

食料需要体系の計測

— ロッテルダム需要体系による接近 —

澤 田 裕

目 次

1. は じ め に
2. 分 析 モ デ ル
3. 計 測 結 果
4. む す び

1. は じ め に

わが国の食料消費は戦後、質・量にわたって大きな変化をとげてきた。すなわち、米を中心とする澱粉質食料の消費量の低下、野菜・果物等の消費量の増大とその品目の多様化、さらに、肉・牛乳・乳製品・卵等の動物性蛋白質食料のめざましい増大、魚介類の増加等である。

本稿では、このような食料消費の変化を所得と価格の変化で説明しようとする。

従来、このような需要分析は単一方程式アプローチが多かったが、我々は需要理論を基礎においてこれらの需要関数を全体として考慮したロッテルダム需要体系による接近を行なう。このような需要体系による分析は1960年代中頃より非常な発展をとげてきた⁽¹⁾。これは、各国による統計データの整備、計測技術の進歩、電子計算機の発達によるところが大きい。これ迄多数の需要体系が開発されてきたが、その内実証面で比較的良好に使用されている体系は以下の4つであろう。まず第1にあげなければならないのは Stone[9] による線型支出体系であろう。第2には Houthakker[7] による間接的アディログ体系がある。これらの両体系は直接、間接の差があるがいずれも加法的な効用関数より導かれた体系であり、前者に比べて後者は計測が容易であるという利点をもっている。

線型支出体系は理論上下級財，補完財をもたないというきびしい制約がある。第3には Christensen 他[6] によるトランスログ需要体系である。この体系もまた効用関数に基礎をおいて導かれているが，前の体系と違いローカルな近似である。この体系は財の種類が増えるとパラメータの数が飛躍的に増えるため，財の分類を細かくして分析しようとする際に利用しにくい。また，上の二つの体系と比べて推定手続が複雑であることも，この体系の欠点である。最後にはロツテルダム需要体系があげられる。これは Barten[3]，Theil[11] らによって開発されたモデルで明示的な効用関数に基礎を置かないで，需要の理論より直接導いている。この体系の利点は名目価格の時，推定が容易である点と代替・補完関係を直接計測できる点である。

以上，われわれは諸需要体系の特長を簡単にみてきたが，我々は食料需要の分析を都市家計について行なう。このため，総理府統計局の『家計調査年報』，『消費者物価指数年報』を用いる。計測期間は1956年～75年の20年間である。

- (1) これらの発展に関しては以下の著書・論文を見よ。
Brown and Deaton[5]，Barten[4]，phlips[8]，Theil[11]。

2. 分析モデル

(I) 理論モデル

ロツテルダム需要体系は基本的には次のような関数型で表わされる。

$$(1) \quad w_i d \ln q_i = b \ln \bar{m} + \sum_{j=1}^n c_{ij} d \ln p_j \quad (i=1, \dots, n)$$

$w_i = \frac{p_i q_i}{m}$ ， p_i は価格を， q_i は数量を， m は総支出(所得)を表わす。

\ln は自然対数を表わす。

また， $d \ln \bar{m}$ は次のように与えられ実質総支出の変化を示す。

$$(2) \quad d \ln \bar{m} = \sum_{k=1}^n w_k d \ln q_k = d \ln m - \sum_{k=1}^n w_k d \ln p_k$$

b_i ， c_{ij} はパラメータを表わし，次のように与えられる。

食料需要体系の計測

$$(3) \quad b_i = p_i \frac{\partial q_i}{\partial m}, \quad c_{ij} = \frac{p_i p_j s_{ij}}{m}, \quad s_{ij} = \frac{\partial q_i}{\partial p_j} + \frac{\partial q_j}{\partial m} q_j$$

s_{ij} はスルツキー方程式を表わす。また、 b_i は限界支出シェアを表わす。
これらのパラメータの間には需要理論の制約により次の関係がある。

$$(4) \quad \sum_{i=1}^n b_i = 1$$

$$(5) \quad \sum_{j=1}^n c_{ij} = 0 \quad (i=1, \dots, n)$$

$$(6) \quad c_{ij} = c_{ji} \quad (i, j=1, \dots, n)$$

(4), (5), (6)はそれぞれ加算性(adding-up), 同時性(homogeneity), 対称性(symmetry)制約と呼ばれている。

最後に所得弾力性, 補償された価格弾力性は(1)と(3)より次のように表わされる。

$$(7) \quad \eta_i = \frac{b_i}{w_i} \quad (\text{所得弾力性あるいは総支出弾力性})$$

$$(8) \quad e_{ij}^* = \frac{c_{ij}}{w_i} \quad (\text{補償された価格弾力性})$$

(II) 計測モデル

(1)を計測可能にするために微小変化を対数の1階の定差で似し, 誤差項をつけ加える。

$$(9) \quad \bar{w}_u D \ln q_u = b_i D \ln \bar{m}_t + \sum_{j=1}^n c_{ij} D \ln p_{jt} + \varepsilon_{it} \quad (i=1, \dots, n)$$

D は対数の変化オペレータを示し, たとえば

$$D \ln q_u = \ln q_u - \ln q_{t-1}$$

$$\bar{w}_u = \frac{w_u + w_{t-1}}{2}$$

さらに, b_i, c_{ij} をコンスタントとする。

誤差項 ε_{it} は, 総支出, 価格以外に需要に影響を与える全ての要因を表わす。さらに, この誤差項は平均ゼロ, 分散共分散は次のようになると仮定する。

$$(10) \quad E(\varepsilon_{it}\varepsilon_{jt}) = \omega_{ij} \quad s = t \\ = 0 \quad s \neq t$$

(9)式の両辺を i についてたし, (2), (4), (5), (6)を使うと, 次式が導かれる。

$$(11) \quad D \ln \bar{m}_i = D \ln \bar{m}_i + \sum_{t=1}^n \varepsilon_{it}$$

すなわち, 需要体系の誤差項は1次従属となる。従って, 共分散行列は特異行列となる。そこで, (4), (5), (6)と(9)を用いて, 需要体系から1つの式を任意に取り除くことができる。その結果計測する式は

$$(12) \quad \bar{w}_{it} D \ln q_{it} = b_i D \ln \bar{m}_i + \sum_{j=1}^{n-1} c_{ij} (D \ln p_{jt} - D \ln p_{nt}) + \varepsilon_{it} \quad (i=1, \dots, n-1)$$

となる。

ここで(12)式をみると実質的な制約は(6)の対称性制約のみである。われわれは, この制約がつかない場合と, 制約をつけた場合の二通りの式を計測した。さらに対称性制約が受け入れられるかどうかのテストも併せて行なった。制約のつかない場合は個々の式にOLSを適用することによって得られる。制約のある場合は制約付一般化最小自乗法(RGLS)を用いた。この計測は以下のようにして行なわれる。⁽²⁾

いま, サンプル期間を T とすれば, (12)式は(13)式のような行列表現で表わせる。

$$(13) \quad y_i = \begin{pmatrix} \bar{w}_{it} D \ln q_{it} \\ \vdots \\ \bar{w}_{iT} D \ln q_{iT} \end{pmatrix} \quad \beta_i = \begin{pmatrix} b_i \\ c_{i1} \\ \vdots \\ c_{i, n-1} \end{pmatrix} \quad \varepsilon_i = \begin{pmatrix} \varepsilon_{i1} \\ \vdots \\ \varepsilon_{iT} \end{pmatrix} \quad i=1, \dots, n-1$$

$$(14) \quad \bar{X} = \begin{pmatrix} D \ln \bar{m}_1 & D \ln p_{11} - D \ln p_{n1} & \dots & D \ln p_{n-1, 1} - D \ln p_{n1} \\ \vdots & \vdots & & \vdots \\ D \ln \bar{m}_T & D \ln p_{n-1, T} - D \ln p_{nT} & \dots & D \ln p_{n-1, T} - D \ln p_{nT} \end{pmatrix}$$

$$(15) \quad Y = X\beta + \varepsilon$$

$$Y = \begin{pmatrix} y_1 \\ \vdots \\ y_{n-1} \end{pmatrix} \quad X = \begin{pmatrix} \bar{X} & 0 & \dots & 0 \\ 0 & \bar{X} & \dots & 0 \\ \vdots & \vdots & & \vdots \\ 0 & 0 & \dots & \bar{X} \end{pmatrix} \quad \beta = \begin{pmatrix} \beta_1 \\ \vdots \\ \beta_{n-1} \end{pmatrix} \quad \varepsilon = \begin{pmatrix} \varepsilon_1 \\ \vdots \\ \varepsilon_{n-1} \end{pmatrix}$$

誤差項 ϵ の分散共分散行列は

$$(16) \quad V(\epsilon) = \begin{pmatrix} \omega_{11} & \cdots & \omega_{1, n-1} \\ \vdots & & \vdots \\ \omega_{n-1, 1} & & \omega_{n-1, n-1} \end{pmatrix} \otimes I \\ = \Omega \otimes I$$

対称性制約(6)は次のように表記する。

$$(17) \quad R\beta = 0$$

R は対称性制約行列を示す。

このとき、RGLS の推定量 $\hat{\beta}^*$ は次のように表わせる。

$$(18) \quad \hat{\beta}^* = b - CR'(RCR')^{-1}$$

ここで $C = \Omega \otimes (\bar{X}'X)^{-1}$, $b = (X'X)^{-1}X'Y$

Ω は未知なので、 Ω の推定値として、次の分散共分散行列を仮定する。

$$(19) \quad \Omega_0 = k \bar{w}_i(1 - \bar{w}_i) \quad i = 1, \dots, n-1 \\ = -k \bar{w}_i \bar{w}_j \quad i \neq j \quad i, j = 1, \dots, n-1$$

ここで \bar{w}_i は計測期間の各財の平均支出シェアを表わす。 k は任意の正の数。

そこで、この Ω_0 を (18) に代入して $\hat{\beta}^*$ を求めることができる。いまそれを $\hat{\beta}_0$ とすると

$$(20) \quad \hat{\beta}_0 = b - C_0 R'(RC_0 R')^{-1} R b, \quad C_0 = \Omega_0 \otimes (\bar{X}'\bar{X})^{-1}$$

そこで、 $R\beta = 0$ が真であるとしたならば、分散共分散の推定値としては OLS より導いたそれよりよくなるので、 $R\beta = 0$ を帰無仮説として次の統計量を検定した。

$$(21) \quad \frac{8 \times T - 72}{28} \times \frac{b'R(R\hat{C}R')^{-1}Rb}{\sum_{i=1}^{n-1} \sum_{j=1}^{n-1} \omega^{ij} e_i e_j}, \quad \hat{C} = \hat{\Omega} \otimes (\bar{X}'\bar{X})^{-1}$$

ここで、 ω^{ij} は対称性制約のついた推定値 $\hat{\beta}_0$ を用いて求める分散共分散行列 $\hat{\Omega}$ の逆行列の (i, j) 要素、 e_i, e_j は OLS の残差ベクトル $T = 19$

この統計量は $F(28, 8T - 72)$ 分布するので、もしこの F 値が 5% 水準で有意でないならば、 $R\beta = 0$ を採択する。

もし、 $R\beta = 0$ が採択されたならば RGLS の (18) 式に \hat{C} を代入して β の推定値を求めることができる。これが $R\beta = 0$ のもとでの我々の最終の

推定値である。このときの分散共分散行列は

$$\hat{C} - \hat{C}R(R\hat{C}R')^{-1}R\hat{C} \quad \text{である。}$$

(2) Theil[10], pp. 348-345 参照。

(3) Ω の推定値としては OLS の残差を用いて逐次制約付一般化最小自乗法を用いて推定する方法 (Zellner[12]) があるが、ここでは Theil[10] の方法を採用した。すなわち、 Ω は母集団の比率が支出シェアに等しい多変量正規母集団からの標本分散共分散に比例するという仮定である。

(Ⅲ) 資 料

需要体系の計測には1956-75年の『家計調査年報』(人口5万人以上都市全世帯)、『消費者物価指数年報』のデータを用いた。財の分類は以下に示すように食料を中心とした9つの中分類について行った。

- | | | |
|--------|----------|----------|
| 1. 穀 類 | 5. 野 菜 | 9. 非 食 料 |
| 2. 魚 介 | 6. 果 物 | |
| 3. 肉 | 7. 外 食 | |
| 4. 乳 卵 | 8. その他食料 | |

価格は各財の価格指数を用い1970年を基準としてこの年の価格を1とおいた。数量は1人当り年間1ヵ月平均支出額を価格指数で割り、1970年を基準として、この年の数量を1とおいた。支出シェアは1人当り年間1ヵ月平均支出額を同総支出額で割って求めた。ところで数量は不変価格表示(1970年=1)での支出額となっている。支出シェア、数量指数がそれぞれ表1、表2に示されている。表1より、エンゲル係数が1956年の0.45より1975年の0.32へと低下してきたことがわかる。このことは、また食料を全体でみると所得弾力性が1より小さいことを示している。しかしながら食料内部の支出シェアの変化をみると、食料別にかなり異った様相を示していることがわかる。1956年頃は穀類、魚介、野菜が食料の中では高いウエートを示していたが、これらが肉類、乳卵、外食等の進出に押されて相対的にその地位を低めてきたことがわかる。特に穀類のシェアの低下は著しいものがある。このことは数量指数の表からも読みとることができるであろう。このように、この20年間で、食料消費パターンは日本的と呼ばれていた食事の形態から欧米風への食事形態へと変化してきていることが示唆される。

食料需要体系の計測

表1 支出シェア

	w_1	w_2	w_3	w_4	w_5	w_6	w_7	w_8	w_9
1956	0.1576	0.0440	0.0250	0.0259	0.0339	0.0166	0.0200	0.1273	0.5498
1957	0.1529	0.0434	0.0253	0.0266	0.0339	0.0171	0.0218	0.1229	0.5561
1958	0.1446	0.0421	0.0262	0.0276	0.0318	0.0174	0.0252	0.1230	0.5621
1959	0.1344	0.0408	0.0274	0.0282	0.0315	0.0172	0.0257	0.1190	0.5758
1960	0.1229	0.0403	0.0292	0.0292	0.0314	0.0176	0.0266	0.1186	0.5843
1961	0.1066	0.0391	0.0306	0.0306	0.0327	0.0184	0.0277	0.1176	0.5968
1962	0.0934	0.0371	0.0325	0.0311	0.0331	0.0185	0.0280	0.1166	0.6096
1963	0.0893	0.0363	0.0335	0.0314	0.0316	0.0193	0.0284	0.1152	0.6150
1964	0.0830	0.0368	0.0351	0.0324	0.0290	0.0216	0.0279	0.1134	0.6208
1965	0.0840	0.0370	0.0358	0.0324	0.0311	0.0210	0.0281	0.1115	0.6192
1966	0.0773	0.0366	0.0367	0.0322	0.0300	0.0215	0.0283	0.1090	0.6286
1967	0.0710	0.0369	0.0370	0.0313	0.0314	0.0216	0.0296	0.1071	0.6341
1968	0.0677	0.0371	0.0367	0.0301	0.0288	0.0206	0.0312	0.1040	0.6438
1969	0.0616	0.0362	0.0368	0.0287	0.0277	0.0209	0.0328	0.1013	0.6540
1970	0.0552	0.0381	0.0365	0.0264	0.0309	0.0216	0.0334	0.0998	0.6581
1971	0.0509	0.0388	0.0369	0.0242	0.0286	0.0216	0.0337	0.0995	0.6659
1972	0.0475	0.0386	0.0379	0.0229	0.0269	0.0214	0.0354	0.0984	0.6710
1973	0.0441	0.0365	0.0391	0.0211	0.0284	0.0200	0.0354	0.0955	0.6800
1974	0.0440	0.0389	0.0387	0.0223	0.0295	0.0194	0.0353	0.0988	0.6730
1975	0.0449	0.0392	0.0395	0.0213	0.0271	0.0188	0.0358	0.0969	0.6765

- 1) w_1 — w_9 は各々穀物、魚介、肉類、乳卵、野菜、果物、外食、その他食料、非食料の支出シェアを表す
 2) 出所「家計調査年報」

表2 数量指数

	q_1	q_2	q_3	q_4	q_5	q_6	q_7	q_8	q_9
1956	1.2989	0.9461	0.3922	0.2974	1.0150	0.3452	0.3146	0.5089	0.3731
1957	1.3043	0.9398	0.4100	0.3370	0.9765	0.4503	0.3583	0.5209	0.3963
1958	1.2724	1.0155	0.4545	0.3866	1.0974	0.4924	0.4544	0.5558	0.4231
1959	1.2672	1.0416	0.4957	0.4250	1.0344	0.5387	0.4878	0.5761	0.4542
1960	1.2679	1.0234	0.4966	0.4746	1.0250	0.5547	0.5207	0.6187	0.4880
1961	1.2365	1.0009	0.5452	0.5545	0.9814	0.5832	0.5698	0.6770	0.5417
1962	1.2081	0.9800	0.6306	0.6076	0.9286	0.5273	0.5946	0.7277	0.5960
1963	1.1826	0.9301	0.6802	0.6647	0.9064	0.5638	0.6225	0.7619	0.6407
1964	1.1756	0.9813	0.7552	0.7735	0.9568	0.7225	0.6579	0.7851	0.6800
1965	1.1512	0.9306	0.7772	0.8180	0.9058	0.7530	0.6796	0.8120	0.7035
1966	1.1015	0.9931	0.8036	0.8593	1.0148	0.8006	0.7280	0.8479	0.7414
1967	1.0819	0.9945	0.8426	0.9175	0.9731	0.9237	0.8050	0.8895	0.7943
1968	1.0412	1.0012	0.8517	0.9424	1.0362	0.9401	0.8602	0.9140	0.8563
1969	1.0047	0.9841	0.9143	0.9808	1.0557	1.0359	0.9449	0.9589	0.9367
1970	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000
1971	0.9872	0.9689	1.0719	0.9527	1.0733	1.1536	0.9977	1.0192	1.0492
1972	0.9704	1.0130	1.1443	0.9498	1.1572	1.2494	1.0622	1.0556	1.1018
1973	0.9835	1.0005	1.1646	0.9341	1.1189	1.3653	1.1028	1.0963	1.1968
1974	0.9534	0.9982	1.1735	0.9128	1.0419	1.2921	1.0699	1.0463	1.1762
1975	0.9278	1.0182	1.2032	0.9203	1.1152	1.1997	1.0678	1.0562	1.2175

- 1) q_1 — q_9 の分類は表1に同じ
 2) 出所「家計調査年報」、「消費者物価指数年報」

3. 計 測 結 果

(I) 需要体系の計測結果

需要体系の計測結果⁽⁴⁾は制約のない場合が表3に、対称性制約のついた場合が表4にそれぞれ示されている。対称性制約のテストを(2)式で行なった結果1.49であり、 $F_{0.05}(28, 30) \doteq 1.60$ であるのでこの制約は5%の有意水準より小さいので採択された。これら2つの表の結果をみると各パラメータの標準誤差が対称性制約のもとで概ね小さくなっており、改善されていることがわかるので以下では表4にそって検討する。

推計式の決定係数は全体として高く、総支出と価格のみで需要をかなりの程度説明できることを示している。限界支出シェアの係数はみな標準誤差の4倍以上となっており、統計的に有意な結果が得られている。また、その符号をみると穀類を除いてみな正となっており、穀類のみが下級財となっている。これは、我々の経験とも一致した結果を示している。一方、価格係数については限界支出シェアほど満足すべき結果を得ていない。対角要素についてみると外食を除いて推計値は標準誤差のほぼ3倍以上となっており統計的に有意な結果を得ている。非対角要素については標準誤差の2倍以上になっているケースは10組しかなかった。このうち食料関係に注目してみると穀類と果物が負の符号をとり補完関係にあることを示している。一方、正の符号を示しているのは肉類と乳卵、魚介とその他食料、乳卵とその他食料等で代替関係等で代替関係が存在する。価格係数の対角要素は皆負となっており理論的な符号条件を満足している。

(4) 我々は制約のつかない場合に定数項を入れた場合も計測したが、有意ではなかったのでここでは定数項を含まない体系で計測を行なった定数項を含めて考えるのは、経済学的にみて定数項は消費者の選好の持続的なシフトを表わすと考えるからである。この考え方に沿って、Barten[2], Theil[10] においては定数項を含んだ場合が計測されており、有意な結果が得られている。

表3 制約のない推定結果

		b_i	c_{i1}	c_{i2}	c_{i3}	c_{i4}	c_{i5}	c_{i6}	c_{i7}	c_{i8}	c_{i9}	R^2
食料需要体系の計測	穀類	-0.0575 (0.0045)	-0.0202 (0.0034)	-0.0158 (0.0045)	0.0127 (0.0037)	-0.0493 (0.0075)	0.0056 (0.0013)	-0.0067 (0.0014)	0.0459 (0.0077)	0.0217 (0.0090)	0.0061 (0.0082)	0.9382
	魚介	0.0205 (0.0057)	0.0003 (0.0043)	-0.0221 (0.0056)	-0.0005 (0.0047)	-0.0165 (0.0093)	-0.0016 (0.0017)	0.0022 (0.0018)	-0.0105 (0.0096)	0.0354 (0.0113)	0.0133 (0.0102)	0.8272
	肉類	0.0452 (0.0046)	-0.0025 (0.0035)	0.0008 (0.0046)	-0.0238 (0.0038)	-0.0033 (0.0077)	0.0001 (0.0014)	0.0025 (0.0015)	0.0014 (0.0079)	0.0085 (0.0093)	0.0163 (0.0084)	0.9561
	乳卵	0.0361 (0.0099)	0.0058 (0.0074)	0.0071 (0.0099)	0.0111 (0.0081)	-0.0204 (0.0163)	0.0013 (0.0029)	0.0055 (0.0031)	-0.0455 (0.0168)	0.0208 (0.0197)	0.0143 (0.0179)	0.8320
	野菜	0.0183 (0.0056)	-0.0003 (0.0042)	0.0033 (0.0056)	0.0014 (0.0046)	0.0060 (0.0092)	-0.0158 (0.0016)	0.0017 (0.0018)	-0.0153 (0.0095)	-0.0032 (0.0111)	0.0222 (0.0101)	0.9097
	果物	0.0193 (0.0035)	-0.0095 (0.0027)	0.0135 (0.0035)	0.0009 (0.0029)	-0.0116 (0.0059)	-0.0034 (0.0011)	-0.0161 (0.0060)	-0.0211 (0.0060)	0.0096 (0.071)	0.0377 (0.0064)	0.9725
	外食	0.0508 (0.0067)	0.0101 (0.0051)	-0.0025 (0.0067)	-0.0038 (0.0055)	0.0056 (0.0111)	0.0008 (0.0020)	-0.0008 (0.0021)	-0.0274 (0.0114)	-0.0003 (0.0134)	0.0183 (0.0122)	0.9031
	その他食料	0.0971 (0.0101)	-0.0052 (0.0076)	0.0189 (0.0101)	0.0095 (0.0083)	0.0224 (0.0167)	-0.0015 (0.0030)	0.0120 (0.0032)	-0.0454 (0.0172)	-0.0560 (0.0202)	0.0453 (0.0184)	0.9626
	非食料	0.7702 (0.0177)	0.0215 (0.0133)	-0.0032 (0.0176)	-0.0075 (0.0145)	0.0671 (0.0292)	0.0145 (0.0052)	-0.0003 (0.0056)	0.1179 (0.0300)	-0.0365 (0.0352)	-0.1735 (0.0320)	0.9981

1) ()内は標準誤差

表4 対称性制約のついた推定結果

	b_i	c_{i1}	c_{i2}	c_{i3}	c_{i4}	c_{i5}	c_{i6}	c_{i7}	c_{i8}	c_{i9}	R^2
穀類	-0.0342 (0.0055)	-0.0147 (0.0055)	0.0012 (0.0032)	0.0014 (0.0029)	-0.0015 (0.0046)	0.0030 (0.0017)	-0.0061 (0.0021)	0.0058 (0.0040)	-0.0108 (0.0056)	0.0218 (0.0100)	0.7726
魚介	0.0192 (0.0046)	0.0012 (0.0032)	-0.0211 (0.0040)	-0.0018 (0.0026)	-0.0067 (0.0040)	-0.0019 (0.0014)	-0.0008 (0.0015)	-0.0018 (0.0044)	0.0127 (0.0053)	0.0185 (0.0076)	0.7612
肉類	0.0544 (0.0036)	0.0014 (0.0029)	-0.0018 (0.0026)	-0.0270 (0.0033)	0.0106 (0.0035)	0.0014 (0.0011)	0.0010 (0.0014)	-0.0029 (0.0036)	0.0044 (0.0045)	0.0129 (0.0073)	0.9400
乳卵	0.0285 (0.0075)	-0.0015 (0.0046)	-0.0067 (0.0040)	0.0106 (0.0035)	-0.0297 (0.0081)	0.0033 (0.0021)	0.0008 (0.0025)	-0.0098 (0.0058)	0.0185 (0.0082)	0.0144 (0.0128)	0.7691
野菜	0.0158 (0.0035)	0.0030 (0.0017)	-0.0019 (0.0014)	0.0014 (0.0011)	0.0033 (0.0021)	-0.0146 (0.0012)	-0.0002 (0.0010)	-0.0004 (0.0017)	-0.0015 (0.0023)	0.0110 (0.0044)	0.8878
果物	0.0251 (0.0036)	-0.0061 (0.0021)	0.0008 (0.0015)	0.0010 (0.0014)	0.0008 (0.0025)	-0.0002 (0.0010)	-0.0194 (0.0018)	-0.0020 (0.0020)	0.0055 (0.0028)	0.0195 (0.0058)	0.9075
外食	0.0377 (0.0054)	0.0058 (0.0040)	-0.0018 (0.0044)	-0.0029 (0.0036)	-0.0098 (0.0058)	-0.0004 (0.0017)	-0.0020 (0.0020)	-0.0104 (0.0082)	-0.0062 (0.0070)	0.0277 (0.0097)	0.8669
その他食料	0.0868 (0.0081)	-0.0108 (0.0056)	0.0127 (0.0053)	0.0044 (0.0045)	0.0185 (0.0082)	-0.0015 (0.0023)	0.0055 (0.0028)	-0.0062 (0.0070)	-0.0716 (0.0123)	0.0489 (0.0169)	0.9435
非食料	0.7666 (0.0154)	0.0218 (0.0100)	0.0185 (0.0076)	0.0129 (0.0073)	0.0144 (0.0128)	0.0110 (0.0044)	0.0195 (0.0058)	0.0277 (0.0097)	0.0489 (0.0169)	-0.1746 (0.0344)	0.9952

1) ()内は標準誤差

(II) 総支出弾力性, 価格弾力性

ロッテルダム需要体系の計測結果を各種弾力性を用いて考察する。表5, 表6の η_i , e_{ii}^* , e_{ij}^* は表4の限界支出係数, 価格係数と平均支出シェアより(7), (8)式を用いて計算された総支出弾力性, 補償された価格弾力性(以下, 価格弾力性と記す)である。

- (1) まず, 全期間の平均値によって評価した総支出弾力性, 直接価格弾力性についてみる。全般に絶対値で総支出弾力性が直接価格弾力性より大きく, 同じ10%の支出変化, 価格変化が起きたとき, 支出の方が影響力が大きいことが指摘される。肉類, 果物, 外食, 非食料, 乳卵の順に支出弾力的であり, これらの財が奢侈品であることを示している。また, 魚介, 野菜, その他食料品は必需品であることを示している。これらの結果はわれわれの経験とほぼ一致する。直接価格弾力性をみると乳卵をのぞいて全ての財が非弾力的である。特に, 穀類の価格弾力性が小さかった。
- (2) 次に, 期間を前期, 後期にわけ, 二期間の弾力性の変化をみる。総支出弾力性については肉類, 果物, 外食, 非食料が前期より後期にかけて小さくなった。

これは, 表2の数量指数をみるとこれらの財は後期に入って需要の伸びが変化してきていることに対応している。穀類は絶対値でみて2倍になっており, 今後実質総支出水準の上昇ともにさらに需要の減少を生ずるであろうことを示唆している。価格弾力性については, 非弾力的な構造は前期, 後期を通じて変わらなかったが, 前期では果物, 乳卵が後期では乳卵が弾力的である。ところで, 乳卵の弾力性の動きをみると1970年以降需要量が減少しているにもかかわらず総支出弾力性, 価格弾力性とも大きくなってきている。この点については今後検討の必要があろう。

- (3) 次に, 交叉価格弾力性についてみる。これは全期間の平均支出シェアで評価したものである。交叉弾力性は絶対値でみると総支出弾力性直接価格弾力性に比べて総じて小さい。非食料は他の財に対して価格効果が大きい, 他の財の非食料に対する価格効果は小さい。食料の間の交叉弾力性について若干考察する。穀類, 野菜の交叉弾力性は総じて小さい。外食の交叉弾力性は穀類, 肉類, 乳卵の価格に関しては

表 5 総支出弾力性, 補償された直接価格弾力性

	1956-75			1956-65			1966-75		
	η_i	e_{ii}^*	\bar{w}_i	η_i	e_{ii}^*	\bar{w}_i	η_i	e_{ii}^*	\bar{w}_i
穀 類	-0.395	-0.170	0.0866	-0.293	-0.126	0.1169	-0.611	-0.263	0.0560
魚 介	0.496	0.545	0.0387	0.484	-0.531	0.0397	0.509	-0.560	0.0377
肉 類	1.609	0.799	0.0338	1.807	-0.897	0.0301	1.447	-0.560	0.0376
乳 卵	1.025	1.068	0.0278	0.966	-1.007	0.0295	1.092	-1.138	0.0261
野 菜	0.518	0.479	0.0305	0.494	-0.456	0.0320	0.547	-0.505	0.0289
果 物	1.281	0.990	0.0196	1.357	-1.049	0.0185	1.213	-0.937	0.0207
外 食	1.278	0.353	0.0295	1.456	-0.402	0.0259	1.139	-0.314	0.0331
その他食料	0.791	0.652	0.1098	0.732	-0.604	0.1185	0.859	-0.709	0.1010
非 食 料	1.229	0.280	0.6237	1.302	-0.296	0.5890	1.164	-0.265	0.6585

(1) 表 4 より計算

表 6 補償された交叉価格弾力性

	e_{ii}^*								
穀 類		0.014	0.016	-0.017	0.035	-0.070	0.067	-0.125	0.252
魚 介	0.031		-0.047	-0.173	-0.049	0.021	-0.047	0.328	0.478
肉 類	0.041	-0.053		0.314	0.041	0.030	-0.086	0.130	0.382
乳 卵	-0.054	-0.241	0.381		0.119	0.029	0.353	0.665	0.518
野 菜	0.098	-0.062	0.046	0.108		-0.007	-0.013	-0.049	0.361
果 物	-0.311	0.041	0.051	0.041	-0.010		-0.102	0.281	0.995
外 食	0.197	-0.061	-0.098	-0.332	-0.014	-0.068		-0.210	0.939
その他食料	-0.098	0.116	0.040	0.168	-0.014	0.050	-0.056		0.445
非 食 料	0.035	0.030	0.021	0.023	0.018	0.031	0.044	0.078	

(1) 表 4 より計算, 1956-75年平均支出シェアで評価。

食料需要体系の計測

それぞれ0.20, -0.10, -0.33である。その他食料の他の財に対する価格効果は、魚介、乳卵について大きい。果物の交叉弾力性は穀類、乳卵の価格に関してはそれぞれ-0.31, 0.04である。魚介、肉類、乳卵の間の交叉弾力性はそれぞれの価格に関しては、-0.05, -0.17; -0.05, 0.31; -0.24, 0.38である。魚介と肉類が補関関係にあるがこれは財の分類が中分類のためであると考えられる。澤田裕〔1〕によると、魚介と肉類は財の分類を細かくすると代替関係が存在することを示している。

- (4) 最後に、我々の需要体系と他の需要体系の推計値の比較によって我々の体系の妥当性を吟味してみよう。表7に澤田学氏〔2〕の線型支出体系に属する Leser, Powel 体系の推計値と我々のロツテルダム需要体系による推計値が示されている。線型支出体系の計測期間、対

表7 他の体系との比較; 総支出弾力性, 価格弾力性

総支出弾力性

財/体系	Leser ^{a)}	Powel ^{a)}	ロツテルダム
穀 類	-0.436	-0.383	-0.395
魚 介	0.853	0.215	0.496
肉 類	1.360	1.529	1.609
乳 卵	0.692	0.794	1.025
野 菜	0.753	0.388	0.518
果 物	1.158	1.169	1.281
外 食	1.435	1.679	1.278
その他食料	0.715	0.761	0.791
非 食 料	1.210	1.226	1.229

直接価格弾力性

財/体系	Leser ^{a)}	Powel ^{a)}	ロツテルダム
穀 類	-0.818	- ^{b)}	-0.170
魚 介	-0.919	-0.209	-0.545
肉 類	-0.937	-1.415	-0.799
乳 卵	-0.916	-0.753	-1.068
野 菜	-0.917	-0.372	-0.479
果 物	-0.927	-1.097	-0.990
外 食	-0.938	-1.546	-0.353
その他食料	-0.900	-0.739	-0.652
非 食 料	-1.105	-1.034	-0.280

^{a)} 澤田学〔2〕, 計測期間は1956-75, 計測対象は我々と同じ都市家計世帯(人口5万人以上都市全世帯)である。

^{b)} 理論的に符号が一致しない。

象は我々と同じである。総支出弾力性について、穀類、果物、非食料、その他食料ではロツテルダム体系は両体系とほぼ同じ推計値を得ている。外食では我々の推計値が小さく、魚介、野菜では中間の値を示している。肉類は Powel 体系にほぼ同じである。Leser, Powel 両体系とも乳卵についての総支出弾力性は、0.7前後であるが、我々の推計値は 1.0 で特に差がある。価格弾力性については、Leser 体系は財の分類が細かくなると特定の値に偏る傾向があるので、Powel 体系について比較する。我々の推計値は魚介、乳卵については大きく、肉類、外食、非食料については小さい。全体を通してみると我々の体系は両体系と総支出弾力性については概ね同じであるが、価格弾力性については差がある。

4. む す び

わが国の食料需要について 1956—75 年の「家計調査」のデータを用いてロツテルダム需要体系の計測を行ない、各種弾力性について検討を試みた。その結果より以下のことが指摘される。

- (1) 穀類が下級財であることが我々の計測においても確認された。さらに計測期間の前期から後期にかけて総支出弾力性の絶対値が大きくなっていることは、今後実質総支出水準の上昇とともにますますその相対的地位を低めていくであろうことを示唆している。
- (2) 肉類、外食が特に総支出弾力的であるが後期に入って、それは小さくなってきている。
- (3) 直接価格弾力性については、すべてが負となっており理論的制約を満たしている。その値は 0 と -1 の間にあり、非弾力的である。
- (4) 交叉弾力性は総支出弾力性、直接価格弾力性に比べ絶対値で総じて小さい。
- (5) 非食料の食料に対する価格効果は大きい、食料の非食料に対する価格効果は小さい。
- (6) 肉と乳卵の間に代替関係があることが指摘された。
- (7) 線型支出体系との比較の結果、総支出弾力性について概ね同じ値で

食料需要体系の計測

あるが、直接価格弾力性については、符号は同じであるが、その大きさにおいて差があることが指摘された。

- (8) ロッテルダム需要体系に対称性制約を課し、その妥当性をテストした結果、対称性は受け入れられた。
- (9) 最後に、我々の計測は価格と総支出でかなりの程度説明されたが、今後、より現実的な消費行動を明らかにするために、嗜好変化等を考慮した動態的の接近が必要であろう。

なお、本稿の計算は北海道大学大型電子計算機センターのHITAC M200を利用した。

参 考 文 献

- [1] 澤田裕, 「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3号, (1980)
- [2] 澤田学, 「食料需要の理論と計測」, 修士論文, 1978, 北海道大学農学部(未公刊)。
- [3] Barten, A. P. "Maximum Likelihood Estimation of a Complete System of Demand Equations," *European Economic Review*, 1, (1969): 7-73
- [4] ———, "The Systems of Consumer Demand Functions Approach: A Review," *Econometrica*, 45, (1977): 23-51
- [5] Brown, J.A.C. and A.S. Deaton "Models of Consumer Behavior: A Survey," *Economic Journal*, 82, (1972): 1145-1236
- [6] Christensen, L.R., Jorgenson, D.W., and Lau, L.J. "Transcendental logarithmic utility functions," *American Economic Review*, 65, (1975): 367-83
- [7] Houthakker, H.S. "Additive Preferences," *Econometrica*, 28, (1960): 244-57
- [8] Philips, L. *Applied Consumption Analysis* 1974, North-Holland
- [9] Stone, R. "Linear Expenditure Systems and Demand Analysis: An Application to the Pattern of British Demand," *Economic Journal*, 64, (1954): 511-27
- [10] Theil, H. *Principles of Econometrics* 1971 John Wiley & Sons, Inc
- [11] Theil, H. *Theory and Measurement of Consumer Demand*, vol. 1, 1975, Vol. 2, 1976, North-Holland
- [12] Zellner, A. "An Efficient Method of Estimating Seemingly Unrelated Regressions and Tests for Aggregation Bias," *Journal of the American statistical Association*, 57, (1962): 348-368

ESTIMATION OF FOOD DEMAND SYSTEM

—An Approach by Rotterdam Demand System—

Yutaka SAWADA

- 1 . Introduction
- 2 . Analytical Model
- 3 . Results of Estimation
- 4 . Concluding Remrks

The purpose of this paper is to estimate food demand system. Rotterdam demand system is estimated using the urban household data of nine commodity groups for 1956—75.

Based on the results of this analysis, several conclusions may be drawn from this study:

- (a) Rotterdam demand system enables a complete set demand functions to be analyzed simultaneously. It recognized the interrelationships among all commodities. All demand elasticities can be computed from knowledge of the results of estimation and expenditure proportions.
- (b) All groups have negative direct compensated price elasticities, and *all without cereals* have positive elasticities. This is consistent with expectation based on theory.
- (c) Many compensated cross price elasticities are smaller in absolute value than their corresponding total expenditure elasticity and compensated direct price elasticity.
- (d) Comparison with Linear Expenditure System, total Expenditure elasticities are similar to Rotterdam's one, direct price elasticities have the same sign, however, their absolute value is different.

(e) In evaluating the results obtained one needs to a static one. Therefore, we are going to construct dynamic demand system including habit formation.

北星論集（第18号）正誤表

		誤	正
151頁	22行目	ここで、 u'' は……	ここで、 ω'' は……
152頁	3行目	pp. 348	pp. 335
154頁	5行目	$F_{.05}(28, 30) \approx 1.60$	$F_{.05}(28, 30) \approx 1.60$
167頁	4行目	はじめのノ字が出 すぎている	行を右へノ字おく り上3行とそろえ る
177頁	2行目	註注アリス	詳注アリス
178頁	5行目	フンミング	フレミング
180頁	5行目	蜂密	蜂蜜
	8行目	俯瞰	俯瞰
182頁	16行目	場面の展開かわも	場面の展開からも
185頁	13行目	L. Carroll	L. Carroll
213頁	3行目	第25条	第25a条