

# 農家の消費行動の計量経済学的分析\*

山 沢 逸 平

消費行動の分析は計量経済学的手法による経済分析の格好の題材として、しばしばとりあげられてきた。しかしその多くは都市勤労者家計を対象としたもので、都市の一般世帯や農家についての分析は比較的少ない。その理由の第1には十分な資料がないことがあげられようが、それと並んで、これらの経済主体は消費者としての機能と共に、生産者、経営者としての機能もあわせ持ったため、その消費行動の分析にはこれらの面も考慮に入れておかなければならないことにもよると思われる。小論はこのうち農家について、従来の消費分析に、これら生産面、経営面の諸要因をとり入れた計量経済学的分析を試みたものである。<sup>1)</sup> 同時に農家の消費行動を特徴づける他の2つの要因、自給現物の消費が大きな比重を占めること、および農家の生活が営まれる場が農村という特殊な地域社会であること、をも考慮に入れている。資料面の制約もあっていまだ不十分なものであるが、第1次接近としての成果はあげたように思う。

## I 農家経済の概観

分析の対象である農家の経済行動を概観しておきたい。農家は半自給自足の経済を営む多数の経済単位であって、多くは企業性が稀薄である。主として自己の所有する生産要素（家族労働力、土地、資本用役）を使用し、不足分を外部より購入して自給的性格の強い農業生産を行う、前資本主義的な家族経営の段階に止まっているものが大部分を占め、しかも近年農業部門の相対的窮乏化が進むにつれて、その家族労働力の一部をさいて、農業部門外での所得稼得を求める兼業化が進んでおり、農家の経済行動を一層複雑なものにしている。

このような農家経済は、農業生産の単位であって、しかも家族労働力の一部を農外部門と兼業せしめることにもよって、所得稼得を目的とする経営経済部門と、稼得された所得を消費して労働力を再生産する単位である家計経済部門との複合体として把えることができよう。この両部門は並列しているというより縦につながっていて、一般に未分離の状態にあるが、農家経済全体としての目標は家計経済で効用を極大にすることにおかれ、経営部門はそれを可能にするための手段たるに過ぎないと考えられる。この両部門の行動をバ

---

\* この分析にあたって、本学の磯野修助教授、梅村又次助教授をはじめと多くの人々から、有益なるコメントをいただいたことを記し、謝意を表す。もちろんありうべき誤りは、すべて私個人の責に帰すべきものである。

1) 同じ様な意図の分析として、山田 [1] および唯是 [2] があるが、それと小論との関連については後述する。久保まち子・村上泰亮：農家経済における消費パターンの動向 3 「フェビアン研究」 12巻7号、1961、は本稿執筆後に知り参照できなかつた。

ランス表の形に整理して示すと、次のようになろう。↘

以上きわめて形式的に農家の経営と家計の行動について述べた。しかし農家と一口に言っても、その経営の様相は多種多様である。ほとんど農業だけに従事する農家もあれば、兼業の方が主な農家もある、また農業形態も、自給生産的性格の強い農業もあれば、商品生産的農業もあるといったように異なっており、さらに同じ形態の農業でも（例えば果樹作農家という点では同じでも）特化の程度は同じではない。このような経営部門の相違は、当然所得の絶対水準だけではなく、その性質（例えば安定性）や貯蓄部分の意味も、生産物の自給能力の大小（その豊富さ）にも相違をもたらし、これらを通じて家計部門行動を規定してくるであろう。このように経済的な面だけでなく、生活意識の相違といった心理的社会的な効果も持つと思われる。2) 農家は経営と家計とが未分離であるから、経営部門の状態がこのような心理的效果も含めて、その消費行動に直接に影響を及ぼすわけである。

第2に農家の消費には、自家生産物を現物形態のまま消費する現物消費と、自給しえない財や用役を外部より購入して消費する購入消費<sup>3)</sup>とがある。現物消費は消費全体の $\frac{1}{3}$ 程度を占めるが、その80%は飲食費に属し、そのまた80%は穀物類の消費であるところからも分るように、必需財的性格の強いものである。これに対して購入消費は、自給しえないが生活に不可欠な部分（教育や保険衛生関係の支出等）とともに、かなりの山間僻地にまで都会風の生活様式のイメージが普及している今日、生活様式の都会化（近代化）のために必要とされる支出という奢侈品的性格をもつ部分よりなる。このように農家の消費は内容的にも異質的であり、またその供給形態も異なる2つの部分よりなり、上述した経営要因も、また次に述べる地域要因も、それぞれに異なった効果を与えると考えられよう。

第3に農家の消費行動を特徴づける要因として、農家の生活が営まれる場である農村が、保守的な、伝統

(支払) 農家の経営バランス		(単位, 円)	(受取)		
農業経営費……………	115,986	農業粗収益	農業現金収入(農産物販売価額)		
(外部より調達した生産要素の費用)					
農業所得……………	206,840	現物収入……………	104,164		
(自己所有の生産要素の費用を含む)					
農外支出……………	20,344	農外(粗)収入…………… 136,337			
農外所得……………	165,993				
計 509,163		計 509,163			
(支出) E 農家の家計バランス		(単位, 円)	(収入) R		
家族家計費 (E <sub>1</sub> )	342,004	農家所得	372,833		
現金購入消費額 (220,098)		農業所得 (R <sub>1</sub> ) ……	206,840		
				現物取引価額	農外所得 (R <sub>2</sub> ) ……
生産現物家計消費額		被贈扶助収入 (R <sub>3</sub> ) ……	28,598		
租税公課諸負担(E <sub>2</sub> )	27,068	計 401,431			
農家経済余剰	32,359	[(R <sub>1</sub> +R <sub>2</sub> -E <sub>2</sub> )+R <sub>3</sub> ]			
計 401,431		= 可処分所得……………374,363]			

(資料) 農林省「農家経済調査報告」(34年度)より、全国平均の農家一戸あたり(平均家族員数5.77人)の一年間の値を示す。

- 1) 農家経済余剰は営業用貯蓄としての機能をもつものであって、一部は農業投資にあてられたり、現金形態で留保される。したがって農業の形態によって投資の収益性が異なったり、working capitalの必要度が異なれば、農家経済余剰として配分される部分のもつ意味は当然異なってくる。
- 2) 例えば、果樹作や酪農は、高度の経営技術を要するが、このことは高い教育水準や知識水準と結びつき、生活意識の高さをもたらすであろう。
- 3) 「農家生計費調査」の定義にならって、現金購入消費と現物取引価額を一括して、購入消費として扱う。

的な生活様式の強い地域であるということをあげねばなるまい。農家が属している地域社会が農家の消費行動に及ぼす影響を地域要因と名づけるならば、地域要因の効果は同一地域内での農家の消費行動を同質にする一方、異なった地域間では顕著な地域差をもたらすと考えられる。もちろんこの地域要因を構成するものは、単に社会的心理的なもののみではなく、気候条件のような自然的要因や、地域に支配的な農業形態等の経済的要因等の複合的性格のものである。

以上、私は農家の消費行動を規定するものとして、所得水準や家族構成の他に、経営要因、現物消費の重要性、地域要因の3つをあげたが、この理論的考察の結果を函数関係で表わしてみれば、次のようになろう。

$$c = c_p + c_h = f(y, \eta, z, L, u) \quad (1.1)$$

ここに  $c$ : 総消費,  $c_p$ : 購入消費,  $c_h$ : 現物消費,  $y$ : 所得,  $\eta$ : 家族構成,  $z$ : 経営要因,  $L$ : 地域要因, を表わす。  $u$  はその他のすべての諸要因の効果をまとめたもので、攪乱項として扱われる。

## II 計測モデルの設定

前章では農家の消費行動を考察して、理論模型(1.1)を導いた。小論の目的は、この理論模型を現実のデータにあてはめて、先に述べた3つの特徴を確認することである。本章ではその準備段階として、利用可能なデータの性質を調べ、それに適した計測モデルを設定しておくかねばならない。

まず資料は、農林省農林経済局統計調査部編「農家経済調査報告」を同部で所得階層別に再集計した「農家生計費調査」を主として使用し、補助的資料として、同部編の所得階層別再集計資料「農家租税公課諸負担調査」を用いた(いずれも昭和34年度を対象としたもの)。租税調査では、租税力としての所得の調査であるところから被贈扶助収入が除かれているため所得の過小評価があることなど、諸変量の定義が生計費調査と若干異なっている。

理論模型(1.1)を現実のデータにあてはめて計測できるような具体的な形にさだめるわけだが、その始めとして、 $c_p$ と $c_h$ とを別個に次の2本の消費函数によつて推計することにした。したがつて両形態の消費の間の相互依存関係は、2つの消費函数のパラメータを比較することによって知ることができる。(2.1)でlinear型、(2.2)でsemi-log型になっているが、これはいくつかalternativeな函数型をあてはめた結果、もっともfitのよいものを採用したためである。<sup>1)</sup>

$$\begin{cases} c_p/n = \alpha_p + \beta_p(y/n) + \gamma_p z + u_p & (2.1) \\ c_h/n = \alpha_h + \beta_h \log(y/n) + \gamma_h z + u_h & (2.2) \end{cases}$$

ここで  $n$  は世帯員数,  $y$  は所得,  $z$  は経営状態を表わす指標である。  $u$  は攪乱項であつて、最小自乗推定及び有意性検定を行うために、平均ゼロの正規分布に従うと仮定する。

所得変数としては(2.1)、(2.2)の場合とも可処分所得をとつた。現物消費は農業粗収益に、購入消費は現金所得に結びつけることも考えられるが、消費の配分が総体的見地から行われると考えると、可処分所得を採つたものである。次に、農家の消費主体は世帯であつて、ひとりひとりの構成員ではないから、理論的に

1) 限界消費性向、および消費の所得弾力性は、linear型では、 $\beta$ ,  $\beta/(c/y)$ , semi-log型では、 $\beta/y$ ,  $\beta/c$  となることから分るように、この函数型の相違は、現物消費は必需財的性格が強い反面、消費の内でも最も必需的部分を除いた購入消費が奢侈品的性格を強められている、といった両形態の消費の性質の差を反映していると考えられよう。

は per-family の値を使用する方が正しい。しかし一世帯あたりの世帯員数は各所得階層で異なっており、その異なり方も各農区、各経営形態で同じではない。そこで世帯員数の及ぼす効果を除くためには、一つの方法としてこれを第3の変数として入れてくることも考えられるが、所得階層別データでは  $y, n$  の間に multicollinearity が生じて、安定したパラメータの推定値が得られない。このため per-capita の値を採つたわけであるが、そのかわりに規模の経済や家族の年齢別、性別構成の相違はとり入れられていない。

農家の経営状態を表わす指標を第2の説明変数として導入した。農家の消費行動に最も大きな影響をもつものとして、農業への専業度が考えられるから、 $z$  には主として所得の農業依存度（農家所得に占める農業所得の割合）を用いたが、<sup>1)</sup> 経営形態別データを使う際には商品化率も併用している。ただ所得階層別データでは、これらの指標は  $y$  との間に multicollinearity が生ずる場合が考えられるので、これを調べるため相関係数および偏相関係数を算出しておいた。しかしこのようなやり方では農業の形態が自給性格の強いものであるか、商品生産化の進んだものであるかによって、その農家の消費行動がどう違ってくるかを分析することはできない。このため租税調査の経営形態別分類を用いて、それぞれの代表として《畑を加味した田作》と《果樹作》をとり、それぞれの消費函数を計測して、パラメーターの比較を試みた。

最後に地域要因  $L$  の効果であるが、これが消費函数にいかなる影響を与えるか先験的に定めることはできないから、各地域毎に (2.1), (2.2) を計測し、パラメータを比較する方法をとった。地域分析をおこなうには、価格の地域間格差を当然考慮せねばならないが、適当な資料が得られぬためおこなっていない。

### III 計測結果及びその分析

1. 農区別分析 まず基本資料である「生計費調査」を用いて、(2.1), (2.2) を北東、関東、関西、南西の各農区について計測した結果は以下になる。 $z$  の効果の有意性を見るため、各式とも  $z$  を除いた函数型も併記した。なお煩雑を避けて、 $y, c_p, c_h$  でそれぞれ1人あたりの値を表わすこととする。ここで  $\bar{R}^2$  は自由度調整済の決定係数であり、また  $z$  は計測の便宜上、すべて平均水準からの偏差をとっている。

北東農区。(東北・北陸。調査農家数871戸。 $y, c_p, c_h$  の平均水準は、 $\bar{y}=59.8$ (千円)、 $\bar{c}_p=34.6$ 、 $\bar{c}_h=21.6$ )

$$\left\{ \begin{array}{l} c_p = 4.9 + .498y + .430z \\ \quad \quad \quad (.047) \quad (.258) \\ c_p = 2.3 + .541y \\ \quad \quad \quad (.047) \end{array} \right. \quad \begin{array}{l} \bar{R}^2 = .9743. \\ \\ \bar{R}^2 = .9617. \end{array} \quad \left\{ \begin{array}{l} c_h = 5.4 + 9.17 \log y + .173z \\ \quad \quad \quad (1.98) \quad (.079) \\ c_h = 1.3 + 11.53 \log y \\ \quad \quad \quad (2.31) \end{array} \right. \quad \begin{array}{l} \bar{R}^2 = .9110. \\ \\ \bar{R}^2 = .8277. \end{array}$$

$$\left[ \begin{array}{l} r(c_p y) = .985, r(c_p z) = .637, r(yz) = .562, \\ r(c_p y' \cdot z) = .936, r(c_p z' \cdot y) = .784. \end{array} \right] \quad \left[ \begin{array}{l} r(c_p y') = .929, r(c_h z) = .751, r(y'z) = .547, \\ r(c_p y' \cdot z) = .936, r(c_p z' \cdot y') = .784. [y' = \log y] \end{array} \right]$$

関東農区。(南関東、北関東。調査農家数1170戸。 $\bar{y}=58.6$   $\bar{c}_p=37.5$   $\bar{c}_h=19.7$ .)

$$\left\{ \begin{array}{l} c_p = 13.7 + .407y - .232z \\ \quad \quad \quad (.100) \quad (.323) \\ c_p = 10.4 + .463y \\ \quad \quad \quad (.058) \end{array} \right. \quad \begin{array}{l} \bar{R}^2 = .9173. \\ \\ \bar{R}^2 = .9274. \end{array} \quad \left\{ \begin{array}{l} c_h = 0.4 + 10.98 \log y + .090z \\ \quad \quad \quad (1.23) \quad (.030) \\ c_h = 5.5 + 8.06 \log y \\ \quad \quad \quad (1.32) \end{array} \right. \quad \begin{array}{l} \bar{R}^2 = .9598. \\ \\ \bar{R}^2 = .8793. \end{array}$$

$$\left[ \begin{array}{l} r(c_p y) = .970, r(c_p z) = -.821, r(yz) = -.788, \\ r(c_p y' \cdot z) = .919, r(c_p z' \cdot y) = -.508. \end{array} \right] \quad \left[ \begin{array}{l} r(c_p y') = .950, r(c_p y' \cdot z) = -.582, r(y'z) = -.788, \\ r(c_h y' \cdot z) = .980, r(c_h z' \cdot y') = .870. \end{array} \right]$$

1) 専業兼業別・所得階層別データがないため、専業、兼業で別個に消費函数を計測してパラメータを比較するという方法をとれなかった。各所得階層毎に算出された所得の農業依存度  $z$  は、高々  $z=55 \sim 80$  (%) の変域をもつに過ぎず、したがって  $z$  を説明変数に入れてきたといっても、 $z$  は第1種兼業農家から専業農家の behavior を説明するに過ぎないことに留意されたい。

関西農区。(東海, 近畿, 山陰, 瀬戸内. 調査農家数1555戸.  $\bar{y}=63.1$ ,  $\bar{c}_p=39.7$ ,  $\bar{c}_h=19.6$ .)

$$\left\{ \begin{array}{l} c_p = 5.3 + .545y + .109z \\ \quad \quad \quad (.072) \quad (.133) \end{array} \right. \quad \bar{R}^2 = .9757. \quad \left\{ \begin{array}{l} c_h = 4.1 + 8.62 \log z + .162z \\ \quad \quad \quad (2.60) \quad (.070) \end{array} \right. \quad \bar{R}^2 = .6647. \\ \left\{ \begin{array}{l} c_p = 6.8 + .521y \\ \quad \quad \quad (.033) \end{array} \right. \quad \bar{R}^2 = .9809. \quad \left\{ \begin{array}{l} c_h = 13.2 + 3.55 \log y \\ \quad \quad \quad (1.98) \end{array} \right. \quad \bar{R}^2 = .3020. \\ \left[ \begin{array}{l} r(c_p y) = .955, r(c_p z) = -.841, r(yz) = -.862. \\ r(c_p y \cdot z) = .984, r(c_p z \cdot y) = .317. \end{array} \right] \quad \left[ \begin{array}{l} r(c_h y') = .665, r(c_h z) = -.243, r(y'z) = -.845, \\ r(c_h y' \cdot z) = .667, r(c_h z \cdot y') = .250. \end{array} \right]$$

南西農区。(北九州, 南海. 調査農家数794戸.  $\bar{y}=52.6$ ,  $\bar{c}_p=32.1$ ,  $\bar{c}_h=18.5$ .)

$$\left\{ \begin{array}{l} c_p = 2.7 + .559y + .165z \\ \quad \quad \quad (.059) \quad (.241) \end{array} \right. \quad \bar{R}^2 = .9113. \quad \left\{ \begin{array}{l} c_h = 7.5 + 6.45 \log y + .077z \\ \quad \quad \quad (1.75) \quad (.066) \end{array} \right. \quad \bar{R}^2 = .5880. \\ \left\{ \begin{array}{l} c_p = 2.8 + .556y \\ \quad \quad \quad (.069) \end{array} \right. \quad \bar{R}^2 = .9274. \quad \left\{ \begin{array}{l} c_h = 7.4 + 6.51 \log y \\ \quad \quad \quad (2.21) \end{array} \right. \quad \bar{R}^2 = .6059. \\ \left[ \begin{array}{l} r(c_p) = .970, r(c_p z) = -.005, r(yz) = -.024, \\ r(c_p y \cdot z) = .973, r(c_p z \cdot y) = .073. \end{array} \right] \quad \left[ \begin{array}{l} r(c_h y') = .828, r(c_h z) = .285, r(y'z) = .032, \\ r(c_h y' \cdot z) = .855, r(c_h z \cdot y') = .461. \end{array} \right]$$

購入消費函数— $y$ だけでもかなりの説明力があるため一般に決定係数が高く, 北東を除いては $z$ の導入は有意でないことが分る(これは農区別のデータではあらゆる経営形態の農家が含まれてしまうため, 所得の農業依存度のような指標によって, 購入消費の支出に対する behavior を同質化することはできないことによると考えられる). 特に関東, 関西では $z$ は $y$ との間に multicollinearity があり,  $\gamma_p$  の標準誤差も大きくでている. したがって, いずれも第2式をとって地域比較を試みた.  $\beta$  の標準誤差から  $\beta$  の95%信頼区間を計算してみると, 各農区とも広い範囲で重なり合い,  $\beta$  の地域差は有意でないことが分る. すなわち地域差があるとすれば切片  $\alpha$  に現われることになる. 4農区のデータを pool して

$$c_{pij} = \mu + \beta_p y_{ij} + L_i + \varepsilon_{ij} \quad (\text{ただし, } y_{ij}, c_{pij} \text{ は, } i \text{ 農区, } j \text{ 所得階層の } y, c_p \text{ を表わす.})$$

を推計すると

$$\hat{\beta} = 5.98, \hat{\delta}_p = .518; \bar{L}_1(\text{北東}) = -2.35, \bar{L}_2(\text{関東}) = 1.20, \bar{L}_3(\text{関東}) = 1.02, \bar{L}_4(\text{南西}) = -1.19. \\ (.002)$$

$$\bar{R}^2 = .9972.$$

となり, 関東, 関西では北東や南西に比べて, 消費函数が shift up している. この理由を調べるには購入消費を構成する各費目毎に消費函数を計測して, その地域比較を行わねばならないが, ここでは簡単に各農区の平均水準での各費目構成を調べて推論を下すことにした.

各農区における購入消費の費目別構成\*

	$\bar{y}$ , $\bar{c}_p$	飲食費	被服費	家計光熱	住居	雑費
北東	$\bar{y}=59.8$ $\bar{c}_p=34.6$	9.10 (.262)	5.43 (.157)	1.33 (.039)	4.45 (.129)	14.29 (.413)
関東	58.6 37.5	9.53 (.254)	5.74 (.153)	1.24 (.033)	4.54 (.121)	16.45 (.439)
関西	63.1 39.7	9.77 (.246)	6.35 (.160)	1.27 (.032)	5.60 (.141)	16.71 (.421)
南西	52.6 32.1	7.83 (.244)	5.26 (.164)	1.06 (.033)	4.30 (.134)	13.65 (.425)

〔資料〕 「農家生計費調査報告」(昭和34年度)(p.52~55)

\*  $\bar{y}$ ,  $\bar{c}_p$  は単位千円, 括弧内の数値が  $\bar{c}_p$  の構成比

構成比を見れば飲食費の比重の大きい北東・関東型と, 被服・住居費の比重の大きい関西・南西型とが区

別されよう。まず北東・関東型では雑費を除く各費目とも北東が高めであり、その分だけ関東で雑費が高くなっている。生活の都会化と密接な関係にある雑費支出の比重が高いこと、及び価額を見ても自然条件と関連している家計光熱費の他は各費目とも関東の方が高くなっている点から見て、北東と関東との切片の差は北東では購入形態の消費支出が全般的に遅れていることを示している。関西・南西型では、住居費の割合が関西で高目の他はよく似ており、南西では全費目にわたって購入消費が低いことが、関西と南西との切片の差をもたらしていると言えよう。このように見てくるならば、消費函数の切片にあらわれた地域差は生活の都会化の程度の地域差と関連していると推論できようし、これはまた後述する現物消費の地域差の分析によっても裏づけられる。

この地域差が統計学的にも有意であるか否かを調べるために、 $L_1=L_2=L_3=L_4=0$ 、すなわち地域差はない、という仮説をおいて計測してみると、

$$\hat{\beta}_0 = 5.23, \quad \hat{\beta}_{p0} = .531 \quad \bar{R}^2 = .9963. \\ (.002)$$

$F=1.93$  となつて、この仮説は、5%有意水準でも棄却されない。<sup>1)</sup> すなわち、上で求められた地域差の程度では、統計学的に有意であるとは言えないことになる。しかしここで用いたデータでは農区分類が大ききく、農区内での同質化が不充分であること、さらに所得階層数も少ないことの結果として検定力が弱められていることを考えると、上述のかなり plausible な経済学的意味をもった地域差を無視することは正しくないとと思われる。

現物消費函数——現物消費では決定係数が不揃いであること、そして変数  $z$  を入れるとかなり高められることが注目されよう。 $z$  の係数  $\gamma_h$  はかなり安定的であり、どの農区でも正である。つまり所得の農業依存度が高まるにつれて、現物消費が増すことが分る。したがって今度は第1式をとって地域比較を行うことにし、 $\gamma_h, \beta_h$  の信頼区間を調べると、いずれも地域差は有意でない。そこでまた各農区のデータを pool して、

$$o_{hij} = \mu + \beta_h \log y_{ij} + \gamma_h z_{ij} + \varepsilon_{ij}$$

を推計すると、

$$\hat{\beta}_0 = 5.46, \quad \hat{\beta}_h = 8.15, \quad \hat{\gamma}_h = .106; \quad \bar{L}_1 = 1.77, \quad \bar{L}_2 = -0.90, \quad \bar{L}_3 = -.48, \quad \bar{L}_4 = -.86. \quad \bar{R}^2 = .9996. \\ (.070) \quad (.001)$$

となり、北東のみが大きく shift up しているのが分る。購入消費の場合と同じように各農区の平均水準での各費目構成比を見ると、極めてよく似ており、北東では各費目にわたって現物消費の多いことが、現物消費の shift up をもたらしていると推論できる。この場合にも地域差が生活の都会化の程度と密接な関連をもっていることが分る。

先と同様、 $L_1=L_2=L_3=L_4=0$  という仮説をおいて計測してみると、

$$\hat{\beta}_0 = 4.74, \quad \hat{\beta}_{h0} = 8.56, \quad \hat{\gamma}_{h0} = .111, \quad \bar{R}^2 = .9975. \\ (.154) \quad (.004)$$

となり、 $F=33.87$  という結果を得る。この値は1%の有意水準で有意であり、上述の地域差は統計学的にも有意であることが確かめられた。

1) この方法は一元配置の共分散分析法と言われるもので、詳細は神田[3]を参照されたい。

## 2. 経営形態別比較

所得の農業依存度のみでなく、農業の形態が自給生産的性格の強いものであるか、それとも商品生産化の進んだ農業であるかによっても、農家の所得形態や生活意識が異なり、したがってその消費行動にも差異があらわれると考えられる。租税調査の経営形態別分類データを用いて、それぞれの代表として、特定地域に偏在していない《畑を加味した田作》<sup>1)</sup>（経営耕地面積に占める水田の割合が60～80%のもの）と《果樹作》（経営耕地面積の20%以上を果樹園として利用するもの）をとり、それぞれ消費函数を計測して比較を試みた。なお $z$ としては、所得の農業依存度 $z_1$ の他に、畑を加味した田作では安定作物商品化率（農業現金収入に占める米麦収入の割合）、果樹作では專業作物商品化率（農業現金収入に占める果実収入の割合）を $z_2$ としてとった。<sup>2)</sup>

畑を加味した田作。（調査農家数955戸、 $\bar{y}=53.5$ 、 $\bar{c}_p=33.9$ 、 $\bar{c}_h=22.5$ ）

$$\left\{ \begin{array}{ll} c_p = 4.9 + .541y + .091z_1 & \bar{R}^2 = .9858. \\ \quad (.062) (.231) & \\ c_p = 6.0 + .522y - .157z_2 & \bar{R}^2 = .9951. \\ \quad (.013) (.044) & \\ c_p = 6.0 + .521y & \bar{R}^2 = .9870. \\ \quad (.021) & \end{array} \right. \quad \left\{ \begin{array}{ll} c_h = 1.2 + 12.461\log y + .110z_1 & \bar{R}^2 = .5443. \\ \quad (4.22) (.127) & \\ c_h = 5.8 + 9.821\log y + .011z_2 & \bar{R}^2 = .4888. \\ \quad (3.26) (.090) & \\ c_h = 5.6 + 9.901\log y & \bar{R}^2 = .5606. \end{array} \right.$$

$$\left[ \begin{array}{lllll} r(c_p y) = .995, & r(c_p z_1) = -.777, & r(y z_1) = -.798, & r(c_p y \cdot z_1) = .986, & r(c_p z_1 \cdot y) = .269, \\ & r(c_p z_2) = .018, & r(y z_2) = .106, & r(c_p y \cdot z_2) = .999, & r(c_p z_2 \cdot y) = -.822. \end{array} \right]$$

$$\left[ \begin{array}{lllll} r(c_h \cdot y') = .785, & r(c_h \cdot z_1) = -.401, & r(y' \cdot z_1) = -.699, & r(c_h y' \cdot z_1) = .770, & r(c_h z_1 \cdot y') = .017, \\ & r(c_h \cdot z_2) = .186, & r(y' \cdot z_2) = .196, & r(c_h y' \cdot z_2) = .775, & r(c_h z_2 \cdot y') = .053. \end{array} \right]$$

果樹作。（調査農家数244戸、 $\bar{y}=60.2$ 、 $\bar{c}_p=40.6$ 、 $\bar{c}_h=21.7$ ）

$$\left\{ \begin{array}{ll} c_p = 14.8 + .430y + .494z_1 & \bar{R}^2 = .8584. \\ \quad (.053) (.026) & \\ c_p = 23.9 + .278y + .288z_2 & \bar{R}^2 = .8289. \\ \quad (.124) (.253) & \\ c_p = 16.7 + .399y & \bar{R}^2 = .8217. \\ \quad (.065) & \end{array} \right. \quad \left\{ \begin{array}{ll} c_h = 6.12 + 8.871\log y + .050z_1 & \bar{R}^2 = .7103. \\ \quad (.095) (.075) & \\ c_h = -4.01 + 14.641\log y - .119z_2 & \bar{R}^2 = .9201. \\ \quad (1.77) (.028) & \\ c_h = 7.00 + 8.371\log y & \bar{R}^2 = .7307. \\ \quad (1.75) & \end{array} \right.$$

$$\left[ \begin{array}{lllll} r(c_p y) = .919, & r(c_p z_1) = -.221, & r(y z_1) = -.307, & r(c_p y \cdot z_1) = .897, & r(c_p z_1 \cdot y) = .162, \\ & r(c_p z_2) = .874, & r(y z_2) = .859, & r(c_p y \cdot z_2) = .673, & r(c_p z_2 \cdot y) = .417. \end{array} \right]$$

$$\left[ \begin{array}{lllll} r(c_h \cdot y') = .876, & r(c_h \cdot z_1) = -.216, & r(y' \cdot z_1) = -.381, & r(c_h y' \cdot z_1) = .878, & r(c_h z_1 \cdot y') = .262, \\ & r(c_h \cdot z_2) = .515, & r(y' \cdot z_2) = .848, & r(c_h y' \cdot z_2) = .956, & r(c_h z_2 \cdot y') = -.275. \end{array} \right]$$

購入消費では果樹作の方が決定係数が低いが、これは調査農家数が少いためであろう。経営要因の指標は両形態で異なったものについて有意である。畑を加味した田作では $z_2$ の係数が負となっているが、農業現金収入が米麦収入中心になる程自給生産的性格が強まり、生活意識が低くなっていることを意味するものであろう。他方果樹作では $z_1, z_2$ とも $c_p$ を増す傾向があるが、どちらも果樹栽培への特化の程度の指標であ

1) 米一毛作、米麦二毛作等の米作の比重がもつと大きい経営形態では、商品生産的性格が強くなって、自給生産的性格が薄れてしまうと考えられるので避けた。

2) この2つの商品化率については、唯是[2]より示唆を得た。

て、それが高くなるとともに生活意識が高くなることを示すものであろう。ここで興味があるのは、果樹作の方が $\alpha_p$ が高く $\beta_p$ が低いことである。これは果樹作農家の生活意識の一般水準が高いこと、および所得状態が市場の変動に支配されて不安定であり、また投資資金や **working capital** の必要性が高いため貯蓄意欲が大きいため、といった経営状態が限界消費性向を低めていることを示唆している。<sup>1)</sup> 現物消費では、果樹作で果樹栽培への特化の程度が高くなると、現物消費が減少していることが、先の購入消費での説明を裏づけている。これはまた果樹栽培に特化する程現物消費財の供給能力が減り、現物から購入への代替が促進されるということでもある。両経営形態の間で顕著な差はないようである。

#### IV 結 語

以上の分析において、私は農家の消費行動の特徴を、(1)経営要因の直接的な影響、(2)現物自家消費の重要性、(3)地域要因（ここでは生活の都会化、すなわち伝統的な生活様式の規制力の弱化、が地域によって異なっているという形でとらえられた）、の3つにおいてとらえ、これを実際のデータについて確かめるという仕方でおこなってきた。最後にこれをまとめておこう。

まず購入消費と現物消費とを区別することによって、両形態ではその性質の相違を反映した異なった関数型がそれぞれあてはまったこと、これが経営要因や地域要因の効果をはっきりさせるのに不可欠であることを考えれば、この試みは成功したと言えよう。これをさらに進めて、長期趨勢や景気変動との関連を分析するならば、興味ある結果が得られるのではないかと思われる。第2に経営要因については、商品生産的性格の強い果樹作では自給生産的な農業より限界消費性向が高い、という予期した結果をえたが、専業度や商品化率はそれぞれの農家の自給経済の強さというような、心理的意味も強い経営状態の指標として用いられた。第3に地域要因の効果については、大都市群を含み、都会的な生活の **demonstration effect** を強く受ける関東、関西にくらべて、このような文化の中心から遠い北東、南西では、現物消費から購入消費への代替程度が遅れていることが見出され、このことからこれらの地域では生活様式の都会化が遅れていると推論した。

#### 参考文献

- [1] 山田三郎；業種別消費函数の計測，「農業経済研究」
- [2] 唯是康彦；業態別農家の消費函数，統計研究会「農業所得研究資料16」，1961.
- [3] 神田祐一；消費支出における職業効果の分析，「一橋研究」第7号 1961.

1) 所得の農業依存度の平均水準が果樹作で71.74%であるのに対して、畑を加味した田作で59.37%であるといった専業度の差も、この説明を裏づけている。

私の分析のうちこの部分は、唯是氏が専業農家と兼業農家との間や、専業農家内部でも果樹作・野菜作と米麦作・畑作との間に見出された消費行動の差や、山田氏の戦前と戦後の農家の消費行動の差と共通する結果を得ている。他方Zの形での経営要因の導入は、資料の性質上Zの変域がせまく十分な説明力をもちえないが（p.10脚注1参照）、農家の自給経済の強さというような、心理的意味も強い経営状態の指標の、消費支出に及ぼす影響を表わしている。