

要素需要と総農産物の供給弾力性

秋野 正勝

はじめに

しばしば「農業生産の硬直性」が指摘される。その意味は、農業にあってはたとえ農産物価格が上昇もしくは低下しても、生産量の調整がおこなわれがたい、つまり生産量は価格変化に対して非弾力的であるというわけである。この見解は、一九三〇年代の恐慌期に農産物価格が大幅に低下したにもかかわらず、農業生産が殆ど変化しなかった事実から強く支持されるようになった。そしてさらに拡大解釈されて、単に価格低下に限らず価格上昇に対しても、また短期に限らず長期にも同様に妥当性があると主張され、農産物価格支持政策の有力な理論的根拠と

されてきた。

わが国では、昭和恐慌期の大幅な価格低下にも、第一次大戦時の好況期における急激な価格上昇にも農業生産は殆ど変化を示さなかった。⁽¹⁾こうした背景の下で農産物供給の理論的分析も、これまで「農業生産の硬直性」を理由づける諸要因の分析に力がそそがれてきたのである。このように「生産の硬直性」は、農業経済研究の分野でも、また農業政策の領域でも、きわめて有力な認識となっている。

しかしながら、われわれは「生産の硬直性」なる現象について若干の疑問を投げかけなければならない。第一に、生産の硬直性を把握しようとする際に、従来の分析では農産物価格の変動を生産要素価格の変動と全く切り離して考察している点に問題がある。たとえ農産物価格と産出量との間になんらの相関関係が見いだされなかったとしても、このこと自体必ずしも「生産の硬直性」を意味するものではない。生産の硬直性を經驗的に確認しようとするならば、総農産物供給曲線のシフト要因、とりわけ生産要素価格の変化、技術変化、天候変動などの諸要因の変化に慎重なる配慮を払わなくてはならないであろう。

第二に、たとえ農業生産が短期的に硬直的であろうとも、長期的な観点からみると必ずしもそうであるとは限らない。価格変化に対する農業資源の調整は種々の技術的制約および不確実

性にさらされている。したがって通常価格変化に対する資源調整は、時間を通じて徐々に均衡への調整経路を辿らざるを得ないであろう。ここに現実の資源調整と均衡調整との間に乖離が存在することになる。このギャップが大きいほど、総農産物の短期供給弾力性と長期供給弾力性は乖離する。

以上の諸点を配慮して、農産物価格変化に対する農業全体の産出量の弾力性について、もっと経験的な分析を積み重ねる必要があるように思われる。ただし、農業に投下された諸資源の報酬を相対的に上昇もしくは維持することが、農業政策の眼目であるとするならば、市場条件の変化に対応していかに農業資源が調整され、その結果いかに農業産出量が変化するかを定量的に把握することは、きわめて重要な課題であろうと考えるからである。

小稿では、総農産物供給の理論的および経験分析を通じて、「農業生産の硬直性」なる現象を再検討しようとするものである。一で生産要素の需要および供給弾力性から総農産物供給の弾力性を理論的に導出し、農業生産の価格反応を規定する諸要因を考察する。二で農業生産の価格反応を二つの推定方法より計測する。第一の方法は、一八八一—一九六三年（一九四〇—一九五〇年を除く）の期間の時系列データを基礎として総農産物供給関数を直接推定したものである。第二の方法は、生産要

素の需要および供給弾力性に関する経験的知識から間接的に総農産物供給の弾力性を計測しようとしたものである。農業生産要素の需給構造に関する定量的分析は、こんにちまでいたって手薄で、多くは未開拓のままに残されている状態にある。とりわけ、労働の需要および供給弾力性に関する定量的分析は皆無に等しい。従来「農業生産の硬直性」の理由として主張されてきた諸見解は、農業労働の需要および供給弾力性がきわめて非弾力的であることを、アプリオリに前提するものであった。したがって農業生産の価格反応を分析せんとするならば、この点に関する定量的分析が不可欠である。ここでは戦後農業における農業労働の需要弾力性について若干検討することにしよう。農業労働市場のより詳細な定量的分析は近く報告する予定である。なお、小稿の分析はより広汎で包括的な供給構造分析のほんの一側面にすぎない。そして再吟味すべき多くの問題点を残しており、いわば予備的なレポートであることを予めおことわりしておきたい。

注(1) 東畑精一・大川一司編『日本の経済と農業』上巻、三二二頁。

一 供給弾力性の理論的導出

生産要素の需要および供給弾力性から、いかに総農産物供給

の弾力性が理論的に導出されるかを検討しよう。⁽²⁾

価格変化に対する農業生産の反応は、農業諸資源の調整速度ならびにその規模に依存する。もし価格変化に対応して諸資源の投下量が敏感に調整されるならば、農業生産の価格反応も弾力的となるであろう。逆に従来から指摘されてきたように、たとえ農産物価格が上昇もしくは低下しても、農業諸資源の投入がそれに応じて調整される余地がないとすれば、農業生産は硬直的たならざるをえないであろう。すなわち、農業生産の価格反応を規定するものは、農業諸資源の調整速度ならびにその規模であるといえる。したがって農業諸資源がいかに市場条件の変化に対応して調整されるかを検討するならば、おのずから、総農産物供給の弾力性も導出することができよう。

先ず、農業者の行動が利潤極大化を志向すると仮定したもとで、農業生産要素に対する派生需要を考察することから始めよう。

要素需要の均衡投入量は、利潤極大化条件から与えられる。 t 年における、要素の均衡投入量は、利潤極大化条件を満たす次のような諸価格の関数として表わされる。

$$X_{it}^* = (P_{it}, P_{1t}, P_{2t}, \dots, P_{nt}, \dots, P_{kt}) \dots \dots \dots (1)$$

ここに、 X_{it}^* は、要素の均衡投入量、 P_{it} は t 年の農産物価格水準、 P_{1t} は t 年の要素の価格を示すものとする。

通常、価格変化に対する生産要素の調整は種々の技術的制約および不確実性の存在のために時間を通じて徐々に均衡への経路を辿らざるを得ないであろう。かかる調整経路は実際にはきわめて複雑なパターンをとるであろうし、またアプリオリにある特定のパターンの妥当性を明示することは困難である。しかし、もし農業者が経済合理的に行動し、かつ資源調整の報酬と費用が二次関数で近似されうるとすれば、最適調整経路はコイック⁽³⁾・ナローウ流の単純な調整モデルで表示することが可能である。農業者が価格変化に対応して資源を調整しようとする際、二つのタイプのコストに直面する。(1)瞬間的に調整しえないためのコスト(すなわち、不均衡状態のために放棄される報酬)(2)調整に要する直接的な費用。この二つの費用関数が二次関数で近似可能であるならば、資源調整の総費用は

$$L = \alpha(X_{it}^* - X_{i,t-1})^2 + \beta(X_{it}^* - X_{i,t-1})^2 \dots \dots \dots (2)$$

として表わされる。右辺の第一項は不均衡状態の結果放棄される報酬をあらわし、第二項は調整の直接的費用を示す。最適な調整経路の問題は $X_{i,t-1}$ と X_{it}^* が与えられたもとで L を最小にするような X_{it}^* を選択することである。 X_{it}^* で L を微分して零とかけば、

$$\frac{dL}{dX_{it}^*} = 2\alpha(X_{it}^* - X_{i,t-1}) + 2\beta(X_{it}^* - X_{i,t-1}) = 0$$

$$X_{1t} = \frac{\alpha}{\alpha + \beta} X_{1t}^* + \frac{\beta}{\alpha + \beta} X_{1,t-1}$$

$$X_{1t} - X_{1,t-1} = \frac{\alpha}{\alpha + \beta} (X_{1t}^* - X_{1,t-1}) \dots \dots \dots (3)$$

となる。すなわち最適調整経路はコイック・ナローウ流の調整モデルに一致する。そして調整係数は資源調整に際して直面する二つのタイプのコストに依存する。(3)式から明らかに調整に要する直接的な費用が相対的に大きい程、調整係数は小さく、したがって均衡への調整は緩慢にならざるをえない。

さて、コイック・ナローウ流の単純な調整モデルを想定すれば、

$$X_{1t} - X_{1,t-1} = \lambda_1 (X_{1t}^* - X_{1,t-1}), \quad 0 < \lambda_1 \leq 1 \dots \dots \dots (4)$$

ここに λ_1 は1要素の調整係数をあらわす。(1)式と(4)式より、要素需要の動態的モデルは

$$X_{1t} = \lambda_1 (P_1, P_2, P_3, \dots, P_k) + (1 - \lambda_1) X_{1,t-1} \quad (5)$$

として示されよう。(5)式を推定することによって、農産物価格に対する1要素需要の短期および長期弾力性が導出される。もし要素需要の弾力性が零と有意に異なっているとすれば、農業生産の価格反応もまた零と有意に異なっていなければならない。もし要素需要の短期および長期弾力性が大幅に乖離しているとするれば、総農産物供給の弾力性もまた短期と長期とで乖離して

いなければならない。かかる両者の関係は生産関数を用いて示すことができる。農業生産関数を次のようにあらわす。

$$Q_t = F(X_{1t}, X_{2t}, \dots, X_{kt}, T) \dots \dots \dots (6)$$

ここに Q_t は t 年の農業産出量、 $X_{1t} (i=1, 2, \dots, k)$ は生産要素投入量、 T は技術水準をあらわす。

もしすべての生産要素投入量が均衡状態にあるとするならば、均衡産出量 Q_t^* は次のような生産関数であらわれよう。

$$Q_t^* = F(X_{1t}^*, X_{2t}^*, \dots, X_{kt}^*, T) \dots \dots \dots (7)$$

さて、農産物価格 P で(6)式を微分すれば、

$$\frac{dQ}{dP} = \frac{\partial Q}{\partial X_1} \cdot \frac{dX_1}{dP} + \dots + \frac{\partial Q}{\partial X_k} \cdot \frac{dX_k}{dP} + \frac{\partial Q}{\partial T} \cdot \frac{dT}{dP}$$

$$\frac{dQ}{dP} \cdot \frac{P}{Q} = \sum_{i=1}^k \left(\frac{\partial Q}{\partial X_i} \cdot \frac{X_i}{Q} \right) \left(\frac{dX_i}{dP} \cdot \frac{P}{X_i} \right)$$

$$+ \left(\frac{\partial Q}{\partial T} \cdot \frac{T}{Q} \right) \left(\frac{dT}{dP} \cdot \frac{P}{T} \right) \dots \dots \dots (8)$$

ここに、

$$\epsilon_{qp} = \sum_{i=1}^k \alpha_i \eta_{ip} + \left(\frac{\partial Q}{\partial T} \cdot \frac{T}{Q} \right) \left(\frac{dT}{dP} \cdot \frac{P}{T} \right) \dots \dots \dots (9)$$

ϵ_{qp} は総農産物供給の短期弾力性、 α_i は1要素の生産弾力性、 η_{ip} は農産物価格に対する1要素の短期需要弾力性である。

同様にして長期供給弾力性 ϵ_{qp}^* は(7)式から

$$e_{ip}^* = \sum_{i=1}^k \alpha_i \eta_{ip}^* + \left(\frac{\partial Q^*}{\partial T} \cdot \frac{T}{Q^*} \right) \left(\frac{dT}{dP} \cdot \frac{P}{T} \right) \cdots \cdots (10)$$

ここに、 η_{ip}^* はi要素の長期需要弾力性である。(9)および(10)式から導出される総農産物供給の弾力性は、すべての生産要素価格が一定であること、すなわちすべての生産要素の供給が完全に弾力的であることを前提している。しかし、農業生産要素の供給ととりわけ労働と土地のそれは短期的にみてきわめて非弾力的であり、したがってかかる要素の価格は伸縮的であつて農産物価格とパラレルに変化する傾向が強いと考えられる⁽⁴⁾。このような生産要素の供給条件を明示的に考慮して、総農産物供給の弾力性を導出しよう。

簡単化のために生産要素派生需要関数(5)式を次のようにあらわす。

$$I_{i1} X_{i1}^d = \eta_{i0} - \eta_{ip} I_{ip}(P/P) + \tau_{i1} I_{i1} Z_{i1} + (1 - \lambda_i) I_{i1} X_{i1-1} \cdots (11)$$

要素の供給関数は

$$I_{i1} X_{i1}^s = \beta_{i0} + \beta_{i1} P_{i1} + \sigma_{i1} W_{i1} \cdots \cdots (12)$$

ここに Z_{i1} は需要関係のシフト要因、 W_{i1} は供給関数のシフト要因である。要素市場の均衡条件は、

$$X_{i1}^d = X_{i1}^s \cdots \cdots (13)$$

したがって、(11)、(12)および(13)式より

《ノート》 要素需要と総農産物の供給弾力性

$$\frac{dP_i}{dP} \cdot \frac{P}{P_i} = \eta_{ip} / (\beta_i + \eta_{ip}) \cdots \cdots (14)$$

$$\frac{dX_i}{dP} \cdot \frac{P}{X_i} = \beta_i \eta_{ip} / (\beta_i + \eta_{ip}) \cdots \cdots (15)$$

なる関係がひき出される。技術水準一定の下で、(14)式に代入すれば、

$$e_{ip}^* = \sum_{i=1}^k \alpha_i \eta_{ip}^* \left(\frac{\beta_i}{\beta_i + \eta_{ip}} \right) \cdots \cdots (16)$$

すべての β_i が無限大のとき、 e_{ip}^* と e_{ip} は一致する。しかし一般的には $e_{ip}^* \wedge e_{ip}$ の関係が成立し、要素供給が非弾力的であるほど、農業生産の価格反応も硬直的にならざるを得ない。

同様にして農産物供給の長期弾力性は、

$$e_{ip}^* = \sum_{i=1}^k \alpha_i \eta_{ip}^* \left(\frac{\beta_i^*}{\beta_i^* + \eta_{ip}} \right) \cdots \cdots (17)$$

としてあらわされる⁽⁵⁾。 β_i^* はi要素の長期供給弾力性である。

かくして、(14)式および(17)式に示されるように総農産物供給の弾力性は、生産要素の需要および供給の弾力性から導出されるのである。

従来「農業生産の硬直性」の理由としていくつかの見解が提示されてきた。第一に農業にあっては固定費用の割合が大きい⁽⁶⁾、コーエンは言う、「価格が上昇すると直接的生産要素がより多

く雇傭されて生産量の若干の増加が生ずるであらう。だが労働や飼料や肥料をより集約的に使用するにつれて生ずる報酬通減傾向のために農業者にとって、生産量を増加することは費用が一定である場合ほどには有利でないであらう。」この見解はわれわれのチームでは可変的生産要素の需要弾力性がきわめて非弾力的であることを前提としている。しかし後述の経験的分析によればその妥当性は疑わしい。

農業にあつては家族労働の報酬は家族生計費として意識され、それ故に固定費用とみなすべきであるといわれる。もし労働を固定費用とみなすならば、いかに農産物価格が変化しても、それに応じて農業労働の投下量が調整されることはないであらう。しかし農産物価格の変化に対する農業労働の調整は労働の需要および供給弾力性に依存する。労働供給が短期的にも長期的にも完全に非弾力的であるならば、あるいはいかに農産物価格が変化しても、農業労働報酬が常に取得価格と廃棄価格との間にあるならば、農業労働投下量はなんら変化しないであらう。しかし後述するように、その現実的根拠は乏しい。

第二に、農業者は価格低下を生産増加によって相殺しようとするといわれる。確かに農業労働の供給曲線は、ある領域で backward sloping になるかも知れない。その限りにおいて価格低下期の農業生産の硬直性を説明するものである。

第三に農業の競争的構造があげられる。農業においては個別農家が価格を操作する余地は全くないといつていい。それに対して非農業部門にあつては、少数の巨大企業が市場を支配して価格操作をおこなう余地が広範にある。このような農・非農業間にみられる競争構造の差異こそが、不況期のシェレ現象を説明するものであり、農業生産の硬直性の主要要因であるといわれる。わが国においてはかかる見解を支持する農業経済学者が多いように思われる。しかし農・非農業間にみられる生産物市場の差異よりも要素供給の差異の方が遙かに重要であるようにみえる。ゲール・ジョンソンによると、一九三〇年代の恐慌期に工業部門にあつても大幅な価格低落にもかかわらず生産量が維持された部門（たとえば食品加工業）があり、しかもこの部門の産業集中度（少数の企業による市場支配力を示す）は高い、また産業集中度が低い競争的な産業にあつても生産量が著しく縮小し、価格低下率が僅かにすぎなかった部門があると指摘されている⁽⁸⁾。したがって、農業生産の硬直性を説明する上で競争構造の差異はきわめて不十分な説明因でしかないであらう。

もし独占的企業が完全に非弾力的な要素供給に直面しているとすれば、不況期の生産物需要の低落に対して、生産量を縮小し価格維持を図るよりも生産量を維持する方が有利であることを見いだすであらう。同一条件の下では競争的産業も同じよう

に行動するであらう。このことは要素供給の条件が生産の硬直性を規定する重要な要因であることを示唆している。

ここにちぎれわれれば、農業者のモノービヤーがすぐなる非弾力的であるという固定観念を抱え勝ちである。しかしながらかかる既成観念に拘わらず、理論的および経験的分析を一層蓄積していくならば、既存の認識と違ったものが得られるかも知れない。

- 注(2) この種の理論的展開は、Zvi Griliches, A.J. Rayner の論文で負いこむ非弾性である。Zvi Griliches, "The Demand for Inputs in Agriculture and a Derived Supply Elasticity," *J. Farm Econ*, vol. 41, pp. 309~332, 1959, K. Cowling, D. Metcalf and A. J. Rayner, *Resource Structure of Agriculture. An Economic Analysis*, Pergamon, 1970.

- (3) 貨幣調整経済の決定と関する問題は Eisner, R. and R. Strotz, "Determinants of Business Investment", in *CMC, Impacts of Monetary Policy*, Prentice-Hall Inc., 1963 を参照せられた。また Distributed Lags Model についての研究はサチャ・ヤコブ Zvi Griliches, "Distributed Lags, A Survey", *Econometrica*, Vol. 35, No. 1, January 1967 をあつて示唆に富む論文である。

《ノート》 要素需要と総農産物の供給弾力性

- (4) この点に関する議論はゲール・ジョンソン D. Gale Johnson, "The Nature of the Supply Function for Agricultural Products", *Am. Econ. Rev.*, vol. XL, No. 4, Sep. 1950, pp. 539~64.

$$(5) \quad e_{qp}^i = \sum_{i=1}^k \alpha_i \eta_{ip} \left(\frac{1}{1 + \eta_{ip}} \right), \beta_1 \rightarrow \infty \quad \text{⑤} \quad \alpha_i \neq 0$$

$$e_{qp}^i = \sum_{i=1}^k \alpha_i \eta_{ip} = e_{qp} \quad \alpha_i \neq 0$$

- (6) R. L. Cohen, *The Economics of Agriculture*, 1949 (本國版・日本経済『朝経経済叢書』昭和二十九年、読者一二四頁)。

- (7) R. Minami, "Population Migration Away from Agriculture in Japan", *Economic Development and Cultural Change*, Vol. 15, No. 2, January 1967 など。また「農業労働者の供給弾力性」は「四ヶ計測」をいふ。(8) Gale Johnson, *op. cit.* を参照せられた。

II 供給弾力性の推定

(I) 直接的推定

もしわれわれが個別農産物が決定される態様、個別農産物間の相互関係およびかかるインフレーションを集計する適切な

方法について十分な知識をもっているならば、総農産物供給は個別農産物の供給の集計からひき出すことができよう。しかしかかる作業を可能にするような知識の蓄積は未だ不十分である。したがって現段階では総農産物の供給分析は個別農産物の供給分析とは別個に質的に異なったものとして扱うのが有効である。

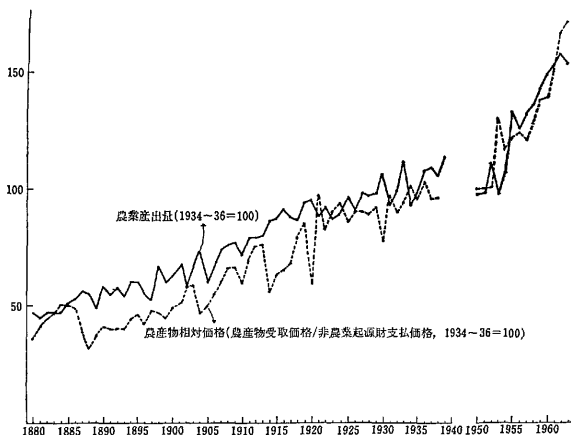
ここでは先ず一八八一～一九六三年（一九四〇～一九五〇年を除く）の期間の時系列データを基礎として、総農産物供給関数を直接推定する作業から始めよう。総農産物の供給は、前年の農産物の相対価格、技術変化および天候変動の関数であるとする。農産物の相対価格は農産物受取価格を非農業起源投入財価格でデフレートしたものである。農業生産の主要な価格反応はかかる相対価格に対する反応であると仮定される。ただし農業起源投入財価格は農産物価格とパラレルに変化する傾向が強いと考えられからである。技術変化および天候変動の影響を考慮する変数として総投入生産性指数を用いる。総農産物供給関数の推定式は次のようである。

$$\ln Q_t = \alpha_0 + \alpha_1 \ln P_{t-1} + \alpha_2 \ln T_t + u_t \dots \dots \dots (8)$$

ここに Q_t は農業産出量、 P_{t-1} は前年の農産物相対価格、 T_t は総投入生産性指数、 u_t は残差項である。

第1図にあるように、戦前第一期（一八八〇～一九一九年）では農産物価格は非農業起源投入財価格にくらべて長期にわたっ

第1図 農業産出量と農産物相対価格の変化（1880～1963）



て相対的に上昇してきた。かかる農産物価格の相対的上昇は非農業起源投入財の増投を促進し、産出量増加に対する強いインセンティブを与えるものであったであろう。しかし第二期（一九二〇～一九三九年）には植民地米の圧迫によって農産物価格の相対的有利性は著しく弱まった。第一期に作用した価格インセンティブの効果がかくして失われたことが第二期における農業停滞の一要因であったと考えられる。しかし戦後になると再び農産物価格は相対的に著しく騰貴し、価格インセンティブの産出量増加におよぼす効果が強く働いたとみられる。総農産物供給関数⑧式を推定することによって、かかる価格インセンティブの効果を定量的に把握してみよう。

推定結果は第一表に示すとおりである。相対価格のパラメータは(2)以外すべて一%もしくは五%で統計的に零と有意に異なっており、相対価格の上昇に対応して農業生産が増加する関係が統計的に観察される。

ここで注目すべきは、供給弾力性 α_1 が戦前に比べて戦後において上昇する傾向があるという点である。第二表にみるように、両者の差異は五%の水準で有意である。このように農業生産の価格反応が戦後においてより弾力的になった背景として、農産物価格支持政策による価格変動の不確実性の減少、非農業起源投入財の比重増大、農業信用の拡充による外的資本制限の軽減、

第1表 総農産物供給関数の推定結果

期 間	α_0	相対価格 α_1	総投入 生産 α_2	R ²	s
(1) 1881～1919	-0.2845	0.0930** (0.0207)	1.0816** (0.0262)	0.9942	0.0070
(2) 1920～1939	-0.5297	0.0704 (0.0553)	1.2277** (0.1079)	0.9180	0.0109
(3) 1951～1963	-0.5981	0.3652** (0.0808)	1.1443** (0.1151)	0.9717	0.0107
(4) 1881～1939	-0.3101	0.1684** (0.0215)	1.0686** (1.0355)	0.9917	0.0016
(5) 1920～1939 and 1951～1963	-0.5421	<1920～1939> 0.0964* (0.0421) <1951～1963> 0.3021** (0.0732)	1.1630** (0.1001)	0.9201	0.0092

注。データはすべて梅村又次他『長期経済統計 9 農林業』による。()内の数字はパラメータの標準偏差 *は有意水準5% **は1%で零と有意に異なっていることを示す。(5)は相対価格のパラメータのみが異なっていると仮定して、両期間をプールして推定した結果をあらわす。

第2表 供給弾力性 α_1 の差異 (1920~1939年と1951~1963年の期間における) を検定するための分散分析表

	自由度	残差平方和	平均平方和
1920~1939	17	0.0020	0.0023
1951~1963	10	0.0619	
合計	27	0.0629	
α_1 の同一性を仮定して pool	28	0.0772	0.0143
α_1 の差	1	0.0143	
F			6.21

注. 二つの回帰式におけるパラメーターの差の検定については, Gregory C. Chow, "Tests of Equality Between Sets of Coefficients in Two Linear Regressions", *Econometrica*, vol. 23, No. 3, July 1963 を参照されたい。

諸生産要素の供給弾力性の上昇、諸要素間の代替弾力性の上昇などの諸要因があげられよう。

農業産出量増加に対する相対価格上昇の貢献度は、第三表に示すとおりである。産出量増加に対する相対価格上昇の相対的貢献度は、戦前にあつては八%でいどにすぎなかった。しかし戦後においては相対価格の上昇が著しく、しかも農業生産の価格反応がより弾力的になった結果、産出量増加に対する相対価

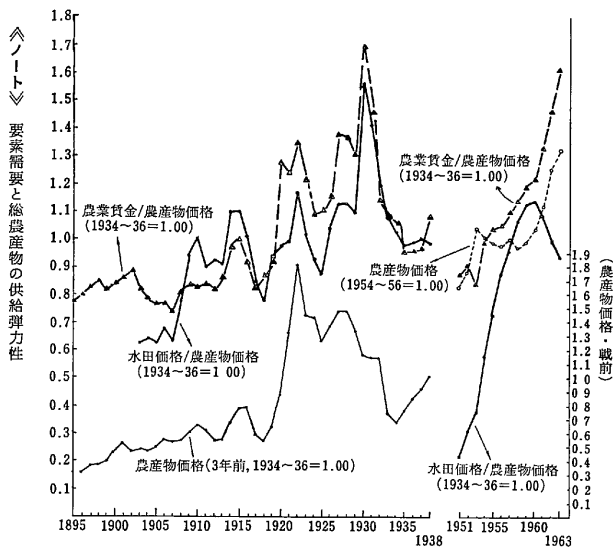
格上昇の貢献は三二%にも達した。ここでは相対価格の変化と技術進歩とは独立であると想定したが、コクレンが強調しているように両者の間に密接な関係があり、相対価格の上昇が新しい技術の採用を促進するとすれば、価格上昇の貢献は一層大きいものとなる⁽¹⁰⁾。いずれにしろ「農業生産の硬直性」なる見解は、少なくとも戦後にあつては現実的根拠が乏しいといわなければならない。

ここで農業賃金と農地価格の動向について若干みておきたい。第二図に示してあるように、農産物価格は第一期においては日本経済のインフレ的成長と歩調をあわせて一貫して上昇しつづけた。そして、それとともにパラレルに農業賃金と農地価格が上昇してきたのが観察されよう。⁽¹¹⁾一方、非農業起源投入財価格は農産物価格に対して相対的に低下してきた。かかる価格関係

第3表 農業産出量増加に対する相対価格の上昇と技術進歩の貢献度 (年率 %)

	$\frac{\dot{Q}}{Q} \times 100$ 産出量の増加率	$\frac{\alpha_1 \dot{P}}{P} \times 100$ 相対価格上昇の寄与率	$\frac{\alpha_2 \dot{T}}{T} \times 100$ 技術進歩の寄与率
1881 ~ 1919	1.77 (100.00)	0.15 (8.64)	1.59 (89.80)
1920 ~ 1939	1.03 (100.00)	0.08 (8.05)	0.92 (89.41)
1951 ~ 1963	4.12 (100.00)	1.35 (32.70)	2.59 (62.80)

第2図 農産物価格、水田価格および農業賃金の動向



の変化は、農業者をして自家労働および農地に対して非農業起源投入財で代替せしめるよう促がしたとみられる。第三期とくに三〇年代の時期は著しく異なる。農産物価格は低下傾向へと転じた。それに対して農業賃金と農地価格は三〇年代にいたって相対的に顕著に低下したのである。その結果、自家労働の増投で非農業起源財を代替する動きがみられた。昭和恐慌期を機として自給肥料の増加率がそれ以前とくらべて三倍も上昇したのは、このような価格関係の変化を背景としたものであると考えられる。⁽¹²⁾

ここで推定した総農産物供給関数(Ⅷ式)では、かかる農業起源財価格の変化についてなんらの考慮も払われていない。この点に関する分析は次の間接的推定を基礎として、生産要素の需要および供給との関連で検討されなくてはならないであろう。

(2) 間接的推定

ⅧおよびⅧ式から総農産物供給の弾力性

を計測しよう。それには先ずもって生産要素の需要および供給弾力性に関する経験的知識が用意されなくてはならない。戦後における経常財と農機具の需要関数は唯是康彦氏によって計測されている⁽¹³⁾。しかし農業労働の需要弾力性の定量的分析は皆無の状態である。したがってこの点について若干検討する必要がある。

周知の如く農業労働の需要関数は利潤極大化の条件から導出することができる。いま簡単化のために一次同次の生産関数を仮定すれば、農業労働の需要弾力性は次のような関係として均衡条件から導かれる⁽¹⁴⁾。

$$-\frac{\partial L}{\partial W} \cdot \frac{W}{L} = (1 - K_L)\sigma + K_L\eta \dots \dots \dots (19)$$

ここで K_L は労働の要素費用比率、 σ は労働とその他の生産要素との代替弾力性、 η は農産物需要の価格弾力性である。例式から明らかなように、要素間の代替可能性が大きい程、また農産物需要の価格弾力性が弾力的である程、労働の需要弾力性はより弾力的となるであろう。その程度は K_L 、 σ 、 η の値に依存する。金田氏の計測によれば、 σ は短期的には 0.18 、長期的には 0.70 と推定されている⁽¹⁵⁾。 η については信頼に足る推定値がないので、 $0.1 \sim 0.3$ の範囲にあると暫定的に想定しよう。 K_L は自家労働を雇用賃金で評価して、一九五五年の『農家

第4表 (18)式および(17)式から計算された供給弾力性

	生産弾力性 α_i	需要弾力性		供給弾力性	
		短期(η_{1P})	長期(η_{1P}^*)	短期(β_i)	長期(β_i^*)
労働 土地 固定資本 肥料 飼料 農薬 その他の経常財	0.45	0.15	0.50	0.00	2.40
	0.17	—	—	0.00	0.00
	0.18	0.11	0.34	∞	∞
	0.080	0.72	0.72	∞	∞
	0.040	0.25	0.30	∞	∞
	0.015	0.74	0.91	∞	∞
	0.165	0.30	0.50	∞	∞
短期供給弾力性	.149				
長期供給弾力性	.413				

注1. 固定資本、肥料、飼料、農薬、その他の経常財の需要弾力性は、唯是氏の計測による

- 労働供給の長期弾力性は南氏の計測に依拠している
- 労働供給の短期弾力性および土地供給の弾力性は、完全に非弾力的であると暫定的に想定した また非農業起源投入財の供給は完全に弾力的であるとするのが現実的であろう
- 生産弾力性は、梅村又次他『長期経済統計9 農林業』72～73頁による。

経済調査』から〇・四五と計算される。⁽¹⁹⁾かかる推定値を基礎として労働の需要弾力性を計算すれば、短期的には〇・一四四〇・二三四、長期的には〇・四三〇〇・五二〇である。

例および切式から総農産物供給の弾力性を計測した結果は、第四表に示してある。農業生産要素の需給構造に関する定量分析はいたって手薄で、多くは未開拓のままに残されていることは否めないところである。ここでは生産要素の需要および供給弾力性に関して極めて大胆な仮定を設けている。したがってここで引き出される総農産物供給の弾力性は大胆で恣意的仮定にもとづく仮設的な推測にすぎず、せいぜい直接的推定による計測結果を補充的にチェックする意味しかないであろう。間接的推定による供給弾力性は短期的に〇・一五、長期的に〇・四一であつて、直接的推定の結果とくらべて少々低い。それは労働の供給弾力性を過少に評価していることに主たる理由があると考えられる。いづれにしろ、「農業生産の硬直性」から意味される以上に農業者の行動は弾力的であつて、戦後の農業産出量の急速な増加は、価格変化に対する農業者の敏感な反応によるところが大きかつたといえよう。「農業生産の硬直性」を理論的根拠とした政策上の多くの推論は、経験的分析の蓄積からひき出される推論によつて放棄され、あるいは修正されなくてはならないであろう。小稿はその一つの試論である。さらに農産

物価格変化が農・非農業間の労働力移動や要素報酬によはす影響などについて一層の分析が必要である。

注(9) 植民地米の移入がいかに日本農業の停滞をもたらしたかについては、速水氏の論文が興味深い。Yujro Hayami and V.W. Rutan, "Korean Rice, Taiwan

Rice, and Japanese Agricultural Stagnation: An Economic Consequence of Colonialism", *The Quarterly Journal of Economics*, Nov 1970, pp. 562~589.

(10) Willard W. Cochrane, *Farm Prices, Myth and Reality*, 1958.

(11) 農産物価格に対する相対的な農業賃金と農地価格の変動は、戦前においてはおよそ三年のタイムラグをもつて農産物価格の変動と密接に関連していた。この事実は、農産物価格の変化がいかに時間を通じて農業賃金と農地価格に影響を及ぼしていくかを考察するうえで極めて興味深い。

(12) 速水佑次郎「肥料投下量の推計」『農業総合研究』第一七巻第一号。

(13) 唯是康彦「農業生産における価格反応」『農業総合研究』第一九巻第一号。

(14) 一次同次の生産関数を $Q = f(I, K)$ 、生産物需要関

《ノート》 要素需要と総農産物の供給弾力性

数を $Q = h(p)$ とする。ここに Q は農業産出量、 L は労働、 K は労働以外の投入財、 P は農産物価格である。

生産物市場の均衡条件は、

$$f(K, L) = h(p) \quad \dots \dots \dots (A)$$

利潤最大化の第一条件は、

$$\left. \begin{aligned} P f_L &= W \\ P f_K &= r \end{aligned} \right\} \dots \dots \dots (B)$$

ここに W は農業賃金、 r は労働以外の投入財の価格である。

(A) と (B) を W について偏微分すれば、

$$\left. \begin{aligned} f_L \frac{\partial L}{\partial W} + f_K \frac{\partial K}{\partial W} - h'(p) \frac{\partial P}{\partial W} &= 0 \\ P f_{KL} \frac{\partial L}{\partial W} + P f_{KK} \frac{\partial K}{\partial W} + f_K \frac{\partial P}{\partial W} &= 0 \\ P f_{LL} \frac{\partial L}{\partial W} + P f_{LK} \frac{\partial K}{\partial W} + f_L \frac{\partial P}{\partial W} &= 1 \end{aligned} \right\} \dots \dots (C)$$

要素間の代替弾力性 σ は定義により $\sigma = \frac{f_{KL}}{f_{KL}} \cdot \frac{L}{K}$ 、一次

同次生産関数の性格より $f_{LL} = -\frac{K}{L} \frac{f_{KL}}{Q\sigma}$, $f_{KK} = -\frac{L}{K}$

$\frac{f_{KL}}{Q\sigma}$, $f_{KL} = \frac{f_{KL}}{Q\sigma}$ の関係がある。

農産物需要の価格弾力性 η は定義により $\eta = -\frac{L}{Q} \frac{Q'}{Q}$ である。これらのタームを (C) に代入すれば、

$$\left. \begin{aligned} f_L \frac{\partial L}{\partial W} + f_K \frac{\partial K}{\partial W} + Q \eta \frac{\partial P}{\partial W} &= 0 \\ W \frac{\partial L}{\partial W} - \frac{WL}{K} \frac{\partial K}{\partial W} + Q \sigma \frac{\partial P}{\partial W} &= 0 \\ -\frac{rK}{L} \frac{\partial L}{\partial W} + r \frac{\partial K}{\partial W} + Q \sigma \frac{\partial P}{\partial W} &= \frac{P}{W} \frac{Q}{\sigma} \end{aligned} \right\} \dots (D)$$

(D) を (2) のように解けば、

$$\frac{\partial L}{\partial W} = -\frac{L}{W} \left(\frac{WL}{PQ} \eta + \frac{rK}{PQ} \sigma \right)$$

$$\frac{\partial L}{\partial W} = -\frac{\partial L}{\partial W} \cdot \frac{W}{L} = (1 - K_L) \sigma + K_L \eta$$

- (21) Kaneda, H., "Substitution of Labor and Non-Labor Inputs and Technical Change in Japanese Agriculture", *Rev of Economics and Statistics*, Vol 47, 1965, pp 163~171.

(16) 梅村又次他『長期経済統計 6 農林業』七二~七四頁。