

# 労働配分と農産物の市場供給

—— 韓国のセマウル運動と農家経済行動の  
分析 (1965~73年) ——

いし だ まさ おき  
石 田 正 昭

はじめに

I 市場と個別農家の対応

II 家族農業経営のモデル

III 推計結果

む す び

付録 データの説明

## はじめに

近年、開発途上国における農業経済関係の研究分野では、農村開発と農家経済との関連についての分析がとりわけ重要視されている。しかし、現在までのところ、この課題についての関連論文も少なく、方法論も確立されていない(注1)。その理由は「農村開発」の内容が広範囲であるばかりでなく、農家経済に対する行動仮説的分析が不足しているためでもある。

本稿は、農村開発計画を農家経済の視角から分析するための一つの方法を提示する目的で、韓国の農村開発計画(セマウル運動)を素材とし、農家経済行動を実証的に分析しようとするものである。

1971年にはじまるセマウル運動は、国内資本の乏しい状況下、農家自身の労働力を利用して電気・道路・橋・かんがい施設など農村における社会資本の充実を図り、農村生活の近代化と農業生産力の増大を達成し、さらには70年代に予想された国内食糧需給の逼迫を回避することを狙いとしていた。したがって、70年代における韓国の食糧問題の帰趨は、どれだけの農家がセマウル運動に参加し、いかなる階層がその成果を享受するのかという農家側の対応にかかっていると考えられたのである。

しかし、農家の市場への食糧供給量は生産量から自家消費量を差し引いた余剰部分であり、もし農業生産力の増大が自家消費量の増大をもたらすならば、セマウル運動によって食糧供給量が減少する事態も想起できる。同様に、セマウル運動への労働提供が自家農業労働投入量

を減少させるならば、食糧供給量は減少するかもしれない。したがって、セマウル運動と農家の生産物自給率(全農業生産物量に占める家計向自家消費量の比率)、専業労働比率(総労働時間に占める自家農業労働時間の比率)との関係が明らかにされなくてはならない。

ところで、セマウル運動によって生産物自給率や専業労働比率がどのように変化したかを析出するには、農産物価格変化や賃金率変化などセマウル運動とは独立的な要因によってもたらされる両比率の変化分を、除去しておく必要がある。70年代の韓国では、セマウル運動ばかりでなく食糧価格の引き上げ政策も採用されており、この要因のもつ影響も無視できないからである。

専業労働比率・生産物自給率が價格的要因・非價格的要因によってどのように変化するかについては、従来からも数多くの理論的・実証的分析がある。たとえば、専業労働比率については中嶋・丸山・鳥居などの分析があり、生産物自給率については田中・速水などの分析がある(注2)。しかし、これらの研究は両比率についての部分的な分析でしかなく、両比率を同時的に決定するような包括的分析ではない。本稿は、1965~73年の韓国農林部『農家経済調査』を利用し、専業労働比率・生産物自給率など農家経済行動全般を規定する生産関数・効用関数パラメータを耕地規模別に推計し、農産物価格の引き上げ・セマウル運動への労働提供・農業生産力の増大・農村生活の近代化などの諸要因がもつ農家行動への影響の度合を析出し、あわせて階層間比較分析を行なうものである。

従来の主体均衡モデルと比較した本稿の特徴は、(i)自家農業労働と被雇用労働とを2種類の異質の労働として区別し、(ii)自家農業労働によって得られる農業生産物の処分方法として、農産物在庫増という形の貯蓄行動を組み込んだことである。(i)を採用した理由は、60年代中葉以降のきわめて急速な実質賃金率の上昇に対し、50~

60%にまで達する自家農業労働の限界生産力格差が計測されるからである。(ii)を採用した理由は、1964~74年の分析期間について、韓国の基幹作物である米の在庫増比率(米の粗収益に占める在庫増の比率)が顕著に増加しているからである。

(注1) 数少ない分析例として、Akino, M., K. Ohkawa and S. Yamada, "Family Farms in Rural Development: A Comparative Study of Japan and Developing Countries in Asia," (IDCJ Working Paper Series No. A-04), International Development Center of Japan, 1977, がある。

(注2) 中嶋千尋「農家の主体均衡と過剰就業」(大川一司編『過剰就業と日本農業』春秋社 1960年)。丸山義皓「資本主義の発展と労作的農業のメタモルフォーゼ」(『農村研究』第39号 1974年9月)。鳥居彦彦「農業部門の限界生産力測定」(『季刊理論経済学』第16巻第3号 1966年6月)。田中駒男「わが国に於ける農産物商品化率と農業所得について」(『早稲田政治経済学雑誌』131号 1955年2月)。Toquero, Z., B. Duff, T. Anden-Lacsina, and Y. Hayami, "Marketable Surplus Functions for a Subsistence Crop: Rice in the Philippines," *American Journal of Agricultural Economics*, Vol. 57, No. 4 (Nov. 1975); Hayami, Y. and R. W. Herdt, "Market Price Effects of Technological Change on Income Distribution in Semisubsistence Agriculture," *American Journal of Agricultural Economics*, Vol. 59, No. 2 (May 1977). なお、この種の主体均衡分析は、田中修『農業の均衡分析』有斐閣 1967年、にくわしい。

## I 市場と個別農家の対応

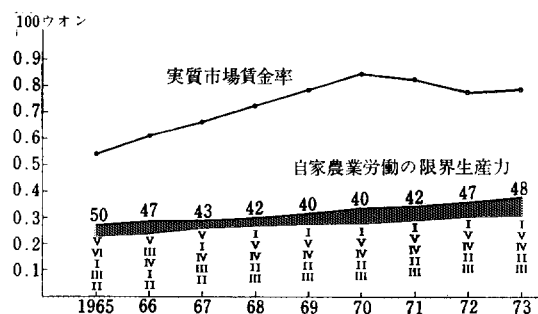
### 1. 市場賃金率と家族農業労働の評価

1962年に開始された第1次5カ年計画を契機とした韓国経済の急速な経済成長は、農家経済をとりまく市場条件にきわめて大きな影響を与えた。とりわけ実質農業賃金率の持続的上昇は劇的であり、62年以降の10年間についてみれば年率6.6%に達する(注1)。実質農業賃金率の持続的上昇は、一般に経済が労働過剰状態から不足状態へ移行したことを示す客観的指標とされている。事実韓国でも、都市部における労働需要の持続的増加に呼応して、小規模層を中心とした農業労働力の流出がみられ、農村の過剰労働力がすでに消滅したと言われている(注2)。

従来の2部門発展分析によれば、市場賃金率の持続的上昇は農業技術をより労働節約的な方向へ変化させていく要因であると考えられている。高価になりつつある労働を節約し、工業発展によって安価に供給される肥料・農薬・機械などの近代的生産要素を多投する農業技術が採用されるからである。しかし、これは農家が自己の農業労働を市場賃金率で評価したばあいの発展図式であり、農家が自己の農業労働をその機会費用で評価しなければ、市場賃金率の上昇が必ずしも労働節約的農業技術を誘発するとはかぎらない。少なくとも市場賃金率の上昇に伴って自家農業労働の評価がパラレルに上昇しなければ、労働節約的農業技術の普及速度は期待されるより遅い。60年代の韓国農業がまさにそれである。第1図でみられるように、60年代後半の実質市場賃金率の持続的上昇に対し計測された自家農業労働の限界生産力は、1965年の50%から1970年の40%へと格差が拡大している。

農家の自家農業労働に対する評価(供給価格=限界生産力)が市場賃金率より低いという命題は、中嶋および丸山により農家の過剰就業の問題としてすでに議論されている(注3)。しかし、ここでは次の二つの理由によりこの仮説を採用しない。(i)この仮説は経済全体に過剰労働が存在するときには有効であるが、いったん過剰労働が消滅するや農家の自家農業労働に対する評価は市場賃金

第1図 実質市場賃金率と自家農業労働の限界生産力



(注) (1) 実質市場賃金率は1970年基準の1時間あたり雇用賃金であり、具体的には  $w$  を  $P_s$  で除したものである ( $w$  と  $P_s$  については付録データの説明を参照のこと)。

(2) 自家農業労働の限界生産力は生産関数(9)から算出した。限界生産力の下に書かれたローマ数字は、限界生産力が最高位から最低位までの順序的なクラス名である(クラス区分は付録データの説明を参照のこと)。限界生産力の上のアラビア数字は、実質市場賃金率を100とした時の最高位のクラスの限界生産力のパーセント。

率と一致し、第1図で示されるような市場賃金率の持続的の上昇過程における賃金率・限界生産力格差をなんら説明しない。(ii)市場賃金率を制限的労働需要のもとでの制度的賃金率であるとみなすため、第1図でのような市場賃金率の異時点間の変動をなんら説明しない。したがって、労働不足経済における賃金率・限界生産力格差を説明するためには別のアプローチが必要である。

ところで、自家農業労働が市場賃金率で評価されると仮定したばあいでも、賃金率・限界生産力格差が測定される場合がある(注4)。たとえば、農業賃金率の季節変動性によってである。周知のように、農業労働需要には大きな季節変動性が存在し、(限界生産力と一致する)市場賃金率は農繁期が高く、農閑期で低くなる傾向がある。そのとき、市場農業賃金率は雇用労働賃金率の加重平均をとるのが普通であるから、雇用労働の農繁期にバイアスをもつウェイトによって、全農業労働の限界生産力よりも高い市場賃金率が測定されるのである。同様のことは、市場賃金率の地域別・産業別・性別・年齢別・学歴別格差等によっても生じうる。しかし、このような賃金率格差により誤まって測定される賃金率・限界生産力格差は、真の意味での賃金率・限界生産力格差ではなく、データ・コントロール上の問題である。

ここで問題とする賃金率・限界生産力格差は、以上のデータ・コントロールをした上でも測定されるであろう賃金率・限界生産力格差である。本稿では、この格差発生を、従来の効用関数の考え方とは異なり、労働を自家農業労働と被雇用労働に区別することにより説明する(注5)。同一の労働ではあっても、自家農業労働と被雇用労働ではその主体的評価が全く異なっている。つまり、自家農業労働はその機会費用ではなく機会費用から幾分割引いて評価され、それが格差をもたらすものとみなす。農家所得の主要な源泉は自家の農業経営にあり、被雇用労働による賃金収入ではないから、たとえ自家農業労働の限界生産力が市場賃金率と同一であっても、自家農業労働をより増加させる主体的誘因が存在する。とくにこのことは、自己の労働評価を低めてより大きい地代を獲得しようとする場合や、被雇用労働がテンポラリーである場合に妥当しよう。

以上のことは、次の主体均衡式によってあますことなく説明できる。

$$-\frac{U_{L_n} - U_{L_a}}{U_M} = w - P_s f' \quad (1)$$

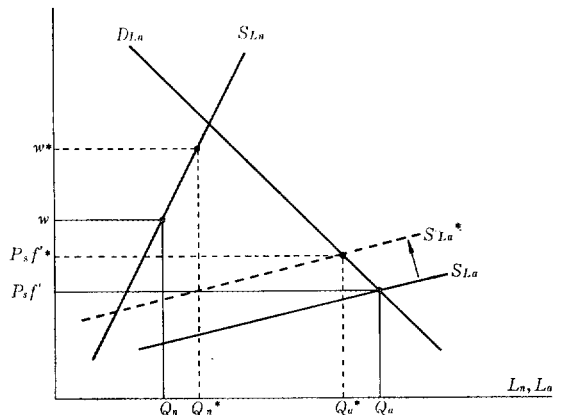
ここで、 $U_{L_n}$ は被雇用労働( $L_n$ )の限界不効用、 $U_{L_a}$ は自家農業労働( $L_a$ )の限界不効用、 $U_M$ は貨幣の限界

効用、 $w$ は市場賃金率、 $P_s$ は生産物価格、 $f'$ は $L_n$ の限界生産力である。

(1)における $w$ と $P_s f'$ の格差は、被雇用労働と自家農業労働とのあいだに存在する心理的移動コストの反映であるとみなしうる。心理的移動コストを具体的に述べれば、自家農業労働には愛着・責任・自由という労働による肉体的苦痛を緩和する要因が存在するが、被雇用労働には被支配という肉体的苦痛を促進する要因がある、ということである。かりに $w$ と $P_s f'$ との格差が心理的移動コストよりも大きくなれば、経済主体である農家はその両者が一致するまで自家農業労働量を減少させ、被雇用労働量を増加させるであろう(注6)。

以上のことを第2図によって図示しよう。この図の横軸は自家農業労働と被雇用労働のフロー量、縦軸は市場賃金率と価値限界生産力である。 $S_{L_n}$ は $L_n$ の供給曲線(限界不効用曲線)、 $S_{L_a}$ は $L_a$ の供給曲線(限界不効用曲線)、 $D_{L_a}$ は $L_a$ の需要曲線(価値限界生産力曲線)である。いま $w$ と $P_s f'$ のもとで、 $L_n$ と $L_a$ の均衡供給量 $Q_n$ と $Q_a$ が決定されているものとする。このとき、市場賃金率が $w$ から $w^*$ へ上昇し、賃金率・限界生産力格差がその心理的移動コストより大きくなれば、 $L_n$ は $Q_n$ から $Q_n^*$ まで増加し、 $L_a$ の供給曲線は $S_{L_a}$ から $S_{L_a}^*$ までシフトする。その結果、 $L_a$ の均衡供給量は $Q_a$ から $Q_a^*$ まで減少する(注7)。新しい心理的移動コストは $w^* - P_s f'^*$ であり、これが以前の心理的移動コストより

第2図 自家農業労働と被雇用労働の労働配分

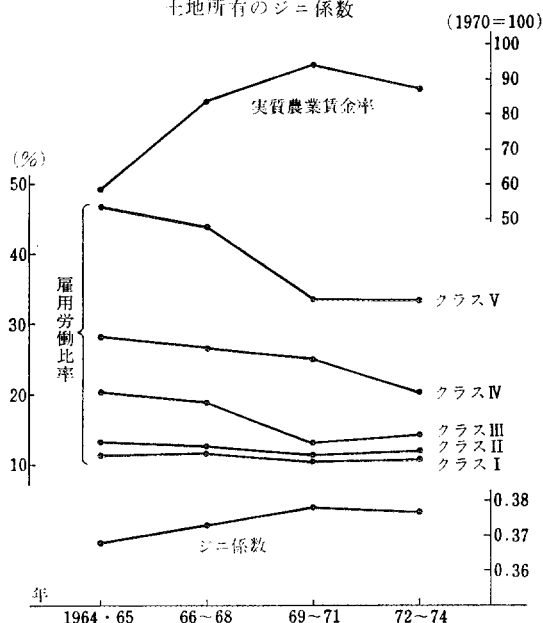


$$(注) \quad S_{L_n} = -\frac{U_{L_n} - U_{L_e}}{U_M}$$

$$S_{L_a} = -\frac{U_{L_a} - U_{L_e}}{U_M}$$

$$D_{L_a} = P_s f'(L_a, \bar{A})$$

第3図 実質農業賃金率、雇用労働比率、  
土地所有のジニ係数



(注) (1) 実質農業賃金率は農業賃金率指数(1970年基準)を農家受取米価指数(1970年基準)で除したものである。両指数の出所は Ministry of Agriculture and Forestry, Rep. of Korea, *Yearbook of Agriculture and Forestry Statistics* (『農林業統計年鑑』)。

(2) 雇用労働比率は1マイナス家族労働比率である。雇用労働時間は年雇・日雇を含み、交換労働時間を含まない。出所は Ministry of Agriculture and Forestry, Rep. of Korea, *Report on the Result of Farm Household Economy Survey and Production Cost Survey of Agricultural Products* (『農家経済調査』)。

(3) ジニ係数は、データの制約から~0.5ha, 0.5~1.0ha, 1.0~2.0ha, 2.0ha~の階層区分で算出された。出所は『農林業統計年鑑』。なお、この係数は1955年以降一貫して上昇している。

減少するか否かは、 $SL_a^*$  のシフトの大きさに依存している。

心理的移動コストを減少させる主体的要因は、 $SL_a$  の左方向へのシフトである。また、心理的移動コストを減少させる技術的要因は、物的な限界生産力曲線の上方向へのシフトである。他方、 $P_s$  の上昇は必ずしも心理的移動コストを減少させる市場的要因ではない。 $P_s$  の上昇は  $DL_a$  を右へシフトさせるとともに  $SL_a$  を右へシフトさせるからである。これは実証上の問題である(注8)。

ところで、一般に、市場賃金率の上昇は雇用労働依存

度が高い大規模層の経営を衰退させるといわれている。というのは、市場農業賃金率の上昇は、規模間の生産技術が同一であれば大規模層の地代率を低下させ、経営規模間の地代率競争において大規模経営存続の経済的誘因を消滅させるからである(注9)。しかし、もし大規模農家が生産技術的にも、また今述べたような労働配分上からも、騰貴しつつある雇用労働を安価な家族労働によって代替できれば、それは経営的に十分存続可能であるばかりでなく、さらにその強度を高めることもできる。第3図によれば、韓国の大規模農家は農業労働の源泉を雇用労働から家族労働へとシフトさせ、その経営を強化している。小規模層の離農現象とならんで、この要因が60年代における土地所有の階層間配分を不平等化していったと考えられる。

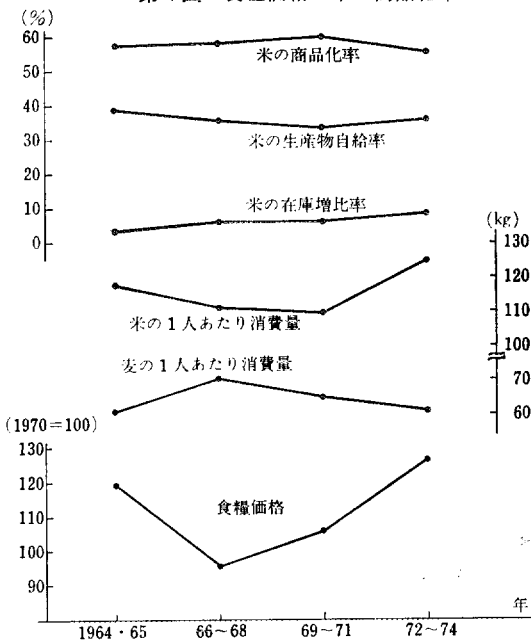
## 2. 農家の交易条件と商品化率

60年代以降の農家経済をとりまく市場条件の変化の中で、実質農業賃金率の持続的上昇とならんで特徴的なもう一つの点は、70年代に入り農家の交易条件(購入消費財に対する農産物価格の比率)が改良したことである。それは概して60年代後半に不変であったが、70年代に入って上昇した。つまり60年代までは輸出産業の国際競争力を維持するため、アメリカの食糧援助を背景に食糧の低価格政策が採用されていたが、70年代に入るや一転して食糧価格の引き上げ政策が採用されたのである。これは、工業部門の加速的成長による資本財輸入の著増が輸出入バランスの悪化を招き、従来どおりの食糧輸入が維持できなくなったからである。

一般に食糧価格の引き上げは食糧の市場供給量を増加させるものと期待できるが、食糧価格が引き上げられた70年代において、米の市場供給量の粗生産量に対する比率(商品化率)はむしろ低下している。第4図によれば米の商品化率は70年代に入り60.0%から55.6%へと顕著に低下した。そしてこの低下は生産物自給率と在庫増比率の上昇によるものである。

米の生産物自給率の上昇は、1人あたり消費量の増加によるものである。第4図の全期間を通じ、米の1人あたり消費量は食糧価格と正の相関を有している。このような食糧価格と米消費量の同一方向への変化は、米の所得効果が代替効果を相殺してもなおあまりあることを示している(注10)。すなわち、米は農家にとってたいへんな上級財なのである。他方、麦消費量は米消費量とは反対に食糧価格と負の相関を有しており、その下級財的性格をよく表わしていよう。

第4図 食糧価格と米の商品化率



(注) (1) 米の商品化率・生産物自給率・在庫増比率は次のように求めた。生産量を  $O$ , 販売量を  $X_s$ , 自家消費量を  $X_c$ , 期首在庫量を  $X_{i-1}$ , 期末在庫量を  $X_i$  とすると,

$$X_{i-1} + O = X_s + X_c + X_i$$

であるから,

$$1 = \frac{X_s}{O} + \frac{X_c}{O} + \frac{X_i - X_{i-1}}{O}$$

であり、右辺第1項から商品化率、生産物自給率、在庫増比率である。しかし『農家経済調査』からこれらの数量を得ることができないため、価額から算出した。算出に際し、在庫額が時価評価されているため、期首在庫額については米価上昇率（当年価格/前年価格）を乗じて当年価格に評価しなおした。なお、観測期間は1～12月である。

(2) 米消費量は精米の消費量であり、1石(180ℓ) = 144 kg で換算した。麦消費量は麦類全体の消費量であり、1石 = 138 kg で換算した。出所は『農家経済調査』。

(3) 食糧価格は、米・麦・いも・豆・雑穀の食糧総合価格指数を  $P_p$  で除したものである。食糧総合価格指数の出所は『農林業統計年鑑』である。 $P_p$  については付録データの説明を参照のこと。

米の商品化率が70年代に低下したもう一つの要因は在庫増比率の上昇である。その上昇をもたらした要因はいくつか指摘できるが、ほぼ次のように要約できる(注11)。

(i) 農家の交易条件の改善が購入消費財で測られる農家の実質所得を高め、米の在庫増比率の上昇という形の貯

蓄増をもたらした。つまり実質所得の上昇が農家を裕福にさせ、出来秋に売り急ぎをする必要がなくなった。

(ii) 農家の交易条件の改善が農家の期待価格としての交易条件に対するより有利な予想を生みだし、出来秋に消費財を購入するより翌年に購入した方がより有利であると判断させた。(iii) 農家の交易条件の改善が持続するインフレーションのもとで、在庫保有の方が貨幣保有より安全な資産保有形態とさせたため、出来秋での販売量を減少させた。

以上のように、いずれは（おそらくは翌年の収穫期までには）処分されるにせよ、出来秋の処分方法としての在庫保有が当年の市場供給量と密接な関連があるのは間違いない。したがって、食糧価格引き上げの政策効果を見るに、この種の在庫保有行動を組み込んだ農家経済行動モデルを構築する必要がある。ここでは、多くの困難があることを承知の上で、在庫保有という貯蓄行動を静学的主体均衡分析のフレームワークの中で分析することにする。

(注1) Asian Development Bank, *The Second Asian Agricultural Survey* (Provisional Draft), Dec. 1976.

(注2) フェイ＝レンスは1966～67年を過剰労働が消滅した時点としている。Fei, J. C. H. and G. Ranis, "A Model of Growth and Employment in the Open Dualistic Economy: The Case of Korea and Taiwan," *The Journal of Development Studies*, Vol. 11, No. 2 (Jan. 1975).

(注3) 中嶋、丸山とともに前掲論文。

(注4) 自家農業労働の供給価格が市場賃金率と一致するという新古典派的分析は、鳥居 前掲論文にくわしい。

(注5) 同様な指摘はベッカーにある。G・S・ベッカー著、宮沢健一・清水啓典訳『経済理論』東洋経済新報社 220～226ページ。

(注6) ここでは  $\partial La/\partial w > 0$  を仮定している。計測されたその弾性値については、第3表を参照のこと。

(注7) もちろん  $La$  の減少により  $SL_n$  もシフトするが、ここでは簡単化のためそれを捨象する。したがって、第2図の  $Q_n^*$ ,  $Q_n^*$  は最終的な均衡供給量として理解される。

(注8) 第3表の  $P_s$  の  $La$  に対する弾性値を参照のこと。

(注9) Akino, M. and M. Ishida, *A Note on the*

Demise of Jinushi-tezukuri, R. D. project paper (mimeo.), International Development Center of Japan, Tokyo, 1976.

(注10) Toquero, Hayami et al, "Marketable Surplus.....," 第1図を参照のこと。

(注11) ここでは分析の単位期間を、第4図に対応して1~12月としてある。

## II 家族農業経営のモデル

### 1. モデル

前節でそれぞれ別個に述べてきた労働配分、食糧の市場供給上の諸問題を包括的に分析するため、以下のようなモデルを用いることにする。まず仮定として、その農家は雇用労働を利用しない典型的な家族農業経営であり、農地は賃貸借しないものとみなす。次に、その農家は家族全体の効用水準を極大化するように経済行動の意思決定をすると想定する。そのときの制約条件としては、

$$T=L_a+L_n+L_e \quad (2)$$

$$Y=f(L_a, \bar{A}) \quad (3)$$

$$Y=X_c+X_s+X_i \quad (4)$$

$$P_p X_p+S=P_s X_s+P_s X_{i,-1}+w L_n+TAX \quad (5)$$

ここで、 $T$  は家族員の利用可能な総時間、 $L_a$  は自家農業労働時間、 $L_n$  は被雇用労働時間、 $L_e$  は余暇時間、 $Y$  は付加価値生産物量、 $\bar{A}$  は所与の自家所有農地面積、 $X_c$  は自家消費農業生産物量、 $X_s$  は販売用農業生産物量、 $X_i$  は在庫用農業生産物量、 $P_p$  は購入消費財価格、 $X_p$  は購入消費財数量、 $S$  はフローの貨幣貯蓄額、 $P_s$  は農業生産物販売価格、 $X_{i,-1}$  は前期から持ち越した農産物在庫量、 $w$  は市場賃金率、 $TAX$  は家族員からの仕送りなどを含むその他の収入（租税支払いは負値としてこの項に含まれる）である。また、農業生産物の市場供給量は、(5)の  $X_s+X_{i,-1}$  として表わす。したがって、 $Y$  では控除された経営費部分に相当する市場供給量は分析対象から除外される。

(3)(4)を変形して(5)へ代入し、農産物在庫増 ( $P_s \Delta X_i = P_s X_i - P_s X_{i,-1}$ ) と貨幣貯蓄額 ( $S$ ) をアグリゲートし、その実質貯蓄量を  $S^*$ 、貯蓄価格を  $P_i$  とすれば、次式を得る(注1)。

$$P_s X_c + P_p X_p + P_i S^* - w L_n + P_s f(L_n, \bar{A}) = TAX \quad (6)$$

制約条件(2)(6)のもとで極大化される家族農業経営の効用関数は、次のとおりである。

$$U=U(X_c, X_p, S^*, L_n, L_a, L_e)$$

主体均衡の2階の条件が満たされると仮定し、1階の均衡条件だけを示せば、

$$\begin{aligned} \frac{U_{X_c}}{P_s} &= \frac{U_{X_p}}{P_p} = \frac{U_{S^*}}{P_i} = \frac{U_{L_n} - U_{L_e}}{-w} \\ &= \frac{U_{L_a} - U_{L_e}}{-P_s f'} = \lambda \end{aligned} \quad (7)$$

ここで、 $\lambda$  は制約条件(6)のラグランジュ乗数で貨幣の限界効用 ( $U_M$ ) を表わし、 $U$  の右下添字は偏微分、 $f'$  は生産関数  $f$  の  $L_a$  に関する微分を表わす。この均衡条件の右側3項から前節の(1)が導出される。

$\lambda$  は正であるという条件より、

$$\begin{aligned} U_{X_c} > 0, U_{X_p} > 0, U_{S^*} > 0 \\ U_{L_n} - U_{L_e} < 0, U_{L_a} - U_{L_e} < 0 \end{aligned} \quad (8)$$

が必要である。これは理論的には当然のことであるが、効用関数の実証問題としては基本的なものであり、本稿でも効用関数パラメータの選択基準として採用する。

### 2. 推計方法

まず生産関数(3)を65~73年の耕地規模別データから推計すれば、

$$\begin{aligned} \ln Y &= 4.178 + 0.275 \ln L_n + 0.480 \ln A + 0.027 t \\ &\quad [1.28] \quad [3.36] \quad [3.17] \\ R^2 &= 0.947 \end{aligned} \quad (9)$$

ここで、 $t$  は70年を0とする時間項、カッコ内は  $t$  値である。

観察された  $L_a$  における  $f'$  を(9)から求めると、制約条件(6)は、

$$\begin{aligned} P_s X_c + P_p X_p + P_i S^* - w L_n - P_s f' L_a &= R \\ R &= P_s f - P_s f' L_a + TAX \end{aligned} \quad (10)$$

のように書きなおされる。

ところで、 $f'$  は  $L_a$  によって変化するから、(10)は観察された  $L_a$  のもとでのみ成立する。 $L_a$  が異なれば  $f'$  と  $R$  は当然異なってくる。したがって、(10)は以下で述べる効用関数パラメータの推計においては有効であっても、次節での弾性値の計測においては無効である。しかし、所与の  $TAX$  と価格・技術体系のもとで、生産関数(9)を使うことにより、先決的に与えられた  $L_a$  に対する  $f'$  と  $R$  は弾性値の計測に必要なだけ得られる。すなわち、制約条件(10)は、無限個のペア [ $f'$ ,  $R$ ;  $L_a$ ] に対応して連続的に想定しうる。次節で示す弾性値の計測では、以上のあらかじめ計算された [ $f'$ ,  $R$ ;  $L_a$ ] を利用する。

効用関数型は交項のない二次形式で特定化される。このとき1階の均衡条件(7)は次のように表わされる。

$$\lambda = \frac{a_1 + c_1 H X_c + d_1 N + \beta_1 X_c}{P_s} = \frac{a_2 + c_2 H X_p + d_2 N + \beta_2 X_p}{P_p} = \frac{a_3 + c_3 H S^* + d_3 N + \beta_3 S^*}{P_i} = \frac{a_4 + c_4 H L_n + d_4 N' + \beta_4 L_n - \beta_6 L_c}{-w} = \frac{a_5 + c_5 H L_a + d_5 N' + \beta_5 L_a - \beta_6 L_c}{-P_s f'} \quad (11)$$

$$= \begin{pmatrix} -(a_1 + c_1 H X_c + d_1 N) \\ -(a_2 + c_2 H X_p + d_2 N) \\ -(a_3 + c_3 H S^* + d_3 N) \\ -(a_4 + c_4 H L_n + d_4 N') \\ -(a_5 + c_5 H L_a + d_5 N') \\ T \\ R \end{pmatrix} \quad (14)$$

ここで、 $a_i, c_i, d_i$  ( $i=1, \dots, 5$ ) と  $\beta_i$  ( $i=1, \dots, 6$ ) は効用関数の推計パラメータ、 $N$  は家族員数、 $N'$  は有業家族員数、 $H$  は習慣形成項である。 $N, N', H$  はともに外生変数である。

効用関数の推計方法は、まず(11)から財の可能な組み合わせ、 $(X_c, X_p)(X_c, S^*)(X_c, L_n)(X_c, L_a)(X_p, S^*)(X_p, L_n)(X_p, L_a)(S^*, L_n)(S^*, L_a)$  の9通りについて、 $\beta_i$  の一方を  $-1.0$  とし、その他のパラメータを単純最小2乗法から推計する。次に、このようにして推計されたパラメータから  $\lambda$  を推計し、その  $\lambda$  を被説明変数として、ふたたび(11)を利用して残りの財のパラメータを推計する(注2)。

第1回目の  $\lambda$  を求める最小2乗回帰において、推計パラメータの個数は、 $L_n$  や  $L_a$  と関係しない組み合わせのばあい7個、 $L_n$  や  $L_a$  と関係する組み合わせのばあい8個であり、他方データサンプルは9個であるから、自由度はきわめて小さく、いかなる統計的判断も危険である。したがって、このばあいの推計パラメータの選択基準は、主体均衡の1階の条件(8)と以下の2階の条件だけとする。

$$\beta_i < 0 \quad (i=1, \dots, 6) \quad (12)$$

なお、外生変数について期待される経済学的条件は、

$$\begin{aligned} c_i > 0 & \quad (i=1, \dots, 5) \\ d_i > 0 & \quad (i=1, 2, 3) \end{aligned} \quad (13)$$

である。 $d_4$  と  $d_5$  の符号条件は、それらが  $N'$  の  $U_{L_c}$  に対する正の効果をも含めたネットの効果として表わされるため明示しない。

全体テスト・最終テスト・弾性値の計測等は、(2)(10)(11)を連立させた次の構造方程式体系から求められる。

$$\begin{pmatrix} \hat{\beta}_1 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & -P_s \\ 0 & \hat{\beta}_2 & 0 & 0 & 0 & 0 & -P_p \\ 0 & 0 & \hat{\beta}_3 & 0 & 0 & 0 & -P_i \\ 0 & 0 & 0 & \hat{\beta}_4 & 0 & -\hat{\beta}_6 & w \\ 0 & 0 & 0 & 0 & \hat{\beta}_5 & -\hat{\beta}_6 & P_s f' \\ 0 & 0 & 0 & 1 & 1 & 1 & 0 \\ P_s & P_p & P_i & -w & -P_s f' & 0 & 0 \end{pmatrix} \begin{pmatrix} X_c \\ X_p \\ S^* \\ L_n \\ L_a \\ L_c \\ \lambda \end{pmatrix}$$

(注1) 貯蓄価格の取り扱いは議論の多い問題であるが、ここでは次のようにアプローチする。すなわち、今期の  $S$  は貨幣利子率を  $r$  とすれば来期までに  $(1+r)S$  となり、 $\Delta X_i (X_i - X_{i-1})$  は来期の期待販売価格を  $\text{ant. } P_s$  とすれば  $\text{ant. } P_s \Delta X_i$  となる。それゆえ、今期に貯蓄した  $S + P_s \Delta X_i$  で期待価格が  $\text{ant. } P_p$  である消費財を来期に購入するとすれば、その可能購入量 ( $S^*$ ) と価格 ( $P_i$ ) は、

$$\begin{aligned} S^* &= \frac{(1+r)S + \text{ant. } P_s \Delta X_i}{\text{ant. } P_p} \\ P_i &= \frac{S + P_s \Delta X_i}{S^*} \end{aligned}$$

である。ここで、 $\text{ant. } P_s$  と  $\text{ant. } P_p$  は、前期から今期にかけての上昇率が翌年まで持続するとして評価する。すなわち、

$$\begin{aligned} \text{ant. } P_s &= P_s \cdot \frac{P_s}{P_{s-1}} \\ \text{ant. } P_p &= P_p \cdot \frac{P_p}{P_{p-1}} \end{aligned}$$

である。なお、効用関数パラメータの推計にあたって  $P_i$  と  $S^*$  は以上のように算出したが、第3表、第4表の弾性値等の計測の際には、 $P_i$  の定義式を変形して

$$\begin{aligned} \frac{1}{P_i} &= (1-\alpha) \cdot \frac{1+r}{\text{ant. } P_p} + \alpha \cdot \frac{1}{P_s} \cdot \frac{\text{ant. } P_s}{\text{ant. } P_p} \\ \alpha &= \frac{P_s \Delta X_i}{S + P_s \Delta X_i} \end{aligned}$$

とし、さらに観測値と同一の  $\alpha$  を仮定し、 $P_i$  を算出した。 $P_i$  は  $\alpha$  から独立ではないが、ここでは  $\alpha$  の決定を別の意思決定と考え、観測値にもとづいて所与とした。 $\alpha$  の観測値は、第3表の注(2)に示した。

(注2) 推計方法の詳細は、辻村江太郎『消費構造と物価』勁草書房 1968年を参照されたい。

### III 推計結果

#### 1. 推計パラメータ

第1表に効用関数パラメータの推計結果を、第2表に観測値と全体テスト間の相関係数・タイルの  $U$ ・平均絶対誤差率・変化のテストを示す。最終テストの適合度についても同様に計算したが、全体テストの適合度と大差

研究ノート

はない。これらの表から、とくにクラスⅠと貯蓄のフィットが悪く、満足できる推計結果ではないことがわかる。

フィットが悪くなった理由は、第1段階の9通りの組み合わせによる $\lambda$ の推計において、推計パラメータの選択基準である(8)(9)を両者同時に満たしたものが少数であり、採択した $\lambda$ が変動の激しい貯蓄の動きを十分にフォローしきれないためである。とくにクラスⅠでは、第1表に示されている $(X_p, L_n)$ の組み合わせしかパラメータの選択基準を満たさず、パラメータの改良が著しく困難となった。第2表からわかるように、 $\lambda$ の計測に利用した $X_p$ と $L_n$ 、そして $L_n$ と密接に関係する $L_n$ のフィットはおおむね良好であるが、 $X_c$ や $S^*$ といった農業生産物の処分方法に関するフィットはきわめて悪い。ただし、 $X_c$ のフィットは相関係数・変化のテストで悪く、タイルの $U$ ・平均絶対誤差率で良好なため、観測値の変動を把えるという意味では不成功であったが、その大きさを把えるという意味では成功したといえよう。

そこで、今回の推計で最もフィットの悪いクラスⅠの

$S^*$ について、観測値と推計値の動きを第5図からみることにする。この図から、 $S^*$ のフィットを悪くした最大の原因は72年における推計値の大きな乖離にあり、またこの大きな乖離をもたらした原因は、貯蓄価格の急激な低下にもかかわらず、負値の貯蓄量がデータとして観測されていたためであることがわかる。この年の急激な貯蓄価格の低下は、その貯蓄の内訳が、農産物在庫増-8430ウォン、貨幣貯蓄7891ウォンと、ほぼ両者相殺しであったために生じたものであり、もし推計値の大きな乖離を解消しようとするならば、この貯蓄価格を上方に修正すべきであろう。というのは、計測されるべき右下がりの貯蓄の需要曲線（厳密には、来期に購入可能な消費財に対する需要曲線）のもとでは、貯蓄価格の低下は貯蓄量の増大をもたらすと期待されるからである。

なお、効用関数パラメータの第2段階推計では、2階の条件(9)を満たさない財すべてについて、点制約付最小2乗回帰を適用した。その方法は、まず制約のない正の最小2乗推計値を標準誤差ごとに負値へ移行させ、次にその中で経済学的条件である(9)を満足させ、かつ決定係

第1表 効用関数パラメータの推計値

|                        | I            | II           | III          | IV           | V            |
|------------------------|--------------|--------------|--------------|--------------|--------------|
| $a_1$                  | -1,400.6     | -1,956.4     | 1,867.2      | 933.7        | 3,167.0      |
| $c_1$                  | 0.007        | 0.000        | -0.050*      | 0.009        | 0.007        |
| $d_1$                  | 513.5        | 544.0        | 0.0          | 66.9         | 0.0          |
| $\beta_1$              | -1.000**     | -1.000       | -1.000       | -1.000       | -1.000       |
| $a_2$                  | 1,057.5      | -123.2       | -173.0       | 4,424.9      | 6,659.5      |
| $c_2$                  | 0.000        | 0.022        | 0.011        | -0.013*      | 0.000        |
| $d_2$                  | 0.2          | 118.4        | 161.5        | -566.7*      | -475.3*      |
| $\beta_2$              | -0.824       | -0.598       | -0.619       | -0.279       | -0.910       |
| $a_3$                  | -3,075.1     | -0.9         | -810.1       | 3,924.7      | 1,209.5      |
| $c_3$                  | 0.000        | -0.211*      | -0.199*      | -0.137*      | -0.079*      |
| $d_3$                  | 701.6        | 50.3         | 192.9        | -537.6*      | 44.4         |
| $\beta_3$              | -0.363**     | -0.040       | -0.031       | -0.043       | -0.011       |
| $a_4$                  | 136.0        | -1,736.1     | 670.2        | 377.1        | -1,073.7     |
| $c_4$                  | -0.014*      | 0.039        | -0.162*      | -0.142*      | -0.133*      |
| $d_4$                  | 89.4         | 449.9        | 0.0          | 0.0          | 0.3          |
| $\beta_4$              | -0.815**     | -0.195**     | -3.064**     | -1.094**     | -0.148       |
| $a_5$                  | 513.8        | -776.6       | -861.2       | 504.1        | 1,583.0      |
| $c_5$                  | -0.035*      | 0.000        | 0.005        | -0.030†      | -0.020*      |
| $d_5$                  | 0.0          | 339.8        | 0.0          | 416.3        | -450.9       |
| $\beta_5$              | -0.693       | -0.402**     | -0.109**     | -0.987**     | -0.146**     |
| $\beta_6$              | -0.001       | -0.102**     | -0.325**     | -0.228**     | -0.142       |
| $\lambda$ 推計の<br>組み合わせ | $(X_p, L_n)$ | $(X_c, S^*)$ | $(X_c, S^*)$ | $(X_c, S^*)$ | $(X_c, L_n)$ |

(注) (1) すべての推計パラメータは、 $\beta_1 = -1.0$ にノーマライズしてある。

(2) \* は付号条件(9)を満たしていないことを示す。

(3) \*\* は点制約を示す。



数の高い推計パラメータを採択するという方法をとった。しかし、第1表からもわかるように、符号条件(3)を満たさない推計パラメータがかなりある。

以上のように、推計パラメータについては今後改良の余地があるが、少なくとも均衡の1階・2階の条件を満たすパラメータが得られたことでいちおう満足しておく。

2. 弾性値

第3表は、第1表に示された効用関数パラメータを使って1971年の価格弾性値等を計測したものである。この

第2表 全体テストのフィット

|                 | I      | II    | III   | IV    | V     |
|-----------------|--------|-------|-------|-------|-------|
| $X_c$           | -0.098 | 0.945 | 0.885 | 0.962 | 0.625 |
|                 | 0.036  | 0.006 | 0.015 | 0.009 | 0.026 |
|                 | 6.2    | 1.0   | 2.5   | 1.6   | 4.5   |
|                 | 4      | 1     | 2     | 2     | 5     |
| $X_p$           | 0.928  | 0.994 | 0.982 | 0.920 | 0.882 |
|                 | 0.031  | 0.011 | 0.017 | 0.031 | 0.027 |
|                 | 5.1    | 1.8   | 2.8   | 6.1   | 4.2   |
|                 | 2      | 0     | 0     | 2     | 4     |
| $S^*$           | -0.028 | 0.962 | 0.953 | 0.973 | 0.844 |
|                 | 0.563  | 0.142 | 0.140 | 0.127 | 0.250 |
|                 | 374.7  | 48.8  | 76.7  | 85.2  | 266.4 |
|                 | 4      | 1     | 1     | 0     | 2     |
| $L_n$           | 0.759  | 0.299 | 0.942 | 0.871 | 0.457 |
|                 | 0.025  | 0.066 | 0.031 | 0.050 | 0.215 |
|                 | 4.0    | 11.7  | 5.4   | 8.3   | 39.7  |
|                 | 3      | 4     | 2     | 2     | 5     |
| $L_u$           | 0.968  | 0.946 | 0.734 | 0.914 | 0.338 |
|                 | 0.016  | 0.011 | 0.011 | 0.017 | 0.036 |
|                 | 3.0    | 1.9   | 2.2   | 2.8   | 6.3   |
|                 | 1      | 3     | 4     | 3     | 4     |
| $L_e$           | 0.886  | 0.161 | 0.592 | 0.783 | 0.665 |
|                 | 0.009  | 0.014 | 0.009 | 0.021 | 0.036 |
|                 | 1.4    | 2.4   | 1.6   | 3.7   | 5.6   |
|                 | 1      | 5     | 3     | 2     | 2     |
| $X_s + X_{t-1}$ | -0.454 | 0.939 | 0.864 | 0.588 | 0.650 |
|                 | 0.781  | 0.037 | 0.052 | 0.096 | 0.274 |
|                 | 84.3   | 6.1   | 8.0   | 14.2  | 36.3  |
|                 | 4      | 3     | 0     | 1     | 1     |

(注) 各項目の数値は上から順に、相関係数・タイトルのU・平均絶対誤差率・変化のテストである。

観測値を  $X$ 、推計値を  $\hat{X}$  とするとき、

$$\text{タイトルの } U = \frac{\sqrt{\sum (\hat{X}_t - X_t)^2}}{\sqrt{\sum \hat{X}_t^2} + \sqrt{\sum X_t^2}}$$

$$\text{平均絶対誤差率} = \frac{1}{T} \sum \left\{ \left| \frac{\hat{X}_t - X_t}{X_t} \right| \times 100 \right\}$$

である。ただし、 $T$  は計測期間の年数である。変化のテストは観測値  $X_t - X_{t-1}$  と推計値  $\hat{X}_t - \hat{X}_{t-1}$  の符号を調べるもので、両者が異なる符号を示した年数を表に示した。

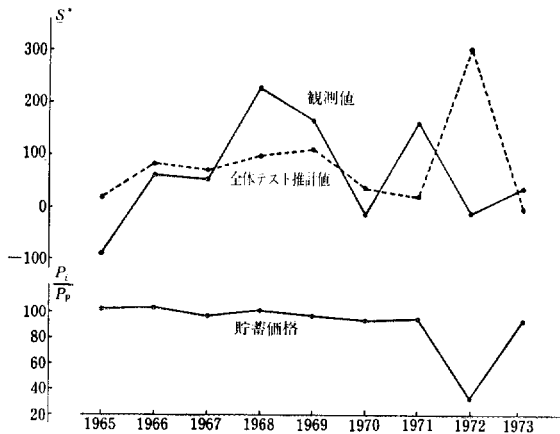
表で示した弾性値のほか家族員数や習慣形成の弾性値も算出できるが、第1表からもわかるようにそれらの推計パラメータは期待される符号条件(3)を満たしていないので、ここでは割愛する。

前述のようにこの表の弾性値は、生産関数(9)から求められる  $[f, R; L_n]$  の各々について構造方程式(14)を解き、その中で付与される  $L_n$  と最も近い  $L_n$  を解とする構造方程式解から算出される。すなわち、既知の需要曲線上に沿って  $[f, R; L_n]$  をスライドさせ、それに対応した供給量を求めることにより需給一致点を見いだしたものである。この方法を採用した理由は、くもの巣型の逐次法では解が収束しない可能性があるためである。

まず、 $P_s$  の弾性値をみていこう。ここで  $P_s$  の弾性値は、通常の需要理論における価格効果ばかりでなく、 $R$  の増大といういわば所得効果をも含んでいることに注意を要する。 $P_s$  の弾性値で検討すべき点は、 $X_c, S^*, X_s + X_{t-1}$  に対する弾性値の符号、およびクラス別の  $L_n$  に対する弾性値の大きさの2点である。

まず第1の点について推計結果をみれば、 $X_c$  と  $X_s + X_{t-1}$  はマイナス、 $S^*$  はプラスの符号をもち、この符号関係はすべてのクラスで不変である。すなわち、農産物価格の上昇は生産物の自家消費量と市場供給量を減少させ、在庫量を増加させるのである。自家消費量が減少するという結果については、代替効果よりも所得効果がきわめて大きいと指摘した第I節の予想をくつがえすものであるが、米だけではなくすべての自給生産物をアグリゲートしたため米の上級財的性格が析出できなかったためであろう。他方、市場供給量の減少は在庫増の直接的

第5図 クラスIの  $S^*$  推計値のフィット



研究ノート

第3表 弾性値 (1971年)

(クラス I)

|                | $P_s$ | $P_p$  | $w$   | $r$   | TAX   |
|----------------|-------|--------|-------|-------|-------|
| $X_c$          | -0.49 | 0.35   | 0.24  | -0.01 | 0.19  |
| $X_p$          | 0.01  | -0.12  | 0.23  | -0.01 | 0.19  |
| $S^*$          | 31.20 | -58.37 | 21.66 | 0.78  | 17.41 |
| $L_n$          | -0.01 | -0.36  | 0.25  | 0.01  | -0.20 |
| $L_a$          | 0.23  | -0.16  | -0.11 | 0.00  | -0.09 |
| $L_e$          | -0.05 | 0.14   | -0.04 | -0.00 | 0.08  |
| $X_s+X_{i,-1}$ | -0.09 | 2.69   | -2.39 | -0.02 | 1.88  |

(クラス II)

|                | $P_s$ | $P_p$ | $w$   | $r$   | TAX   |
|----------------|-------|-------|-------|-------|-------|
| $X_c$          | -0.17 | 0.15  | 0.03  | -0.00 | 0.06  |
| $X_p$          | -0.05 | 0.06  | 0.06  | -0.01 | 0.10  |
| $S^*$          | 2.51  | -4.39 | 1.50  | 0.06  | 2.58  |
| $L_n$          | 0.09  | -0.72 | 0.51  | 0.01  | -0.28 |
| $L_a$          | 0.06  | -0.00 | -0.06 | 0.00  | -0.00 |
| $L_e$          | -0.05 | 0.15  | -0.08 | -0.00 | 0.06  |
| $X_s+X_{i,-1}$ | -0.60 | 1.50  | -0.96 | -0.01 | 1.21  |

(クラス III)

|                | $P_s$ | $P_p$ | $w$   | $r$   | TAX   |
|----------------|-------|-------|-------|-------|-------|
| $X_c$          | -0.36 | 0.35  | 0.01  | -0.00 | 0.06  |
| $X_p$          | -0.17 | 0.22  | 0.02  | -0.01 | 0.10  |
| $S^*$          | 3.62  | -3.89 | 0.52  | 0.04  | 2.51  |
| $L_n$          | 0.01  | -0.19 | 0.17  | 0.00  | -0.03 |
| $L_a$          | 0.12  | -0.10 | -0.03 | 0.00  | -0.02 |
| $L_e$          | -0.09 | 0.09  | -0.00 | -0.00 | 0.02  |
| $X_s+X_{i,-1}$ | -0.69 | 1.18  | -0.39 | -0.01 | 0.57  |

(クラス IV)

|                | $P_s$ | $P_p$ | $w$   | $r$   | TAX   |
|----------------|-------|-------|-------|-------|-------|
| $X_c$          | -0.11 | 0.10  | 0.02  | -0.00 | 0.08  |
| $X_p$          | 0.01  | 0.01  | 0.05  | -0.00 | 0.24  |
| $S^*$          | 3.15  | -3.54 | 0.55  | 0.01  | 2.51  |
| $L_n$          | -0.02 | -0.16 | 0.16  | 0.00  | -0.12 |
| $L_a$          | 0.02  | -0.01 | -0.01 | 0.00  | -0.01 |
| $L_e$          | -0.01 | 0.03  | -0.02 | -0.00 | 0.03  |
| $X_s+X_{i,-1}$ | -0.80 | 1.34  | -0.40 | -0.00 | 0.51  |

(クラス V)

|                | $P_s$ | $P_p$  | $w$   | $r$   | TAX   |
|----------------|-------|--------|-------|-------|-------|
| $X_c$          | -1.59 | 1.66   | 0.04  | -0.04 | 0.02  |
| $X_p$          | -0.46 | 0.72   | 0.03  | -0.03 | 0.02  |
| $S^*$          | 10.41 | -14.81 | 6.03  | 0.37  | 3.31  |
| $L_n$          | 2.60  | -11.54 | 7.71  | 0.25  | -0.15 |
| $L_a$          | 0.51  | 0.21   | -0.68 | -0.00 | 0.00  |
| $L_e$          | -1.09 | 2.58   | -1.23 | -0.06 | 0.03  |
| $X_s+X_{i,-1}$ | -0.48 | 3.03   | -2.24 | -0.06 | 0.79  |

(注) (1) 弾性値は、1971年に観測された外生変数を10%上昇させて構造方程式(4)を解き、それを全体テストと比較して求めた。

(2) 貯蓄価格については、第III節(注1)を参照のこと。なお、1971年において観測された $\alpha$ は、クラスI 0.684、クラスII 0.651、クラスIII 0.793、クラスIV 0.929、クラスV 0.580である。

(3)  $X_s+X_{i,-1}$  は内生変数としてではなく、(5)式を利用して算出したものである。

結果である。というのは、このモデルでは $P_s$ の上昇がすなわち $P_i$ の下落を意味しているからである(注1)。農家は、農産物価格の上昇によりその期待価格をより一層上昇させ、出来秋での売り急ぎをやめて在庫量を増加させようとするのである。したがって、農産物価格引き上げの政策効果は、当年の市場供給量の増大ではなく、翌年の供給量増大によってはじめてポジティブに評価できることになる。しかし、自家消費量の減少とともに市場供給量増大の源泉である生産量の増大は、 $L_n$ の弾性値からもわかるように、それほど大きいものとは期待されない。

第2に検討すべき点は、今述べた生産量増大の源泉である $P_s$ の $L_n$ に対するプラスの弾性値の大きさをクラス別にみていくことである。ここでの分析のポイントはクラス別の心理的移動コストの伸縮性にある。この目的のためまずクラス別の弾性値を第3表から転記すれば、クラスIから順に0.23, 0.06, 0.12, 0.02, 0.51であり、中規模層で低く、小・大規模層で高くなっている。次に $P_s$ の10%上昇前後における $w=100.1$ に対する自家農業労働の評価額( $P_s f$ )は、41.6→45.1, 36.4→39.9, 35.3→38.5, 38.7→42.5, 40.3→42.8であり、もともと評価額の高かった小・大規模層の増加率より評価額の低かった中規模層の増加率の方が大きいことがわかる。これらの計測結果から、農産物価格の上昇は(i)確実に心理的移動コストを縮小させ、(ii)階層間に存在していたその格差も縮小させる、といえる。しかしこれらは、農産物価格の引き上げという市場条件変化が、自家農業労働の多投化に伴う物的限界生産力の低下という主体的・技術的变化よりはるかに大きく、 $P_s f$ が $P_s$ の上昇分すべてを吸収して上昇することを意味するにすぎない。そして、政策的には中規模層での生産量増大が期待できないことが印象的である。

次に第3列の $w$ 弾性値をみよう。その結果は、第2図での予想の通り、 $L_n$ に対してはプラス、 $L_a$ に対してはマイナスの符号をもっている。 $w$ の $L_n$ に対する弾性値はクラスVを除いてそれほど大きくない。従来の2部門発展分析によれば、非農業部門への労働供給は、市場賃金率が最低生存水準の近傍にあるばあいきわめて弾力的であり、それを超えれば非弾力的になると想定されるがその意味では韓国の市場農業賃金率はもはや最低生存水準を超えた水準にあるといえよう。ただし、このモデルでは過剰労働という概念は存在しない。したがって、クラスVの弾性値がきわめて高いとはいえず、このクラスが他よりも多くの過剰労働をもっているとはいえない。む

しろ、このクラスにおけるきわめて高い専業労働比率を他のクラスなみの水準にまでおし下げようとする力が存在しているだけのことである。

$w$  の  $L_c$  に対する弾性値の符号はすべてのクラスでマイナスである。これは、 $L_m$  の増加が  $L_a$  の減少よりも大きいことを意味している。しかし、その値はクラスVを除けばすべて小さく、被雇用労働の増加分を自家農業労働からの転用によって充足する結果となった。この意味で、クラスVを除く階層の個別農家段階での総労働供給曲線は  $w$  に対し非弾力的であり、もしそのときアグリゲートな総労働供給曲線が右上がりになるならば、それはクラスVの寄与だけによるものであるといえる。

$w$  の  $L_a$  に対する弾性値は、クラスIから順に  $-0.11$ 、 $-0.06$ 、 $-0.03$ 、 $-0.01$ 、 $-0.68$  であり、小・大規模層で大きく中規模層で小さい。一方、 $w=100.1 \rightarrow 110.1$  に対する  $P_s f'$  の大きさは  $41.6 \rightarrow 42.0$ 、 $36.4 \rightarrow 36.5$ 、 $35.3 \rightarrow 35.4$ 、 $38.7 \rightarrow 38.7$ 、 $40.3 \rightarrow 42.2$  であり、その上昇率は  $1.0\%$ 、 $0.3\%$ 、 $0.3\%$ 、 $0\%$ 、 $4.7\%$  にすぎない。このことは、市場賃金率の上昇に対しとくに中規模層での自家農業労働の評価額が上昇しないことを意味しており、第1図にみられる実質賃金率の持続的上昇過程におけるこれら階層の物的限界生産力の低さを裏付けている。換言すれば、小・大規模層の高い物的限界生産力は、零細農の脱落・農業労働力の流出(クラスI)、近代的生産要素の投入(クラスV)ばかりでなく、今指摘した労働配分上の比較的すみやかな調整の結果であるといえる。

ここで、60年代後半以降実質農業賃金率を急速に押し上げた供給側の条件を指摘しておこう。(i)工業部門の急速な成長による都市部での労働需要の増加に伴い、農村から労働力移動が起こり、 $L_a$  の供給関数が左へシフトした(注2)。これは第1表の  $d_1 \geq 0$  によって確かめられる。(ii)  $w$  の上昇に対し、各農家は  $L_m$  を増大させ、 $L_a$  を減少させるような対応、すなわち心理的移動コストを縮小させるような行動を採らなかったため、 $w$  の低下をもたらすような農村労働市場での供給量増加がみられなかった。

最後に、 $P_p$  の  $X_p$  に対する弾性値はクラスIを除いてすべてプラスである。これは、 $P_p$  の  $10\%$  上昇が  $P_i$  の約  $20\%$  上昇をもたらし、 $S^*$  を減らしてでも  $X_p$  を増加させようとする行動になって表われたことを意味する。この  $S^*$  減少が  $X_s + X_{i-1}$  の増大と対応している。このケースは、 $P_s$  の上昇とは反対に農産物の売り急ぎのケースである。なお、 $r$  の弾性値はすべて小さい。また、 $T$

$AX$  の増加は農家の厚生水準を確実に上昇させている。

### 3. 農家経済行動の仮想例

70年代に入るや韓国では政策的に食糧価格を引き上げて食糧自給化を達成しようとしているが、もう一つの政策的措置としてセマウル運動があげられる。71年にはじまるこの運動は、国内資本が乏しいという制約条件のもとで、農家自身の労働により電気・道路・橋・かんがい施設などの社会資本を拡充し、農業生産力を増大させ、農村生活を近代化しようとするものである。ここでは、これらの食糧自給化政策が農家経済にどのような影響を及ぼしているかを分析する。そのため、以下の四つのケースについて構造方程式(4)を解き、クラス別のパフォーマンスの違いをみることにする。その結果が第4表である。

#### (ケースA) 食糧価格引き上げの効果

71年の対前年価格上昇率は  $P_s$   $21.4\%$ 、 $w$   $18.2\%$ 、 $P_p$   $12.2\%$  であり、これらを60年代後半のそれら諸価格の変化と比較すれば、 $P_s$  の相対価格が上昇しているのが特徴的である。60年代後半の  $P_s$  の上昇率は  $P_p$  のそれとほぼ同一であり、 $w$  の上昇率が一番大きい。そこで、このケースでは60年代後半と同様に  $P_s$  と  $P_p$  の相対価格を不変として、もし政策的に  $P_s$  が引き上げられなかったならば、農家はどのような行動を採っていたかをみることにする。

このばあい、生産物の自家消費量と購入消費財数量は増大し、貯蓄量(在庫増)は減少し、労働量は被雇用労働の方が自家農業労働よりも大きい比率で減少する。その結果、この年の農産物の市場供給量は全体で  $6.2\%$  増加するが、一方で自家農業労働が減少し、他方で自家消費量が増加するため、翌年の市場供給量は減少するであろう。とくに、この年の市場供給量の増加は中規模層によるものであり、この層の出来秋における売り急ぎが印象的である。しかし、この層の自家農業労働の減少と自家消費量の増大は小・大規模層より小さく、したがって、翌年の市場供給量の減少も小・大規模層より小さいであろう。

#### (ケースB) セマウル運動への労働提供

このケースは、農家の有業者全員がセマウル運動へ年間20日(8時間/日)の労働を提供するため、家族員の利用可能な総時間( $T$ )が  $10\%$  減少すると想定したケースである。

このばあい、同年の農産物の市場供給量は全体で  $4.6\%$  (その多くはクラスIIの寄与である)増加するものその他の項目ではすべて減少している。とくに、労働は

研究ノート

第4表 農家経済行動の仮想例 (%)

(ケースA) 食糧価格引き上げの効果

|                  | 全農家   | I      | II    | III   | IV    | V     |
|------------------|-------|--------|-------|-------|-------|-------|
| ウェイト             | 100.0 | 33.8   | 32.8  | 18.6  | 8.3   | 6.5   |
| $X_c$            | 3.3   | 4.1    | 1.3   | 2.7   | 1.0   | 11.5  |
|                  | 100.0 | 31.3   | 12.6  | 16.9  | 3.2   | 36.1  |
| $X_p$            | 1.0   | 0.3    | 0.5   | 1.5   | 0.4   | 3.6   |
|                  | 100.0 | 8.9    | 14.8  | 28.4  | 5.0   | 42.9  |
| $P_i S^*$        | -26.2 | -288.6 | -17.7 | -24.2 | -22.4 | -66.7 |
|                  | 100.0 | 14.2   | 18.8  | 24.0  | 9.6   | 33.3  |
| $L_n$            | -2.1  | -0.3   | -1.1  | -0.2  | -0.1  | -21.4 |
|                  | 100.0 | 6.5    | 16.3  | 1.1   | 0.4   | 75.6  |
| $L_a$            | -1.2  | -2.0   | -0.5  | -0.9  | -0.1  | -3.5  |
|                  | 100.0 | 26.7   | 12.6  | 21.9  | 1.7   | 37.2  |
| $L_e$            | 1.0   | 0.6    | 0.5   | 0.7   | 0.1   | 8.4   |
|                  | 100.0 | 17.8   | 14.3  | 12.7  | 1.1   | 54.1  |
| $X_s + X_{t,-1}$ | 6.2   | 3.5    | 6.0   | 6.7   | 8.0   | 6.4   |
|                  | 100.0 | 6.7    | 28.3  | 28.3  | 18.4  | 18.3  |

(ケースB) セマウル運動への労働提供

|                  | 100.0 | 33.8  | 32.8  | 18.6  | 8.3   | 6.5   |
|------------------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|
| ウェイト             | 100.0 | 33.8  | 32.8  | 18.6  | 8.3   | 6.5   |
| $X_c$            | -0.3  | -0.0  | -0.6  | -0.4  | -0.3  | -0.2  |
|                  | 100.0 | 1.0   | 55.4  | 26.0  | 11.4  | 6.3   |
| $X_p$            | -0.5  | -0.0  | -1.0  | -0.7  | -1.1  | -0.2  |
|                  | 100.0 | 0.6   | 50.5  | 22.9  | 22.2  | 3.8   |
| $P_i S^*$        | -20.6 | -1.1  | -25.0 | -17.2 | -11.1 | -29.6 |
|                  | 100.0 | 0.1   | 45.2  | 27.2  | 8.3   | 19.2  |
| $L_n$            | -10.9 | -0.0  | -21.2 | -3.9  | -16.4 | -33.8 |
|                  | 100.0 | 0.2   | 61.7  | 4.5   | 10.3  | 23.4  |
| $L_a$            | -7.4  | -0.1  | -4.8  | -17.5 | -4.0  | -4.7  |
|                  | 100.0 | 0.1   | 20.1  | 64.5  | 7.3   | 7.9   |
| $L_e$            | -11.1 | -15.2 | -10.2 | -5.6  | -13.4 | -9.1  |
|                  | 100.0 | 44.4  | 29.6  | 9.6   | 10.9  | 5.5   |
| $X_s + X_{t,-1}$ | 4.6   | 0.0   | 11.3  | -2.2  | 5.0   | 6.2   |
|                  | 100.0 | 0.1   | 72.5  | -12.4 | 15.6  | 24.2  |

(ケースC) 生産力増大の効果

|                  | 100.0 | 33.8  | 32.8 | 18.6 | 8.3  | 6.5   |
|------------------|-------|-------|------|------|------|-------|
| ウェイト             | 100.0 | 33.8  | 32.8 | 18.6 | 8.3  | 6.5   |
| $X_c$            | 0.3   | 0.6   | 0.2  | 0.2  | 0.2  | 0.1   |
|                  | 100.0 | 53.0  | 19.6 | 14.6 | 10.1 | 2.7   |
| $X_p$            | 0.4   | 0.6   | 0.3  | 0.3  | 0.8  | 0.1   |
|                  | 100.0 | 40.2  | 20.5 | 14.8 | 22.7 | 1.9   |
| $P_i S^*$        | 8.7   | 50.8  | 7.2  | 7.9  | 8.1  | 10.3  |
|                  | 100.0 | 9.3   | 30.9 | 29.6 | 14.4 | 15.9  |
| $L_n$            | -0.6  | -0.6  | -0.8 | -0.1 | -0.4 | -0.7  |
|                  | 100.0 | 41.6  | 42.1 | 2.2  | 5.1  | 9.0   |
| $L_a$            | -0.0  | -0.3  | -0.0 | -0.1 | 0.0  | 0.1   |
|                  | 100.0 | 103.9 | 3.6  | 38.9 | -6.8 | -39.6 |
| $L_e$            | 0.1   | 0.2   | 0.2  | 0.1  | 0.1  | 0.1   |
|                  | 100.0 | 50.2  | 36.8 | 7.2  | 3.5  | 2.4   |
| $X_s + X_{t,-1}$ | 2.8   | 5.5   | 3.4  | 1.8  | 1.7  | 2.5   |
|                  | 100.0 | 23.3  | 35.3 | 16.8 | 8.5  | 16.2  |

(ケースD) 選好変化の効果

|                  | 100.0 | 33.8  | 32.8   | 18.6  | 8.3  | 6.5   |
|------------------|-------|-------|--------|-------|------|-------|
| ウェイト             | 100.0 | 33.8  | 32.8   | 18.6  | 8.3  | 6.5   |
| $X_c$            | -4.8  | -4.9  | -4.7   | -4.8  | -4.8 | -4.8  |
|                  | 100.0 | 25.9  | 32.0   | 20.6  | 11.0 | 10.5  |
| $X_p$            | 5.2   | 5.1   | 5.3    | 5.3   | 5.2  | 5.3   |
|                  | 100.0 | 27.9  | 29.0   | 19.4  | 11.5 | 12.2  |
| $P_i S^*$        | -0.1  | -13.3 | 0.8    | 0.3   | -0.6 | -1.8  |
|                  | 100.0 | 150.8 | -210.7 | -76.6 | 61.2 | 175.3 |
| $L_n$            | 0.0   | 0.2   | -0.1   | -0.0  | 0.0  | 0.1   |
|                  | 100.0 | 143.6 | -61.1  | -1.2  | 4.2  | 14.5  |
| $L_a$            | 0.0   | 0.1   | -0.0   | -0.0  | 0.0  | -0.0  |
|                  | 100.0 | 107.3 | -1.5   | -5.6  | 2.1  | -2.3  |
| $L_e$            | -0.0  | -0.1  | 0.0    | 0.0   | -0.0 | -0.0  |
|                  | 100.0 | 130.1 | -39.2  | -2.7  | 3.5  | 8.4   |
| $X_s + X_{t,-1}$ | 8.9   | 19.9  | 9.1    | 6.7   | 7.1  | 5.7   |
|                  | 100.0 | 26.9  | 30.3   | 19.8  | 11.5 | 11.5  |

(注) (1) 各項目の上段は1971年の全体テストに対する変化率である。下段は、各クラスの変化量をクラス別農家戸数でアグリゲートした全農家の変化量に対する各クラスの寄与率である。  
(2) その他の算出方法は第3表と同じ。

被雇用労働で10.9%、自家農業労働で7.4%減少している。このばあい、クラスIの労働量の減少がネグリジブルであるのに対し(余暇時間の減少による吸収)、その他のクラスではとくにクラスIIの被雇用労働の減少とクラスIIIの自家農業労働の減少が著しいのが特徴である。したがって、セマウル運動へ積極的に参加できるのは小規模層であるといえよう。

(ケースC) 生産力増大の効果

このケースは、セマウル運動によって社会資本が構築され、それにより生産力が増大すると想定したケースである。具体的には、生産関数(9)における時間変数 $t$ の値を71年から72年に変え、生産関数が上方へシフトするとして分析する。

その結果は、被雇用労働と自家農業労働については減少し、その他の項目については増加しており、農家の厚生水準が確実に高まることを示唆している。とくに、自家消費量・貯蓄量(在庫増)・市場供給量の3者がそろって増加する点で農家にとって望ましい結果となった。また、これらの増加がとくにクラスIからクラスIIIまでの増加によってもたらされていることは、将来の韓国農業の担い手を予測する上で興味深いものといえよう。

(ケースD) 選好変化の効果

セマウル運動による農村のインフラストラクチャーの整備が農家の選好変化を生み出す可能性は高い。たとえば、電気の導入は家庭用電器製品を購入する大きな誘因

となる。この例は、電気を利用するコストが低下して、それに対する選好変化が生じた例といえる（誘発された選好変化）。ここでは、この誘発された選好変化を効用関数パラメーターの変化として捉えることにする。具体的には、 $\beta_1$ を絶対値で5%上昇させ、 $\beta_2$ を絶対値で5%低下させる。誘発された選好変化の最も適切な取り扱いが習慣形成項( $H_{X_c}$ と $H_{X_p}$ )を変化させることであるが、これらのパラメータは符号条件③を満たさないののでやむなくこの便宜的措置を採用することにした。

それによれば、自家消費量は全農家で4.8%減少し、購入消費財数量は5.2%増加し、この増加する消費財購入のため農産物の市場供給量は8.9%増加することがわかる。そして、これらの増加の階層別寄与はクラスIからクラスIIIまで高く、生産力増大の効果と同一の結果である。

(注1) 第II節の(注1)を参照のこと。

(注2) 1965~67年(3カ年平均)から1971~73年(3カ年平均)までの農家の有業人員年平均減少率はクラスI 1.1%、クラスII 0.8%、クラスIII 1.0%、クラスIV 1.0%、クラスV 0.9%である。

### む す び

本稿は、農村開発計画が農家経済にどのような影響を及ぼすかを、韓国のセマウル運動を事例として分析した。しかし、1970年代前半の韓国農村の状況が、「農村総合開発」を必要とする現在の開発途上諸国の農村構造と類似している点は少なく、本稿の推計結果から「農村総合開発」全体に政策的評価を与えることはできない。

しかし、農村構造に違いがあつたとしても、主体均衡という農家経済行動の原理そのものが変更される理由はなく、開発計画の成功・不成功は対象者たる農家の経済的判断によって決定される。農家経済からみた農村開発運動のもつ意義は、(i)社会資本を構築するための労働提供、(ii)社会資本の拡充による農業生産力の増大、(iii)同じく農村生活の近代化にある。この意味で、農家の厚生水準を引き下げない形での労働提供により、農村の社会資本が構築されることが望ましい。このようにして達成される農業生産力の増大は、農村生活の近代化によつてもたらされる“誘発された選好変化”とともに、農産物の市場供給量を増大させていくことになる。

セマウル運動が規模別の農家行動に与える影響は、これを農産物の市場供給量から判断すると、分析の前提条件(農業労働者1人あたり同一の労働提供時間、生産関

数の同一のシフト率、自給・購入消費財に関する限界効用関数のスロープ・パラメータの同一の変化率)のもとで、小規模層の参加を強く促すものである。

本稿で計測された農産物の市場供給量の価格レスポンスは、価格上昇時に低下し、価格下落時に増加している点できわめて特徴的なものである。これは、農産物在庫増という実物的な農家の貯蓄行動が価格にきわめて反応的であることによりもたらされている。価格上昇時の正の農産物在庫増は、購入消費財価格で測られる実質農業所得が生産物価格の上昇により増大し、出来秋に売り急ぐ必要がなくなること、および農家の農産物に対する期待価格がより一層高まることによって、生みだされている。そして、食糧価格引き上げ政策による規模別農家経済へのインパクトは、とくに中・大規模層の窮迫販売的性格を弱めている点で特徴的である。しかし、この点はスペシフィケーションを含めて「貯蓄価格」が一体何であるかを究明してはじめて、結論づけることができる。とくに、そのポイント期待価格にあるといえよう。

### 付録 データの説明

使用したデータは1964年から73年までの韓国農林部『農家経済調査』の耕地規模別1戸あたり平均値である。観測値はすべて暦年値である。耕地規模は、

|        |              |
|--------|--------------|
| クラスI   | 0.5ヘクタール     |
| クラスII  | 0.5~1.0ヘクタール |
| クラスIII | 1.0~1.5ヘクタール |
| クラスIV  | 1.5~2.0ヘクタール |
| クラスV   | 2.0~ヘクタール    |

に分類されている。

$X_c$ は現物生計支出額を $P_c$ (農業生産物農家受取り価格指数、1970=100)で除して得た(注1)。現物支出額の費目別構成比は付表に示したが、それによれば食料以外の費目が約4分の1を占める。したがって、ここでの $X_c$ にはこれら食料以外の費目が食料換算で含まれている。

$X_p$ は、現金生計支出額を付表の現金支出額の費目別構成比で加重平均した $P_p$ (費目別価格指数は農家支払い価格指数、1970=100)で除して得た。

$S$ は現金・準現金残高と負債残高の年度内変化額である。 $X_i$ は年度末農産物在庫額(小動物を含む)を各年の $P_c$ で除して得た。 $\Delta X_i$ は $X_i$ の年度間変化量として算出した。 $r$ は67年までは3カ月定期預金年利率を、それ以降は新農家預金(New Farmer's Deposit)利子率を用いた。この両者は67年以降同一である。

$wL_n$  は兼業所得と兼業以外収入（農業賃金・その他賃金・給料・謝礼・家事収入・その他の項目の合計）の和である。 $w$  は、すべてのクラスの  $wL_n$  を  $L_n$ （非農業労働時間と被雇用労働時間の和）で除し、そのうち農業労働賃金指数との相対比が時系列に最も安定的なクラスⅡの  $w$  を採用した。その他のクラスの  $L_n$  はクラスⅡの  $w$  から逆算した。 $L_a$  は家族農業労働時間と交換労働時間の和である。 $T$  は農業従事者数と非農業従事者数の和 ( $N'$ ) に1600時間（8時間×200日）を乗じたものである。 $L_e$  はこの  $T$  から  $L_n$ ,  $L_a$  を差し引いたものである。

$Y$  は以上のデータを制約条件(6)に代入して算出した。ただし、算出する際  $TAX$  として兼業以外収入（寄贈・地代・資本利子・家族員からの仕送り）を控除し、兼業以外支出（利子・諸税）を付加した。

習慣形成項 ( $H_{X_c}, H_{X_p}, H_{S^*}, H_{L_n}, H_{L_a}$ ) は過去の累計値を用い、初年度のそれは1964年データを使った。

(注1) すべての価格指数は『農林業統計年鑑』による。

付表 生計支出額費目別構成比  
(1969~71年平均) (%)

|      | 生計<br>支出額<br>(ウオン) | 食料   | 被服   | 住居・<br>光熱 | その他  |
|------|--------------------|------|------|-----------|------|
| 現物支出 | 108,699            | 74.6 | 0.6  | 15.0      | 9.8  |
| 現金支出 | 99,168             | 15.8 | 16.8 | 9.3       | 58.1 |

(出所) 『農家経済調査』。

(東京大学農学部研究生)