Energiepreiserhöhungen werden theoretisch erfaßt und quantitativ abgeschätzt. Dies erfolgt mit Hilfe von Substitutions- und Preiselastizitäten. Die theoretische Untersuchung der Elastizitäten der Faktornachfrage stützt sich auf den Translog-Ansatz. Die empirische Überprüfung dieses theoretischen Ansatzes beruht auf der von Zellner vorgeschlagenen Methode der „seemingly unrelated regressions“. Die Schätzungen wurden im Zeitraum 1960–1980 für 18 Wirtschaftszweige der Bundesrepublik Deutschland vorgenommen.

2. Theoretische Analyse

2.1. Produktionstheoretische Grundlagen

Es läßt sich zeigen, daß zu jeder Produktionsfunktion eine Kostenfunktion existiert, die ebenfalls alle Informationen über die Produktionsstruktur enthält. Grund-

* Institut für Statistik und Ökonometrie der Johannes Gutenberg-Universität, Haus Recht und Wirtschaft, 6500 Mainz 1.

1 Mögliche Substitutionen der Haushalte im Bereich der Energie werden hier ebensowenig betrachtet wie die Möglichkeiten des Austausches von primären Energieträgern im Bereich der energieerzeugenden Unternehmen. Auch gehen wir hier nicht der Frage nach, inwieweit Energie durch andere Produktionsfaktoren substituiert werden kann.

sätzlich besteht daher die Möglichkeit, eine Produktionsstruktur sowohl mittels einer Produktionsfunktion als auch mit einer Kostenfunktion eindeutig zu beschreiben. Dieser duale Ansatz² findet sich häufig bei empirischen Untersuchungen³, da die Faktornachfrage über eine Kostenfunktion in der Regel einfacher zu berechnen ist. Die Ableitung der Faktornachfrage, die hier mit der Minimierung des Faktoreinsatzes bei gegebenem Output konsistent ist, erfolgt durch Differenzieren der Kostenfunktion nach dem Preis des jeweils betrachteten Faktors⁴.

Die Beziehungen zwischen Produktionsfunktion, Kostenfunktion und Faktornachfrage sollen kurz erläutert werden. Es sei

$$(1) \quad Y = Y(X_1, \dots, X_n)$$

eine positive, linear-homogene Produktionsfunktion mit zum Ursprung konvexen Isoquanten⁵, Y als Output und den Inputfaktoren $X_1, \dots, X_n$. Die zugehörige Kostenfunktion lautet:

$$(2) \quad K = K(Y; p_1, \dots, p_n) = K(Y, p).$$

Bei gegebenen Preisen der Inputfaktoren $p_1, \dots, p_n$ minimieren die Produzenten die Kosten für eine bestimmte Höhe des Outputs. Unter der Annahme der linearen Homogenität bezogen auf die Faktorpreise wird (2) zu

$$(3) \quad K(Y, p) = k(p) Y,$$

wobei $k(p)$ die Kosten pro Produkteinheit sind⁶. Die Funktion $k(p)$ erfüllt die gleichen Bedingungen wie die Produktionsfunktion, aber nicht in bezug auf die Inputfaktoren, sondern in bezug auf die Preise der Inputfaktoren.

Umgekehrt kann auch von einer Kostenfunktion eindeutig auf die Produktionsstruktur geschlossen werden. Unter Produktionsstruktur sind gewisse Eigenschaften der Produktionsfunktion wie z.B. Homogenität, Substitutionselastizität und Preiselastizität der Faktornachfrage zu verstehen. Durch die gegebene Kostenfunktion wird eine Produktionsstruktur vollständig beschrieben. Die zugehörige Produktionsfunktion erfüllt die gleichen Bedingungen wie $k(p)$. Ist die Kostenfunk-

2 Vgl. McFadden, D., Cost, Revenue, and Profit Functions, in: Fuss, M., McFadden, D., Eds., *Production Economics: A Dual Approach to Theory and Applications*, Vol 1, Amsterdam/New York/Oxford 1978, S. 19ff.

3 Als erster hat Nerlove im Energiebereich die Faktornachfrage über die Kostenfunktion bestimmt; vgl. Nerlove, M., Returns to Scale in Electricity Supply, in: Christ, C. F., Ed., *Measurement in Economics-Studies in Mathematical Economics and Econometrics in Memory of Yehuda Grunfeld*, Stanford 1963, S. 167ff.

4 Vgl. Sato, R., Koizumi, T., On the Elasticities of Substitution and Complementarity, *Oxford Economic Papers*, 25 (1973), S. 45f.

5 Diese Bedingungen sind später Ausgangspunkt für unser Modell. Sie müssen nicht erfüllt sein, damit Dualität vorhanden ist. Vgl. die allgemeine Darstellung von Shepard, R. W., *Theory of Cost and Production Functions*, Princeton/New York, 2. ed. 1970, S. 159ff.

6 Vgl. Samuelson, P. A., Prices of Factors and Goods in General Equilibrium, *The Review of Economic Studies*, 21 (1954), S. 15.

tion nach den Faktorpreisen p_i differenzierbar, folgt nach dem Shepardschen Lemma⁷ der Ausdruck

$$(4) \quad Y \frac{\partial k(p)}{\partial p_i} = x_i(Y, p); \quad \text{für alle } p_i \geq 0, \quad i = 1, \dots, n.$$

Für eine bestimmte Höhe des Outputs Y bezeichnet x_i die kostenminimale Menge des Inputgutes i in Abhängigkeit von den Faktorpreisen.

Somit gibt es zwei Möglichkeiten, die Faktornachfrage darzustellen:

- über die Produktionsfunktion und Anwendung des Lagrange-Multiplikators zur Lösung des Minimierungsproblems,
- über eine differenzierbare Kostenfunktion und Anwendung des Shepardschen Lemmas.

Aus der Kostenfunktion ergibt sich die partielle Substitutionselastizität zwischen den Faktoren i und j ($i, j = 1, \dots, n$)⁸:

$$(5) \quad \sigma_{ij} = \frac{K(Y, p) \partial^2 K(Y, p) / \partial p_i \partial p_j}{[\partial K(Y, p) / \partial p_i] [\partial K(Y, p) / \partial p_j]}$$

Benutzt man das Shepardsche Lemma, so folgt für Ausdruck (5)

$$(6) \quad \sigma_{ij} = \frac{K(Y, p) \partial x_i(Y, p) / \partial p_j}{x_i(Y, p) x_j(Y, p)}.$$

σ_{ij} zeigt die Reaktion der nachgefragten Menge x_i auf eine Veränderung des Preises p_j bei konstantem Output und Konstanz aller anderen Faktorpreise aber variablen Einsatzmengen. Diese Allenschen Substitutionselastizitäten⁹ sind symmetrisch und unabhängig von der gewählten Maßeinheit sowie der technischen Effizienz der Faktoren.¹⁰

Für das hier interessierende Problem hat die Produktionsfunktion n Produktionsfaktoren, zusammengesetzt aus Energie- und Nichtenergiefaktoren. Selbst wenn nur eine Betrachtung des Energieinputs erfolgt, sind mehrere Produktionsfaktoren, z.B. Kohle, Strom, Erdöl und Gas, zu berücksichtigen. Wichtig ist, durch

7 x_i ist die Faktornachfrage nach Input i

$$\frac{\partial K}{\partial p_i} = x_i(Y, p); \quad \frac{\partial^2 K}{\partial p_i \partial p_j} = \frac{\partial x_i}{\partial p_j}$$

Vgl. Shepard, R. W., a.a.O., S. 169ff.

8 Vgl. Uzawa, H., Production Functions with Constant Elasticities of Substitution, The Review of Economic Studies, 29 (1962), S. 292.

9 Vgl. Allen, R. G. D., Mathematik für Volks- und Betriebswirte, deutsche Übers., Berlin 1956, S. 525ff.

10 Vgl. Berndt, E. R., Christensen, L. R., The Translog Function and the Substitution of Equipment, Structures, and Labor in U. S. Manufacturing 1929-68, Journal of Econometrics, 1 (1973), S. 87; Diewert, W. E., A Note on the Elasticity of Derived Demand in the N-Factor Case, Economica, 38 (1971), S. 193.

die Spezifizierung der Kosten- bzw. Produktionsfunktion keine a priori-Restriktionen bei den Substitutionselastizitäten zu erzeugen, wie dies z.B. bei einer CES-Funktion für mehr als zwei Faktoren der Fall ist.¹¹

Für diesen Zweck sind in den letzten Jahren Produktionsfunktionen entwickelt worden. Man bezeichnet sie als generalisierte oder flexible funktionale Formen. Flexibel bedeutet in diesem Zusammenhang, daß gerade über die partiellen Substitutionselastizitäten keine a priori-Restriktionen getroffen werden.¹²

Eine der flexiblen Formen ist die transzendente logarithmische (Translog-) Funktion, die besonders im Energiebereich bereits häufig angewendet wurde.¹³

2.2. Translog-Ansatz

Die Translog-Funktion sei eine quadratische Approximation für eine beliebige Produktionsfunktion

$$(7) \quad Y = R(X_1, \dots, X_n).$$

Diese Produktionsfunktion sei zweifach differenzierbar. Der technische Fortschritt wird als Hicks-neutral angenommen.

Die Approximation erfolgt durch die ersten Glieder einer Taylor-Reihe¹⁴ und lautet:

11 Vgl. Uzawa, H., a.a.O., S. 292f.

12 Vgl. Christensen, L. R., Jorgenson, D. W., Lau, L. J., Transcendental Logarithmic Production Frontiers, *The Review of Economics and Statistics*, 55 (1973), S. 33ff.; Diewert, W. E., An Application of the Shepard Duality Theorem: A Generalized Leontief Production Function, *The Journal of Political Economy*, 79 (1971), S. 49ff.

13 Vgl. hierzu z.B. Christensen, L. R., Greene, W. H., Economies of Scale in U. S. Electric Power Generation, *The Journal of Political Economy*, 84 (1976), S. 658ff.; Halvorsen, R., *Econometric Models of U. S. Energy Demand*, Lexington 1978, S. 69ff.; Lesius, P., Muller, R., Nijkamp, P., An Interregional Policy Model for Energy-Economic-Environmental Interactions, *Regional Science and Urban Economics*, 10 (1980), S. 347ff.; Uri, N. D., Regional Interfuel Substitution by Electric Utilities in the United States, *The Journal of Regional Science*, 17 (1977), S. 217ff.; ders., Regional Forecasting of the Demand for Fossil Fuels by Electric Utilities in the United States, *Regional Science and Urban Economics*, 11 (1981), S. 88ff.; Walton, A. L., Variations in the Substitutability of Energy and Nonenergy Inputs: The Case of the Middle Atlantic Region, *The Journal of Regional Science*, 21 (1981), S. 412ff.

14 Die Expansion der Taylor Reihe als Approximation für eine Produktionsfunktion $\ln Y = f(\ln X_1, \dots, \ln X_n)$ erfolgt in dem Punkt, in dem alle Inputfaktoren gleich 1 sind ($X_i^* = 1$).

$$Z_i = \ln X_i; \quad Z_i^* = \ln X_i^*; \quad Z^* = [Z_1^*, \dots, Z_n^*]$$

$$\hat{y} = f(Z^*) + \sum_i \frac{\partial f}{\partial Z_i} \Big|_{Z^*} [Z_i - Z_i^*] + \frac{1}{2} \sum_i \sum_j \frac{\partial^2 f}{\partial Z_i \partial Z_j} \Big|_{Z^*} [Z_i - Z_i^*] [Z_j - Z_j^*]$$

$$(8) \quad \ln Y = \beta_0 + \sum_i \beta_i \ln X_i + \frac{1}{2} \sum_i \sum_j \delta_{ij} \ln X_i \ln X_j$$

Bei Annahme konstanter Skalenerträge sind folgende Restriktionen zu berücksichtigen¹⁵:

$$(9) \quad \sum_i \beta_i = 1; \quad \sum_i \delta_{ij} = \sum_j \delta_{ij} = \sum_i \sum_j \delta_{ij} = 0; \quad \delta_{ij} = \delta_{ji}.$$

Die partielle Ableitung

$$M_i = \frac{\partial \ln Y}{\partial \ln X_i} = \frac{\partial Y}{\partial X_i} \cdot \frac{X_i}{Y}$$

ergibt für die Translog-Funktion (8) Ausdruck (10)¹⁶:

$$(10) \quad M_i = \beta_i + \sum_j \delta_{ij} \ln X_j$$

Unter vollständiger Konkurrenz ($\partial Y / \partial X_i = p_i$) kann M_i als Kostenteil des i -ten Produktionsfaktors interpretiert werden.

Die Entscheidung, eine Produktions- oder Kostenfunktion als Ausgangspunkt der Analyse zu wählen, hat in empirischen Untersuchungen mit flexiblen funktionalen Formen Einfluß auf die geschätzten Parameterwerte. Die Darstellungen der Produktionsstruktur mittels einer Kosten- oder Produktionsfunktion unterscheiden sich im wesentlichen durch den Ansatzpunkt der stochastischen Einflüsse und die Beschreibung der Technologie.¹⁷

$$\beta_0 = f(Z^*); \quad \beta_i = \left. \frac{\partial f}{\partial Z_i} \right|_{Z^*}; \quad \delta_{ij} = \delta_{ji} = \frac{\partial^2 f}{\partial Z_i \partial Z_j} = \frac{\partial^2 f}{\partial Z_j \partial Z_i}$$

Vgl. Burgess, D. F., Production Theory and Derived Demand for Imports, *Journal of International Economics*, 4 (1974), S. 107f.; Denny, M., Fuss, M. A., The Use of Approximation Analysis to Test for Separability and the Existence of Consistent Aggregates, *The American Economic Review*, 67 (1977), S. 406f.

15 Die Restriktionen entsprechen der Annahme der Gewinnmaximierung bei vollständiger Konkurrenz. Vgl. Zweifel, P., Die Translog-Näherung einer beliebigen Transformationskurve: Darstellung und Kritik, *Jahrbücher für Nationalökonomie und Statistik*, 193 (1978), S. 461.

16 Für die Translog-Funktion ist die Annahme einer monotonen Funktion mit konvexen Isoquanten nicht immer erfüllt. Vgl. Berndt, E. R., Christensen, L. R., The Translog Function and the Substitution of Equipment, Structures, and Labor in U. S. Manufacturing 1929-68, a.a.O., S. 84f.

17 Vgl. Burgess, D. F., Duality Theory and Pitfalls in the Specification of Technologies, *Journal of Econometrics*, 3 (1975), S. 106ff.; Humphrey, D. B., Moroney, J. R., Substitution among Capital, Labor, and Natural Resource Products in American Manufacturing, *The Journal of Political Economy*, 83 (1975), S. 77.

Korrespondierend zu einer Produktionsfunktion mit Hicks-neutralem Fortschritt läßt sich für eine zweifach differenzierbare Kostenfunktion

$$(11) \quad K = G(Y; p_1, \dots, p_n)$$

die Translog-Funktion als Approximation wie folgt angeben:

$$(12) \quad \begin{aligned} \ln K = & \alpha_0 + \alpha_Y \ln Y + \sum_i \alpha_i \ln p_i + \frac{1}{2} \gamma_{YY} (\ln Y)^2 \\ & + \frac{1}{2} \sum_i \sum_j \gamma_{ij} \ln p_i \ln p_j + \sum_i \gamma_{Yi} \ln Y \ln p_i \end{aligned}$$

Ist die Kostenfunktion linear-homogen in bezug auf die Faktorpreise und bei konstanten Preisen nicht homogen in bezug auf den Output, sind folgende Parameterrestriktionen notwendig:

$$(13) \quad \begin{aligned} \sum_i \alpha_i &= 1; \quad \sum_i \gamma_{Yi} = 0 \\ \sum_i \gamma_{ij} &= \sum_j \gamma_{ij} = \sum_i \sum_j \gamma_{ij} = 0. \\ \gamma_{ij} &= \gamma_{ji}^{18} \end{aligned}$$

Nach Shepards Lemma ergeben sich durch Differenzieren der Kostenfunktion (12) die Faktornachfragefunktionen (Kostenanteilsleichungen)

$$(14) \quad S_i = \alpha_i + \gamma_{Yi} \ln Y + \sum_j \gamma_{ij} \ln p_j$$

Die Kostenanteile sind durch $S_i = \frac{\partial \ln K}{\partial \ln p_i} = \frac{p_i \cdot x_i}{K}$ gegeben.

Fragen wir nun nach einer homothetischen Kostenfunktion, bei der die Kosten als separate Funktionen des Outputs und der Faktorpreise geschrieben werden können, muß zusätzlich $\gamma_{Yi} = 0$ sein. Wenn neben den genannten Bedingungen $\gamma_{YY} = 0$ gilt, ist die Translog-Funktion homogen und die Elastizität der Kosten bezüglich Y konstant. Für eine linear-homogene Kostenfunktion ist $\alpha_Y = 1$ ¹⁹.

18 Zu den Symmetriebedingungen vgl. Christensen, L. R., Jorgensen, D. W., Lau, L. J., a.a.O., S. 35ff.; Fuss, M. A., The Demand for Energy in Canadian Manufacturing, Journal of Econometrics, 5 (1975), S. 93; Halvorsen, R., Econometric Models of U. S. Energy Demand, a.a.O., S. 72.

19 Die Parameter α_Y, γ_{YY} sind nur bei Schätzung der Kostenfunktion identifiziert.

Eine linear-homogene Translog-Funktion zeigt die Kosten k pro Outputeinheit

$$(15) \quad \ln k = \alpha_0 + \sum_i \alpha_i \ln p_i + \frac{1}{2} \sum_i \sum_j \gamma_{ij} \ln p_i \ln p_j$$

mit den Kostenanteilsleichungen

$$(16) \quad S_i = \alpha_i + \sum_j \gamma_{ij} \ln p_j.$$

Die Berechnung der partiellen Substitutionselastizitäten erfolgt in Analogie zu Ausdruck (6):

$$(17) \quad \sigma_{ij} = \frac{\gamma_{ij} + S_i S_j}{S_i S_j}$$

$$\sigma_{ii} = \frac{\gamma_{ii} + S_i (S_i - 1)}{S_i^2}$$

Die Substitutionselastizitäten stehen mit den partiellen Preiselastizitäten der Nachfrage nach den Produktionsfaktoren, η , in folgender Beziehung²⁰:

$$(18) \quad \eta_{ii} = \sigma_{ii} S_i$$

$$\eta_{ij} = \sigma_{ij} S_j$$

Unter den gegebenen produktionstheoretischen Bedingungen gilt

$$(19) \quad \sum_j \eta_{ij} = 0.$$

Während es für die Substitutionselastizitäten keine Rolle spielt, ob die Preisveränderung von i oder j ausgeht, beinhaltet die Existenz zweier partieller Preiselastizitäten η_{ij} und η_{ji} eine Differenzierung zwischen den Ausgangspunkten der Preisveränderungen, was zu $\eta_{ij} \neq \eta_{ji}$ führt.

3. Bestimmung der Energienachfrage

Unsere auf dem Translog-Ansatz basierende Analyse der Energienachfrage geht von einer Produktionsfunktion

$$(20) \quad Y = S[E, L, C, R]$$

mit den aggregierten Produktionsfaktoren Energie (E), Arbeit (L), Kapital (C), Roh-, Hilfs- und Zwischenprodukte (R) aus.

20 Vgl. Allen, R. G. D., a.a.O., S. 527ff.; Atkison, S. E., Halvorsen, R., Interfuel Substitution in Steam Power Generation, The Journal of Political Economy, 84 (1976), S. 963; Berndt, E. R., Wood, D. O., Technology, Prices, and Derived Demand for Energy, The Review of Economics and Statistics, 57 (1975), S. 261.

Häufig wird in empirischen Untersuchungen nur mit aggregierten Inputfaktoren gearbeitet. Dies bedeutet implizit die Annahme der schwachen Separabilität²¹: Die heterogenen Bestandteile von E , L , C und R – bezeichnet mit den jeweiligen Indizes $(1, \dots, l)$, $(1, \dots, c)$, $(1, \dots, r)$ – werden explizit nicht berücksichtigt. Dies ist jedoch nur möglich, wenn die Funktion

$$(21) \quad Y = S[E_1, \dots, E_m; L_1, \dots, L_l; C_1, \dots, C_c; R_1, \dots, R_r]$$

in ihren Faktoren konsistent aggregiert werden kann, d.h. E , L , C , R müssen Aggregationsfunktionen in der Form $E = S_1(E_1, \dots, E_m)$, $L = S_2(L_1, \dots, L_l)$, $C = S_3(C_1, \dots, C_c)$, $R = S_4(R_1, \dots, R_r)$ sein. Wegen Annahme der Separabilität ist die Zusammensetzung jedes Aggregates unabhängig von den anderen Aggregaten. Die Einsatzmenge eines Aggregates ist dagegen von den Einsatzmengen der anderen abhängig²².

Die Separabilitätsbedingungen bewirken zwar keine Restriktionen bezüglich der σ_{ij} innerhalb eines Aggregates – das wird durch die Wahl der Translog-Funktion ausgeschlossen –, jedoch gegenüber den anderen Inputfaktoren²³.

- 21 Separabilität bedeutet Unabhängigkeit der Grenzrate der Substitution zweier Inputs von Veränderungen anderer Inputs.

Input i und j können von Input k funktional getrennt betrachtet werden, wenn

$$(I) \quad f_{jfk} - f_{ik} = 0 \quad \text{gilt};$$

$f_{i,j,k}$ sind partielle Ableitungen der Produktionsfunktion. Dual zu einer Produktionsfunktion existiert eine homothetische Kostenfunktion $K = I(Y, p) = T(Y) \cdot k(p)$, wobei I zweifach differenzierbar sei. Die Bedingungen für die Separabilität lauten analog zur Produktionsfunktion:

$$(II) \quad I_j I_{ik} - I_i I_{jk} = 0$$

Es seien $N = \{1, \dots, n\}$ Inputgüter (Preise), die in s Gruppen unterteilt werden:

$N = \{N_1, \dots, N_a, N_b, \dots, N_s\}$; $N = N_1 \cup N_2 \dots \cup N_s$; $N_a \cap N_b = \emptyset$ für $a \neq b$. Gilt (I, II) für alle $i, j \in N_a$ und $k \notin N_a$ liegt schwache Separabilität vor. Vgl. im einzelnen Berndt, E. R., Christensen, L. R., The Internal Structure of Functional Relationships: Separability, Substitution, and Aggregation, The Review of Economic Studies 40 (1973), S. 403ff.; Russel, R. R., Functional Separability and Partial Elasticity of Substitution, The Review of Economic Studies 42 (1975), S. 81ff.

- 22 Vgl. Denny, M., Fuss, M. A., a.a.O., S. 404; Fuss, M. A., a.a.O., S. 91. Zu anderen Möglichkeiten der konsistenten Aggregation vgl. Berndt, E. R., Wood, D. O., a.a.O., S. 265f.

- 23 Schwache Separabilität für jede homothetische Produktions- und Kostenfunktion bei einer Trennung der Inputfaktoren (Preise) in s Gruppen ($N_1, \dots, N_a, \dots, N_s$) gilt nur dann, wenn $\sigma_{ik} = \sigma_{jk}$ mit $i, j \in N_a$, $k \notin N_a$. Die Bedingungen I und II der Separabilität sind partielle Ableitungen zweiter Ordnung der Produktions- oder Kostenfunktion (vgl. Fußnote 21). Ein Test über die Separabilität oder die Einführung von Separabilität ist deshalb bei einer funktionalen Form, die linear in den Parametern und nicht quadratisch in den Variablen ist, z.B. bei der Cobb-Douglas Funktion oder CES-Funktion, nicht möglich. Dies wird implizit angenommen. Anders bei der Translog-Funktion: Hier kann über Parameterrestriktionen Separabilität eingeführt werden. Vgl. Berndt, E. R., Christensen, L. R.,

Gehen wir davon aus, daß die Aggregate in ihren Komponenten homothetisch sind, so spielt z.B. die Gesamtenergiemenge für die Zusammensetzung dieses Aggregates keine Rolle. Unter der Annahme der schwachen Separabilität und Homothetizität ist es möglich, nur den Energiebereich herauszugreifen und in einem ersten Schritt seine Faktorzusammensetzung pro Outputeinheit zu untersuchen. In einem zweiten Schritt kann dieses Aggregat in die Produktionsfunktion eingesetzt und die optimale Höhe aller Aggregate bestimmt werden. Hier wird nur der erste Schritt, die Untersuchungen des Energiebereiches mit der Funktion

$$(22) \quad Y = U [E (E_1, \dots, E_m), L, C, R],$$

durchgeführt. Die Zusammensetzung und die Elastizitäten des Energieaggregates seien von allen anderen Inputfaktoren unabhängig. Die restlichen Aggregate werden nicht näher spezifiziert. Die korrespondierende Kostenfunktion sei für das Energieaggregat ebenfalls schwach separierbar und lautet dann

$$(23) \quad K = H [P_E (P_1, \dots, P_m), P_L, P_C, P_R].$$

P_E, P_L, P_C, P_R bezeichnen hier die aggregierten Preisindizes der Inputfaktoren. Bei einer linear-homogenen Funktion des Energieaggregats entsprechen die Gesamtenergiekosten (K_E) dem Produkt aus Preisindex (P_E) und Mengenindex (Z_E). Die Energiekosten können dann mit

$$(24) \quad K_E = Z_E \cdot P_E$$

beschrieben werden.

Als funktionale Form für P_E wählen wir die Translog-Funktion²⁴.

Analog zu (15) folgt

$$(25) \quad \ln p_E = \alpha_0 + \sum_i \alpha_i \ln p_i + \frac{1}{2} \sum_i \sum_j \gamma_{ij} \ln p_i \ln p_j$$

mit den Restriktionen $\sum_i \alpha_i = 1$; $\sum_i \gamma_{ij} = \sum_j \gamma_{ij} = \sum_i \sum_j \gamma_{ij} = 0$; $\gamma_{ij} = \gamma_{ji}$.

The Internal Structure of Functional Relationships : Separability, Substitution, and Aggregation, a.a.O., S. 406; Blackorby, C., Russel, R. R., Functional Structure and the Allen Partial Elasticities of Substitution: An Application of Duality Theory, The Review of Economic Studies, 43 (1976), S. 288ff.

24 Für die Separabilitätsbedingungen ist wesentlich, ob die Translog-Funktion als wahre Funktion angesehen wird oder als Approximation einer Funktion für einen bestimmten Bereich. Aus der Annahme der Translog-Funktion als wahre Funktion folgen aber Einschränkungen derart, daß eine schwach separierbare Funktion entweder eine Cobb-Douglas-Funktion von Translog-Subaggregaten oder eine Translog-Funktion von Cobb-Douglas-Subaggregaten ist. Als Einschränkung der Substitutionselastizitäten muß dann für die Inputfaktoren i, j und k $\sigma_{ik} = \sigma_{jk} = 1$ gelten. Da wir die Translog-Funktion als Approximation für eine Funktion ansehen, gilt: $\sigma_{ik} = \sigma_{jk}$. Vgl. Denny, M., Fuss, M. A., a.a.O., S. 405ff.

Zur Schätzung der Substitutions- und Preiselastizitäten verwenden wir hier den Ansatz über die Kostenfunktion, da die Preise dann als exogene und die Mengen als endogene Größen angesehen werden können. Diese Betrachtungsweise scheint gerechtfertigt, denn Energiepreise stellen für die industriellen Sektoren ein Datum dar; selbst bei einer Nachfrageverringering sind die Energiepreise kurzfristig stabil. So werden die Rohölpreise durch das OPEC-Kartell festgelegt und andere Produzenten orientieren sich an diesen Preisen. Das gleiche gilt für die Gaspreise, die an die Entwicklung der Rohölpreise gekoppelt sind. Der Kohlepreis läßt sich ebenfalls als ein „regulierter“ Preis auffassen, man denke in diesem Zusammenhang etwa an die Importkontingentierung.

Für drei²⁵ Energieträger lauten die einzelnen Kostenanteilsleichungen gemäß (16):

$$\begin{aligned} S_1 &= \alpha_1 + \gamma_{11} \ln p_1 + \gamma_{12} \ln p_2 + \gamma_{13} \ln p_3 \\ (26) \quad S_2 &= \alpha_2 + \gamma_{21} \ln p_1 + \gamma_{22} \ln p_2 + \gamma_{23} \ln p_3 \\ S_3 &= \alpha_3 + \gamma_{31} \ln p_1 + \gamma_{32} \ln p_2 + \gamma_{33} \ln p_3, \end{aligned}$$

wobei folgende Parameter-Restriktionen gelten:

$$\begin{aligned} \alpha_1 + \alpha_2 + \alpha_3 &= 1 \\ (27a) \quad \gamma_{11} + \gamma_{21} + \gamma_{31} &= 0 \\ \gamma_{12} + \gamma_{22} + \gamma_{32} &= 0 \\ \gamma_{13} + \gamma_{23} + \gamma_{33} &= 0 \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} \gamma_{12} &= \gamma_{21} \\ (27b) \quad \gamma_{13} &= \gamma_{31} \\ \gamma_{23} &= \gamma_{32} \end{aligned}$$

Die Parameter des Gleichungssystems (26) bilden die Grundlage zur Berechnung der Substitutionselastizitäten nach (17) und der Preiselastizitäten nach (18). Im nächsten Abschnitt geht es daher um die Frage, wie das Gleichungssystem (26) geschätzt werden kann.

4. Schätzmethode

Unter Beachtung der Parameter-Restriktionen (27) sind die Parameter des Gleichungssystems (26) zunächst nur mittels eines simultanen Schätzverfahrens zu bestimmen. Bei der Wahl der Schätzmethode ist darüber hinaus das Problem

²⁵ Die Begründung, warum drei Energieträger betrachtet werden, erfolgt in Abschnitt 5.

der zwischen den einzelnen Kostenanteilsgleichungen korrelierten latenten Variablen zu berücksichtigen. Dies wird durch Zellners Methode zur Schätzung von „seemingly unrelated regressions“ – im weiteren mit ZEF bezeichnet – erfaßt²⁶. ZEF besitzt die Struktur einer zweistufigen Verallgemeinerten-Kleinst-Quadrate-Methode (2SLS) und erlaubt, wie wir unten zeigen werden, zugleich den Einbau der vorhandenen Restriktionen.

Die Annahme endogener Preise in den einzelnen Gleichungen des Gleichungssystems (26) erfordert in einem ersten Schritt einzelne Schätzungen der logarithmischen Preisverhältnisse in Abhängigkeit von ihren erklärenden *exogenen* Variablen.²⁷ In einem zweiten Schritt können wir dann die Kostenanteilsgleichungen einzeln schätzen, wobei die zuvor geschätzten Preisgrößen die Regressoren sind. Mit den in dieser Stufe berechneten Restwerten besetzen wir die Varianz-Kovarianz-Matrix der latenten Variablen dieser dreistufigen Verallgemeinerten-Kleinst-Quadrate-Methode und führen eine simultane Schätzung aller Kostenanteilsgleichungen durch. Für den Fall exogener Preise schätzt man in einem ersten Schritt die Kostenanteilsgleichungen einzeln und verwendet in einem zweiten Schritt die Verallgemeinerte-Kleinst-Quadrate-Methode, wobei hier ebenfalls die Varianz-Kovarianz-Matrix mit den geschätzten Restwerten aufgefüllt wird. Wegen der als exogen angenommenen Preise und der angesprochenen besonderen Erfordernisse schätzen wir die unbekannten Parameter mit dem ZEF-Verfahren²⁸.

Das Ziel einer mehrstufigen Schätzung besteht in der Verbesserung erwünschter statistischer Eigenschaften der zu schätzenden Parameter. Die Anwendung des ZEF-Verfahrens führt zu asymptotisch effizienten und konsistenten Schätzungen für die einzelnen Parameter der Kostenanteilsgleichungen. Die mit Hilfe der gewöhnlichen Kleinst-Quadrate-Methode (OLS) gewonnenen Parameter sind dagegen nicht effizient²⁹.

Unter Auswertung von Monte-Carlo-Experimenten kommen Kmenta und Gilbert zu dem Schluß, daß die ZEF-Schätzung dem OLS-Verfahren vorzuziehen

26 Vgl. Zellner, A., An Efficient Method of Estimating Seemingly Unrelated Regressions and Tests for Autocorrelation Bias, *Journal of the American Statistical Association*, 57 (1962), S. 348ff. ZEF steht für ‚Zellners (asymptotically) Efficient Estimator‘, Bezeichnung nach Kmenta, J., Gilbert, R. F., Small Sample Properties of Alternative Estimators of Seemingly Unrelated Regressions, *Journal of the American Statistical Association*, 63 (1968), S. 1180ff. Theil bezeichnet diese Schätzmethode mit ‚Joint Generalized Least-Squares‘. Vgl. Theil, H., *Principles of Econometrics*, Amsterdam/London 1971, S. 249ff.

27 Berndt und Wood verwenden u.a. Erwerbsbevölkerung, Steuersätze, Exporte; vgl. Berndt, E. R., Wood, D. O., a.a.O., S. 263.

28 Hierin folgen wir u.a. Pindyck, R. S., Interfuel Substitution and the Industrial Demand for Energy: An International Comparison, *The Review of Economics and Statistics*, 61 (1979), S. 169ff., Uri, N. D., Regional Interfuel Substitution by Electric Utilities in the United States, a.a.O., S. 220f.

29 Vgl. Zellner, A., a.a.O., S. 353ff.

ist³⁰. Ein Vergleich von ZEF und Maximum-Likelihood-Schätzung (ML) ergab – für eine große Anzahl von Beobachtungswerten – bei beiden Methoden gleiche Varianzen³¹. Da bei weniger Beobachtungswerten die Ergebnisse nicht mehr eindeutig sind, besetzt man, um bei der ZEF-Schätzung eine Effizienzsteigerung zu erreichen, erneut die Varianz-Kovarianz-Matrix der latenten Variablen mit den geschätzten Restwerten und nimmt eine weitere Schätzung vor. Dieses iterative Verfahren (IZEF) wird solange durchgeführt, bis der Schätzvektor stabile Werte annimmt. Kmenta und Gilbert erhielten durch IZEF- und ML-Schätzungen identische Schätzwerte für die Parameter. Die IZEF-Schätzung besitzt annähernd die Eigenschaften der ML-Schätzung³² und stellt somit für unseren Ansatz die geeignete Schätzmethode dar.

Bevor wir diese Methode anwenden, sind noch einige Bemerkungen zu den linearen Restriktionen (27a) und Symmetrie-Restriktionen (27b) erforderlich. Die Kostenanteile summieren sich für jedes Beobachtungsjahr zu Eins; die zwischen jeweils zwei Energieträgern zu berechnenden Substitutionselastizitäten σ_{ij} und σ_{ji} müssen identisch sein. Bei einer direkten Schätzung des Gleichungssystems (26) wird die für das IZEF-Verfahren erforderliche Varianz-Kovarianz-Matrix singulär, da die Restwerte der Kostenanteilegleichungen sich zu Null addieren³³. Die Restriktionen bewirken eine Überidentifizierung des Modells (26), denn die Schätzung liefert ohne Einbau dieser Restriktionen Schätzwerte für γ_{ij} und γ_{ji} ; zusätzlich existiert die Restriktion $\gamma_{ij} = \gamma_{ji}$. In gleicher Weise sind die zu schätzenden Absolutglieder überbestimmt. Der Einbau der Restriktionen geschieht durch Normierung: Erklärende Größen sind nicht mehr die absoluten logarithmischen Preise, sondern Preisverhältnisse, wobei ein Energieträger als Numéraire dient³⁴. Daraus resultiert das folgende modifizierte Gleichungssystem in stochastischer Schreibweise³⁵:

$$(28) \quad \begin{aligned} S_1 &= \alpha_1 + \gamma_{11} \ln(P_1/P_3) + \gamma_{12} (P_2/P_3) + \epsilon_1 \\ S_2 &= \alpha_2 + \gamma_{21} \ln(P_1/P_3) + \gamma_{22} (P_2/P_3) + \epsilon_2 \end{aligned}$$

Die Berechnung der Parameter γ_{13} und γ_{23} mit Hilfe der benötigten Restriktionen aus (27a) schließt sich an die Schätzung des Gleichungssystems (28) an. Die dritte

30 Vgl. Kmenta, J., Gilbert, R. F., a.a.O., S. 1191ff.

31 Vgl. ebenda, S. 1195.

32 Hierbei ist zu bemerken, daß diese Ergebnisse nicht nur erzielt wurden, wenn die Grundannahmen des Modells erfüllt waren, sondern auch unter Einbau von Heteroskedastie oder Autokorrelation, vgl. ebenda, S. 1196ff.

33 Vgl. Uri, N. D., Regional Interfuel Substitution by Electric Utilities in the United States, a.a.O., S. 220.

34 Dies ist zulässig, da wir lineare Homogenität in den Preisen annehmen.

35 Vgl. Halvorsen, R., Energy Substitution in U. S. Manufacturing, The Review of Economics and Statistics, 59 (1977), S. 381ff. Halvorsen verwendet jedoch jeweils den Faktor der betrachteten Gleichung als Numéraire; vgl. ebenda, S. 382.

Anteilsgleichung erscheint hier nicht mehr, denn ihre unbekannten Parameter lassen sich mit den entsprechenden Restriktionen aus (27a) und (27b) ermitteln. Die Berücksichtigung der Restriktion $\gamma_{12} = \gamma_{21}$ kann nur durch die simultane Schätzung der quasi aufeinander gestapelten Daten aller Gleichungen (stacked regression)³⁶ in der zweiten Stufe von ZEF erfolgen. Damit ergibt sich das Gleichungssystem:

$$(29) \quad \begin{bmatrix} S_1 \\ S_2 \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} 1 & 0 & \ln(P_1/P_3) & \ln(P_2/P_3) & 0 \\ 0 & 1 & 0 & \ln(P_1/P_3) & \ln(P_2/P_3) \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \alpha_1 \\ \alpha_2 \\ \gamma_{11} \\ \gamma_{12} \\ \gamma_{22} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \epsilon_3 \\ \epsilon_4 \end{bmatrix}$$

Schon bei der Herleitung des Gleichungssystems (28) fällt auf, daß wir – in unserem speziellen Fall mit drei Energieträgern – drei mögliche zu schätzende Gleichungssysteme entwickeln können, je nachdem, welche Kostenanteilsgleichungen berücksichtigt werden. Nach Barten ist es bei ML-Schätzungen unerheblich, welche der Anteilsgleichungen man ausschließt³⁷. Barten stützt sich allerdings auf einen großen Stichprobenumfang. Er verwendet ein Modell mit 16 Anteilsgleichungen und jeweils 30 Beobachtungswerten. Andere Autoren gehen in der Regel von einer geringeren Zahl von Beobachtungswerten aus und schätzen mit iterativen Methoden, die asymptotische Eigenschaften besitzen und damit den ML-Schätzungen nahe kommen. Da die Ergebnisse der ZEF-Schätzung abhängig von der eliminierten Kostenanteilsgleichung sind, versucht man dieses Problem durch Anwendung der IZEF-Schätzung, die gegen eine ML-Schätzung konvergiert, zu lösen³⁸. Bei empirischen Untersuchungen sind die Grundannahmen des verwendeten Regressionsmodells (z.B. Ausschluß von Multikollinearität) jedoch nicht immer erfüllt; demzufolge entsprechen die erwarteten Ergebnisse nicht zwangsläufig den Schlußfolgerungen von Barten. So ergaben auch unsere Untersuchungen, daß bei Anwen-

36 Humphrey und Moroney bauen die Symmetrie-Restriktion in ihre Schätzung ein, indem sie die entsprechenden Spalten der Matrix der vorherbestimmten Variablen addieren und sich symmetrisch zueinander verhaltende Koeffizienten diese Datenreihe „teilen“, vgl. Humphrey, D. B., Moroney, J. R., a.a.O., S. 57ff. Eine andere Möglichkeit besteht in der Anwendung eines erweiterten Schätzvektors, wie er zum Beispiel bei Theil angegeben wird, vgl. Theil, H., a.a.O., S. 312ff. Beide Verfahren führen zu denselben Schätzwerten. In unseren weiteren Ausführungen benutzen wir die Technik von Humphrey und Moroney.

37 Vgl. Barten, A. P., Maximum Likelihood Estimation of a Complete System of Demand Equations, *European Economic Review*, 1 (1969), S. 24ff.

38 Dieser Argumentation folgen Burgess, D. E., Production Theory and the Derived Demand for Imports, a.a.O., S. 103ff., Griffin, J. M., Gregory, P. R., An Intercounty Translog Model of Energy Substitution Responses, *American Economic Review*, 66 (1976), S. 845ff., Humphrey, D. B., Moroney, J. R., a.a.O., S. 65f.; Uri, N. D., Regional Inter-fuel Substitution by Electric Utilities in the United States, a.a.O., S. 220f.

derung der IZEF-Schätzung die Auswahl der zu schätzenden Gleichungen Einfluß auf die Ergebnisse hat³⁹.

Durch die Wahl der Numéraires werden die Varianten zur Rückrechnung noch erhöht. So ergeben sich, ausgehend von Gleichungssystem (28), mehrere Möglichkeiten, den Koeffizienten-Vektor zu bilden⁴⁰. Eine Alternative der Rückrechnung zu (29) zeigt die Formulierung durch Halvorsen⁴¹:

$$(30) \quad \begin{bmatrix} S_1 \\ S_2 \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} 1 & 0 & \ln(P_2/P_1) & \ln(P_3/P_1) & 0 \\ 0 & 1 & \ln(P_1/P_2) & 0 & \ln(P_3/P_2) \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \alpha_1 \\ \alpha_2 \\ \gamma_{12} \\ \gamma_{13} \\ \gamma_{23} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \epsilon_5 \\ \epsilon_6 \end{bmatrix}$$

Diese Version scheint jedoch das Problem der Multikollinearität geradezu einzubauen, da durch die Struktur der Daten in der Matrix der vorherbestimmten Variablen die einzelnen Spalten hoch korreliert sein müssen⁴². Wir haben uns für Gleichungssystem (29) entschieden, da unsere Simultanschätzung für diese Struktur geringere Multikollinearität aufwies⁴³.

5. Daten⁴⁴

Dem üblichen Klassifikationsschema folgend, können Primärenergie, Sekundärenergie, Endenergie, Nutzenergie und Energiedienstleistungen unterschieden wer-

39 Durch die Elimination der Kostenanteilsleichungen für die speziellen Energieträger Gas und Kohle ergab sich jeweils eine geringere Anzahl von signifikanten Parametern als es beim Ausschluß der Anteilsleichung für Heizöl der Fall war.

40 Für unser Beispiel ergeben sich zwei weitere sinnvolle Koeffizienten-Vektoren $[\alpha_1, \alpha_2, \gamma_{11}, \gamma_{12}, \gamma_{23}]'$ und $[\alpha_1, \alpha_2, \gamma_{12}, \gamma_{13}, \gamma_{22}]'$.

41 Vgl. Halvorsen, R., *Energy Substitution in U. S. Manufacturing*, a.a.O., S. 78f.

42 Es gilt $\ln(P_3/P_1) = -\ln(P_1/P_3)$. Hierdurch zeigt sich eine vergleichbare Systematik wie in den ersten beiden Spalten der Matrix der vorherbestimmten Variablen.

43 Für die in Abschnitt 5 ausgewählten Daten erhielten wir für die Datenmatrix der erklärenden Variablen in Gleichungssystem (29) zwischen den Spalten 3, 4 und 5 partielle Korrelationskoeffizienten unter 0,28. Mit denselben Ausgangsdaten ergaben sich für die entsprechende Datenmatrix des Gleichungssystems (30) insbesondere in Verbindung mit der dritten Spalte partielle Korrelationskoeffizienten über 0,60.

44 Alle von uns verwendeten und im weiteren beschriebenen Daten stammen aus den Veröffentlichungen des Statistischen Bundesamtes. Hierbei handelt es sich um Fachserie 4, Reihe 4.1.1, Beschäftigung, Umsatz und Energieversorgung der Unternehmen und Betriebe im Bergbau und Verarbeitenden Gewerbe; vor 1976 entsprach dies der Reihe 1, Beschäftigung und Umsatz, Brennstoff- und Energieversorgung. Fachserie 17, Reihe 2, Preise und Preisindizes für industrielle Produkte (Erzeugerpreise). Wir benutzen den Index der Erzeugerpreise für Elektrizität, Gas und Brennstoffe im Bundesgebiet (1976 = 100).

den⁴⁵. Die von uns verwendeten Daten stellen auf die vom Endverbraucher eingesetzte Energie (Endenergie) ab. Dazu gehören Primärenergien (Erdgas, Kohle) und Sekundärenergien (Heizöl und Strom).

Betrachtet man die Statistiken des Statistischen Bundesamtes zum Energieverbrauch der einzelnen Wirtschaftszweige, so fällt auf, daß der größte Teil des Endenergiebedarfs durch die vier Energieträger Strom, Gas, Kohle und Heizöl abgedeckt wird. Wegen der geringen Verbrauchsmengen und der praktischen Schwierigkeiten einer Simultanschätzung bei einer hohen Anzahl Kostenanteilsleichungen vernachlässigen wir andere Energieträger. Die Erzeugung von Strom erfolgt zum Teil durch eigene Anlagen der Unternehmen in den einzelnen Wirtschaftszweigen⁴⁶. Dafür werden die notwendigen Energien (Kohle, Erdgas, Heizöl) nachgefragt. Bedenkt man, daß in den vom Statistischen Bundesamt ausgewiesenen Verbrauchsdaten für Kohle auch derjenige Kohleverbrauch ausgewiesen wird, der in die Stromerzeugung der Unternehmen eingeht, so bedeutet dies, daß hier Energiemengen doppelt in den Daten enthalten sind. Da dieser Umstand in den amtlichen Statistiken nicht mehr ausgewiesen ist, arbeiten wir ausschließlich mit den drei Energieträgern Gas, Kohle und Heizöl. Gestützt wird dieses Vorgehen auch dadurch, daß die meisten der auf Strom bezogenen Parameter in einem Gleichungssystem mit vier Kostenanteilsleichungen nicht signifikant geschätzt werden konnten.

Da Erdgas in den sechziger Jahren eingeführt wurde, sind Preis- und Mengendaten beim Statistischen Bundesamt erst ab 1968 verfügbar. Eine Substitution zwischen Erd- und Ortsgas messen zu wollen, ist wenig sinnvoll, da bis auf einige Regionen (z.B. im Ruhrgebiet) im Laufe der siebziger Jahre eine vollständige Umstellung von Stadt- oder Ortsgas auf Erdgas erfolgt war. Demzufolge bezeichnen wir die von uns auf einen einheitlichen Heizwert umgerechneten und addierten Orts- und Erdgasmengen mit „Gas“. Die verwendeten Preisindizes für Orts- und Erdgas wurden für jeden der betrachteten Sektoren mit den jeweils verbrauchten Mengen gewichtet und zu einem Gaspreisindex zusammengefaßt. Die Berechnung solcher sektoralen Preisindizes für Kohle und Heizöl scheitert an der unterschiedlichen Zusammenfassung der einzelnen Energieträger bei der Erstellung von Preis- und Mengendaten seitens der amtlichen Statistik⁴⁷.

45 Vgl. Bericht der Enquete-Kommission „Zukünftige Kernenergie-Politik“ über den Stand der Arbeit und die Ergebnisse gemäß Beschluß des Deutschen Bundestages. Drucksache 8/4341 vom 27.6.1980, S. 17.

46 Der Anteil der industriellen Stromerzeugung an der Gesamterzeugung ging hierbei von 38% 1960 auf 18% 1977 zurück; vgl. Meyer-Renschhausen, M., Das Energieprogramm der Bundesregierung, Frankfurt am Main/ New York 1981, S. 138.

47 So gibt es beispielsweise Mengendaten nach Wirtschaftszweigen für Braunkohle und für Braunkohlenbriketts (einschließlich Braunkohlenkoks). Da der Verbrauch bei diesen beiden Mengenreihen sektoral unterschiedlich ist, könnte man mit diesen Mengen existierende Preisindizes gewichten und zu einem Index für Braunkohle zusammenfassen. Dies ist jedoch nicht möglich, da für die ersten Jahre unserer Zeitreihen der Preisindex für Pech- und Braunkohle sowie ein Preisindex für Braunkohlenbriketts ausgewiesen wird, wobei Braunkohlenbriketts aber schon in der Pech- und Braunkohle enthalten sind.

Die Auswahl der Wirtschaftszweige erfolgte

- in Anlehnung an die vom Statistischen Bundesamt verwendete Systematik der Wirtschaftszweige⁴⁸,
- nach der Homogenität des Datenmaterials in den Wirtschaftszweigen zwischen 1960 und 1980
- und nach den im Jahre 1980 verbrauchten Energiemengen⁴⁹.

Nach diesen Kriterien wurden 18 Wirtschaftszweige und 4 Wirtschaftsbereiche ausgewählt⁵⁰.

6. Schätzergebnisse⁵¹

Nachdem die Parameter des Gleichungssystems (29) für alle ausgewählten Wirtschaftszweige und -bereiche mit dem IZEF-Verfahren⁵² geschätzt wurden, geben wir beispielhaft in Tabelle 1 die Parameterschätzungen und t-Werte für den Wirtschaftszweig „Gewinnung und Verarbeitung von Steinen und Erden“ (GVSE) an. Im weiteren bezieht sich Index *G* auf Gas, Index *K* auf Kohle und Index *Ö* auf Heizöl.

Tab. 1: Parameterschätzungen und t-Werte für den Wirtschaftszweig „Gewinnung und Verarbeitung von Steinen und Erden“

	α_G	α_K	γ_{GG}	γ_{GK}	γ_{KK}
Parameterschätzung	0,223	0,182	-0,334	0,606	-1,183
t-Wert	27,82	22,66	-15,54	29,69	-35,26

Alle Parameter sind auf dem 95%-Niveau⁵³ signifikant von Null verschieden. Der Determinationskoeffizient beträgt $R^2 = 0,808$. Mit den Restriktionen (27)

48 Diese entsprechen den Zahlen in der Systematik der Industrieberichterstattung.

49 Bei einer nur unbedeutenden Beteiligung oder Nichtinanspruchnahme einzelner hier untersuchter Energieträger wurde auf die Analyse der betreffenden Wirtschaftszweige verzichtet.

50 Vgl. hierzu Tabelle 2.

51 Tests auf Homothetizität, Homogenität und (schwache) Separabilität wurden hier nicht durchgeführt, vgl. hierzu z.B. Christensen, L. R., Jorgensen, D. W., Lau, L. J., a.a.O., S. 40ff., Zweifel, P., a.a.O., S. 466ff.

52 Die Anzahl der Iterationen betrug 16. Als Konvergenzkriterium wurden die gemittelten Kovarianzen der Var-Kov-Matrix gewählt. Ein Abbruch der Iterationen erfolgte, wenn die Differenz zwischen zwei Kovarianz-Mittelwerten aus zwei aufeinanderfolgenden Iterationen kleiner als 0,000 000 1 wurde. Dies hat zur Folge, daß der Schätzvektor in der Regel auf mehr als drei Nachkommastellen stabil ausfällt.

53 Dies gilt auch für sämtliche Parameterwerte in allen anderen Sektoren bis auf zwei Ausnahmen: γ_{12} im Sektor „Feinkeramik“ und α_2 im Bereich „Glasindustrie“ sind nicht signifikant.

berechnen wir die noch fehlenden Koeffizienten, womit sich die Kostenanteils-gleichungen der drei betrachteten Energieträger für den Wirtschaftszweig GVSE nach (26) wie folgt darstellen lassen:

$$S_G = 0,223 - 0,334 \ln p_G + 0,606 \ln p_K - 0,272 \ln p_{\ddot{O}}$$

$$S_K = 0,182 + 0,606 \ln p_G - 1,183 \ln p_K + 0,577 \ln p_{\ddot{O}}$$

$$S_{\ddot{O}} = 0,595 - 0,272 \ln p_G + 0,577 \ln p_K - 0,305 \ln p_{\ddot{O}}$$

Damit liegen alle Angaben für die Bestimmung der σ_{ij} und η_{ij} vor. Die Substitutions- und Nachfrageelastizitäten sind – wie aus (17) und (18) ersichtlich – Funktionen der Kostenanteile in den verschiedenen Sektoren. Da diese Kostenanteile in jeder Periode des Beobachtungszeitraumes variieren, lassen sich für jedes Jahr Elastizitäten berechnen. Aus Platzgründen geben wir hier die Substitutionselastizitäten im Wirtschaftszweig GVSE nur für das Jahr 1980 an:

$$\sigma_{GG} = -5,59 \quad \sigma_{KK} = -23,88 \quad \sigma_{\ddot{O}\ddot{O}} = -2,76$$

$$\sigma_{GK} = 9,09 \quad \sigma_{G\ddot{O}} = -0,94 \quad \sigma_{K\ddot{O}} = 6,40$$

Sie bilden nach Gleichung (18) neben den Kostenanteilen die Grundlage für die Berechnung der zugehörigen Preiselastizitäten. Diese in Tabelle 2 – ebenfalls nur für das Jahr 1980 – aufgeführten Eigen- und Kreuzpreiselastizitäten η_{ii} und η_{ij} beschreiben unter der Annahme eines konstanten Energieinputs die Reaktion der Faktornachfrage auf Preisänderungen einzelner Energieträger. In Abschnitt 2 haben wir zum Ursprung konvexe Isoquanten, d.h. eine ‚normale‘ Reaktion der Nachfrager auf relative Preisänderungen unterstellt. Für Kreuzpreiselastizitäten folgt daher, daß die mengenmäßige Nachfrage nach Energieträger i bei einer relativen Preissteigerung von j infolge der Substitution zunimmt. Dies kommt durch $\eta_{ij} > 0$ zum Ausdruck. $\eta_{ij} < 0$ zeigt dagegen aufgrund einer komplementären Beziehung zwischen i und j trotz Preissteigerung von j eine Abnahme der Nachfrage nach Energieträger i . In diesem Fall werden sowohl j als auch i durch andere Energieträger ersetzt. Anhand der geschätzten Kreuzpreiselastizitäten können wir folglich zwischen substitutionalen und komplementären Beziehungen unterscheiden⁵⁴.

Die Kreuzpreiselastizitäten zwischen Gas und Kohle sind ausschließlich positiv. Zwischen Gas und Öl, bzw. zwischen Kohle und Öl treten in einigen Wirtschaftszweigen und Jahren sowohl positive als auch negative Werte auf. Eigenpreiselastizitäten müssen negativ sein, denn eine Preiserhöhung (-senkung) von i muß zu einer Mengenreduktion (-steigerung) bei diesem Faktor führen. Dies wird durch unsere Analyse in allen betrachteten Jahren und Wirtschaftszweigen bestätigt.

54 Für negative Kreuzpreiselastizitäten, die wir hier nicht im Sinne komplementärer Einsatzfaktoren interpretieren, ist noch eine andere Erklärung denkbar: Unterstellen wir beispielsweise bei einer relativen Preissteigerung bei Faktor j eine relative Nachfragerhöhung nach diesem Faktor (z.B. durch feste Produktionsaufträge), und nehmen eine Substitution von Faktor j durch Faktor i an, so ergibt ein relativer Nachfragerückgang von Faktor i eine negative Kreuzpreiselastizität η_{ij} . Diese ‚anormale‘ Preisreaktion bei Faktor j scheint uns auf dem Energiemarkt allenfalls kurzfristig gegeben.

Tab. 2: Preiselastizitäten in 22 Wirtschaftsbereichen/-zweigen der Bundesrepublik Deutschland im Jahr 1980

Nr.1*	Wirtschaftszweig	Nr.2**	η_{GG}	η_{KK}	$\eta_{ÖÖ}$	η_{GK}	$\eta_{GÖ}$	η_{KG}	$\eta_{KÖ}$	$\eta_{ÖG}$	$\eta_{ÖK}$
1	G. u. Verarb. v. Steinen u. Erden	25	-1,75	-5,71	-1,24	2,17	-0,42	2,85	2,86	-0,29	1,53
2	Eisenschaffende Industrie	27	-1,36	-0,93	-6,11	1,13	0,23	0,45	0,48	0,99	5,12
3	NE Metallindustrie	28	-0,56	-0,65	-1,32	0,35	0,21	0,27	0,38	0,39	0,92
4	Chemische Industrie	40	-1,15	-3,29	-1,42	1,02	0,12	1,76	1,53	0,17	1,24
5	Grundstoff u. Prod.-Güter Ind.	***	-1,57	-2,38	-1,80	1,57	0,00	1,20	1,19	0,00	1,80
6	Stahl- u. Leichtmetallbau	31	-1,33	-5,35	-0,49	0,79	0,54	5,33	0,02	0,48	0,00
7	Maschinenbau	32	-1,13	-10,73	-1,07	1,02	0,11	5,00	5,73	0,09	1,00
8	Straßenfahrzeugbau	33	-1,65	-5,47	-1,46	0,88	0,77	3,36	2,10	0,85	0,61
9	Schiffbau	34	-1,29	-79,71	-0,85	0,89	0,41	54,62	25,10	0,42	0,42
10	Elektrotechnik	36	-1,25	-15,58	-0,83	1,22	0,03	7,26	8,32	0,02	0,81
11	Feinmechanik	37	-1,38	-10,22	-0,70	1,12	0,25	4,52	5,70	0,11	0,60
12	Herstellung v. EBM-Waren	38	-1,27	-24,48	-0,34	0,73	0,53	28,88	-4,39	0,44	-0,09
13	Investitionsgüter prod. Gewerbe	***	-1,37	-7,53	-0,84	0,87	0,50	5,25	2,28	0,48	0,36
14	Feinkeramik	51	-0,43	-37,51	-4,84	0,06	0,37	8,91	28,60	3,13	1,71
15	Herst. u. Verarb. v. Glas	52	-1,20	-609,00	-1,29	0,34	0,86	374,35	234,65	1,03	0,26
16	Holzverarbeitung	54	-3,61	-8,16	0,06	5,30	-1,69	6,70	1,46	-0,18	0,12
17	Druckerei, Vervielfältigung	57	-1,51	-21,30	-1,02	0,69	0,82	11,18	10,12	0,58	0,44
18	Herst. v. Kunststoffwaren	58	-1,32	-16,40	-1,07	0,71	0,61	8,67	7,73	0,53	0,54
19	Textilgewerbe	63	-0,87	-15,52	-1,12	1,16	-0,29	6,07	9,45	-0,21	1,33
20	Bekleidungsgewerbe	64	-1,99	-35,51	-0,15	1,91	0,09	25,22	10,29	0,02	0,13
21	Verbrauchsgüter prod. Gewerbe	***	-1,38	-22,61	-1,29	0,98	0,40	11,38	11,23	0,38	0,91
22	Nahrungs- u. Genussmittelgewerbe	***	-1,53	-14,70	-0,82	1,84	-0,32	6,83	7,86	-0,15	0,97

*** Wirtschaftsbereiche

** Siehe Fußnote 48

* Laufende Nr.

Nun zu den in Tabelle 2 angegebenen Elastizitäten: Alle Eigenpreiselastizitäten weisen das erwartete negative Vorzeichen auf. Von den 132 geschätzten Kreuzpreiselastizitäten sind 10 negativ. Die Kreuzpreiselastizitäten zwischen Kohle und Gas und – bis auf zwei Werte – zwischen Kohle und Öl ergaben in allen Sektoren positive Werte. Die negativen Vorzeichen bei den Kreuzpreiselastizitäten zwischen Gas und Öl in den Sektoren (1), (16), (19) und (22) und zwischen Kohle und Öl im Sektor (12) lassen auf komplementäre Beziehungen zwischen den betrachteten Energieträgern schließen.

Insgesamt erscheinen – zumindest für 1980 – die hier betrachteten Energieträger weit mehr als Substitute denn als Komplemente.

In den verschiedenen Sektoren ist eine große Variationsbreite der Preiselastizitäten zu beobachten. So liegen fast alle absoluten Eigenelastizitäten von Kohle η_{KK} erheblich über denjenigen von Gas und Öl. Dies beruht auf dem geringen Mengenanteil der Kohle im Jahr 1980. Da Kohle nur in relativ geringem Umfang verwendet wird, ergibt sich zwangsläufig eine relativ starke Reaktion der mengenmäßigen Nachfrage bei Preisveränderungen von Kohle. Öl und Gas reagieren – wegen der höheren Anteile – entsprechend schwächer, was die kleinen absoluten Werte von η_{GG} und $\eta_{\ddot{O}\ddot{O}}$ ausdrücken.

Hohe Kreuzpreiselastizitäten zeigen sich bei η_{KG} und $\eta_{K\ddot{O}}$. Relative Preisänderungen bewirken wie bei η_{KK} eine relativ große Änderung der Kohlenachfrage, wiederum bedingt durch den geringen Kohleanteil. η_{GK} und $\eta_{\ddot{O}K}$ sind dagegen kleiner, da Gas und Öl in größerem Umfang eingesetzt werden. Im übrigen spiegeln die Wirtschaftsbereiche (5), (13), (21) und (22) die Eigenarten der in ihnen enthaltenen Wirtschaftszweige wider.

Weitere Aufschlüsse erhält man, wenn der gesamte Beobachtungszeitraum von 1960–1980 in verschiedene Abschnitte, die sich Rezessions- bzw. Aufschwungsphasen zuordnen lassen, unterteilt wird und für die Preiselastizitäten jeweils arithmetische Mittel berechnet werden.

Die Berechnung der Mittelwerte $\bar{\eta}_{ij}$ erfolgt über alle Wirtschaftszweige und jeweils die Perioden 1960–1966, 1967–1973, 1974–1980 und den Gesamtzeitraum 1960–1980. Durch diese Mittelwertbildung gehen zwar einerseits Charakteristika einzelner Wirtschaftszweige oder Jahre verloren, andererseits erhalten wir aber komprimierte Informationen über deren grundlegende Entwicklung. Unsere Analyse ergab, daß diese – in Tab. 3 wiedergegebenen – durchschnittlichen Preiselastizitäten im wesentlichen in ihrer Größenordnung und Entwicklung repräsentativ für alle Wirtschaftszweige sind.

$\bar{\eta}_{GG}$ ($\bar{\eta}_{KK}$) ist negativ und sinkt (steigt) absolut gesehen im Zeitablauf. Die Reaktion auf Preisänderungen wird – bedingt durch den gestiegenen (gesunkenen) Mengenanteil von Gas (Kohle) – zunehmend unelastischer (elastischer).

Tab. 3: Durchschnittliche Preiselastizitäten der Nachfrage

Zeitraum	$\bar{\eta}_{GG}$	$\bar{\eta}_{KK}$	$\bar{\eta}_{ÖÖ}$	$\bar{\eta}_{GK}$	$\bar{\eta}_{GÖ}$	$\bar{\eta}_{KG}$	$\bar{\eta}_{KÖ}$	$\bar{\eta}_{ÖG}$	$\bar{\eta}_{ÖK}$
(I) 1960–1966	-9,03	-2,05	-1,30	15,75	-6,73	0,97	1,08	-0,04	1,34
(II) 1967–1973	-5,39	-9,03	-0,84	7,81	-2,42	5,09	3,94	0,12	0,72
(III) 1974–1980	-1,67	-33,96	-1,11	1,51	0,16	20,56	13,40	0,34	0,77
(I–III) 1960–1980	-5,36	-15,02	-1,08	8,36	-3,00	8,88	6,14	0,14	0,95

$\bar{\eta}_{ÖÖ}$ wird im Zeitablauf zunächst unelastischer, steigt absolut gesehen jedoch in den letzten Jahren wieder an, ohne aber den Grad der Elastizität zu Beginn der sechziger Jahre zu erreichen. Diese Entwicklung entspricht dem anfänglich verstärkten Einsatz von Öl, der im weiteren jedoch durch die ‚Ölkrise‘ gedämpft wurde.

$\bar{\eta}_{GK}$ ($\bar{\eta}_{KG}$) wird unelastischer (elastischer). Hier kommt die starre Gegenläufigkeit von Gas- und Kohleanteil zum Ausdruck.

Analoge Ergebnisse erhält man für die Elastizitäten zwischen Kohle und Öl. Durch den zunächst gestiegenen, dann aber wieder gesunkenen Öl-Anteil kommt es bei $\bar{\eta}_{ÖK}$ in Zeitabschnitt II zu unelastischen und in Zeitabschnitt III wieder zu elastischeren Werten. $\bar{\eta}_{KÖ}$ steigt entsprechend dem sinkenden Mengenanteil von Kohle stark an. Für die Elastizitäten zwischen Gas und Öl ergeben sich hingegen auch negative Mittelwerte. Dies deutet auf eine zunächst komplementäre, später jedoch substitutionale Beziehung zwischen Gas und Öl hin. Die Eigenpreiselastizität weist für Kohle im Gesamtzeitraum den größten Wert aus. Öl reagiert auf Preisveränderungen im Vergleich zu den anderen Energieträgern am unelastischsten.

Unsere Analyse der Energienachfrage zeigt, daß der mit dem IZEF-Verfahren geschätzte Translog-Modellansatz zu ökonomisch plausiblen Ergebnissen führt: Das betrachtete Energieaggregat ist in seiner Zusammensetzung nicht starr, vielmehr erfolgen mengenmäßige Reaktionen auf Preisveränderungen, wenn auch in unterschiedlichem Ausmaß. Starke Preisveränderungen, z.B. für den Faktor Öl, führen zu der von der traditionellen Theorie vermuteten elastischen Reaktionsweise.

Summary

Recent increases in energy prices have led to a renewed interest in the characteristic of the demand for energy inputs especially on the importance of substitution effects in the energy aggregate.

Therefore, this paper applies a translog cost function in order to measure the substitution – and price-elasticities between several energy inputs.

Zellner's method of seemingly unrelated regressions is used as estimation procedure to study the manufacturing process in the Federal Republic of West Germany during the period 1960–1980.

The results indicate a wide variation in price-elasticities of demand for energy inputs regarding time and sectors. For all energy inputs considered we have found different quantitative reactions on price variations depending on the specific composition of the energy aggregate share.