

ノート

インドネシアにおける食料消費支出の変化

——家計調査データの計量分析——

石田章 會田陽久 明石光一郎 横山繁樹

- | | |
|----------------|---------|
| 1. はじめに | 3. データ |
| 2. 分析モデル | 4. 計測結果 |
| (1) 先行研究の整理 | 5. おわりに |
| (2) 支出弾力性の計測方法 | |

1. はじめに

インドネシアは、総人口約2億人（中国、インド、米国に次いで世界第4位）を擁するアジアの大国である。政府主導による農業開発政策の実施と種子・肥料技術の積極的導入によって、1970年代から80年代半にかけて、同国の食料生産は、主食の米などで国内自給が達成されるなど飛躍的に増大した（加納〔19〕，サラギ・タンブボロン〔32〕，横山〔33〕）。しかし、主食の米について見ると、条件不利地域（外島⁽¹⁾）における稲作栽培の比重が高まるにつれて、米生産の年次変動は拡大傾向にある（横山〔33〕）。また、1980年代末からは、石油価格の低迷による財政収入の低下と対外債務の増加に対処するために農業関連公共支出が大幅に削減され⁽²⁾，その一方で、都市化・工業化に伴って優良農地の荒廃が進み、農業生産基盤の脆弱化が懸念されている（横山〔33〕）。そして、1990年代に入ると、エルニーニョによる不作を契機として再び米の純輸入国に転じるなど、食料の国内生産は停滞基調に推移している。

こうした食料生産の停滞の一方で、急速な人口増加と所得向上に伴って、食料消費は多様化しかつ拡大基調にある。この結果、1990年代におけるインド

ネシアの食料輸入は、量的に多いだけではなく増加基調にあり、さらに年次変動が大きいことを特徴としている。

このような特徴から、インドネシアにおける食料の生産・消費・輸入動向を把握することは、東南アジア地域のみならずアジア地域全体の食料需給バランスの動向予測のために不可欠である。しかし、インドネシアにおける食料輸入動向に関しては比較的容易に時系列データが入手可能であるが、生産と消費については信頼性の高い時系列データの入手は困難である⁽³⁾。このため、研究の重要性にもかかわらず、食料生産および消費に関する時系列的な計量分析はあまり行われてこなかった。特に消費構造の変化に関する計量分析は皆無に等しい。

そこで本稿では、経済成長に伴って食料消費の多様化が進展した1980年代半ば以降を対象に、インドネシアでの食料消費における支出構造がどのように変化したかを解明することを主たる目的とする。このために、統計資料の中では比較的信頼性が高いとされる家計調査の集計データを用いた計量分析を行った。この家計調査の集計データは横断面データであるが、家計調査が定期的に行われていることから、計量分析の計測結果について時系列に比較することが可能となる。

なお、本稿では、1997年に発生したアジア経済危機と異常気象（エルニーニョ現象・ラニーニャ現象）を契機とした食料危機が家計の食料費支出に及ぼした影響については言及しなかった⁽⁴⁾。なぜならば、このことを具体的データに則して論じるには、1999年（論文執筆時）に実施されている家計調査の結果を検討する必要があるからである。

ここで、本稿の構成を示せば次の通りである。まず2において、本稿において用いるエンゲルの支出弾力性の計測方法を説明する。次に3では、家計調査の集計結果を概観することによって、インドネシアにおける食料消費支出の変化を素描する。その上で、4において、家計調査の集計データを用いて支出弾力性を計測し、その計測結果から、同国における食料消費支出の変化について検討を加える。そして、最後の5において、本稿の取りまとめを行う。

- 注(1) インドネシアの先進地域であるジャワを除いた地域。スマトラ、ヌサトゥンガラ、カリマンタン、スラウェシ等から成る。
- (2) Kesavan *et al.* [24] は、米の主産地であるジャワ島においては米単収に対する肥料価格の弾力性が小さいことから、政府による肥料価格の補填制度が廃止されたとしても、単収へのマイナスの影響は小さいと指摘している。しかし、ジャワ島の都市近郊では水田が他の目的に転用されるなど、同島の農業生産基盤は弱体化している(米倉 [34])。
- (3) 例えば、加納 [20] は、1993 年以降政府公表の米生産量が精米ベースで 300～400 万トン程度(総生産量の 1 割以上に相当)も過大に推定されていると指摘している。
- (4) インドネシアにおける食料危機については、横山 [33] を参照されたい。また、インドネシアの隣国マレーシアでは、アジア危機を契機として食料安全保障の強化が農政の重要課題となっている(石田・アズィザン [18], Malaysia [26])。

2. 分析モデル

(1) 先行研究の整理

ミクロ経済学の分野において、横断面データを用いたエンゲルの支出弾力性の計測方法として、大別すると以下に述べる二つのアプローチが提示されている。

第 1 の方法は、エンゲル曲線の関数形を両対数型、片対数型、逆対数型、対数正規分布の累積型、ワーキング・レッサー型⁽¹⁾などに特定化して支出弾力性を計測する方法である(例えば, Adeyokunnu [1], Arief [3], Leser [25], Oczkowski and Perumal [27], Prais and Houthakker [29])。Prais and Houthakker [29] は様々な関数形を横断面データに適用した結果、上級財には両対数型、下級財には片対数型の適合度 (goodness of fit) が良いと指摘している。

しかし、この方法の問題点として、次の諸点が指摘されている(Podder and Binh [28])。まず第 1 に、一般的に支出弾力性を制約する総和条件 (adding-up condition) を自動的に満足しない関数形が多い。第 2 に、適合度がよくない場合が多い。第 3 に支出弾力性の値が所得あるいは支出水準に対して一定で

あるか単調に (monotonically) 増加・減少する。最後に、非線形のエンゲル曲線を一般化最小二乗法によって推定する時に所得・支出階級ごとの幾何平均あるいは調和平均が得られない場合が多く、それらの代替として算術平均を用いると推定結果に歪みが生じる。

このような問題点を踏まえた第2の方法は Kakwani [21], [22], Kakwani and Podder [23] によって提示され、その後様々な改良が加えられつつ横断面データの需要分析に用いられている (Binh and Podder [5], Datt [11], Haque [16], Podder and Binh [28])。この計測法は、総支出と各消費項目ごとにローレンツ曲線あるいは集中度曲線を計測し、その計測結果を用いて支出弾力性を算出する方法である。総和条件が満たされること、さらに上級財・下級財に関係なく適合度の良い計測結果が得られることなど、第1の方法に比べて優れているとされる。

このことから、本稿では第2の方法—特に Podder and Binh [28] の提示した手法—を用いて、インドネシアにおける支出弾力性の計測を行うこととする。

(2) 支出弾力性の計測方法

r をある世帯一人当たり総支出額、 $f(r)$ を r の確率密度関数 (probability density function) とすると、一人当たり総支出額が x 以下である世帯数の比率 $p(x)$ は、下の(1)式のように $f(r)$ を積分することによって求めることができる。

$$p(x) = \int_0^x f(r) dr \quad (1)$$

また、ある世帯における j 財への一人当たり支出額を $g_j(x)$ とすると、総支出額に占める j 財への支出比率は $h_j(x) = \frac{g_j(x)}{x}$ となる。ここで、 $h_j(x)$ と r の累積比率 (cumulative proportion) を $q_j(x)$ と $q(x)$ とすると、

$$q_j(x) = \frac{1}{E[h_j(r)]} \int_0^x h_j(r) f(r) dr \quad (2)$$

$$q(x) = \frac{1}{E(r)} \int_0^x r f(r) dr \quad (3)$$

さらに、 $h_j(x)$ と r のローレンツ曲線あるいは集中度曲線を各々 $L_j(p)$ と $L(p)$ とすると、(1)式～(3)式から次の関係式が得られる。

$$L'_j(p) = \frac{g_j(x)}{\mu_j x^2 f(x)} \quad j = 1, 2, \dots, m \quad (4)$$

$$\begin{aligned} L^*_j(p) &= \frac{\left[\frac{x g'_j(x)}{g_j(x)} - 1 \right] g_j(x)}{\mu_j x^2 f(x)} \\ &= \frac{[\eta_j(x) - 1] g_j(x)}{\mu_j x^2 f(x)} \quad j = 1, 2, \dots, m \end{aligned} \quad (5)$$

$$L'(p) = \frac{x}{\mu} \quad (6)$$

$$L^*(p) = \frac{1}{\mu f'(x)} \quad (7)$$

ただし、 $\eta_j(x)$ ($= \frac{x g'_j(x)}{g_j(x)}$) は j 財の支出弾力性、 μ_j と μ は $h_j(r)$ と r の平均値 ($E[h_j(r)]$, $E(r)$) である。さらに(4)式～(7)式を整理すると、次の関係式が得られる。

$$\eta_j(x) = \frac{L^*_j(p) L'(p)}{L_j(p) L^*(p)} + 1 \quad j = 1, 2, \dots, m \quad (8)$$

具体的に(8)式を用いて支出弾力性を算出するためには、ローレンツ曲線の関数形を特定化する必要がある。本稿では、ローレンツ曲線を **Kakwani and Podder [23]** と **Podder and Binh [28]** が用いた次式の通りに特定化した。

$$L_j(p) = p^{\alpha_j} e^{-\beta_j(1-p)} \quad (9)$$

$$L(p) = p^{\alpha} e^{-\beta(1-p)} \quad (10)$$

ここで便宜的に $l_1 = \frac{L'_j(p)}{L_j(p)}$, $l_2 = \frac{L'(p)}{L(p)}$ と定義し、(9)式と(10)式を微分した後
に整理すると、次式が得られる。

$$l_1 = \frac{(\alpha_j + \beta_j p)^2 - \alpha_j}{(\alpha_j + \beta_j p)} \cdot \frac{1}{p} \quad (11)$$

$$l_2 = \frac{\alpha + \beta p}{(\alpha + \beta p)^2 - \alpha} \cdot p \quad (12)$$

この(11)式と(12)式を(8)式に代入することによって、支出水準 x での j 財の支出弾力性を算出する次式が得られる。

$$\eta_j(x) = \frac{(\alpha_j + \beta_j p)^2 - \alpha_j}{(\alpha_j + \beta_j p)} \cdot \frac{\alpha + \beta p}{(\alpha + \beta p)^2 - \alpha} + 1 \quad (13)$$

また、 $\eta_j(x)$ の推定量の分散は Cramer [10] に従うと次式のように展開可能である。

$$\begin{aligned} \text{var}(\eta_j(x)) = & l_2^2 \left[\left(\frac{\partial l_1}{\partial \alpha_j} \right)^2 \text{var}(\hat{\alpha}_j) + \left(\frac{\partial l_1}{\partial \beta_j} \right)^2 \text{var}(\hat{\beta}_j) + 2 \left(\frac{\partial l_1}{\partial \alpha_j} \right) \left(\frac{\partial l_2}{\partial \beta_j} \right) \text{cov}(\hat{\alpha}_j, \hat{\beta}_j) \right] \\ & + l_1^2 \left[\left(\frac{\partial l_2}{\partial \alpha} \right)^2 \text{var}(\hat{\alpha}) + \left(\frac{\partial l_2}{\partial \beta} \right)^2 \text{var}(\hat{\beta}) + 2 \left(\frac{\partial l_2}{\partial \alpha} \right) \left(\frac{\partial l_2}{\partial \beta} \right) \text{cov}(\hat{\alpha}, \hat{\beta}) \right] \quad (14) \end{aligned}$$

このように(13)式と(14)式から財の支出弾力性とその分散を算出することができる。(9)式の両辺に対数をとると次式の通りとなり、OLSによってパラメーターを推計することができる(詳細な証明は Podder and Binh [28] を参照のこと)。

$$\log[q_j(x_i)] = \alpha_j \log[p(x_i)] - \beta_j [1 - p(x_i)] + \varepsilon_j \quad (15)$$

注(1) Deaton and Muellbauer [12] は、ワーキング・レッサー型モデルを時系列データにも適用できるように拡張した AIDS (Almost Ideal Demand System) を考案している。

3. データ

インドネシアでは、中央統計局(BPS, Biro Pusat Statistik)が社会経済調査(Survei Sosial Ekonomi Nasional)の一環として、3年ごとに家計調査を実施している。調査結果については、BPSから支出階級別と地域別に、支出項目ごとの平均購入額と消費量に関する集計データが公表されている。すべて

第1表 インドネシアにおけるエンゲル係数の変化

	都市部	農村部	全国平均
1984	54.10	68.55	63.24
1990	51.40	67.41	60.36
1996	47.97	63.26	55.27

資料：BPS〔6〕,〔7〕,〔8〕

注：エンゲル係数＝食料費÷消費支出額

のデータは、一人当たりの平均値で示されている。本稿では、1980年代半ば以降を分析対象として、インドネシアにおける食料消費支出の構造変化を解明するために、主に1984年と96年に実施された家計調査の集計データを用いて計量分析を

行った。

計量分析の結果を検討する前に、インドネシアにおける食料支出構造を概観することにしよう。家計調査の集計結果によると、第1表に示した通り、エンゲル係数（食料費が消費支出額に占める比率）は、都市部（kota）と農村部（desa）の両方において低下基調にある。全国平均で見ると、1984年に63.24であったエンゲル係数は、90年には60.36、96年は55.27と一貫して低下している。しかし、1996年時点において、農村部のそれは63.26と高水準にあり、所得水準が相対的に高い都市部においてすら、その値が50の水準を下回ったのは90年代に入ってからのことである。

ここで、1996年について支出階級別にエンゲル係数を求めると、第2表の通りとなる。支出階級が上位（下位）であるほどエンゲル係数の値は小さく

第2表 支出階級別のエンゲル係数（1996年）

1カ月当たり所得	都市部	構成比	農村部	構成比	全国平均	構成比
15,000ルピア未満	82.68	0.03	74.44	0.20	74.97	0.14
15,000～19,999ルピア	72.15	0.13	73.70	1.93	73.64	1.28
20,000～29,999ルピア	68.98	2.84	71.25	15.08	71.02	10.67
30,000～39,999ルピア	65.94	8.39	69.74	23.46	69.10	18.03
40,000～59,999ルピア	62.33	22.91	67.54	33.20	66.06	29.49
60,000～79,999ルピア	57.98	19.14	64.09	14.12	61.42	15.93
80,000～99,999ルピア	54.77	13.54	60.16	5.83	57.10	8.61
100,000～149,999ルピア	50.33	18.23	54.83	4.42	51.66	9.39
150,000～199,999ルピア	44.79	14.79	45.68	1.76	44.98	6.46
200,000～299,999ルピア	37.79		36.60		37.61	
300,000ルピア以上	24.23		20.01		23.78	

資料：BPS〔8〕

(大きく) になっており、エンゲルが指摘した一般経験則と整合的である。

インドネシアにおける都市部および農村部の貧困所得水準は、1996年時点において、それぞれ月一人当たり 38,246 ルピアと 27,413 ルピアとされている (BPS [4])。このことから便宜的に、都市部では下位 4 階級まで、農村部では下位 3 階級までを貧困層と見なした。

その上で、1996年時点での貧困層のエンゲル係数を計算すると、都市部では 66.8、農村部では 71.6 と極めて高水準にあることが確認できる。同様の手順によって、1984年における貧困層のエンゲル係数を計算すると、都市部では 66.4、農村部では 72.0 となる。つまり、1984～96年の間に、貧困層のエンゲル係数はほとんど変化していないといえる。

これに対して、上位支出階級のエンゲル係数は低下基調にある。例えば、1984年と96年における上位 4 支出階級のエンゲル係数 (全国平均) を比較すると、1984年には 49.5 であったのが 96年には 41.8 まで低下している。また、ここで留意すべきことは、1984～96年の間に上位 4 階級に属する人口比率が 8.81%から 15.85%に増加したことである。この変化とは逆に貧困層の人口比率は、同期間中に 21.64%から 11.34%に大幅に減少している (BPS [4])⁽¹⁾。つまり、下位支出階級の人口比率が減少する一方で、エンゲル係数の減少が見られた中位・上位支出階級の人口比率が増加したといえる。

これらの議論を総じて見れば、インドネシアにおけるエンゲル係数の低下基調は、中・高支出階級におけるエンゲル係数の低下と貧困層に属する人口比が減少したことによって説明しうる。

次に、食料支出額の項目別構成比とその変化に目を転じよう。第 3 表に示した通り、1996年の都市部のケースを除くと、最大の食料支出項目は穀類である。1996年時点において、穀類が家計費に占める比率は都市部では 8.47%、農村部では 17.45%であり、全国平均でも 12.78%の高水準にある。概して、所得水準の高い都市部の方が一般的に上級財とされる肉類、牛乳・乳製品類、加工食品類などの比率が高い⁽²⁾。これに対して、農村部では都市部に比べて、上述した穀類以外にキャッサバを中心とした根菜類、豆類、魚介類などの比率

第3表 項目別にみた食料費支出の比率

	1984年			1996年		
	都市部	農村部	全国平均	都市部	農村部	全国平均
穀類	11.93	23.64	19.34	8.47	17.45	12.78
根菜類	0.67	1.60	1.26	0.42	0.95	0.67
魚介類	4.61	6.28	5.67	4.03	5.60	4.78
肉類	3.59	2.14	2.67	3.70	2.74	3.23
牛乳・乳製品類	3.12	1.84	2.31	3.20	2.70	2.95
野菜類	4.71	6.30	5.72	4.08	5.90	4.95
豆類	2.17	2.32	2.26	1.67	2.23	1.94
果実類	2.58	2.79	2.71	2.98	2.79	2.88
油脂類	-	-	-	1.85	2.99	2.40
飲料類	-	-	-	2.31	3.72	2.99
香辛料類	-	-	-	1.15	1.68	1.41
その他	7.99	10.90	9.83	1.42	1.14	1.29
加工食品類	7.89	5.21	6.19	9.19	7.74	8.48
アルコール飲料類	0.19	0.19	0.19	0.07	0.09	0.08
たばこ・嗜好品類	4.66	5.36	5.10	3.43	5.54	4.44
合計（エンゲル係数）	54.10	68.55	62.26	47.97	63.26	55.27

資料：BPS〔6〕,〔8〕

注：エンゲル係数＝食料費÷消費支出額

が高い。

1984年と1996年の支出比率を比較すると、相対的に支出弾力性の値が大きい肉類、牛乳・乳製品類、果実類、加工食品類の支出比率が増加している。全国平均で見た場合に、各々の支出比率は次のように変化している。肉類2.67%から3.23%、牛乳・乳製品類2.31%から2.95%、果実類2.71%から2.88%、加工食品類6.19%から8.48%。これとは対照的に、穀類と根菜類の支出比率は顕著に低下している。全国平均で見ると、1984年に19.34%と1.26%であった穀類と根菜類の支出比率は、1996年には12.78%と0.67%まで低下している。以上を総じて見ると、インドネシアでは、穀類や根菜類中心から動物性タンパク源である肉類と牛乳・乳製品類、そして加工食品類と果実類を加えたより多様化した食料支出構造へと変化しつつあるといえる。

最後に本節を締めくくるに当たり、食料費の中で最大の支出項目である穀類について、一人当たり消費量がどのように変化しているかを概観しよう（第4

第4表 家庭内における年間一人当たり穀類消費量の推移

(単位: kg/人)

	1984	1987	1990	1993	1996
米	106.4	116.3	117.7	116.1	111.2
(都市部)	102.3	109.8	111.3	106.5	101.9
(農村部)	107.7	118.6	120.5	121.0	116.4
トウモロコシ	19.4	10.6	9.2	6.7	3.7
(都市部)	3.1	1.5	1.6	1.1	1.0
(農村部)	24.5	13.8	12.5	9.5	5.3
穀類(総計)	127.0	128.4	128.5	123.9	117.8
(都市部)	106.4	112.5	114.3	109.0	104.6
(農村部)	133.3	134.1	134.8	131.5	125.2

資料: BPS [6],[7],[8]

表)。低所得国インドネシアでは、マクロ統計データから、所得水準の向上に伴って、一人当たり穀類・米消費量は増加基調にあることが指摘されている⁽³⁾。事実、1984～90年にかけて、年間の一人当たり穀類消費量は127.0kgから128.5kgに増加している。また、穀類消費量の大半を占める米消費量も、同期間に106.4kgから117.7kgに増加している。

しかし、1990～96年にかけては、都市部と農村部の両地域において、穀類・米消費量は減少している。例えば、全国平均の穀類消費量は、1990年の128.5kgから10.7kg減少して96年には117.8kgになっている。ところが、このことから直ちにインドネシアにおいて、一人当たり穀類消費量が減少に転じたと結論付けることはできない。なぜならば、これらのデータには、家庭内消費分しか含まれておらず、外食消費分が含まれていないからである⁽⁴⁾。外食による穀類消費量のデータが入手不可能であり、さらに信頼性の高い食料生産統計が得られないインドネシアにおいて、一人当たり穀類・米消費量が増加基調から減少基調に転じたかどうかを確認するためには、今後の家計調査結果やマクロ統計データの詳細な検討が必要であろう。しかし、ここでは、1980年代までの増加基調にあった家庭内における一人当たり穀類消費量が、1990年代に入って、減少基調に転じたということは確認できよう。

- 注(1) 貧困層の人口比率は減少基調にあるものの、いまだに貧困撲滅は重要な政策課題である。例えば貧困世帯では幼児の栄養失調が深刻であり、1989年時点において、約250万人の幼児が栄養失調の状態に置かれていたという (Elfindri and Dasvarma [13])。また、Garcia [14] は、地域間の所得格差は縮小基調にあるものの、さらなる格差は正のために低所得地域において、教育の普及と衛生状態の改善によって所得・生活水準の向上を図っていくことが重要である、と指摘している。
- (2) Rae [31] は、東アジア諸国の事例研究から、都市化の進展が畜産物需要の拡大に影響すると指摘している。
- (3) 加納 [20]。FAOの食料需給表からも確認できる。
- (4) インドネシアでは、国民一人当たりの年間精米消費量は、およそ130kg程度と考えられている (加納 [20])。また米倉 [34] は、大統領演説付属資料を根拠として、米の国民一人当たり年間供給量 (=消費量) が1990年代に入り頭打ちの状態にあると述べている。

4. 計測結果

本節では、2において説明した計測方法によって支出弾力性を推定し、その計測結果を詳細に検討することによって、インドネシアにおける食料支出構造の変化をさらに明らかにしていくことにしよう。

まず最初に、第5表に(15)式の計測結果を示した。1996年の牛乳・乳製品類を除くと、係数のt値は有意に大きい。これに加えて、決定係数の値は計測したすべての式において0.99の高水準を上回っている。また、計測結果の信頼性を統計学的に確認するために、誤差項の正規性 (normality) と分散均一性 (homoskedasticity) について、それぞれJarque-BeraとWhiteの手法に従って検定を行った⁽¹⁾。この結果、すべての計測式において、5%有意水準において誤差項の正規性と分散均一性の帰無仮説は棄却されない (つまり、誤差項は正規性と分散均一性の諸条件を満たす)。このことから、(15)式を用いた計測結果は統計学的に信頼性が高いことが確認された⁽²⁾。

次に、(15)式の計測結果から得られる $\hat{\alpha}_j, \hat{\beta}_j, \hat{\alpha}, \hat{\beta}, \text{var}(\hat{\alpha}_j), \text{var}(\hat{\beta}_j), \text{var}(\hat{\alpha}), \text{var}(\hat{\beta}), \text{cov}(\hat{\alpha}_j, \hat{\beta}_j), \text{cov}(\hat{\alpha}, \hat{\beta})$ を(13)式と(14)式に代入し、 $p=0.5$ の場合の支出弾力性

第5表 計測結果

	α	t値	β	t値	決定係数	正規性	分散均一性
1984年							
穀類	1.0491	78.5709	-0.5281	-14.5227	0.9998	0.8140	4.4135
根菜類	0.8308	69.3353	-0.2339	-7.1685	0.9997	0.8892	1.3620
豆類	1.2037	145.6574	-0.3662	-16.2707	0.9999	1.1994	6.8673
肉類	1.0658	49.3854	1.2597	21.4323	0.9997	3.3617	7.3291
乳製品類	1.3412	341.0612	0.5899	55.0810	1.0000	1.2582	4.1376
魚介類	1.0745	32.2242	0.1917	2.1110	1.0000	0.5115	3.4423
野菜類	0.9411	74.9016	-0.0688	-2.0117	0.9998	0.5847	4.7708
果実類	1.0069	65.7388	0.4593	11.0092	0.9998	0.4887	2.9272
加工食品類	1.1650	185.3620	0.1856	10.8454	1.0000	0.6206	2.1448
食料費支出	1.0229	109.5443	-0.1391	-5.4681	0.9999	0.7740	4.1605
総支出	1.0976	21.4197	1.0336	7.4062	0.9984	0.7053	3.6729
1996年							
穀類	0.9763	212.6707	-0.5811	-28.7206	0.9999	0.9581	3.6875
根菜類	0.7540	95.4062	-0.3393	-9.7401	0.9997	3.1062	8.3450
豆類	1.0974	162.1835	-0.3772	-12.6482	0.9999	1.3190	7.3877
肉類	0.9685	17.2259	1.2529	5.0557	0.9943	0.7103	8.5298
乳製品類	1.2481	106.1813	0.0223	0.4308	0.9998	3.5018	8.4118
魚介類	1.0885	139.9005	-0.1800	-5.2497	0.9999	0.9391	4.0769
野菜類	1.0229	155.9689	-0.2687	-9.2966	0.9999	0.9097	3.0651
果実類	1.1014	96.2823	0.1617	3.2061	0.9997	5.6522	8.4143
加工食品類	1.2034	118.9118	0.1613	3.6154	0.9998	3.0145	8.9532
食料費支出	0.9991	200.7959	-0.1721	-7.8484	0.9999	0.6588	3.7361
総支出	1.0777	38.8839	1.0883	8.9146	0.9987	0.7570	3.7742

(点推定<point estimation>)とその標準誤差を算出した(第6表)⁽³⁾。また、支出分位ごと($p=0.2, 0.4, 0.6, 0.8$)の弾力性の変化を説明するために、4分位ごとに支出弾力性を推定した(第7表)。ここでいう第1分位の支出弾力性とは、一人当たり世帯所得がちょうど下から20%目の世帯の支出弾力性(点推定値)である。同様に、第2分位から第4分位のそれは、各々下から40%目(上位60%目)、60%目(上位40%目)、80%目(上位20%目)の世帯の支出弾力性の点推定値である。いずれの計測結果においても支出弾力性の標準誤差は有意に小さいことから、これらの計測結果は統計学的に信頼性が高いといえる。

このように第5表から第7表の計測結果を総じて見れば、Podder and Binh

第6表 支出弾力性の計測結果(p=0.5)

	1984年		1996年	
	支出弾力性	標準誤差	支出弾力性	標準誤差
穀類	0.410	(0.021)	0.229	(0.011)
根菜類	0.518	(0.015)	0.263	(0.019)
豆類	0.830	(0.004)	0.688	(0.006)
肉類	2.142	(0.038)	2.032	(0.140)
牛乳・乳製品類	1.874	(0.017)	1.280	(0.010)
魚介類	1.270	(0.038)	0.904	(0.006)
野菜類	0.859	(0.008)	0.726	(0.006)
果実類	1.452	(0.011)	1.262	(0.010)
加工食品類	1.355	(0.004)	1.362	(0.008)
食料費支出	0.872	(0.004)	0.811	(0.003)

[28] の手法によって、クロスセクション分析においてしばしば問題となる分散不均一な誤差項の問題を回避しつつ、信頼性の高い支出弾力性の値を得ることができたといえる。それでは具体的に、第6表と第7表の計測結果を用いて、インドネシアにおける食料消費支出の動向について詳細に検討を加えていくことにしよう⁽⁴⁾。

まず最初に食料費に着目すると、中位数の支出水準(p=0.5)では、1984年に0.872であった支出弾力性は、96年には0.811に減少している。ここで、支出分位ごとに弾力性の変化を比較すると、第1分位(p=0.2)では0.929から0.847、第2分位(p=0.4)では0.885から0.821、第3分位(p=0.6)では0.862から0.802、第4分位(p=0.8)では0.845から0.786に低下している。このように、下位支出分位の方が弾力性の下落幅・下落率がごくわずかに大きいことから、階級間の支出弾力性の差はどちらかというところ縮小傾向にあると推察される。

次に、消費項目別に支出弾力性の変化を見ていくことにしよう。1984年と96年の値を比較すると、中位数の支出水準では、加工食品類以外の項目において支出弾力性が低下していることが確認できる(第6表)。特に、穀類と根菜類の支出弾力性が比較的大きく低下している⁽⁵⁾。1984年と96年の値を比較すると、p=0.5の場合、穀類の支出弾力性は0.410から0.229、根菜類のそれ

第7表 階級別の支出弾力性 (1984年と1996年)

支出分位	穀類				根菜類			
	1984年		1996年		1984年		1996年	
	弾力性	標準誤差	弾力性	標準誤差	弾力性	標準誤差	弾力性	標準誤差
第1分位 (p=0.2)	0.636	(0.012)	0.406	(0.008)	0.404	(0.020)	0.109	(0.020)
第2分位 (p=0.4)	0.472	(0.017)	0.290	(0.010)	0.503	(0.014)	0.249	(0.017)
第3分位 (p=0.6)	0.351	(0.027)	0.162	(0.014)	0.525	(0.017)	0.260	(0.024)
第4分位 (p=0.8)	0.226	(0.047)	-0.002	(0.026)	0.522	(0.023)	0.226	(0.041)

支出分位	豆類				肉類			
	1984年		1996年		1984年		1996年	
	弾力性	標準誤差	弾力性	標準誤差	弾力性	標準誤差	弾力性	標準誤差
第1分位 (p=0.2)	1.142	(0.003)	0.888	(0.003)	2.100	(0.057)	1.916	(0.138)
第2分位 (p=0.4)	0.896	(0.003)	0.734	(0.005)	2.135	(0.041)	2.012	(0.134)
第3分位 (p=0.6)	0.778	(0.005)	0.649	(0.008)	2.146	(0.037)	2.044	(0.148)
第4分位 (p=0.8)	0.697	(0.008)	0.582	(0.013)	2.152	(0.036)	2.060	(0.171)

支出分位	牛乳・乳製品類				魚介類			
	1984年		1996年		1984年		1996年	
	弾力性	標準誤差	弾力性	標準誤差	弾力性	標準誤差	弾力性	標準誤差
第1分位 (p=0.2)	2.167	(0.052)	1.553	(0.012)	1.318	(0.038)	1.040	(0.004)
第2分位 (p=0.4)	1.926	(0.022)	1.330	(0.010)	1.278	(0.036)	0.932	(0.005)
第3分位 (p=0.6)	1.838	(0.015)	1.246	(0.011)	1.265	(0.041)	0.883	(0.007)
第4分位 (p=0.8)	1.793	(0.012)	1.201	(0.014)	1.260	(0.049)	0.851	(0.010)

支出分位	野菜類				果実類			
	1984年		1996年		1984年		1996年	
	弾力性	標準誤差	弾力性	標準誤差	弾力性	標準誤差	弾力性	標準誤差
第1分位 (p=0.2)	0.811	(0.007)	0.814	(0.003)	1.394	(0.013)	1.350	(0.009)
第2分位 (p=0.4)	0.851	(0.007)	0.748	(0.005)	1.440	(0.011)	1.277	(0.009)
第3分位 (p=0.6)	0.865	(0.009)	0.706	(0.007)	1.461	(0.011)	1.252	(0.010)
第4分位 (p=0.8)	0.870	(0.011)	0.672	(0.010)	1.474	(0.012)	1.241	(0.013)

支出分位	加工食品類				食料費支出			
	1984年		1996年		1984年		1996年	
	弾力性	標準誤差	弾力性	標準誤差	弾力性	標準誤差	弾力性	標準誤差
第1分位 (p=0.2)	1.503	(0.011)	1.565	(0.011)	0.929	(0.003)	0.847	(0.002)
第2分位 (p=0.4)	1.381	(0.005)	1.398	(0.008)	0.885	(0.004)	0.821	(0.002)
第3分位 (p=0.6)	1.337	(0.004)	1.338	(0.009)	0.862	(0.005)	0.802	(0.003)
第4分位 (p=0.8)	1.315	(0.003)	1.308	(0.010)	0.845	(0.007)	0.786	(0.005)

は 0.518 から 0.263 に大幅に減少している。この計測結果は、穀類と根菜類の支出比率が大幅に減少基調にある事実と整合的である。

さらに詳細に分析するために、支出分位ごとの支出弾力性を比較すると、下位支出分位を含む 4 分位の全てにおいて、1984 年から 96 年にかけて、穀類と根菜類の支出弾力性は急速に低下している。ここで驚くべきことに、1996 年時点において第 4 分位 ($p=0.8$) では、穀類の支出弾力性は負の値 (-0.002) をとっている。このような状況を考えると、今後の所得向上に伴って穀類と根菜類の支出弾力性が引き続き低下基調に推移するならば、来世紀初頭には、両者とも弾力性の平均値は零に近い値あるいは負の値をとる可能性がある。

このように穀類と根菜類の支出弾力性が大きく減少する一方で、支出弾力性の減少が比較的小幅であったのは肉類と果実類である。それぞれの支出弾力性の変化を示すと、中位数の支出水準において、肉類は 2.142 から 2.032、果実類は 1.452 から 1.262 に低下している。両者とも支出弾力性の低下が小幅であったことに加えて、弾力性が 1 を超えていることから嗜好財に分類できる。しかし、支出階級別の弾力性を比較すると、両者間には際だった相違点を見出すことができる。肉類の場合、1984 年と 96 年の両方において、上位支出分位の方が支出弾力性が大きい。

これに対して、果実類では、1984 年には上位支出分位の方が支出弾力性は大きかったが、96 年には逆に下位支出分位の方が大きな弾力性をとっている。今後の所得向上によっては、肉類の弾力性が小幅な下落に留まるのに対して、果実類のそれは下落幅を拡大していく可能性がある。

次に、唯一支出弾力性が大きくなった加工食品類に目を転じよう。1984 年から 96 年にかけて、 $p=0.5$ における加工食品類の支出弾力性は 1.355 から 1.362 に上昇している。ここでより詳しく支出分位別にその弾力性の変化をみると、第 1 から第 3 分位では支出弾力性が上昇しているものの、第 4 分位において、それは低下している。今後の所得向上につれて、低支出階級においても支出弾力性の低下が起こるかどうか注目される。

最後に、食料消費の多様化という観点から計測結果を論じることにしよう。

1996年の計測結果についてみると、支出弾力性が1を超えているのは、肉類、加工食品類、牛乳・乳製品類、果実類の4項目であった。これに対して、穀類と根菜類の支出弾力性はともに0.2~0.3の範囲内にある。このことから、前節3でも指摘した通り、経済が順調に成長すると仮定すれば、穀類・根菜類中心から肉類、牛乳・乳製品類、果実類、加工食品類の消費拡大によって食料消費の多様化が一層進展していくものと推察される。これに加えて、年率1.6%を越える高い人口成長率を勘案すると、今後、インドネシアにおける畜産業や食品加工業の発展は、同国の食料の安定的供給に必要不可欠であろう。

また、ここで忘れてならないのは、インドネシアの畜産業が成長すれば飼料穀物の輸入量が増大する可能性があり⁽⁶⁾、反対に畜産業の発展が成長軌道に乗らない場合には、乳製品を含む畜産物の輸入需要が拡大する可能性が高いことである⁽⁷⁾。いずれの可能性においても、人口規模と高い人口成長率を考慮合わせると、アジア地域における食料需給事情への影響は大きい⁽⁸⁾。また、インドネシアにとっても、飼料穀物か畜産物・乳製品、あるいはその両方を輸入に大きく依存することは、1997年に発生した通貨変動の経験からも明白な通り、食料供給体制の弱点となる可能性がある。それ故に、国内における飼料生産の拡大や食品産業育成などの諸施策が必要であろう⁽⁹⁾。

注(1) Jarque-Bera と White の検定方法については、Green [15] を参照。

(2) 比較のために、エンゲル関数をワーキング・レッサー型で特定化し、OLSによって係数を推定した。その結果、例えば、1996年の場合、10式中2式において、係数のt値が5%有意水準の条件を満たさなかった。さらに、10式中5式において、Whiteの検定によって、誤差項の分散不均一性が検出された。誤差項の分散不均一性を回避するために、サンプル数をウエイトとした加重最小二乗法(WLS)によって推定し直したが、10式中1式において係数のt値が有意ではなく、さらに4式において誤差項の分散不均一性が検出された。このことから、Podder and Binh [28]の計測方法の方が優れていると判断できる。

(3) $p=0.5$ は支出額の序列が中位の人を指す。従って、第6表の支出弾力性は支出水準が平均値ではなく中位数(メディアン)の場合の値である。

(4) 一般的には、時系列データよりもクロスセクション・データを用いた方がより

高い弾力性が得られる。また本稿では、消費数量ではなく支出額を用いて弾力性を計測した。このため、高所得階層ほど消費数量が減少する財であっても、高所得階層ほど単価の高い高品質な財を消費する傾向があることから、より高い弾力性の計測結果が得られたと考えられる。

- (5) 支出階級別に根菜類の支出弾力性をみると、第1分位 0.109, 第2分位 0.249, 第3分位 0.260, 第4分位 0.226 である (1996 年の値)。このように弾力性が変動的な軌跡を辿ったのは、根菜類の主な構成要素として下級財のキャッサバと上級財のジャガイモが含まれていたことによる。
- (6) 高度経済成長を経験したアジア諸国では、経済成長に伴う所得増加によって、畜産物消費の拡大と飼料穀物の輸入増大が起こり、この結果として穀物自給率が低下する傾向にある。例えば日本、韓国、マレーシア、インドネシアにおける穀類自給率と国民一人あたり食肉消費量の関係は下表の通りである。

	日本		韓国	
	穀類 自給率 %	年間一人当たり 食肉消費量 kg/人	穀類 自給率 %	年間一人当たり 食肉消費量 kg/人
1970年	44.9	17.5	75.4	5.3
1980年	25.6	29.9	43.4	12.7
1997年	24.6	42.2	31.4	40.3

	マレーシア		インドネシア	
	穀類 自給率 %	年間一人当たり 食肉消費量 kg/人	穀類 自給率 %	年間一人当たり 食肉消費量 kg/人
1970年	55.4	15.7	96.2	3.6
1980年	48.1	23.3	92.8	4.1
1997年	24.2	51.9	88.5	10.8

資料：FAO

- (7) 多くの研究によって、アジア諸国における畜産物輸入が拡大すると指摘されている (Brummitt and Winton [9], Rae [30])。
- (8) 外貨事情によっては、畜産物輸入ができずに需給バランスが大きく崩れる可能性もある。
- (9) インドネシアの隣国マレーシアでは、経済成長につれて食肉消費量—特に鳥肉消費量—が急増している (石田 [17])。これに伴って、飼料穀物の輸入量は急速

な増加基調にあり、国産の代替飼料への転換が模索されている。

5. おわりに

本稿は、家計調査データを用いた定量分析によって、インドネシアにおける食料消費の変化を明らかにすることを目的とした。得られた結果を要約すると、次の通りである。

まず第1に、エンゲル係数は、都市部と農村部の両方において低下基調にある。このようなエンゲル係数の低下基調は、中・高所得層におけるエンゲル係数の低下と、エンゲル係数の低下が見られない貧困層の人口比が減少したことによると考えられる。

第2に、穀類や根菜類中心から動物性タンパク源である肉類と牛乳・乳製品類、そして加工食品類と果実類を加えたより多様化した食料支出構造へと変化しつつある。このような変化は、支出弾力性の計測結果から判断して、今後も持続するものと推察される。なぜならば、穀類と根菜類の支出弾力性が大幅に低下する一方で、肉類、加工食品類、牛乳・乳製品類、果実類のそれは1を上回っているからである。

このような食料消費構造の変化に加えて、年率1.6%を越える高い人口成長率を勘案すると、今後、インドネシアにおける畜産業や食品加工業の発展は、同国の食料の安定的供給に必要不可欠であろう。インドネシアの畜産業が成長すれば飼料穀物の輸入量が増大する可能性があり、反対に畜産業の発展が成長軌道に乗らない場合には、乳製品を含む畜産物の輸入需要が拡大する可能性がある⁽¹⁾。いずれの可能性においても、人口規模と高い人口成長率を考え合わせると、アジア地域における食料需給事情への影響は大きい。だからこそ、今後もインドネシアにおける食料需給事情を観察していくことの意義は大きいと考えられる。

注(1) Anderson and Pangestu [2] は、一般均衡モデルを用いた計量分析によって、

OECD 加盟国が繊維製品の市場開放を推進しない場合には、インドネシアの繊維産業の成長が鈍化することから、食料輸入量の増加率が鈍化するという結果を得ている。

〔参 考 文 献〕

- 〔1〕 Adeyokunnu, T. O. "Eggs in the Diet of Western Nigerians: Engel Function Applied." *Canadian Journal of Agricultural Economics*. Vol. 27, No. 1, 1979.
- 〔2〕 Anderson, K. and M. Pangestu. "Structural Changes in a Reforming World Economy: Implications for Indonesia." *Bulletin of Indonesian Economic Studies*. Vol. 34, No. 3, 1998.
- 〔3〕 Arief, S. *A Test of Leser's Model of Household Consumption Expenditure in Malaysia and Singapore*. Discussion Paper No. 23. Singapore: Institute of Southeast Asian Studies.
- 〔4〕 Badan Pusat Statistik. *Statistik Indonesia 1997*. Jakarta: Government Printer.
- 〔5〕 Binh, T. N. and N. Podder. "On the Estimation of Total Expenditure Elasticities from Derived Engel Functions with Applications to Australian Micro-Data." *Economic Record*. Vol. 68, No. 201, 1992.
- 〔6〕 Biro Pusat Statistik. *Pengeluaran untuk Konsumsi Penduduk Indonesia 1984*. Jakarta: Government Printer.
- 〔7〕 Biro Pusat Statistik. *Pengeluaran untuk Konsumsi Penduduk Indonesia 1990*. Jakarta: Government Printer.
- 〔8〕 Biro Pusat Statistik. *Pengeluaran untuk Konsumsi Penduduk Indonesia 1996*. Jakarta: Government Printer.
- 〔9〕 Brummitt, W. E. and J. N. Winton. "Prospects for Growth in Vietnam: Implications for Australia." *Agriculture and Resources Quarterly*. Vol. 5, No. 3, 1993.
- 〔10〕 Cramer, J. S. *Empirical Econometrics*. Amsterdam: North-Holland, 1969.

- [11] Datt, G. "Estimating Engel Elasticities with Bootstrap Standard Errors." *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*. Vol. 50, No. 3, 1988.
- [12] Deaton, A. and J. Muellbauer. *Economics and Consumer Behavior*. Cambridge: Cambridge University Press, 1980.
- [13] Elfindri and G. L. Dasvarma. "Child Malnutrition in Indonesia." *Bulletin of Indonesian Economic Studies*. Vol. 32, No. 1, 1996.
- [14] Garcia, J. G. "Why Do Differences in Provincial Incomes Persist in Indonesia?" *Bulletin of Indonesian Economic Studies*. Vol. 34, No. 1, 1998.
- [15] Green, W. H. *Econometric Analysis*. Third Edition. Prentice Hall.
- [16] Haque, M. O. "Estimation of Engel Elasticities from Concentration Curves." *Journal of Economic Development*. Vol. 14, No. 1, 1989.
- [17] 石田章「マレーシアにおける鳥肉消費の動向」(『農総研季報』第22号, 1994年)。
- [18] 石田章, アズィザン・アスムニ「アジア通貨危機と農業保護——食料輸入国マレーシアの事例——」(『農総研季報』第40号, 1998年)。
- [19] 加納啓良『インドネシア農村経済論』(勁草書房, 1988年)。
- [20] 加納啓良「インドネシアの食料事情・農業事情」(『農村と都市をむすぶ』第569号, 1999年1月)。
- [21] Kakwani, N. "On the Estimation of Engel Elasticities from Grouped Observations with Application to Indonesian Data." *Journal of Econometrics*. Vol. 6, 1977.
- [22] Kakwani, N. "A New Method of Estimating Engel Elasticities." *Journal of Econometrics*. Vol. 8, 1978.
- [23] Kakwani, N. and N. Podder. "On the Estimation of Lorenz Curves from Grouped Observations." *International Economic Review*. Vol. 14, No. 2, 1973.
- [24] Kesavan, T., F. Roche, B. Adinugroho and Alirahman. "Sensitivity of Yield and Input Demand Elasticities for Wetland Rice in Java." *Bulletin of Indonesian Economic Studies*. Vol. 29, No. 3, 1993.

- [25] Leser, C. E. V. “Forms of Engel Functions.” *Econometrica*. Vol. 31, No.4, 1963.
- [26] Malaysia. Ministry of Agriculture. *Third National Agricultural Policy 1998-2010*. Kuala Lumpur: Government Printer.
- [27] Oczkowski E. and M. Perumal. “On the Estimation of Total Expenditure Elasticities Using Limited Dependent Variable Models for Malaysia.” *Singapore Economic Review*. Vol. 37, No. 1, 1992.
- [28] Podder, N. and T. N Binh. “A New Approach to Estimating Engel Elasticities from Concentration Curves.” *Oxford Economic Papers*. Vol. 46, No. 2, 1994.
- [29] Prais, S. and H. S. Houthakker. *The Analysis of Family Budgets*. Cambridge: Cambridge University Press.
- [30] Rae, A. N. “Changing Food Consumption Patterns in East Asia: Implications of the Trend towards Livestock Products.” *Agribusiness*. Vol. 13, No. 1, 1997.
- [31] Rae, A. N. “The Effects of Expenditure Growth and Urbanisation on Food Consumption in East Asia: A Note on Animal Products.” *Agricultural Economics*. Vol. 18, No. 3, 1998.
- [32] サラギ・ブンガラン, タンブボロン S. M. H. 「5 カ年計画期の農業開発——その政策展開と実績——」（ハリイ・ハディ, 三平則夫編『インドネシアの経済開発政策の展開——第1次5カ年計画～第4次5カ年計画を中心に——』アジア経済研究所, 1989年）。
- [33] 横山繁樹「インドネシア食料危機の背景」（『農業と経済』1998年11月号）。
- [34] 米倉等「インドネシア」（『平成7年度主要穀物需給分析検討：アジア地域穀物需給動向等調査分析・事業実施報告書』1996年）。

【付 記】

本稿を作成するに当たり、当所の須永芳顕資料部長と水野正己海外部長から貴重なコメントをいただいた。また、統計資料の収集に当たっては、日本貿易振興会アジア経済研究所の統計資料室にご協力いただいた。記して謝意を表したい。なお、本稿は科学技術振興調整費の重点基礎研究にかかる研究成果の一部である。

〔要 旨〕

インドネシアにおける食料消費支出の変化

——家計調査データの計量分析——

石田章, 曾田陽久, 明石光一郎, 横山繁樹

本稿では、経済成長に伴って食料消費の多様化が進展した1980年代半ば以降を対象に、インドネシアでの食料消費における支出構造がどのように変化したのかを解明することを目的とした。このために、統計資料の中では比較的信頼性が高いとされる家計調査の集計データを用いた計量分析を行った。具体的には、PodderとBinhによって提示された計測方法によって、横断面データを用いた支出弾力性の推定を行った。得られた結果を要約すると、次の通りである。

まず第1に、エンゲル係数は都市部と農村部の両方において低下基調にある。このようなエンゲル係数の低下基調は、中・高所得層におけるエンゲル係数の低下と、エンゲル係数の低下が見られない貧困層の人口比が減少したことによると考えられる。

第2に、穀類や根菜類中心から動物性タンパク源である肉類と牛乳・乳製品類、そして加工食品類と果実類を加えたより多様化した食料支出構造へと変化しつつある。このような変化は、支出弾力性の計測結果から判断して、今後も持続するものと推察される。なぜならば、穀類と根菜類の支出弾力性が大幅に低下する一方で、肉類、加工食品類、牛乳・乳製品類、果実類のそれは1を上回っていると同時に変動幅が小さいからである。1984年と96年の値を比較すると、穀類の支出弾力性は0.410から0.229、根菜類のそれは0.518から0.263に大幅に減少している。これに対して、例えば肉類の支出弾力性は2.142から2.032と小幅な下落にとどまっており、さらに加工食品にいたっては、支出弾力性が1.355から1.362に上昇している。

第3に、このような食料消費構造の変化に加えて、年率1.6%を越える高い人口成長率を勘案すると、今後、インドネシアにおける畜産業や食品加工業の発展は、同国の食料の安定的供給に必要不可欠である。インドネシアの畜産業が成長すれば飼料穀物の輸入量が増大する可能性があり、反対に畜産業の発展が成長軌道に乗らない場合には、畜産物の輸入需要が拡大する可能性がある。いずれの可能性においても、人口規模と高い人口成長率を考え合わせると、アジア地域における食料需給事情への影響は大きい。また、インドネシアにとっても、飼料穀物か畜産物、あるいはその両方を輸入に大きく依存することは、1997年に発生した通貨変動の経験からも明白な通り、食料供給体制の弱点となる可能性がある。従って、国内における飼料生産の拡大や食品産業育成などの諸施策が早急に講じられるべきであろう。