



Anders Klevmarken

System av efterfrågefunktioner; några utvecklingstendenser

Särtryck ur
Taloustieteellisen Seuran
vuosikirja 1974
(Nationalekonomiska
Sällskapetets årsbok
1974. Helsingfors.)

INDUSTRIENS

UTREDNINGS-

INSTITUT

STOCKHOLM



Industriens Utredningsinstitut

är en fristående vetenskaplig forskningsinstitution grundad 1939 av Svenska Arbetsgivareföreningen och Sveriges Industriförbund.

Syfte

Att bedriva forskning rörande ekonomiska och sociala förhållanden av betydelse för den industriella utvecklingen.

Verksamhet

Huvuddelen av arbetet inom institutet ägnas åt långsiktiga forskningsuppgifter. Man siktar härvid till ett studium av de grundläggande sammanhangen inom näringslivet och särskilt till att belysa de frågor som hör samman med strukturella och institutionella förändringar. Forskningsresultaten publiceras i institutets skriftserier.

Vid sidan om det långsiktiga forskningsarbetet utför institutet smärre utredningar rörande speciella problem samt ger viss service åt industriföretag, organisationer, statliga myndigheter etc.

Styrelse

Direktör Erland Waldenström, ordf.

Tekn. dr Ingmar Eidem

Direktör Curt-Steffan Giesecke

Direktör Nils Holgerson

Direktör Tryggve Holm

Direktör Rune Höglund

Direktör Axel Iveroth

Direktör Alde Nilsson

Direktör Åke Palm

Direktör Hans Stahle

Direktör Sven-Olov Träff

Direktör K. Arne Wegerfelt

Ekon. dr Lars Wohlin, chef

Adress

Industriens Utredningsinstitut

Storgatan 19, Stockholm, Box 5037, 102 41 Stockholm 5

Tel. 08-63 50 20

ISBN 91-7204-045-9

ERRATA

	<u>Står</u>	<u>Skall stå</u>
S. 102 rad 1 uppfifrån	den	de
" " " 8 "	långtidsarbetet	långtidsutrednings arbetet
" 103 " 6 nedifrån	$u(g)$	$u(q)$
" 105 " 15 "	påvara	på vara
" 108 ekv. (18)	$= \sum_{i=1}^u$	$= \sum_{i=1}^n$
" " ekv. (19)	$q_i =$	$q_i =$
" " rad 3 ovanför ekv. (20)	iden	i den
" 110 ekv. (24)	$q_t = q(y_t, p_t) +$	$q_t = q(y_t, p_t) +$
" " ekv. (25)	$y_t = p_t' q(y_t, p_t);$	$y_t = p_t' q(y_t, p_t);$
" 111 rad 5 nedifrån	$\beta_i \sum_{j=1}^n p_{jt} \epsilon_{ijt}$	$\beta_i \sum_{j=1}^n p_{jt} \epsilon_{jt}$
" 112 " 4 "	matrisen som är proportionell mot	
" 113 ekv. (30a)	$\delta_{ij} = \begin{cases} 1 & \text{om } i=j \\ 0 & \text{om } i \neq j \end{cases}$	$\delta_{ij} = \begin{cases} 1 & \text{om } i=j \\ 0 & \text{om } i \neq j \end{cases}$
" 115 rad 10 nedifrån	tabell ur	tabell 2 ur
" 116 " 15 uppfifrån	datamaterialen inte	datamaterialen har inte
" 122 rad 4 "	$q > 0$	$q \rightarrow 0$
" " ekv. (33)	$\left[\sum_{i \in S} \beta_{si} (q_{si} - c_{si}) \right] e_s$	$\left[\sum_{i=1}^{n_s} \beta_{si} (q_{si} - c_{si}) \right] e_s$
" " rad 3 nedanför ekv. (33)	sid. 5 och 6	sid. 106
" " sista raden	4,6 respektive 6 varor	4, 6 respektive 6 varor
" 123 ekv. (34)	$x' = \{\ln q_1, \dots, \ln q_n\}$	$x' = \{\ln q_1, \dots, \ln q_n\}$
" 128 rad 3 ovanför ekv. (43a)	Låt den första av en varor	Låt den första av n varor
" 129 rad 2 uppfifrån	övriga tjänster	övriga varor och tjänster
" 130 rad 1 efter ekv. (48)	Multiplieras (44)	Multiplieras (45)

	<u>Står</u>	<u>Skall stå</u>
S. 130 rad 1 efter ekv. (48)	substitueras (47) in	substitueras (48) in
" " " 3 " "	(49) observationer på efterfrågekurvan	observationer på efterfrågekurvan
" " " 12 " "	(49) (48)	(49)
" " " 13 " "	(49) (43b)	(44b)
" " " 13 " "	(49) (48)	(49)
" " " 15 " "	(49) (43b)	(44b)
" " " 15 " "	(49) (48)	(49)
" " " 17 " "	(49) (43b)	(44b)
" " " 18 " "	(49) (48)	(49)
" 131 " 8 " "	(50) konsumtionsvanan och föekomsten av	konsumtionsvanan och föekomsten av
" 132 ekv. (55)	$\dot{w}(t) =$ $\varrho w(t) + y(t) - \sum_{i=1}^n p_i q_i(t);$ $w(0) = w_i;$	$\dot{w}(t) =$ $\varrho w(t) + (y(t) - \sum_{i=1}^n p_i q_i(t));$ $w(0) = w;$
" 133 ekv. (56)	$v = \mu z + (1 - \mu) \sum p_i \gamma_i;$	$v = \mu z + (1 - \mu) \sum p_i \gamma_i;$
" " rad 1 efter ekv. (56)	$z = \varrho w + y + L(\hat{y}), L(\hat{y})$	$z = \varrho w + y + L(\dot{y}), L(\dot{y})$

Eripainos
Taloustieteellisen Seuran vuosikirja 1974

ANDERS KLEVMARKEN

Docent

SYSTEM AV EFTERFRÅGEFUNKTIONER; NÅGRA UTVECKLINGSTENDENSER *

1. Inledning

Man kan bl a urskilja två olika grupper av efterfrågestudier, dels sådana som endast behandlar en enskild vara eller varugrupp, dels sådana som behandlar alla varor och varugrupper som tillsammans utgör den totala privata konsumtionen. De modeller man brukar använda sig av i det senare slaget av studier brukar gå under namnet »fullständiga system av efterfrågefunktioner». Med detta behöver man inte avse något annat än att man har en uppsättning av efterfrågefunktioner som förklarar hur den totala konsumtionen fördelas på varugrupper, ofta brukar man dock dessutom kräva att ett fullständigt system skall ha vissa egenskaper som följer från den klassiska statiska valhandlingsteorin.

En fördel med de fullständiga systemen jämfört med modeller som enbart gäller en enskild vara är just att man kan utnyttja de villkor som följer från valhandlingsteorin för att öka precisionen i estimaten av t ex inkomst- och priselasticiteter. En nackdel är å andra sidan att det framför allt av praktiska skäl kan visa sig svårt att inom ramen för ett fullständigt system utnyttja den information som eventuellt finns om speciella egenskaper hos varor eller marknader.

De fullständiga systemen av efterfrågefunktioner har framför allt sin tillämpning i ekonomiskt prognos- och planeringsarbete på nationell nivå. I ekonometriska makromodeller utgör de ett block som representerar efterfrågan från de privata hushållen. I sådana modeller är det önskvärt med konsistens mellan inkomst, konsumtion och sparande, så att de prognoser man gör på efterfrågan på

* Denna uppsats utgör en något reviderad version av en föreläsning inför Nationalekonomiska Sällskapet r.f. och Statistiska Samfundet r.f. i Helsingfors den 23 april 1974.

den enskilda varugrupperna till sin summa är identiskt lika med skillnaden mellan disponibel inkomst och sparande. Detta villkor kan man lägga på ett fullständigt system av efterfrågefunktioner. Tillämpningen av Stone's så kallade linjära utgiftssystem i den tillväxtmodell som utvecklats vid Department of Applied Economics i Cambridge utgör ett av de mera kända exemplen (Stone [1962]). Liknande arbeten pågår även i andra länder. I den modell som numera används i det svenska långtidsarbetet (Åberg [1971]) görs således en uppdelning av den privata konsumtionen på sektorer med hjälp av en uppsättning efterfrågefunktioner; låt vara att detta ännu sker på ett ganska primitivt sätt.

Om ett fullständigt system av efterfrågefunktioner kan härledas från en nyttofunktion kan man använda modellen för att definiera ett s_k »true cost-of living index» och med hjälp av skattningarna av efterfrågefunktionens parametrar numeriskt beräkna ett dylikt index. En fördel med detta förfarings sätt jämfört med traditionella prisindexberäkningar är att man i princip kan beakta substitutions-effekterna av en relativ prisförändring. Med ett prisindex med fasta vikter är inte detta möjligt. The Office of Prices and Living Conditions, U.S. Bureau of Labor Statistics har använt fullständiga system just i detta syfte (Heien & Popkin [1971] och Christensen & Manser [1973]).

Som ytterligare ett exempel på ett tillämpningsområde förtjänar det ganska omfattande forskningsarbetet med fullständiga system vid Världsbanken att nämnas. Projektet (Lluch, Powell & Williams [1974]) syftar till att belysa hur konsumtion och sparande förändras i den ekonomiska utvecklingsprocessen. Följande citat är hämtat från ovan nämnda projektbeskrivning (s. 3): »Intercountry comparisons of demand and saving patterns complement the (better known) comparisons of interindustry and value added structure and may yield empirical regularities which are useful for broad characterizations of the development process. The focus on Food expenditure is, of course, of basic importance in such characterizations. Finally, it is to be emphasized that economic policy for development suffers from dearth of knowledge on how different groups of homogenous households within a country alter their consumption and savings behaviour as a consequence of changes in their environment (defined here mainly by their income, the prices they face, their size and their location). This knowledge is of importance for the Bank Group to contribute to the larger issues of development, which refer to the balance over time between population and resources.»

I allmänhet är det mera fruktbart att diskutera tillämpningsproblem än formella egenskaper hos teorier och modeller. De nu givna exemplen på sådana problem får tjäna som ursäkt för att större delen av denna uppsats trots detta behandlar egenskaper hos modeller. Med utgångspunkt från den klassiska valhandlingsteorin kommer några resultat att redovisas från den forskning om konsumenternas beteende som koncentrerats på system av efterfrågefunktioner. Det är inte meningen att ge en fullständig litteraturöversikt, en utmärkt översiktsartikel finns redan i Brown & Deaton [1972], utan i stället att försöka framhäva några aktuella utvecklingstendenser.

För att ge ett visst perspektiv på systemen av efterfrågefunktioner och för att introducera beteckningar återges i avsnitt 2 några välkända resultat från den klassiska valhandlingsteorin. Det tredje avsnittet inleds med en genomgång av några av de vanligaste systemen av efterfrågefunktioner; särskild uppmärksamhet ägnas åt specifikationen av modellernas stokastiska egenskaper. Därefter behandlas estimationen av fullständiga system och avsnittet avslutas med en jämförelse mellan olika modeller baserad på i litteraturen redovisade empiriska analyser. I avsnitt 4 inleds en diskussion av bristerna hos denna typ av modeller och de försök som gjorts för att avhjälpa dessa. I detta avsnitt redovisas närmare bestämt försöken att generalisera modellerna så att man kan undvika starka a priori villkor på substitutionen mellan varor. I det följande avsnittet analyseras problemet att identifiera en efterfrågefunktion i anslutning till behandlingen av efterfrågan på bostadstjänster. I avsnitt 6 beskrivs slutligen några försök att göra modellerna mera realistiska genom att beakta dynamiska aspekter på konsumentens beteende.

2. Efterfrågefunktionerna i den klassiska valhandlingsteorin

De kompletta systemen av efterfrågefunktioner kan ses som en direkt utveckling av den klassiska valhandlingsteorin. I denna behandlas en enda konsuments beteende. Han antas välja den varukombination $q = \{q_1, \dots, q_n\}$ som maximerar nyttofunktionen $u(q)$ under budgetvillkoret $p'q = y$. $u(q)$ antas vara två gånger deriverbar, p är en vektor med givna varupriser och y är en exogen given inkomstvariabel, som i praktiska tillämpningar definieras som de totala konsumtionsutgifterna. Efter utförd maximering erhålls de efterfrågade varukvantiteterna som en funktion av alla priserna och inkomsten

$$q = q(p, y); \quad (1)$$

I de till efterfrågefunktionerna hörande Slutskyekvationerna spjälkas effekten av en prisförändring i en inkomsteffekt och en substitutionseffekt. Slutskyekvationerna kan skrivas

$$Q_P = \lambda U^{-1} - q_y q'_y \frac{y}{\omega} - q_y q' \quad (2)$$

där Q_P är en matris av prisderivator $\{\partial q_i / \partial p_j\}$, λ den marginella nyttan av inkomsten, U en symmetrisk matris av andraderivator $\{\partial^2 u / \partial q_i \partial q_j\}$, q_y en vektor av marginella konsumtionsbenägenheter och ω den så kallade inkomstelasticiteten för den marginella nyttan (Frisch [1959]). Den sista termen i högerledet är inkomsteffekten medan de två första utgör substitutionseffekten, dvs. substitutions-effekten är

$$S = \lambda U^{-1} - q_y q'_y \frac{y}{\omega} \quad (3)$$

De två termerna i detta uttryck brukar benämnas den speciella substitutionseffekten respektive den generella substitutionseffekten.

Man kan visa att efterfrågefunktionerna måste uppfylla följande fyra villkor. Från budgetvillkoret får vi det så kallade aggregationsvillkoret, vilket innebär att så länge inkomsten är oförändrad måste även den totala konsumtionen vara det. Villkoret kan även uttryckas på följande sätt:

$$w'e = 1 \quad (\text{Engel aggregation}) \quad (4 a)$$

$$w'E + w' = 0 \text{ eller } w'E^* = 0 \quad (\text{Cournot aggregation}) \quad (4 b)$$

där w är en vektor av utgiftsandelar $w_i = \frac{p_i q_i}{y}$, $i = 1, \dots, n$; e en vektor av inkomstelasticiteter ¹

$$e = y \hat{q}^{-1} q_y, \quad (5)$$

E en matris av priselasticiteter

$$E = p \hat{Q}_p \hat{q}^{-1}, \quad (6)$$

¹ En vektorsymbol med beteckningen \wedge är en diagonalmatris med vektorns element i huvuddiagonalen.

och E^* en matris av så kallade kompenserade priselasticiteter, dvs.

$$E^* = \hat{p} \hat{S} q^{-1} \quad (7)$$

Med kompenserad avses kompenserad för den realinkomstförändring, som följer av en prisförändring, så att konsumentens nyttonivå förblir densamma som före prisändringen.

Dessa villkor måste således vara uppfyllda för att exakt hela inkomsten skall utnyttjas för konsumtion, dvs. för att budgetvillkoret skall vara uppfyllt.

Om alla priser och inkomster multipliceras med en konstant, förblir budgetvillkoret oförändrat. Således måste även efterfrågan lämnas opåverkad av en proportionell förändring av priser och inkomster. Efterfrågefunktionerna (1) måste vara homogena av graden noll i inkomst och priser. Detta är det så kallade *homogenitetsvillkoret*. Uttryckt som villkor på elasticiteterna blir det

$$E_i + e = 0 \text{ eller } E^*_i = 0; \text{ där } i' = \{1, \dots, 1\}; \quad (8)$$

dvs. summan av en varas egenpriselasticitet och alla korspriselasticiteter skall vara lika med varans inkomstelasticitet med omvänt tecken.

Ett tredje villkor är det så kallade *symmetrivillkoret*:

$$S = S' \text{ eller } E^* w^{-1} = w^{-1} E^*; \quad (9)$$

Detta följer direkt av symmetrin i U och av definitionerna av S och E^* . Villkoret innebär att den kompenserade effekten på en vara i av en förändring i priset på en vara j måste vara densamma som den kompenserade effekten på vara j av en lika stor prisförändring i vara i .

För att lösningen (1) till maximeringsproblemet skall vara ett maximum måste U vara negativt semidefinit. Av detta följer det fjärde villkoret, det så kallade *negativitetsvillkoret*, som säger att även S måste vara negativt semidefinit. Det innebär bl.a. att de kompenserade egenpriselasticiteterna måste vara negativa.

Dessa fyra villkor begränsar visserligen klassen av möjliga efterfrågefunktioner men inte tillräckligt mycket för en empirisk analys. För detta krävs att efterfrågefunktionernas egenskaper specificeras ytterligare. Ett vanligt tillvägagångssätt är att lägga villkor på nyttofunktionen och sedan undersöka vad dessa innebär för efterfrågefunktionerna. På detta sätt kan man undvika att de villkor som annars skulle kunna läggas direkt på efterfrågefunktionerna strider mot de fyra villkoren ovan.

Man kan t ex föreskriva att nyttofunktionen skall vara *svagt separerbar* (se t.ex. Gorman [1959]), dvs.

$$u(q) = f(v_1(q_1), v_2(q_2), \dots, v_K(q_K)) \quad (10)$$

Varorna uppdelas i grupper och q_R är en vektor av varuvolymer tillhörande den R :te gruppen. Detta villkor innebär att man begränsar substitutionsmöjligheterna mellan varor som tillhör olika grupper. Man kan visa att ett godtyckligt element i matrisen S kan skrivas

$$s_{ij} = X_{RT} \frac{\partial q_i}{\partial y} \frac{\partial q_j}{\partial y} \text{ om } i \in R \text{ och } j \in T \text{ och } R \neq T \quad (11)$$

där X_{RT} är en skalär som är gemensam för alla varukombinationer i, j sådana att $i \in R$ och $j \in T$. Substitutionen mellan varor inom en och samma grupp har däremot inte begränsats.

Stark separerbarhet kan definieras som

$$u(q) = v_1(q_1) + v_2(q_2) + \dots + v_K(q_K); \quad (12)$$

Matrisen av andraderivator U blir nu blockdiagonal och från definitionen av den kompenserade priseffekten (3) följer att

$$s_{ij} = - \frac{y}{v} \frac{\partial q_i}{\partial y} \frac{\partial q_j}{\partial y} \text{ om } i \in R \text{ och } j \in T \text{ och } R \neq T; \quad (13)$$

Detta innebär således ytterligare en begränsning av substitutionen mellan varorna. Proportionalitetsfaktorn $-y/v$ är nu gemensam för alla kombinationer av varugrupper. En prisförändring i en vara j kommer endast att påverka efterfrågan på en vara i tillhörande en annan grupp än j genom att den andel av inkomsten som fördelas till den grupp som i tillhör förändras. Den speciella substitutionseffekten mellan varor i olika varugrupper är noll.

Ett specialfall av stark separerbarhet är *additivitet* vilket innebär att varje vektor q_R i (12) endast innehåller ett enda element. Nyttofunktionen är således additiv i varje vara och inte i varje grupp av varor, vilket bl a innebär att den speciella substitutionseffekten saknas helt i modellen.

3. System av efterfrågefunktioner; etablerade modeller

3.1. Några vanliga modeller

I praktiskt empiriskt arbete har man varit tvungen att lägga ytterligare villkor på modellen antingen genom att antaga en speciell nyttofunktion eller genom att lägga speciella villkor direkt på efterfrågefunktionerna.

En av de mest använda modellerna är Stones så kallade *linjära utgiftssystem* (LES) (Stone [1954]), som kan härledas från följande additiva nyttofunktion:

$$u(q) = \sum_{i=1}^n \beta_i \log(q_i - c_i); \quad (14)$$

$$(q_i - c_i) > 0 \text{ och } \sum_{i=1}^n \beta_i = 1; \beta_i \text{ och } c_i \text{ är konstanta parametrar.}$$

Den efterfrågefunktion eller snarare utgiftsfunktion som svarar mot nyttofunktionen (14) kan skrivas

$$p_i q_i = p_i c_i + \beta_i (y - \sum_{j=1}^n p_j c_j); \quad (15)$$

Parameteruppsättningen $\{c_i\}$ kan tolkas som ett existensminimum som konsumenten alltid försäkras om oavsett inkomst och priser. Det som sedan återstår av inkomsten fördelas på de olika varorna enligt de konstanta marginella utgiftsbenägenheterna β_i . Modellen uppfyller alla fyra villkoren. Eftersom modellen bygger på en additiv nyttofunktion saknas den speciella substitutionseffekten. De kompenserade prisderivatorerna kan skrivas som

$$s_{ij} = - (y - \sum_{k=1}^n p_k c_k) \frac{\beta_i \beta_j}{p_i p_j}; i \neq j \quad (16)$$

Eftersom dessa alltid är negativa, tolererar modellen inte komplementära varor. Bland övriga egenskaper hos modellen kan man lägga märke till att den genererar linjära Engelkurvor och att den inte tillåter inferiora varor.

Ett andra exempel på en nyttofunktion som använts i empiriskt arbete är

$$u(q) = \sum_{i=1}^n a_i q_i^{\beta_i}; \quad (17)$$

som ger Houthakkers så kallade direkta addilogs-system (Houthakker [1960]). Efterfrågefunktionerna kan dock inte skrivas på någon enkel form (1).

Ett tredje exempel är den indirekta nyttofunktionen

$$u(q(y, p)) = \sum_{i=1}^n a_i \left(\frac{y}{p_i} \right)^{b_i}; \quad (18)$$

som ger Houthakkers så kallade indirekta addilogs-system

$$q_i = \frac{a_i b_i y^{b_i} p_i^{-b_i-1}}{\sum_{j=1}^n a_j b_j y^{b_j-1} p_j^{-b_j}}; \quad (19)$$

Båda dessa modeller uppfyller de fyra villkoren. Den senare av dem tillåter både komplementära och inferiora varor men lägger i stället andra villkor på konsumentens beteende. För varje varupris är korspriselasticiteten densamma för alla varor och skillnaderna mellan inkomstelasticiteterna är konstanta. I den direkta addilogmodellen är kvoterna mellan inkomstelasticiteterna konstanta.

I empiriskt arbete finns det dessutom två mycket vanliga modeller, som inte har en lika stark förankring iden klassiska valhandlingsteorin, som de redan nämnda modellerna. Den ena är den så kallade *dubbellogaritmiska modellen* med konstanta elasticiteter

$$\log q_i = a_i + e_i \log y + \sum_{j=1}^n E_{ij} \log p_j; \quad (20)$$

Bl a Yoshihara [1969] och Basmann, Battalio & Kagel [1973] har visat att om budgetvillkoret förutsätts gälla måste alla inkomstelasticiteter vara ett, vilket givetvis är en orealistiskegenskap.

Den andra modellen är den så kallade *Rotterdamskolans modell* (Theil [1965], [1967]). Denna kan härledas genom att man differentierar efterfrågefunktionerna (1), utnyttjar Slutskyekvationerna i några algebraiska omformningar och slutligen transformerar till logaritmer. Resultatet kan skrivas

$$\hat{b} \text{dlog} q = b [\text{dlog} y - w' \text{dlog} p] + C \text{dlog} p; \quad (21)$$

där b är en vektor av marginella utgiftsandelar

$$b = \frac{1}{y} \hat{p} \hat{q}_y; \quad (22)$$

och C en matris som anger de kompenserade priseffekterna

$$C = \frac{1}{y} \hat{p} \hat{S} \hat{p}; \quad (23)$$

Inget av de fyra villkoren är automatiskt uppfyllt av modellen såsom den är skriven i uttrycket (21). För att var och en av dem ska gälla måste följande villkor läggas på elementen i b och C :

Aggregationsvillkoret: $i'b = 1$ och $i'C = 0$; (21 a)

Homogenitetsvillkoret: $C_i = 0$; (21 b)

Symmetrivillkoret: $C = C'$; (21 c)

Negativitetsvillkoret: C negativt semidefinit (21 d)

Modellen kan således skattas utan ett eller flera av dessa villkor och den medger därför att man testat villkoren. En nackdel med modellen är dock att om elementen i , b och C behandlas som parametrar, vilket man i princip inte behöver göra men i praktiken i regel gjort, kommer inte heller denna modell att uppfylla budgetvillkoret, såvida inte alla inkomstelasticiteter är ett (MacFadden [1964]).

I praktiska tillämpningar av dessa två modeller finner man naturligtvis att inte alla inkomstelasticiteter är ett. Hur skall man då se på modellernas bristande konsistens? Med en dogmatisk attityd måste man konstatera att dessa modeller inte har en nytte-teoretisk grund och att det enda som kan anföras till deras fördel är att det är relativt enkelt att tillämpa dem. Alternativt kan man betrakta dem som approximationer till (okända) efterfrågefunktioner som antas uppfylla de fyra villkoren. Det blir då snarast en empirisk fråga att bestämma hur stor den bristande överensstämmelsen mellan inkomsten och summa konsumtionsutgifter är. Erfarenheterna varierar något mellan olika undersökningar. I Dahlman & Klevmarken [1971] fann man t ex att summan av den varugrupsvisa konsumtionen översteg den antagna totala konsumtionen med

ca 3 % i prognoserna för 1975 med ett dubbellogaritmiskt system och med 1968 som sista observationsår.

3.2 Modellernas stokastiska egenskaper

Inom ekonometrin brukar man ofta motivera modellens stokastiska restled med att det representerar den samlade effekten av faktorer som inte på annat sätt medtagits i modellen.² Vanligen vet man inte särskilt mycket om dessa faktorer, vilket medför att de antaganden man gör om restledet kan vara ganska löst grundade. Vid specifikationen av de stokastiska egenskaperna hos fullständiga system av efterfrågefunktioner har man dock in några undersökningar försökt basera sina antaganden på en teori för konsumentens stokastiska beteende.

Låt oss emellertid först, innan vi går in på detta, observera en egenskap som alla dessa modeller har gemensam. Från budgetvillkoret följer nämligen att momentmatrisen för efterfrågefunktionernas stokastiska residualer är singulär. Vi kan skriva efterfrågefunktionerna på följande stokastiska form

$$q_t = q(y_t, p_t) + u_t; \quad E(u_t) = 0; \quad E(u_t u'_t) = \Omega_t; \quad (24)$$

Om funktionen q nu är sådan att budgetvillkoret uppfylls i förväntan, dvs

$$y_t = p'_t q(y_t, p_t); \quad (25)$$

följer att

$$p'_t u_t = 0; \quad (26)$$

och därav att

$$p'_t \Omega_t = p'_t E(u_t u'_t) = E(p'_t u_t u'_t) = 0; \quad (27)$$

dvs momentmatrisen Ω_t är singulär. Man kan således inte utan vidare tillämpa maximumlikelihood-metoden eller den generaliserade minstakvadratmetoden då likelihoodfunktionen respektive

² Förekomsten av mätfel och andra brister i data är också ett skäl till att arbeta med stokastiska modeller. I allmänhet är det dock mycket svårt att utreda vilka fel som data är behäftade med och hur man inom ramen för en stokastisk modell skall behandla dem, vilket gjort att mätfelsproblematiken har försumrats.

den generaliserade residualkvadratsumman inte existerar. Det har emellertid visats att man får ett väldefinierat estimationsproblem som kan angripas med endera av de två metoderna om en av efterfrågefunktionerna utelämnas. Det spelar inte någon roll vilken funktion det är. De estimat man får blir ändå desamma. Skattningarna på parametrarna i den utelämnade funktionen får man ur aggregationsvillkoren (Barten [1969], Theil [1971] och Parks [1971]).

Problemet hur man kan motivera slumptermen u_t och säga något om dess egenskaper är intressant både som ett led i en analys av konsumenternas beteende och som ett försök att utnyttja a priori-information vid estimationen av modellen. Pollack & Wales [1969] diskuterade specifikationen av de stokastiska egenskaperna hos det linjära utgiftssystemet och utgick bl a från följande observationer:

- a) en slumpmässig chock som ökar konsumtionen av en vara bör rimligtvis påverka konsumtionen även av andra varor;
- b) om konsumtionen och inkomsten ökar över tiden så bör även variansen i utgiftsfunktionerna öka;
- c) om man antog att varians-kovariansmatrisen för utgiftsfunktionernas slumptermer vore konstant, skulle det medföra att alla varianser för de efterfrågade volymerna skulle minska vid en proportionell ökning av inkomsten och alla priser, vilket inte förefaller rimligt.

Dessa överväganden ledde dem till att låta de tidigare konstanta »minimnivåerna» nu vara stokastiska variabler ($c_i + \varepsilon_{it}$) med en konstant förväntan c_i . Därav följer att utgiftsfunktionerna kan skrivas

$$p_{it}q_{it} = p_{it}c_i + \beta_i \left(y_t - \sum_{j=1}^n p_{jt}c_j \right) + u_{it}; \quad (28)$$

där

$$u_{it} = p_{it}\varepsilon_{it} - \beta_i \sum_{j=1}^n p_{jt}\varepsilon_{jt};$$

$$E(\varepsilon_{it}) = 0; \quad E(\varepsilon_{it}\varepsilon_{js}) = \begin{cases} \sigma^2 & \text{om } i=j \text{ och } t=s; \\ 0 & \text{eljest} \end{cases}$$

Modellen får på detta sätt de önskade egenskaperna enligt a) och b) ovan. Om man vill kan man se detta som ett resultat härlett från nyttofunktionen

$$u(q_t) = \sum_{i=1}^n \beta_i \log(q_{it} - \varepsilon_{it} - c_i); \quad (29)$$

Barten har varit inne på liknande tankegångar i sitt arbete med Rotterdamsystemet (Barten [1969]). Han använde ett andragsuttryck som en approximation till en nyttofunktion och antog att den linjära delen av detta uttryck var stokastisk. Han kunde därigenom härleda sådana egenskaper för slumptermerna i efterfrågefunktionerna att endast ett fåtal nya parametrar behövde estimeras i momentmatrisen.

Ett intressant bidrag kommer från Theil. I en artikel i *American Economic Review* (Theil [1971 b]) har han utvecklat »An Economic Theory of the Second Moments of Disturbances of Behavioral Equations». Hans teori kan sammanfattas på följande sätt. Konsumenten tänkes ha en nyttofunktion som han eftersträvar att maximera. Han lyckas emellertid inte alltid med detta, därför att hans konsumtionsbeslut påverkas av faktorer som ligger utanför hans kontroll. Dessa störningar, som förorsakar en avvikelse mellan den faktiskt efterfrågade kvantiteten och den optimala, behandlas som stokastiska störningar. Konsumenten antas emellertid inte tillåta vilka avvikelser som helst från optimum, utan begränsar effekterna av dessa stokastiska störningar, så att avvikelsen mellan faktisk efterfrågan och optimum följer en viss fördelning. Konsumenten antas således välja en »beslutsfördelning» snarare än bestämma sig för en viss konsumtionsvolym. Vilka egenskaper bör då denna fördelning ha? Theil antar att konsumenten väljer den så att den förväntade förlusten blir noll och så att spridningarna för de efterfrågade varornas volymer blir omvänt proportionella mot nyttofunktionens »toppighet» i närheten av den villkorliga maximipunkten. Om nyttofunktionen är flat kring optimum för en viss vara spelar en avvikelse från optimumvärdet inte så stor roll och spridningen för variabeln kan då tillåtas vara relativt stor. Något mera precist: fördelningen för de faktiskt efterfrågade varuvolymererna antas ha en förväntan som sammanfaller med dess teoretiska optimum och en varians-kovariansmatris som är proportionell mot matrisen som är proportionell mot matrisen av substitutions-effekter S i uttrycket (3). På detta sätt blir antalet »nya» parametrar att estimeras endast en enda, nämligen proportionalitetsfaktorn.

3.3 Estimation av fullständiga system

Visserligen gäller de modeller, som beskrivits ovan, en enda konsuments beteende men i praktiken har de med få undantag tillämpats på aggregerade tidsserier. Detta medför bl.a. att man i princip måste taga ställning till om varupriserna verkligen kan betraktas som exogena och oberoende av efterfrågan. Vanligen gör man dock bara ett underförstått antagande om att efterfrågefunktionerna är välidentifierade.

Rotterdamskolans modell (och även den dubbellogaritmiska modellen) är bekväm att tillämpa genom att den kan estimeras med generaliserad minsta-kvadrat-metod under bivillkor. Det linjära utgiftssystemet och övriga ovan nämnda modeller måste däremot estimeras med icke linjära metoder. Stone estimerade ursprungligen det linjära utgiftssystemet genom att i ett iterativt förfarande använda minsta-kvadrat-metoden. Modellen kan formuleras som skärningen mellan två hyperplan

$$p_{it}q_{it} - \beta_i y_t = \sum_{j=1}^n c_j (\delta_{ij} - \beta_i) p_{jt} + u_{it}; \quad \delta_{ij} = \begin{cases} 1 & \text{om } i=j \\ 0 & \text{om } i \neq j \end{cases}; \quad (30 \text{ a})$$

och

$$p_{it}q_{it} - p_{it}c_i = \beta_i (y_t - \sum_{j=1}^n p_{jt}c_j) + u_{it}; \quad (30 \text{ b})$$

Betingat av några mer eller mindre godtyckligt valda initialvärden på β_i skattades alla c_j i (30 a) med vanlig minsta-kvadrat-metod. Dessa estimat substituerades därefter in i (30 b) som betingat av dessa estimat kunde estimeras med vanlig minsta-kvadrat-metod. De på detta sätt erhållna estimat av β_i substituerades därefter in i (30 a) osv tills något konvergensvillkor uppnåddes. En nackdel med denna metod är att det i praktiken visat sig att konvergensen är mycket långsam och att det är svårt att bestämma när ett maximum uppnåtts. Metoden ger inte heller några estimat av parameter-estimatens spridningar. Genom att studera anpassningen för olika uppsättningar av estimat får man dock den uppfattningen att de marginella utgiftsbenägenheterna β_i är relativt väl bestämda medan skattningarna av c_j är mycket osäkra. Ett exempel finns i Dahlman & Klevmarken [1971]. Den modell som användes i detta arbete skiljer sig från Stones genom att de konstanta miniminivåerna ersatts med variabla miniminivåer. Den aktuella periodens minimi-

Tabell 1. *Det linjära utgiftssystemets anpassning till svenska data.*

Varugrupp	$\hat{\alpha}_i$	$\hat{\beta}_i$	R^2_i	$\hat{\alpha}_i$	$\hat{\beta}_i$	R^2_i
Livsmedel	1,0000	0,1077	0,9380	0,9183	0,1715	0,9961
Drycker och tobak	1,0000	0,1374	0,9602	0,8647	0,1224	0,9894
Bostad	1,0000	0,1460	0,9762	0,9064	0,1166	0,9969
Beklädnad	1,0000	0,0755	0,9398	0,9104	0,0794	0,9519
Hushållsutrustning	1,0000	0,1287	0,9880	0,8582	0,0747	0,9863
Resor	1,0000	0,2416	0,9193	0,7854	0,2210	0,9893
Rekreation	1,0000	0,0884	0,9808	0,8762	0,1076	0,9959
Sjukvård och hygien	1,0000	0,0285	0,9990	0,8736	0,0379	0,9984
Övriga varor och tjänster	1,0000	0,0463	0,9976	0,8308	0,0689	0,9968
Samtliga	—	1,0000	—	—	1,0000	0,9934

Källa: Dahlman, C. J. & Klevmarken, A.: *Den privata konsumtionen 1931—75*. IUI, Almqvist & Wiksell, Stockholm 1971.

Anm: R^2_i har beräknats som kvoten mellan förklarad och total kvadratsumma för varje varugrupp.

Tabell 2. *Test av symmetriegenskapen, Rotterdamskolans modell.*

Iteration nr.	Förkrigsperioden $F_{21,36}$	Hela sampleperioden $F_{36,264}$
1	6,12	2,23
2	1,62	1,42
3	1,38	1,40
4	1,33	1,39
5	1,29	1,39
∞ (est.)	1,07	1,39

Källa: Deaton [1972 b], Table 1.

nivå har antagits vara proportionell mot föregående periods konsumtionsvolym, vilket kan motiveras med att konsumenten är vaneberoende (jfr avsnitt 6).

$$c_{jt} = \alpha_j q_{jt-1}; \quad (31)$$

Svårigheterna att skatta c_j överförs här på proportionalitetsfaktorererna α_j . I den andra kolumnen i tabell 1 redovisas skattningarna av de marginella utgiftsbenägenheterna när proportionalitetsfaktorererna alla satts lika med ett. Den tredje kolumnen ger motsvarande multipla korrelationskoefficienter (R^2). Jämför man

dessas med dem som erhållits när proportionalitetsfaktorerna kan anta godtyckliga värden (den sista kolumnen), finner man att skillnaderna i anpassning inte är särskilt stora trots att proportionalitetsfaktorn skiljer sig ganska betydligt från ett.

De flesta skattningar av det linjära utgiftssystemet görs numera med maximum-likelihood-metoden. Efterfrågefunktionernas slump-termer antas vara multivariat normalfördelade med en konstant varians-kovariansmatris. Denna metod används t ex av Pollak & Wales [1969] och av Wales [1971]. Parks [1971] har dock visat att om Stones estimationsförfarande modifieras så att man använder generaliserad minsta-kvadratmetod i stället för vanlig minsta-kvadratmetod och om konvergens uppnås så är de på detta sätt erhållna estimaten maximum-likelihood-estimat.

När man estimerar med generaliserad minsta-kvadratmetod och varians-kovariansmatrisen är okänd och skall estimeras tillsammans med modellens övriga parametrar, måste man ta ställning till om man skall iterera på denna eller ej. Den rekommendation som textböckerna brukar ge är att först estimerar med minsta-kvadratmetod därefter estimerar varians-kovariansmatrisen från de residualer man då får och slutligen använda denna estimerade varians-kovariansmatris för att estimerar modellens övriga parametrar med generaliserad minsta-kvadratmetod. I stället för att avsluta estimationen med detta moment skulle man kunna beräkna en ny varians-kovariansmatris från de nya residualer man erhåller och sedan fortsätta att iterera. Estimatsens asymptotiska egenskaper skulle dock inte förbättras av detta, vilket är skälet till att man i allmänhet får rådet att låta bli att iterera, men estimatsens små-sampleegenskaper kan mycket väl vara beroende av hur många gånger man itererar. Deaton har demonstrerat betydelsen av antalet iterationer i en intressant artikel i *European Economic Review* (Deaton [1972]) genom att testa symmetriegenskapen i Rotterdamskolans modell med ett F-test och därvid beräkna F-kvoten efter varje iteration. Följande tabell ur Deatons artikel visar hur F-kvoten minskar. De första kvoterna skulle leda till att man förkastade hypotesen om symmetrisk kompenserade priseffekter t.o.m. på 0,1 % nivå, medan de sista kvoterna inte skulle leda till att man förkastade hypotesen ens på 5 % nivå.

Vilket estimat av varians-kovariansmatrisen man bör bygga en test eller en estimation av de övriga parametrarna på vet vi strängt taget inte. Småsampleegenskaperna är inte kända. Kostnaderna för att göra samplingexperiment har hittills förhindrat några mera omfattande undersökningar av småsamplegenskaperna hos de esti-

matorer man hittills använt för att estimerar fullständiga system av efterfrågefunktioner. Brown & Deaton [1972] (s. 1215) nämner dock ett försök utfört av L. Solari, som undersökt egenskaperna både hos minsta-kvadratmetoden och maximum-likelihood-metoden för små sample, när dessa metoder tillämpats på det linjära utgiftssystemet. Maximum-likelihood-metoden visade sig vara något bättre än minsta-kvadrat-metoden, men försöket gav det nedslående resultatet att båda metoderna gav biased estimat av modellens parametrar såväl som av deras standardfel.

3.4 Empiriska jämförelser mellan system av efterfrågefunktioner

Det är svårt att göra en tillfredsställande sammanställning av de jämförelser som redan gjorts mellan olika modellers empiriska resultat, därför att jämförelsekriterierna har varit olika, exakt samma modellvarianter inte har använts i alla jämförelser, estimationsmetoderna inte har varit desamma och datamaterialen inte varit helt jämförbara. Det är inte möjligt att här redogöra för alla undersökningar av hur system av efterfrågefunktioner förmår förklara konsumtionsutvecklingen i olika länder och gå in på alla detaljer som skiljer dem åt. I tabell 3 finns dock en sammanställning av några jämförande studier. I allmänhet har jämförelsekriteriet varit någon form av anpassningsmått. Yoshihara [1969] fann att det linjära utgiftssystemet anpassade sig betydligt bättre till hans japanska data än det indirekta addilog-systemet. Parks [1969] fann att hans jämförelse mellan modellerna på svenska data utföll olika beroende på vilken sampleperiod som användes men några större skillnader mellan de två modellernas anpassning kunde han inte visa, vilket framgår av tabell 4. Däremot visade han att Rotterdamskolans modell gav en betydligt bättre anpassning än någon av de andra modellerna, dock till priset av mer än dubbelt så många estimerade parametrar. Endast Rotterdamskolans modell ger bättre anpassning för varje varugrupp än den naiva modell som föreskriver konstanta utgiftsandelar. De övriga modellerna ger bättre resultat för några varugrupper och sämre för andra. En jämförelse mellan inkomst- och priselasticiteterna visar att för vissa varugrupper finns det ganska stora skillnader (tabellerna 5 och 6). Om man vill simulera effekterna av ekonomisk politik eller göra prognoser kan det således spela viss roll vilken modell man väljer att använda.

Jämförelsen mellan det linjära utgiftssystemet (med vanebe-
teende) och den dubbellogaritmiska modellen i Dahlman & Klev-

Tabell 3. Några undersökningar jämförande fullständiga system av efterfrågefunktioner.

Undersökning		Land	Tidsperiod	Varugrupper	Modeller	Antal oberoende parametrar
Yoshihara	[1969]	Japan	1902—1960	5	Linjära utgiftssystemet	9
					Indirekta addilogsystemet	9
Parks	[1969]	Sverige	1862—1955	8	Linjära utgiftssystemet	15
					» » » med trend	30
					Indirekta addilogsystemet	15
					Rotterdamskolan	35
Dahlman & Klevmarken	[1971]	Sverige	1931—1968	9	Linjära utgiftssystemet med vanebeteende	17
					Dubbellog-systemet utan korspriselasticiteter	27
Deaton	[1974 b]	England	1900—1970	9	Linjära utgiftssystemet	17
					Direkta addilogsystemet	9
					Rotterdamskolan	44
					Rotterdamskolan, additiv	9

Tabell 4. Genomsnittlig »Information Inaccuracy»³ för prognoser gjorda med fullständiga system av efterfrågefunktioner.

Sample period	Konstanta utgifts- andelar	Rotterdam	Indirekt addilog	Linjära utgiftssystemet	
				utan trend	med trend
1862—1955	.0031	.0020	.0026	.0031	.0026
1940—1955	.0039	.0022	.0033	.0031	.0033

$$^3 I = \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T \sum_{i=1}^n w_{it} \log \frac{w_{it}}{\hat{w}_{it}};$$

Källa: Parks [1969] table VI.

marken [1971] visade att den dubbellogaritmiska modellen i kraft av sina flera parametrar anpassade sig något bättre men skillnaden var mycket liten. Däremot gav de två modellerna mycket skiljaktiga skattningar av inkomst- och priselasticiteterna.

Deatons [1974 b] undersökning skiljer sig från de övriga bland annat därigenom att han uttryckt alla de modeller han jämför på samma analytiska form som Rotterdamsystemet och därigenom uppnått större jämförbarhet mellan modellerna. De har alla skattats med maximum-likelihood-metoden. En jämförelse mellan värdena på likelihood-funktionen för de olika modellerna (tabell 7) ger återigen resultatet att Rotterdamskolan är den modell som ger den bästa anpassningen. Deaton har även estimerat Rotterdamskolans modell sedan han lagt på de villkor som följer av en additiv nyttofunktion. Tabellen visar att likelihood-värdet då blir betydligt lägre, vilket antyder att den egenskap hos det linjära utgiftssystemet och addilogmodellerna, som gör deras anpassning sämre än Rotterdamsystemet, är just att de alla bygger på additiva nyttofunktioner. Även om man analyserar så grova varuaggregat som det här är fråga om kan man således inte försumma den speciella substitutionseffekten.

Deaton [1974 a] har också visat att förutom en begränsning av substitutionen mellan varor medför ett antagande om en additiv nyttofunktion ett approximativt proportionellt förhållande mellan en varas inkomst- och egenpriselasticitet. Med svenska data från Dahlman & Klevmarken [1972] illustreras detta förhållande i figur 1. Punkterna anger för varje varugrupp kombinationen av inkomst- och egenpriselasticiteterna från det linjära utgiftssystemet med vanebeteende, medan kryssen som en jämförelse ger motsvarande information för det dubbellogaritmiska systemet. Detta förutsätter

Tabell 5. Inkomstelasticiteter för alternativa efterfrågemodeller beräknade efter de genomsnittliga utgiftsandelarna.

Modell	Varugrupper (leveranser från resp. sektor)							
	1 Jordbruk m.m.	2 Industri	3 Transporter	4 Handel	5 Övriga inhemska tjänster	6 Bostäder	7 Offentliga tjänster	8 Import
Rotterdam	.416	1.321	.770	1.259	.255	.174	.416	2.397
Indirekt addilog	.371	1.265	1.324	1.323	.512	.548	1.204	.980
Linjärt utgifts- system med trend	.387	1.472	3.344	1.326	.430	.109	.812	.620
Linjärt utgifts- system utan trend	— .014 ^a	1.410	1.728	1.495	.204	.151	1.660	.797

^a Teoretiskt orimligt värde.

Källa: Parks [1969] Table VII.

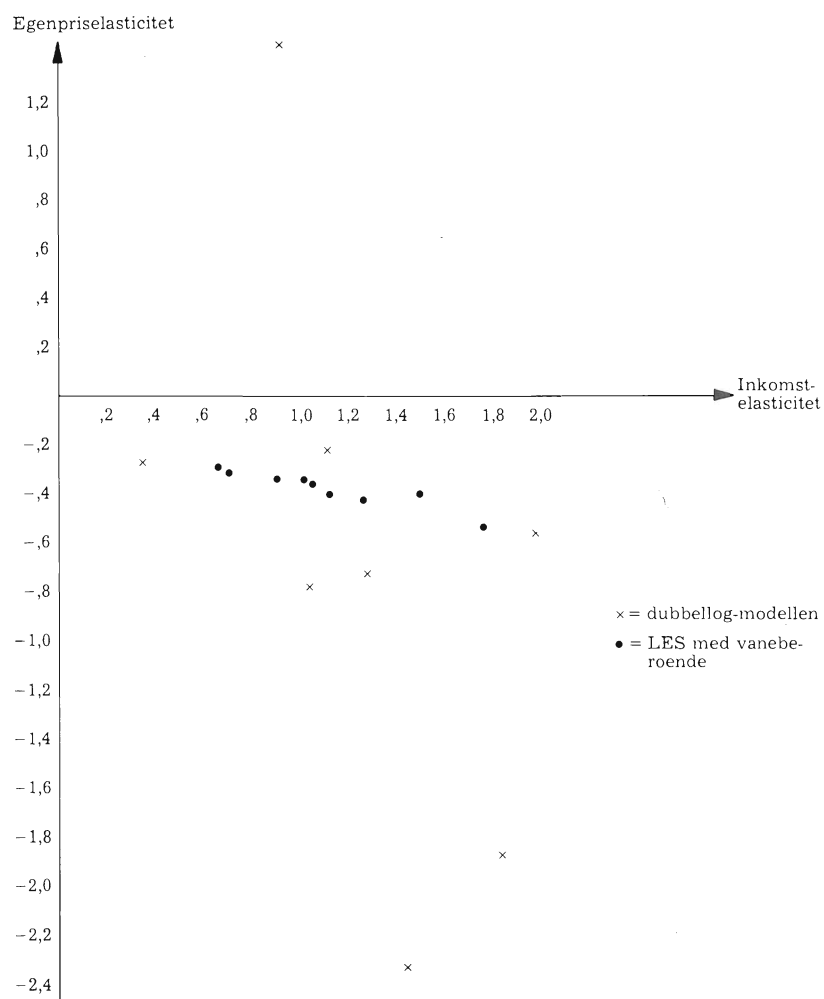
Tabell 6. Kompenserade egenpriselasticiteter för alternativa efterfrågemodeller beräknade efter de genomsnittliga utgiftsandelarna.

Modell	Varugrupp (leveranser från resp. sektor)							
	1 Jordbruk m.m.	2 Industri	3 Transporter	4 Handel	5 Övriga inhemska tjänster	6 Bostäder	7 Offentliga tjänster	8 Import
Rotterdam	— .496	— .216	— .364	— .594	— .860	— .318	— .583	— .095
Indirekt addilog	— .141	— .620	— .957	— .694	— .191	— .247	— .783	— .598
Linjärt utgifts- system med trend	— .115	— .622	— 2.201	— .607	— .144	— .042	— .498	— .258
Linjärt utgifts- system utan trend	.002 ^a	— .549	— 1.085	— .607	— .045	— .047	— .964	— .260

^a Teoretiskt orimligt värde.

Källa: Parks [1969] Table VIII.

Figur 1. Jämförelse mellan egenpriselasticiteter och inkomstelasticiteter för dubbellog-modellen och det linjära utgiftssystemet med vaneberoende.



Källa: Dahlman & Klevmarken [1972], tabellerna 8, 9 och 12.

Anm.: Sampleperiod är åren 1950—1968. Elasticiteterna från det linjära utgiftssystemet gäller år 1960. Då denna modell är dynamisk och effekterna av en pris- eller inkomständring varar över mer än ett år har elasticiteterna beräknats med hänsyn till de sammanlagda effekterna under två år.

ju inte något antagande om en additiv nyttofunktion. Man finner att punkterna ansluter sig betydligt bättre till en rät linje genom origo än kryssen. Eftersom inkomst- och egenpriselasticiteterna är de centrala storheterna när efterfrågerelationerna skall användas för att göra prognoser eller för att simulera effekterna av ekonomisk politik, kan detta approximativt konstanta förhållande mellan egenpris- och inkomstelasticiteterna ge icke önskade effekter, som är betydligt allvarigare än den försummade speciella substitutions-effekten.

Tabell 7. Det dubbla värdet på den koncentrerade likelihoodfunktionen för alternativa efterfrågemodeller.

Linjärt utgiftssystem	4 125,15	(17)
Direkt addilogssystem	4 127,40	(9)
Rotterdamsystemet	4 222,80	(44)
Rotterdamsystemet med additivitet	4 119,75	(9)

Anm. Inom parentes angives antalet estimerade fria parametrar.

Källa: Deaton [1974 b] Table VI.

4. System av efterfrågefunktioner; försök till generaliseringar

4.1 Fullständiga system som inte förutsätter en additiv nyttofunktion

Antagandet om en additiv nyttofunktion medför således mycket stränga villkor på efterfrågefunktionerna som även för grova varuaggregat framstår som orealistiska. Det finns därför ett behov av att generalisera modellerna utan att lämna den klassiska valhandlingsteorin. Detta behov förstärks dessutom av en allt större efterfrågan på konsumtionsprognoser på detaljerad varunivå, ty ju mer vi bryter ner varugrupperna, desto mer orealistiskt är antagandet om en additiv nyttofunktion.

Rotterdamskolans modell är som vi sett flexibel men efterfrågefunktionerna uppfyller inte budgetvillkoret och flexibiliteten uppnås till priset av att man måste estimerar alla elementen i substitutionsmatrisen C . Man har därför försökt finna andra alternativ, framför allt generaliseringar av det linjära utgiftssystemet. Wales [1971] använde efterfrågefunktioner härledda från följande nyttofunktion

$$u(q) = \left[\sum_{i=1}^n \beta_i (q_i - c_i)^{\varrho} \right]^{\frac{1}{\varrho}} ; \beta_i > 0, q_i - c_i \geq 0; \quad (32)$$

$$\varrho < 1; q_i \geq 0;$$

på kanadensiska data. Det vanliga linjära utgiftssystemet får man som ett specialfall när $\varrho > 0$. En skillnad mellan de efterfrågefunktioner som denna nyttofunktion ger och det linjära utgiftssystemet är att de marginella konsumtionsbenägenheterna nu beror på priserna och att den partiella substitutionselasticiteten mellan »överskottskvantiteterna» $q_i - c_i$ är 1 i det linjära utgiftssystemet men $1/(1-\varrho)$ i det nya systemet. Man har således åstadkommit en något större flexibilitet i indifferensytornas kurvatur. Wales estimerade denna substitutionselasticitet till 0,18, men trots att denna är signifikant skild från 1, så är Wales slutsats att det betydligt besvärligare beräkningsarbetet knappast motiveras av denna något ökade flexibilitet som en enda ny parameter ger.

Ytterligare en generalisering är Brown & Heiens [1972] så kallade »S-branch utility tree» som kan skrivas på följande sätt

$$u(q) = \left\{ \sum_{s=1}^S \alpha_s \left[\sum_{i \in S} \beta_{si} (q_{si} - c_{si})^{\varrho_s} \right]^{\frac{\varrho}{\varrho_s}} \right\}^{\frac{1}{\varrho}} ; \quad (33)$$

$$\beta_{si} > 0; (q_{si} - c_{si}) \geq 0; c_{si} \geq 0; \alpha_s > 0; \varrho_s < 1; \varrho < 1.$$

Man delar således upp varorna i S grupper eller grenar. Eftersom funktionen är separerbar med avseende på dessa grupper (jfr definitionen av separerbarhet på sid. 5 och 6) tänker man sig att konsumenten först fördelar den totala konsumtionen mellan grupperna och därefter på varorna inom respektive grupp. Den partiella substitutionselasticiteten för »överskottskvantiteter» i olika varugrupper är konstant, dvs. oberoende av vilka de två varugrupperna är; däremot beror substitutionselasticiteten för två »överskottskvantiteter» som tillhör samma varugrupp på vilken denna är.

Om antalet varugrupper är n så är antalet oberoende parametrar i det vanliga linjära utgiftssystemet $2n-1$ och i Brown & Heiens modell $2n+S$, vilket i sin tur är betydligt mindre än i Rotterdamskolans modell $1/2(n-1)(n+1)$. Brown och Heien tillämpade ursprungligen sin modell på tre livsmedelsvarugrupper: Kött, Grönsaker och Frukt, vilka i sin tur innehöll 4,6 respektive 6 varor.

Heien har senare tillämpat modellen på andra varugrupper än livsmedel, modellen omfattade då 7 grenar (Heien [1973]). De ganska omfattande beräkningar som krävs för att estimerar modellen gör det praktiskt omöjligt att arbeta med många varor och varugrupper. Den avkastning i form av ökad generalitet som modellen ger är också ganska begränsad, ty som Deaton [1974 a] visat, lägger även denna modell starka villkor på elasticiteterna. För varje varugrupp gäller ett approximativt proportionellt förhållande mellan egenpriselasticiteten och inkomstelasticiteten. I jämförelse med det linjära utgiftssystemet yttrar sig den något större flexibiliteten i Browns och Heiens modell i att proportionalitetsfaktorn inte behöver vara densamma för alla varugrupper.

Ett av de senaste tillskotten till familjen av nyttofunktioner är den så kallade translogfunktionen (Christensen, Jorgenson & Lau [forthcoming]). Den kan antingen specificeras som en direkt eller indirekt nyttofunktion. Den direkta versionen är

$$\ln(u(q)) = \alpha'x + x'Bx; \quad (34)$$

$$\alpha' = \{\alpha_1, \dots, \alpha_n\}; \quad x' = \{\ln q_1, \dots, \ln q_n\}$$

$$B = \begin{Bmatrix} \beta_{11} & \dots & \beta_{1n} \\ \dots & \dots & \dots \\ \beta_{n1} & \dots & \beta_{nn} \end{Bmatrix}; \quad \begin{matrix} n \\ \sum_{i=1} \alpha_i = 1 \\ \beta_{ij} = \beta_{ji} \end{matrix}$$

Det är således en andragsgradsfunktion i varuvolumernas logaritmer. Från maximeringen av denna nyttofunktion under budgetvillkoret får man följande uttryck för utgiftsandelarna

$$w_i = \frac{\alpha_i + \sum_{j=1}^n \beta_{ij} \ln q_j}{1 + \sum_{j=1}^n \beta_{ij} \ln q_j}; \quad \text{där } \beta_{iM} = \sum_{i=1}^n \beta_{ij}; \quad (35)$$

En fördel med denna modell är att den uppfyller den klassiska teorins alla villkor utan att i övrigt begränsa substitutionen mellan varorna. Man kan således testa olika former av begränsningar av substitutionen, som t ex additivitet.⁴ Modellen medför emeller-

⁴ I Christensen & Manser [forthcoming] förkastas hypotesen om additiva nyttofunktioner.

tid rent praktiska estimationsproblem. Christensen & Manser [1974] estimerade endast modellen för 4 varugrupper och i ett senare arbete för 8 varugrupper (Christensen & Manser [forthcoming]) Estimationskostnaderna stiger kraftigt när antalet varugrupper blir större.

För att illustrera betydelsen av de större substitutionsmöjligheterna i translogmodellen reproduceras i tabell 8 några resultat från Christensen & Manser [forthcoming], som visar substitutionselasticiteterna mellan färska och beredda grönsaker och frukter. En jämförelse med den indirekta addilogmodellen eller med det linjära utgiftssystemet visar ganska stora skillnader i estimaten. Enligt translogmodellen är t.ex. färsk frukt och färska grönsaker komplement men enligt det linjära utgiftssystemet är de substitut även om effekten är liten.

Tabell 8. Skattade substitutionselasticiteter (σ_{ij}) för frukt och grönsaker.

Modell	σ_{12}	σ_{13}	σ_{14}	σ_{23}	σ_{24}	σ_{34}
Indirekt translog	1,919	—1,152	5,048	1,213	—1,295	1,798
Indirekt addilog	0,092	—0,596	2,718	—0,368	2,946	2,258
Linjärt utgifts-system	0,075	0,095	3,264	0,029	0,987	1,238

Anm. 1. Substitutionselasticiteterna erhålles enligt följande definition

$$E_{ij} = w_j \sigma_{ij} - w_i e_i$$

Anm. 2. (1) färsk frukt, (2) beredd frukt, (3) färska grönsaker, (4) beredda grönsaker.

Källa: Christensen & Manser [forthcoming], Table 18 b.

Tabell 9. Inkomst- och egenpriselasticiteter för fyra kvalitetsegenskaper hos bostäder.

	Inkomstelasticitet	Egenpriselasticitet
Hustyp	2,06	—0,15
Standard	1,71	—0,19
Utrymme	0,65	—0,15
Belägenhet	0,52	—0,82

Källa: King [forthcoming], Table 8.

4.2 En ansats i analogi med Lancasters modell

En alternativ väg att närma sig substitutionsproblemet vore att införa information om varornas egenskaper i modellen. Det är säkerligen en ganska allmän föreställning att varor som är nära substitut är detta därför att de i för konsumenten väsentliga avseenden har likartade egenskaper. Kunde man bestämma vilka dessa relevanta egenskaper är och mäta dem på ett tillfredsställande sätt borde denna information kunna utnyttjas. Faktum är att det i många länder redan finns outnyttjade datamängder insamlade om varors egenskaper via olika former av konsumentupplysningsverksamhet. En stor fördel med denna ansats jämfört med försöken att generalisera nyttofunktionen skulle vara att man kanske skulle kunna använda en relativt enkel nyttofunktion med få parametrar som behövde estimeras.

Denna tankegång bygger bland annat på Lancasters så kallade »new approach to consumer theory» (Lancaster [1966], [1971]). Han tänker sig att varje vara är bärare av vissa karaktäristiska egenskaper och att det är dessa som ger konsumenten nytta. Dessa karaktäristika antas således ingå som argument i nyttofunktionen i stället för varumängderna. Relationen mellan den mängd karaktäristika som en konsument får genom att köpa varor och varumängderna antas i Lancasters modell vara linjär. Konsumenten antas vidare maximera nyttofunktionen dels under bivillkoret att denna linjära så kallade konsumtionsteknologi gäller, dels under budgetvillkoret. Formulerat på detta sätt kan maximeringsproblemet lösas med linjär programmering. Med en viss omformulering kan man emellertid behandla det som ett vanligt maximeringsproblem. Utan större anspråk på realism kan tankegången illustreras med följande exempel.

Antag att konsumenten försöker maximera den kvadratiske nyttofunktionen

$$u(z_t) = 1/2 z_t' I_1 z_t + z_t' I_2; \quad (36)$$

där I_1 är en diagonalmatris och I_2 en n -dimensionell vektor, z är en n -dimensionell vektor av karaktäristiska egenskaper som definieras av

$$z_t = B_t q_t; \quad (37)$$

där B_t är en kvadratisk matris, vars element kolumnvis anger hur mycket av varje karaktäristisk egenskap som ingår i en enhets-

mängd av respektive vara.⁵ Denna matris behöver inte vara konstant men den antas vara känd.

I_1 och B_1 antas vidare vara icke singulära. Då I_1 antagits vara en diagonalmatris är nyttofunktionen (36) tydligen additiv. Maximeringen av nyttofunktionen sker under budgetvillkoret

$$p'q = y; \quad (38)$$

och under förutsättning att (37) gäller. Man kan visa att maximeringen leder till efterfrågefunktionerna

$$q = [p'\pi_1^{-1}p - p'\pi_1^{-1}\pi_2]^{-1}\pi_1^{-1}py - p'\pi_1^{-1}\pi_2; \quad (39)$$

där

$$\pi_1 = B'I_1B;$$

$$\pi_2 = B'I_2;$$

Vi ser nu att den marginella utgiftsbenägenheten

$$[p'\pi_1^{-1}p - p'\pi_1^{-1}\pi_2]^{-1}\pi_1^{-1}p = \{p'(B'I_1B)^{-1}p - p'B^{-1}I_1^{-1}I_2\}^{-1}(B'I_1B)^{-1}p; \quad (40)$$

inte bara beror på priserna som vid en maximering av en vanlig kvadratisk nyttofunktion utan även på varornas kvalitetsegenskaper B .

Från (36) och (37) följer även att den speciella substitutionseffekten är

$$\lambda\pi_1^{-1} = \lambda(B'I_1B)^{-1}; \quad (41)$$

Om vi hade ett vanligt maximeringsproblem, dvs $B = I$, så skulle π_1^{-1} vara en diagonalmatris och den speciella substitutionseffekten vara noll, men i detta fall är π_1^{-1} inte diagonal. Under förutsättning att vi kan samla in information om varornas egenskaper B kan vi således få en modell som tillåter substitution utan starka villkor och med Engelkurvor, vars lutning förändras både med varornas priser och kvalitet utan att vi behöver estimerar flera parametrar än vad som krävs i en vanlig additiv modell. Denna ansats har ännu inte prövats empiriskt. Dess användbarhet kommer i hög

⁵ Antalet karaktäristika antages således vara lika stort som antalet varor, vilket berövar Lancasters modell några av dess intressanta egenskaper, men antagandet behövs här för att undvika en alltför svårbehandlad modell.

grad att vara avhängig av hur de karakteristiska egenskaperna definieras och mäts.

I en studie av efterfrågan på bostäder i New Haven-området har King [forthcoming] använt en närbesläktad ansats, i vilken han på sätt och vis undvikit en del av godtyckligheten i de karakteristiska måtten. Den behandlar efterfrågan på bostäder i New Haven-området, Connecticut, USA. King definierar fyra karakteristiska egenskaper hos bostäderna. »Basic structure», »Interior quality», »Interior space» och »Site». Mängden av respektive egenskap som en bostad besitter bestäms av förekomsten av vissa så kallade bostadskomponenter. »Interior space» t.ex. definieras av följande komponenter: golvyta, genomsnittlig rumsstorlek, antal smårum för specialändamål, förekomst av källare samt förekomst av mer än våning. För att få kvantitativa mått på mängden av respektive egenskap skattar King så kallade hedoniska prisrelationer, dvs. prisskillnaderna mellan olika bostäder förklaras med skillnaderna i bostadskomponenter:

$$(\text{Försäljningspris}) = \underbrace{\sum_j a_{1j} x_{1j}}_{z_1} + \underbrace{\sum_j a_{2j} x_{2j}}_{z_2} + \underbrace{\sum_j a_{3j} x_{3j}}_{z_3} + \underbrace{\sum_j a_{4j} x_{4j}}_{z_4}; \quad (42)$$

x_{ij} är den j :te komponenten som bidrar till den i :te karakteristiska egenskapen z_i . En skattning av mängden av denna egenskap z_j för en viss fastighet erhålls som $z_i = \sum_j \hat{a}_{ji} x_{ji}$ med fastighetens x_{ij} -värden insatta. Genom att en prisekvation av ovanstående slag skattas för var och en av sju kommuner i New Haven-området kan King beräkna prisindex för de fyra egenskaperna, som anger hur mycket »priserna» på dessa varierar mellan kommuner. Han får på detta sätt ett tvärsnitt av observationer bestående av »utgifterna» på de fyra egenskaperna, »priserna» på dessa samt hushållets totala bostadsutgift. Dessa används för att estimerar ett Rotterdamssystem bestående av fyra efterfrågefunktioner, en för varje egenskap. I efterfrågefunktionerna ingick inte bara priser och inkomst, dvs. total bostadsutgift, utan även några andra variabler som t.ex. familjestorlek. Som exempel på de resultat som King fick återges i tabell 9 estimaten för inkomst- och egenpriselasticiteterna.

5. Identifikationsproblemet på en reglerad marknad

Vid tillämpningen av system av efterfrågefunktioner har man antagit att efterfrågefunktionerna är välidentifierade, dvs. att det

verkligen är efterfrågefunktionerna som estimeras och inte utbuds-funktionerna eller någon blandning därav. Detta är ett antagande som emellertid inte alltid förefaller särskilt realistiskt. Detta framträder särskilt klart för sådana varor och tjänster som säljs på en reglerad marknad. Ett exempel är bostadsmarknaden i Sverige. Genom en hyresreglering har man under större delen av efterkrigstiden hållit hyrorna under en jämviktsnivå, vilket bl.a. yttrat sig i en överskottsefterfrågan, dvs. långa bostadsköer. Att under sådana förhållanden tro att man kan estimeras en efterfråge-funktion på bostadstjänster verkar inte särskilt rimligt. Vilka konsekvenser bör nu detta få för tillämpningen av ett komplett system av efterfrågefunktioner? För enkelhetens skull begränsar vi frågan till att gälla det linjära utgiftssystemet. Den följande analysen utförs under två förenklande antaganden, dels att ansatsen med »genomsnittskonsumenten» är hygglig för att beskriva mark-nadsförändringar, dvs. vi bortser från det faktum att efterfråge-modellen utvecklats för att gälla *en* individ men tillämpas på en hel marknad, dels att man kan analysera efterfrågan och utbud på bostadstjänster utan att beakta den karaktär av varaktig vara som bostaden har.

Fastän det är orealistiskt antar vi i följande inledande exempel att bostadsregleringen verkar så att det finns en övre gräns för genomsnittskonsumenten konsumtion av bostadstjänster och att denna gräns är fixerad i regleringen och oberoende av priser och inkomst. Låt den första av en varor och tjänster vara bostads-tjänster. Genomsnittskonsumenten antas stå inför följande besluts-problem

$$\text{Max } u(q) = \sum_{i=1}^n \beta_i \log(q_{it} - c_i); \quad (43a)$$

under villkoren

$$\sum_{i=1}^n p_{it} q_{it} = y_t; \quad (43b)$$

$$q_{it} \leq \bar{q}_{it}; \quad (43c)$$

Antag nu också att priserna på bostadstjänster är sådana att likhet gäller. Maximeringen ger då utgiftsfunktionerna

$$p_{it} q_{it} = p_{it} \bar{q}_{it} \quad (44a)$$

$$p_{it} q_{it} = p_{it} c_i + \frac{\beta_i}{1-\beta_1} (y_t - p_{it} \bar{q}_{it} - \sum_{i=2}^n p_{it} c_i); \quad (44b)$$

$i = 2, \dots, n$

Man kan således helt enkelt bortse från bostadstjänsterna och analysera efterfrågan på övriga tjänster med ett linjärt utgiftssystem endast genom att subtrahera bostadsutgiften från inkomstvariabeln. Att vi får detta resultat beror naturligtvis på den additiva nyttofunktionen.

Om syftet med efterfrågeanalysen är att göra prognoser på den framtida konsumtionen, får man med denna ansats tydligen göra separata prognoser på bostadskonsumtionen grundad på kännedom om regleringens begränsade effekter. Om emellertid utbudet ökat så mycket och hyrorna tillåtit anpassa sig så att det under prognosperioden blir efterfrågan som blir den begränsande faktorn och inte utbudet, skulle man trots allt behöva estimat av efterfrågefunktionen för att kunna göra prognoser. Är då detta möjligt?

Antag att bostadsregleringens effekter på utbudet kan fångas upp i en modell för \bar{q}_{it} . Antag vidare att myndigheterna inte bara reglerar hyrorna utan även mer eller mindre direkt kan bestämma bostadsbyggandet och att de därvid är känsliga för efterfrågeöverskottets storlek, dvs. köernas längd och det politiska missnöje som följer därav. Eftersom efterfrågeöverskottets storlek inte bara beror på utbudet utan även på efterfrågan, är det detta antagande som ger oss lösningen på problemet.

Antag närmare bestämt att det reglerade utbudet av bostadstjänster bestäms på följande sätt

$$\bar{q}_{it} = \bar{q}_{it-1} + \alpha(q^*_{it-1} - \bar{q}_{it-1}); \quad (45)$$

där q^*_{it-1} är den efterfrågade volymen bostadstjänster med de priser och den inkomst som rådde under perioden $(t-1)$. Förändringen av utbudet av bostadstjänster antas således vara proportionell mot överskottsefterfrågan under föregående tidsperiod. Just denna formulering har valts för att modellen skall bli så enkel som möjligt utan att principerna skall gå förlorade. I en empirisk tillämpning får man kanske välja en mindre primitiv modell.

q^*_{it-1} antas bestämd som en lösning till följande problem.

$$\text{Max } u(q) = \beta_1 \log(q^*_{it-1} - c_1) + \sum_{i=2}^n \beta_i \log(q_{it-1} - c_i); \quad (46)$$

under villkoret

$$p_{it-1}q^*_{it-1} + \sum_{i=2}^n p_{it-1}q_{it-1} = y_{t-1}; \quad (47)$$

vilket ger

$$p_{it-1}q_{it-1}^* = p_{it-1}c_1 + \beta_1(y_{t-1} - \sum_{i=1}^n p_{it-1}c_i); \quad (48)$$

Multiplikeras (44) med p_{it} och substitueras (47) in i detta uttryck så får man följande uttryck för de faktiska bostadsutgifterna

$$p_{it}\bar{q}_{it} = p_{it}\alpha c_1 + \alpha\beta_1\left(\frac{p_{it}}{p_{it-1}}y_{t-1} - \sum_{i=1}^n \frac{p_{it}}{p_{it-1}}p_{it-1}c_i\right) + (1-\alpha)p_{it}\bar{q}_{it-1}; \quad (49)$$

Med hjälp av detta uttryck skall man i princip kunna skatta parametrarna β_1 och c_1 , dvs. efterfrågefunktionen för bostadstjänster. Eftersom vi inte har några direkta observationer på efterfrågekurvan utan endast observerar denna indirekt genom förskjutningarna i utbudskurvan, som antas bero på efterfrågeöverskottet och därmed även på efterfrågan, kan de skattningar man får av efterfrågekurvan vara känsliga för hur man förklarar förskjutningarna i utbudet.

Den endogena variabeln $p_{it}\bar{q}_{it}$ ingår i högerleden till efterfrågefunktionerna för andra varor och tjänster än bostadstjänster, men om den slumpterm som man får tänka sig i slutet av uttryck (48) är okorrelerad med de implicita slumptermerna i efterfrågefunktionerna (43 b) är modellen rekursiv och (48) skulle kunna estimeras skilt från de övriga funktionerna. Parametrarna c_2, \dots, c_n ingår emellertid både i (43 b) och (48), varför relationerna måste estimeras tillsammans, vilket även måste vara effektivast. (Ett enklare förfaringsätt vore att estimeras (43 b) och substituera de därigenom erhållna estimaten på c_i , $i = 2, \dots, n$ in i (48), varvid endast α_1 , β_1 och c_1 behöver estimeras från denna relation.)

6. Dynamiska modeller

De modeller som hittills behandlats har varit statiska. Det är bl.a. följande tre olika aspekter på dynamiskt konsumentbeteende som därvid inte beaktats:

- a) den s.k. konsumtionsvanan
- b) de varaktiga varornas speciella egenskaper
- c) konsumentens förmåga att planera för framtiden och handla därefter.

Vi skall nu undersöka hur man försökt behandla dessa tre

aspekter inom ramen för ett fullständigt system för att därigenom göra modellerna dynamiska.

I Pollak & Wales [1969] modifieras det linjära utgiftssystemet genom att de i Stones modell konstanta miniminivåerna nu tänks vara variabla och bestämda av föregående periods konsumtion. En tröghet i konsumenternas beteende, konsumtionsvanan, antas innebära att konsumenten oavsett pris och inkomstförändringar vill försäkra sig om en viss andel av föregående års konsumtionsvolym av respektive vara. Utgiftsfunktionerna blir

$$P_{it}q_{it} = P_{it}c_{0i} + c_{1i}P_{it}q_{it-1} + \beta_i \left(y_t - \sum_{j=1}^n P_{it}c_{0j} - \sum_{j=1}^n c_{1j}P_{it}q_{jt-1} \right) \quad (50)$$

I sin grundliga utredning av denna modells dynamiska egenskaper kallar Pollak [1970] c_{0i} för ett fysiologiskt betingat minimum och $c_{1i}q_{it-1}$ för ett psykologiskt betingat minimum. Denna modell har bl.a. också tillämpats på svenska data av Dahlman & Klevmarken [1971] och med en något generellare nyttofunktion av Wales [1971] på kanadensiska data.

Houthakker & Taylor [1970] hävdar att de förmår beakta både konsumtionsvanan och föekomsten av varaktiga varor i sin modell. De antar en kvadratisk nyttofunktion

$$u(q, s) = q'a + s'b + \frac{1}{2} q'Aq + q'Bs + \frac{1}{2} s'Cs; \quad (51)$$

a och b är konstanta vektorer, A , B och C konstanta matriser. A och B antas vara diagonala och icke singulära, q är en $n \times 1$ vektor av varuinköp och s en $n \times 1$ vektor av så kallade tillståndsvariabler. För varaktiga varor är tillståndsvariablerna desamma som »stockarna» av de varaktiga varorna; för icke varaktiga varor står de för en konsumtionsvana. Tillståndsvariablerna definieras på följande sätt

$$\dot{s} = q - Ds; \quad (52)$$

där \dot{s} är en tidsderivata och D en diagonalmatris, vars element kan uppfattas som konstanta deprecieringsfaktorer.

Maximering av nyttofunktionen ger

$$q = A^{-1}(\lambda p - a - Bs); \quad (53)$$

Om koefficienten framför s_i är positiv tolkar Houthakker och Taylor detta som att vaneeffekten dominerar; om den är negativ att stock-

effekten dominerar. Genom diverse transformationer kan s elimineras innan modellen estimeras.

Efter liknande tankegångar generaliserade Dahlman & Klevmarken [1971] det linjära utgiftssystemet men svårigheterna att estimeras gjorde försöket resultatlös. Senare har Philips [1972] estimerat ett linjärt utgiftssystem modifierat med tillståndsvariabler och Taylor & Weiserbs [1972] har jämfört Houthakker & Taylors modell med Philips modell genom att estimeras bägge på samma data från USA, varvid de kom till slutsatsen att det linjära utgiftssystemet var den bättre modellen, bl.a. med hänsyn till dess bättre prognosförmåga.

Denna typ av modeller behandlar bara en aspekt av efterfrågan på varaktiga varor, att efterfrågan i dag beror av tidigare ackumulerade stockar men försummar att beakta att inköpet av en varaktig vara även beslutas med hänsyn till dess framtida avkastning av tjänster. Pollak [1970] s. 761 säger:

»At first glance it might seem possible to convert the habit-formation model — — — into a consumer-durable model by allowing the β 's to be negative. This procedure has no theoretical standing. A fundamental assumption of the habit-formation model is that the individual does not take account of the effect of his current purchase on his future preferences and future consumption. In the case of habit-formation, this assumption is plausible; in the case of consumer durables it is not. A model of demand for consumer durables must explicitly recognize the intertemporal nature of the problem.»

Ett system av efterfrågefunktioner som härletts ur en intertemporal nyttomaximering har föreslagits av Constantino Lluich [1973], det så kallade »Extended Linear Expenditure System» (ELES). I denna modell ges ingen särbehandling av efterfrågan på varaktiga varor utan avsikten har i första hand varit att utbyta inkomstvariabeln total konsumtion mot disponibel inkomst och införa sparandet i modellen. Lluich formulerar konsumentens maximeringsproblem på följande sätt

$$\text{Max} \int_0^{\infty} e^{-\delta t} \left[\sum_{i=1}^n \beta_i \log(q_i(t) - \gamma_i) \right] dt; \quad (54)$$

under villkoret

$$\dot{w}(t) = \rho w(t) + y(t) - \sum_{i=1}^n p_i q_i(t); \quad w(0) = w_0; \quad (55)$$

där ϱ är avkastningen på finansiella och reala tillgångar, δ en subjektiv diskonteringsfaktor och $w(t)$ summa finansiella och reala tillgångar.

Konsumenten tänks utföra en maximering av detta slag för varje period. Denna successiva revision av konsumtionsplanerna medför att de realiserade inköpen endast är $q_{it}(0)$, där 0 står för den tidpunkt då planerna görs upp. Detta maximeringsproblem leder till ett system av utgiftsfunktioner som består av en aggregerad konsumtionsfunktion som bestämmer hur stor del av den disponibla inkomsten som skall konsumeras och en uppsättning utgiftsfunktioner som anger hur den totala konsumtionen skall fördelas på varugrupper. Dessa funktioner är desamma som i det linjära utgiftssystemet. Den aggregerade konsumtionsfunktionen är

$$v = \mu z + (1-\mu)\sum p_i y_i; \quad (56)$$

där v är totalkonsumtion, $z = \varrho w + y + L(\dot{y})$, $L(\dot{y})$ är summa diskonterade framtida ökningar i arbetsinkomster och $\mu = \delta/\varrho$ den marginella konsumtionsbenägenheten. Denna konsumtionsfunktion skiljer sig från en vanlig Keynesiansk bl.a. genom att interceptet varierar med de relativa priserna.

Lluch har senare utvidgat modellen till att omfatta både vanebeteende (Lluch [forthcoming]) och efterfrågan på varaktiga varor (Lluch [1974]), dock utan att dessa modeller såvitt känt har tillämpats empiriskt.

Lluch och hans medarbetare har däremot tillämpat ELES på data från ett stort antal länder och gjort jämförelser mellan dessa. Modellens förtjänst består framför allt i att den totala konsumtionen behandlas endogent och att sparandet inkluderas, även om modellen ger en ganska primitiv beskrivning av sparbeteendet och på sin höjd förmår att fånga upp den trendmässiga utvecklingen. Modellen har dessutom samma brister som alla andra modeller som också bygger på additiva nyttofunktioner. Nyttofunktionen i ELES-modellen är inte bara additiv i varurummet utan även utefter tidsaxeln.

7. Avslutande synpunkter

Trots att efterfrågan på konsumtionsvaror utgör ett av de mest bearbetade fälten inom ekonometrisk forskning, har, som denna genomgång visat, de instrument vi förfogar över för praktiskt bruk i prognosarbete eller ekonomisk politik mycket stora brister. Ett

entydigt resultat från flera undersökningar är att modeller som bygger på stark separerbarhet eller additivitet har orealistiskt starka villkor på efterfrågefunktionerna. Försöken att använda mer generella nyttofunktioner har dock inte givit stor avkastning, därför att de relationer som behöver estimeras blir ganska komplexa och det numeriska beräkningsarbetet väl omfattande även för moderna datorer med hög kapacitet. De hittills mest flexibla och samtidigt praktiskt användbara alternativen, såsom Rotterdam-modellen och den dubbellogaritmiska modellen, har å andra sidan en svag förankring i valhandlingsteorin.

Man kan naturligtvis ifrågasätta om det är rimligt att så starkt driva kravet på förankring i valhandlingsteorin för system av efterfrågerelationer som är avsedda att tillämpas på aggregerad nivå. Gapet mellan teorin för en enskild konsument och den praktiska tillämpningen av denna teori på aggregerad nivå framstår som en av de största bristerna i tillämpad efterfrågeanalys. Detta blir särskilt tydligt när man börjar arbeta med modeller som bygger på intertemporal nyttomaximering, som t.ex. ELES. Denna modell behandlar rent formellt den individuella konsumtionsutvecklingen över livscykeln, men den har nästan uteslutande tillämpats antingen på aggregerade tidsserier eller på tvärsnittsdata från budgetundersökningar och därvid saknat många av de ingredienser som måste ingå i en livscykelteori såsom bosättningen, familjebildningen, barnens uppväxt, hushållssprängningen, växlingen mellan förvärvsarbete och hemaktiviteter och inte minst livets ändlighet. Om en livscykelteori som kunde beskriva den kohortvisa konsumtionsutvecklingen låg inom räckhåll, borde det vara möjligt att via kohorterna knyta samman tvärsnittsstudier och tidseriestudier och därigenom också prestera en lösning av aggregationsproblemet.

Vilka utvecklingsmöjligheter som i framtiden ligger i ännu bättre datorer och i ytterligare teoriutveckling är naturligtvis svårt att spå om. En möjlighet som berörts ovan är att tillföra mera information antingen om varornas egenskaper eller om konsumenterna utöver priser respektive inkomster. Lancasters modell kan sägas tillhöra den så kallade »nya» konsumtionsteorin där hushållet betraktas som en producent av tjänster till sig självt och där insatsvarorna utgörs av inköpta varor och tjänster i kombination med egen arbetskraft och tid. Vilket bidrag denna nya inriktning på konsumtionsteorin kan ge efterfrågeanalysen är det dock för tidigt att uttala sig om. En märkbar tendens är dock en starkare betoning av sambandet mellan efterfrågan på konsumtionsvaror och hus-

hålllets demografiska förändringar och dess förändringar i arbetsmarknadsaktivitet över livscykeln.

Den erfarenhet man hittills nått om de fullständiga systemens användbarhet som prognosinstrument är ganska begränsad. Det tycks t.ex. ännu inte finnas någon undersökning i vilken man jämfört olika modellers prognosförmåga. Hittills gjorda jämförelser bygger på anpassningen till historiska data och på estimerade parametervärden. Man har dock gjort den erfarenheten att det i regel är svårare att göra prognoser på de varaktiga varornas utveckling än på de icke varaktigas. Det är därför angeläget att systemen av efterfrågefunktioner utvecklas så att även de varaktiga varornas speciella egenskaper kan beaktas.

8. Referenser

- Barten, A. P., 1969, Maximum Likelihood Estimation of a Complete System of Demand Equations. *European Economic Review*, Vol. 1.
- Basmann, R. L., Battalio, R. C. & Kagel, J. H., 1973, Comment on R. P. Byron's »The Restricted Aitken Estimation of Sets of Demand Relations». *Econometrica*, Vol. 41, No. 2 (March 1973).
- Brown, A. & Deaton, A., 1972, Surveys in Applied Economics: Models of Consumer Behaviour. *The Economic Journal*, Vol. 82, No. 328 (Dec. 1972).
- Brown, M. & Heien, D., 1972, The S-Branch Utility Tree: A Generalisation of the Linear Expenditure System. *Econometrica*, Vol. 40, No. 4 (July 1972).
- Christensen, L. R., Jorgenson, D. W. & Lau, L. J.: Transcendental Logarithmic Utility Functions, forthcoming in *American Economic Review*.
- Christensen, L. R. & Manser, M. E., 1974, Estimating U.S. Consumer Preferences for Meat 1947—1971. *Workshop paper number 7403*, Social Systems Research Institute, University of Wisconsin, February 1974.
- 1973, *Cost-of-Living Indexes and Price Indexes for U.S. Meat and Produce 1947—1971*. Paper prepared for Conference on Consumption and Household Behavior, National Bureau of Economic Research, November 30 — December 1, 1973. Washington, D.C., forthcoming in N. Terlecky, ed., *Household Production and Consumption*.
- Dahlman, C. J. & Klevmarken, A., 1971, Den privata konsumtionen 1931—1975. IUI, Stockholm.
- Deaton, A. S., 1972, The Estimation and Testing of Systems of Demand Equations: A Note. *European Economic Review* No. 3.
- (1974 a) A Reconsideration of the Empirical Implications of Additive Preferences. *The Economic Journal*, Vol. 84, No. 334 (June 1974).

- (1974 b) The Analysis of Consumer Demand in the United Kingdom 1900—1970. *Econometrica* Vol. 42, No. 2 (March 1974).
- Frisch, R., 1959, A Complete Scheme for Computing all Direct and Cross Elasticities in a Model with Many Sectors. *Econometrica* Vol. 27.
- Gorman, W. M., 1959, Separable Utility and Aggregation. *Econometrica* Vol. 27, No. 3.
- Heien, D., 1973, *Some Further Results on the Estimation of the S-Branch Utility Tree*. Research Discussion paper No. 10. Research Division, Office of Prices and Living Conditions, U.S. Bureau of Labor Statistics, Washington, D.C., January 1973.
- Heien, D. & Popkin, J., 1971, *Price Determination and Cost-of-Living Measures in a Disaggregated Model of the U.S. Economy* in O. Eckstein, ed., *The Econometrics of Price Determination*. Washington, D.C.
- Houthakker, H. S., 1960, Additive Preferences, *Econometrica*, Vol. 28.
- Houthakker, H. S. & Taylor, L. D., 1970, *Consumer Demand in the United States. Analysis and Projections. With Applications to Other Countries*. Harvard University Press. 2nd edition, Cambridge.
- King, A. T., 1973, *The Demand for Housing. A Lancasterian Approach*. Paper presented for Conference on Consumption and Household Behavior, National Bureau of Economic Research, November 30 — December 1, 1973, Washington, D. C., forthcoming in N. Terlecky, ed., *Household Production and Consumption*.
- Lancaster, K. J., 1966, A New Approach to Consumer Theory. *The Journal of Political Economy*. Vol. 74, No. 2.
- 1971, *Consumer Demand, A New Approach*. New York & London.
- Lluch, C., 1973, The Extended Linear Expenditure System. *European Economic Review*, Vol. 4.
- 1974, *Durable Goods and the Theory of Consumer Demand*. Working paper, Development Research Center, World Bank. February 1974.
- Expenditure, Savings and Habit Formation. *International Economic Review* (forthcoming).
- Lluch, C., Powell, A. & Williams, R., 1974, *Research on Demand and Savings Patterns in the Development Process*. Mimeographed. Development Research Center, IBRD, February 1974.
- McFadden, D., 1964, *Existence Conditions for Theil-type Preferences*. Discussion paper, Dep. of Economics, University of California, Berkley.

- Parks, R. W., 1969, Systems of Demand Equations: an Empirical Comparison of Alternative Functional Forms. *Econometrica*, Vol. 37.
- 1971, Maximum Likelihood Estimation of the Linear Expenditure System. *Journal of American Statistical Association*, Vol. 66.
- Philips, L., 1972, A Dynamic Version of the Linear Expenditure Model. *The Review of Economics and Statistics*, Vol. LIV, No. 4 (Nov. 1972).
- Pollak, R. A., 1970, Habit Formation and Dynamic Demand Functions. *Journal of Political Economy*, Vol. 78, No. 4:1 (July/August 1970).
- Pollak, R. A. & Wales, T. J., 1969, Estimation of the Linear Expenditure System, *Econometrica*, Vol. 37.
- Stone, J. R. N., 1954, Linear Expenditure Systems and Demand Analysis. An Application to the Pattern of British Demand, *Economic Journal*, Vol. 64.
- 1962, A Computable Model of Economic Growth. Department of Applied Economics, University of Cambridge: *A Programme for Growth*, Vol. 1, Chapman and Hall, Cambridge.
- Taylor, L. D. & Weiserbs, D., 1972, On the Estimation of Dynamic Demand Functions. *The Review of Economics and Statistics*, Vol. LIV, No. 4 (Nov. 1972).
- Theil, H., 1965, The Information Approach to Demand Analysis, *Econometrica*, Vol. 33.
- 1967, *Economics and Information Theory*, North Holland, Amsterdam.
- 1971, *Principles of Econometrics*, North Holland, Amsterdam.
- 1971, An Economic Theory of the Second Moments of Disturbance of Behavioural Equations, *American Economic Review*, Vol. 61.
- Wales, T. J., 1971, A Generalized Linear Expenditure Model of Demand for Nondurable Goods in Canada. *Canadian Journal of Economics*, IV, No. 4 (Nov. 1971).
- Yoshihara, K., 1969, Demand Functions: an Application to the Japanese Expenditure Pattern, *Econometrica*, Vol. 37.
- Åberg, C. J., 1971, Plan och prognos. *En studie i de svenska långtidsutredningarnas metodik*. Stockholm.

Utgivna publikationer*

Böcker på engelska 1976

On the Measurement of the Degree of Progression.
Ulf Jakobsson. Booklet No 65. 8 pp. Ca Sw. kr 10:—

Structural Determinants of Swedish Foreign Trade.
Bo Carlsson and Lennart Ohlsson. Booklet No 64.
10 pp. Ca Sw. kr 10:—

**Specialization Tendencies in Swedish Trade and
Production of Fabricated Metal Products in the 1960's.**
Lennart Ohlsson. Booklet No. 63. 13 pp. Ca Sw. kr 10:—

Emission Control Costs in Swedish Industry. Johan Facht.
227 pp. Ca Sw. kr 60:—

Böcker på svenska 1976

**System av efterfrågefunktioner; några utvecklings-
tendenser.** Anders Klevmarken. Småtryck nr 66.
38 s. Ca 10:—

Lönebildning och lönestruktur inom den statliga sektorn.
Siv Gustafsson. 260 s. Ca Sw. kr 60:—

Uljämning kontra utbyte. Två artiklar om den
skattepolitiska utvecklingen under 1970-talets första hälft.
Ulf Jakobsson och Göran Normann.
Småtryck nr 62. 25 s. Ca 10:—

**Den svenska industrins investeringar i utlandet 1970—
1974.** Birgitta Swedenborg, under medverkan av Bo Lind-
örn. Forskningsrapport nr 5. 24 s. Ca 15:—

1975

**Norska och svenska modeller över personlig inkomst-
beskattning.** Ulf Jakobsson. Forskningsrapport nr 4.
21 s. Ca 10:—

Effektiv avkastning på aktier. Rolf Rundfelt.
Forskningsrapport nr 3. 21 s. Ca 10:—

Industriforskningens utveckling och avkastning.
Anita Du Rietz. 130 s. Ca 40:—

Företagens tillväxt och finansiering.
Göran Eriksson. 277 s. Ca 60:—

**Etablering, nedläggning och industriell tillväxt i Sverige
1954—1970.** Gunnar Du Rietz. 116 s. Ca 40:—

1974

**Löneutvecklingen och dess bestämningsfaktorer inom
träindustrin.** Yngve Åberg. Forskningsrapport nr 1. 31 s.
Ca 15:—

**Utvecklingen av hushållens inkomster efter skatt
1974—1975.** Ulf Jakobsson och Göran Normann.
Småtryck nr 59. 20 s. Ca 6:—

* En fullständig förteckning kan erhållas på begäran.

100
100
100
100

100
100
100
100

