家計の食料需要における嗜好および規模の効果

一世帯主の年齢階級別データによる計測—

谷 顕子 (神戸大学大学院農学研究科)

草薙 仁 (神戸大学大学院農学研究科)

Effects of Family Taste and Scale on Household Food Consumption: Estimation of Time Series of Cross-Sectional Family Budget Data by Age Group of Household Head

Akiko Tani (Graduate School of Agricultural Science, Kobe University)

Hitoshi Kusakari (Graduate School of Agricultural Science, Kobe University)

The objective of this paper is to gain a better understanding of recent household food consumption patterns in Japan by focusing on the effects of family scale and taste for food as well as the price and income responses. The price and expenditure elasticities as well as the scale coefficient and biased measures of changes in taste in household food consumption are estimated using the linear-approximated, almost ideal demand system. The system is

applied to the 1980–2007 period using the time series of cross-sectional family budget data by age group of household head. The main findings from the empirical results of this study imply that the household food consumption has mostly inelastic price and expenditure responses, and the effect of a change in taste for food strongly depends on the age of household head. In addition, the effect of family scale in household food consumption is also investigated.

1. はじめに

家計需要を決定する要因は、①「価格と家計支出の変化」による消費部分、②「嗜好の変化」による消費部分の2つに分けて考えることができる。本稿の課題は、価格や家計支出などの経済変数を組み込んで行われてきた従来の家計需要分析の枠組みから、①「価格と家計支出の変化」による消費部分を考察した上で、それ以外の要因である②「嗜好の変化」に関しても、家族の年齢構成に着目しながら消費への影響を検討することである。

そのため、「世帯主の年齢階級別」データを用いて、世帯の年齢構成の違いに由来する嗜好の相違が家計消費に及ぼす効果を考察する。その際、複数人から成る「世帯」を主体として決定される家計需要には、世帯規模の効果が発現していると考えられる点にも留意して、③「世帯規模の変化」が家計消費に与える影響についても併せて考察する。

本稿では、①～③の分析に適合するように、2 節

で食料の品目別需要体系についての定式化を行う。続く3節の実証分析では、計測結果より、①「価格と家計支出の変化」の指標として、価格弾力性と支出弾力性を推計する。また、世帯の年齢構成の相違を考慮した②「嗜好の変化」を考察する指標として、(1) 品目別支出シェアと(2) 嗜好バイアスを、それぞれ世帯主の年齢階級別に推計する。さらに、③「世帯規模の変化」を検討する指標として、世帯規模の経済性を計測する¹⁾。それぞれの指標が家計の食料需要に与える効果を明らかにすることが本稿の課題である。

2. 分析の枠組み

(1) 計測モデル

本稿では AIDS (Almost Ideal Demand System) の線形近似バージョン (LA-AIDS) を用いる。ただし、世帯の年齢構成を考慮するため、定数項 (α_i) とタイム・トレンドのパラメータ (τ_i) に世帯属性ダミー

Dum_i^h を組み込み、また、世帯員数 Z は Barten モデルに基づいて組み込む。添え字 h ($h=1, \dots, 4$) は 4 つの世帯主の年齢階級にそれぞれ対応している。誤差項 ε_{it} を加えた (1) 式を計測式とする²⁾。

$$w_{ij}^h = \sum_{h=1}^4 Dum_i^h \alpha_i^h + \sum_{h=1}^4 Dum_i^h \tau_i^h t + \sum_j \gamma_{ij} \ln p_j + \beta_i \{ \ln(x_i^h / P_t^h) - \theta \ln Z_t^h \} + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

ここで、 w_i は i 財の支出シェア、 p_j は j 財の価格指数、 x は家計の食料支出、 P は $\ln P = \sum_i w_i \ln p_i$ と定義される Stone 価格指数をそれぞれ表す。また、 t はタイム・トレンドを表し、添え字の t は第 t 期の値であることを示している。また、(1) 式には需要理論から導かれる収支均等条件 ($\sum_i \alpha_i^h = 1$, $\sum_i \tau_i^h = 0$, $\sum_i \beta_i = 0$, $\sum_j \gamma_{ij} = 0$)、同次性条件 ($\sum_j \gamma_{ij} = 0$)、対称性条件 ($\gamma_{ij} = \gamma_{ji}$) を課す。

(2) 計測データ

本稿では、分析対象とする「食料」(嗜好品を除く)を、1) 穀類、2) 魚介類、3) 肉類、4) 乳卵類、5) 野菜類 (野菜・海藻・果物)、6) 調理食品・外食 (調理食品 + 外食) の 6 品目に分類した。(1) 式の添え字 i ($i=1, \dots, 6$) はこの 6 品目に対応している。家計 h の支出額データは、総務省統計局『家計調査』「1 世帯当たり年平均 1 か月間の収入と支出 (全国・勤労者世帯)」より、「世帯主の年齢階級別」の「～29 歳」、「30～39 歳」、「40～49 歳」、「50～59 歳」の 4 つの支出額である。また、世帯員数 (Z^h) は世帯主の年齢階級別の「世帯員数 (人)」を用いる。

価格指数データは、世帯主の年齢階級間で価格の分散はないものと仮定し、総務省統計局『消費者物価指数』「中分類指数 (全国)」より、『家計調査』に対応する品目の価格指数を採用する。ただし、5) 野菜類、6) 調理食品・外食は『家計調査』「1 世帯当たり年平均 1 か月間の収入と支出 (勤労者)」の家計支出で加重した Divisia 指数である³⁾。計測期間は 1980 年～2007 年の 28 年間である。

3. 計測結果

6 品目からなる (1) 式に、需要理論から導かれる収支均等条件 ($\sum_i \alpha_i^h = 1$, $\sum_i \tau_i^h = 0$, $\sum_i \beta_i = 0$, $\sum_j \gamma_{ij} = 0$)、同次性条件 ($\sum_j \gamma_{ij} = 0$)、対称性条件 ($\gamma_{ij} = \gamma_{ji}$) を課し、反復 SUR (Seemingly Unrelated Regression) を用いて連立推計した⁴⁾。

(1) 価格弾力性および食料支出弾力性

はじめに、①「価格と家計支出の変化」の効果を見るため、標本平均で評価した価格弾力性および食料支出弾力性の推計値を表 1 に示す⁵⁾。自己価格弾力性はすべての品目で負値を示し、絶対値もほぼ妥当であると思われる。また、食料支出弾力性はすべて正値で、6 品目は正常財であることが確認された。

計測結果は自己価格・食料支出の変化に対して非弾力的な品目が多く、「食料」は必需性の高い消費財であることを示している。その中でも、自己価格では魚介類と野菜類が、また消費支出では調理食品・外食が、比較的弾力的な値を示した。これらは相対的に価格変動の大きな財や、所得の増加にともなって需要量が増えた財である。

(2) 定数項 (α_i) および嗜好バイアス (η_i) の推計値

次に、②「嗜好の変化」の効果を見るため、世帯主の年齢階級別の (1) 定数項 (α_i^h) と、(2) タイム・トレンドのパラメータ (τ_i^h) から算出した嗜好バイアス (η_i^h) の推計値を表 2 に示す⁶⁾。ここで、(1) 定数項は標本平均で評価した品目別支出シェアを、(2) 嗜好バイアスは価格と消費支出が一定のときの、無差別曲線の曲率変化に由来する需要量の変化を表す。これら (1) 定数項と (2) 嗜好バイアスを用いて、価格と消費支出が一定のときの、嗜好の変化による品目別支出シェアの経年変化を図示したのが図 1 である。図 1 は、(1) 式に毎年のタイム・トレンドの値を代入して算出した計測値であり、タイム・トレンド以外の変数は標本平均で評価している。

図 1 から、世帯主の年齢階級に関わらず、穀類、魚介類、肉類、野菜類については支出シェアを減少させる方向に、また調理食品・外食については支出シェアを増加させる方向に、それぞれ嗜好の寄与を確認することができる。

一方、世帯主の年齢階級による特徴的な嗜好の貢献としては、30 歳未満の家計と 50 歳代の家計の間で対称的な関係が観察される。30 歳未満の家計は穀類、肉類、野菜類の支出シェアが最低であり、調理食品・外食の支出シェアが最高である。これに対して、50 歳代の家計は魚介類と野菜類の支出シェアが最高であり、調理食品・外食の支出シェアが最低である。食の外部依存度の高い 30 歳未満の家計と、健康志向が旺盛な 50 歳代の家計の様子が推察される。特に、世帯主が 50 歳代の家計の魚介類と

表 1. 価格弾力性および食料支出弾力性の推定値

		穀類	魚介類	肉類	乳卵類	野菜類	調理食品・外食
価 格	穀類	-0.098 (-1.080)	0.053 (0.547)	0.279 *** (4.411)	0.049 (0.451)	-0.211 *** (-6.327)	-0.362 *** (-5.079)
	魚介類	0.190 ** (2.015)	-0.745 *** (-3.816)	-0.010 (-0.117)	-0.016 (-0.105)	-0.092 ** (-2.041)	-0.114 (-1.114)
	肉類	0.270 *** (5.094)	-0.113 (-1.475)	-0.128 * (-1.922)	-0.480 *** (-4.933)	-0.020 (-0.775)	-0.259 *** (-5.326)
	乳卵類	0.009 (0.175)	-0.093 (-1.299)	-0.293 *** (-5.563)	-0.143 (-1.309)	-0.049 ** (-2.115)	-0.004 (-0.093)
	野菜類	-0.173 *** (-3.419)	-0.211 *** (-2.952)	0.050 (0.979)	0.023 (0.274)	-0.746 *** (-16.696)	-0.011 (-0.204)
	調理食品 ・外食	-0.850 *** (-4.614)	-0.592 ** (-2.183)	-0.745 *** (-4.854)	0.140 (0.563)	-0.159 * (-1.841)	-0.134 (-0.694)
	食料支出	0.653 *** (6.586)	1.701 *** (13.051)	0.847 *** (8.418)	0.428 *** (2.641)	1.277 *** (16.855)	0.884 *** (9.734)

注：***, **, * はそれぞれ 1%, 5%, 10% でゼロと有意差をもつ。上段が各弾力性の推定値を，下段の括弧内の値が t 値を表す。

表 2. 定数項 (α_i) および嗜好バイアス (η_i) の推計値

	定数項 (α_i)			
	～ 29 歳	30 ～ 39 歳	40 ～ 49 歳	50 ～ 59 歳
穀類	0.120 *** (38.957)	0.149 *** (41.906)	0.179 *** (33.515)	0.166 *** (36.075)
魚介類	0.152 *** (35.149)	0.151 *** (32.448)	0.145 *** (21.719)	0.178 *** (29.688)
肉類	0.119 *** (54.721)	0.130 *** (45.577)	0.143 *** (30.567)	0.130 *** (34.640)
乳卵類	0.080 *** (37.896)	0.074 *** (27.576)	0.064 *** (15.047)	0.056 *** (15.537)
野菜類	0.213 *** (92.637)	0.212 *** (75.513)	0.205 *** (41.744)	0.230 *** (58.490)
調理食品 ・外食	0.316 *** (10.052)	0.285 *** (15.998)	0.264 *** (31.649)	0.240 *** (14.353)
	嗜好バイアス (η_i)			
	～ 29 歳	30 ～ 39 歳	40 ～ 49 歳	50 ～ 59 歳
穀類	-0.094 *** (-2.761)	-0.134 *** (-4.419)	-0.168 *** (-6.712)	-0.123 *** (-5.527)
魚介類	-0.211 *** (-4.096)	-0.211 *** (-4.877)	-0.156 *** (-4.570)	-0.113 *** (-4.648)
肉類	-0.067 ** (-2.258)	-0.111 *** (-3.839)	-0.102 *** (-4.331)	-0.059 *** (-2.920)
乳卵類	-0.149 ** (-3.617)	-0.064 (-1.451)	0.052 (1.115)	0.068 *** (1.568)
野菜類	-0.181 *** (-8.551)	-0.156 *** (-8.172)	-0.128 *** (-8.323)	-0.076 *** (-7.427)
調理食品 ・外食	0.203 *** (8.179)	0.237 *** (8.857)	0.238 *** (8.927)	0.197 *** (7.335)

注：***, ** はそれぞれ 1%, 5% でゼロと有意差をもつ。上段が推定値を，下段が t 値を表す。また， η_i は $\eta_i = \partial \ln w_i / \partial t = \tau_i / w_i$ で定義される食料需要の嗜好バイアスを表し，4 つの世帯主の年齢階級別に算出した。

野菜類，および 30 歳未満の家計の穀類と調理食品・外食に対する反応は突出していて，50 歳代家計の健康志向の強さと，30 歳未満家計の「コメ・肉食離れ」を象徴したような動きとなっている点が注目される。

(3) 家計の食料消費の規模効果

最後に，③「世帯規模の変化」の効果を検討するため，規模の経済性を計測した。(1) 式より，世帯員数にかかるパラメータ (θ) が 1.0 であれば，家計（世帯全体）の需要反応と世帯 1 人当たりの需要反応が等しくなる。したがって，家計需要に世帯規模効果が発現する条件は $\theta - 1 < 0$ であり， $(\theta - 1)$ の推計値 (-0.805 , t 値は -5.441) は家計の食料消費に世帯規模効果が発現していることを示している。

4. 結論

本稿では，「世帯主の年齢階級別」データを用いて，①「価格と家計支出の変化」，②「嗜好の変化」，③「世帯規模の変化」が家計消費に与える影響について考察した。①～③の分析に適合するように，2 節で品目別需要体系の計測式を提示し，続く 3 節の実証分析で①「価格と家計支出の変化」の指標として価格弾力性と支出弾力性を，②「嗜好の変化」の指標として，(1) 品目別支出シェアと (2) 嗜好バイアスを，③「世帯規模の変化」の指標として，世帯規模の経済性を，それぞれ計測した。

図 1. 嗜好の経年変化

計測結果から、以下の点が指摘できる。①自己価格・食料支出の変化に対して非弾力的な品目が多く、「食料」は必需性の高い消費財であること、その中でも、自己価格では魚介類と野菜類が、また消費支出では調理食品・外食が、比較的弾力的な値を示した。②世帯主の年齢階級に関わらず、穀類、魚介類、肉類、野菜類については支出シェアを減少させる方向に、また調理食品・外食については支出シェアを増加させる方向に、それぞれ嗜好の寄与を確認することができた。一方、世帯主の年齢階級による特徴的な嗜好の貢献としては、30歳未満の家計と50歳代の家計の間で対称的な関係が観察された。30歳未満の家計は穀類、肉類、野菜類の支出シェアが最低であり、調理食品・外食の支出シェアが最高であった。これに対して、50歳代の家計は魚介類と野菜類の支出シェアが最

高であり、調理食品・外食の支出シェアが最低であった。食の外部依存度の高い30歳未満の家計と、健康志向が旺盛な50歳代の家計の様子が推察された。③規模の経済の指標は家計の食料消費に世帯規模効果が発現していることを示した。

注 1) 嗜好の変化や世帯属性の違いが家計消費に与える効果を分析する類似研究であるコーホート分析では、価格や家計支出によらない消費量の変化を、3つの効果(年齢効果、時代効果、コーホート効果)に分離して考察できるというメリットがある。コーホート分析で扱う3つの効果は、本稿で示す分析の枠組みでは分離して見ることはできない。その一方で、田中ほか[2]が指摘するように、コーホート分析の枠組みでは3つの効果は厳密に識別することが困難である、また価格や家計支出などを用いた従来の家計需要分析との整合性などについては考慮されていない、という課題もある。したがって、本稿では家計需要分析の手法を用いて、コーホート分析とは異なる視点から分析を行う点に留意されたい。

- 2) AIDS モデルおよび Barten モデルに関しては、Deaton and Muellbauer [1] 参照されたい。
- 3) ここで、Divisia 価格指数は次の式で定義され、 ω_{kt} は t 期における k 品目の支出シェアを、 p_{kt} は t 期における k 品目の価格指数を、それぞれ表す。

$$\ln(p_t/p_{t-1}) = \sum_k 1/2(\omega_{kt} + \omega_{k,t-1}) \ln(p_{kt}/p_{k,t-1})$$

- 4) なお、説明変数はそれぞれ平均値で基準化した。
- 5) ①価格弾力性および②食料支出弾力性の推計値は、次の算出式より導出する。

$$\textcircled{1} \partial \ln q_i / \partial \ln p_j = -\delta_{ij} + \gamma_{ij} / w_i - \beta_i w_j / w_i$$

$$\textcircled{2} \partial \ln q_i / \partial \ln x = 1 + \beta_i / w_i$$

ただし、 δ_{ij} は $i=j$ のとき $\delta_{ij}=1$ 、 $i \neq j$ のとき $\delta_{ij}=0$ となるクロネッカー・デルタを表す。

- 6) 紙幅の制約上、統計結果のうち重要な部分だけを表記した。ただし5本の計測式の決定係数は、0.925～0.990の範囲で、あてはまりは良好である。

引用文献

- [1] Deaton, A. and Muellbauer, J., *Economics and consumer behavior*, Cambridge University Press, 1980.
- [2] 田中正光・三枝義清・森 宏・川口雅正「コーホート分析における『識別問題』の克服」、『専修経済学論集』42(1), (2007), 1-44 ページ。