

食料需要に関する計量経済学的研究

澤 田 学

畜産経営学科畜産政策学研究室

1. 目 的

低経済成長期に入った現在、食料消費に大きなウェイトを占める家計食料消費の構造と動態は、価格条件と実質消費支出 (Real Living Expenditure) の成長に加え、新たに消費支出の家計間分布状態との関連で分析される必要がある。しかるに、個別家計の消費行動について展開された経済理論をもって社会の平均的消費動向を direct に把握しようとする従来の方法論の故に、消費支出分布の変化が社会全体としての家計食料消費に如何なる影響を及ぼすか、という問題は実証分析で殆ど扱われていない。

そこで本研究では、消費支出分布変化を不均等性の変化と規模の変化の2つに分けて、夫々の家計食料消費に及ぼす影響について数量的に分析することを目的とした。

2. 方 法

限界支出比率 $m_i = \partial p_i q_i / \partial y$ (p_i , q_i は i 財の価格と消費量, y は消費支出) に着目した2家計1財についての理論的分析から次の命題を導いた。 m_i が y の単調関数であると仮定すれば、

- (i) 消費支出分布の不均等化は、 m_i が過減的な財についてはその財の社会的平均消費量 \bar{q}_i を減少させ、 m_i が過増的な財であれば逆に当該財の平均消費量を増加させる。
- (ii) 相対的分布を一定として消費支出分布の規模拡大は一般に平均消費量を増加させるが、 $m_i < 0$ ならば平均消費量は減少する。

以上の命題が $N (> 1)$ 財の消費量を所与の価格と消費支出のもとで齊合的に同時決定する $H (> 2)$ 世帯から構成される社会についても妥当することを、J. Muellbauer の Exact Aggregation Theorems について確認したうえで、社会的平均支出比率 $\bar{w}_{ih} = \sum_i p_i q_{ih} / \sum_h y_{ih} = \sum_h w_{ih} y_h / \sum_h y_h$ に対応する Representative Household の消費支出 y_r が消費支出分布 (y_1, \dots, y_H) に依存する PIGL ケース、

$$\begin{aligned} w_{ih} &= A_i (P) + B_i (P) v(y_h) & i &= 1, \dots, N \\ \bar{w}_{ih} &= A_i (P) + B_i (P) v(y_r) & h &= 1, \dots, H \end{aligned}$$

$$\text{ここで、} v(\cdot) = \begin{cases} y^\rho & (\rho \neq 0) \\ \ln y & (\rho = 0) \end{cases}$$

を実証モデルとして採用した。

$\rho = -1$ であれば、いわゆる linear Engel curves に他ならないから消費支出分布の不均等性変化の影響はない。それ以外の値であれば影響がある。 ρ の値の選択は y_h に Box - Cox 変換を施した支出比率関数を最尤推定することによって行われた。

しかるのち、 \bar{q}_i に係る価格効果、分布不均等化効果、分布規模拡大効果を分離するためにPIGLのサブクラスであるPIGLOGに特定化したAlmost Ideal Demand System (AIDS)

$$\bar{w}_{it} = \alpha_i + \sum_j r_{ij} \ln P_{jt} + \beta_i (\ln(\bar{y}_t / P_t) + T_t)$$

ここで、 $\ln P_t = \alpha_0 + \sum_i \alpha_i \ln P_{it} + \frac{1}{2} \sum_i \sum_j r_{ij} \ln P_{it} \ln P_{jt}$ 、 T_t は消費支出分布の不均等度を示すTheilのEntropy尺度、 t は観察時点のインデックス、 \bar{y}_t は社会的平均消費支出。

をWeighted Mean Maximum Likelihood Methodにより、理論的制約式を付加して推定した。

データは、総理府『家計調査』の全国勤労者標準世帯の年間平均1ヶ月当りの支出データ、同じく『消費者物価指数』を用いた。なお、観察期間は1964年から1979年の16ケ年で、財は食料を主体に、主食・魚介・肉類・乳卵・野菜・果物・加工食品・非食料の8費目に調整分類した。

3. 結果と考察

(1) PIGL支出比率関数の計測結果

1965, 1970, 1975, 1979の4ケ年についてクロスセクション・データから最尤推定を行なった結果、 ρ の最尤推定値は $\rho = 0$ の近傍の値をとり、しかも $\rho = 0$ の場合の尤度と最大尤度はほぼ同じであった。このことは、消費支出分布の不均等性変化が社会全体としての(従って、平均的)家計食料消費に影響を与えていることを意味し、PIGLOGクラスの需要関数を想定し、不均等性指標としてTheilのEntropy尺度を採用する妥当性を保証するものである。

(2) AIDSの計測結果

上述の結果を承けてAIDSの推定を1964～1979年のタイムシリーズ・データを用いて行なった。パラメータ推定値は表1の通りである。決定係数(R^2)の大きさから判断して、AIDSのフィットの度合(すなわち、現実再現力)は極めて良い。括弧内の漸近的標準誤差に対するパラメータ推定値の比をみ

表1. AIDSのパラメータ推定値

i: 支出比率	α_i	r_{i1}	r_{i2}	r_{i3}	r_{i4}	r_{i5}	r_{i6}	r_{i7}	r_{i8}	β_i	R^2
1. 主食	.0881 (.009)	-.0031 (.014)	-.0041 (.011)	.0013 (.010)	.0068 (.011)	-.0013 (.007)	-.0012 (.012)	-.0001 (.017)	-.0008 (.017)	-.0793 (.016)	.998
2. 魚介	.0346 (.009)		-.0044 (.014)	.0105 (.010)	.0199 (.013)	.0105 (.007)	-.0031 (.014)	.0150 (.016)	-.0442 (.016)	.0029 (.015)	.999
3. 肉類	.0255 (.008)			.0114 (.012)	.0094 (.010)	-.0086 (.007)	-.0009 (.010)	-.0133 (.013)	.0002 (.016)	.0241 (.014)	.999
4. 乳卵	.0419 (.008)				.0396 (.018)	.0044 (.007)	-.0138 (.017)	-.0081 (.019)	-.0581 (.016)	-.0265 (.014)	.997
5. 野菜 果物	.0499 (.007)					.0195 (.009)	-.0044 (.008)	-.0011 (.010)	-.0191 (.015)	-.0097 (.012)	.997
6. 外食	.0305 (.009)						-.0185 (.023)	.0291 (.025)	.0104 (.016)	.0091 (.015)	.999
7. 加工食品	.0742 (.011)							.0094 (.035)	-.0309 (.021)	-.0466 (.018)	.999
8. 非食料	.6513 (.017)								.1425 (.045)	.1414 (.028)	.999

(註) $r_{ij} = r_{ji}$

ると、定数項および消費支出係数 (β_i) はゼロと有意差があるが、価格係数 (τ_{ij}) は総じて有意差は認められない。これは当該期間における各価格系列の全般の上昇傾向に起因する多重共線性の発生に拠るところが大きいと思われる。また、 β_i の符号から m_i の通減的財は、主食、野菜・果物、加工食品、 m_i の通増的財は魚介、肉類、外食、非食料であることが判った。

次に表1の結果に基づいて、消費を規定する価格条件、消費支出分布の規模、不均等の程度という3要因の影響力を弾力性から考察した。弾力性とは、各説明要因の変動の割合に対する需要変動の割合の大きさを示す指標である。

表2は1975年について算出した費目別支出弾力性と価格弾力性である。主食は消費支出の規模拡大によって消費が減少し、対照的に魚介、肉類、外食は弾力的にプラスに反応している。さらに自己価格弾力性値をみると魚介、外食消費は価格弾力的である。肉類消費の性格として価格要因よりも消費支出規模変動要因の方が寄与率が高いことも看取される。各費目別消費の不均等度に関する弾力性は表3に掲

表2. 算出された支出弾力性と価格弾力性(1975年)

支出	価格弾力性								
	弾力性	主食	魚介	肉類	乳卵	野菜 果物	外食	加工 食品	非食料
主食	-0.960	-0.903	-0.033	0.081	0.251	0.067	0.088	0.144	1.258
魚介	1.080	-0.119	-1.125	0.287	0.543	0.284	-0.088	0.406	-1.269
肉類	1.603	-0.022	0.242	-0.981	0.209	-0.244	-0.041	-0.377	-0.387
乳卵	-0.022	0.353	0.800	0.388	0.567*	0.220	-0.500	-0.238	-1.572
野菜 果物	0.780	-0.009	0.245	-0.188	0.109	-0.547	-0.092	-0.008	-0.290
外食	1.253	0.010	-0.096	-0.031	-0.394	-0.134	-1.522	0.793	0.123
加工 食品	-0.011	0.087	0.359	-0.263	-0.134	0.027	0.662	-0.722	-0.011
非食料	1.192	-0.018	-0.067	-0.005	-0.087	-0.036	0.008	-0.056	-0.932

(註) *を付した値は符号が理論的に正しくない。

表3. 算出された不均等度に関する弾力性

	1965年	1970年	1975年	1979年
主食	-0.040	-0.043	-0.125	-0.048
魚介	0.003	0.003	0.005	0.002
肉類	0.030	0.020	0.038	0.015
乳卵	-0.028	-0.027	-0.065	-0.038
野菜 果物	-0.008	-0.006	-0.014	-0.006
外食	0.013	0.008	0.016	0.005
加工 食品	-0.033	-0.029	-0.064	-0.027
非食料	0.008	0.006	0.011	0.004

(註) $\partial \ln \bar{q}_i / \partial \ln T$ の値

げた。年次によって大きさが異なるのは、弾力性値が当該年の不均等度、平均消費支出水準に依存するためである。観察期間中、最も不均等度の高い1975年で弾力性値が最大となっている。 m_i の符号と弾力性値の符号(消費量の増減の方向)は一致しているから、主食、乳卵、野菜・果物、加工食品は不均等化によって消費は減少し、他方、魚介、肉類、外食は消費の増加を結果する。不均等度に関する弾力性のorderは価格や消費支出規模に関する弾力性のorderより小さいながらも、主食、肉類、乳卵については消費支出分布の不均等化の影

響は無現できない大きさを示していると判断される。

以上、従来看過されていた消費支出分布変化の家計食料需要に及ぼす影響を、理論的分析をふまえて需要関数の計測から数量的に検討した。計測時に生じた多重共線性を回避してより精緻な推定値を求めること、そして最近、理論面で進展のある Aggregation over Households のトピックスから消費支出の分布のみならず、人口学的ないし社会的変数の家計間分布も数量的に考察しうる実証モデルの開発が今後検討すべき課題として残されている。