

グループ分けされたクロス・セクション・ データからの需要体系推定

澤 田 学*

(受理: 1985年11月30日)

On Estimating Demand System Parameters from Grouped Cross-Section Data

Manabu SAWADA*

摘 要

消費構造の需要体系分析は時系列集計データについてよく行なわれているが、個別世帯の消費行動に関するクロス・セクション分析に適用された例は少ない。

小稿では、需要体系分析の枠組に依拠してわが国勤労者世帯における費目別需要の価格、所得、世帯属性に対する反応を数量的に検討する。分析モデルは、最低拘束支出が属性に依存するように改良した Extended Linear Expenditure System (ELES) である。本報告の方法上の重要な特徴は、ELES のパラメータを昭和54年全国消費実態調査の公表データから、間接的一般化最小二乗法によって効率的に推定した点にある。当計測法によると、公表データにおける様々なグループ分けされた平均データをプールして需要体系の計測に利用することが可能である。

分析は ELES のパラメータ推定値と、その推定値に基づいて算出された各種の弾力性を利用して行なわれる。その結果、食料費目の需要は、所得および世帯の属性に有意に影響されるが、価格反応はかなり非弾力的であることが見出される。

緒 言

現実の消費動向の背後に消費主体の経済合理的選択行動を想定し、費目別需要を同時系統的に計量分析するという方法論的問題意識の下に、STONE¹⁰⁾ の Linear Expenditure System 以来、これまで様々な需要体系モデルが開発されて来た (JOHNSON, HASSAN

and GREEN)⁷⁾。その中で、LLUCH⁹⁾ の Extended Linear Expenditure System は、クロス・セクション・データから全てのパラメータを識別できる代表的な需要体系モデルであり、近年、HOWE⁶⁾、LLUCH, POWELL and WILLIAMS¹⁰⁾、GREEN, HASSAN and JOHNSON³⁾、MERZ¹¹⁾ によってクロス・セクション分析に適用され、一定の成果を収めている。

* 帯広畜産大学畜産経営学科

* Department of Agricultural Economics, Obihiro University of Agriculture and Veterinary Medicine, Obihiro, Hokkaido, 080 JAPAN.

** 小稿は昭和60年度文部省科学研究費補助金による研究成果の一部である。計算には北海道大学大型計算機センターを利用した。

しかし、これまで Extended Linear Expenditure System をわが国のクロス・セクション・データに適用した報告例はない。これは、わが国において消費者世帯の収支に関するサーベイ・データが、所得または世帯の属性について1元分類された後のグループ別平均の形でしか公表されていないことに因ると思われる。というのは、一般にクロス・セクションでは世帯規模、年齢などの属性が重要な役割を演ずるため、属性変数を組み入れた需要体系モデルが実証分析に供されるが、グループ別平均データを用いて計測すると、多重共線性の発生と級内・級間分散比の悪化によって統計学的に信頼しうるパラメータ推定値を得ることが難しいからである(川口⁵⁾, CRAMER¹⁾)。

そこで小稿では、グループ分けされたクロス・セクション・データから、属性変数を組み込んだ Extended Linear Expenditure System を効率的に計測する方法を検討し、わが国の食料支出分析に応用した。

方 法

Extended Linear Expenditure System

世帯 h の効用関数を Howe⁵⁾ に従って次式に特定した。

$$u_h = \mu \sum_{i=1}^n \beta_i \ln(q_{ih} - \tau_i) + (1 - \mu) \ln q_{n+1, h} \quad (1)$$

$$\text{ただし } \sum_{i=1}^n \beta_i = 1; \quad 0 < \mu < 1 \\ \beta_i > 0, \quad q_{ih} > \tau_i \quad \text{for } i=1, \dots, n.$$

ここで u_h は世帯 h の効用水準、 q_{ih} は世帯 h の費目 i に関する消費量、 $(n+1)$ 番目の費目は貯蓄である。

費目 i の価格を p_i 、世帯 h の所得を \square とするとき、(1) を予算制約 $\sum_{i=1}^{n+1} p_i q_{ih} = y_h$ の下で最大化する1階の条件式を解いて、消費項目別支出 $v_{ih} = p_i q_{ih}$ ($i=1, \dots, n$) と貯蓄 $s_h = p_{n+1} q_{n+1, h}$ を同時に説明する Extended Linear Expenditure System (ELES) を得る

$$\left. \begin{aligned} v_{ih} &= p_i \tau_{ih} + \mu \beta_i \left\{ y_i - \sum_{j=1}^n p_j \tau_{ij} \right\} \quad i=1, \dots, n \\ s_h &= (1 - \mu) \left\{ y_h - \sum_{j=1}^n p_j \tau_{jh} \right\} \end{aligned} \right\} (2)$$

ここでパラメータ τ_i は費目 i に関する最低拘束数量、 μ は限界消費性向、 β_i は消費支出の費目 i に対する限界配分比率を示す (LILUCH *et. al.*)¹⁰⁾。

クロス・セクションでは価格は一定かつ世帯間で同一ゆえ、 τ_i に代って最低拘束支出 $\tau_{ik}^* = p_i \tau_{ih}$ が識別される。ところで最低拘束支出は世帯員数、年齢など世帯の属性に依存すると考えられる。そこで τ_{ik}^* は m 個の属性 z_1, \dots, z_m の1次関数であると仮定した。

$$\tau_{ik}^* = \alpha_i^* + \sum_{k=1}^m \gamma_{ik}^* z_{kh} \quad i=1, \dots, n \quad (3)$$

本稿の分析モデルは (3) を (2) に代入した次式の ELES である。

$$\begin{aligned} v_{ih} &= \alpha_i^* + \sum_{k=1}^m \gamma_{ik}^* z_{kh} + \mu \beta_i \left\{ y_h - \sum_{j=1}^n \alpha_j^* \right. \\ &\quad \left. - \sum_{j=1}^n \sum_{k=1}^m \gamma_{jk}^* z_{kh} \right\} \quad i=1, \dots, n \end{aligned} \quad (4)$$

なお貯蓄関数は予算制約と (4) から直ちに導出できるので、ここでは取り上げない。(4) の誘導形は、

$$\begin{aligned} v_{ih} &= (\alpha_i^* - \mu \beta_i \sum_{i=1}^n \alpha_i^*) \\ &\quad + \sum_{k=1}^m (\gamma_{ik}^* - \mu \beta_i \sum_{j=1}^n \gamma_{jk}^*) z_{kh} + \mu \beta_i y_h \\ &= \theta_{i0} + \sum_{k=1}^m \theta_{ik} z_{kh} + b_i y_h \quad i=1, \dots, n. \end{aligned} \quad (5)$$

すなわち、属性と所得について線形のエンゲル関数に帰着する。

推定すべきパラメータに関し非線形の構造形 (4) に比べ、誘導形 (5) は線形模型のため計測が容易である。

しかも効用関数の安定条件 $\sum_{i=1}^n \beta_i = 1$ により、構造パラメータは誘導形パラメータから

$$\left. \begin{aligned} \mu &= \sum_{j=1}^n b_j \\ \beta_i &= b_i / \sum_{j=1}^n b_j \\ \alpha_i^* &= \theta_{i0} + b_i \sum_{j=1}^n \theta_{j0} / (1 - \sum_{j=1}^n b_j) \\ \gamma_{ik}^* &= \theta_{ik} + b_i \sum_{j=1}^n \theta_{jk} / (1 - \sum_{j=1}^n b_j) \end{aligned} \right\} (6)$$

$i=1, \dots, n, \quad k=1, \dots, m$

のとおり識別されるので、先ず(5)を計測し、推定された誘導形パラメータから分析モデルの構造パラメータを間接推定することにした。

計測方法

利用可能なクロス・セクション・データが観測値を所得あるは属性について1元分類した後のグループ別平均の形でしか与えられていない場合における(5)の計測方法について検討する。

調査世帯 $h=1, \dots, H$ の観測値について(5)の回帰模型を次のように表記する。

$$\begin{bmatrix} v_{i1} \\ \vdots \\ v_{iH} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} 1 & z_{11} & \dots & z_{m1} & y_1 \\ \vdots & \vdots & & \vdots & \vdots \\ 1 & z_{1H} & \dots & z_{mH} & y_H \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \theta_{i0} \\ \vdots \\ \theta_{im} \\ b_i \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \epsilon_{i1} \\ \vdots \\ \epsilon_{iH} \end{bmatrix} \quad i=1, \dots, n$$

あるいは

$$\mathbf{v}_i = \mathbf{X}\boldsymbol{\theta}_i + \boldsymbol{\epsilon}_i \quad i=1, \dots, n \quad (7)$$

ここで $\boldsymbol{\epsilon}_i$ は攪乱項 H 元列ベクトルを示し、 $E(\boldsymbol{\epsilon}_i) = \mathbf{0}$ 、 $E(\boldsymbol{\epsilon}_i \boldsymbol{\epsilon}_j') = w_{ij} \mathbf{1}_H$ for $i, j=1, \dots, n$ と仮定する。

所得に関する調査世帯のグループ分けの行列 $\Phi_{(t)} = [\phi_{(t)hc}]$ を、

$$\phi_{(t)hc} = \begin{cases} 1: \text{世帯 } h \text{ が所得階層 } c \text{ に} \\ \quad \text{該当する場合} \\ 0: \text{世帯 } h \text{ が所得階層 } c \text{ に} \\ \quad \text{該当しない場合} \end{cases} \quad (8)$$

と定義し、属性 $z_k (k=1, \dots, m)$ に関する調査世帯のグループ分け行列 $\Phi_{(k)} (k=1, \dots, m)$ も同様に定義すれば、もとのデータとグループ分けされた平均データの関係は

$$[\bar{\mathbf{v}}_{(t)i}, \bar{\mathbf{X}}_{(t)}, \bar{\boldsymbol{\epsilon}}_{(t)i}] = (\Phi_{(t)} \Phi_{(t)}')^{-1} \Phi_{(t)} [\mathbf{v}_i, \mathbf{X}, \boldsymbol{\epsilon}_i] \quad i=1, \dots, n; t=0, 1, \dots, m \quad (9)$$

と表せる。ただし(9)の左辺は、所得または属性についてグループ分けされたときのグループ平均を表す適当な行列あるいはベクトルの集合である。

グループ平均のデータをプールして(7)を書き直す。

$$\begin{bmatrix} \bar{\mathbf{v}}_{(0)i} \\ \bar{\mathbf{v}}_{(1)i}^* \\ \vdots \\ \bar{\mathbf{v}}_{(m)i}^* \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \bar{\mathbf{X}}_{(0)} \\ \bar{\mathbf{X}}_{(1)}^* \\ \vdots \\ \bar{\mathbf{X}}_{(m)}^* \end{bmatrix} \boldsymbol{\theta}_i + \begin{bmatrix} \bar{\boldsymbol{\epsilon}}_{(0)i} \\ \bar{\boldsymbol{\epsilon}}_{(1)i}^* \\ \vdots \\ \bar{\boldsymbol{\epsilon}}_{(m)i}^* \end{bmatrix} \quad i=1, \dots, n$$

あるいは

$$\bar{\mathbf{v}}_i = \bar{\mathbf{X}}\boldsymbol{\theta}_i + \bar{\boldsymbol{\epsilon}}_i \quad i=1, \dots, n \quad (10)$$

ここに $\bar{\mathbf{v}}_{(k)i}^*$ 、 $\bar{\mathbf{X}}_{(k)}^*$ 、 $\bar{\boldsymbol{\epsilon}}_{(k)i}^* (k=1, \dots, m)$ は、それぞれ $\bar{\mathbf{v}}_{(k)i}$ 、 $\bar{\mathbf{X}}_{(k)}$ 、 $\bar{\boldsymbol{\epsilon}}_{(k)i}$ から最後の行—残りの行と所得階層別平均データの1次結合で表せる—を取り除いた行列を表す。

$\boldsymbol{\epsilon}_i$ の性質と(9)の関係から、 $E(\bar{\boldsymbol{\epsilon}}_i) = \mathbf{0}$ かつ、 $E(\bar{\boldsymbol{\epsilon}}_i \bar{\boldsymbol{\epsilon}}_j') = w_{ij} \mathbf{V}$ for $i, j=1, \dots, n$ 。ただし、

$$\mathbf{V} = \begin{bmatrix} N_{(0)}^{-1} & N_{(0)}^{-1} N_{(0,1)} N_{(1)}^{-1} & \dots & N_{(0)}^{-1} N_{(0,m)} N_{(m)}^{-1} \\ N_{(1)}^{-1} N_{(1,0)} N_{(0)}^{-1} & N_{(1)}^{-1} & \dots & N_{(1)}^{-1} N_{(1,m)} N_{(m)}^{-1} \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ N_{(m)}^{-1} N_{(m,0)} N_{(0)}^{-1} & N_{(m)}^{-1} N_{(m,1)} N_{(1)}^{-1} & \dots & N_{(m)}^{-1} \end{bmatrix} \quad (11)$$

ここで $N_{(t)} (t=0, 1, \dots, m)$ は所得あるいは属性について(10)に含まれるグループに1元分類したときのグループ別集計世帯数を対角要素とする対角行列、 $N_{(t,l)} (t, l=0, 1, \dots, m)$ は同じく2元分類した場合の集計世帯数分布を行列表示したものである(HAITOVSKY⁴⁾)。

したがって説明変数中の任意の2変数に関する集計世帯数分布の情報が得られるならば、 \mathbf{V} は既知で、しかも(10)は全ての費目の回帰式について説明変数のセットが同一の多変量回帰模型であるから、(10)に費目別に一般化最小二乗法を適用し $\boldsymbol{\theta}_i (i=1, \dots, n)$ の最良線形不偏推定量 $\hat{\boldsymbol{\theta}}_i$ を得ることができる。

$$\hat{\boldsymbol{\theta}}_i = [\bar{\mathbf{X}}' \bar{\mathbf{V}}^{-1} \bar{\mathbf{X}}]^{-1} \bar{\mathbf{X}}' \bar{\mathbf{V}}^{-1} \bar{\mathbf{v}}_i \quad i=1, \dots, n \quad (12)$$

そして、 $\hat{\boldsymbol{\theta}}_i$ と $\hat{\boldsymbol{\theta}}_j$ に関する共分散行列 $\Gamma(\hat{\boldsymbol{\theta}}_i, \hat{\boldsymbol{\theta}}_j)$ は、 \hat{w}_{ij} を費目 i と j の間の残差標本積率として

$$\Gamma(\hat{\boldsymbol{\theta}}_i, \hat{\boldsymbol{\theta}}_j) = \hat{w}_{ij} [\bar{\mathbf{X}}' \bar{\mathbf{V}}^{-1} \bar{\mathbf{X}}]^{-1} \quad i, j=1, \dots, n \quad (13)$$

と推定される(ZELLNER¹⁸⁾)。

データ

分析に用いたデータは昭和54年全国消費実態調査における、勤労者世帯の収支に関する集計結果表であ

る。同調査は各種の消費統計のなかでも調査規模が格段に大きく——昭和54年の標本数は約53,000世帯——、詳細なクロス・セクション分析に適しているものの、最近時の調査では食料支出の内訳に関し1元分類表の形でしか公表しておらず、食料需要分析に殆ど利用されていない。

計測にあたり、消費支出項目を、(1) 主食(米類・パン・他の主食); (2) 副食品(魚介・肉乳卵・野菜・加工食品等); (3) 嗜好食品(菓子・菓物・酒類・飲料); (4) 外食; (5) 非食料(住居・光熱・被服・雑費)の5費日に分類し、世帯の属性として次の4つの変数を選択し、定義した。

- z_1 = 世帯主年齢ダミー (世帯主が50歳以上のとき1, 50歳未満なら0の値)
- z_2 = 世帯主職業ダミー (世帯主が労務者なら1, 職員ならば0の値)
- z_3 = 世帯類型ダミー (核家族世帯ならば0, 非核家族世帯であれば1の値)
- z_4 = 世帯員数 (単位: 人)

所得変数には可処分所得を採用し、支出と所得の単位は平均1か月当たり円。支出、所得と世帯員数のグループ別平均は、総理府統計局『昭和54年全国消費実態調査報告』第1巻第1分冊の第3表, 7表, 9表, 14表, 16表から得、集計世帯数分布 $N_{i,n}(t, i=0, 1, \dots, 4)$ と z_1, z_2, z_3 のグループ別平均は、同報告書第5巻の第1表, 2表に基づいて推計された。なお所得階層別データについては集計世帯数分布表との斉合をとるため、後者の階層区分に合うように再集計を行なったので、サンプル数は50である。

結果と考察

誘導形の計測結果は第1表のとおりである。平均支出に関する観測値と理論値の間の費日別相関係数をみると、主食、外食でやや低いが、各費目とも当てはまりは良く、説明変数の選び方はまず妥当であったといえる。第2表は、第1表の誘導形パラメータから間接推定された ELES の構造パラメータ推定値である。括弧内の漸近的 t -値は GOLDBERGER²⁾ の定理(6.32)に従って、 $\Gamma(\hat{\theta}_i, \hat{\theta}_j)_{i,j=1,\dots,5}$ から計算された。パラメータ推定値の有意性の目安を、漸近的 t -値が2.0以上として第2表の結果に基づき、勤労者世帯の食料支出構造を以下検討する。

限界消費性向・限界配分比率

限界消費性向の推定値は0.657; 可処分所得の1,000円の上昇のうち、660円が消費支出に、340円が貯蓄に振向けられた。さらに限界配分比率をみると、所得上昇に伴う消費支出の86%が非食料支出に、14%が食料支出に配分されることがわかる。食料費目中、最も限界配分比率の大きいのは副食品、次いで外食、嗜好食品、主食の順であるが、主食については1,000円の消費支出増加によって10円の支出増加があるにすぎず、所得効果はごく僅かとみてよい。これらの結果は、家計調査データに ELES を適用した結果(澤田¹⁾)とも斉合的である。

最低拘束支出

最低拘束支出は各費目ともゼロと有意差があったが、

Table 1. Regression results for the reduced model.

Commodity	const.	\bar{y}	\bar{z}_1	\bar{z}_2	\bar{z}_3	\bar{z}_4	r
Cereals	1213 (1.3)	.006 (2.4)	373 (0.6)	365 (0.8)	-1091 (1.7)	1299 (6.1)	.862
Fish, meat, vegetables etc.	9166 (5.1)	.040 (8.3)	870 (0.8)	-1572 (1.9)	-2074 (1.7)	4039 (10.0)	.948
Cakes, fruits & beverages	4334 (6.7)	.014 (8.3)	-627 (1.5)	267 (0.9)	-1216 (2.8)	1533 (10.6)	.946
Food away from home	3101 (3.1)	.029 (10.6)	-2853 (4.4)	-1220 (2.6)	-1619 (2.4)	188 (0.8)	.892
Non food	24431 (3.4)	.567 (29.5)	13673 (3.0)	-13600 (4.0)	4090 (0.8)	-2675 (1.7)	.968

r is the correlation coefficient between the actual mean expenditures and the predictions for mean expenditure. Numbers in parentheses are t -values.

Table 2. Structural parameter estimates for Extended Linear Expenditure System.

Parameter	Parameter	Parameter
β_1 .010(2.5)	γ_{11}^* 581(0.9)	γ_{31}^* -1126(1.6)
β_2 .061(9.3)	γ_{12}^* 2212(1.5)	γ_{32}^* -2299(1.4)
β_3 .022(8.0)	γ_{13}^* -147(0.3)	γ_{33}^* -1296(2.7)
β_4 .044(10.2)	γ_{14}^* -1897(2.5)	γ_{34}^* -1779(2.1)
β_5 .864(65.6)	γ_{15}^* 32574(2.7)	γ_{35}^* 934(0.1)
α_1^* 1982(2.2)	γ_{21}^* 79(0.2)	γ_{41}^* 1378(6.2)
α_2^* 14122(6.5)	γ_{22}^* -3420(3.1)	γ_{42}^* 4553(8.7)
α_3^* 6103(9.3)	γ_{23}^* -393(1.2)	γ_{43}^* 1716(10.8)
α_4^* 6628(5.8)	γ_{24}^* -2536(4.5)	γ_{44}^* 554(2.0)
α_5^* 94249(5.1)	γ_{25}^* -39644(4.4)	γ_{45}^* 4568(1.1)
μ .657(31.5)		

Numbers in parentheses are asymptotic *t*-values. The subscripts 1, 2, 3, 4 and 5 of β , α^* , γ_k^* ($k=1, \dots, 4$) refer to cereals, fish etc., cakes etc., food away from home, and non food, respectively.

これに影響を与える属性は費目間でかなり異なっている——主食では世帯員数、副食品では世帯員数と世帯主の職業、嗜好食品では世帯類型と世帯員数、そして外食については世帯主の年齢と職業、世帯類型、世帯員数が有意な影響を及ぼす。

属性別に影響の方向を吟味すると、世帯員数の増加は全ての食料費目の最低拘束支出(数量)を増加させる。これは“胃の腑”の拡大によって説明されるが、規模の経済の働く非食料のケースと好対照を成している。次に世帯主が高年齢の世帯では外食の最低拘束支出が相対的に少ない。有意ではないけれども主食、副食品の正のタミー係数と併せ考えるならば、高年齢世代の在宅型、伝統的食生活、あるいは食習慣、生活様式上の世代差が背景にあると推察される(澤田¹⁴⁾)。職業タミーと世帯類型タミーは、社会の近代化の指標でもある。嗜好食品と外食の最低拘束支出が核家族世

帯において非核家族世帯より多いという結果は、食生活のレジャー化、サービス化といわれる近年の現象が核家族化と密接不可分のものであることを示唆する。また労働者世帯と比べ職員世帯において外食の最低拘束支出が多いというファイングも食生活の近代化と斉合的である(唯是¹⁷⁾)。なお、副食品の最低拘束支出が労働者世帯で職員世帯より少ない点は、食料を品目別にエンゲル関数分析した既報¹³⁾の結果——労働者世帯では職員世帯に比べ米の消費が多く、しかもその品質は劣る——を考慮すれば、労働強度の大きい労働者世帯における、食料からの栄養補給のコストを低廉にする合理的対応の現われと推察される。

弾力性

次に、パラメータ推定値から算出した各種弾力性によって食料需要構造を検討する(第3表)。

Table 3. Estimates of income elasticities (η_Y), expenditure elasticities (η_E), family size elasticities (η_N), and own price elasticities (η_P).

Commodity	η_Y	η_E	η_N	η_P
Cereals	.203	.269	.644	-.081
Fish, meat, vegetables etc.	.299	.397	.459	-.147
Cakes, fruits & beverages	.267	.355	.436	-.112
Food away fromhome	.751	.996	.075	-.299
Non food	.922	1.223	-.066	-.715

All elasticities are evaluated at sample mean.

需要の可処分所得弾力性 (η_{Y_i}) をみると、食料需要はいずれも所得に対し非弾力的に反応するが、その中で外食は比較的反応が強く、10%の所得増加によって7~8%消費が増加する。消費支出を v で表すと、 η_{Y_i} は $\eta_{Y_i} = (\partial \ln q_i / \partial \ln v) (\partial \ln v / \partial \ln y) = \eta_{E_i} \cdot \eta_{vY}$ のとおり、需要の消費支出弾力性 (η_{E_i}) と消費支出の所得弾力性 (η_{vY}) の積である。そこで η_{Y_i} を η_{vY} の推計値 0.754 で除し、同表の η_{E_i} を得た。外食を別にすれば、各食料の需要は消費支出の変化に関しても非弾力的であることが表より明らかである。

属性変数のうち世帯員数は連続変数だから、われわれは需要の世帯員弾力性 $\eta_{N_i} = \partial \ln q_i / \partial \ln z_i$ を定義することができる。 η_{N_i} の値は主食で最も大きく、世帯員の10%増は当該費目の消費を6%拡大させる効果をもつ。 η_{N_i} を η_{Y_i} , η_{E_i} と比較すると、 η_{N_i} と η_{Y_i} , η_{E_i} は逆相関する、つまり所得反応の大きい費目ほど需要の世帯員数変化に対する反応が小さい。

ELES を計測する理由の1つは、価格変化に対する需要反応について情報を得ることにある。第3表の η_{P_i} は需要の自己価格弾力性であるが、これをみると主食需要は価格変化に殆ど反応しない。また食料費目中、 η_{P_i} の最も大きい外食にしても、価格の10%低下により需要は3%増加するにすぎない。総じて食料費目の価格反応は、所得・世帯員数に対する反応と比較しても、かなり小さいといえよう。

最後に、われわれの推計した η_{E_i} , η_{N_i} を既往推計値と比較する。昭和54年の家計調査データから算出された η_{E_i} は、 $\eta_{E1} = .19$, $\eta_{E2} = .46$, $\eta_{E3} = .45$, $\eta_{E4} = .99$ (農林水産省¹²⁾)。また、消費実態調査の副次標本データを使って算出された η_{E_i} , η_{N_i} は、 $\eta_{E1} = .179$, $\eta_{E2} = .279$, $\eta_{E3} = .350$, $\eta_{E4} = .773$; $\eta_{N1} = .544$, $\eta_{N2} = .416$, $\eta_{N3} = .267$, $\eta_{N4} = -.089$ 。したがって、平均データから推計した小稿の結果はやや過大に出ているものの、個票データによる推計結果とはほぼ一致しており、ここで提示した計測方法の信頼性は高いと結論される。

引用文献

- 1) CRAMER, J., "Efficient Grouping, Regression and Correlation in Engel Curve Analysis," *Journal of American Statistical Association*, Vol. 59, 1964, pp. 233-250.
- 2) GOLDBERGER, A., *Econometric Theory*, John Wiley & Sons, Inc., New York, 1964.
- 3) GREEN, R., Z. HASSAN and S. JOHNSON, "Price Elasticity Estimates from Family Expenditure Data: An Application of the Extended Linear Expenditure System," *Canadian Journal of Agricultural Economics*, Vol. 27, 1979, pp. 41-52.
- 4) HAITOVSKY, Y., *Regression Estimation from Grouped Observations*, London, Griffin Co., 1973, p. 5.
- 5) HOWE, H., "Development of the Linear Expenditure System from Simple Saving Assumption," *European Economic Review*, Vol. 6, 1975, pp. 305-310.
- 6) HOWE, H., "Cross-Section Application of Linear Expenditure Systems: Responses to Sociodemographic Effects," *American Journal of Agricultural Economics*, Vol. 59, 1977, pp. 141-148.
- 7) JOHNSON, S., Z. HASSAN and R. GREEN, *Demand Systems Estimation*, Iowa Univ. Press, Ames, 1984.
- 8) 川口雅正「需要の支出弾力性計測に於ける世帯員数の重要性について」、『農業経済研究』, 第40巻, 第3号, 1968, pp. 114-120.
- 9) LLUCH, C., "The Extended Linear Expenditure System," *European Economic Review*, Vol. 4, 1973, pp. 21-32.
- 10) LLUCH, C., A. A. POWELL and R. WILLIAMS, *Patterns in Household Demand and Saving*, Oxford Univ. Press, Oxford, 1977.
- 11) MERZ, J., "FELES: the Functionalized Extended Linear Expenditure System," *European Economic Review*, Vol. 23, 1983, pp. 359-394.
- 12) 農林水産大臣官房調査課, 『昭和55年度食料需要分析』, 農林統計協会, 1981, p. 21.
- 13) 澤田 学「食料需要と品質」(崎浦誠治編著『経済発展と農業開発』, 農林統計協会), 1985, pp. 70-89.
- 14) 澤田 学「食料需要と価格・所得, 世帯属性」『農業経済研究』, 第57巻, 第4号, 1986, pp. 228

-239.

- 15) 総理府統計局『昭和54年全国消費実態調査報告—第8巻解説編』, 日本統計協会, 1982, pp. 440-445.
- 16) STONE, R., "Linear Expenditure Systems and Demand Analysis: An Application to the Pattern of British Demand," *Economic Journal*, Vol. 64, 1954, pp. 511-527.
- 17) 唯是康彦「食料需要の意味と形態」『農業総合研究』, 第20巻, 第2号, 1966, pp. 67-108.
- 18) ZELLNER, A., "An Efficient Method of Estimating Seemingly Unrelated Regressions and Tests for Aggregation Bias," *Journal of American Statistical Association*, Vol. 57, 1962, pp. 348-368.

Summary

Analysis of consumption structure with demand systems is well known in aggregate, time-series application. Yet, cross section studies of individual household behavior have not generally brought available demand theory to bear on the empirical estimates.

The purpose of this paper is to report the consumption responses of four food and non-food items to prices, income and certain demographic variables for workers' households in Japan within a demand system framework. To obtain these responses a modified Extended Linear Expenditure System is estimated. In this model, household individual expenditures with respect to 'minimum committed expenditures' are made explicitly dependent on sociodemographic characteristics.

Our approach has an important feature: demand system parameters are efficiently estimated in the 1979 *National Survey of Family Income and Expenditure* (NSFIE) published data by means of indirect generalized least square method. This estimation method justifies the combined use of differently grouped observations in NSFIE statistically.

The analysis is carried out using the parameter estimates and the estimates of various elasticities calculated based on them. Most food items are found to be significantly responsive to income and demographic variables, but to be highly price inelastic.

Res. Bull. Obihiro Univ. **14** (1986): 373~379.