

Laisney, François

Working Paper — Digitized Version

Mikroökonometrische Untersuchung von Aggregationsproblemen: Eine partielle Übersicht

ZEW Discussion Papers, No. 91-03

Provided in Cooperation with:

ZEW - Leibniz Centre for European Economic Research

Suggested Citation: Laisney, François (1991) : Mikroökonometrische Untersuchung von Aggregationsproblemen: Eine partielle Übersicht, ZEW Discussion Papers, No. 91-03, Zentrum für Europäische Wirtschaftsforschung (ZEW), Mannheim

This Version is available at:

<https://hdl.handle.net/10419/29422>

Standard-Nutzungsbedingungen:

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

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

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

Terms of use:

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

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

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

Discussion Paper

Discussion Paper No 91-03

Mikroökonometrische Untersuchung von Aggregationsproblemen: Eine partielle Übersicht

François Laisney

ZEW

Zentrum für Europäische
Wirtschaftsforschung GmbH

Labour Economics and
Human Resources Series

19. DEZ. 1991 Weltwirtschaft
W Kiel
636-91.3 IK

Mikroökonometrische Untersuchung von Aggregationsproblemen: Eine partielle Übersicht

François Laisney

GREMAQ, Université de Toulouse, Universität Mannheim, and ZEW.

September 1991

Zusammenfassung

Dieser Aufsatz beschreibt neuere Entwicklungen in der Aggregationstheorie sowie ausgewählte empirische Arbeiten. Diese stellen exemplarisch dar, wie die Mikroökonomie eingesetzt werden kann, um Aggregationsprobleme zu untersuchen und approximative Lösungen zu finden. Der Schwerpunkt liegt auf Anwendungen in der Nachfrageanalyse. Die Annahme eines repräsentativen Konsumenten wird kritisch diskutiert. Jedoch haben viele der dargestellten Ergebnisse einen breiteren Anwendungsbereich.

Bei der Deutschen Forschungsgemeinschaft möchte ich mich für die finanzielle Unterstützung bedanken. Danke auch an Richard Blundell, Thorsten Botke, Michael Lechner, Arthur Lewbel, Volker Marnet, Friedhelm Pfeiffer, Winfried Pohlmeier, Helmut Seitz, Matthias Staat, Gerhard Wagenhals, Guglielmo Weber und Klaus F. Zimmermann für wertvolle Kommentare und Kritik. Ferner bin ich für die hilfreichen Anregungen von drei anonymen Gutachtern äußerst dankbar. Dieser Aufsatz wurde für die Konferenz 'Analyse von Mikrodaten als Basis Wirtschaftspolitischer Entscheidungen' (Konstanz, 5-6 Oktober 1990) vorbereitet.

1 Einleitung und Überblick

Das ursprüngliche Ziel dieser Arbeit war die detaillierte Vorstellung einiger weniger empirischer Arbeiten. Meiner Ansicht nach stellen diese exemplarisch dar, wie die Mikroökonomie eingesetzt werden kann, um Aggregationsprobleme zu untersuchen und approximative Lösungen zu finden. Eine knappe theoretische Einführung sollte die notwendigen Begriffe erläutern und die empirischen Arbeiten in Perspektive setzen. Jedoch hat mich die Einführungsschrift von Ronning und Zimmermann (1991) dazu bewegt, ein paar neuere methodische Arbeiten, die die dort aufgeworfenen Fragen beantworten und gleichzeitig die notwendige Einleitung zu den empirischen Arbeiten liefern, näher anzusprechen. Dabei beschränke ich mich auf die Diskussion der Beiträge von Lewbel und von Stoker, die mir als besonders wichtig in dieser Hinsicht erscheinen.¹

Aggregationsprobleme wurden sehr lebhaft in den fünfziger Jahren diskutiert. Aus dieser Zeit stammen die grundlegenden Arbeiten von Theil (1954) und Malinvaud (1956). In seinem Lehrbuch der Makroökonomie gibt Malinvaud (1981) eine sehr kompakte und umfassende Übersicht. Erstaunlicherweise wird das Thema dagegen von Blanchard und Fischer (1989) kaum berührt.

Ich werde mich hier auf Aggregationsprobleme in der Nachfrageanalyse konzentrieren, die für die empirische Untersuchung wirtschaftspolitischer Fragestellungen relevant sind.² Hierfür bietet Kapitel 6 von Deaton und Muellbauer (1980) eine gute Einleitung, die wir hier nicht im einzelnen wiederholen wollen.

In den folgenden Ausführungen werden wir immer unterstellen, daß die n individuellen Nachfragen q_i^h von Haushalt h von konvexen Präferenzen stammen, und daß die Preise p für alle Haushalte gleich sind. Die Marktnachfrage Q_i ergibt sich durch Summation der individuellen Nachfragen und hängt also i.a. von den Preisen, vom Profil der individuellen Gesamtausgaben m_h und vom Profil der individuellen sozio-demographischen Merkmale a_h ab. Also:³

$$q_i^h = f_i^h(p, m_h) = f_i(p, m_h, a_h) \quad (1)$$

$$Q_i = \sum_{h=1}^H q_i^h = F_i(p, m_1, \dots, m_H, a_1, \dots, a_H) = F_i(p, m, a). \quad (2)$$

In diesem Rahmen verlangt der einfachste Ansatz zur Aggregation von individuellen Nachfragen, daß die Abhängigkeit der Marktnachfrage von den Gesamtausgaben durch die Summe M der individuellen Gesamtausgaben ausgedrückt werden kann:

1 Meine Darstellung beruht auf ihren Übersichtsvorträgen bei der Tagung 'Aggregation in Economic Modelling', London Business School, 19-20.10.1989.

2 Das soll natürlich nicht heißen, daß es auf anderen Gebieten diese Probleme nicht gibt, oder daß dort Lösungsansätze fehlen. Ich möchte zum Beispiel die Aufmerksamkeit des Lesers auch auf die Arbeiten von Fortin (1988), Hildenbrand (1981), Magnus und Woodland (1990) und Seitz (1988) lenken.

3 Die Gleichungen werden innerhalb eines Unterabschnittes durchnummeriert. Sie werden anderswo durch das Tupel (Abschnitt, Unterabschnitt, Gleichung) leicht auffindbar gemacht.

$$Q_i = F_i(p, M, a_1, \dots, a_H) = F_i(p, M, a). \quad (3)$$

Gorman (1953) hat gezeigt, daß eine notwendige und hinreichende Bedingung hierfür ist, daß die Engelkurven der individuellen Konsumenten linear und parallel sind.

$$q_i^h = \alpha_i^h(p) + \beta_i(p)m_i^h. \quad (4)$$

Dann existiert auch ein repräsentativer Konsument mit quasi-homothetischen Präferenzen. Allerdings verlangt eine nicht-homothetische Form der Präferenzen, daß die individuellen Gesamtausgaben nach unten beschränkt sind, um die Nicht-negativität der Nachfragefunktionen zu sichern.

Muellbauer (1975) hat diese Anforderung folgendermaßen abgeschwächt: Die *Marktausgabenanteile* $p_i Q_i / M$ sollen nur von den Preisen und von einer Statistik m^0 der Gesamtausgabenverteilung abhängen. Man sollte hier beachten, daß die *Marktnachfragen* in diesem Fall von *zwei* Statistiken der genannten Verteilung abhängen werden:

$$p_i Q_i = M p_i F_i(p, m^0(p, m, a), a). \quad (5)$$

Die Charakterisierung ist, daß die Ausgabenfunktionen der individuellen Haushalte Funktionen der zwei gleichen Preisindizes sind. Zudem existiert ein repräsentativer Konsument, dessen Ausgabenfunktion von denselben zwei Preisindizes abhängt.

Lau (1982) weicht vom Begriff des repräsentativen Konsumenten ab und interessiert sich für die *exakte* Aggregation von individuellen Nachfragen im folgenden Sinne: Die Marktnachfrage soll von einer vorgegebenen Anzahl von Statistiken der gemeinsamen Verteilung der Gesamtausgaben und der Merkmale abhängen. Diese Anzahl soll klein sein bezüglich der Anzahl H der betrachteten Haushalte, und vor allem soll sie nicht von H abhängen:⁴

$$Q_i = F_i(p, g_1(m, a), \dots, g_K(m, a)). \quad (6)$$

Die dazugehörige Charakterisierung wird weiter unten erläutert. Hier sei nur erwähnt, daß sie keine Anforderungen an die Form der angesprochenen gemeinsamen Verteilung stellt.

Hildenbrand (1988) betrachtet viel allgemeiner ein Kontinuum von Konsumenten. Die Marktnachfrage ergibt sich durch Integration der individuellen Nachfragefunktionen über die gemeinsame Verteilung der (unbeobachtbaren) *Präferenzen* und der individuellen Gesamtausgaben. Die resultierende Marktnachfragefunktion hängt nur von den Preisen ab, und Hildenbrand interessiert sich für ihre theoretischen Eigenschaften, während die Modelle, die hier besprochen werden, eher für wirtschaftspolitische

⁴ Die Bezeichnung 'exakte Aggregation' wurde vor 1980 in der Literatur über Nachfrageanalyse für viele verschiedene Begriffe verwendet (und das sogar innerhalb des Kapitels 6 von Deaton und Muellbauer, 1980). Neuerdings wird diese Bezeichnung vorwiegend in Verbindung mit der Definition von Lau verwendet.

Zwecke entwickelt werden. Hiermit wird nicht behauptet, daß der Ansatz von Hildenbrand keine empirische Relevanz besitzt. Im Gegenteil berichtet er über nicht-parametrische Schätzergebnisse, die seine theoretischen Überlegungen stützen. Diese Ergebnisse können jedoch kaum für wirtschaftspolitische Fragestellungen benutzt werden.

Der Stand der Diskussion über Nützlichkeit und Zulässigkeit der Annahme eines repräsentativen Wirtschaftssubjekts in dieser Hinsicht ist durch folgende Zitate lebhaft belegt.

"The policy questions that macroeconomic models address concern what variables are important, and straightforward but flawed answers may be better than none at all. [However,] it makes no sense to insist in general that equations be consistent with the behavior of a single agent, no matter how "representative", when the equations are estimated with economywide aggregate data [...]. The Lucas [...] critique of simplistic econometric modelling has inspired a large amount of empirical work aimed at identifying basic preference or technology parameters, yet most of this effort has been conducted within an unjustified representative agent framework." (Stoker, 1986a, S.790).

"Any behavioral interpretation of an aggregate function made without mention of a complete aggregation structure is without proper foundation. [...] The only valid alternative to using a complete aggregation structure is to adopt a purely reduced form approach to studying aggregate data, as is suggested by the work of Sonnenschein and others on excess demand functions, and advocated by [...] Granger and Sims. But by relinquishing the ability to attach behavioral interpretations to estimated aggregate functions, their use in applications is limited." (Stoker, 1984, S.904-5).

"It is a fact that the use of a representative consumer assumption in most macro work is an illegitimate method of ignoring valid aggregation concerns. However, the representative consumer framework vastly simplifies a great deal of macro work and thought, and so it is not likely to be abandoned. [A] solution [...] is to discover what assumptions regarding both functional forms of demands and distributions of agents are required to make the demand equations arising from exact aggregation equal to those arising from utility maximization by a representative agent. [...] Aggregation is thus formally dealt with and an untestable representative consumer assumption is replaced with testable assumptions regarding distributions of individuals and functional forms of micro models." (Lewbel, 1989a, S.631).

Lewbel (1989a) stellt erneut die Frage nach der Rechtfertigung der Annahme eines repräsentativen Konsumenten. Er schlägt einen neuen Ansatz vor und gibt Empfehlungen für die empirische Arbeit. Sein wichtigstes Ergebnis ist jedoch, daß für jedes Nachfragesystem ein Rang definiert werden kann. Ferner zeigt er die Implikationen dieses Ranges für die Aggregation über Konsumenten und über Güter auf (Lewbel, 1989b). Diese Überlegungen über den Rang werden in den *empirischen Studien* von Browning (1987) und von Blundell, Pashardes und Weber (1990) benutzt, die weiter unten besprochen werden.

Stoker (1984, 1986a und b) interessiert sich für eine parametrische Form der gemeinsamen Verteilung der erklärenden Variablen und bespricht folgende Fragen: (i) Was kann man über das individuelle Verhalten anhand von aggregierten Daten lernen? Die Antwort ist: 'Im allgemeinen nichts', wegen der Vermischung von Verhaltens- und Verteilungseffekten. (ii) Unter welchen Umständen ist die Spezifikation von Makrorelationen auf der Basis eines repräsentativen Wirtschaftssubjekts gerechtfertigt? Stoker rät grundsätzlich von dieser Praxis ab. (iii) Wie kann man Makrovariablen in Mikrorelationen einbauen? Der Vorschlag ist, die Koeffizienten mit diesen

Makrovariablen variieren zu lassen. (iv) Wie kann man Informationen über Verteilungseffekte in Makrorelationen einbauen? Ein wichtiges Nebenprodukt der Antwort ist die Evidenz eines trade-off zwischen dynamischer Spezifikation und Spezifikation mit Verteilungseffekten. (v) Was kann man über Makrorelationen anhand von individuellen (Querschnitts-) Daten lernen? Ein wichtiges und unerwartetes Ergebnis ist, daß man eigentlich sehr viel lernen kann, und zwar ohne das Mikromodell spezifizieren zu müssen. Stoker beschreibt auch die Implikationen seiner Ergebnisse für Lebenszyklusmodelle.

Nach diesen allgemeinen Betrachtungen steht das Gerüst, in dem die Ergebnisse der empirischen Studien fruchtbar interpretiert werden können. Der Inhalt dieser empirischen Arbeiten wird im folgenden kurz skizziert.

Browning (1987) untersucht die Beziehung zwischen Heterogenität auf der individuellen Ebene und exakter Aggregation anhand einer Zeitreihe von Querschnitten für Kanada. Seine zwei wichtigsten Ergebnisse sind, daß (a) auch unter den Annahmen, die eine exakte Aggregation sichern, die Makrorelationen keine konsistenten Schätzer für das individuelle Verhalten liefern, und daß (b) die Daten diese Annahmen verwerfen, was wiederum impliziert, daß die Kenntnis des Verhaltens der individuellen Haushalte nicht hinreicht, um die Makrorelation zu charakterisieren.

Blundell, Pashardes und Weber (1990) vertiefen diese Untersuchung anhand einer Zeitreihe von Querschnitten für Großbritannien und gelangen zu ähnlichen Ergebnissen. Ferner unterstreichen sie die zeitliche Instabilität von Makrorelationen trotz konstanter Struktur der Präferenzen auf der Mikroebene. Dieses Ergebnis belegt anhand von Mikrodaten die von Stoker dokumentierte Vermischung von Verhaltens- und Verteilungseffekten.

Attanasio und Weber (1990) untersuchen den Einfluß von Kohorteneffekten auf die Schätzung der intertemporalen Substitutionselastizität (ISE) anhand eines auf einer Zeitreihe von Querschnittsdaten basierenden Pseudo-Panels. Sie finden, daß die in Makromodellen übliche Aggregation über Kohorten die ISE nach Null verzerrt (und bringen auch eine theoretische Erklärung im Rahmen eines Modells mit überlappenden Generationen, die wir allerdings hier nicht besprechen werden).

Blundell, Browning und Meghir (1989) belegen anhand von Mikrodaten, daß die ISE tatsächlich mit Haushaltscharakteristiken stark variiert. Sie zeigen die Wichtigkeit einer korrekten Spezifikation der Marshallschen Nachfragefunktionen für die Schätzung eines intertemporalen Modells, aber unterstreichen die Tatsache, daß die Hauptquelle der Fehlspezifikation in einfachen Hall-Modellen (Hall, 1978) eher die Vernachlässigung der individuellen Heterogenität ist, gegeben eine korrekte Berücksichtigung der Kohorteneffekte.

2 Einige neuere methodische Beiträge

2.1 Aggregation von Nachfragesystemen: Lewbel (1989a und b)

In diesem Abschnitt werden wir ein (relativ) allgemeines Nachfragemodell von Lewbel besprechen, für das ein repräsentativer Konsument unter (relativ) schwachen Verteilungsannahmen existiert. Danach wenden wir unsere Aufmerksamkeit der Definition des Rangs eines individuellen Nachfragesystems und seinen Implikationen für die Aggregation über Haushalte *und* über Güter zu, sowie auf eine nichtparametrische Methode zur Schätzung dieses Rangs auf Querschnittsdaten.

Lewbel (1989a) versucht, die Annahme eines repräsentativen Konsumenten vor der vernichtenden Kritik von Stoker zu retten, da er der Meinung ist, daß zumeist keine gangbare Alternative vorhanden ist (siehe obige Zitate). Er betrachtet die aggregierte Nachfrage nach n Gütern, die individuellen Nachfragen q^i der relativ allgemeinen Form

$$q^i = a^i(p) + b^i(p)m + c^i(p)g(m, \eta) \quad i = 1, \dots, n \quad (1)$$

entsprechen. Dabei ist p der Preisvektor, m die Gesamtausgaben und η ein Heterogenitätsparameter. Im Unterschied zu der Einleitung wird hier keine beobachtbare Heterogenität explizit berücksichtigt. Die durch (1) beschriebene Klasse wurde von Lewbel (1987a) vollständig charakterisiert: Sie enthält insbesondere alle homothetischen, quasi-homothetischen, PIGL, PIGLOG Nachfragesysteme und das quadratische Ausgabensystem (QES).⁵

Definiert man μ implizit durch

$$E[g(m, \eta)] = g[E(m), \mu], \quad (2)$$

so entspricht das aggregierte System

$$Q^i = a^i(p) + b^i(p)M + c^i(p)g(M, \mu) \quad i = 1, \dots, n, \quad (3)$$

mit $M = E(m)$, einem repräsentativen Konsumenten mit Heterogenitätsparameter μ . Das Problem ist jedoch, daß μ i.a. von M abhängt. Lewbel untersucht die Verteilungsrestriktionen, die μ unabhängig von M machen.

Dieser Ansatz hat zwei wichtige Vorteile im Vergleich zu Muellbauers (1975) Ansatz: Zum einen wird hier das durchschnittliche Einkommen anstatt einer komplizierteren (i.a. auch preisabhängigen) Statistik der Einkommensverteilung benutzt; zum anderen ist die durch (1) definierte Klasse umfassender als Muellbauers Klasse, wie unten gezeigt wird. Als Preis dafür muß man allerdings eine Verteilungsannahme in Kauf

⁵ PIGL und PIGLOG sind Kürzel für 'Price independent generalized linear' und 'PIGL mit logarithmischer Form'. Das AI Modell (der ursprüngliche Name war AIDS, bevor ein gefährlicher Konkurrent die Oberhand gewann) und die Form des Translog Models von Jorgenson et al. (1982) und Jorgenson (1990) gehören beide der PIGLOG Klasse an.

nehmen. Diese besteht in der funktionalen Unabhängigkeit zwischen dem Erwartungswert M und der Verteilung der skalierten Gesamtausgabe m/M , und wird von Lewbel 'mean scaling' genannt (MS). Ein trivialer Spezialfall ist der Fall einer proportionalen Bewegung der Verteilung.⁶

Die Hauptergebnisse von Lewbel sind, daß (i) MS notwendig und hinreichend für die Existenz eines repräsentativen Konsumenten ist, falls alle individuellen Nachfragen die gleiche Form (1) haben (außer QES), und daß (ii), die Möglichkeit besteht, den Einfluß von η so zu spezifizieren, daß μ nur von $E(\eta)$ und der Verteilung von $y := m/M$ abhängt, falls η und m unabhängig sind. Zum Beispiel haben Nachfragen aus einem PIGLOG Modell ohne Heterogenität die Form⁷

$$q^i = [(B_i(p)/B(p)) - C_i(p) \ln B(p)]m + C_i(p)m \ln m. \quad (4)$$

Die Heterogenität kann durch die Spezifikation von

$$g(m, \eta) = \eta m + \bar{m} \ln m \quad (5)$$

berücksichtigt werden. Falls die Verteilung von y diskret ist und θ^y die Häufigkeit der Zelle y bezeichnet, erhält man dann für μ

$$\mu = E(\eta) + \sum_y \theta^y y \ln y. \quad (6)$$

Also ergeben sich verschiedene Möglichkeiten zur Schätzung von (3): (a) Schätzung von $\sum \theta^y y \ln y$ anhand von Daten über die Verteilung von y (für ein bestimmtes Jahr, falls das verfügbare Datenmaterial nur das zuläßt, unter der Annahme, daß μ stabil über die Zeit bleibt) und anschliessend Schätzung anhand der Makrodaten unter Berücksichtigung des Heterogenitätsparameters $E(\eta)$; (b) direkte Schätzung anhand einer Zeitreihe von Querschnitten - das ist aber immer möglich und verlangt nicht, daß man auf Aggregierbarkeit besteht; (c) Schätzung anhand von kombinierten Makro- und Mikrodaten, wobei die stochastische Spezifikation besondere Sorgfalt verlangt (siehe Jorgenson et al., 1982). Das Wesentliche in diesem Beitrag ist, daß die Annahmen, die den repräsentativen Konsumenten rechtfertigen, das heißt die funktionale Form (1) und die Annahme über die Verteilungsbewegung MS, statistisch überprüfbar sind.

Viel weitreichender erscheinen mir jedoch die Betrachtungen von Lewbel (1990b) über den Rang eines Nachfragesystems. Diese erlauben eine sehr präzise Darstellung der Verbindung zwischen der Form der individuellen Präferenzen und der Struktur der Marktnachfrage (in Abwesenheit von Verteilungsannahmen). In dieser Verbindung liegen die Implikationen des Rangs des Nachfragesystems jedes Haushalts für die Aggregation über Haushalte. In Anlehnung an Gorman (1981) und Lau (1982) zeigt Lewbel, daß der Rang eines Nachfragesystems den entscheidenden Begriff hierfür darstellt. Die wichtigsten Ergebnisse sind:

⁶ Für detaillierte Ausführungen über die Implikationen von MS, siehe Lewbel (1990c).

⁷ Die Notation ist hier sehr kompakt: Die großen Buchstaben bezeichnen Funktionen der Preise und ein Subskript i die Ableitung nach p^i .

- (i) Jedes Nachfragesystem besitzt einen Rang R .
(ii) Die Mikro-Ausgabenfunktion hängt von genau R Preisindizes ab.
(ii) R kann anhand von Querschnittsdaten ohne Preisvariation identifiziert werden.

Definition des Rangs: Seien $m = C(u, p)$ die Gesamtausgaben als Funktion des Nutzenniveaus und des Vektors p der Preise. Sei $w = d(m, p)$ das System der Budgetanteile und $L(p)$ der von $d(m, p)$ aufgespannte Vektorraum, wenn m die Menge \mathbf{R}_+ beschreibt. Der Rang ist die *maximale Dimension* von $L(p)$, wenn p die Menge \mathbf{R}_+^n beschreibt:

$$R := \max\{\dim L(p) \mid p \in \mathbf{R}_+^n\} . \quad (7)$$

Die Definition sichert, daß $1 \leq R \leq n$ und ergibt die allgemeine Darstellung

$$w = d(m, p) = a(p)g(m, p), \quad a: n \times R, \quad g: R \times 1, \quad (8)$$

wobei die Matrix a vollen Rang R besitzt, und der Vektor der R Funktionen $g(\cdot, p)$ eine Basis von $L(p)$ darstellt. Es ist schwierig, für diese Definition eine intuitive Interpretation zu geben. Diese wird eigentlich eher durch die Implikationen geliefert. Beispiele können jedoch helfen, sich darunter etwas vorzustellen.

(a) Für Cobb-Douglas Präferenzen gilt $w_i = \beta_i$, also $R = 1$ und eine Möglichkeit der Darstellung (8) ist $g(m, p) = 1$, $a(p) = \beta$.

(b) Für das LES gilt $w_i = \beta_i(1 - p\gamma/m) + p_i\gamma_i/m$ und $m \rightarrow \infty \Rightarrow w_i \rightarrow \beta_i$, $m = p\gamma \Rightarrow w_i = p_i\gamma_i/m$. Definiere $w_i^* = p_i\gamma_i/p\gamma$ und $\lambda = p\gamma/m$. Die Budgetanteile des LES haben also die Form $w_i = (1 - \lambda)\beta_i + \lambda w_i^*$, also hat das System Rang 2. Eine Möglichkeit der Darstellung (8) ist

$$g(m, p) = \begin{bmatrix} 1 \\ p\gamma/m \end{bmatrix}, \quad a_i(p) = [\beta_i; p_i\gamma_i/p\gamma - \beta_i] .$$

(c) Die addilog indirekte Nutzenfunktion $V(m, p) = \sum_{j=1}^n \alpha_j (m/p_j)^{\beta_j}$ führt zu $w_i = \alpha_i \beta_i (m/p_i)^{\beta_i} / D$ mit $D = \sum_{j=1}^n \alpha_j \beta_j (m/p_j)^{\beta_j}$, und eine Möglichkeit der Darstellung (8) ist

$$g(m, p) = \begin{bmatrix} 1 \\ m^{\beta_1}/D \\ \cdot \\ \cdot \\ m^{\beta_{n-1}}/D \end{bmatrix}, \quad a(p) = \begin{bmatrix} 0 & \alpha_1(p_1)^{-\beta_1} & \dots & 0 \\ \cdot & \cdot & \cdot & \cdot \\ \cdot & \cdot & \cdot & \cdot \\ 0 & \dots & \dots & \alpha_{n-1}(p_{n-1})^{-\beta_{n-1}} \\ 1 & -\alpha_1(p_1)^{-\beta_1} & \dots & -\alpha_{n-1}(p_{n-1})^{-\beta_{n-1}} \end{bmatrix} .$$

Also ist der Rang gleich n außer in Spezialfällen, wo die Koeffizienten β_j nicht alle unterschiedlich sind.

(d) Gleichung (4) entspricht höchstens Rang 2, während die Klasse (1) Rang 3 erreicht.

Implikationen: Die Ausgabenfunktion hängt von genau R Preisindizes ab:

$$\text{Rang } R \Leftrightarrow C(u, p) = H[u, \theta_1(p), \dots, \theta_R(p)] \quad (9)$$

(Obwohl der Beweis nicht sonderlich schwierig ist, ist er jedoch zu lang, um hier reproduziert zu werden). Hieraus ergibt sich die Verbindung mit der Struktur der Marktnachfrage.

$R = 1 \Leftrightarrow$ *homothetische Präferenzen* (d.h. w ist unabhängig von m) denn (\Rightarrow) für $p = p^*$ fest, $w_i = a_i(p^*)g(m, p^*)$, und aus $w^t \cdot 1 = 1$ folgt, daß g unabhängig von m ist. Die Form der Ausgabenfunktion sichert die Umkehrung. In diesem Fall gilt $pq = a^*(p)m$ und $pQ = a^*(p)M$, so daß die Marktnachfrage volle Nutzenstruktur besitzt.

$R = 2 \Leftrightarrow$ *'Generalized Linearity'* (GL). Dieses ist genau die Definition dieser Klasse: Ausgabenfunktion mit zwei Preisindizes (Muellbauer, 1975). Freixas und Mas-Colell (1987) haben gezeigt, daß dann und nur dann die Marktnachfrage dem schwachen Axiom der offenbaren Präferenzen genügt, unabhängig von jeglicher Verteilungsannahme.

$R = 3$: Hier hat Gorman (1981) einerseits gezeigt, daß für Nachfragesysteme der Form

$$w = b(p)G(m) \quad b: n \times K \quad G: K \times 1 \quad (10)$$

der maximale Rang von $b(p)$ für nutzenmaximierende Nachfragen gleich 3 ist. Gorman charakterisiert auch die funktionale Formen der Funktionen G , die Integrierbarkeit sichern. Andererseits hat Lau (1982) gezeigt, daß diese Klasse die Klasse der *exakt* aggregierbaren Nachfragesysteme ist, wobei exakte Aggregierbarkeit den Gleichungen (1.2) und (1.6) entspricht. Die Folgerung ist, daß $R = 3$ auch der maximale Rang eines exakt aggregierbaren Nachfragesystems ist, denn (10) kann in die Form (8) umgeschrieben werden, mit einer Matrix $a(p)$ deren Spalten die Spalten von $b(p)$ generieren und:

$$g_r(m, p) = \sum_{k=1}^K b_{kr}^*(p)G_k(m) \quad r = 1, \dots, R \quad (11)$$

für adäquat definierte Funktionen $b_{kr}^*(p)$. Das QES hat Rang 3. System (1) hat i.a. Rang 3 und ist deswegen allgemeiner als GL.

Die Implikationen für Separierbarkeit und für Güteraggregation im Sinne der Haushaltproduktion (oder der Gütercharakteristiken) sind wegen der Form (9) der Ausgabenfunktion offensichtlich: Zum einen wird *homothetische* Separierbarkeit in R Gruppen durch die Form $C(u, p) = H(u, \theta_1(p_1), \dots, \theta_R(p_R))$ der Ausgabenfunktion definiert, wobei (p_1, \dots, p_R) einer Partition des Vektors p entspricht. Zum anderen

führt das Haushaltsproduktionsmodell zu einer Ausgabenfunktion der Form (9), wobei $\theta_i(p)$ als Preisindex für den i -ten Output der Haushaltsproduktionsfunktion interpretiert wird. In beiden Fällen ergibt also der Rang R eine *untere Schranke* für die Anzahl der zu betrachtenden Güteraggregate. Hier ist wieder das Beispiel der addilog Präferenzen einleuchtend: Die indirekte Nutzenfunktion $V(m, p) = \sum \alpha_j (m/p_j)^{\beta_j}$ ist zwar additiv separierbar aber bei unterschiedlichen Koeffizienten β_j nicht homothetisch separierbar, was mit $R = n$ kompatibel ist. (Überlegungen über den Fall, wo einige der β_j gleich sind, werden dem Leser als Übung überlassen.)

Weiter erscheint mir die Möglichkeit einer *nichtparametrischen Schätzung des Rangs auf Querschnittsdaten* ohne Preisvariation als ein sehr bemerkenswertes Ergebnis von Lewbel. Die Implikation ist, daß die Variation in den Ausgaben in einer Stichprobe von "homogenen" Haushalten hinreichend viel Information über Preisreaktionen liefert, um Aussagen über zum Beispiel homothetische Separierbarkeit zu erlauben. Zur Schätzung wird Gleichung (8) mit additiven, von m unabhängigen Störtermen für Haushalt h als

$$w_h = AG(m_h) + e_h \quad (12)$$

mit $A = a(p^*)$ und $G(m_h) = g(m_h, p^*)$ geschrieben. Man betrachte einen n -Vektor $Q(m_h)$ von linear unabhängigen Funktionen von m_h , die als 'Instrumente' benutzt werden, und das System:

$$w_h Q'(m_h) = AG(m_h)Q'(m_h) + e_h Q'(m_h). \quad (13)$$

Sei $Y := E[wQ'(m)]$ der Erwartungswert von (13). Wegen $E[e_h Q'(m_h) | m_h] = 0$ gilt

$$Y = AE[G(m)Q'(m)]. \quad (14)$$

Im allgemeinen gilt $\text{rang} Y = \text{rang} A = R$. Y wird durch

$$\hat{Y} = \frac{1}{H} \sum_{h=1}^H w_h Q'(m_h) \quad (15)$$

geschätzt. Die Methode von Gill und Lewbel (1989) kann auf \hat{Y} angewandt werden. Ergebnisse für Daten aus den USA und Großbritannien werden von Lewbel (1990b) vorgestellt. Dabei wird von $n = 7$ Gütergruppen ausgegangen, mit $Q(m) = m, \ln m, (\ln m)^2, m^2, 1/m, 1/m^2$, und $m \ln m$. Diese Wahl der 'Instrumente' entspricht den üblichen Spezifikationen für Engelkurven. Die US-Daten und 11 der 15 Querschnitte von britischen Daten zeigen einen Rang von 3 auf, was gegen die übliche Praxis spricht, sich mit Rang 2 zu begnügen.⁸ Wie wir unten sehen werden, stimmt dieses mit den parametrischen Schätzungen von Blundell, Pashardes und Weber (1990) überein.

⁸ Lewbel (1990a) behauptet, daß Nachfragesysteme mit Rang höher als 3 unhandlich für die empirische Arbeit sein dürften, weil die Integrierbarkeitsrestriktionen sehr kompliziert würden. Addilog Präferenzen liefern ein einfaches Gegenbeispiel.

Meiner Ansicht nach dürften sich detaillierte Experimente mit Rangbestimmung dieser Art lohnen. Insbesondere sollten verschiedene Aggregationsgrade für die Güter betrachtet werden; der Test sollte für verschiedene homogene Gruppen von Haushalten durchgeführt werden, mit natürlichen Implikationen für die Modellierung der sozio-demographischen Aspekte (siehe auch Shapiro und Braithwait, 1979). Ferner sollte meines Erachtens die unterstellte Preisstabilität im betrachteten Querschnitt untersucht werden.

2.2 Statistische Einsichten: Stoker (1984, 1986a und b)

In den obigen Ausführungen spielte die Betrachtung der gemeinsamen Verteilung der Gesamtausgaben und der Charakteristiken eine eher untergeordnete Rolle. Dagegen beschreibt Stoker den allgemeinen Begriff einer Aggregationsstruktur, die simultan das Verhalten individueller Wirtschaftssubjekte und die Verteilung der Determinanten dieses Verhaltens spezifiziert. Diese Aggregationsstruktur sollte als das strukturelle Modell betrachtet werden, während die aggregierte Relation eine reduzierte Form darstellt.

Das von Stoker besprochene Aggregationsproblem ist die *Identifikation* des individuellen Verhaltens anhand der aggregierten Relation. In Anlehnung an den allgemeineren Begriff der mathematischen Statistik wird der Begriff der *Vollständigkeit* einer Aggregationsstruktur eingeführt. Wir besprechen kurz die Extremfälle von vollständigen Aggregationsstrukturen sowie ein typisches Beispiel der Unvollständigkeit. Anschließend besprechen wir einen Test der Verteilungseffekte in Makrorelationen und die IV-Schätzung von "Makroeffekten" anhand eines Querschnittes.

Der Ausgangspunkt der Definition einer *Aggregationsstruktur* ist eine *Mikrorelation* $y = F(X; \gamma)$, wobei $\gamma \in \Gamma$ einen Parametervektor und $X \in \mathbf{R}^M$ die erklärenden Variablen bezeichnen. Die Tatsache, daß die Mikrorelation identisch für alle Individuen ist, sollte nicht als allzu restriktiv angesehen werden, da die erklärenden Variablen X individuelle Charakteristiken enthalten können. In Termini der Gleichung (1.1) entspricht X den Variablen m_h und a_h , während F und γ die funktionale Form $f_i(p, \dots)$ beschreiben. In diesem Sinne können die Preise selbst als Parameter der individuellen Nachfragen betrachtet werden oder aber die eigentlichen Parameter als Funktionen der Preise. Dieser Punkt wird im folgenden wieder angesprochen.

Die Bestandteile der Aggregationsstruktur sind die *Klasse der zulässigen Mikrorelationen* $C = \{F(\cdot; \gamma), \gamma \in \Gamma\}$ und die Familie der zulässigen Verteilungen von X , $P = \{p(\cdot | \theta), \theta \in \Theta\}$. Wenn wir den Parametervektor θ der Verteilung von X als zeitabhängig betrachten ($\theta = \theta_t$), beschreibt $p(X | \theta_t)$ die Veränderung der Verteilung der Variablen X über die Zeit. Die *Aggregationsstruktur* ist das Paar $A = (C, P)$ und die entsprechende Makrorelation ist:

$$E(y) = \int_{\Theta} F(X; \gamma) p(X | \theta) dX =: \phi(\theta, \gamma) \quad (1)$$

Die Definition der Aggregationsstruktur zeigt, daß C und P nicht unabhängig voneinander definiert werden können: $F(\cdot; \gamma)$ muß bezüglich $p(\cdot | \theta)$ für alle $\gamma \in \Gamma$ und $\theta \in \Theta$ integrierbar sein.

In der mathematischen Statistik wird die *Vollständigkeit* einer Familie von Verteilungen P wie folgt definiert: P ist vollständig, falls für alle P -integrierbare Funktionen f gilt

$$E_p[f(X)] = 0 \quad \forall p \in P \Rightarrow f(X) = 0 \quad P\text{-fast sicher.}$$

Stokers Definition der Vollständigkeit einer Aggregationsstruktur ist die Restriktion jener Definition zu den Funktionen f der Klasse C und entspricht folgendem Identifikationsbegriff: P ist *vollständig für C* (oder kürzer A ist vollständig) falls für alle $\gamma, \gamma' \in \Gamma$, derart daß

$$\forall \theta \in \Theta \quad \phi(\theta, \gamma) = \phi(\theta, \gamma')$$

gilt

$$F(X, \gamma) = F(X, \gamma') \quad [P\text{-fast sicher}] .$$

Also ist A unvollständig, falls mehrere verschiedene Mikrorelationen zu der gleichen Makrorelation führen. Mit dieser Definition sieht man sofort die Möglichkeit zweier Extremfälle für die Vollständigkeit einer Aggregationsstruktur. Es könnte sein, daß eine Familie P so beschaffen ist, daß A ohne zusätzliche (d.h. über die Integrierbarkeit hinausgehende) Restriktionen auf der Klasse C vollständig ist, und umgekehrt, daß es eine Klasse C gibt, so daß A ohne zusätzliche Restriktion auf P vollständig ist.

Da offensichtlich die Vollständigkeit von P im statistischen Sinne die Vollständigkeit von A impliziert, haben wir den ersten Extremfall. Eine wichtige vollständige Familie ist in der *Exponentialfamilie*

$$p(X | \theta) = c(\theta)h(X) \exp \left[\sum_{j=1}^k Q_j(\theta)T_j(X) \right] \quad (2)$$

enthalten.⁹ Falls $Q(\Theta)$ ein k -dimensionales Rechteck enthält, ist die (statistische) Vollständigkeit gesichert (Lehmann, 1959, 132). Zum Beispiel ist die Familie P_N der Normalverteilungen $N(\mu, \Sigma)$ vollständig. Als Beispiel der Anwendung gibt Stoker die Aggregationsstruktur $A = (C_{PB}, P_N)$ an, wobei C_{PB} die Klasse der Probit Mikrorelationen

$$F(X; \gamma) = \Phi(\gamma_0 + X' \gamma_1) \quad (3)$$

bezeichnet (mit Φ Verteilungsfunktion der Standardnormalverteilung). Die entsprechende Makrorelation ist

⁹ Alle Funktionen, die in dieser Definition auftreten, sind reellwertig. Jede beliebige Dichte $f(y)$ ist in der Exponentialfamilie enthalten (man wähle $h = f$ und θ_0 , C und die Q_j derart, daß $C(\theta_0) = 1$ und $Q_j(\theta_0) = 0 \quad \forall j$). Die in (2) enthaltene Restriktion betrifft also nur die Art, wie sich die Verteilung mit dem Parameter θ verändert.

$$\phi(\theta, \gamma) = E_{\theta} [F(X; \gamma)] = \Phi \left(\frac{\gamma_0 + \mu' \gamma_1}{\sqrt{1 + \gamma_1' \Sigma \gamma_1}} \right) \quad (4)$$

und die Vollständigkeit der Aggregationsstruktur besagt, daß man mit Hilfe von konsistenten Schätzern von μ , Σ , und $E(y)$ die Parameter der Mikrorelation anhand von Makrodaten schätzen kann. Bemerkenswert ist auch, daß hier kein repräsentatives Wirtschaftssubjekt existiert: Nur in dem Fall $\Sigma = 0$ führt die Evaluierung der Mikrorelation an der Stelle $X = \mu$ zu dem gleichen Ergebnis wie die Makrorelation. In diesem Fall erweist sich aber die Aggregationsstruktur als unvollständig (Stoker, 1984, S. 896).

Der andere, üblichere, Extremfall ist die *lineare Aggregation*. Für eine sehr allgemeine Klasse P von Verteilungen¹⁰ garantiert die Klasse $C_L = \{\gamma_0 + X' \gamma_1; \gamma \in \Gamma\}$ der linearen Mikrorelationen die Vollständigkeit der Struktur $A = (C_L, P)$. Ferner ist C_L maximal in dem Sinne, daß für jede Klasse C , in der C_L echt enthalten ist, $A = (C, P)$ unvollständig ist. Will man also C_L erweitern, so muß man P einschränken. Dazu drei *wichtige Bemerkungen*.

(i) Wir haben die Mikrorelation als deterministisch angesehen. Falls das Modell in der Tat die Form

$$y = f(X, \gamma, \varepsilon) \quad (5)$$

besitzt (eine Form, die auch die 'random coefficients' Form erlaubt, die in der *konsistenten Aggregation* von Theil, 1954, benutzt wird), so definieren wir $F(X; \gamma) = E(y | X)$, und da $E_{\theta}(y) = E_{\theta}(E(y | X))$, bleiben alle Ergebnisse gültig.

(ii) In intertemporalen Modellen wird die Annahme rationaler Erwartungen öfters durch Nullrestriktionen für die Kovarianz zwischen Instrumentalvariablen Z und der Differenz zwischen geplanten und realisierten Werten der endogenen Variable ausgedrückt:

$$\text{cov}[Z, y - F(X, \gamma)] = 0 \quad (6)$$

Ist Z allen Agenten bekannt, so gilt auf der Makroebene

$$\text{cov} \left[Z, E_t(y) - \int F(X, \gamma) p(X | \theta_t) dX \right] = 0. \quad (7)$$

Die Substitution einer Funktion $G(E_t(X), \delta)$ in (7) an der Stelle des Integrals (z.B. Hall, 1978) verursacht das gleiche Spezifikationsproblem wie das hier besprochene.

(iii) Falls Makrovariablen ρ (Preise, Zinsraten usw.) in die Mikrorelation eingehen,

¹⁰ Die Restriktion ist, daß es eine alternative Parameterisierung von $p(X | \theta)$ geben muß, der Form $\theta^* = (\mu(\theta), \Sigma(\theta)) =: r(\theta)$ mit $\mu(\theta) = E(X)$, r bijektiv und $\mu(\theta)$ in keiner affinen echten Teilmenge von \mathbf{R}^M enthalten (kurz: 'mean full dimensionality').

$$y = F^*(p, X, \gamma), \quad (8)$$

so behält die bisherige Analyse ihre Gültigkeit, falls (8) die Form

$$y = F[X, \gamma(p)] \quad (9)$$

annimmt. Dieses liefert einen guten Grund, die Mikroparameter als Funktionen der Makrovariablen zu modellieren.

Stoker (1986a) gibt ein typisches Beispiel der Unvollständigkeit einer Aggregationsstruktur, bei dem vier sehr verschiedene Engelkurven betrachtet werden. Hier wird angenommen, daß X skalar ist, und daß die Daten über X diskret sind, mit 5 Klassen von Gesamtausgaben, wobei die Struktur innerhalb jeder Klasse als stabil über die Zeit angenommen wird. In diesem Fall ist die Charakterisierung der Vollständigkeit von P besonders einfach. Eine Familie $P = \{p(\theta), \theta \in \Theta\}$ von diskreten Verteilungen auf N Kategorien ist dann und nur dann vollständig, falls es N Parametervektoren $\theta_1, \dots, \theta_N$ in Θ gibt, so daß die quadratische Matrix $[p(\theta_1), \dots, p(\theta_N)]$ vollen Rang besitzt. Für den Beweis siehe Stoker; die grundlegende Überlegung ist, daß volle Dimensionalität gebraucht wird, wie schon bei der Charakterisierung der Vollständigkeit einer Exponentialfamilie gesehen. Stoker gibt zwei Sätze von künstlichen Daten über die Bewegung der Verteilung $p(\theta_t) = (p_1(\theta_t), \dots, p_N(\theta_t))' = (p_{1t}, \dots, p_{Nt})'$ an. Für den ersten Datensatz ist obige Bedingung erfüllt und die Kenntnis der p_{it} ermöglicht die Identifikation des individuellen Engelkurventyps aus den Makrodaten. Für den zweiten Datensatz ist die Bedingung nicht erfüllt (die p_{it} spannen einen 2-dimensionalen Raum auf) und die Makrodaten liefern *keine* Information über die individuellen Engelkurven, es sei denn, diese sind linear: Die Marktnachfrage ist in allen vier Fällen die gleiche und stimmt mit der individuellen linearen Engelkurve überein.

Zusammenfassend: Ohne eine spezielle Eigenschaft der Verteilung der erklärenden Variablen lassen sich die Parameter einer Makrorelation nicht als Verhaltensparameter interpretieren, auch wenn das Modell eines repräsentativen Agenten zugrunde gelegt wird, außer im Falle eines linearen Mikromodells. Der Grund ist, daß diese Parameter Verhaltens- und Verteilungseffekte vermischen.

Ein Test der Abwesenheit von Verteilungseffekten ist also ein Test der Linearität des zugrundeliegenden Mikromodells.¹¹ Für solche Tests schlägt Stoker (1986a) die Benutzung von Information über Zellhäufigkeiten vor, da solche oft leicht zugänglich ist. Der Einfachheit halber wird folgendes Modell betrachtet. Sei y die Ausgabe für ein bestimmtes Gut und x das Einkommen. Wir betrachten wie im obigen Beispiel N Einkommensklassen. $P_t = (P_{1t}, \dots, P_{Nt})'$ enthält die Häufigkeiten dieser Klassen

¹¹ Zumindest wenn man die Stabilität des Mikromodells (siehe Gleichung (17) unten für eine präzise Definition) unterstellt, wie wir es hier tun. Für die Berücksichtigung von Veränderungen im Mikromodell und für Tests des Einflusses von solchen Veränderungen auf die Makrorelation, siehe Stoker (1985).

zum Zeitpunkt t ($t = 1, \dots, T$), und Y_t und X_t die dazugehörigen bedingten Erwartungswerte. Nehmen wir an, daß diese bedingten Erwartungswerte über die Zeit stabil sind. Dann gilt:

$$E_t(y) = Y'P_t, \quad E_t(x) = X'P_t. \quad (11)$$

Stoker zeigt, daß $E_t(y)$ wie folgt zerlegt werden kann:

$$E_t(y) = \alpha + \beta E_t(x) + \bar{w}'P_t, \quad (12)$$

wobei \bar{w} der Vektor der Residuen in der Regression von Y auf X und auf die Konstante ist.¹² Der Term $\bar{w}'P_t$ stellt die Interaktion zwischen der Nichtlinearität des Mikromodells und der Bewegung in der Verteilung dar. Man betrachte die Makrorelation

$$\bar{Y}_t = a + bE_t(x) + e_t, \quad t = 1, \dots, T \quad (13)$$

mit $\bar{Y}_t = E_t(y) + v_t$. Die Regression von P_t auf $E_t(x)$ und die Konstante ergibt:

$$P_t = \hat{c} + \hat{d}E_t(x) + \hat{u}_t, \quad t = 1, \dots, T. \quad (14)$$

Substitution von (14) in (12) ergibt:

$$\bar{Y}_t = (\alpha + \bar{w}'\hat{c}) + (\beta + \bar{w}'\hat{d})E_t(x) + \bar{w}'\hat{u}_t + v_t, \quad t = 1, \dots, T. \quad (15)$$

Ein Vergleich von (15) mit (13) zeigt, daß der Unterschied zwischen den Makrokoefizienten (a, b) und den Mikrokoefizienten (α, β) in der Interaktion zwischen der Nichtlinearität im Mikromodell (\bar{w}) und den Charakteristiken (\hat{c}, \hat{d}) der Bewegung der Verteilung liegt. Ohne weitere Annahme über diese Bewegung verlangt die Übereinstimmung von Mikro- und Makrokoefizienten, daß $\bar{w} = 0$.

Eine Möglichkeit des Tests besteht darin, die Residuen \hat{u}_t zu schätzen und anschließend Gleichung (15) unter den Parameterrestriktionen $\bar{w}'v = 0$ und $\bar{w}'X = 0$ zu schätzen. Ein Test der Annahme $\bar{w} = 0$ ist dann der Test darauf, ob der Koeffizient von \hat{u}_t in (15) gleich Null ist. Folgende einfachere Methode besitzt zudem den Vorteil, daß sie bei Verwerfung der Nullhypothese der Abwesenheit von Verteilungseffekten eine einleuchtende Interpretation der geschätzten Parameter liefert. Man vernachlässige zwei der N Zelhäufigkeiten und teste $\bar{w}^* = 0$ im Regressionsmodell:

$$\bar{Y}_t = a^* + b^*E_t(x) + \bar{w}^*P_t + v_t, \quad t = 1, \dots, T. \quad (16)$$

Die Parameter a^* und b^* sind die Koeffizienten der Gerade durch die Punkte (X_i, Y_i) , (X_j, Y_j) , die den vernachlässigten Häufigkeiten entsprechen. Ferner gilt $\bar{w}_k^* = Y_k - a^* - b^*X_k$ für $k = 1, \dots, N$; d.h., daß die geschätzten \bar{w}_k^* Parameter die

¹² Diese Darstellung ist nicht ganz korrekt, erlaubt aber eine einfache Darstellung der Grundidee. Siehe Stoker (1986a, 776-7) für Einzelheiten.

Abweichungen von der Linearität der Mikrorelation schätzen. Ein Blick auf Gleichung (15) zeigt jedoch, daß \hat{w} schlecht identifiziert werden kann, falls die Residuen \hat{u}_t über die Zeit wenig variieren. Im pathologischen Fall des obigen Beispiels gilt sogar exakt $\hat{u}_t = 0 \forall t$. In einem solchen Fall ist die Makrorelation ohne Verteilungseffekte im ökonomischen Sinn korrekt spezifiziert. Die (konsistent) geschätzten Parameter können jedoch nicht als Verhaltensparameter interpretiert werden - außer in dem Fall, in dem man weiß, daß das Mikromodell linear ist (siehe auch Grunfeld und Griliches, 1960 und Blinder, 1975 in diesem Zusammenhang).

Stoker wendet diese Testmethode auf ein lineares Ausgabensystem (LES) für die vier Güterkategorien Nahrung, Kleidung, Haushaltswaren und restliche nichtdauerhafte Güter und Dienstleistungen an, das anhand von aggregierten, jährlichen US-Ausgabendaten 1951-1978 in vier verschiedenen Modellformen mit ML unter Normalverteilungsannahme geschätzt wird. Die zwei ersten Formen ignorieren Verteilungseffekte und unterscheiden sich dadurch, daß die zweite in quasi-differenzierter Form geschätzt wurde, um die Autokorrelation in den Residuen des ersten Modells zu beseitigen. Derselbe Unterschied besteht zwischen den Formen 3 und 4, die Verteilungseffekte durch Zelhäufigkeiten in 6 Einkommensklassen berücksichtigen, indem die beiden mittleren Klassen (5-7 und 7-10 Tausend Dollar 1978) weggelassen werden, so daß die Koeffizienten als die eines LES für die Zellenmittelwerte dieser zwei Klassen interpretiert werden können. Mittels eines LR Tests wird keines der Modelle 2 und 3 gegen Modell 4 verworfen. Sie liefern also statistisch äquivalente Erklärungen des Datenmaterials.

Was jedoch das ökonomische Ausgabenverhalten anbetrifft, liefern sie sehr unterschiedliche Aussagen. Um die Parameter von Modell 2 als Verhaltensparameter interpretieren zu können, muß man ein ähnliches dynamisches Mikromodell unterstellen. Eine mögliche Vorhersage des Modells wäre dann, daß 30% der Einkommenszunahme eines beliebigen Haushalts für Nahrung verwendet wird, egal ob es sich um einen armen oder einen reichen Haushalt handelt. Dagegen werden die Parameter im Modell 3 korrekt interpretiert als gültig für die Einkommensklasse 5-10 Tausend Dollar. Unglücklicherweise sind die Koeffizienten der Zelhäufigkeiten sehr schlecht determiniert, was auf unzureichende Bewegung in der Verteilung zurückzuführen ist, so daß die Form der Mikroengelkurven nicht zurückgewonnen werden kann. Dies erklärt auch, daß die Abwesenheit von Verteilungseffekten nicht verworfen werden konnte.

Stoker zieht aus dieser Arbeit *drei Lehren*. Erstens bedeutet die Anwesenheit von Verteilungseffekten in einer linearen Makrorelation, daß die Mikrorelation nichtlinear ist. Zweitens soll man sich davor hüten, die Nichtverwerfung des Tests als Beweis für die Abwesenheit von Verteilungseffekten zu interpretieren. Statt dessen sollte man überprüfen, ob die Daten zu wenig Variation bieten, um diese Effekte überhaupt zu identifizieren. In diesem Fall ist der Zugriff auf Mikrodaten unabdingbar. Drittens kann

die Vernachlässigung von Verteilungseffekten zu einer Überbewertung der Dynamik führen. Dieser letzte Punkt wird in der empirischen Studie von Blundell, Pashardes und Weber wieder aufgegriffen (siehe Abschnitt 3.1).

Wir haben uns bisher mit den Schwierigkeiten der Charakterisierung des Mikroverhaltens anhand von Makrodaten für den einfachsten Fall befaßt.¹³ Jetzt wollen wir Ergebnisse über die Charakterisierung von *Makroreaktionen* anhand von Mikrodaten besprechen. Stoker (1986b) zeigt, daß die Makroreaktionen immer konsistent geschätzt werden können, und zwar durch lineare IV-Schätzung, wobei die Instrumente von der Form der Verteilungsbewegung abhängen. Hier wird direkt von der Dichte (bezüglich eines Maßes ν) der gemeinsamen Verteilung von (y, X) zum Zeitpunkt t , $P(y, X | \theta_t)$, ausgegangen. Ist das Modell *stabil* über die Zeit, so gilt:

$$P(y, X | \theta_t) = q(y | X, \theta_t) p(X | \theta_t) = q(y | X) p(X | \theta_t) \quad (17)$$

Der "Score" von P bezüglich θ (das heißt hier einfach die partielle Ableitung von $\ln P$ bezüglich θ) spielt hier eine wichtige Rolle. Im Falle eines stabilen Modells gilt:

$$I_{\theta} := \frac{\partial \ln P(y, X | \theta)}{\partial \theta} = \frac{\partial \ln p(X | \theta)}{\partial \theta} \quad (18)$$

Die zu schätzenden *Makroreaktionen* werden wie folgt definiert. Die Erwartungswerte von y und X sind:

$$E(y) = \mu_y = \int y P(y, X | \theta) d\nu = \phi^*(\theta) \quad (19)$$

$$E(X) = \mu = \int X P(y, X | \theta) d\nu = H(\theta) .$$

Eine wichtige Annahme über die Verteilung ist, daß H invertierbar ist, d. h. daß die Erwartungswerte der erklärenden Mikrovariablen die Veränderungen der Verteilung völlig charakterisieren (X kann Quadrate, Kreuzprodukte, usw. einer kleineren Menge von Variablen enthalten, so daß diese Annahme nicht ganz so restriktiv ist, wie sie auf den ersten Blick erscheint). Definiere

$$\mu_y =: \phi(\mu) = \phi^*[H^{-1}(\mu)] \quad (20)$$

Für einen gegebenen Querschnitt zum Zeitpunkt $t = t_0$ (für den wir das Superskript "0" benutzen) ist die zu schätzende Größe, d.h. die oben angesprochene Makroreaktion, die partielle Ableitung $\partial \phi / \partial \mu$ an der Stelle μ^0 .

Sei nun $I_{ok} := \partial \ln P(y_k, X_k | \theta^0) / \partial \theta$ der Beitrag des k -ten Individuums zum Score an dieser Stelle. Wir betrachten die lineare Querschnittsregression

¹³ Ergänzend sollte noch die Diskussion der Schätzung von vollständigen Aggregationsstrukturen anhand von Makrodaten von Powell und Stoker (1985) zumindest erwähnt werden.

$$y_k = c + d'X_k + u_k, \quad k = 1, \dots, K \quad (21)$$

und den IV-Schätzer \hat{d}^* , der durch Instrumentierung mit l_{ok} erhalten wird. Das wichtige Ergebnis ist, daß \hat{d}^* fast sicher gegen $\partial\phi/\partial\mu^o$ konvergiert, und das für jede beliebige Form des Mikromodells (das Mikromodell braucht natürlich auch nicht stabil über die Zeit zu sein, denn diese Betrachtung bezieht sich auf dem Zeitpunkt $t = t_0$). Die praktische Relevanz dieses Ergebnis ist jedoch dadurch begrenzt, daß der individuelle Scorevektor l_{ok} von den wahren Parametern abhängt. Im Spezialfall einer Exponentialfamilie der Form

$$P(y, X | \theta) = c(\theta)h(y, X) \exp[Q'(\theta)X], \quad (22)$$

wobei $Q(\Theta)$ eine Umgebung von $Q(\theta^o)$ enthält, kann X selbst als Instrument gewählt werden und \hat{d}^* ist dann der OLS-Schätzer, was mit den Ergebnissen von Stoker (1982) konsistent ist. Stoker bemerkt, daß die Bedingungen, unter denen der OLS-Schätzer von (21) konsistent für die erste Ableitung des *Mikromodells* in $E(X)$ ist, dagegen sehr restriktiv sind (White, 1980).

2.3 Zusammenfassung

Ob man den in der Einleitung dargestellten Standpunkt von Stoker über die Annahme eines repräsentativen Wirtschaftssubjekts oder eher den von Lewbel - oder gar beide, sie sind nicht grundsätzlich widersprüchlich - einnimmt, die Notwendigkeit einer genauen Dokumentation der Annahmen und möglichst deren statistische Überprüfung ist durch diese Arbeiten klar belegt. Aber wichtiger noch sind die aufgezeigten Möglichkeiten zur Durchführung dieser Überprüfung. Die nicht-parametrische Schätzung des Rangs eines Nachfragesystems gibt Information für die Spezifikation des Systems auf Mikroebene sowie über die Struktur der Marktnachfrage. Empirische Arbeit in dieser Richtung sollte sehr aufschlußreich und fruchtbar sein.

Die Möglichkeit, Verteilungseffekte in Makrogleichungen so einzubauen, daß die geschätzten Parameter tatsächlich als Verhaltensparameter interpretiert werden können, sollte ebenso empirisch genutzt werden wie die Möglichkeit, Makroeffekte anhand von Querschnittsdaten zu schätzen. Der letzte Punkt eröffnet auch zwei weitere Ausichten. Zum einen könnte man mit Hilfe von Sargan-Tests die Gültigkeit der Instrumentalvariablen testen, die durch verschiedene Verteilungsannahmen generiert werden und somit diese Annahmen überprüfen. Zum anderen gibt die Existenz eines konsistenten Schätzers für die Mikroeffekte die Möglichkeit, mikroökonomische Spezifikationen durch den Vergleich der von ihnen vorhergesagten Makroeffekte zu testen.

Nach diesem Exkurs in sehr allgemein anwendbare Betrachtungen kehren wir zurück zu der mikroökonomischen Untersuchung von Aggregationsproblemen in der Nachfrageanalyse. Die empirischen Arbeiten, die im nächsten Abschnitt besprochen werden, verfolgen nicht explizit die eben skizzierten Forschungsrichtungen. Einerseits untersuchen sie anhand von Mikrodaten die Annahmen, unter denen entweder ein

repräsentativer Konsument existiert, oder exakte Aggregation möglich ist, oder die Verteilung vollständige Aggregation sichert. Andererseits zeigen sie anhand von sorgfältig spezifizierten mikroökonomischen Modellen, welche Verzerrungen entsprechende Makroschätzungen mit sich bringen, und wie diese Verzerrungen in einigen Fällen korrigiert werden können.

3 Empirische Arbeiten

3.1 Statische Nachfragesysteme: Browning (1987), Blundell, Pashardes und Weber (1990)

In den empirischen Arbeiten, die wir jetzt besprechen, wird die Heterogenität der Haushalte expliziter behandelt als in den letzten Abschnitten. Der Aggregationsatz von Lau (1982) besagt, daß die Marktnachfrage dann und nur dann die Form

$$Q = \sum_{h=1}^H f^h(p, m_h, a_h) = F[p, g_1(m, a), \dots, g_K(m, a)] \quad (1)$$

annehmen kann, falls die individuellen Nachfragen f^h als Funktionen von Preisen, Gesamtausgaben und individuellen Merkmalen die Form

$$f^h(p, m_h, a_h) = b(p)g^*(m_h, a_h) \quad h = 1, \dots, H \quad (2)$$

haben. Dies ist eine direkte Erweiterung von (2.1.10) und führt zu folgenden Restriktionen für die Indexfunktionen g_k :

$$g_k(m, a) = \sum_{h=1}^H g_k^*(m_h, a_h). \quad (3)$$

In seiner empirischen Spezifikation solcher aggregierbaren Nachfragefunktionen zieht Browning (1987) die Flexibilität in der Modellierung der demographischen Effekte der Flexibilität in der Einkommensreaktion vor und wählt eine AI-Form (also Rang 2) mit einem linearen Term in den Charakteristiken

$$w_i^h = \alpha_i^o + \sum_{l=1}^L \alpha_{il} a_h^l + \sum_{j=1}^n \gamma_{ij} \ln p_j + \beta_i \ln(m_h/P), \quad (4)$$

was zu folgenden aggregierten Budgetanteilen w_i führt:

$$w_i = \alpha_i^o + \sum_{l=1}^L \alpha_{il} \sum_{h=1}^H y_h a_h^l + \sum_{j=1}^n \gamma_{ij} \ln p_j + \beta_i \ln(M/P) + \beta_i \sum_{h=1}^H y_h \ln y_h, \quad (5)$$

wobei $y_h := m_h/M$. Zwei Terme in (5) beschreiben Verteilungseffekte: Der zweite und der letzte. Insbesondere besagt der letzte Term folgendes: Ist i ein Luxusgut (d.h. ist β_i positiv), dann nimmt w_i bei konstantem M zu, falls die Ungleichheit in der Verteilung von y zunimmt. Die Ungleichheit wird hier durch minus die Entropie der y gemessen.

Ein Problem für die Schätzung von Gleichung (5) anhand von Makrodaten ist, daß Daten für diese Terme fehlen. Zwei verschiedene Annahmen bieten sich hier als Abhilfe an. Unter der Hypothese $\text{cov}(y, a^l) = 0$ (Zerlegungshypothese) erscheint in (5) nur der Mittelwert von a^l , dessen Verfügbarkeit für viele Merkmale gewährleistet ist. Nimmt

man hingegen die *Konstanz* der Verteilungseffekte an, so werden diese in der Konstante der Gleichung subsumiert (für eine Kritik an diesem Vorgehen, siehe jedoch die Besprechung von Stoker, 1986b, in 2.2).

Browning untersucht diese zwei Annahmen anhand der FAMEX (Family Expenditure)-Zeitreihe von Querschnitten für Kanada 1969, 1972, 1976, 1978 und 1982 und findet, daß die Zerlegungshypothese für die meisten Merkmale verworfen werden muß. Dagegen ist die Konstanz in dem Ungleichheitsmaß und in vielen der Charakteristiken annehmbar, aber in einigen deutlich verworfen. Daraus wird geschlossen, daß aus der Schätzung der Gleichung (5) anhand von Makrodaten im besten Fall begrenzte Informationen über das individuelle Verhalten [die γ und β] erschließbar sind und im schlimmsten Fall verzerrte Schätzer für diese Koeffizienten erhalten werden, all das unter der Annahme, daß die Spezifikation (4), die exakt aggregierbar ist, korrekt ist.

Browning testet auch die Annahme, daß die Koeffizienten in (4) haushaltsunabhängig sind, indem er das Modell für vier grobe Güterkategorien und sechs Haushaltsgruppen schätzt. Die Gruppen werden durch die Dichotomien Ein-/Mehrpersonenhaushalt (U/M), Haushaltvorstand 'blue'/'white collar' (B/W) und Mieter/Besitzer (M/O) definiert.¹⁴ Die gewählte Prozedur besteht in der Schätzung des Modells

$$w_i^h = \alpha_i + \sum_{l=1}^L \alpha_{il}^g a_{il}^l + \sum_{j=1}^n \gamma_{ij}^g \ln p_j + \beta_i^g \ln(m_h/P), \quad (6)$$

wobei Haushalt h der Gruppe g angehört (über 14000 Beobachtungen) und in der Durchführung von 150 F-Tests. Die Ergebnisse zeigen, daß sich die Gruppen bzgl. Preis- und Einkommensreaktionen hinreichend unterscheiden, was jede gröbere Gruppierung verbietet. Beschränkt man sich auf die Preisreaktionen allein, so könnte man sich mit den drei Klassen U, MR, MO begnügen.

Die allgemeine Schlußfolgerung ist aber, daß Modell (6) für das vorhandene Datenmaterial die Bedingungen für die exakte Aggregation *nicht* erfüllt.

Blundell, Pashardes und Weber (1990) [BPW] schätzen ein Nachfragesystem auf der Mikroebene und benutzen dieses System, um die zeitliche Instabilität von Makrorelationen zu demonstrieren. Sie zeigen auch auf, wie Querschnittsinformationen in solchen Relationen eingebaut und wie Makrovariable in individuellen Verhaltensgleichungen berücksichtigt werden können.

BPW interessieren sich für Nachfragefunktionen einer bestimmten Gütergruppe, bedingt durch Nachfragen nach einer zweiten Gruppe und Haushaltscharakteristiken. Intertemporale Separierbarkeit für die erste Gruppe bedingt durch die zweite wird unterstellt. Die Spezifikation ist folgende Verallgemeinerung des AI-Modells:

$$w_i^h = \alpha_i^h + \sum_{j=1}^n \gamma_{ij} \ln p_j + \beta_i^h \ln x_h + \lambda_i^h (\ln x_h)^2, \quad (7)$$

¹⁴ Sechs Gruppen, weil U nur nach B/W unterteilt wurde, um das Auftauchen von schwach besetzten Gruppen zu vermeiden.

wobei $x_h := m_h/b_h(p)$ den realen Konsum bezeichnet. In der empirischen Untersuchung ist $b_h(p)$ der Stone-Preisindex für Haushalt h . Wir haben also hier ein 'Real-einkommensystem' von Rang 3. Diese Systeme bilden eine Verallgemeinerung der Gorman Klasse (2.1.11). Lewbel (1989b) zeigt, daß der maximale Rang für ein nutzenmaximierendes Realeinkommensystem gleich 4 ist. Eine Schwierigkeit mit der einfachsten Form von (7), d.h. die Form, wo β_i^h und λ_i^h preisunabhängig sind ist jedoch, daß die Symmetrie der Slutsky Matrix strikte Proportionalität von β_i^h und λ_i^h für alle Güter impliziert, und daß somit der Rang auf 2 zurückfällt.

In der Spezifikation von BPW variieren die Parameter α , β , λ , mit den Charakteristiken und mit den Nachfragen der zweiten Gruppe. Die Variable $\ln x_h$ wird durch eine Relation instrumentiert, die als reduzierte Form der ersten Stufe eines zweistufigen Entscheidungsprozesses interpretiert werden kann. (Eine strukturelle Relation ähnlicher Art wird von Blundell, Browning und Meghir, 1989, behandelt: s.u.).

Bevor wir die empirischen Ergebnisse besprechen, sollten wir folgende Punkte, die für Aggregation wichtig sind, hervorheben. (a) Rang: Falls λ proportional zu β ist, dann hat das System nur Rang 2. (b) Endogenität von x_h : Der Fehler, mit dem x_h behaftet ist, wird sich auch in den Aggregationsgewichten y_h niederschlagen. (c) Variabilität der β und λ Parameter: Nehmen wir an,

$$\beta_i^h = \beta_i + \beta_i^D d_h \quad \text{und} \quad \lambda_i^h = \lambda_i + \lambda_i^D d_h, \quad (8)$$

wobei d_h eine Indikatorvariable bezeichnet und

$$\alpha_i^h = \alpha_i^o + \sum_{l=1}^L \alpha_{il} a_h^l + \sum_{k=1}^K \delta_k S_k, \quad (9)$$

wobei die S_k deterministische Zeitvariablen sind (Trend, Saisonindikatoren usw.). Dann ist die entsprechende Makrorelation, d.h. die Gleichung für den Marktbudgetanteil von Gut i :

$$\begin{aligned} w_i = & \alpha_i^o + \sum_l \alpha_{il} \sum_h y_h a_h^l + \sum_k \delta_k S_k + \sum_j \gamma_{ij} \ln p_j \\ & + \beta_i \sum_h y_h \ln x_h + \lambda_i \sum_h y_h (\ln x_h)^2 \\ & + \beta_i^D \sum_h y_h d_h \ln x_h + \lambda_i^D \sum_h y_h d_h (\ln x_h)^2. \end{aligned} \quad (10)$$

Die Schätzung von (10) auf Makroebene verlangt noch mehr Daten als (5) - oder aber die Zerlegungs- bzw. Konstanzannahme muss entsprechend verschärft werden. Ein schätzbares Pendant von (10), welches mit verfügbaren Daten auskommen würde, ist:

$$\begin{aligned}
w_{it} = & \alpha_i^0 + \sum_l \alpha_{il} \bar{\alpha}_{it} \sum_h a_{ht}^l + \sum_k \delta_k S_{kt} + \sum_j \gamma_{ij} \ln p_{jt} \\
& + \beta_i \pi_{0t} \ln X_t + \lambda_i \pi_{1t} (\ln X_t)^2 \\
& + \beta_i^D \pi_{2t} D_t \ln X_t + \lambda_i^D \pi_{3t} D_t (\ln X_t)^2
\end{aligned} \tag{11}$$

(mit X_t und D_t Stichprobenmittelwerte der x_{ht} und d_{ht}). Der Vergleich mit (10) zeigt die Korrespondenzen auf:

$$\bar{\alpha}_{it} = \sum_h y_{ht} a_{ht}^l / \sum_h a_{ht}^l \tag{12}$$

$$\pi_{0t} = \sum_h y_{ht} \ln x_{ht} / \ln X_t \quad \pi_{1t} = \sum_h y_{ht} (\ln x_{ht})^2 / (\ln X_t)^2$$

$$\pi_{2t} = \pi_{0t} \frac{\sum_h d_{ht} y_{ht} \ln x_{ht}}{D_t \sum_h y_{ht} \ln x_{ht}} \quad \pi_{3t} = \pi_{1t} \frac{\sum_h d_{ht} y_{ht} (\ln x_{ht})^2}{D_t \sum_h y_{ht} (\ln x_{ht})^2}$$

Sind die π Parameter konstant und ist $\bar{\alpha}_i$ nur Funktion von S , so können die Parameter γ , β , β^D , λ und λ^D mit Hilfe von (11) anhand von Makrodaten konsistent geschätzt werden.

BPW schätzen das System (7) für 7 Kategorien von nichtdauerhaften Gütern mit den FES (Family Expenditure Survey)-Daten für Großbritannien 1970-1984 (über 63000 Beobachtungen). β_i^h und λ_i^h sind von 5 Indikatoren (Kinder, drei Jahreszeiten, 'white collar') abhängig. Die Werte von L (Parameter α_{it}) und K (Parameter δ_k) sind 41 und 5. Trotz dieser großen Anzahl von erklärenden Variablen sind die Preiskoeffizienten wohldeterminiert. Homogenität wird für keine Kategorie verworfen. (Dieser Punkt ist wichtig, denn die meisten auf Makrodaten basierenden Studien verwerfen die Homogenität und suggerieren Misspezifikation der Dynamik als Quelle dieser Verwerfung.) Die Symmetrie der γ Matrix wird auch nicht verworfen. Die Annahme, daß $(\ln x)^3$ überflüssig ist, wird nicht verworfen. Dagegen zeigen die Ergebnisse, daß die Annahme, daß β_i proportional zu λ_i ist, verworfen werden muß, so daß das Modell tatsächlich Rang 3 besitzt.¹⁵ Leider geht dadurch die Symmetrie der Slutsky Matrix verloren und somit die Integrierbarkeit.

Aggregationsprobleme werden auf folgende Weise empirisch untersucht. Aus den Mikrodaten werden monatliche Makrodaten gebildet. Drei Modelle werden verglichen. *Modell A* enthält nur die Preise, $\ln X$ und sein Quadrat, und Zeitvariablen. *Modell B* berücksichtigt dazu das Entropiemaß $-\sum_h y_h \ln y_h$ und sein Quadrat, mit den

¹⁵ Die Übereinstimmung dieses parametrischen Tests des Rangs mit Lewbels nichtparametrischem Test ist beruhigend. Es muß jedoch betont werden, daß die Anzahl von Güterkategorien (es sind die selben in beiden Studien) von vornherein sehr klein war, so daß die Tendenz, einen kleinen Rang zu finden, sehr stark ist.

beobachteten Gewichten y_h . Modell \hat{B} benutzt dagegen die vorhergesagten Gewichte \hat{y}_h . Tests der Gleichheit der auf diese Weise geschätzten Koeffizienten mit den Koeffizienten aus der Mikroschätzung verwerfen diese Annahme, aber eine deutliche Verbesserung macht sich bemerkbar, wenn man von A nach B und nach \hat{B} übergeht. Die Preiskoeffizienten sind relativ präzise geschätzt, die Ausgabenkoeffizienten nicht.

Regressionen der Parameter $\tilde{\alpha}_i$ aus Gleichung (12) auf die Preise, $\ln X$, $(\ln X)^2$ und die Zeitvariablen S zeigen, daß die Koeffizienten der Preis- und Einkommensvariablen mitunter beträchtliche t -Werte aufweisen. Das zeigt, daß einfache demographische Variablen eine große Rolle in den Identifikationsproblemen zwischen Mikro- und Makroparametern spielen können. Eine Darstellung des Verlaufs der Parameter π über die Zeit zeigt, daß nur π_0 vernachlässigbare Variation aufweist: Für die anderen ist das nicht der Fall (insbesondere zeigt der Verlauf von π_2 eine hohe positive Korrelation zwischen $\ln x$ und dem 'white collar'-Indikator Anfang der 70er und Anfang der 80er Jahre). Dies verursacht Instabilität in der Makrorelation (11), auch wenn die Mikrorelation keine Zeitvariation aufweist.

3.2 Intertemporale Substitution: Attanasio und Weber (1990), Blundell, Browning und Meghir (1989)

In dem Hall-Modell (Hall, 1978, 1988) kann die intertemporale Substitutionselastizität (ISE) σ anhand folgender Gleichung geschätzt werden:

$$\Delta \ln C_t = \text{Konstante} + \sigma r_t + \varepsilon_t \quad (1)$$

mit C Ausgaben für eine Gütergruppe, r Realzinssatz und einem Überraschungsterm ε_t , der unkorreliert ist mit der Information, die bis zum Zeitpunkt $t-1$ verfügbar ist. Die Bedingungen, die zu dem Hall-Modell aus der Euler-Gleichung auf individueller Ebene führen, sind u.a., daß die Präferenzen additiv separierbar über die Zeit sind, daß die Intraperiodenpräferenzen additiv separierbar und homothetisch sind, daß das Individuum einen unendlichen Horizont hat, und daß der Diskontsatz gleich dem Realzinssatz ist (siehe z.B. Blundell, Fry und Meghir, 1990, 42).¹⁶

Modell (1) wurde oft anhand von Makrodaten geschätzt und wird von Attanasio und Weber und von Blundell, Browning und Meghir (hiernach BBM) auf verschiedene Weise untersucht. Attanasio und Weber konzentrieren sich auf die Diskrepanz zwischen Schätzergebnissen dieses Modells anhand von aggregierten Daten und anhand von Kohortenmittelwerten. BBM vergleichen die Aussagen von Modell (1) auf einem Pseudo-Panel von Kohortenmittelwerten mit denen eines flexibleren Mikromodells für

¹⁶ Wieder muß die Korrektheit der Kürze der Darstellung zu Opfer fallen: Eigentlich wird Gleichung (1) unter den Annahmen einer konstanten Zeitpräferenzrate und einer gemeinsamen log-normalen Verteilung für den Realzinssatz und das Konsumwachstum abgeleitet (siehe Hansen und Singleton, 1982, für die erste Darstellung, und Attanasio und Weber, 1989, für eine Erweiterung). Dagegen ist die Annahme der Gleichheit zwischen Diskontsatz und Realzinssatz notwendig für den random walk in Hall, 1978. Die Bezeichnung "Hall-Modell" spricht hier eher eine Klasse von Modellen als einen bestimmten Repräsentanten an.

intertemporale Substitution. Der praktische Grund dafür, daß beide Studien Kohortenmittelwerte anstatt individueller Daten benutzen besteht darin, daß die Schätzung eines Modells wie (1) auf Mikroebene die Verfügbarkeit von Panel-Daten voraussetzt.

Wenn man von Gleichung (1) ausgeht, ist ein offensichtlicher Grund für Aggregationsprobleme, daß (1) ein log-lineares - also ein nicht-lineares - Modell darstellt. Diese Art von Aggregationsfehler kann im Prinzip behoben werden, indem Mittelwerte über $\Delta \ln C$ und nicht über C gebildet werden. Aber dieses Aggregat ist üblicherweise in den Makrodaten nicht vorhanden. Ein weniger offensichtlicher Grund besteht darin, daß für den Fehlerterm in (1) eine MA(1) Struktur zu erwarten ist.¹⁷ Das führt zu IV-Schätzung. Falls nun die intraperioden-kohortenspezifische Nutzenfunktion einen multiplikativen Faktor S enthält, der eine Funktion von beobachtbaren Charakteristiken der Kohorte c ist, so erhält man statt (1) die Form:

$$\Delta \ln C_t^c = \text{Konstante} + \sigma r_t^- + \Delta S_t^c + \varepsilon_t^c . \quad (2)$$

Sobald die Abweichungen von ΔS_t^c von seinem bedingten Erwartungswert (gegeben Information bis t) unkorreliert mit den auf Kohortenebene verfügbaren Instrumenten aber korreliert mit den auf Makroebene verfügbaren Instrumenten sind, wird das Aggregationsproblem auftreten - auch wenn das erste Problem behoben wird.

Das ernsthafteste Problem für die Schätzung von (1) auf Makrodaten sehen aber Attanasio und Weber in den Zu- und Abgängen, die Aggregation über Kohorten impliziert. Anhand eines theoretischen Modells mit überlappenden Generationen zeigen sie, daß die ISE deswegen unterschätzt wird. Ihre Arbeit deutet auf Unvollständigkeit der Märkte als zusätzliche Quelle von Aggregationsproblemen.

¹⁷ Aus zweierlei Gründen: (i) Wegen der Erwartungskomponente in ε_t kann man erwarten, daß ε_t die Struktur eines MA(1) mit positiver Autokorrelation besitzt; (ii) Meßfehler können einen zusätzlichen MA(1) Prozeß mit negativer Autokorrelation wegen der Differenzbildung verursachen.

Tabelle 1

Reference	Datentyp	Modell ¹	ISE	S ²	t ³	Kommentar
a	VGR	(1)	.35	ja	-	
b		(1) + Wachstum des verfügbaren Einkommens	.33	ja	ja	
c		(1) + Wachstum der Produktivität	.32	ja	ja	
d	Kohorte 1930-1940	(1)	.68	nein	-	Sehr verschieden von a
e		(1) + Wachstum des erwarteten Arbeitseinkommens	.64	nein	ja	
f		(1) + demographische Variablen ⁴	.73	nein	ja	
g		(1) + demographische Variablen ⁴ + Wachstum des erwarteten Arbeitseinkommens	.72	nein	ja nein	Keine 'excess sensitivity', im Gegensatz zu b und e
h		(1) + demographische Variablen ⁴ + Wachstum der Produktivität	.71	nein	ja nein	Kein Einfluß des Produktivitätswachstums, im Gegensatz zu c
i	FES (alle)	(1) mit korrektem Aggregat	.48	nein	-	IES viel höher als in a
j		(1) mit korrektem Aggregat + demographische Variablen ⁴	.44	nein	nein	
k		(1) mit korrektem Aggregat + demographische Variablen ⁴ + Wachstum des erwarteten Arbeitseinkommens	.22	nein	nein ja	Spezifikation nicht robust
l		(1) mit korrektem Aggregat + demographische Variablen ⁴ + Wachstum der Produktivität	.39	nein	nein ja	nah zu c

1 Alle mit Jahreszeitindikatoren und pro-Kopf Konsum, falls nicht explizit anders angegeben.

2 Sargan Test der überidentifizierenden Restriktionen: Ja bedeutet, daß die Nullhypothese einer korrekten Spezifikation zum 5% Niveau verworfen wird.

3 Signifikanz der zusätzlichen Regressoren (t-Test zum 5% Niveau). Ja bedeutet Signifikanz.

4 Gesamtkonsum des Haushalts.

Dieser Aspekt entspricht den Ausführungen von Altug und Miller (1990), die auf die Schwierigkeiten der Schätzung von Lebenszyklusmodellen bei unvollständigen Märkten aufmerksam machen. Das Modell von Attanasio und Weber erklärt diesen Punkt auf sehr einfache Weise.

Was uns aber hier interessiert, ist ihre empirische Untersuchung dieses Phänomens. In dieser Hinsicht betrachten sie neben allgemein verfügbaren VGR-Quartalsdaten für 1970-1986 auch Aggregate, die sie aus den 17 FES-Querschnitten für dieselben Jahre gewinnen. Eine einzige Kohorte wird betrachtet. Sie besteht aus Haushalten, deren Vorstand zwischen 1930 und 1940 geboren wurde. Der benutzte Zinssatz ist der Zinssatz für 'building societies deposits'. Die Ergebnisse werden in Tabelle 1 dargestellt und kommentiert. Die fünfte Spalte gibt das Ergebnis eines Sargan-Tests der überidentifizierenden Restriktionen zum Niveau 5%. Dieser Test der Gültigkeit der Instrumente wird auch von den Autoren als allgemeiner Spezifikationsstest interpretiert. Ferner wird untersucht, ob 'excess sensitivity' zum Wachstum des Periodeneinkommens besteht und ob Produktivitätswachstum eine Rolle spielt. Mit VGR Daten wird die demographische Veränderung nur durch Verwendung von Pro-Kopf Konsumdaten berücksichtigt, aber von der Möglichkeit einer feineren Analyse anhand der FES-Daten wird Gebrauch gemacht, indem demographische Variablen miteinbezogen werden. In allen Fällen werden auch Jahreszeitindikatoren benutzt. Die sechste Spalte gibt an, ob die zusätzlichen Variablen signifikant erscheinen oder nicht (t-Test auch zum Niveau 5%). Für jedes Modell ist die Anzahl der verfügbaren Beobachtungen 63.

Die offensichtliche Schlußfolgerung ist, daß, obwohl die Nichtlinearität eine wichtige Rolle spielt, die Aggregation über Kohorten den entscheidenden Spezifikationsfehler darstellt. Diese Erkenntnis wirft einige Zweifel auf die Ergebnisse von Campbell und Mankiw (1990), die den Anteil der liquiditätsbeschränkten Haushalte mit Hilfe eines solchen Modells auf VGR-Daten schätzen.

Die letzte Arbeit, die ich hier besprechen möchte (*Blundell, Browning und Meghir*, 1989), befaßt sich in der Tat nur indirekt mit Aggregation. Sie ergänzt aber auf nützliche Weise die drei bisher besprochenen empirischen Studien. Zum einen wird hier im Gegensatz zu BPW die zweistufige Entscheidung der Haushalte explizit modelliert, zum anderen wird das Hall-Modell mit einem flexibleren Modell auf Kohortenebene verglichen. Für das flexible Modell enthält die der Gleichung (1) entsprechende Euler-Gleichung Parameter, die die Form der Intraproduktions-Präferenzen widerspiegeln. Das primäre Ziel der Studie ist die Messung der ISE als Funktion von individuellen Merkmalen unter Berücksichtigung der möglichen Nichtseparierbarkeit der Intraproduktions-Präferenzen und der möglichen Nichtlinearität der Engelkurven. Somit wird von den wesentlichen Annahmen abgesehen, die dem Hall-Modell zugrundeliegen. Der Ansatz macht es auch möglich, diese Art von Fehlspezifikation gegen die von Attanasio und Weber angezeigte Fehlspezifikation abzuwägen.

Die intertemporale indirekte Nutzenfunktion wird als explizit additiv spezifiziert:

$$U = \sum_{t=0}^T U_t(p_t, z_t, x_t) \quad (3)$$

mit
$$U_t(p_t, z_t, x_t) = F_t(V_t(p_t, z_t^1, x_t), z_t^2) \quad (4)$$

Der Vektor von individuellen Merkmalen z_t wird in die zwei (möglicherweise überlappenden) Vektoren z_t^1 und z_t^2 unterteilt, die die Intraperioden-Präferenzen bzw. die intertemporale Substitution beeinflussen. F_t ist die durch die explizit additive Form U bedingte wachsende Transformation der Intraperioden-Nutzenfunktion V_t (bis auf eine wachsende affine Transformation). Letztere wird als

$$V_t(p_t, z_t^1, x_t) = [x_t/a(p_t, z_t^1)]^{(1-\theta)} / b(p_t, z_t^1) \quad (5)$$

spezifiziert, wobei $\{.\}$ die Box-Cox Transformation bezeichnet, und a und b zwei haushaltsspezifische Preisindizes bezeichnen, während die Transformation F_t als

$$F_t(V_t, z_t) = \delta_t V_t^{(1+\rho_t(z_t))} \quad (6)$$

spezifiziert wird. δ_t ist ein Diskontfaktor und $\{.\}$ bezeichnet wieder die Box-Cox Transformation. Das Zusammenspiel der Parameter der Intraperioden-Präferenzen und der Parameter der intertemporalen Substitution ist in der Form der ISE

$$\Phi = \frac{C_t^{(\theta)}}{\rho_t(z_t) - (1 + \theta)C_t^{(\theta)}} \quad (7)$$

und der Euler-Gleichung

$$\Delta \ln V_t' + \Delta(\rho_t \ln V_t) + \tau_t = \varepsilon_t \quad (8)$$

deutlich erkennbar, wobei V_t' die Ableitung von V_t bezüglich x_t ist, τ_t von den Zins- und Diskontsätzen sowie von Momenten der bedingten Verteilung des Grenznutzens des Geldes abhängt, und $C_t = x_t/a(p_t, z_t^1)$ der reale Konsum in Periode t ist.

Die Schätzung des Modells wird mit einer Selektion aus den FES-Daten für 1970-1984 [nahezu 65000 Haushalte] mit 7 Güterkategorien durchgeführt. a , b und ρ sind linear in z , und a und b sind derart spezifiziert, daß man für $\theta = 0$ das AI-Modell für die Intraperioden-Präferenzen erhält. Zunächst werden diese Intraperioden-Präferenzen anhand der Zeitreihe von Querschnittsdaten geschätzt. Der Parameter θ wird nicht geschätzt, sondern die drei Spezifikationen $\theta = 0$ (AI), $\theta = -1$ (quasi-homothetische Präferenzen, lineare Engelkurven) und $\theta = 1$ (quadratische Engelkurven) werden untereinander verglichen. In allen Fällen werden die Restriktionen der Homogenität und der Symmetrie berücksichtigt, und das AI-Modell weist für jede Gleichung die niedrigste Residualvarianz auf. Das schlechteste Ergebnis für diesen Datensatz ergibt das Modell mit $\theta = 1$. Mit allen drei Modellen wird die im Hall-Modell

gemachte Homothetizitätsannahme eindeutig verworfen. Die Besprechung der anderen Parameter der Intraperioden-Präferenzen würde den Rahmen dieser Übersicht sprengen.

Zur Schätzung der restlichen Präferenzparameter wird ein Pseudo-Panel von 10 Kohorten wie in der Studie von Attanasio und Weber (d.h. unter Berücksichtigung der jeweiligen funktionalen Form) gebildet. Gleichung (8) wird mit Hilfe der verallgemeinerten Momentenmethode (GMM) geschätzt, wobei die Gültigkeit der Instrumente in jeder Stufe des Schätzverfahrens getestet wird, und der stochastische Charakter der aus der Schätzung der Intraperioden-Präferenzen gewonnenen Regressoren explizit berücksichtigt wird. Die individuellen Merkmale, die ρ am stärksten beeinflussen, betreffen den Arbeitsmarktsstatus. Eine explizitere Behandlung der Rationierungsschemata auf diesem Markt und deren Perception wäre vielleicht von Interesse: Sneessens (1985) hat nämlich gezeigt, daß diese die Validität der zweistufigen Budgetallokation in Frage stellen können. Die Mittelwerte der ISE Φ für die verschiedenen Werte von θ sind

$\theta = 0$	$\theta = -1$	$\theta = 1$
-1.19	-1.07	-0.60
(0.39)	(0.33)	(0.14)

Dagegen sind die Werte, die BBM für ein Hall-Modell ermitteln, wo die Regression von $\ln(1+r_t)$ auf $\Delta \ln C_t$ mit Instrumentalvariablen geschätzt wird, -1.96 (0.33) ohne individuelle Merkmale und -1.0 (0.33) mit letzteren.¹⁸ Die Effekte dieser Merkmale sind qualitativ ähnlich für das Hall-Modell und für die detaillierten Modellen mit $\theta = 0$ und $\theta = -1$. Da aber die Spezifikation mit $\theta = 1$ zu ganz anderen Ergebnissen führt, und da das Hall-Modell sehr restriktive a priori Annahmen über die Intraperioden-Präferenzen beinhaltet, besteht die Möglichkeit, daß das Hall-Modell zu einer verzerrten Schätzung der ISE führt. Die bedeutendste Fehlspezifikation scheint aber in der Vernachlässigung der individuellen Merkmale zu liegen - gegeben, daß man mit Kohorten arbeitet.

¹⁸ Der Unterschied im Vorzeichen mit den Ergebnissen von Attanasio und Weber (1990) kommt nur von einer anderen Vorzeichenkonvention. Der Unterschied in den Beträgen kommt zum Teil von der Behandlung der Kohorten, zum Teil von der Definition des realen Konsums und schließlich zum Teil auch von der Schreibweise der Schätzgleichung.

3.3 Zusammenfassung

Der informierte Leser fragt sich vielleicht, warum ich hier die Studien von Jorgenson et al. (1982) und Jorgenson (1990) nur am Rande erwähnt habe. Ein Grund dafür wurde schon in der Einleitung gegeben: Ich wollte mich auf einige wenige Studien beschränken. Ein zweiter Grund ist, daß diese Aufsätze bestimmte Aggregierbarkeitseigenschaften ausnutzen, um Nachfragesysteme unter simultaner Benutzung eines Querschnitts von individuellen Daten und einer Zeitreihe von VGR-Daten effizient zu schätzen. Die Annahmen, die die exakte Aggregation liefern, werden dort weder auf Plausibilität überprüft noch statistisch getestet. Ein kritischer Punkt bei diesen Arbeiten ist auch, daß die benötigte Information über die gemeinsame Verteilung von Gesamtausgaben und individuellen Merkmalen über die gemeinsame Verteilung von Nettoeinkommen und Merkmalen angenähert wird. Diese Annäherung ist wegen des Übergangs vom Einkommen zu den Gesamtausgaben zugleich schwierig und nicht sehr überzeugend: Zum Beispiel impliziert die Lebenszyklus-Hypothese verschiedene Prozesse für Einkommen und Gesamtausgaben (siehe Browning, 1987).

Die hier besprochenen empirischen Studien zeigen nicht nur, welche Fehler auf Makroebene entstehen, wenn Aggregationsprobleme einfach ignoriert werden, sondern sie zeigen auch, wie diese Fehler reduziert werden könnten. Brownings deskriptive Analyse einer Zeitreihe von individuellen Budgetdaten gibt Ansatzpunkte zur Untersuchung von Verteilungsannahmen, die möglicherweise zu der Spezifikation einer vollständigen Aggregationsstruktur führen können. Die Studie von Browning, Pashardes und Weber beschreibt, wie man anhand einer mikroökonomischen Analyse die Aggregate finden kann, die zumindest annähernd zu einer Teilidentifikation der Parameter des individuellen Verhaltens anhand von Makrodaten führen könnten. Attanasio und Weber zeigen, daß die gravierendste Fehlspezifikation bei der Schätzung von Hall-Modellen auf der Makroebene der Aggregation über Kohorten zuzuschreiben ist. Einerseits ist das im nachhinein nicht sonderlich überraschend, andererseits führt diese Erkenntnis direkt zu der Möglichkeit von korrigierenden Maßnahmen. Diese Schlußfolgerung wird auch von Blundell, Browning und Meghir bekräftigt, aber sie zeigen auch, daß die Rolle der soziodemographischen Determinanten von Attanasio und Weber unterschätzt wurde. Der Grund liegt in einer unzureichend detaillierten Modellierung: Die Merkmale, die Attanasio und Weber in dem Hall-Modell berücksichtigen, sind im Modell von BBM eher Determinanten der Intraperioden-Präferenzen als Determinanten der intertemporalen Substitution. Dies unterstreicht die Vorteile einer detaillierten mikroökonomischen Studie.

4 Schlussfolgerungen

Die Beurteilung von wirtschaftspolitischen Maßnahmen verlangt die Kenntnis der Verhaltensreaktionen der individuellen Haushalte. Zur Identifikation dieser Reaktionen ist die Benutzung von Makromodellen, die auf der ungerechtfertigten Annahme der Existenz eines repräsentativen Konsumenten beruhen, ein gewagtes Unternehmen: Einerseits können die entstehenden Einschätzungsfehler groß sein, andererseits können sie auf der Makroebene grundsätzlich nicht nachgewiesen werden.

Die Existenz dieser Gefahr ist theoretisch längst erkannt. Die jüngste Praxis der Makoökonomie zeigt aber, daß sie noch nicht ernst genug genommen wird, um zu der konsequenten Suche und Anwendung von Ansätzen zur Einschätzung und Reduzierung dieser Fehler zu führen. Diese Lage läßt sich sicherlich durch die Dringlichkeit der zu beantwortenden wirtschaftspolitischen Fragen und zugleich durch die Schwierigkeit der benötigten spezifischen Analyse der zugrundeliegenden Aggregationsstruktur erklären. Deswegen bekräftigte Malinvaud (1956) am Ende seiner Übersicht über Aggregationsprobleme die Tatsache, daß in der praktischen Wahl der Aggregationsprozeduren, die die Spezifikation eines Makromodells impliziert, die informelle Einschätzung eine wesentliche Rolle spielen muß. Er konnte nur hoffen, daß die Kenntnis der Logik dieser Probleme ihren Weg in die Bildung dieser Einschätzung findet.

Heute sollte der Gedanke aber nicht utopisch sein, daß die hier besprochenen Untersuchungsmethoden mittel- oder langfristig von den Praktikern der wirtschaftspolitischen Beratung angewandt werden sollten. Geschieht dies nicht routinemäßig, so doch zumindest in gewissen Zeitabständen, so daß die informelle Einschätzung ab und zu mit dem Ergebnis von schwerfälligeren, aber auch besser fundierten Ansätzen konfrontiert wird.

Das Fazit dieser Überlegungen lautet: Wenn es möglich ist, sollte man das individuelle Verhalten anhand von Mikrodaten modellieren. Wenn nicht, sollte die makroökonomische Modellierung auf überprüfbaren (und möglichst überprüften) Annahmen beruhen.

5 Literatur

- Altug, S. und R.A. Miller (1990), 'Household choices in equilibrium' *Econometrica*, 58, 543-70.
- Attanasio, O. und G. Weber (1989), 'Intertemporal substitution, risk aversion and the Euler equation for Consumption', *Economic Journal*, Supplement, 99, 59-73.
- Attanasio, O. und G. Weber (1990), 'Consumption, productivity growth and the interest rate', *IFS Working Paper W90/12*.
- Blanchard, O.J. und S. Fischer (1989), *Lectures on Macroeconomics*. Cambridge: MIT Press.
- Blinder, A.S. (1975), 'Distribution effects and the aggregate consumption function', *Journal of Political Economy*, 83, 447-75.
- Blundell, R., M. Browning und C. Meghir (1989), 'A microeconomic model of intertemporal substitution and consumer demand', *University College London, discussion paper 8911*.
- Blundell, R., V. Fry und C. Meghir (1990), 'Preference restrictions in microeconomic models of life-cycle behaviour under uncertainty', in *Microeconomics: Surveys and Applications*, J.P. Florens, M. Ivaldi, J.J. Laffont und F. Laisney, (eds.). Oxford: Basil Blackwell.
- Blundell, R., P. Pashardes und G. Weber (1990), 'What do we learn about consumer demand patterns from micro-data?', *mimeo*.
- Browning, M. (1987), 'Individual heterogeneity and perfect aggregation: a study of the Canadian microdata, 1969-1982', *McMaster University, working paper 8707*.

- Campbell, J.Y. und N.G. Mankiw (1990), 'Permanent income, current income, and consumption', *Journal of Business and Economic Statistics*, 8(3), 265-79.
- Deaton, A. und J. Muellbauer (1980), *Economics and Consumer Behavior*. Cambridge: Cambridge University Press.
- Fortin, N. (1988), *Evaluating the Aggregation Biases in a Production Economy: A Stochastic Approach*. Unpublished PhD Dissertation, University of British Columbia.
- Freixas, X. und A. Mas-Colell (1987), 'Engel curves leading to the weak axiom in the aggregate', *Econometrica*, 55, 1731-51.
- Gill, L. und A. Lewbel (1989), 'Testing the rank of estimated matrices with applications to factor, state space and ARMA models', *University of Manchester, discussion paper ES126*. Erscheint demnächst in *Journal of the American Statistical Association*.
- Gorman, W.M. (1953), 'Community preference fields', *Econometrica*, 21, 63-80.
- Gorman, W.M. (1981), 'Some Engel curves', in *Essays in the Theory and Measurement of Consumer Behaviour*, A. Deaton (ed.). Cambridge: Cambridge University Press.
- Grunfeld, Y. und Z. Griliches (1960), 'Is aggregation necessarily a bad?' *Review of Economics and Statistics*, 42, 1-13.
- Hall, R. (1978), 'Stochastic implications of the life cycle - permanent income hypothesis: theory and evidence', *Journal of Political Economy*, 86, 971-87.
- Hall, R. (1988), 'Intertemporal substitution in consumption', *Journal of Political Economy*, 96, 339-57.
- Hansen, L. und K. Singleton (1982), 'Generalized instrumental variables estimation of nonlinear rational expectations models', *Econometrica*, 50, 1269-86.
- Hildenbrand, W. (1981), 'Short-run production functions based on micro data', *Econometrica*, 49, 1095-125.
- Hildenbrand, W. (1988), 'Facts and ideas in microeconomic theory', *Marshall Lecture, ESEM'88*, Bologna.
- Jorgenson, D.W. (1990), 'Aggregate consumer behavior and the measurement of social welfare', *Econometrica*, 58, 1007-1040.
- Jorgenson, D.W., L.J. Lau und T.M. Stoker (1982), 'The transcendental-logarithmic model of aggregate consumer behavior', in *Advances in Econometrics*, R. Basman und G. Rhodes (eds.). Greenwich: JAI Press.
- Lau, L.J. (1982), 'A note on the fundamental theorem of exact aggregation', *Economics Letters*, 9, 119-26.
- Lehmann, E.L. (1959), *Testing Statistical Hypotheses*. New York: John Wiley.
- Lewbel, A. (1987a), 'Characterizing some Gorman Engel curves', *Econometrica*, 55, 1451-9.
- Lewbel, A. (1987b), 'Fractional demand systems', *Journal of Econometrics*, 36, 311-37.
- Lewbel, A. (1989a), 'Exact aggregation and a representative consumer', *Quarterly Journal of Economics*, 621-33.
- Lewbel, A. (1989b), 'A demand system rank theorem', *Econometrica*, 57, 701-5.
- Lewbel, A. (1990a), 'Full rank demand systems', *International Economic Review*, 31, 289-300.

- Lewbel, A. (1990b), 'The rank of demand systems: theory and nonparametric estimation', *Discussion paper 234/90, Dept. of Economics, Brandeis University*.
Erscheint demnächst in *Econometrica*.
- Lewbel, A. (1990c), 'Log-log and log-linear macro models', *Discussion paper 262/90, Dept. of Economics, Brandeis University*.
- Magnus, J.R. und A.D. Woodland (1990), 'Separability and Aggregation', *Economica*, 57, 239-47.
- Malinvaud, E. (1956), 'L'agrégation dans les modèles économiques', *Cahiers du Séminaire d'Économétrie*, 4.
- Malinvaud, E. (1981), *Théorie Macroéconomique*. Paris: Dunod.
- Muellbauer, J. (1975), 'Aggregation, income distribution and consumer demand', *Review of Economic Studies*, 62, 269-83.
- Powell, J.L., und T.M. Stoker (1985), 'The estimation of complete aggregation structures', *Journal of Econometrics*, 30, 317-44.
- Ronning, G. und K.F. Zimmermann (1991), 'Mikroökonomie, Mikroökonomie und Wirtschaftspolitik', in diesem Heft.
- Seitz, H. (1988), 'Still more on the speed of adjustment in inventory models: a lesson in aggregation', *Beiträge zur angewandten Wirtschaftsforschung*, 377-88, Universität Mannheim.
- Shapiro, P. und S. Braithwait (1979), 'Empirical Tests for the existence of group utility functions', *Review of Economic Studies*, 46, 653-65.
- Sneessens, H. (1985), 'A note on decentralizability in consumer demand models with quantity rationing', *Economics Letters*, 17, 297-301.
- Stoker, T.M. (1982), 'The use of cross-section data to characterize macro functions', *Journal of the American Statistical Association*, 77, 369-80.
- Stoker, T.M. (1984), 'Completeness, distribution restrictions, and the form of aggregate functions', *Econometrica*, 52(4), 887-907.
- Stoker, T.M. (1985), 'Aggregation, structural change, and cross-section estimation', *Journal of the American Statistical Association*, 80, 720-9.
- Stoker, T.M. (1986a), 'Simple tests of distributional effects on macroeconomic equations', *Journal of Political Economy*, 94, 762-95.
- Stoker, T.M. (1986b), 'Aggregation, efficiency, and cross-section regression', *Econometrica*, 54(1), 171-88.
- Theil, H. (1954), *Linear Aggregation of Economic Relations*. Amsterdam: North Holland.
- White, H.A. (1980), 'Using Least Squares to approximate unknown regression functions', *International Economic Review*, 21, 149-70.