HOKKAIDO UNIVERSITY

Title	需要体系分析による家計食料需要の統計的検証 : Rotterdam demand system の推定と検定
Author(s)	松田, 敏信
Citation	農業経営研究, 23, 1-20
Issue Date	1997-02
Doc URL	https://hdl.handle.net/2115/36523
Type	departmental bulletin paper
File Information	23_1-20.pdf

Hokkaido University Collection of Scholarly and Academic Papers : HUSCAP

需要体系分析による家計食料需要の統計的検証

── Rotterdam demand system の推定と検定 ──

松田　敏信

１．序
２．分析の理論的枠組み
　１）分析モデル
　２）仮説検定の枠組み
３．データ
４．計測結果と考察
　１）制約条件に関する尤度比検定の結果
　２）各制約条件下におけるパラメータと需要弾力性の推定結果
　３）各制約条件下における需要体系の適合度の比較
５．結

１．序

家計食料需要（以下，食料需要と略す）は，農産物需要の末端を形成し，農業生産の在り方をその川下から規定する。かかる食料需要を実証的に分析することは農業経済研究の一翼を担うものであるが，実証分析がその方法論としてしばしば依拠する需要理論と，現実の食料需要との整合性を確認することは，分析の科学性・客観性を保持するための前提として重要であることはいうまでもない。従って，需要理論から導かれる種々の制約条件が現実の消費者行動に妥当するかどうか，という視点に立ってわが国の食料需要の特徴を明らかにすることは意義あることと考えられる。

しかしこれまで，わが国の家計消費需要（以下，消費需要と略す）を対象として需要理論に関する仮説の検証を扱った研究（Suruga [1980]，橋本 [1986]），あるいは，わが国の食料需要を対象とした需要体系の推定過程で，幾つかの制約条件に関して仮説検定を付随的に行った研究（澤田裕 [1980b]，澤田学 [1981]，

Sasaki [1993] 等）はあるが，このような仮説の検証に焦点を当てて，制約条件の妥当性について詳細に吟味するという視角からの食料需要分析は十分になされてきたとは言い難い。

そこで本稿では，仮説検定に適した需要体系の１つである Rotterdam demand system (Barten [1964], Theil [1965]) (註 1) を用いて，需要理論に関する幾つかの仮説を統計的に検定し，わが国の食料需要に対するその妥当性について考察するとともに，各制約条件下における推定結果を比較・検討することによって，わが国の食料需要の特徴を捉えることを課題とする (註 2)。

２．分析の理論的枠組み

１）分析モデル

p_iを財$i \in \{1, \ldots, n\}$の価格，q_iを財iの需要量，yを総支出（所得），$w_i = p_i q_i / y$を財iの支出比率とする。いま，効用関数$u(q) = u(q_1, \ldots, q_n)$を予算制約$y = \sum_i p_i q_i$の下で最大化することによって

$$q_i = q_i(y, p_1, \ldots, p_n) \quad \forall i \tag{1}$$

なる需要関数が得られ，更に，(1)式より Slutsky 方程式

$$\partial q_i / \partial p_j = \partial h_i / \partial p_j - (\partial q_i / \partial y) q_j \quad \forall i, j \tag{2}$$

が導かれる。但し，$q = (q_1, \ldots, q_n)$は消費ベクトル，h_iは Hicks の需要関数（補償需要関数）である。(1)式を全微分し，(2)式を代入すると，

$$\begin{aligned} dq_i &= (\partial q_i / \partial y) dy + \sum_j (\partial q_i / \partial p_j) dp_j \\ &= (\partial q_i / \partial y)(dy - \sum_j q_j dp_j) + \sum_j (\partial h_i / \partial p_j) dp_j \quad \forall i \end{aligned} \tag{3}$$

ここで，予算制約式を全微分して得られる

$$\sum_j p_j dq_j = dy - \sum_j q_j dp_j$$

なる関係を(3)式に代入すると，

$$dq_i = (\partial q_i / \partial y) \sum_j p_j dq_j + \sum_j (\partial h_i / \partial p_j) dp_j \quad \forall i$$

この両辺にp_i / yを掛けると，

$$w_i d\ln q_i = \beta_i \sum_j w_j d\ln q_j + \sum_j \gamma_{ij} d\ln p_j \quad \forall i \tag{4}$$

なる微分需要方程式体系が導かれる。但し，β_i，γ_{ij}はそれぞれ

$$\beta_i \equiv p_i \partial q_i / \partial y \quad \forall i$$

$$\gamma_{ij} \equiv (p_i p_j / y)(\partial h_i / \partial p_j) \quad \forall i, j$$

により定義されるパラメータである。β_iは財iの限界配分率（marginal share）であり，総支出が１単位増加したときに財iへの支出がどれだけ変化するかを表す。$\beta_i > 0$ならば財iは正常財，$\beta_i < 0$ならば下級財である。また，$\gamma_{ij} > 0$なら

ば財i, jは互いに代替関係，$\gamma_{ij}<0$ならば互いに補完関係にある。ここで，(4)式を実際に推定可能とするために差分形で近似し（註3）誤差項u_{it}を導入した

$$\overline{w}_{it}\Delta\ln q_{it}=\beta_i\sum_j\overline{w}_{jt}\Delta\ln q_{jt}+\sum_j\gamma_{ij}\Delta\ln p_{jt}+u_{it}\quad\forall i \tag{5}$$

なる差分方程式体系がRotterdam demand systemである（註4）。ここに，

$$\Delta\ln q_{it}\equiv\ln q_{it}-\ln q_{it-1}\quad\forall i,\ t\in\{2,\ldots,T\}$$

$$\Delta\ln p_{jt}\equiv\ln p_{jt}-\ln p_{jt-1}\quad\forall j\in\{1,\ldots,n\},\ t$$

$$\overline{w}_{it}\equiv(w_{it}+w_{it-1})/2\quad\forall i,\ t$$

であり，また誤差項は，

$$E(u_{it})=0\quad\forall i,\ t \tag{6}$$

$$cov(u_{it},u_{jt})=\sigma^*_{ij}<\infty\quad\forall i,\ j,\ t \tag{7}$$

$$cov(u_{it},u_{js})=0\quad\forall i,\ j,\ t,\ s\in\{2,\ldots,T\}\ (s\neq t) \tag{8}$$

なる多変量正規分布に従うと仮定する。但し，σ_{ij}は定数であり，添字t, sは観察時点を表す。

このようなRotterdam demand systemの需要弾力性は，以下の式で与えられる。

支出弾力性（所得弾力性）：

$$\eta_i=\beta_i/w_i\quad\forall i$$

Marshallの価格弾力性（通常の価格弾力性）：

$$\varepsilon_{ij}=\gamma_{ij}/w_i-w_j\eta_i=\gamma_{ij}/w_i-\beta_i w_j/w_i\quad\forall i,\ j$$

Hicksの価格弾力性（補償された価格弾力性）：

$$\varepsilon^*_{ij}=\varepsilon_{ij}+w_j\eta_i=\gamma_{ij}/w_i\quad\forall i,\ j$$

Allenの代替弾力性：

$$\sigma_{ij}=\varepsilon^*_{ij}/w_j=\gamma_{ij}/(w_iw_j)\quad\forall i,\ j$$

この需要体系において，需要理論から導かれる制約条件は，以下のようなパラメータの制約式として表される。

Ⅰ．収支均等（adding-up, summability）条件

$$\sum_i\beta_i=1,\ \sum_i\gamma_{ij}=0\quad\forall j$$

Ⅱ．同次性（homogeneity）条件

$$\sum_j\gamma_{ij}=0\quad\forall i$$

Ⅲ．対称性（symmetry）条件

$$\gamma_{ij}=\gamma_{ji}\quad\forall i,\ j$$

Ⅳ．負性（negativity）条件

$$\gamma_{ii}\leqq 0\quad\forall i$$

Ⅴ．加法性（additivity）条件

$$\gamma_{ij}=\phi(\delta_{ij}\beta_i-\beta_i\beta_j)\quad\forall i,\ j$$

但し，ϕはパラメータ，δ_{ij}はKronecker's delta（$i=j$のとき1，$i\neq j$のとき0）である。

制約条件Ⅰ.は，予算制約$y=\sum_i p_i q_i$が満たされるための条件である。支出比率について常に$\sum_i w_i=1$が成り立つことから，Rotterdam demand systemにおいて収支均等条件は自動的に付加されることになる。制約条件Ⅱ.は，各財に対する需要が総支出と価格に関して0次同次であること，すなわち，総支出と各財の価格が全て定数倍になっても各財に対する需要は不変であって，消費者に貨幣錯覚（money illusion）がないことを意味する。制約条件Ⅲ.は価格変化の代替効果が対称的であること，すなわち，財jの価格変化が財iの需要に及ぼす代替効果$\partial h_i/\partial p_j$と，財$i$の価格変化が財$j$の需要に及ぼす代替効果$\partial h_j/\partial p_i$とが等しいことを表す。また，制約条件Ⅳ.は効用関数が強い意味で擬凹（strictly quasi-concave）であるための，すなわち限界代替率逓減の原理に矛盾しないための条件であり，代数的には，Slutsky代替行列$K\equiv[\partial h_i/\partial p_j]$が半負定値（negative semi-definite）であることを意味する。これら制約条件Ⅰ.～Ⅳ.は，需要量の非負性（non-negativity）条件$q_i\geqq 0\ \forall i$と併せて，(4)式の積分から効用関数を導出できること，すなわち積分可能性（integrability）を保証するもので，需要理論の内部整合性を保持するための一般的制約条件である。

一方，制約条件Ⅴ.は，効用関数の分離可能性(註5)の概念の1つであり，効用関数$u(q)=u(q_1,\ldots,q_n)$が財の集合$\{1,\ldots,n\}$に関して強分離（加法分離）可能（strongly or additively separable）であること，すなわち，$u(q)$が

$$u(q)=F[u_1(q_1)+\ldots+u_n(q_n)] \qquad (9)$$

なる形で表現されることを意味する。ここに，$u_i(q_i)$は財iに対応する部分効用関数，$F(u_1+\ldots+u_n)$は$(u_1+\ldots+u_n)$の単調増加関数である。このとき，2つの財i,jの間の限界代替率$u_i(q)/u_j(q)$（但し，$u_i(q)\equiv\partial u(q)/\partial q_i$）は，$i,j$以外の財の需要量$q_k(k\neq i,j)$には無関係となる。(9)式のような関係は効用関数に単調変換を施すと成立しなくなるので，加法的効用関数は基数的効用概念に基づくものとみなせる。

なお，Rotterdam demand systemに上記の制約条件Ⅰ.～Ⅴ.の1つが課される場合，それより小さい番号の制約条件は全て満たされていることが仮定される。例えば，加法性条件が課される場合には，収支均等条件，同次性条件，対称性条件，ならびに負性条件の成立が仮定されている。

2）仮説検定の枠組み

本稿では，Rotterdam demand systemの推定を通して，以下のような枠組みに従い，需要理論に関する幾つかの仮説について統計的検定を行っていく。

まず，需要体系における定数項の必要性，すなわち，総支出と価格以外の要素が需要に及ぼす影響の有無に関して仮説検定を行う。そのために，需要量の変化を総支出と価格の変化のみで説明する形になっている(5)式に定数項α_iを導入した

$$\overline{w_{it}}\Delta\ln q_{it}=\alpha_i+\beta_i\sum_j\overline{w_{jt}}\Delta\ln q_{jt}+\sum_j\gamma_{ij}\Delta\ln p_{jt}+u_{it}\quad\forall i\qquad(5')$$

なる需要体系を取り上げる。ここで定数項は，習慣形成や嗜好の変化といった消費者選好の趨勢的なシフトの割合を表すものと考えられる。なおこの場合，収支均等条件より$\sum_i\alpha_i=0$なるパラメータの制約が新たに付加される。

次に，定数項の必要性に関する仮説検定の結果に基づき，需要理論から導かれる制約条件を逐次検証していく。すなわち，定数項の必要性が受容された場合には(5′)式に，受容されなかった場合には(5)式に，逐次制約条件を付加しその妥当性を検証する。帰無仮説の対象となる制約条件は，前小節の制約条件Ⅰ．～Ⅴ．のうち同次性条件，対称性条件ならびに加法性条件であり(註6)，対立仮説としては，制約条件なし，ならびに当該帰無仮説よりも番号の小さい各制約条件が採用される。

更に，他財の価格の変化が当該財の需要に与える影響の重要性を検証するために，総支出と当該財の価格のみに依存し，他財の価格とは独立な

$$\overline{w_{it}}\Delta\ln q_{it}=\alpha_i+\beta_i\sum_j\overline{w_{jt}}\Delta\ln q_{jt}+\gamma_{ii}\Delta\ln(p_{it}/p_{nt})+u_{it}\quad\forall i\qquad(10)$$

なる需要体系を，ならびに，価格の変化が需要に与える影響の重要性を検証するために，代替項のない

$$\overline{w_{it}}\Delta\ln q_{it}=\alpha_i+\beta_i\sum_j\overline{w_{jt}}\Delta\ln q_{jt}+u_{it}\quad\forall i\qquad(11)$$

なる需要体系を取り上げて検定の対象とする。(10)式，(11)式は収支均等条件，同次性条件，ならびに対称性条件を満足するので，対立仮説としては，制約条件なし，同次性条件，対称性条件が採用される。但し，(5′)式に対する検定の結果，定数項の必要性が認められなかった場合には，(10)式，(11)式の推定は定数項を除いた形で行うことになる。

需要理論に関わる以上6つの仮説について統計的検定を行うに当たり，検定法としては尤度比検定を用いることにする。すなわち，L_rを当該制約を課したモデル（帰無仮説のモデル）の尤度，L_uを当該制約を課していないモデル（対立仮説のモデル）の尤度とすると，尤度比λは$\lambda\equiv L_r/L_u$と定義され，このとき尤度比検定統計量$LR\equiv-2\ln\lambda$は，両モデルの推定すべきパラメータ数の差を自由度とするχ^2分布に漸近的に従う（Barten [1969], pp. 67-68, Deaton [1974], p. 360）ことを利用する。

なお，特に小標本においては，真の分布はχ^2分布よりも裾が重くなるため，尤

度比検定は棄却の方向にバイアスをもつことになる(註7)。このような尤度比検定統計量の小標本バイアスに対処するための1つの方法として，本稿では，Anderson [1984] によって提示された線形仮説に対する尤度比検定統計量の漸近的拡張(註8)をより一般化した，Italianer [1985] による以下のような修正尤度比検定統計量（以下，修正統計量と略す）(註9)を検定の際に併せて考えることにする(註10)。

$$\overline{LR} \equiv (m/T)LR = -(f_r + f_u)\ln\lambda$$

ここに，

$$f_r \equiv [(n-1)(T-1) - c_r - n(n-1)/2]/[(n-1)(T-1)]$$

$$f_u \equiv [(n-1)(T-1) - c_u - n(n-1)/2]/[(n-1)(T-1)]$$

但し，$(n-1)$は体系における推定すべき方程式数，$(T-1)$は観察データ数，c_r，c_uはそれぞれ当該仮説を課したモデル，課していないモデルにおける体系全体の推定すべきパラメータ数である。

3．データ

分析に供するデータは，総務庁統計局『家計調査年報』における「全国勤労者世帯1世帯当たり年平均1か月間の支出金額（中分類）」，同じく『消費者物価指数年報』における「全国中分類指数」より作成した，1963年から1995年までの33年間にわたる年次データである。本稿では，これら中分類データ中の

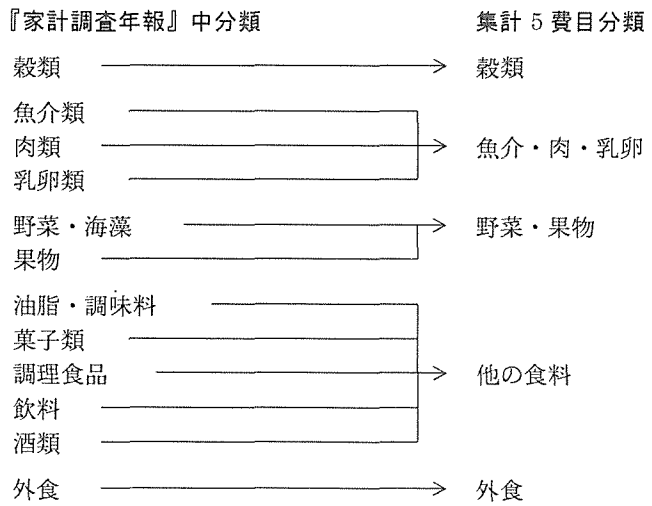

図1　『家計調査年報』における食料費目の中分類と集計5費目分類との対応

食料 12 費目を図 1 のように 5 費目に集計したものを適用する。なお，価格指数については，各基準年におけるウェイトで加重平均して集計した上で，接続計算を施し 1990 年基準の指数に変換する。

4．計測結果と考察

1）制約条件に関する尤度比検定の結果

(5)式ならびに(5)式に各制約条件を課した需要体系を，Zellner [1962] による seemingly unrelated regression (SUR) の効率的推定法に反復を付した iterative seemingly unrelated regression (ITSUR, Kmenta and Gilbert [1968]) (註 11) によって同時推定した (註 12)。表 1 には制約条件に関する尤度比検定の結果が示されている。

まず，定数項の必要性に関する仮説検定を行ったところ，定数項は必要ないという仮説は，修正統計量を用いた場合でも有意水準 1 %で棄却され，定数項の必要性が認められた。このことは，わが国の食料需要を説明する上で，総支出と価格以外の要素，すなわち，習慣形成や嗜好の変化等の影響を無視できないということを意味する。Suruga [1980] で指摘されているように，定数項の妥当性に対する 1 つの解釈として，データの観察期間が長くなるほど総支出と価格以外の要素の重要性が増すことが考えられる。本稿の場合，高度経済成長期を含む 33 年間という比較的長期の時系列データが用いられており，検定結果から，この期間にわが国の食料需要に対する消費者の習慣形成がなされたこと，あるいは，消費者の嗜好が変化してきたことが示唆される。定数項の必要性に関する以上の検定結果に基づき，以下では，定数項を付けた上で他の制約条件を課していくことにする。

次に，他の制約条件に関する検定結果をみると，同次性条件が妥当であるという仮説は有意水準 10 %で採択された。対称性条件が妥当であるという仮説については，対立仮説を制約条件なしとした場合にも，同次性条件とした場合にも，有意水準 5 %で（修正統計量を用いた場合には有意水準 10 %で）採択された。また，加法性条件の妥当性については，対立仮説を制約条件なし，あるいは同次性条件とした場合には有意水準 1 %で，対称性条件とした場合には有意水準 10 %で，それぞれ採択された。更に，他財価格と独立な需要体系の妥当性については，対立仮説を制約条件なし，あるいは同次性条件とし，かつ修正統計量を用いた場合にのみ，有意水準 1 %で辛うじて採択されたが，対立仮説を対称性条件とした場合には有意水準 1 %で棄却された。最後に，代替項のない需要体系が

表 1　制約条件に関する尤度比検定の結果

帰無仮説	対立仮説													
	制約条件なし(定数項あり)					同次性条件					対称性条件			
	自由度	$-2\ln\lambda$	$\chi^2_{0.10}$	$\chi^2_{0.05}$	$\chi^2_{0.01}$	自由度	$-2\ln\lambda$	$\chi^2_{0.10}$	$\chi^2_{0.05}$	$\chi^2_{0.01}$	自由度	$-2\ln\lambda$	$\chi^2_{0.10}$	$\chi^2_{0.05}$	$\chi^2_{0.01}$
制約条件なし (定数項なし)	4	22.632 (16.266)	7.779	9.488	13.277										
同次性条件	4	6.656*** (4.784***)	7.779	9.488	13.277										
対称性条件	10	18.275** (13.564***)	15.987	18.307	23.209	6	11.619** (8.805***)	10.645	12.592	16.812					
加法性条件	19	32.740*	27.204	30.144	36.191	15	26.084*	22.307	24.996	30.578	9	14.464***	14.684	16.919	21.666
他財価格と独立	16	39.443 (30.199*)	23.542	26.296	32.000	12	32.787 (25.615*)	18.549	21.026	26.217	6	21.168 (17.034)	10.645	12.592	16.812
代替項なし	20	68.645 (53.629)	28.412	31.410	37.566	16	61.989 (49.398)	23.542	26.296	32.000	10	50.370 (41.319)	15.987	18.307	23.209

註 1) λ，$-2\ln\lambda$ はそれぞれ尤度比，尤度比検定統計量を表す。

註 2) 括弧内数値は Italianer [1985] による修正尤度比検定統計量。

註 3) $\chi^2_{0.10}$，$\chi^2_{0.05}$，$\chi^2_{0.01}$ はそれぞれ χ^2 分布の 10 %，5 %，1 %臨界値を表す。

註 4) ***，**，* はそれぞれ帰無仮説が有意水準 10 %，5 %，1 %で採択されることを示す。

妥当であるという仮説は，対立仮説をいずれにとっても，有意水準１％で棄却された。

これらの検定結果より，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についてはその妥当性が支持され，後に確認される負性条件の成立と併せて，わが国の消費者行動が食料需要に関して理論整合的であることが認められる。また，加法性条件の妥当性が受容され，効用関数が食料費目間で強分離可能であることが示唆される。加法性条件が妥当であるという仮説は，1953年から1971年までのわが国の消費財に関する５費目分類（食料，住居，光熱，衣料，雑費）のデータにRotterdam demand systemを適用したSuruga [1980]の研究においては明らかに棄却され，強すぎる制約条件であることが示されている。従って，データの観察期間の相違という条件付きではあるが，加法性条件，すなわち効用関数の強分離可能性は，わが国の消費需要一般については成立しないが，食料需要にのみ関していえば，妥当な制約条件でありうることが示唆される。更に，Suruga [1980]においては棄却されている，他財価格と独立な需要体系が妥当であるという仮説については，ここでは対立仮説如何では採択されることが示された。このことから，他財の価格の変化が当該財の需要に与える影響は，消費需要一般においては重要であるが，食料需要に関しては無視しうること，すなわち，当該財の需要は総支出と自己価格の変化，および定数項のみによって説明可能であることが示唆される。また，代替項のない需要体系が妥当であるという仮説の棄却より，価格の変化が需要に与える影響の重要性が確認される。

２）各制約条件下におけるパラメータと需要弾力性の推定結果

表２～表８には各制約条件下におけるパラメータの推定値，ならびに各需要方程式に関する要約統計量として，決定係数とDurbin-Watson統計量が示されている。推定パラメータの符号をみると，加法性条件付加モデルを除いて穀類のβ_iは負値であり，また，その他の４費目のβ_iは正値となっていることより，穀類は下級財，その他の４費目は正常財とみることができよう。γ_{ii}の推定値は，制約条件なしモデル（定数項なし）で外食について正値となっている（註13)が，尤度比検定で妥当と認められた各制約条件下において$\gamma_{ii} \leqq 0 \quad \forall i$を満たしているので，検定することなしに負性条件の成立が確認される。なお，決定係数は計測式が差分形であるためか十分に大きな値とはいえず，特に穀類と外食について相対的に小さくなっている。またDurbin-Watson統計量より，各需要方程式の誤差項について統計的に有意な１階の自己相関は認められない。

次に，各制約条件下におけるMarshallの需要弾力性の推定値を示した表９～表13によって，総支出と価格の変化に対する需要反応の大きさをみてみる。支

表2　Rotterdam demand systemの推定パラメータ（制約条件なしモデルー定数項ありー）

費目 i	推定パラメータ α_i	β_i	γ_{i1}	γ_{i2}	γ_{i3}	γ_{i4}	γ_{i5}	決定係数	Durbin-Watson 統計量
1. 穀類	-0.3307 (0.0869)	-8.8447 (3.4191)	-4.8617 (1.6904)	-2.6811 (3.1254)	1.6630 (0.9223)	9.8845 (4.0344)	-3.2781 (2.7856)	0.3654	1.9426
2. 魚介・肉・乳卵	-0.2012 (0.1016)	46.025 (3.7452)	3.0879 (1.9285)	-11.830 (3.8091)	1.8841 (1.1500)	-2.3216 (5.1120)	11.917 (3.2582)	0.8546	1.5755
3. 野菜・果物	-0.1130 (0.0770)	22.248 (2.9984)	-1.3313 (1.4067)	6.6085 (2.7326)	-6.7877 (0.9075)	0.8797 (3.6924)	0.1649 (2.4887)	0.8613	1.7762
4. 外食	0.3280 (0.0810)	10.847 (3.5645)	0.5179 (1.7107)	5.0435 (3.0444)	1.1645 (1.0146)	-7.4596 (4.2641)	-0.4126 (3.1085)	0.3924	1.7142
5. 他の食料	0.3169 (0.1169)	29.725 (4.2658)	2.5871 (2.0511)	2.8593 (3.9150)	2.0761 (1.2354)	-0.9829 (5.8000)	-8.3907 (3.6957)	—	—

註1) 各推定パラメータおよび標準誤差に 10^2 を乗じた値が示されている。
註2) 括弧内数値は標準誤差。
註3) 決定係数およびDurbin-Watson統計量は，各需要方程式の被説明変数の観察値をそのモデル推定値で説明する回帰から得られたものである。
註4) ― は需要方程式が体系推定から外されていることを示す。
註5) 対数尤度は595.067。

表3　Rotterdam demand systemの推定パラメータ（制約条件なしモデルー定数項なしー）

費目 i	推定パラメータ β_i	γ_{i1}	γ_{i2}	γ_{i3}	γ_{i4}	γ_{i5}	決定係数	Durbin-Watson 統計量
1. 穀類	-9.0994 (3.9312)	-4.8159 (1.9361)	3.1131 (3.2568)	0.4133 (1.1169)	-0.1929 (4.0671)	-0.2419 (3.1317)	0.2068	1.5646
2. 魚介・肉・乳卵	45.870 (3.9230)	3.1158 (1.9824)	-8.3047 (3.3292)	1.1237 (1.0915)	-8.4531 (4.0352)	13.764 (3.3818)	0.8427	1.5505
3. 野菜・果物	22.161 (3.2328)	-1.3155 (1.4563)	8.5876 (2.4952)	-7.2145 (0.9040)	-2.5628 (3.1933)	1.2022 (2.6756)	0.8551	1.7709
4. 外食	11.099 (4.0200)	0.4723 (1.8855)	-0.7031 (3.3182)	2.4038 (1.1402)	2.5350* (4.0602)	-3.4240 (3.4557)	0.2599	1.6261
5. 他の食料	29.969 (4.6559)	2.5432 (2.2608)	-2.6930 (3.8649)	3.2737 (1.2685)	8.6738 (4.8038)	-11.300 (3.6810)	—	—

註1)～註4) 表2に同じ。
註5) 対数尤度は583.751。
註6) *は理論的符号条件を満たさないことを示す。

表4　Rotterdam demand systemの推定パラメータ（同次性条件付加モデル）

費目 i	推定パラメータ α_i	β_i	γ_{i1}	γ_{i2}	γ_{i3}	γ_{i4}	γ_{i5}	決定係数	Durbin-Watson 統計量
1. 穀類	-0.2859 (0.0650)	-8.5513 (3.4934)	-4.9080 (1.6210)	-2.2080 (3.1630)	1.5526 (0.9676)	8.6832 (3.9273)	-3.1198 (2.9867)	0.3543	1.9013
2. 魚介・肉・乳卵	-0.0323 (0.0817)	47.131 (4.4971)	2.9127 (2.1236)	-10.046 (3.9571)	1.4681 (1.2725)	-6.8474 (4.7681)	12.513 (3.3337)	0.8273	1.5395
3. 野菜・果物	-0.1417 (0.0610)	22.060 (3.1575)	-1.3016 (1.4785)	6.3051 (2.6996)	-6.7169 (0.8956)	1.6500 (3.6254)	0.0633 (2.6792)	0.8602	1.7494
4. 外食	0.2573 (0.0670)	10.383 (3.4402)	0.5913 (1.6372)	4.2961 (3.1917)	1.3386 (0.9982)	-5.5639 (3.8773)	-0.6621 (2.7372)	0.3671	1.7808
5. 他の食料	0.2027 (0.0867)	28.976 (4.3437)	2.7056 (2.1123)	1.6529 (4.0565)	2.3576 (1.3519)	2.0782 (5.4565)	-8.7942 (3.7110)	—	—

註1)～註4) 表2に同じ。
註5) 対数尤度は591.739。

表5　Rotterdam demand systemの推定パラメータ（対称性条件付加モデル）

費目 i	推定パラメータ α_i	β_i	γ_{i1}	γ_{i2}	γ_{i3}	γ_{i4}	γ_{i5}	決定係数	Durbin-Watson 統計量
1. 穀類	-0.2000 (0.0589)	-6.2804 (2.9134)	-4.7549 (1.4268)	1.8817 (1.7557)	0.3991 (0.8265)	1.5072 (1.6613)	0.9669 (1.5800)	0.2662	1.8083
2. 魚介・肉・乳卵	-0.1287 (0.0812)	43.277 (4.1761)	1.8817 (1.7557)	-13.507 (4.0365)	2.6902 (1.1324)	2.3029 (3.2135)	6.6325 (3.0076)	0.8050	1.4333
3. 野菜・果物	-0.1709 (0.0527)	24.000 (2.5006)	0.3991 (0.8265)	2.6902 (1.1324)	-6.0888 (0.8711)	1.7159 (0.9971)	1.2836 (1.1334)	0.8491	1.6674
4. 外食	0.2385 (0.0716)	11.258 (3.4436)	1.5072 (1.6613)	2.3029 (3.2135)	1.7159 (0.9971)	-5.2393 (4.4839)	-0.2867 (2.8866)	0.3553	1.7233
5. 他の食料	0.2610 (0.0743)	27.746 (4.1184)	0.9669 (1.5800)	6.6325 (3.0076)	1.2836 (1.1334)	-0.2867 (2.8866)	-8.5964 (3.3586)	—	—

註1)～註4) 表2に同じ。
註5) 対数尤度は585.930。

表6　Rotterdam demand systemの推定パラメータ（加法性条件付加モデル）

費目 i	推定パラメータ α_i	推定パラメータ β_i	決定係数	Durbin-Watson統計量
1. 穀類	-0.2677 (0.0624)	0.4100 (2.6369)	0.0001	1.7986
2. 魚介・肉・乳卵	-0.0868 (0.0786)	39.385 (3.5779)	0.7849	1.4614
3. 野菜・果物	-0.1341 (0.0501)	22.009 (2.5269)	0.8510	1.6064
4. 外食	0.2413 (0.0536)	10.832 (2.9119)	0.3360	1.8852
5. 他の食料	0.2473 (0.0712)	27.364 (2.9932)	—	—
	ϕ =-36.982 (5.4350)			

註1)～註4) 表2に同じ。
註5) 対数尤度は，578.697。

表7　Rotterdam demand systemの推定パラメータ（他財価格と独立なモデル）

費目 i	推定パラメータ α_i	推定パラメータ β_i	推定パラメータ γ_{ii}	決定係数	Durbin-Watson統計量
1. 穀類	-0.1997 (0.0584)	-4.5094 (2.8514)	-2.6034 (1.1855)	0.2075	2.0273
2. 魚介・肉・乳卵	-0.0401 (0.0701)	40.150 (3.9346)	-5.7170 (2.9783)	0.7893	1.4793
3. 野菜・果物	-0.1862 (0.0592)	27.097 (2.8427)	-4.3509 (0.9521)	0.8059	1.7896
4. 外食	0.2187 (0.0611)	9.4195 (3.4784)	-0.0741 (3.1662)	0.2535	2.0807
5. 他の食料	0.2072 (0.0779)	27.844 (4.2232)	-12.745 (3.8210)	—	—

註1)～註4) 表2に同じ。
註5) 対数尤度は，575.346。

表8　Rotterdam demand systemの推定パラメータ（代替項なしモデル）

費目 i	推定パラメータ α_i	推定パラメータ β_i	決定係数	Durbin-Watson統計量
1. 穀類	-0.2129 (0.0613)	-5.0925 (2.7844)	0.0820	2.1142
2. 魚介・肉・乳卵	-0.0212 (0.0787)	36.447 (3.7072)	0.7257	1.7259
3. 野菜・果物	-0.2422 (0.0801)	27.271 (3.8687)	0.6000	1.8432
4. 外食	0.2181 (0.0570)	9.3681 (2.8475)	0.2530	2.0833
5. 他の食料	0.2583 (0.0773)	32.007 (3.7266)	—	—

註1)～註4) 表2に同じ。
註5) 対数尤度は，560.745。

表9　Marshallの需要弾力性の推定値（制約条件なしモデルー定数項ありー）

i	支出弾力性 η_i	価格弾力性 ε_{i1}	ε_{i2}	ε_{i3}	ε_{i4}	ε_{i5}
1. 穀類	-0.5929 (0.2292)	-0.2375 (0.1055)	-0.0056 (0.2324)	0.2161 (0.0713)	0.7374 (0.2849)	-0.0688 (0.1589)
2. 魚介・肉・乳卵	1.5667 (0.1275)	-0.1286 (0.0600)	-0.8630 (0.1372)	-0.2123 (0.0435)	-0.2766 (0.1829)	0.0069 (0.0987)
3. 野菜・果物	1.2611 (0.1700)	-0.2636 (0.0734)	0.0041 (0.1695)	-0.6072 (0.0581)	-0.1092 (0.2198)	-0.3116 (0.1234)
4. 外食	0.8600 (0.2826)	-0.0872 (0.1250)	0.1472 (0.2675)	-0.0594 (0.0949)	-0.6999 (0.3577)	-0.2516 (0.2123)
5. 他の食料	1.1679 (0.1676)	-0.0726 (0.0741)	-0.2307 (0.1638)	-0.1245 (0.0562)	-0.1859 (0.2402)	-0.6269 (0.1242)

註1) データの標本平均において評価した値である。
註2) 括弧内数値は標準誤差。

表10　Marshallの需要弾力性の推定値（制約条件なしモデルー定数項なしー）

i	支出弾力性 η_i	価格弾力性 ε_{i1}	ε_{i2}	ε_{i3}	ε_{i4}	ε_{i5}
1. 穀類	-0.6100 (0.2635)	-0.2319 (0.1219)	0.3879 (0.2349)	0.1353 (0.0880)	0.0640 (0.2955)	0.1390 (0.1741)
2. 魚介・肉・乳卵	1.5614 (0.1335)	-0.1269 (0.0650)	-0.7414 (0.1253)	-0.2372 (0.0443)	-0.4847 (0.1478)	0.0711 (0.0965)
3. 野菜・果物	1.2562 (0.1833)	-0.2620 (0.0786)	0.1178 (0.1526)	-0.6306 (0.0619)	-0.3037 (0.1967)	-0.2516 (0.1288)
4. 外食	0.8800 (0.3187)	-0.0938 (0.1420)	-0.3143 (0.2900)	0.0353 (0.1060)	0.0900* (0.3481)	-0.4955 (0.2322)
5. 他の食料	1.1774 (0.1829)	-0.0757 (0.0851)	-0.4517 (0.1671)	-0.0791 (0.0584)	0.1923 (0.2033)	-0.7437 (0.1198)

註1)，註2) 表9に同じ。
註3) *は理論的符号条件を満たさないことを示す。

表11　Marshallの需要弾力性の推定値（同次性条件付加モデル）

i	支出弾力性 η_i	価格弾力性 ε_{i1}	ε_{i2}	ε_{i3}	ε_{i4}	ε_{i5}
1. 穀類	-0.5733 (0.2342)	-0.2435 (0.0996)	0.0204 (0.2397)	0.2052 (0.0724)	0.6544 (0.2789)	-0.0632 (0.1668)
2. 魚介・肉・乳卵	1.6044 (0.1531)	-0.1402 (0.0668)	-0.8133 (0.1526)	-0.2331 (0.0479)	-0.4354 (0.1724)	0.0176 (0.0910)
3. 野菜・果物	1.2505 (0.1790)	-0.2603 (0.0784)	-0.0099 (0.1746)	-0.6014 (0.0575)	-0.0642 (0.2164)	-0.3147 (0.1275)
4. 外食	0.8233 (0.2728)	-0.0759 (0.1208)	0.0988 (0.2764)	-0.0391 (0.0863)	-0.5450 (0.3260)	-0.2620 (0.1834)
5. 他の食料	1.1385 (0.1707)	-0.0635 (0.0787)	-0.2695 (0.1761)	-0.1082 (0.0598)	-0.0619 (0.2242)	-0.6353 (0.1234)

註）表9に同じ。

表 12　Marshall の需要弾力性の推定値（対称性条件付加モデル）

i	支出弾力性 η_i	価格弾力性 ε_{ij}				
		ε_{i1}	ε_{i2}	ε_{i3}	ε_{i4}	ε_{i5}
1. 穀類	-0.4210	-0.2560	0.2498	0.1010	0.1541	0.1720
	(0.1953)	(0.0956)	(0.1422)	(0.0629)	(0.1192)	(0.1025)
2. 魚介・肉・乳卵	1.4732	-0.1557	-0.8926	-0.1683	-0.1074	-0.1492
	(0.1422)	(0.0583)	(0.1563)	(0.0421)	(0.1151)	(0.0902)
3. 野菜・果物	1.3604	-0.1803	-0.2472	-0.5851	-0.0743	-0.2735
	(0.1418)	(0.0486)	(0.0826)	(0.0534)	(0.0625)	(0.0677)
4. 外食	0.8926	-0.0137	-0.0796	-0.0214	-0.5280	-0.2499
	(0.2730)	(0.1212)	(0.2702)	(0.0864)	(0.3743)	(0.1984)
5. 他の食料	1.0901	-0.1246	-0.0597	-0.1419	-0.1488	-0.6152
	(0.1618)	(0.0626)	(0.1411)	(0.0515)	(0.1228)	(0.1157)

註）表 9 に同じ。

表 13　Marshall の需要弾力性の推定値（加法性条件付加モデル，他財価格と独立なモデル，代替項なしモデル）

i	加法性条件付加モデル						他財価格と独立なモデル		代替項なしモデル
	支出弾力性 η_i	価格弾力性 ε_{ij}					支出弾力性 η_i	自己価格弾力性 ε_{ii}	支出弾力性 η_i
		ε_{i1}	ε_{i2}	ε_{i3}	ε_{i4}	ε_{i5}			
1. 穀類	0.0275	-0.0142	-0.0041	-0.0026	-0.0024	-0.0042	-0.3023	-0.1294	-0.3414
	(0.1768)	(0.0918)	(0.0260)	(0.0168)	(0.0152)	(0.0270)	(0.1912)	(0.0872)	(0.1867)
2. 魚介・肉・乳卵	1.3407	-0.1980	-0.6944	-0.1274	-0.1154	-0.2056	1.3667	-0.5961	1.2407
	(0.1218)	(0.0242)	(0.0640)	(0.0186)	(0.0236)	(0.0346)	(0.1339)	(0.1259)	(0.1262)
3. 野菜・果物	1.2476	-0.1842	-0.1848	-0.5799	-0.1074	-0.1913	1.5360	-0.5176	1.5459
	(0.1432)	(0.0287)	(0.0464)	(0.0509)	(0.0242)	(0.0392)	(0.1611)	(0.0601)	(0.2193)
4. 外食	0.8588	-0.1268	-0.1272	-0.0816	-0.3915	-0.1317	0.7468	-0.1001	0.7428
	(0.2309)	(0.0358)	(0.0429)	(0.0239)	(0.1099)	(0.0382)	(0.2758)	(0.2752)	(0.2258)
5. 他の食料	1.0751	-0.1587	-0.1592	-0.1022	-0.0925	-0.5624	1.0940	-0.7792	1.2575
	(0.1176)	(0.0222)	(0.0362)	(0.0169)	(0.0182)	(0.0643)	(0.1659)	(0.0795)	(0.1464)

註）表 9 に同じ。

表 14　各制約条件下における平均情報不正確度の比較

	制約条件なし（定数項あり）	制約条件なし（定数項なし）	同次性条件	対称性条件	加法性条件	他財価格と独立	代替項なし
1. 穀類	22.029	30.358	22.366	24.325	30.414	25.616	28.744
	(27.687)	(47.962)	(28.819)	(31.022)	(42.368)	(35.509)	(43.538)
2. 魚介・肉・乳卵	14.366	15.856	16.697	18.691	20.516	19.923	25.618
	(24.271)	(25.087)	(24.427)	(28.586)	(33.220)	(33.068)	(49.513)
3. 野菜・果物	14.844	15.718	14.977	15.975	16.107	20.809	42.515
	(16.260)	(17.337)	(16.506)	(15.724)	(15.936)	(24.263)	(51.103)
4. 外食	26.877	37.882	27.964	28.588	28.947	31.483	31.497
	(31.020)	(48.692)	(32.193)	(35.079)	(37.159)	(41.282)	(41.245)
5. 他の食料	16.594	21.468	17.994	19.001	19.319	21.559	24.007
	(18.767)	(30.298)	(21.828)	(23.162)	(22.362)	(31.360)	(30.351)
全体	94.710	121.281	99.997	106.580	115.303	119.390	152.381
	(58.932)	(90.702)	(60.958)	(65.924)	(68.855)	(86.079)	(114.314)
全体（自由度修正済）	121.229	149.270	123.074	124.020	124.023	131.741	162.540
entropy 測度	0.3336	0.3298	0.3511	0.3450	0.3541	0.3444	0.3395
	(0.1065)	(0.1003)	(0.0805)	(0.0760)	(0.0808)	(0.0676)	(0.0639)

註 1) 情報不正確度の単位は 10^{-6} Nits。

註 2) 括弧内数値は標準偏差。

出弾力性の推定値は，どの制約条件下でも，穀類と外食について絶対値で1より小さく，魚介・肉・乳卵，野菜・果物，および他の食料について1より大きくなっている。このことは，本稿の集計5費目分類においては，主食の穀類は下級財，外食は必需財，副食・嗜好品を多く含む魚介・肉・乳卵，野菜・果物，および他の食料は奢侈財として分類されることを意味している。外食が生活必需財と推定されたことは，学校給食を始めとして，外食がわが国の食生活にとって必要不可欠の存在となっていることを示唆するものである。また，価格弾力性の推定値はどの制約条件下でも全て絶対値で1より小さいことから，わが国の食料需要は，当該財の価格に対しても，他財の価格に対しても非弾力的であることが認められ，自己価格に対しては，穀類の需要が最も非弾力的，魚介・肉・乳卵の需要が相対的に最も弾力的となっている。

ここで，需要理論との整合性を満たしている対称性条件付加モデルの場合を取り上げてみると，表5におけるγ_{ij}（$i \neq j$）の推定値の符号より，外食と他の食料のみが互いに補完財であり，その他の費目の組み合わせは全て代替関係にあることがみてとれる。一方，表12におけるMarshallの価格弾力性の推定値については，交差弾力性20通り中16通りにおいて粗補完関係が示されている。このことは，多くの費目間において価格変化の所得効果が代替効果を凌駕していることを意味する。

3）各制約条件下における需要体系の適合度の比較

表2～表8に示される決定係数は，各需要方程式の適合度に関する統計量であって，これらからは需要体系全体の説明力を捉えることはできない。そこで，同時方程式からなる体系全体の統計的な当てはまりのよさを表す指標として，ここでは，Theil [1965] により提示された情報理論に基づく適合度の尺度である情報不正確度（information inaccuracy）を用いることによって，各制約条件下における需要体系の説明力を比較・検討することにする。需要方程式の情報不正確度は，支出比率の観察値をその推定値で説明するときの不正確さの尺度として，

$$I_t \equiv \sum_i w_{it} \ln(w_{it}/\hat{w}_{it})$$

により定義される。但し，$\hat{}$は推定値であることを表す（註14）。$I_t \geqq 0$であり，I_tが小さいほど体系全体の当てはまりがよいことを示す。特に，

$$w_{it} = \hat{w}_{it} \quad \forall i$$

が成り立つとき，すなわち，体系全体の適合度が100％のとき$I_t = 0$となる。なお，情報不正確度の単位はNit (natural logarithmic digit) である。また，Strobel [1982] によると，I_tは，

$$I_{it} \equiv \hat{w}_{it} - w_{it} + w_{it} \ln(w_{it}/\hat{w}_{it}) \quad \forall i, \quad I_t = \sum_i I_{it}$$

のように，財iの需要方程式がI_tに寄与する部分$I_{it} \geqq 0$の和に分解される。このとき，体系全体の説明力の方程式間不均等度を表す指標として次式のようなentropy 測度E_t（Theil [1967], Stigler [1968]）を定義することができる（註 15)。

$$\ln E_t \equiv \sum_i (I_{it}/I_t)\ln(I_{it}/I_t)$$

E_tは当てはまりの悪さが特定の方程式に偏るほどその値が大きくなり，体系全体の情報不正確度への寄与率が方程式間で完全に均等のとき最小値$1/n$を，また，当てはまりの悪さが 1 本の方程式のみに起因するとき最大値1をとる。本稿の場合は$E_t \in [1/5, 1]$である。

表 14 には観察期間におけるI_t，I_{it}，E_tの算術平均$\overline{I}$，$\overline{I_i}$，$\overline{E}$，とそれらの標準偏差，ならびに，体系全体の平均情報不正確度を自由度に関して修正した，

$$\overline{Ic} \equiv \overline{I}(n-1)(T-1)/[(n-1)(T-1)-c]$$

なる指標が示されている。但し，cは体系全体の推定すべきパラメータ数を表す。体系全体における自由度修正済みの平均情報不正確度をみると，尤度比検定でその妥当性が認められなかった，制約条件なしモデル（定数項なし）と代替項なしモデルについて際立って大きな値を示している。その他のモデルについては，制約条件なしモデル（定数項あり）から，同次性条件付加モデル，対称性条件付加モデル，加法性条件付加モデルへと，付加される制約条件が増すにつれて僅かずつその値が大きくなり，他財価格と独立なモデルではやや大きな値となっている。このことから，制約条件を課すことによって需要体系全体の説明力は低下するが，その制約条件が統計的に妥当なものであれば低下の度合いは小さく，一方，その制約条件の妥当性が認められない場合には著しく低下することが示唆されよう。各需要方程式の平均情報不正確度については，代替項なしモデルを除いて，決定係数の低かった穀類と外食でその値が大きく，各需要方程式の当てはまりに関して，両指標の整合性がほぼ保持されていることがみてとれる。また，entropy 測度はどの制約条件下においても似通った値を示していることから，モデルの説明力の方程式間不均等度は，制約条件にはほとんど影響を受けていないとみて差し支えないであろう。

5．結

本稿では，わが国の食料需要に関する 1963 年から 1995 年にわたる集計 5 費目分類の年次データに Rotterdam demand system を適用し，需要理論に関する幾つかの仮説を尤度比検定によって検証するとともに，各制約条件下におけるパラメータと需要弾力性の推定結果，ならびにモデルの適合度について比較・検討

を行った。これらの分析より得られた結論は以下のように要約される。

まず，制約条件に関する尤度比検定の結果および推定パラメータの符号より，第1に，需要体系において定数項は必要であり，わが国の食料需要を説明する上で，習慣形成や嗜好の変化といった，総支出と価格以外の要素の影響を無視できないこと，第2に，同次性条件，対称性条件，負性条件という需要理論の要請する一般的制約条件は，いずれもその妥当性が認められ，わが国の食料需要の理論整合性が支持されること，第3に，加法性条件の妥当性が受容され，効用関数が食料費目間で強分離可能であること，第4に，他財価格と独立な需要体系の妥当性は，対立仮説如何では採択され，他財の価格の変化が当該財の需要に与える影響は，食料需要に関しては無視しうること，第5に，代替項のない需要体系の妥当性は否定され，食料需要を説明する上で価格は不可欠な要素であること，が示された。

次に，Marshallの需要弾力性の推定結果より，第1に，本稿の集計5費目分類においては，穀類は下級財，外食は必需財，魚介・肉・乳卵，野菜・果物，および他の食料は奢侈財と推定されること，第2に，価格弾力性は自己弾力性，交差弾力性ともに非弾力的であり，自己価格に対しては穀類の需要が最も非弾力的，魚介・肉・乳卵の需要が相対的に最も弾力的であること，第3に，価格変化の所得効果が代替効果を凌駕し，互いに代替財でありながら粗補完関係にある費目が多くみられること，が確認された。

更に，自由度修正済み平均情報不正確度の比較より，制約条件を課すことによる需要体系全体の説明力の低下の程度は，尤度比検定によって当該制約条件の妥当性が受容される場合には小さく，受容されない場合には相対的に大きいこと，また，entropy測度の比較より，説明力の需要方程式間不均等度は制約条件にはほとんど依存しないこと，が示唆された。

なお，ある制約条件が妥当であるという仮説が統計的検定によって棄却された場合，そのことは，当該制約条件が無効であることを直ちに意味するものではなく，モデルの特定化における問題，あるいはデータを集計する過程で生ずるバイアス（aggregation bias）に起因することも十分に考えられる。従って，本稿の結論は，設定された分析モデル，データ，ならびに検定方法等の下で得られた条件付きのものではあるが，この点を踏まえた上で受け入れるならば，わが国の食料需要研究に対して若干の有益なファインディングズを示すものとなりえよう。

（註）

（註 1）この需要体系に対する“Rotterdam...”という名称は，モデルを定式化した A.P. Barten と H. Theil の当時の居住地に因み，“Rotterdam differential logarithmic model”という形で，Parks [1969] によって初めて与えられたものである。

（註 2）本稿では，分析の焦点を食料需要に絞るため，消費者の効用関数に関して，食料に対する需要が他の財に対する需要から分離可能であることを暗黙裡に仮定している。効用関数の分離可能性は，消費者がまず第 1 段階において，例えば食料，住居，被服，．．．といった種々の財グループに対する支出の配分を決定し，次に第 2 段階において，各財グループの部分効用関数を極大化するようにグループ内の諸品目に対する支出の配分を決定する，という 2 段階予算配分（two-stage budgeting）を意味する。本稿で推定される需要体系は，そのうち第 2 段階の需要に関するもの（conditional or second-stage demand system; Moschini, *et al* [1994]）である。なお，2 段階予算配分については，Gorman [1959]，Deaton and Muellbauer [1980b], pp. 123-127 等を参照されたい。

（註 3）Rotterdam demand system の計測式は，微分方程式を差分方程式で近似したものであるため，(5)式を任意の効用関数に積分できるのは観察期間がごく短期間の場合に限られ，現実の計量分析に適用される場合には積分不可能性の問題が生ずることになる。この点に関する議論の詳細は，Deaton [1974], p. 345 を参照されたい。

（註 4）本稿で推定される基本的な需要体系である(5)式は，絶対水準で評価した価格を用いていることから，絶対価格版（absolute price version）の Rotterdam demand system といわれる。これに対して，

$$\overline{w}_{it}\Delta\ln q_{it}=\beta_i\sum_j\overline{w}_{jt}\Delta\ln q_{jt}+\sum_j\nu_{ij}(\Delta\ln p_{jt}-\Delta\ln P)+u_{it}\quad\forall i$$

$$\Delta\ln P\equiv\sum_i\beta_i\Delta\ln p_{it}$$

で与えられる需要体系（ν_{ij}はパラメータ）は，$\Delta\ln p_{jt}$が差分形の Frisch の価格指数$\Delta\ln P$によってデフレートされた形となっていることから，相対価格版（relative price version）の Rotterdam demand system といわれる。絶対価格版は，需要理論から導かれる制約条件をパラメータの等式制約として表現し，それらの妥当性を尤度比検定等により直接検定することができるという長所を有するのに対し，相対価格版は，推定すべきパラメータが相対的に少なくて済むので，計測対象とする財の数が観察データ数に比して多い場合に有効である。

（註 5）効用関数の分離可能性についての詳細は，Goldman and Uzawa [1964]

を参照されたい。

(註 6) 体系に自動的に付加される収支均等条件は，本稿における検証の対象とはなりえない。一方，パラメータの等式制約として表現することができない負性条件については，ここでは尤度比検定の対象とはしていないが，後節で示されるように，制約条件なしモデル（定数項あり），同次性条件付加モデル，対称性条件付加モデルのいずれにおいても$\gamma_{ii} \leqq 0 \ \forall i$が満たされているので，定数項を伴う場合には，結果的に負性条件の妥当性は受容されたことになる。なお，Barten and Geyskens [1975] は，Cholesky 分解を用いた負性条件下の推定方法を提示し，黒田 [1989] はこの方法によって translog demand system（Christensen, *et al.* [1975]）の推定を行っている。

(註 7) Laitinen [1978]，Meisner [1979] は，それぞれ需要体系の同次性条件，対称性条件に関する尤度比検定が棄却の方向にバイアスをもつことを示している。

(註 8) Anderson [1984], pp. 316-318。

(註 9) Italianer [1985] による方法が尤度比検定統計量の小標本バイアスを修正するのに有効であることは，De Boer and Harkema [1989] の Monte Carlo 実験によって例証されている。

(註 10) 但し，パラメータの非線形制約式として表される加法性条件に関する仮説検定の場合を除く。

(註 11) 誤差項に関する仮定(6)～(8)式の下で，ITSUR はパラメータの最尤推定値を与える（Oberhofer and Kmenta [1974]）。なお，常に$\Sigma_i w_i = 1$が成り立ち収支均等条件が満たされるため，需要方程式のうちの 1 本は独立でなくなり，誤差項の分散共分散行列は特異となる。従って，これを非特異化するため，需要方程式のうちの 1 本が体系推定から外されるが，どの需要方程式が外されても推定結果は不変である（Barten [1969], pp. 24-27）。本稿においては，他の食料の需要方程式を体系推定から外すことにする。

(註 12) 計測は SHAZAM (White [1978]) version 7.0 による。なお，需要体系に加法性条件を課した場合には，準 Newton 法の一種である Davidon-Fletcher-Powell (DFP) 法によって非線形推定し，それ以外の場合には線形推定を行う。

(註 13) 定数項のない場合に負性条件が妥当であるかどうかを判断するためには，負性条件を課した上で需要体系を推定して検定を行う必要がある((註 6) 参照)。

(註 14) Rotterdam demand system における支出比率の推定値は以下のように導出される（Theil [1971], p. 329, pp. 646-647）。支出比率の定義式$w_i = p_i q_i / y$の全微分より，

$$dw_i = (q_i/y)dp_i + (p_i/y)dq_i - (p_i q_i/y^2)dy$$

$= w_i d\ln p_i + w_i d\ln q_i - w_i d\ln y$

両辺の各項を差分形で近似して，

$\Delta w_{it} = \overline{w}_{it}\Delta\ln p_{it} + \overline{w}_{it}\Delta\ln q_{it} - \overline{w}_{it}(\sum_j \overline{w}_{jt}\Delta\ln p_{jt} + \sum_j \overline{w}_{jt}\Delta\ln q_{jt})$

ここで，Rotterdam demand system の被説明変数と一致する右辺第2項にモデル推定値を代入することによって，Δw_{it}の推定値が得られる。なお，右辺の他の項は相対価格と総支出の変化に関する項で，これらは需要理論より所与とみなされる。従って，

$\hat{w}_{it} = w_{it-1} + \Delta\hat{w}_{it}$

より，支出比率の推定値が得られる。

(註 15) ここで用いる entropy 測度は，Stigler [1968], pp. 31-36 による。なお，例えば Theil [1967], pp. 121-123 では，E_tの逆数の自然対数値

$-\sum_i (I_{it}/I_t)\ln(I_{it}/I_t) \in [0, \ln n]$

を entropy 測度として定義している。

引用・参考文献

Anderson, T.W. [1984], *An Introduction to Multivariate Statistical Analysis*, 2nd ed., John Wiley & Sons, New York, N.Y.

Barnett, W.A. [1979], "Theoretical Foundation for the Rotterdam Model," *Review of Economic Studies*, Vol. 46, No. 1, pp. 109-130.

Barten, A.P. [1964], "Consumer Demand Functions under Conditions of Almost Additive Preferences," *Econometrica*, Vol. 32, Nos. 1-2, pp. 1-38.

Barten, A.P. [1969], "Maximum Likelihood Estimation of a Complete System of Demand Equations," *European Economic Review*, Vol. 1, No. 1, pp. 7-73.

Barten, A.P. [1977], "The Systems of Consumer Demand Functions Approach: A Review," *Econometrica*, Vol. 45, No. 1, pp. 23-51.

Barten, A.P. and E. Geyskens [1975], "The Negativity Condition in Consumer Demand," *European Economic Review*, Vol. 6, pp. 227-260.

Brown, J.A.C. and A.S. Deaton [1972], "Surveys in Applied Economics: Models of Consumer Behaviour," *Economic Journal*, Vol. 82, pp. 1145-1236.

Christensen, L.R., D.W. Jorgenson and L.J. Lau [1975], "Transcendental Logarithmic Utility Functions," *American Economic Review*, Vol. 65, No.3, pp. 367-383.

Deaton, A.S. [1974], "The Analysis of Consumer Demand in the United Kingdom, 1900-1970," *Econometrica*, Vol. 42, No. 2, pp. 341-367.

Deaton, A.S. and J. Muellbauer [1980a], "An Almost Ideal Demand System," *American Economic Review*, Vol. 70, No. 3, pp. 312-326.

Deaton, A.S. and J. Muellbauer [1980b], *Economics and Consumer Behavior*, Cambridge University Press, Cambridge.

De Boer, P.M.C. and R. Harkema [1989], "Some Evidence on the Performance of Size Correction Factors in Testing Consumer Demand Models," *Economics Letters*, Vol. 29, No. 4, pp. 311-315.

Gallant, A.R. [1975], "Seemingly Unrelated Nonlinear Regressions," *Journal of Econometrics*, Vol. 3, pp. 35-50.

Goldman, S.M. and H. Uzawa [1964], "A Note on Separability in Demand Analysis," *Econometrica*, Vol. 32, No. 3, pp. 387-398.

Gorman, W.M. [1959], "Separable Utility and Aggregation," *Econometrica*, Vol. 27, No. 3, pp. 469-481.

橋本紀子 [1986]「ロッテルダム・モデルによる需要理論の検証 ― 日本の場合：1963 ～ 1983 ― 」『季刊理論経済学』第 37 巻 , 第 3 号 , pp. 271-275.

橋本紀子 [1995]『日本経済の成長と消費構造の変化』関西大学経済・政治研究所 .

Italianer, A. [1985], "A Small-Sample Correction for the Likelihood Ratio Test," *Economics Letters*, Vol. 19, pp. 315-317.

Kmenta, J. and R.F. Gilbert [1968], "Small Sample Properties of Alternative Estimators of Seemingly Unrelated Regressions," *Journal of American Statistical Association*, Vol. 63, pp. 1180-1200.

黒田昌裕 [1989]『一般均衡の数量分析』岩波書店 .

Laitinen, K. [1978], "Why Is Demand Homogeneity So Often Rejected?," *Economics Letters*, Vol. 1, pp. 187-191.

松田敏信 [1996]「家計生鮮野菜需要の代替関係に関する需要体系分析」日本農業経営学会『農業経営研究』第 34 巻 , 第 3 号 , pp. 66-69.

Meisner, J.F. [1979], "The Sad Fate of the Asymptotic Slutsky Symmetry Test for Large Systems," *Economics Letters*, Vol. 2, pp. 231-233.

Oberhofer, W. and J. Kmenta [1974], "A General Procedure for Obtaining Maximum Likelihood Estimates in Generalized Regression Models," *Econometrica*, Vol. 42, No. 3, pp. 579-590.

Parks, R.W. [1969], "Systems of Demand Equations: An Empirical

Comparison of Alternative Functional Forms," *Econometrica*, Vol. 37, No. 4, pp. 629-650.

Sasaki, K. [1993], "The Structure of Food Demand in Japan: An Application of the Rotterdam System," *Agribusiness*, Vol. 9, No. 5, pp. 425-439.

澤田学 [1981]「Almost Ideal Demand System と食料需要分析」『北海道大学農経論叢』第 37 集, pp. 151-182.

澤田学 [1984]「階層的需要体系と食料需要分析」『農業経済研究』第 56 巻, 第 3 号, pp. 163-173.

澤田裕 [1980a]「肉類需要における代替関係の計測 — ロッテルダム・モデルによる接近 — 」『農業経済研究』第 52 巻, 第 3 号, pp. 101-109.

澤田裕 [1980b]「食料需要体系の計測 — ロッテルダム需要体系による接近 — 」『北星論集』第 18 号, pp. 147-161.

Stigler, G.J. [1968], *The Organization of Industry*, R.D. Irwin, Homewood, Ill., reprinted by University of Chicago Press, Chicago Ill., 1983.

Strobel, D. [1982], "Determining Outliers in Multivariate Surveys by Decomposition of a Measure of Information," *American Statistical Association 1982 Proceedings of the Business and Economic Statistics Section*, pp. 31-35.

Suruga, T. [1980], "Testing the Rotterdam Demand Model on the Japanese Expenditure Pattern," *Economic Review*, Vol. 31, No. 4, pp. 368-374.

駿河輝和 [1985]『消費の数量経済分析』大阪府立大学経済学部.

Theil, H. [1965], "The Imformation Approach to Demand Analysis," *Econometrica*, Vol. 33, No. 1, pp. 67-87.

Theil, H. [1967], *Economics and Information Theory*, North-Holland, Amsterdam.

Theil, H. [1971], *Principles of Econometrics*, North-Holland, Amsterdam.

Theil, H. [1975-1976], *Theory and Measurement of Consumer Demand*, Vols. 1 and 2, North-Holland, Amsterdam.

Theil, H. [1980], *System-Wide Approach to Microeconomics*, University of Chicago Press, Chicago, Ill.

White, K.J. [1978], "A General Computer Program for Econometric Methods — SHAZAM," *Econometrica*, Vol. 46, No. 1, pp. 239-240.

Zellner, A. [1962], "An Efficient Method of Estimating Seemingly Unrelated Regression and Test for Aggregation Bias," *Journal of American Statistical Association*, Vol. 57, pp. 348-368.