

《論 文》

## コメは必需財か

—— コメに対する需要の所得弾力性の推計 ——

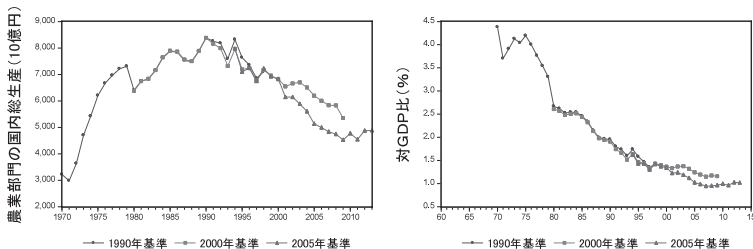
藤 井 路 子

### 農業部門の縮小とその原因

「農業の衰退」という言葉が聞かれるようになって久しい。わが国における農業部門の国内総生産は、1990年代中旬以降、減少の一途をたどっており、GDPに占める農業総生産の比率<sup>1</sup>（以下、「農業部門の割合」）も、1970年から2013年までの50年足らずで約10分の1に落ち込んでいる（図1）。

こうした経済発展に伴う農業部門の割合の低下は、どの国においてもみられる普遍的傾向である。この統計的事実は、様々な国の長期にわたる経済データから発見した英国の経済学者の名をとって、「ペティ＝ク

図1：わが国における農業部門の生産と比率の推移（名目・暦年）



データ出所：国民経済計算（1998年版、2009年版、2013年版；内閣府）

1 国民経済計算（各年度版）から、「農業部門の割合＝経済活動別国内総生産（農業）÷国内総生産」として算出したもの。

ラークの法則」と呼ばれる。

経済成長とともに農業部門の割合が低下する原因は、一般に、農業部門の生産財（以下、農産物）に対する需要の伸びが、所得のそれより小さいことに求められるが、これは次のように説明される。

はじめに、第  $i$  家計の農産物に対する需要 ( $d_{A,i}$ ) の所得弾力性 ( $\epsilon_{A,i}$ ) は、次の式で与えられる。ただし式中の  $y_i$  は第  $i$  家計の所得を表し、「 $\dot{\phantom{x}}$ 」は増加率を表す記号である。

$$\epsilon_{A,i} = \frac{\dot{d}_{A,i}}{\dot{y}_i} \quad \text{数式 1}$$

この式を変形すると次の方程式を得る。

$$\dot{d}_{A,i} = \epsilon_{A,i} \cdot \dot{y}_i \quad \text{数式 2}$$

この式から、農産物に対する総需要 ( $D_A = \sum_i d_{A,i}$ ) の増加率は、農産物に対する各家計の需要変化率と総需要全体に占める各家計の割合の積和として、次の方程式で与えられる<sup>2</sup>。ただし式中の  $R_{A,i} = d_{A,i}/D_A$  は、総農産物需要全体に占める第  $i$  家計の需要割合を表している。

$$\dot{D}_A = \sum_i \dot{d}_{A,i} \cdot R_{A,i} \quad \text{数式 3}$$

ここで農産物に対する需要の所得弾力性と所得増加率が全ての家計で等しいと仮定できるのであれば、農産物に対する総需の増加率 ( $\dot{D}_A$ ) を次式のように表わすことができる<sup>3</sup>。

$$\dot{D}_A = \epsilon_A \cdot \dot{y} \quad \text{数式 4}$$

$$\text{where } \epsilon_{A,i} = \epsilon_{A,j} = \epsilon_A, \dot{y}_i = \dot{y}_j = \dot{y}, i \neq j$$

---


$$2 \quad \dot{D}_A = \frac{\Delta D_A}{D_A} = \sum_i \frac{\Delta d_{A,i}}{D_A} = \sum_i \frac{\Delta d_{A,i}}{d_{A,i}} \cdot \frac{d_{A,i}}{D_A} = \sum_i \dot{d}_{A,i} \cdot \frac{d_{A,i}}{D_A} = \sum_i \epsilon_{A,i} \cdot \dot{y}_i \cdot R_{A,i}$$

$$3 \quad \frac{\Delta D_A}{D_A} = \frac{\sum \Delta d_{A,i}}{D_A} = \sum \frac{\Delta d_{A,i}}{d_{A,i}} \cdot \frac{d_{A,i}}{D_A} = \sum \dot{d}_{A,i} \cdot \frac{d_{A,i}}{D_A} = \sum \epsilon_{A,i} \cdot \dot{y}_i \cdot \frac{d_{A,i}}{D_A} \\ = \sum \epsilon_A \cdot \dot{y} \cdot \frac{d_{A,i}}{D_A} = \epsilon_A \cdot \dot{y} \cdot \frac{\sum d_{A,i}}{D_A} = \epsilon_A \cdot \dot{y}$$

この式から、農産物に対する需要の所得弾力が 1 より小さい ( $\epsilon_A < 1$ ) ならば、農産物需要の伸びは所得の伸びより小さい ( $\dot{D}_A < \dot{y}$ ) といえる。

また農業部門の割合を  $R_A = GDP_A / GDP$  と定義するならば、その変化率は次のように表すことができる。ただし式中の  $GDP_A$  は、農業部門の国内総生産を表している。

$$\dot{R}_A = \dot{GDP}_A - \dot{GDP} \quad \text{数式 5}$$

需要の変化に応じて生産調整がなされるのであれば、 $\dot{GDP}_A \cong \dot{D}_A$  とみなすことができる。また 1 人あたり GDP (以下、 $gdp = GDP/N$ 。ただし、 $N$  は人口を表す。) の増加率を経済成長率 (以下、 $g$ ) と定義して、 $g \cong \dot{y}$  を仮定すると<sup>4</sup>、上の式を次のように書き替えることができる<sup>5</sup>。

$$\dot{R}_A = (\epsilon_A - 1) \cdot g - \dot{N} \quad \text{数式 6}$$

数式 6 は、農業部門の割合が拡大するか否かを決定づけるのは、① 人口増加率 ( $\dot{N}$ ) と② 経済成長率 ( $g$ )、③ 農産物に対する需要の所得弾力性 ( $\epsilon_A$ ) であることを示している。特に  $\epsilon_A < 1$  の範囲で、 $\epsilon_A$  が 1 から遠ざかるほど、農業部門の比率は経済成長とともに急速に縮小することがこの式においても示されている。

## 農産物は必需財か

わが国の経済成長率<sup>6</sup>は、70 年代前半のオイルショックや 90 年代前

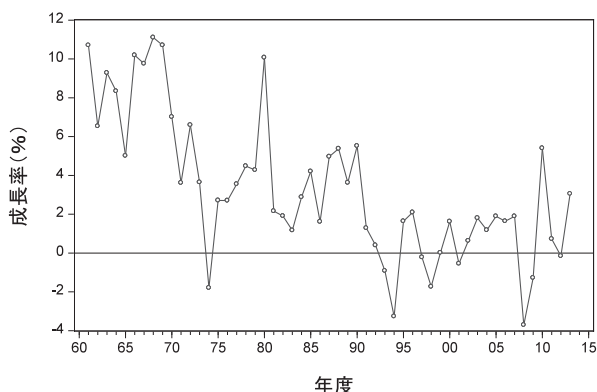
4  $g = \dot{gdp} = \dot{GDP} - \dot{N} = \dot{y}$

5  $gdp = \frac{GDP}{N}$  であることから、 $\dot{gdp} = \dot{GDP} - \dot{N}$  となることに留意すると、 $\dot{R}_A$  は以下のように表すことができる。

$$\begin{aligned} \dot{R}_A &= \dot{GDP}_A - \dot{GDP} = \dot{D}_A - (\dot{gdp} + \dot{N}) = \epsilon_A \cdot \dot{y} - (\dot{gdp} + \dot{N}) \\ &= \epsilon_A \cdot g - (g + \dot{N}) = (\epsilon_A - 1) \cdot g - \dot{N} \end{aligned}$$

6 本稿では、ひとりあたり実質 GDP 成長率を経済成長率としている。

図 2：経済成長率の推移



データ出所：国民経済計算各年度版より作成

半のバブル崩壊、2000年代後半の世界金融危機などの期間を除けば、全体に低下傾向にあるものの、概ねプラスで推移している（図2）。したがって、農産物が必需財であるなら、需要は増加傾向にあるはずである。

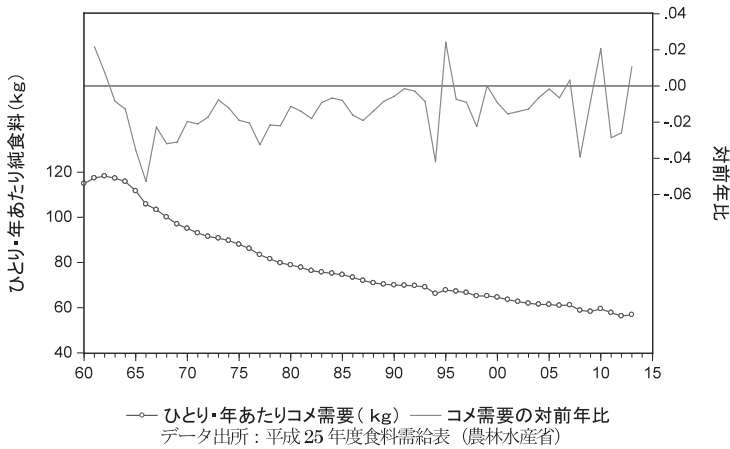
農産物の中でも特に、わが国において主食とされるコメは必需財であり、その需要の所得弾力性（以下、 $\epsilon_{rice}$ ）は、 $0 < \epsilon_{rice} < 1$ を満たすと考えられる。そうであるならば、経済成長率がプラスである限り、需要の伸びもプラスでなければならない。

しかしながら、わが国のコメに対するひとり・年あたり需要とその伸び率（対前年）を示した図3によると、コメの需要は全体として減少傾向にあることが見て取れる。

7 国民経済計算は何度も見直しがなされており、同一基準による一貫したデータが存在しない。本稿では、1960年～79年までは1990年基準、1980年～93年までは2000年基準、1994年以降は2005年基準のデータを用いて、「実質経済成長率＝実質GDP成長率－人口増加率」を算出している。

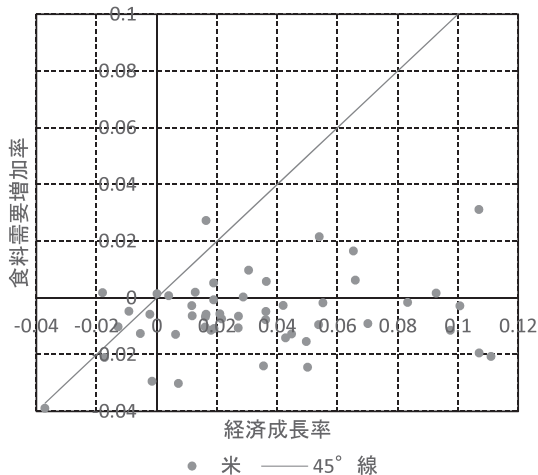
8 本稿では、平成25年度食料需給表（農林水産省）に示されているひとり・年あたり純食料（＝（国内消費仕向量－（飼料用＋種子用＋加工用＋減耗量））×歩留り÷人口）を、各農産物に対する国民ひとり・年あたり需要量として採用している。

図 3 : 米に対する需要と需要の伸び率の推移



また、横軸に経済成長率<sup>7</sup>、縦軸に米と小麦に対する需要の変化率<sup>8</sup>をとり、両者の相関関係を描いた図 4 を見ると、横軸に対して  $45^\circ$  の傾きを持つライン（ $45^\circ$  線）の下方にデータが集中しており、コメに対する需要の伸びは、所得の伸びより小さいことがわかる（ $\dot{D}_A < \dot{y}$ ）。

図 4 : 経済成長率と食料需要の伸び



また第4象限にも多くのデータが位置していることから、コメが必需  
 剤というよりむしろ、劣等財 ( $\epsilon_{rice} < 0$ ) である可能性が疑われる。

そこで以下では、マクロデータを用いてコメに対する需要の所得弾力  
 性を推計し、この点に関する検証を行う。

## コメに対する需要の所得弾力性の推計

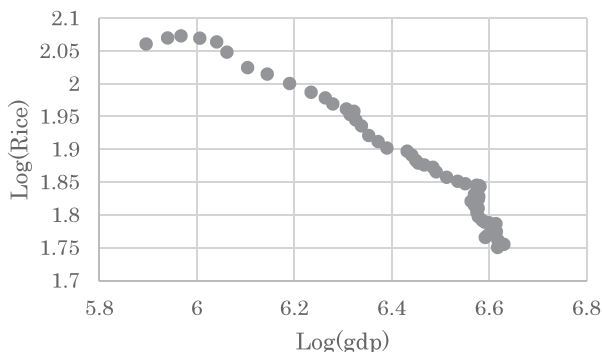
t 年度のひとりあたり所得を  $y_t$ 、コメに対するひとりあたり需要を  
 $rice_t$  で表す。このときコメに対する需要の所得弾力性 ( $\epsilon_{rice}$ ) は、

$$\epsilon_{rice} = \frac{\Delta rice_t / rice_t}{\Delta y_t / y_t} \quad \text{数式 7}$$

のように定義される。 $\text{Log}(rice_t)$  が  $\text{Log}(y_t)$  の関数で表されるのであれば  
 $(\text{Log}(rice_t) = F(\text{Log}(y_t)))$ 、 $\epsilon_{rice} = \frac{\partial \text{Log}(rice_t)}{\partial \text{Log}(y_t)}$  となる<sup>9</sup>。そこで以下では、  
 $\text{Log}(rice_t)$  と  $\text{Log}(y_t)$  の関係を特定化し、 $\epsilon_{rice}$  の推計を行っていく。

モデルの推計にあたり、本稿では、平成 25 年食料需給表に掲載され

図 5 :  $\text{Log}(gdp_t)$  と  $\text{Log}(rice_t)$  の相関関係



データ出所：平成 25 年度食料需給表（農林水産省）、国民経済計算各年度版（内閣府）

<sup>9</sup>  $\frac{\partial \text{Log } y_t}{\partial y_t} = \frac{1}{y_t}$ ,  $\frac{\partial \text{Log}(rice_t)}{\partial rice_t} = \frac{1}{rice_t}$  であることに注意すると、微分のルール  
 より、 $\epsilon_{rice} = \frac{\Delta rice_t / rice_t}{\Delta y_t / y_t} = \frac{\partial \text{Log}(rice_t)}{\partial \text{Log}(y_t)}$  を得る。

ている「コメのひとりあたり純食料（＝純食料÷人口）」を  $rice_t$ 、とする。一方  $y_t$  には、国民経済計算から得た「実質 GDP」を「人口」で除した「ひとりあたり実質 GDP（以下、 $gdp_t$ ）」を用いる。ただし国民経済計算は何度も見直しがなされており、同一基準による一貫したデータが存在しない。そのため、1960 年～79 年までは 1990 年基準、1980 年～93 年までは 2000 年基準、1994 年以降は 2005 年基準の実質 GDP を用いている。

図 5 は、こうして得た 1960 年から 2013 年までのデータについて、 $\text{Log}(gdp_t)$  に対する  $\text{Log}(rice_t)$  の相関関係を描いたものである。全体に負の相関関係が見て取れる。

はじめに、 $\text{Log}(rice_t)$  と  $\text{Log}(y_t)$  の関係を次のように特定化する。

#### R-model 1

$$\text{Log}(rice_t) = \alpha + \beta \cdot \text{Log}(y_t) + \mu_t \quad \text{数式 8}$$

ただし式中の  $\mu_t$  は、

$$E[\mu_t] = 0 \quad \text{A.1}$$

$$V[\mu_t] = \sigma^2 \quad \text{A.2}$$

$$E[\mu_t \mu_s] = 0, (t \neq s) \quad \text{A.3}$$

$$E[\mu_t y_t] = 0 \quad \text{A.4}$$

を満たす誤差項である。

1960 年から 2013 年までのデータを用い、最小二乗法によって R-model 1 を推計した回帰結果を示したのが表 1 である<sup>10</sup>。

モデルの適合度は 95% 超と高く、パラメータも有意である。R-model 1 では  $\epsilon_{rice} = \beta$  であることから、ひとりあたり所得が 1% 上昇することによって、コメ需要が 0.45% 減少すると推測される。

ところで表 1 を見ると DW 統計量は誤差項について正の系列相関が

10 表中の LOGGDPCAP は、 $\text{Log}(gdp_t)$  を意味している。

表 1 : 推定結果 R-model 1

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	11.00293	0.215694	51.01181	0.0000
LOGGDPCAP	-0.450506	0.014578	-30.90277	0.0000
R-squared	0.948361	Mean dependent var	4.340777	
Adjusted R-squared	0.947367	S.D. dependent var	0.220130	
S.E. of regression	0.050502	Akaike info criterion	-3.097284	
Sum squared resid	0.132622	Schwarz criterion	-3.023618	
Log likelihood	85.62666	Hannan-Quinn criter.	-3.068873	
F-statistic	954.9814	Durbin-Watson stat	0.189472	
Prob(F-statistic)	0.000000			

あることを示しており、t 値が過大に評価され、パラメータの有意性について誤った判断を下している可能性がある。

誤差項に系列相関が生じる原因には様々なものが考えられるが、そのうちのひとつがモデルの特定化の誤りである。そこで以下のように再特定化したモデルについて推定を行う。

#### R-model 2

$$\text{Log}(\text{rice}_t) = \alpha + \beta \cdot \text{Log}(y_t) + \gamma \cdot \text{Log}(y_t)^2 + \mu_t$$

#### R-model 3

$$\text{Log}(\text{rice}_t) = \alpha + \beta \cdot \text{Log}(y_t) + \gamma \cdot \text{Log}(y_t)^2 + \delta \cdot \text{Log}(y_t)^3 + \mu_t$$

表 3 は R-model 2、表 4 は R-model 3 の推定結果を示したものである<sup>11</sup>。モデルの適合度は R-model 1 より上昇し、パラメータも有意であるが、いずれも DW 比が低く、誤差項に正の系列相関が発生している。

表 2 : 推計結果 - R-model 2

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-24.73481	4.990862	-4.956020	0.0000
LOGGDPCAP	4.472652	0.687283	6.507727	0.0000
LOGGDPCAP2	-0.169323	0.023635	-7.164035	0.0000
R-squared	0.974262	Mean dependent var	4.340777	
Adjusted R-squared	0.973253	S.D. dependent var	0.220130	
S.E. of regression	0.036002	Akaike info criterion	-3.756559	
Sum squared resid	0.066102	Schwarz criterion	-3.646060	
Log likelihood	104.4271	Hannan-Quinn criter.	-3.713944	
F-statistic	965.2476	Durbin-Watson stat	0.386330	
Prob(F-statistic)	0.000000			

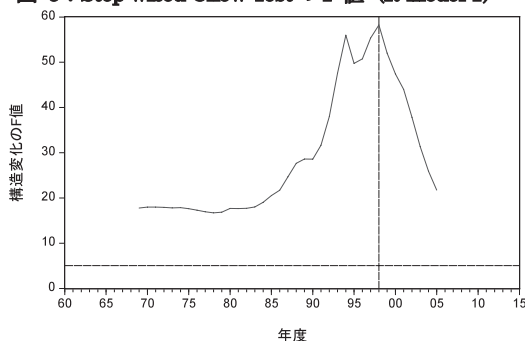
表 3 : 推計結果 - R-model 3

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	105.0278	184.3965	0.569576	0.5715
LOGGDPCAP	-22.44758	38.24652	-0.586918	0.5599
LOGGDPCAP2	1.690817	2.642441	0.639869	0.5252
LOGGDPCAP3	-0.042811	0.060813	-0.703976	0.4847
R-squared	0.974514	Mean dependent var	4.340777	
Adjusted R-squared	0.972985	S.D. dependent var	0.220130	
S.E. of regression	0.036181	Akaike info criterion	-3.729385	
Sum squared resid	0.065453	Schwarz criterion	-3.582053	
Log likelihood	104.6934	Hannan-Quinn criter.	-3.672565	
F-statistic	637.2990	Durbin-Watson stat	0.416530	
Prob(F-statistic)	0.000000			

また図 5 によると、 $\text{Log}(y_t)$  が低いところでは緩やかに低下していた  $\text{Log}(\text{rice}_t)$  が、ある水準を超えた付近から急速に減少しており、構造変化が生じている可能性が疑われる。

そこで R-model 1、2、3 について Step-wised Chow Test を実行し、得られた F 値が最も高い時点で構造変化が生じたと判断して、構造変化を織り込んだモデルを最特定化する。

図 6 : Step wised Chow Test の F 値 (R-model 1)



11 表中の LOGGDPCAP2 は、 $\text{Log}(gdp_t)^2$  を、LOGGDPCAP3 は、 $\text{Log}(gdp_t)^3$  を意味している。

図 7 : Step wised Chow Test の F 値 (R-model 2)

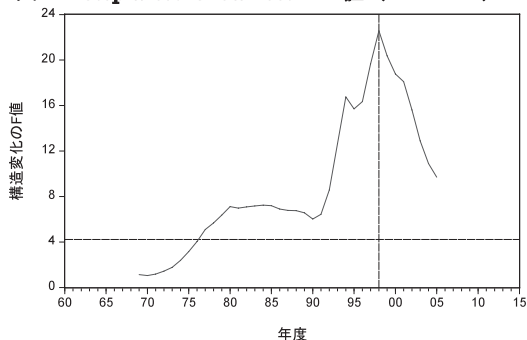
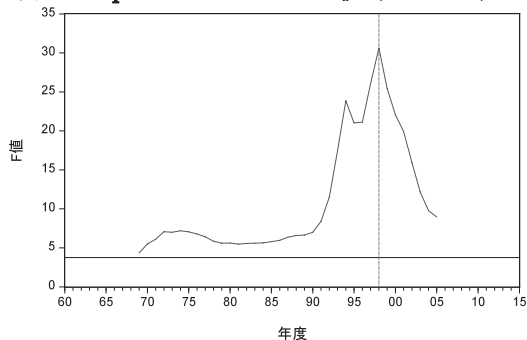


図 8 : Step wised Chow Test の F 値 (R-model 3)



各モデルに対して実行した Step-wised Chow test の F 値の推移を示したのが図 6 ～ 8 である。図 6 の水平破線は自由度 (2, 50) の、図 7 の水平破線は自由度 (3, 48) の、図 8 の水平破線は自由度 (3, 49) の F 分布の 99% 点を示している。これらの図から、いずれのモデルも 1998 年に構造変化が生じた可能性が考えられる。

そこで 1998 年以降で 1、それ以外はゼロの値をとるダミー変数 (D98) を生成し、新たに次の 3 つのモデルを推定する。

R-model 1D

$$\text{Log}(\text{rice}_t) = \alpha + \beta \cdot D98 + \gamma \cdot \text{Log}(y_t) + \delta \cdot D98 \cdot \text{Log}(y_t) + \mu_t$$

R-model 2D

$$\begin{aligned} \text{Log}(\text{rice}_t) = & \alpha + \beta \cdot D98 + \gamma \cdot \text{Log}(y_t) + \delta \cdot D98 \cdot \text{Log}(y_t) \\ & + \varepsilon \cdot \text{Log}(y_t)^2 + \epsilon \cdot D98 \cdot \text{Log}(y_t)^2 + \mu_t \end{aligned}$$

R-model 3D

$$\begin{aligned} \text{Log}(\text{rice}_t) = & \alpha + \beta \cdot D98 + \gamma \cdot \text{Log}(y_t) + \delta \cdot D98 \cdot \text{Log}(y_t) \\ & + \varepsilon \cdot \text{Log}(y_t)^2 + \epsilon \cdot D98 \cdot \text{Log}(y_t)^2 + \zeta \cdot \text{Log}(y_t)^3 \\ & + \eta \cdot D98 \cdot \text{Log}(y_t)^3 + \mu_t \end{aligned}$$

これらのモデルについて、多重共線性の問題から推定を行わなかった R-model 3D を除く推定結果を示したのが表 4、と表 5 である。R-model 2, 3 より適合度は上昇しており、R-model 1D はパラメータも有意だが、DW 比が低く、有意でないものを有意であると判断している可能性がある。

**表 4：推定結果—R-model1D**

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	10.18828	0.142956	71.26857	0.0000
D98	7.894006	2.523133	3.128652	0.0029
LOGGDPCAP	-0.393316	0.009773	-40.24433	0.0000
D98LOGGDPCAP	-0.526670	0.166149	-3.169861	0.0026
R-squared	0.984491	Mean dependent var	4.340777	
Adjusted R-squared	0.983560	S.D. dependent var	0.220130	
S.E. of regression	0.028224	Akaike info criterion	-4.226067	
Sum squared resid	0.039831	Schwarz criterion	-4.078735	
Log likelihood	118.1038	Hannan-Quinn criter.	-4.169246	
F-statistic	1057.969	Durbin-Watson stat	0.761747	
Prob(F-statistic)	0.000000			

表 5 : 推定結果 - R-model 2D

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-7.678652	3.917577	-1.960051	0.0558
D98	855.4536	873.9434	0.978843	0.3326
LOGGDPCAP	2.080873	0.542305	3.837091	0.0004
D98LOGGDPCAP	-112.2327	115.0575	-0.975449	0.3342
LOGGDPCAP2	-0.085555	0.018750	-4.562889	0.0000
D98LOGGDPCAP2	3.680714	3.786900	0.971960	0.3359
R-squared	0.989323	Mean dependent var		4.340777
Adjusted R-squared	0.988210	S.D. dependent var		0.220130
S.E. of regression	0.023902	Akaike info criterion		-4.525297
Sum squared resid	0.027422	Schwarz criterion		-4.304299
Log likelihood	128.1830	Hannan-Quinn criter.		-4.440067
F-statistic	889.4993	Durbin-Watson stat		0.927062
Prob(F-statistic)	0.000000			

そこで誤差項に 1 階の自己相関を仮定した次のモデルを非線形最小二乗法によって推計する。

R-model 1AR

$$\text{Log}(\text{rice}_t) = \alpha + \beta \cdot \text{Log}(y_t) + \mu_t$$

$$\mu_t = \rho \cdot \mu_{t-1} + \varepsilon_t$$

R-model 2AR

$$\text{Log}(\text{rice}_t) = \alpha + \beta \cdot \text{Log}(y_t) + \gamma \cdot \text{Log}(y_t)^2 + \mu_t$$

$$\mu_t = \rho \cdot \mu_{t-1} + \varepsilon_t$$

R-model 3AR

$$\text{Log}(\text{rice}_t) = \alpha + \beta \cdot \text{Log}(y_t) + \gamma \cdot \text{Log}(y_t)^2 + \delta \cdot \text{Log}(y_t)^3 + \mu_t$$

$$\mu_t = \rho \cdot \mu_{t-1} + \varepsilon_t$$

R-model 1DAR

$$\text{Log}(\text{rice}_t) = \alpha + \beta \cdot D98 + \gamma \cdot \text{Log}(y_t) + \delta \cdot D98 \cdot \text{Log}(y_t) + \mu_t$$

$$\mu_t = \rho \cdot \mu_{t-1} + \varepsilon_t$$

R-model 2DAR

$$\text{Log}(\text{rice}_t) = \alpha + \beta \cdot D98 + \gamma \cdot \text{Log}(y_t) + \delta \cdot D98 \cdot \text{Log}(y_t)$$

$$+ \varepsilon \cdot \text{Log}(y_t)^2 + \epsilon \cdot D98 \cdot \text{Log}(y_t)^2 + \mu_t$$

$$\mu_t = \rho \cdot \mu_{t-1} + \varepsilon_t$$

各モデルの推定結果を示したのが表 6 ～ 10 である。

**表 6:推定結果 R-model 1AR**

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	12.01405	0.637932	18.83279	0.0000
LOGGDPCAP	-0.517772	0.042583	-12.15923	0.0000
AR(1)	0.788431	0.055327	14.25038	0.0000
R-squared	0.991226	Mean dependent var		4.333168
Adjusted R-squared	0.990875	S.D. dependent var		0.214947
S.E. of regression	0.020533	Akaike info criterion		-4.878609
Sum squared resid	0.021081	Schwarz criterion		-4.767083
Log likelihood	132.2831	Hannan-Quinn criter.		-4.835722
F-statistic	2824.213	Durbin-Watson stat		1.660194
Prob(F-statistic)	0.000000			
Inverted AR Roots	.79			

**表 7 : 推定結果 - R-model 2AR**

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	20.31926	25.69343	0.790835	0.4329
LOGGDPCAP	-1.640522	3.455106	-0.474811	0.6370
LOGGDPCAP2	0.037929	0.116144	0.326565	0.7454
AR(1)	0.793446	0.059743	13.28092	0.0000
R-squared	0.991252	Mean dependent var		4.333168
Adjusted R-squared	0.990716	S.D. dependent var		0.214947
S.E. of regression	0.020711	Akaike info criterion		-4.843834
Sum squared resid	0.021018	Schwarz criterion		-4.695133
Log likelihood	132.3616	Hannan-Quinn criter.		-4.786651
F-statistic	1850.672	Durbin-Watson stat		1.641317
Prob(F-statistic)	0.000000			
Inverted AR Roots	.79			

表 8 : 推定結果 - R-model 3AR

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-1003.885	147.2389	-6.818066	0.0000
LOGGDPCAP	210.4952	30.02734	7.010118	0.0000
LOGGDPCAP2	-14.69380	2.092946	-7.020631	0.0000
LOGGDPCAP3	0.341555	0.048567	7.032623	0.0000
AR(1)	0.996510	0.010884	91.56023	0.0000
R-squared	0.997818	Mean dependent var		4.333168
Adjusted R-squared	0.997636	S.D. dependent var		0.214947
S.E. of regression	0.010452	Akaike info criterion		-6.194511
Sum squared resid	0.005243	Schwarz criterion		-6.008634
Log likelihood	169.1545	Hannan-Quinn criter.		-6.123032
F-statistic	5486.345	Durbin-Watson stat		1.840494
Prob(F-statistic)	0.000000			
Inverted AR Roots	1.00			

表 9 : 推定結果 - R-model 1DAR

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	10.93938	0.346866	31.53777	0.0000
D98	1.394950	2.895853	0.481706	0.6322
LOGGDPCAP	-0.444219	0.023496	-18.90649	0.0000
D98LOGGDPCAP	-0.096864	0.191030	-0.507061	0.6144
AR(1)	0.607910	0.093653	6.491082	0.0000
R-squared	0.993251	Mean dependent var		4.333168
Adjusted R-squared	0.992689	S.D. dependent var		0.214947
S.E. of regression	0.018380	Akaike info criterion		-5.065567
Sum squared resid	0.016215	Schwarz criterion		-4.879690
Log likelihood	139.2375	Hannan-Quinn criter.		-4.994088
F-statistic	1766.025	Durbin-Watson stat		1.824002
Prob(F-statistic)	0.000000			
Inverted AR Roots	.61			

表 10 : 推定結果 - R-model 2DAR

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	12.72156	12.55706	1.013100	0.3163
D98	1918.664	881.7835	2.175890	0.0347
LOGGDPCAP	-0.690588	1.711613	-0.403472	0.6885
D98LOGGDPCAP	-252.4179	116.0412	-2.175244	0.0348
LOGGDPCAP2	0.008514	0.058302	0.146036	0.8845
D98LOGGDPCAP2	8.301531	3.817663	2.174506	0.0348
AR(1)	0.622277	0.108683	5.725595	0.0000
R-squared	0.993923	Mean dependent var		4.333168
Adjusted R-squared	0.993131	S.D. dependent var		0.214947
S.E. of regression	0.017815	Akaike info criterion		-5.095053
Sum squared resid	0.014599	Schwarz criterion		-4.834825
Log likelihood	142.0189	Hannan-Quinn criter.		-4.994982
F-statistic	1254.003	Durbin-Watson stat		1.731975
Prob(F-statistic)	0.000000			
Inverted AR Roots	.62			

いずれも DW 比は高く、A.3 の仮定は満たされていると考えられる。また適合度も 99% と高く、改善がなされている。ただ R-model 2AR と R-model 1DAR、R-model 2DAR は、t 検定の結果、いくつかのパラメータについて、有意性が低いと判断される。そこでそうした変数を除き、次のモデルを再推計した結果を示したのが、表 11 ～ 13 である。

R-model 2AR-2

$$\text{Log}(\text{rice}_t) = \alpha + \beta \cdot \text{Log}(y_t)^2 + \mu_t$$

$$\mu_t = \rho \cdot \mu_{t-1} + \varepsilon_t$$

R-model 1DAR-2

$$\text{Log}(\text{rice}_t) = \alpha + \beta \cdot \text{Log}(y_t) + \gamma \cdot D98 \cdot \text{Log}(y_t) + \mu_t$$

$$\mu_t = \rho \cdot \mu_{t-1} + \varepsilon_t$$

R-model 2DAR-2

$$\begin{aligned} \text{Log}(\text{rice}_t) = & \alpha + \beta \cdot D98 + \gamma \cdot \text{Log}(y_t) + \delta \cdot D98 \cdot \text{Log}(y_t) \\ & + \varepsilon \cdot \text{Log}(y_t)^2 + \epsilon \cdot D98 \cdot \text{Log}(y_t)^2 + \mu_t \end{aligned}$$

$$\mu_t = \rho \cdot \mu_{t-1} + \varepsilon_t$$

**表 11 : 推定結果 - R-model 2AR-2**

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	8.184812	0.311286	26.29355	0.0000
LOGGDPCAP2	-0.017495	0.001387	-12.60998	0.0000
AR(1)	0.786342	0.058363	13.47322	0.0000
R-squared	0.991196	Mean dependent var	4.333168	
Adjusted R-squared	0.990843	S.D. dependent var	0.214947	
S.E. of regression	0.020568	Akaike info criterion	-4.875184	
Sum squared resid	0.021153	Schwarz criterion	-4.763658	
Log likelihood	132.1924	Hannan-Quinn criter.	-4.832296	
F-statistic	2814.470	Durbin-Watson stat	1.667351	
Prob(F-statistic)	0.000000			
Inverted AR Roots	.79			

**表 12 : 推定結果 - R-model 1DAR-2**

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	11.05183	0.351327	31.45737	0.0000
LOGGDPCAP	-0.451873	0.023745	-19.03041	0.0000
D98LOGGDPCAP	-0.004677	0.000974	-4.804058	0.0000
AR(1)	0.643476	0.080182	8.025214	0.0000
R-squared	0.993235	Mean dependent var	4.333168	
Adjusted R-squared	0.992821	S.D. dependent var	0.214947	
S.E. of regression	0.018213	Akaike info criterion	-5.100936	
Sum squared resid	0.016253	Schwarz criterion	-4.952235	
Log likelihood	139.1748	Hannan-Quinn criter.	-5.043753	
F-statistic	2398.035	Durbin-Watson stat	1.777762	
Prob(F-statistic)	0.000000			
Inverted AR Roots	.64			

表 13 : 推定結果 - R-model 2DAR-2

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	10.88536	0.328029	33.18409	0.0000
D98	1898.677	850.1092	2.233451	0.0303
LOGGDPCAP	-0.440434	0.022206	-19.83446	0.0000
D98LOGGDPCAP	-249.7874	111.8857	-2.232522	0.0304
D98LOGGDPCAP2	8.214981	3.681379	2.231495	0.0305
AR(1)	0.611439	0.091591	6.675724	0.0000
R-squared	0.993921	Mean dependent var	4.333168	
Adjusted R-squared	0.993274	S.D. dependent var	0.214947	
S.E. of regression	0.017628	Akaike info criterion	-5.132334	
Sum squared resid	0.014606	Schwarz criterion	-4.909282	
Log likelihood	142.0068	Hannan-Quinn criter.	-5.046559	
F-statistic	1536.813	Durbin-Watson stat	1.725139	
Prob(F-statistic)	0.000000			
Inverted AR Roots	.61			

一般に、説明変数の数が増えるほど適合度は上がるが、推定の信頼度が低下する。したがって、適合度が高く説明変数の数も多すぎないモデルを選ぶことが重要である。

いくつかの回帰モデルの候補の中から、上記規準に照らし合わせた場合に適切だと考えられるモデルを選択する際に最もよく利用されるモデル選択規準が、赤池情報量規準（AIC）とシュワルツ情報量規準である。表 14 は、ここまでで得たモデルについて、赤池情報量規準とシュワルツ情報量規準をまとめたものであるが、両規準ともに R-model 3AR のものが最も低くなっており、これを採択することにする。

表 14 : モデル選択規準

モデル	赤池情報量規準	シュワルツ情報量規準
<b>R-model 1</b>	-3.097284	-3.023618
<b>R-model 1AR</b>	-4.878609	-4.767083
<b>R-model 1D</b>	-4.226067	-4.078735

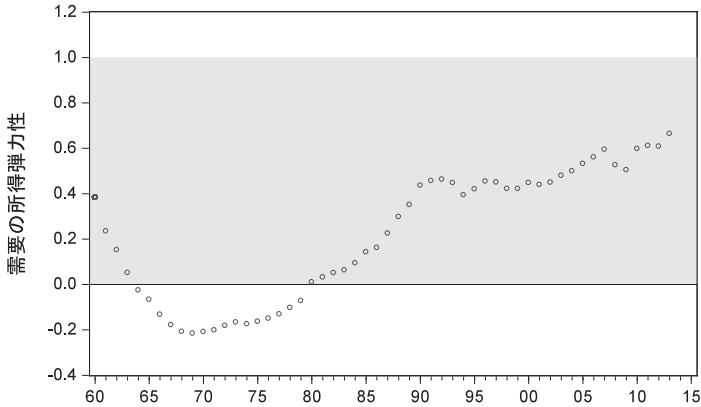
モデル	赤池情報量規準	シュワルツ情報量規準
<b>R-model 1DAR</b>	-5.065567	-4.87969
<b>R-model 1DAR-2</b>	-5.100936	-4.952235
<b>R-model 2</b>	-3.756559	-3.64606
<b>R-model 2AR</b>	-4.843834	-4.695133
<b>R-model 2AR-2</b>	-4.875184	-4.763658
<b>R-model 2D</b>	-4.525297	-4.304299
<b>R-model 2DAR</b>	-5.095053	-4.834825
<b>R-model 2DAR-2</b>	-5.132334	-4.909282
<b>R-model 3</b>	-3.729385	-3.582053
<b>R-model 3AR</b>	-6.194511	-6.008634

図9は、R-model 3ARの推計によって得た、回帰パラメータの推計値（「 $\hat{\cdot}$ 」で表記）から、

$$\hat{\epsilon}_{rice} = \hat{\beta} + 2 \cdot \hat{\gamma} \cdot \text{Log}(y_t) + 3 \cdot \hat{\delta} \cdot \text{Log}(y_t)^2$$

として算出したコメ需要の所得弾力性推計値の推移を示したものである。これによると、急速に低下していたコメ需要の所得弾力性は70年代に入ると回復に転じ、90年代以降は0.5から0.6の間で安定的に推移している。60年代中旬から70年代にかけて所得弾力性がマイナス、すなわち劣等財となることもあったが、それを除けば、コメは必需財であり続けていることが見て取れる。

図 9：コメ需要の所得弾力性推計値の推移



コメ需要に影響を与えるもうひとつの要因

そうであるなら、何故、図 4 において、経済成長率がプラスであるにもかかわらず、コメ需要の伸びがマイナスになるという事象（第 4 象限）が生じるのだろうか。

一般に、需要は所得のほか、財価格の影響を受けるとされる。コメ価格を  $p_{\text{rice}}$  とし、コメの需要関数を  $D_{\text{rice}} = D(y, p_{\text{rice}})$  として表すとき、コメ需要の変化率は次のように表される。

$$\dot{D}_{\text{rice}} = \varepsilon_{\text{rice}} \cdot \dot{y} + \eta_{\text{rice}} \cdot \dot{p}_{\text{rice}}$$

$$\text{where } \eta_{\text{rice}} = \frac{\Delta D_{\text{rice}} / D_{\text{rice}}}{\Delta p_{\text{rice}} / p_{\text{rice}}}$$

つまり、コメが必需財であるにもかかわらず、経済成長率がプラスの時期にコメ需要が低下していたのは、 $\varepsilon_{\text{rice}} \cdot \dot{y} < -\eta_{\text{rice}} \cdot \dot{p}_{\text{rice}}$ 、つまり、価格効果が与える影響が大きかったためだと考えられる。

この議論はすべての農産物に適用される。つまり、経済成長とともに

農業生産、および、農業の割合が低下する原因は、一般に、農産物需要の所得弾力性が小さいことに求められる。しかしながらこの議論は、価格が需要に与える影響に対する考察が十分とは言えない。本稿は、コメ需要の所得弾力性を推計することによって、この問題点をあぶりだすことができた。価格データを用いた需要に対する具体的な影響の分析は、今後の研究課題としていくこととする。

## 参考文献

- 荏開津典生, 2008 年, 『農業経済学 第3版 (岩波テキストブックス)』  
岩波書店
- 内閣府経済社会総合研究所, 「1998 年度国民経済計算 (1990 基準・68SNA) 1. 国内総支出 (実質)」, ([http://www.esri.cao.go.jp/jp/sna/data/data\\_list/kakuhou/files/h10/tables/55ffmlr.xls](http://www.esri.cao.go.jp/jp/sna/data/data_list/kakuhou/files/h10/tables/55ffmlr.xls))
- 内閣府経済社会総合研究所, 「1998 年度国民経済計算 (1990 基準・68SNA) 3. 経済活動別国内総生産 (名目)」, ([http://www.esri.cao.go.jp/jp/sna/data/data\\_list/kakuhou/files/h10/tables/70fcm3n.xls](http://www.esri.cao.go.jp/jp/sna/data/data_list/kakuhou/files/h10/tables/70fcm3n.xls))
- 内閣府経済社会総合研究所, 「2009 年度国民経済計算 (2000 年基準・93SNA) 1. 国内総生産 (支出側、実質: 固定基準年方式)」 ([http://www.esri.cao.go.jp/jp/sna/data/data\\_list/kakuhou/files/h21/tables/21ffrlr\\_jp.xls](http://www.esri.cao.go.jp/jp/sna/data/data_list/kakuhou/files/h21/tables/21ffrlr_jp.xls))
- 内閣府経済社会総合研究所, 「2009 年度国民経済計算 (2000 年基準・93SNA) 3. 経済活動別国内総生産 (名目)」 ([http://www.esri.cao.go.jp/jp/sna/data/data\\_list/kakuhou/files/h21/tables/21fcm3n\\_jp.xls](http://www.esri.cao.go.jp/jp/sna/data/data_list/kakuhou/files/h21/tables/21fcm3n_jp.xls))
- 内閣府経済社会総合研究所, 「2013 年度国民経済計算 (2005 年基準・93SNA) 1. 国内総生産 (支出側、実質: 固定基準年方式)」, (<http://>

[www.esri.cao.go.jp/jp/sna/data/data\\_list/kakuhou/files/h25/tables/25ffr1r\\_jp.xls](http://www.esri.cao.go.jp/jp/sna/data/data_list/kakuhou/files/h25/tables/25ffr1r_jp.xls) )

内閣府経済社会総合研究所, 「2013年度国民経済計算(2005年基準・93SNA) 3. 経済活動別国内総生産(名目)」, ([http://www.esri.cao.go.jp/jp/sna/data/data\\_list/kakuhou/files/h25/tables/25fcm3n\\_jp.xls](http://www.esri.cao.go.jp/jp/sna/data/data_list/kakuhou/files/h25/tables/25fcm3n_jp.xls))

農林水産省大臣官房食料安全保障課, 2015年, 「平成25年度食料需給表 利用者のために(参考)総人口及び年度中の日数」, (<http://www.e-stat.go.jp/SG1/estat/Xlsdl.do?sinfid=000028800987> )

農林水産省大臣官房食料安全保障課, 2015年, 「平成25年度食料需給表 品目別累年表 3-1 穀類 (1) 穀類」, (<http://www.e-stat.go.jp/SG1/estat/Xlsdl.do?sinfid=000028801125>)

農林水産省大臣官房食料安全保障課, 2015年, 「平成25年度食料需給表 品目別累年表 3-1 穀類 (2) 米」, (<http://www.e-stat.go.jp/SG1/estat/Xlsdl.do?sinfid=000028801126>)

農林水産省大臣官房食料安全保障課, 2015年, 「平成25年度食料需給表 品目別累年表 3-1 穀類 (3) 小麦」, (<http://www.e-stat.go.jp/SG1/estat/Xlsdl.do?sinfid=000028801127>)

