Almost Ideal Demand System と 食料需要分析[*)]

澤　田　　学

目　次

Ⅰ　はじめに

消費構造とその動態を計量的に分析するにあたって，現実の消費動向の背後に代表的家計（representative household）の経済合理的選択行動を想定し，需要理論と整合的な各財需要関数を統一的体系－需要体系－として同時推定するという方法論的問題意識のもとに Stone〔28〕の先駆的研究以来，

*）本稿は，1980年度経済分析研究会秋季例会に提出したディスカッション・ペーパーに基づいている。席上，有益なコメントをいただいたメンバー諸氏，また未発表の計測結果を快く提供してくださった澤田 裕氏（北星学園大学），さらに日頃御指導いただいている崎浦誠治教授にここに謝辞を表する次第である。無論，ありうべき本稿に含まれる誤りは全て筆者自身の責任である。なお，計算については北海道大学大型計算機センターの HITAC システム M—200H＝M—180 を使用した。

様々な需要体系モデルの開発と適用研究が行なわれてきた。[1] しかしながら，従来の需要体系モデルは後に指摘する諸点から理論上，あるいは適用上，その有効性が問われざるをえない。

需要分析におけるこの様な方法論的現状のなかで，最近，Deaton＝Muellbauer〔8〕は，"Almost Ideal Demand System"（本稿では AIDS と略称する）という新しい需要体系を提示した。[2] AIDS は次章で説明するような分析上望ましい諸性質を備えており，適用領域も，需要分析に留まらず，生計費指数推定などの実証厚生経済学的分析をも幅広くカヴァーし，農業経済分野の様々な実証研究に適用可能である。

そこで本稿の目的は，先ず，AIDS を紹介しその特徴を説明すること，そして第2に，都市家計の食料需要分析に AIDS を適用し実証分析上の有効性を検討すること，にある。AIDS の紹介と説明はⅡ章で行なわれる。そのあとを承けてⅢ章は，食料需要分析への適用に際しての具体的特定化（econometric specification）と，計測手続および使用するデータの説明に与えられる。計測結果からのファクト・ファインディングと既存の諸研究との比較を通じてⅣ章では食料需要分析における AIDS の有効性を吟味する。最後に，全体の要約をⅤ章で述べる。

Ⅱ　理論的フレーム・ワーク

1. 需要理論と需要体系[3]

先ず，説明の便宜のために下記の変数を定義しておこう。

y　　：総支出額

q_i　　：i 財の消費量（$i=, 1\cdots, N$）

p_i　　：i 財の価格

w_i　　：i 財への支出シェア（$w_i \equiv p_i q_i / y$）

1）需要体系モデルの展望については，Brown＝Deaton〔6〕，Barten〔2〕を参照されたい。

2）" Almost Ideal Demand System " という呼称は，Ⅱ章で説明する諸性質を従来の需要体系モデルがその一部だけしか備えていないのに対し，AIDS は全て備えていることに拠ると思われる。

3）需要理論については，Deaton＝Muellbauer〔9〕，また Phlips〔19〕に詳しい説明がある。

p, q　：それぞれ N 次元消費ベクトル，価格ベクトル
u　：効用水準
$U(q)$　：効用関数（直接効用関数）
$V(p, y)$　：間接効用関数
$C(p, u)$　：支出関数
$m_i(p, y)$　：i 財の需要関数（通常需要関数）
$h_i(p, u)$　：i 財の補整需要関数[4]
e_i　：i 財の総支出に関する需要弾力性（$e_i \equiv \partial l_n q_i/\partial l_n y$）
e_{ij}　：i 財の j 財価格に関する需要弾力性（$e_{ij} \equiv \partial l_n q_i/\partial l_n p_i$）
e^*_{ij}　：i 財の j 財価格に関する補整需要弾力性[5]
s_{ij}　：i 財価格の j 財に対する需要に及ぼす代替効果（Slutsky 係数[6]）

さて，家計の財に関する選好順序は，(i) 反射性 (reflexivity), (ii) 連関性 (connetedness), (iii) 推移性 (transivity), (iv) 連続性 (continuity)' (v) 非飽和性 (nonsatiation), (vi) 凸性 (convexity) から成る選択公理 (axioms of choice) によって効用関数 $U(q)$ で示すことができる。[7]

効用関数は選択公理が要請する性質より若干強い性質をもつと仮定しよう。すなわち，

(U 1)　$U(\cdot)$ は q について少なくとも 2 回微分可能な連続関数

(U 2)　$\partial U/\partial q \geqq 0$

(U 3)　任意の異なる財ベクトル q^0, q^1 について，

$$U(q^0) > U(q^1) \Rightarrow \text{任意の } \theta \in (0, 1) \text{ について，}$$
$$U(\theta q^0 + (1-\theta) q') > U(q^1)$$

これらの条件のもとで家計は経済合理的選択行動を行なうと仮定すれば，互いに双対な最適化問題の解として間接効用関数 $V(p, y)$，支出関数 $C(p, u)$ が定義される。

4）効用水準を一定に保つように y が補整されたときの i 財に関する需要関数。
5）$e_{ij} = \partial l_n m_i/\partial l_n p_j$ であるのに対し，e^*_{ij} は，$e^*_{ij} = \partial l_n h_i/\partial l_n p_j$ で定義されることに注意されたい。
6）$s_{ij} = \partial h_j/\partial p_i$ で定義される。
7）Deaton＝Muellbauer〔9〕pp.26-30, Phlips〔19〕pp. 4-10 参照。

(2．1)　$V(p, y)=\max_q[U(q)\ ;\ p^T q=y]$[8]

(2．2)　$C(p, u)=\min_q[p^T q\ ;\ U(q)=u]$

間接効用関数は次の性質を有するが，特に（V 5）が重要である。

(V 1)　$V(\cdot)$ は p, y について少なくとも 2 回微分可能な連続関数

(V 2)　$\partial V/\partial y>0$, $\partial V/\partial p\leqq 0$

(V 3)　任意の $\lambda\in(0, +\infty)$ について，$V(\lambda p, \lambda y)=V(p, y)$

(V 4)　任意の異なる価格ベクトル p^0, p^1 について，

$V(p^0, y)=V(p^1, y)\ \Rightarrow$ 任意の $\theta\in[0, 1]$ について，

$$V(\theta p^0+(1-\theta)p^1, y)<V(p^0, y)$$

(V 5)　$m_i(p, y)=-\dfrac{\partial V}{\partial p_i}\Big/\dfrac{\partial V}{\partial y}$

(Roy の恒等式)[9]

一方，支出関数の性質としては

(C 1)　$C(\cdot)$ は p について少なくとも 2 回微分可能な p と u に関する連続関数

(C 2)　$\partial C/\partial u>0$, $\partial C/\partial p\geqq 0$

(C 3)　任意の $\lambda\in(0, +\infty)$ について，$C(\lambda p, u)=\lambda C(p, u)$

(C 4)　任意の相異なる価格ベクトル p^0, p^1 について，

$C(\theta p^0+(1-\theta)p^1, u)\geqq\theta C(p^0, u)+(1-\theta)C(p^1, u)$

ここに $\theta\in[0, 1]$

(C 5)　$h_i(p, u)=\partial C/\partial p_i$

(Shephard の補題)[10]

が挙げられ，需要体系の導出に際して（C 5）の性質が有用である。

性質（V 2)，(C 2）より

(2．3)　$V(\cdot, y)=C^{-1}(\cdot, y)$ or $C(\cdot, u)=V^{-1}(\cdot, u)$

8）ベクトル x に対し，x^T は x の転置ベクトルを表す。

9）Roy の恒等式（Roy's identity）の導出については例えば Phlips〔19〕pp. 29-30 を見られたい。

10）Shephard の補題（Shephard's lemma）は生産の理論における費用関数の性質として Shephard〔26〕で証明されているが，U の単調変換に注意すれば，同様の方針に沿って（C 5）が証明できる。

すなわち，間接効用関数と支出関数は y, u を介して互いに逆関数関係にある。

さらに，次の２つの双対定理に拠って間接効用関数，支出関数は効用関数に対応づけられる。

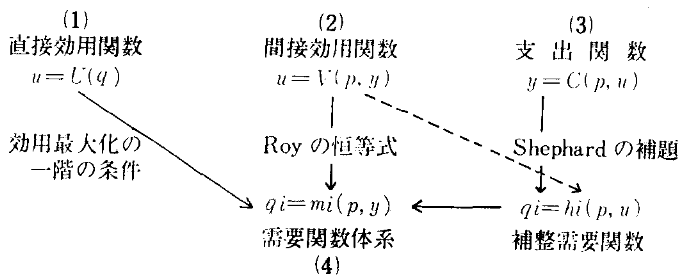
（２．４）　$U(q)=\max_{u}[u\,;\ p^Tq\geqq C(u,\ p)]$

（２．５）　$U(q)=\min_{p}[V(p,\ y)\,;\ p^Tq\leqq y]$[11]

従って，$U(\cdot)$，$V(\cdot)$，$C(\cdot)$ は，家計の経済合理的選択行動を想定するならば，家計の選好を示す択一的概念であり，いずれか１つを関数型について特定化することによって需要関数の体系を導出できる。

図１は択一的な需要体系導出手続を図式化したものである。

図１　需要体系の択一的導出法



図中，(1)で示した $U(\cdot)$ を特定化し，周知の効用最大化一階条件を陰関数定理に依拠して q_i について解くアプローチに比し，(2)の $V(\cdot)$ を特定化して Roy の恒等式を適用するアプローチ，あるいは(3)の支出関数の特定化を行ない Shephard の補題を使って補整需要関数を導き，（２．３）を利用して，

（２．６）　$q_i=h_i(p,\ u)=h_i(p,\ V(p,\ y))=m_i(p,\ y)$

という様に需要体系を導出するアプローチの方が操作が容易である。[12]

11) これら２つの定理の意味と証明については，Deaton＝Muellbauer〔９〕pp. 47–59 とそこで挙げられている参考文献に譲る。

12) 最近における需要体系モデルの開発は(2)の特定化から行なわれるものが殆どである。

いずれのアプローチを採るにしろ，導出された需要体系は次に示す一般的制約条件を具備しなければならない。[13)]

(R 1)　収支均等条件（adding-up condition）$\sum_{i}^{N} p_i m_i = y$

(R 2)　同次性条件（homogeneity condition）任意の $\lambda \in (0, +\infty)$ について，$m_i(\lambda p, \lambda y) = m_i(p, y)$　$i=1, \cdots, N$

(R 3)　対称性条件（symmetry condition）　$s_{ij} = s_{ji}$　$i, j=1, \cdots, N$

(R 4)　負性条件（negativity condition）　$s_{ii} \leqq 0$　$i=1, \cdots, N$

以上の，さしあたり必要な需要理論の結果を念頭に置いて，従来の代表的需要体系モデルの理論上および適用上の妥当性を吟味し，実証分析上，望ましい需要体系の諸性質を抽出しよう。

従来のモデルを図１に示した導出法に従って整理すれば，

(1)　$U(\cdot)$ の特定化……LES,[14)] DTLOG[15)]

(2)　$V(\cdot)$ の特定化……LLES,[16)] ITLOG,[17)] TLOG, GL, GCD[18)]

(3)　$C(\cdot)$ の特定化……AIDS

---

13) これら諸条件の具体的意味については，Deaton=Muellbauer〔9〕pp. 43-46, Phlips〔19〕pp.32-56 を参照。

14) Linear Expenditure System の略称で Stone〔28〕により提示された。このモデルは幾つかの改良型とともに現在でも広く適用されている。

15) Christensen=Jorgenson=Lau〔7〕で ITLOG とともに考案された，Direct TransLOG utility function,
$-l_n U = \alpha_0 + \Sigma\alpha_i l_n q_i + \frac{1}{2}\Sigma\Sigma\beta_{ij} l_n q_i l_n q_j$ から導かれた需要体系。

16) Lau=Lin=Yotopoulos〔14〕が開発した，Linear Logarithmic Expenditure System の略称。

17) Christensen=Jorgenson=Lau〔7〕で提示された Indirect TransLOG utility function,
$l_n V = \alpha_0 + \Sigma\alpha_i l_n(p_i/y) + \frac{1}{2}\Sigma\Sigma\beta_{ij} l_n(p_i/y) l_n(p_j/y)$ から導出された需要体系を示す。

18) TLOG, GL, GCD は Berndt=Darrough=Diewert〔5〕が特定化したモデルで $V(\cdot)^{-1}$ の関数定義によって命名された名称である。すなわち，
TransLOG form : $l_n V^{-1} = \alpha_0 + \Sigma\alpha_i l_n(p_i/y) + \frac{1}{2}\Sigma\Sigma\gamma_{ik} l_n(p_i/y) l_n(p_j/y)$
Generalized Leontief form :
$$V^{-1} = b_{00} + \Sigma b_{0i} l_n(p_i/y) + \Sigma\Sigma b_{ij}(p_i/y)^{\frac{1}{2}}(p_j/y)^{\frac{1}{2}}$$
Generalized Cobb—Douglas form :
$$V^{-1} = \alpha_0 + \Sigma\alpha_{0i} l_n(p_i/y) + \Pi\Pi(p_i/2y + p_i/2y)^{\alpha_{ij}}$$
から導出された需要体系。

(4) $m_i(\cdot)$の特定化……Rotterdam,[19] Australian[20]

となるであろうが，(1), (2)で LES, LLES を除くモデルはいわゆる "flexible functional forms"[21] である。わが国において農業経済に関連して適用されたモデルは今のところ，LLES, Rotterdam, Australian に留まっている。[22]

われわれは，従来のモデルが理論上あるいは適用上有していた幾つかの問題点を次の点に集約してさしつかえないであろう。[23]

i) 需要理論における一般的制約条件の検証不可能性 (LES, Australian)。

ii) 各種弾力性の値への事前的制約 (LES, LLES, Australian)。

iii) 非線型推定の不可避性 (flexible functional forms)。

iv) 適用領域の狭小性 (LLES, Rotterdam, Australian)。

v) 適用上における "代表的家計" (representative household) 概念の不明瞭性。

ここで取り上げた需要体系モデルに即して，各問題点を敷衍すれば，推定するパラメータ数を減らすべく一般的制約条件を線型支出方程式に付加した

---

19) Barten〔2〕, Theil〔29〕らによって開発され，幾つかのヴァージョンを有する。$w_i, dlny, dlnp_i$ で構成され，LES とともに広く利用されている需要体系である。

20) Leser〔15〕, Powell〔20〕の提示したモデルに Brown=Deaton〔6〕が一括して付した名称。両モデルとも LES 計測上の簡便化を意図したモデルと言える。

21) "flexible" と称するのは，任意の2回微分可能な $U(\cdot)$, $V(\cdot)$ あるいは $V(\cdot)^{-1}$ に対して局所的に2次近似を与え，近似基準点での e_i, e_{ij}, s_{ij} 等にア・プリオリに制限を設けない，という意味からである。

22) 農家家計の消費行動分析に黒田〔12〕は LLES を適用している。また食料需要分析については澤田〔25〕が，Rotterdam モデルを，佐々木・三枝〔23〕が Australian モデルを夫々『家計調査』データに適用している。三枝・佐々木〔22〕は Powell 近似体系という Leser 体系と Powell 体系の折衷的モデルの計測を行なっているが，それをも含めた Australian モデルの食料需要分析への適用は筆者〔24〕も行なった。他の需要体系モデルが適用されていない理由として，以後に言及する計測上の困難性，モデルの前提とする選好条件の問題などが挙げられる。

23) i) ～v) の問題点は互いに関連している場合が多いことに注意されたい。各需要体系は，それらのうち幾つかの問題点をもっている。なお，モデル中，flexible functional forms に属するモデルは推定すべきパラメータが相対的に多くなる，という問題点も指摘さるべきであろう。

体系モデル（LES, Australian）では，その性質上，観察値から需要理論の現実妥当性を(R 2), (R 3)の統計的検定という形で検証が不可能であり，さらにエンゲル関数が y の1次式になるという点で，クロスセクション分析と整合的であるとは言い難い。[24]

第2に，加法的選好（additive preference）を前提としている LES および Australian モデル中の Powell 体系は加法的選好からくる制約として，

$$e_i>0;\ e_{ij}^{*}>0;\ e_{ii}<-1 \Rightarrow e_i>1 \quad i,\ j=1,\ \cdots,\ N$$

があり，[25] 交差偏代替弾力性の値が変数標本平均水準で全て同一（例えば，η）と仮定する Leser 体系（Australian モデルの1つ）では，

$$e_{ij} \cong \eta$$

となるから，[26] 下級財を含む可能性の大きい食料需要分析への，加法的選好を前提としているモデルの適用は妥当ではないし，Leser 体系も自己価格弾性値について実証分析上，有意味な値は期待できない。なお，LES 適用に際しては下級財が排除される必要があること，何らかの基準に拠り財を加法的選好に沿うように予めカテゴリー分類しておかねばならない他に，財の種類が多くなれば，

$$e_{ii} \cong \phi e_i \qquad \phi\text{：或る負数}$$

という関係が成立するので，[27] この点からも実際の適用には注意しなければならない。

また，LLES は $V(\cdot)$ について p/y に関して負の1次同次を想定しているため，相似拡大的選好（homothetic preference）の帰結である，

$$e_i=1 \qquad i=1,\ \cdots,\ N$$

という実証分析上，好ましくない性質を招来する。

他方，需要理論の要請する制約条件の現実妥当性および選好構造の統計的検証が可能で，各種弾性値にア・プリオリに制約を設けない flexible func-

---

24) エンゲル関数にまつわる理論的諸問題，実証分析の展望については，Phlips〔19〕pp. 100-115 と Brown=Deaton〔6〕が詳しい。

25) 澤田〔24〕pp. 37-44 参照。

26) 澤田〔24〕pp. 73-74 参照。

27) Deaton=Muellbauer〔9〕83 p. に拠る。

tional forms は，推定パラメータの多い複雑な計測式を非線型推定しなければならず，実際の適用は演算時間，計測上の累積誤差の点からごく少数の財グループに限定されざるを得ない。

第4の点について。需要体系モデルを基礎づける選好関数が観察値の範囲に渡って定義されていない Rotterdam, Australian モデルは需要分析を越えて，生計費指数推定などの実証厚生経済学的分析，異時点間選択問題の分析等に利用できず，また LLES も $e_i=1$ の制約によって適用領域が限られてしまう。[28] さらに LLES は前述した LES, Australian とともにエンゲル関数に制限を課してしまいクロスセクション分析との整合性がない。

最後の問題は，理論モデルの観察値データへの適用に際し，便宜的に“代表的家計”あるいは“代表的消費者”の名の下にデータ処理を正当化して来た点にある。Muellbauer〔17〕は“代表的家計”の概念を明確化し，いわゆる aggregation over households を許容する選好のクラス，そしてそこから導出される需要体系の性質を明らかにしたが，それを受け容れるならば従来の需要体系モデルは夫々何らかの大幅な修正がなされなければならない。[29]

従って，実証分析上，望ましい需要体系の性質として，家計間集計を許容できる——従って平均データの使用が理論的に適切といえる——選好関数から導出され，しかも需要理論の制約条件を統計的に検証できること，そして，各種弾性値にア・プリオリに制限を加えない程度に flexible で，計測法も比較的簡便であること，適用領域が広いモデルであることが指摘できよう。

2. Almost Ideal Demand System[30]

AIDS は，前節でまとめた実証分析上望ましい諸性質を殆ど備えた需要体系モデルである。制約条件の統計的検定，計測法の説明は次章に譲るとして，その概略を述べることにしよう。

AIDS の導出は，家計間に渡る集計を，線型エンゲル関数を前提とせずに可能とする PIGL 選好クラスの族(family)[31] である PIGLOG 選好クラス[32]

28) 従って，y を Becker〔3〕のいう“完全所得”(full income) 概念に拡張してこの問題を回避する便法がとられている。

29) Muellbauer の議論の紹介と，aggregation over households の点から既存需要体系の吟味を行なった文献として三枝〔21〕を参照されたい。

30) 本節の説明は，Deaton＝Muellbauer〔8〕に拠っている。

を顕示する支出関数,

$$(2.\ 7)\quad l_nC(p,\ u)=(1-u)l_nA(p)+u\ l_nB(p)$$

$A(p)$, $B(p)$ は p について1次同次の凹関数.

を $A(\cdot)$, $B(\cdot)$ について特定化し，図1で示した如く，Shephard の補題を適用して誘導した補整需要関数を（2．6）の関係を利用して需要関数の体系に変換するという手順で行なわれる。

任意の支出関数を近似しうるように，任意観察点で，$\partial C/\partial u$, $\partial C/\partial p_i$, $\partial^2C/\partial p_i\partial p_j$, $\partial^2C/\partial p_i\partial u$ が妥当な関数型になる意味で flexibility を保証すべき点を考慮して（$\partial^2C/\partial u^2$ は u の序数性から考慮の外における），$A(p)$, $B(p)$ を次のように定義する。

$$(2.\ 8)\quad l_nA(p)=\alpha_0+\sum_i^N\alpha_il_np_i+\frac{1}{2}\sum_i^N\sum_j^N\gamma_{ij}^*l_np_il_np_j$$

---

31) Muellbauer〔17〕に従って，「各財に対する標本平均需要量が，或る“代表的総支出水準”(Representative Budget Level: RBL)：y_0 と価格ベクトル p の関数として与えられるときに，“代表的家計”が存在する」，と定義しよう。標本平均であることを示すために，当該変数の上に“—”を付すことにして，支出シェアのタームで上の定義を示すと，

$$(\mathrm{F}\,1)\quad\begin{cases}\bar{w}_i=\bar{w}_i(p,\ y_0), & i=1,\cdots,\cdots,N\\ \text{ここに，}\ \bar{w}=\sum_h y_hw_{ih}/\sum_h y_h,\ h=1,\cdots,H & y_0=y_0(y_1,\cdots,y,\ p)\\ h(=1,\cdots,H)\ \text{は集計対象となる個別家計のインデックス.} & \end{cases}$$

(F1) が成立するような y_0 が存在するためには，各個別家計の支出シェア関数が次の関数型で表わされるような選好クラスでなければならない。

(F2) $w_{ih}(p,\ y_h)=\nu_h(p,\ y_h)A^i(p)+B^i(p)+C^{ih}(p)$

さらに RBL が，p から独立で y_h の分布のみによって決定される必要十分条件は，(F2)式の $\nu_h(\cdot)$ が，

(F3) $\nu_h(p,\ y_h)=\{1-(y_h/k_h)^{-1}\}^{1/\alpha}$

で表現されることである。

(F3) の場合，支出シェア式が，ν_h は p から独立で，A^i, B^i, C^{ih} について線型であるから，(F2)，(F3) を成立させる選好のクラスを PIGL (Price-Independent-Generalized-Linear) クラスと呼ぶ。詳細は Muellbauer〔17〕，三枝〔21〕を参照されたい。

32) PLGL クラスにおいて，注31) の (F3) の特殊ケース：$\alpha\to0$ である場合，

(F4) $\nu_h(p,\ y_h)=l_n(y_h/k_h)$

ν_h は y_h の対数関数となるから，(F4) が成立するような選好のクラスを PIGLOG クラスと呼ぶ。本文（C5）式から対応する支出関数を求めると，

(F5) $l_n\{C(p,\ u_h)/k_h\}=(1-u_h)l_nA(p)+u_hl_nB(p)$

$k_h=1$ とするか，あるいは (F1) から求めた支出関数から本文中の（2．7）が導かれる。

(2．9)　$l_nB(p)=l_nA(p)+\beta_0\prod_i^N p_i^{\beta_i}$

(2．7)～(2．9) で定義した支出関数のパラメータ，α_i, β_i, γ_{ij}^* について性質 (C 3) を満たすように制約，

(C 3)′　$\sum_i^N\alpha_i=1,\quad \sum_i^N\gamma_{ij}^*=\sum_j^N\gamma_{ij}^*=\sum_i^N\beta_i=0:\quad i,j=1,\ \cdots,\ N$

を付加しておこう。

修正された Shephard の補題

(C 5)′　$w_i(p,\ u)=\partial l_nC/\partial l_np_i$

を (2．7)～(2．9) に適用し，(2．7) に対応する間接効用関数，

(2．10)　$u=V(p,\ y)=l_n(y/A(p))\ /\ l_n(B(p)/A(p))$

を使って整理すれば，支出シェア・タームにおける需要関数，

(2．11)　$w_i=\alpha_i+\sum_i^N\gamma_{ij}l_np_j+\beta_il_n(y/P)$

が導出される。ここに P は次式で定義される価格指数，

(2．12)　$l_nP=\alpha_0+\sum_i^N\alpha_il_np_i+\frac{1}{2}\sum_i^N\sum_j^N\gamma_{ij}l_np_il_np_j$

そしてパラメータ γ_{ij} は，

(2．13)　$\gamma_{ij}=\frac{1}{2}(\gamma_{ij}^*+\gamma_{ji}^*)=\gamma_{ji}$

で定義される。

(2．11)～(2．13) によって定義される需要体系モデルが AIDS (Almost Ideal Demand System) である。

(2．13) を使って (C 3)′ を書き換えれば，

(R 1)′　$\sum_i^N\alpha_i=1,\ \sum_i^N\gamma_{ij}=0,\ \sum_i^N\beta_i=0\quad :\ j=1,\ \cdots,\ N$

(R 2)′　$\sum_j^N\gamma_{ij}=0\quad :\ i=1,\ \cdots,\ N$

(R 3)′　$\gamma_{ij}=\gamma_{ji}\quad :\ i,\ j=1,\ \cdots,\ N$

で夫々 AIDS のパラメータに対する需要理論からの一般的制約条件 (R 1)，(R 2)，(R 3) に対応していることが判る。

なお，(R 4) の条件は $(i,\ j)$ 要素が，

（2．14）　$g_{ij}=\gamma_{ij}+\beta_i\beta_j l_n(y/P)-w_i\delta_{ij}+w_iw_j$ [33]

である N 次行列 G が，非正定符号であることと同値である。[34]

次に AIDS の特徴をまとめておこう。

先ず，AIDS の関数型について。

（2．11）式は，支出シュア・タームで表現された一般的需要体系，

$w_i=w_i(p,\ y)\qquad i=1,\ \cdots,\ N$

を任意の基準点で局所的に l_np, l_ny で1次近似した形であり，クロス・セクション分析との関連では当式から明らかな如く，エンゲル関数が y について非線型の

（2．15）　$w_i=\xi(p)+\beta_i^* l_n y\qquad i=1,\ \cdots,\ N$

で与えられるので，[35] 選好関数（ここでは支出関数）から導出された点を考慮外においたとしても，一般性を有する需要体系モデルといえる。

第2に，各種弾力性，Slutsky 係数は次式で表わされるとおり，夫々の値はア・プリオリに制約を受けないことが判る。

（2．16）　$e_i=\beta_i/w_i+1$

（2．17）　$e_{ij}=g_{ij}/w_i-e_iw_j$

（2．18）　$e_{ij}^*=g_{ij}/w_i$

（2．19）　$s_{ij}=(y/p_ip_j)g_{ij}\qquad i,\ j=1,\ \cdots,\ N$

但し，g_{ij} は（2．14）で定義した行列 G の $(i,\ j)$ 要素である。

第3点。双対定理（2．4）により $C(\cdot)$ は $U(\cdot)$ に対応づけられるので，$C(\cdot)$ から導出される AIDS は1節で述べた選択公理を満たす訳であるが，需要理論における一般的制約条件（R2），（R3）を計測の過程で統計的

33）δ_{ij} は Kronecker's delta である。

34）本文中の（2．19）式より G と Slutskey 行列 $S=(s_{ij})$の間には，

$G=y^{-1}diag(p)S\ diag(p)$

の関係があり，$y>0$，対角行列 $diag(p)$ は $p>0$ から非特異であるから，S が非正定符号行列ならば G も非正定符号行列であり，その逆も成立する。非正定符号行列の性質より

$g_{ii}\leq 0 \Longleftrightarrow s_{ii}\leq 0.$

35）Leser, C. E. V. は，様々なエンゲル関数型の性質を検討した結果，収支均等条件を満たし，経験的に良好な当て嵌まりを示す型として本文（2．15）式で示した関数型を推奨している。

Leser, C. E. V., (1963) "Forms of Engel Functions", *Econometrica*, Vol. 31, pp. 694-703.

に検証でき，(R4) も事後的に観察値と推定されたパラメータからチェックが可能である。これらの制約条件の検証は，需要理論の現実妥当性の吟味（タイム・シリーズデータのケースでは静学的需要理論適用の現実妥当性のチェックともなろう）という目的の為だけではなく，需要体系の最適課税論，生計費指数論等への応用を意図するならば，必ず行なわねばならぬ先行作業であるから，かかる条件の検証を可能とする AIDS は，その意味においても柔軟で適用領域の広いモデルといえよう。

われわれが，実際に需要体系モデルを計測する際に利用可能なデータは集計が行なわれたのちの平均データが殆どである。従って，(2．11) も w, y についてその標本平均 $\overline{w}, \overline{y}$ タームで再定義しなければならない。脚注 32) に拠って“代表的家計”の支出シェア式を導くと，その場合，w_i は $\overline{w}_i$ で置き換えられるが，y_0 が $\overline{y}$ に等くなるという保証はない。そこで，

$$(2.\ 20)\quad l_n(\overline{y}/k)\equiv\sum_h^H y_h l_n(y_h/k_h)/\sum_h^H y_h \qquad h=1,\cdots,H$$

と k を定義し，$y_0=\overline{y}/k$ を与えよう。[36)] k は集計対象家計間の y_h の分布と個別家計の特性を示す集計的インデックスである。(2．20) を (2．11) に代入して，

$$(2.\ 21)\quad \overline{w}_i=\alpha_i+\sum_j^N\gamma_{ij}l_n p_j+\beta_i l_n(\overline{y}/kP)$$

すなわち，AIDS は“代表的家計”概念を明確に捉え，実証分析上，理論とのコンシステンシーを保ってデータにリンクしうるモデルであり，P の推計を除けば，非線型推定を回避できることが (2．21) より明らかである。

Ⅲ 計測方法とデータ

1．計測方法

AIDS を都市家計タイム・シリーズデータを利用して食料需要分析に適用するに際し，(2．21) を踏まえ，計測式を次のように特定化する。

$$(3.\ 1)\quad w_{it}=\alpha'_i+\sum_j^N\gamma_{ij}l_n p_{jt}+\beta_i l_n(y_t/P_t^*)+d_{i1}Z_t+d_{i2}g(y_t)+\varepsilon_{it}$$

---

36) (2．20) 式の導出の詳細は Deaton＝Muellbauer〔8〕を見られたい。

$$\text{ここに,}\quad l_nP_t^* \equiv \sum_j^N w_{jt} l_n p_{jt}, \quad g(y_t) = (y_t - y_{t-1})/y_{t-1}$$

$$i=1, \cdots, N \ (\text{財の種類}) \qquad t=1, \cdots, T \ (\text{観察期間})$$

ここで, Z_t, $g(y_t)$ は夫々, t 期における家計生産条件, 実質総消費支出額変化率を示す変数, また ε_{it} は, 近似, 支出最小化行動などにおけるランダム・エラーに拠る, t 期 i 財に関する支出シェア方程式の攪乱項である。[37]

ε_{it} について,

(3．2)　$E(\varepsilon_{it})=0$

(3．3)　$E(\varepsilon_{it}\varepsilon_{jt})=\omega_{ij}, \ E(\varepsilon_{it}\varepsilon_{jt'})=0$

$$i, j=1, \cdots, N \qquad t, t'=1, \cdots, T$$

であると仮定する。[38]

われわれの使用するデータはタイム・シリーズデータであるから, 支出シェアは y の水準だけではなく, その変化率にも依存すると考えられよう。というのは, 習慣, 調整の遅れに拠って, 或る財に対する需要が y の変化率が大きい時期には通常の需要スケジュールを示す曲面に沿う変化ではなく, 異なる曲面に渡ってのより緩慢な変化となる, いわゆる“非可逆現象”あるいは“ラチェット効果”が働くことが従来の研究で指摘されているからである。また, 嗜好の変化を考慮して時間変数をシフト変数として便宜的に計測式に入れることが多いが, 本稿では, 効用特性 (utility characteristics) を引数とするメタ効用関数が, 効用特性を生産する財, 生産技術, 生産に要する時間, 生産規模によってインプリシットに表現された形が直接効用関数である, という家計生産理論[39]の立場から, 嗜好の変化と従来言われているも

---

37) (2．21) 式中の k は, (3．1) 式で定数項 α', および Z_t で部分的に捉えているが, y_h の分布指標は (3．1) 式中に含まれていない。分布の変化が小さければ, “omission-variables-bias” は殆ど無視できる。なお, Ⅲ章以降, w, y は平均データのそれであることに注意されたい。

38) $E(\cdot)$ は統計的期待値演算子である。

39) 家計生産理論は1965年から1966年にかけ夫々, 力点を異にしながら Becker〔3〕, Lankaster〔13〕, Muth〔18〕によって提唱されたが, 本稿は Michael＝Becker〔16〕で展望された理論的実証的蓄積を踏まえ, 嗜好の変化と称して説明不可能な現象を実証分析の範囲外に置いて延命を保っている伝統的立場を否定し, 代わって家計生産の技術, 人的資本の蓄積を消費者行動分析に積極的に取り込んで行こうとする Stigler＝Becker〔27〕のアプローチを採る。従って, 本文で述べた選択公理, 双対関係もそのフレーム・ワーク内で成立するものとする。

のを，効用特性を生産する技術ないし，財以外のインプット価格，生産規模の変化という“家計生産条件”の変化というタームで明確に計測式に組み入れた。

なお，実際の計測上，非線型推定という煩雑な手続を回避するため，P_t は各財当期価格の当該支出シェアで加重した幾何平均 P_t^* で近似し，外生変数化した（P_t^* は P_t における p_t についての１次同次性を保持している）。

さて，(3．1) をベクトル表示し，(R 1)′～(R 3)′ の条件を明記すれば，[40]

$$(3.\ 4)\quad w_i=\alpha_i'+\sum_j^N\gamma_{ij}l_np_j+\beta_il_n(y/P^*)+d_{i1}Z+d_{i2}g(y)+\varepsilon_i$$
$$i=1,\ \cdots,\ N$$

$$(3.\ 5)\quad \sum_j^N\alpha_i'=1,\ \sum_i^N\gamma_{ij}=\sum_i^N\beta_i=\sum_i^N d_{in}=0:\ j=1,\ \cdots,\ N;\ n=1,\ 2$$

$$(3.\ 6)\quad \sum_j^N\gamma_{ij}=0:\ i=1,\ \cdots,\ N$$

$$(3.\ 7)\quad \gamma_{ij}=\gamma_{ji}:\ i,\ j=1,\ \cdots,\ N$$

われわれは各制約条件（3．6），（3．7）を統計的に検定しながら順次，受容された制約条件を付加して計測を進めてゆく。

最初，（3．4）を各計測式ごとに通常最小２乗法で計測し（計 N 本），推定されたパラメータ $\hat{\gamma}_{ij}$ の和，$\sum_j^N\hat{\gamma}_{ij}$ が 0 と有意な差があるかどうか t－検定を行ない，[41] 各計測式ごとに同次性条件を統計的に検定する。

同次性条件が，全ての計測式について統計的に受容されたならば，(3．6) を使って（3．4）は次のように表わすことができる。

$$(3.\ 8)\quad w_i=\alpha_i'+\sum_j^{N-1}\gamma_{ij}l_n(p_j/p_N)+\beta_il_n(y/P^*)+d_{i1}Z+d_{i2}g(y)+\varepsilon_i$$
$$i=1,\ \cdots,\ N-1$$

次に（3．8）の （$N-1$）本の計測式が１つの体系として同時推定される。[42] 計測法は ***Zellner's EFficient method-ZEF-***(Zellner〔31〕) を改良した ***Iterative Zellner's EFficient method-IZEF-***(Kmenta＝Gilbert〔11〕)

40) 以後，t の添字のない変数は全て，T 個の観察値から成る T 次元列ベクトルである。

41) 検定手続は Johnston〔10〕，pp.155-156 を参照されたい。

42) なぜなら，収支均等条件により共分散行列 $E(\varepsilon_1,\cdots,\varepsilon_N)(\varepsilon_1,\cdots,\varepsilon_N)'$，は特異行列になるため，１本の計測式は体系推定から落される。

を用いる。*IZEF* は基本的には，パラメータ推定値が収束するまで *ZEF* で推定された分散共分散行列を反復推定する計測法で，どの計測式が体系推定から外されても，パラメータ推定値は不変であり，パラメータと分散共分散行列を同時推定する最尤推定法と原理的に同じである（Berndt＝Christensen〔4〕)。対称性条件（3．7）は各計測式間に渡る制約であるから，（3．7）の制約を付加して，*IZEF* により体系推定を行ない，帰無仮説（3．7）を *F*－検定によって統計的に検定する。[43]（3．7）の条件が受容された後，*IZEF* による対称性制約付体系推定を行なってパラメータを同時推定する。

2．データ

計測に使用するデータは主に，総理府統計局『家計調査年報』，同じく『消費者物価指数年報』の5万人以上都市全世帯平均データから得た。観察期間は1956年から1975年の20ケ年である。費目分類は食料需要分析に鑑みて，食料を主体に9費目分類で以下の様に分類した。

1．穀類…………主食[44]
2．魚介…………生鮮および塩干魚介
3．肉類
4．乳卵
5．野菜
6．果物
7．外食
8．その他食料……2，3，4，5を除く副食品＋6を除く嗜好品
9．非食料…………住居費＋被服費＋雑費＋光熱費

観察期間中の $w_i(i=1, \cdots, 9)$ の系列は表1に，$p_i(i=1, \cdots, 9)$ と1人当り総支出額 y（1970年価格）の系列は表2に示す通りである。

$g(y)$ は y より，P^* は w_i, p_i から推計された。Z－家計生産条件指標－は様々な要因に規定されているが，それら要因を個々別々に計測式に取り入れることは，自由度，多重共線性の可能性の点等から困難であるから，関連

---

43) この場合の *F*-検定については Theil〔30〕, pp. 312-317 を参照。
44) 右側は対応する中分類費目あるいは大分類費目を示す。右側に対応する項目のない費目は，同じ中分類がデータとして対応している費目である。

すると考えられる要因変数に主成分分析を適用して，2，3の主成分にまとめ上げその因子スコアを Z として採用することにした。

関連変量として採用した変数は，i）世帯人員数，ii）総支出に占める雑費支出の割合，iii）総定期収入に占める妻の収入の割合，iv）テレビ普及率，v）電気冷蔵庫普及率，vi）ステンレス流し台普及率の6変数である（表3.1）。

i）は家計生産の規模，ii）は人的資本への投資の1つである教育・文化関連支出水準，iii）は家計生産における主たる労働提供者である主婦の（機会費用×家計外時間配分）の変化を示す代理変数として採用した。他方，調理技術等の，家計生産に関する情報量を示すものとしてiv）を，また調理関

表1　費目別支出シェアの推移：1956—1975年　（%）

年次	w_1	w_2	w_3	w_4	w_5	w_6	w_7	w_8	w_9
1956	15.756	4.403	2.496	2.588	3.389	1.661	1.999	12.726	54.979
57	15.292	4.338	2.526	2.659	3.393	1.714	2.175	12.293	55.607
58	14.456	4.210	2.624	2.757	3.183	1.737	2.520	12.299	56.210
59	13.438	4.083	2.740	2.823	3.151	1.719	2.567	11.895	57.581
60	12.287	4.025	2.922	2.916	3.136	1.758	2.663	11.856	58.435
61	10.658	3.912	3.058	3.058	3.265	1.838	2.770	11.759	59.679
62	9.342	3.708	3.249	3.112	3.309	1.845	2.804	11.664	60.963
63	8.932	3.627	3.350	3.141	3.162	1.926	2.840	11.523	61.498
64	8.295	3.677	3.512	3.242	2.902	2.157	2.793	11.339	62.079
65	8.396	3.696	3.583	3.237	3.106	2.105	2.807	11.149	61.919
66	7.731	3.656	3.670	3.217	2.998	2.148	2.825	10.895	62.857
67	7.099	3.691	3.701	3.134	3.136	2.155	2.963	10.708	63.410
68	6.770	3.708	3.666	3.013	2.884	2.060	3.120	10.398	64.379
69	6.162	3.618	3.679	2.873	2.767	2.086	3.280	10.131	65.403
70	5.524	3.810	3.650	2.635	3.086	2.160	3.342	9.978	65.812
71	5.091	3.883	3.688	2.419	2.855	2.158	3.368	9.948	66.589
72	4.749	3.857	3.791	2.292	2.688	2.137	3.542	9.841	67.101
73	4.414	3.645	3.905	2.106	2.835	2.001	3.541	9.550	68.002
74	4.405	3.890	3.869	2.234	2.948	1.943	3.532	9.882	67.296
75	4.490	3.915	3.951	2.132	2.707	1.880	3.585	9.690	67.648

注　a）w_1－w_9 は各費目支出額の総消費支出額に占める割合（%）。
　　b）費目1-9はそれぞれ穀類，魚介，肉類，乳卵，野菜，果物，外食，その他食料，非食料に対応。以下の表も同様。
資料出所　『家計調査年報』人口5万人以上都市全世帯平均。

連資本財に体化された家計生産技術変化の代理変数として v) と vi) を選んだ。

主成分分析の結果は表3．2，表3．3にまとめた如く，第1主成分（PC1）で6変数の総変動中96％を説明し，各変数との相関も高いので，Z として第1主成分の因子スコアを採用した（表3．4）。

表3．1における6変数の年次推移と表3．3の相関，表3．4の因子スコアからみて，われわれは Z が大きくなる程（すなわち，因子スコアの値が大きくなる程），家計生産における労働の資本財への代替および情報の普及など

表 2　費目別価格指数および1人当り総消費支出額：1956—1975年
（1970年＝1.0000）（1970年価格，円）

年次	p_1	p_2	p_3	p_4	p_5	p_6	p_7	p_8	p_9	y
1956	1.0361	.5754	.8232	1.5551	.5095	1.0494	.8973	1.1815	1.0555	118,561
57	1.0498	.5992	.8358	1.4779	.5554	.8690	.9004	1.1687	1.0540	124,334
58	1.0815	.5716	.8296	1.4204	.4926	.8593	.8722	1.1648	1.0604	132,122
59	1.0641	.5694	.8388	1.3919	.5458	.8187	.8736	1.1462	1.0669	139,300
60	1.0265	.6042	.9417	1.3622	.5795	.8587	.8940	1.1228	1.0636	147,027
61	.9866	.6477	.9715	1.3205	.6812	.9228	.9195	1.0995	1.0575	158,893
62	.9435	.6694	.9513	1.3061	.7771	1.0942	.9498	1.0816	1.0470	169,443
63	.9664	.7237	.9533	1.2642	.7971	1.1197	.9650	1.0704	1.0304	177,692
64	.9592	.7382	.9550	1.1899	.7356	1.0380	.9522	1.0854	1.0404	188,627
65	1.0078	.7956	.9621	1.1438	.8471	.9843	.9438	1.0490	1.0196	191,757
66	1.0149	.7722	.9988	1.1331	.7637	.9925	.9291	1.0283	1.0284	200,783
67	1.0048	.8231	1.0168	1.0922	.8826	.9150	.9305	1.0197	1.0253	212,579
68	1.0477	.8650	1.0500	1.0761	.8000	.9023	.9659	1.0141	1.0161	223,707
69	1.0583	.9199	1.0507	1.0561	.8091	.8900	.9903	1.0086	1.0109	239,651
70	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	251,520
71	.9689	1.0903	.9783	.9981	.8945	.8992	1.0490	1.0147	1.0004	260,899
72	.9631	1.0863	.9856	.9919	.8171	.8613	1.0838	1.0145	1.0051	273,430
73	.9371	1.1046	1.0612	.9871	.9476	.7824	1.1088	1.0070	.9960	290,165
74	.9397	1.1497	1.0156	1.0402	1.0299	.7813	1.1103	1.0635	.9773	282,711
75	1.0081	1.1619	1.0342	1.0081	.9043	.8342	1.1542	1.0570	.9708	289,209

注　a）p_1-p_9 は消費者総合物価指数（1970年基準）でデフレートした各費目別価格指数。

b）y は消費者総合物価指数（1970年基準）でデフレートした年間1人当り平均実質総消費支出額。

資料出所　p_1-p_9：『消費者物価指数年報』人口5万人以上都市。y：『家計調査年報』人口5万人以上都市全世帯平均。

表 3. 1　主成分分析に用いたデータ系列

年次	X 1	X 2	X 3	X 4	X 5	X 5
1956	4.61	.3090	.0210	.013	.022	.015
57	4.56	.3122	.0211	.078	.028	.021
58	4.57	.3145	.0212	.132	.044	.030
59	4.56	.3207	.0212	.286	.077	.042
60	4.51	.3240	.0234	.447	.101	.058
61	4.35	.3213	.0293	.625	.172	.078
62	4.29	.3300	.0336	.794	.280	.104
63	4.30	.3503	.0342	.887	.391	.124
64	4.28	.3640	.0345	.929	.541	.170
65	4.24	.3680	.0356	.950	.687	.242
66	4.17	.3810	.0365	.957	.751	.288
67	4.13	.3872	.0360	.973	.807	.316
68	4.05	.3902	.0415	1.04	.845	.376
69	3.97	.3982	.0424	1.10	.901	.432
70	3.95	.4044	.0387	1.21	.925	.491
71	3.93	.4074	.0433	1.29	.945	.529
72	3.90	.4148	.0455	1.40	.935	.605
73	3.88	.4212	.0491	1.43	.956	.669
74	3.86	.4204	.0527	1.44	.970	.711
75	3.86	.4340	.0566	1.41	.973	.746

注）変数Ｘ1－Ｘ6の意味と資料の出所は以下の通り。
Ｘ1：　世帯人員数。『家計調査年報』人口５万人以上都市全世帯平均。
Ｘ2：　雑費支出の総消費支出額に占める割合。『家計調査年報』人口５万人以上都市全世帯平均。
Ｘ3：　総定期収入に占める妻の収入の割合。『家計調査年報』人口５万人以上都市勤労者世帯平均。
Ｘ4：　テレビ普及率。『消費者動向予測調査』人口５万人以上都市世帯。
Ｘ5：　電気冷蔵庫普及率。資料は同上。
Ｘ6：　ステンレス流し台普及率。資料は同上。
なお，『消費者動向予測調査』は1956年以前について利用できないので，Ｘ4の1956年の値はＮＨＫアンケート調査を利用した。Ｘ5，Ｘ6はそれぞれ1958年，1963年から調査対象となっているため，それ以前は各系列にロジスティック曲線をあてはめデータの外挿を行なった。

表 3. 2　各主成分の貢献度

主成分	PC1	PC2	PC3	PC4	PC5
貢献度	.961	.017	.014	.004	.003
累積貢献度	.961	.978	.992	.997	1.000

表 3．3　第1主成分（PC1）と各変数の相関係数，共通性

変　数	PC1	共 通 性
X 1	−.992	.985
X 2	.991	.982
X 3	.977	.954
X 4	.974	.949
X 5	.976	.953
X 6	.970	.942

表 3．4　第1主成分（PC1）因子スコアの年次別推移

年次	PC1	年次	PC1
1956	−1.4867	1966	.1818
57	−1.4096	67	.2741
58	−1.3725	68	.5064
59	−1.2592	69	.6871
60	−1.1021	70	.7560
61	− .8069	71	.9199
62	− .5385	72	1.0906
63	− .3571	73	1.2491
64	− .1717	74	1.3503
65	.0082	75	1.4808

による人的資本蓄積が進むと判断し，その意味において家計生産条件は高度化すると表現することにする。

Ⅵ　計測結果の検討

1．計測結果

計測式（3．4）は初めに制約条件を付けずに，各費目別に通常最小2乗法に拠って計測された。同時に，推定パラメータ $\hat{\gamma}_{ij}$ から帰無仮説 $H_0: \sum_{j}^{N}\gamma_{ij}=0$（$i=1, \cdots, 9$）の統計的検定を行ない各費目需要関数（3．4）が同次性条件を満たすかどうか検証した結果，全ての費目について有意水準10％あるいは5％で帰無仮説が受容された。計測結果と検定統計量は表4の通りである。帰無仮説 H_0 が受容されたことは，つまり，同次性条件がわれわれのモデルで満たされていることを意味する。従って，同次性条件を付加した（3．

表 4　各費目別需要関数における同次性条件の検定

費　目	$\sum_{j=1}^{9}\hat{\gamma}_{ij}$	*t—value*	$\bar{R}^2$	*d.w.*
穀類	.2695	.4345**	.990	2.040
魚介	.1555	1.1019**	.891	2.361
肉類	−.1531	−1.9354*	.989	3.256
乳卵	−.2155	−.7879**	.798	2.072
野菜	.0967	.8493**	.890	2.038
果物	−.0970	−1.5301**	.896	2.077
外食	.1553	1.8966*	.987	2.599
その他食料	−.3022	−1.6790**	.987	2.570
非食料	.1340	.5432**	.999	2.428

注　a）サンプル数：20（1956—1975年），説明変数の個数（含定数項）：13。

b）帰無仮説は費目 i の需要関数について $\sum_{j=1}^{9}\gamma_{ij}=0$ である。

c）*t-value* は $\sum_{j=1}^{9}\hat{\gamma}_{ij}$ の t-値，$\bar{R}^2$ は自由度調整済み決定係数，*d.w.* はダービン・ワトソン統計量である。

d）*, ** はそれぞれ有意水準5％，10％で帰無仮説（同次性条件）が t－検定により受容されることを示す。

c）各需要関数は通常最小2乗法によって計測された。

8）を次に1つの体系として同時推定し，対称性条件（3．7）を検定した。帰無仮説 H_0：$\gamma_{ij}=\gamma_{ji}$ $(i=1, \cdots, 8; i\neq j)$ の F－統計量は $F(28, 64)=0.6875$ で5％有意水準で対称性条件（帰無仮説）は棄却されなかった。このことは，食料需要分析にあたって特定化された AIDS が同次性条件，対称性条件という需要理論の要請する一般的制約条件を満たす体系であることを示している。

以上の結果から，同次性条件（3．6），対称性条件（3．7）を付加し，収支均等条件を満たすように8本の計測式（3．8）を $\gamma_{ij}=\gamma_{ji}$ $(i, j=1, \cdots, 8; i\neq j)$ の制約の下で *IZEF* に拠り同時推定した。計測結果は表5に示すとおりである。[45)]

以後の分析は表5に掲げたパラメータ推定値に基づくので，そこに示された計測結果を検討しておこう。各費目ごとの当て嵌まりは果物(6)，魚介(2)を

45）パラメータ推定値は，反復回数60回で収束した。なお，収束基準を，全てのパラメータ推定値について有効桁数7桁が変化しなくなる様に設定して計算を行なった。

表 5　対称性条件制約 ($\gamma_{ij}=\gamma_{ji}$) をつけた AIDS のパラメータ推定値

費目	$\hat{\alpha}'_i$	$\hat{\gamma}_{i1}$	$\hat{\gamma}_{i2}$	$\hat{\gamma}_{i3}$	$\hat{\gamma}_{i4}$	$\hat{\gamma}_{i5}$	$\hat{\gamma}_{i6}$	$\hat{\gamma}_{i7}$	$\hat{\gamma}_{i8}$	$\hat{\beta}_i$	$\hat{d}_{i1}$	$\hat{d}_{i2}$	R^2
1.	2.1456	.0169	.0098	−.0107	−.0126	.0061	−.0031	.0072	−.0353	.1682	.0067	−.0433	.989
	(.259)	(.010)	(.003)	(.002)	(.004)	(.002)	(.002)	(.002)	(.004)	(.021)	(.006)	(.028)	
2.	.3075	.0098	.0207	−.0078	−.0176	.0011	.0006	−.0089	.0153	−.0215	−.0012	−.0025	.733
	(.071)	(.003)	(.002)	(.001)	(.001)	(.001)	(.001)	(.001)	(.002)	(.006)	(.002)	(.007)	
3.	−.1524	−.0107	−.0078	.0115	.0124	−.0045	.0006	−.0124	.0085	.0149	.0052	−.0045	.979
	(.048)	(.002)	(.001)	(.002)	(.001)	(.001)	(4E−4)	(.001)	(.003)	(.004)	(.001)	(.005)	
4.	.0741	−.0126	−.0176	.0124	−.0064	−.0027	−.0011	−.0048	.0180	−.0043	.0041	.0105	.857
	(.119)	(.004)	(.001)	(.001)	(.002)	(.001)	(.001)	(.001)	(.002)	(.010)	(.003)	(.013)	
5.	.3358	.0061	.0011	−.0045	−.0027	.0195	−.0011	−.0007	−.0129	−.0245	.0007	.0043	.932
	(.054)	(.002)	(.001)	(.001)	(.001)	(.001)	(5E−3)	(7E−3)	(.001)	(.004)	(.001)	(.006)	
6.	−.0145	−.0031	.0006	.0006	−.0011	−.0011	−.0005	−.0006	−.0016	.0027	.0006	.0113	.631
	(.046)	(.002)	(.001)	(4E−4)	(.001)	(5E−3)	(4E−3)	(4E−3)	(7E−3)	(.004)	(.001)	(.005)	
7.	−.4910	.0072	−.0089	−.0124	−.0048	−.0007	−.0006	.0227	−.0122	.0427	−.0079	−.0109	.992
	(.048)	(.002)	(.001)	(.001)	(.001)	(7E−3)	(4E−3)	(.002)	(.003)	(.004)	(.001)	(.005)	
8.	.4047	−.0353	.0153	.0085	.0180	−.0129	−.0016	−.0122	.0415	−.0247	.0002	.0195	.979
	(.098)	(.004)	(.002)	(.003)	(.002)	(.001)	(7E−3)	(.003)	(.006)	(.008)	(.002)	(.010)	

注　a）（　）内の数値は漸近的標準誤差。なお，表記中たとえば 4E−4 は $4.0\times10^{-4}=0.0004$ であることに注意されたい。

b）サンプル数：20×8，説明変数の個数（含定数項）：12×8。費目 No. はⅢ章2節のデータの説明を見られたい。

c）費目1から費目8の需要関数が対称性条件を付加した *IZEF* よって同時推定された。

d）R^2 は各費目別に，計測された AIDS が各支出シェアの変動を説明す割合を示したもので，通常の決定係数とは違うことに注意されたい。

e）収支均等条件，同次性条件，そして対称性条件の関係を使って得られた，非食料（費目9）に係るパラメータの推定値は次のとおりである。

$\hat{\alpha}'_9=-1.6099$，$\hat{\gamma}_{91}=-.0308$，$\hat{\gamma}_{92}=-.0132$，$\hat{\gamma}_{93}=.0026$，$\hat{\gamma}_{94}=.0149$，$\hat{\gamma}_{95}=-.0047$，
$\hat{\gamma}_{96}=.0067$，$\hat{\gamma}_{97}=.0097$，$\hat{\gamma}_{98}=-.0213$，$\hat{\gamma}_{99}=.0360$，
$\hat{\beta}_9=.1830$，$\hat{d}_{91}=-.0084$，$\hat{d}_{92}=.0155$

除けば良好である。[46] 各パラメータ推定値の有意性については，Z, $g(y)$ に係るパラメータ $\hat{d}_{i1}$, $\hat{d}_{i2}$ 中，有意なものが少ない。定数項 $\hat{\alpha}_i'$, 総支出に係るパラメータ $\hat{\beta}_i$ は一般に有意性がかなり高く，個別価格パラメータ $\hat{r}_{ij}$ も有意性が概ね高いのに比べると対照的である。但し，果物については $\hat{\alpha}_6'$, $\hat{r}_{6j}$, $\hat{\beta}_6$ は有意な値ではなく $\hat{d}_{62}$ が有意性が高い点で注目される。

$\hat{\beta}_i$ の符号について。$sign(\hat{\beta}_i)=+$ であれば当該費目は“奢侈財”，$sign(\hat{\beta}_i)=-$ ならば“必需財”であるが，[47] われわれの $\hat{\beta}_i$ の符号は従来の研究の成果および経験的事実に照らして妥当であると言えよう（$\hat{d}_{i1}$, $\hat{d}_{i2}$ の符号の含意は次節においてディスカッスされる)。

先に言及した，$\hat{\beta}_i$ と $\hat{d}_{i1}$ の有意性に関しては，$l_n(y/P^*)$ と Z の単純相関係数が0.992と非常に高く多重共線性を惹起せしめていることに拠るところが大きいと考えられる。そのため，以下の弾性値の他研究との比較からして，$\hat{\beta}_i$ が過大に $\hat{d}_i$ が過小に推定された可能性は極めて大きい。$l_n(y/P^*)$ と Z の間の相関が高い1つの理由として価格指数 P^* の推計の仕方を挙げねばならないであろう。われわれが（3．1）に従って推計した P^* 系列は観察期間中，ほぼ一定の値で推移するが，推定されたパラメータを使って（2.12）式から事後的に試算した P 系列は当該期間において，循環変動する点からみて，推定されたパラメータの値は偏りを有すると思われる。今後，計測するに際しては，P の推計法を，計測の簡便性を保つと同時に，事後的に計算されたP 系列と同様の変動を示す様に改良する必要がある。[48]

なお，負性条件（R４）は（2．14）に従って g_{ij} を計算しそれらの符号をチェックした結果，幾つかの費目について g_{ii} が正値であったため，観察期間中，負性条件は満足されていない。

2. ファクト・ファインディング

表５で与えられたパラメータ推定値と計測データを使い，（２.16)，（２.17)

46) 表５における R^2 は，体系推定をわれわれは行なったので通常の R^2 とは異なる。その点については表５の注 d） を見られたい。

47) ここで言う“奢侈財”，“必需財”とは夫々，$e_i>1$, $e_i<1$ という性質を表わす意味で使われている。$\hat{\beta}_i$ の符号と e_i の関係は，本文の（2．16）式を参照されたい。

48) P の取り扱いで Deaton＝Muellbauer〔８〕が示唆している方法は費目分類が大分類である場合は実際的であるが，食料需要分析のように中分類ないし小分類の場合は煩雑である。

から算出された総支出弾性値，自己価格弾性値を1956，1960，1965，1970，1975の各年について表6，表7に示した。また，同じ5ヶ年における動物蛋白質食料（魚介，肉類，乳卵の3費目）間の計算された交差需要弾性値は表8の通りである。

われわれは，表5に示された推計結果と各種弾性値から若干のファクト・ファインディングを行なうが，これらは素より，使用されたデータそのものに依存しており前節で触れた問題点にも左右される。しかしながら，充分な研究成果がない現状においては，暫定的な推論を下しておくことは，今後の実証研究のためにも有意義であろう。

表6　総支出に関する需要弾性値（1956，1960，1965，1970，1975年）

費目	1956	1960	1965	1970	1975
穀類	−.0676	−.3691	−1.0035	−2.0449	−2.7463
魚介	.5112	.4653	.4177	.4352	.4503
肉類	1.5952	1.5084	1.4146	1.4070	1.3760
乳卵	.8354	.8539	.8684	.8383	.8002
野菜	.2762	.2179	.2103	.2052	.0940
果物	1.1650	1.1559	1.1302	1.1269	1.1458
外食	3.1373	2.6045	2.5222	2.2784	2.1918
その他食料	.8055	.7912	.7780	.7520	.7446
全食料	.5936	.5598	.5195	.4648	.4344
非食料	1.3328	1.3131	1.2955	1.2780	1.2705

表7　自己価格に関する需要弾性値（1956，1960，1965，1970，1975年）

費目	1956	1960	1965	1970	1975
穀類	−*	−*	−*	−*	−*
魚介	−.3864	−.3284	−.2671	−.2851	−.3019
肉類	−.4527	−.5331	−.6203	−.6258	−.6547
乳卵	−1.2348	−1.2078	−1.1866	−1.2300	−1.2851
野菜	−.1934	−.1263	−.1127	−.1017	−*
果物	−1.0252	−1.0239	−1.0203	−1.0197	−1.0222
外食	−*	−*	−*	−*	−*
その他食料	−.5934	−.5642	−.5367	−.4835	−.4679
非食料	−.4071	−.4408	−.4676	−.4958	−5.072

注　* は算出された弾性値の符号が理論的に正しくないことを示す。

表 8　動物蛋白質食料間の交差需要弾性値 e_{ij} (1956, 1960, 1965, 1970, 1975年) と代替効果 s_{ij} の符号

1956年

i/j	魚介	肉類	乳卵
魚介	−.3864	−.2508	−.3628
肉類	−.4902	−.4527	.4506
乳卵	−.6316	.4535	−1.2348

1960年

/j	魚介	肉類	乳卵
魚介	−.3284	−.2737	−.3946
肉類	−.4191	−.5331	.3827
乳卵	−.5604	.4027	−1.2078

1965年

i/j	魚介	肉類	乳卵
魚介	−.2671	−.2966	−.4271
肉類	−.3429	−.6203	.3103
乳卵	−.5044	.3630	−1.1866

1970年

/j	魚介	肉類	乳卵
魚介	−.2851	−.2897	−.4171
肉類	−.3395	−.6258	.3066
乳卵	−.6185	.4454	−1.2300

1975年

i/j	魚介	肉類	乳卵
魚介	−.3019	−.2815	−.4083
肉類	−.3152	−.6547	.2849
乳卵	−.7635	.5506	−1.2851

代替効果 s_{ij} の符号

/j	魚介	肉類	乳卵
魚介	−	−	−
肉類	−	−	+
乳卵	−	+	−

$\hat{\beta}_i$ の過大推定を念頭において，われわれは次のような解釈・推論を行なうことができる。

(1)　家計生産条件と食料需要

表5における $\hat{d}_{i1}$ の符号がプラスであれば，前述した意味において家計生産条件が高度化するとともに当該費目への需要が増加し，逆の場合は逆に需要は減少する。つまり，効用特性の生産に対し家計生産条件の高度化に補完的な財であればプラスの符号，逆に代替的であればマイナスの符号を有するであろう。有意な値をもつ肉類，外食について $\hat{d}_{i1}$ の符号は夫々，プラス，マイナスでわれわれの $\hat{d}_{i1}$ の符号についての推論は経験的に妥当であると言える。調理技術の変化，調理関連資本財の導入等は肉類消費増大の要因になる点で，また効用特性の家計内生産と，家計外生産と考えられる外食は相互代替的である点で，肉類と外食需要は家計生産条件の高度化に対し対照的反応を示すのである[49]。

49) 外食の内容構成の推移によってこの論点は若干の制限を受けるかもしれない。

(2)　総消費支出変化率と食料需要

タイム・シリーズデータを使用する場合，y の水準のみならず，その変化率をも需要決定因と考慮すべきことは計測式の特定化をする際に言及した。従って，$g(y)$ の係数である $\hat{d}_{i2}$ の符号にわれわれは関心をもつ。

一般に，“奢侈財”で嗜好度が高く必要度の低い食料は y の成長率が高いときには，相対的に当該食料への支出が大きくなるが，逆に y の成長率がマイナスである場合，当該食料支出が真っ先に削減されるだろう（すなわち，効用特性の生産に限界的に寄与しているインプット）。従って，この様な食料について $\hat{d}_{i2}$ の符号はプラスである。

逆に，$\hat{d}_{i2}$ の符号がマイナスになるケースとして2通り考えることができる。1つは，“必需財”あるいは“下級財”[50]で，必要度の高い財であり，もう1つは“奢侈財”あるいは“必需財”で，習慣形成が家計においてなされている財である。両者とも，y の成長率がプラスのとき，そのテンポに応じて消費は伸びない（前者は逆に消費は減少する）が，成長率がマイナスに転ずれば，前者は必要度が高いため相対的に需要量の減少は抑えられるし，後者は消費が習慣化しているために需要の減退は緩慢である。ここで注意すべき点は両者とも，y の成長率の方向に対し非対称的反応を示すことである。特に前者にその傾向が強い。しかし，一般に $\hat{d}_{i2}$ の絶対値は前者が後者より大きくなるであろう。観察期間中，$g(y)$ は概ねプラスで推移しているから，前者に関係する d_{i2} は過小評価されている。$\hat{d}_{i2}$ の符号がマイナスである場合，家計生産理論では前者を，効用特性の生産の基礎的インプット，後者を人的資本の蓄積にともなう結果と理解できる。

さて，$\hat{d}_{i2}$ を表5より読みとれば，穀類は $\hat{d}_{i2}$ はマイナスで，われわれの議論ではマイナスのケースの前者の場合と考えられる。肉類，外食もマイナス符号であるが，これは後者の場合である。3者間の $\hat{d}_{i2}$ の絶対値を比較すると，穀類が最も大きくわれわれの推論を支持するものと言えよう。

他方，果物は $\hat{d}_{i2}$ の符号とその有意性からみて，嗜好度が高く必要度の低い食料である（“奢侈財”であることは表6，表9より確認される）。

(3)　各弾性値からのファクト・ファインディング

予期したように，若干の費目を除けば，食料は総支出弾力性，自己価格弾

50)　“下級財”の呼称は，$e_i<0$ であるような財を指す。

力性とも非弾力的である。表6と表7から明らかなように前に指摘しておいた多重共線性によって穀類，外食について $\hat{\beta}_i$ が過大に評価されている影響が弾性値に現れている。総支出弾性値が1以上の費目は肉類，果物，外食そして非食料であり，自己価格に対し弾力的な費目は乳卵である。興味深い点は，乳卵に対する需要が，今日停滞していると言われ実際にもその傾向を示しているが，われわれの分析では，乳卵に対する需要は総支出に関しては非弾力的であるにもかかわらず，乳卵価格については弾力的である。乳卵消費は飽和水準にほぼ達している，と論議されているけれども，論議の焦点が所得との関連に終始し，もう1つの重要な側面である乳卵価格との関連についての考慮が欠落しているのではないであろうか。

動物蛋白質食料間の交差需要弾性値は表8から看取されるように小さな値である。e_{ij} と s_{ij} の符号から魚介と肉類は補完関係に，肉類と乳卵は代替関係にあることが示唆される。これらの関係は経験的認識とは矛盾しており，興味深いが，われわれの計測で負性条件が受容されておらず $\hat{\beta}_i$ の過大推定の可能性もあるので，立ち入った分析は留保しておきたい。

最後に，われわれの AIDS の計測結果を総支出弾性値，自己価格弾性値のタームで，既存の研究と比較し，上述の(3)のファクト・ファインディングをチェックしよう。澤田〔25〕は，われわれと同一のデータを Rotterdam モ

表 9　総支出に関する需要弾性値の需要体系間比較

費目＼需要体系	Leser[a)]	Powell[a)]	Rotterdam[b)]	AIDS
穀　　類	−.436	−.383	−.461	−1.190
魚　　介	.853	.215	.585	.439
肉　　類	1.360	1.529	1.543	1.426
乳　　卵	.692	.794	1.188	.842
野　　菜	.753	.388	.527	.183
果　　物	1.158	1.169	1.211	1.134
外　　食	1.435	1.679	1.309	2.391
その他食料	.715	.761	.601	.769
非　食　料	1.210	1.226	1.232	1.288

注　a）澤田 学〔24〕より引用。
　　b）澤田 裕氏の計測結果から引出。
　　c）弾性値は計測期間1956—1975の各変数平均値で算出。

表 10　自己価格に関する需要弾性値の需要体系間比較

費目＼需要体系	Leser[a]	Powell[a]	Rotterdam[b]	AIDS
穀類	−.818	—[c]	−.203	—[c]
魚介	−.919	−.209	−.522	−.279
肉類	−.937	−1.415	−.766	−.618
乳卵	−.916	−.753	−.956	−1.224
野菜	−.917	−.372	−.480	−.082
果物	−.927	−1.097	−.965	−1.023
外食	−.938	−1.546	−.384	—[c]
その他食料	−.900	−.739	−1.008	−.520
非食料	−1.105	−1.034	−.297	−.484

注　a）澤田 学〔24〕より引用。

b）澤田 裕氏の計測結果から算出。

c）算出された弾性値の符号が理論的に正しくないことを示す。

d）Rotterdam model から算出された動物蛋白質食料間の交差需要弾性値は，

$e_{23}=-.071$，$e_{24}=-.239$，$e_{32}=-.065$，$e_{34}=.404$，

$e_{42}=-.170$，$e_{43}=.314$（費目 2，3，4 はそれぞれ魚介，肉類，乳卵に対応する）である。表 8 と比較されたい。

e）弾性値は計測期間1956—1975の各変数平均値で算出。

デルに適用している。また筆者〔24〕は，やはり同一のデータを用いて Australian モデルを計測した。

表 9 と表10は本稿の計測値と他の 3 つの需要体系計測から計算された総支出弾性値，自己価格弾性値を比較対照したものである。表 9 より AIDS では穀類，外食について e_i が（従って $\hat{\beta}_i$ が）過大評価されていることが判る。他の費目は各体系とも ほぼ同じ傾向を示している。表10の自己価格弾性値の比較は，Ⅱ章で指摘したように Leser 体系，Powell 体系は e_{ii} について正確な値が期待できないため，Rotterdam モデルとの比較になるが，野菜，その他食料以外は大体似かよった値である。[51] Rotterdam モデルで乳卵は非弾力的ながらも，1 に近い弾性値であるから，われわれの(3)で行なったファクト・ファインディングは妥当であると思われる。表10の脚注 d）からも，われわれが見出した魚介と肉類の補完関係，肉類と乳卵の代替関係が傍証される。

51）穀類，外食は除外する。

V　む　す　び

本稿は，AIDS を紹介し，その実証分析における有効性を食料需要分析に AIDS を実際に適用することによって検討する，という2つの目的に沿って展開された。

第1の目的については，従来の代表的需要体系モデルに内在する理論的問題点，実証分析に適用する際に生ずる様々な困難を整理することによって，実証分析上望ましい需要体系モデルの諸性質は何か，という視点から AIDS の紹介が行なわれた。そこでは特に，従来看過されていた，需要理論と実証研究のリンクとして必要不可欠な aggregation over households の問題が AIDS においては，Muellbauer の“代表的家計”の明確な定義をもとにして解決されることを強調した。

第2の食料需要分析上の有効性に関する検討は，都市家計データを利用して行なった。われわれはデータがタイム・シリーズである点，そして選好関数[52]を家計生産理論のフレーム・ワークの中に位置づける立場から，AIDS を計量経済学的に特定化し，その計測結果，ファクト・ファインディング，既存の研究との比較を行なう過程で AIDS の有効性をインプリシットに論じてきた。積極的に有効性を論じなかったのは，計測段階で次の様な問題に遭遇したからである。

主要な問題の1つは，多重共線性のためにパラメータ推定値が偏りをもっている可能性がある点である。多重共線性は一部あるいは大部分が価格指数 P^* の構成法に拠ると考えられる。

計測における他の問題点は，計測式の特定化にあたって，集計的インデックス k の構成要素の1つである集計対象家計間の y_h の分布指標が組み入れられていないことである。y_h の分布が計測期間中，大きく変化しているならばそれだけ omission-variable-bias の程度は大きい。

このような原因にもよって自己価格弾性値について理論的に誤った符号を有する費目が表われたにもかかわらず，幾つかの興味あるファクト・ファインディングがなされ，既存の研究との比較も概ね似通った値を示したことか

52) 選好関数とは，家計の選好を択一的に表わす直接効用関数，間接効用関数，支出関数の総称で，その中のいずれを指すかは文脈から判断されたい。

ら，AIDS の実証分析上の有効性は大きいと判断される。

むしろ，われわれはII章で明らかにした AIDS の特徴を生かせるように，データの構成，計測式の特定化を行ない，食料需要分析以外の分野にも適用して実績を積み重ね，実証分析上の有効性を確認してゆくべきである。この方向における作業は今後の課題としたい。

— 参考文献 —

〔1〕 Barten, A. P., (1967) " Evidence on the Slutsky Conditions for Demand Equations ", *Review of Economics and Statistics*, Vol. 49.

〔2〕 Barten, A. P., (1977) " The System of Consumer Demand Function Approach : A Review ", *Econometrica*, Vol. 45.

〔3〕 Becker, G. S., (1965) " A Theory of the Allocation of Time ", *Economic Journal*, Vol. 75.

〔4〕 Berndt, E. R. and Christensen, L. R., (1973) " The Translog Function and the Substitution of Equipment, Structure, and Labor in U. S. Manufacturing 1929-68 ", *Journal of Econometrics*, Vol. 1.

〔5〕 Berndt, E. R., Darrough, M. N. and Diewert, W. E., (1977) " Flexible Functional Forms and Expenditure Distributions : An Application to Canadian Consumer Demand Functions ", *International Economic Review*. Vol. 18.

〔6〕 Brown, J. A. C. and Deaton, A., (1972) " Models of Consumer Behavior : A Survey ", *Economic Journal*, Vol. 82.

〔7〕 Christensen, L. R., Jorgenson. D. W. and Lau, L. J., (1975) " Transcendental Logarithmic Utility Functions ", *American Economic Review*, Vol. 65.

〔8〕 Deaton, A and Muellbauer, J., (1980) " An Almost Ideal Demand System ", *American Economic Review*, Vol. 70.

〔9〕 Deaton, A and Muellbauer, J., (1980) *Economics and Consumer Behavior*, Cambridge, Cambridge Universitity Press.

〔10〕 Johnston, J., (1972) *Econometric Methods*, 2nd ed., New York, McGraw-Hill.

〔11〕 Kmenta, J. and Gilbert, R. F., (1968) " Small Sample Properties of Alternative Estimators of Seemingly Unrelated Regressions ", *Journal* *of American Statistical Association*, Vol. 63.

〔12〕 黒田 誼 (1978)「農家の主体均衡：一実証的研究」『農業経済研究』第51巻第4号。

〔13〕 Lancaster, K. J., (1966) " A New Approach to Consumer Theory ", *Journal of Political Economy*, Vol. 74.

〔14〕 Lau, L. J., Lin, W-L and Yotopoulos, P. A., (1978) " The Linear Logarithmic Expenditure System : An Application to Consumption-Leisure Choice ", *Econometrica*, Vol. 46.

〔15〕 Leser, C. E. V., (1961) " Commodity Group Expenditure Functions for the United Kingdom 1948-1957 ", *Econometrica*, Vol. 29.

〔16〕 Michael, R. T. and Becker, G. S., (1973) " On the New Theory of Consumer Behaviour ", *Swedish Journal of Economics*, Vol. 75.

〔17〕 Muellbauer, J., (1976) " Economics and Representative Consumer ", in Solari, L. and Du Pasquier, J-N., eds., *Private and Enlarged Consumption*, Amsterdam, North-Holland, Chapter 2.

〔18〕 Muth, R. F,. (1966) " Household Production and Consumer Demand Functions ", *Econometrica*, Vol. 34.

〔19〕 Phlips, L., (1974) *Applied Consumption Analysis*, Amsterdam, North-Holland.

〔20〕 Powell, A., (1966) " A Complete System of Consumer Demand Equations for the Australian Economy fitted by a Model of Additive Preferences ", *Econometrica*, Vol. 34.

〔21〕 三枝義清 (1977)「集計的需要関数について」『農業総合研究』第31巻第3号。

〔22〕 三枝義清・佐々木康三 (1973)「食料需要分析と線型支出体系」『農業総合研究』第27巻第1号。

〔23〕 佐々木康三・三枝義清 (1972)「線型支出体系における食料需要関数」『農業経済研究』第44巻第1号。

〔24〕 澤田 学 (1978)「食料需要の理論と計測」,昭和52年度北海道大学大学院農学研究科修士論文（未公刊)。

〔25〕 澤田 裕 (1980) 未発表論文。

〔26〕 Shephard, R. W., (1953) *Cost and Production Functions*, Princeton, Princeton University Press.

〔27〕 Stigler, G. J. and Becker, G. S., (1977) " De Gustibus Non Est Disputandum " , *American Economic Review*, Vol. 67.

〔28〕 Stone, J. R. N., (1954) " Linear Expenditure Systems and Demand Analysis : An Application to the Pattern of British Demand ", *Economic Journal*, Vol. 64.

〔29〕 Theil, H., (1965) " The Information Approach to Demand Analysis ", *Econometrica,* Vol. 33.

〔30〕 Theil, H., (1971) *Principles of Econometrics,* Amsterdam, North-Holland.

〔31〕 Zellner, A., (1962) " An Efficient Method of Estimating Seemingly Unrelated Regression and Test for Aggregation Bias ", *Journal of American Statistical Association,* Vol. 57.