農業生産における価格反応

唯是康彦

一　序論

計量経済学の著しい進歩にもかかわらず、経済学にとって最も初歩的な、それだけに最も基本的な価格弾性値の計測は、案外等閑に附されている需要側でも、わが国の場合、価格決定函数の型態はまだ余り開発されていない。それでも、需要側は、求められれば、価格決定函数を、商品消費の函数から誘導するだけの業績はもっている。これに対して、供給側は、価格弾性値に対する計測は皆無に等しい状態にある。このように、実証的価格分析が不十分な理由は、満足な価格データが得られないこともあるが、それ以上に、わが国の場合、経済構造の変化が大きいため、その構造変化を統計的に説明する過程で、価格反応が見失なわれてしまうのである。構造変化という点では、生産のそれがより複雑で、そのために、供給側の価格分析は、計量的に遅れをとったものと思われる。

ところで、価格分析の実証的後進性は、農業経済の場合、かなり重要な結果をもたらすことになる。農業者の生産活動に、価格反応が発見されないということは、農業者の行動が非合理、的であるという前提を、裏付けること

になる。他方、農業の生産函数は、労働弾性値の点で、不満足な実証的結果しか与えないから、ここからも農業者行動の非合理性は証明されることになる。そして、農業というものが、近代以前から存在した、数少ない産業の一つであるということが、農業者行動の非合理性を、常識的にも納得させる根拠となるのである。農業者行動に関する非合理性の仮定は、農業における大きな気象影響や、農産物需要の衰退などと結合して、合理的近代社会から疎外されたものという農業に関する一種のペシミズムを醸成していくのである。更に、これが農政に反映した場合、農業は農業者自身によってではなく、外部から手を加えなくてはならないという態度を形成していくのである。

近代以前の社会が、果して非合理的原理によっていたか、どうか、ということは、一つの歴史的疑問であるが、これに対する解答如何によっては、戦前の農業経済に関する諸分析は書き改められねばならないだろう。しかし、現在の関心は、むしろ、戦後にある。戦後、わが国農業は、農地改革、食料需要変化、他産業部門からの労働需要増加などによって、大きく変貌したようにみえる。その結果、農業者の眼前に開けてきたものは、これまでより遥かに多い行動の可能性である。行動の可能性が多くなれば、それらの可能性を選択する機会も多くあり、したがって、そこに合理的な判断を介入させる余地も多くなってきたはずである。それ故、われわれは、農業者行動の非合理性を仮定することは、少なくとも戦後については、妥当しないのではなかろうか、という予想をもつわけである。

先に、われわれは農業の巨視的生産函数を計測したが[1]、その数多くの計測結果のなかから、生産要因の限界生産性がそれらの市場価格にほぼ近似している場合をえた。ここでは、労働弾性値も従来のものと違って、正のかなり大きな値を示している。われわれは、これを絶対的に適正なものと考えているわけではないが、農業者行動に合理性が存在するということを実証する成果が出たことは、以上の観点から、興味なしとしないのである。以下に示す

農業生産の価格分析も、これと同じ線上において試みられたものであって、諸成果のうち、幾つかが価格反応を実証すれば、今後、この方向の研究に多くの示唆を与えるものと思われるのである。

ここで計測された函数は、二種類である。一つは農産物の供給函数であり、他は生産要素の需要函数、つまり、農業の派生需要函数である。先ず、供給函数から考えていこう。

農業生産は、生産の決意から生産の完結まで、かなりの時間を要するものである。したがって、普通、当期の生産は当期の価格によって支配されるのではなく、一定のタイム・ラッグが存在する。また、生産の決意をなす時点に作用する価格は、その時点の価格だけではなく、過去の価格が相当に影響しているものと思われる。その影響する価格はどのような内容であろうか。当該農産物の価格はいうまでもないが、それと競合関係にある作物や、その作物生産に必要な投入財価格も、重要な影響を与えている。生産決意にか、あるいは、生産決意を越えて、直接、生産にか、いずれかに影響するものは、価格だけにとどまらない。そのなかで、重要なものは、気象変化と技術変化とである。この技術変化は、そのなかに経営型態の変化も含めて、考えられている。わが国における兼業などは、兼業収入を農産物の競合商品価格とみなすか、兼業を経営型態の一種にみなすかで、その取り扱いは違ってくるであろう。

当該農産物の供給量をO、その価格をP_o、競合作物の価格をP_i、投入財価格をP_j、技術変化をT_k、気象変化をS_lで示すと、供給函数は、形式的には、次のような函数 f によって表現される。ここで、t は基準時点を1とした時間であり、h は時差である。

$$O_t = f(P_{ot-h};\ P_{it-h};\ P_{jt-h};\ T_{kt};\ S_{lt}) \quad \cdots\cdots (1)$$

$$i=1, \cdots, m; \; j=m+1, \cdots, m+n;$$

$$k=1, \cdots, g; \; l=1, \cdots, r;$$

$$h=1, 2, \cdots\cdots$$

S_l は具体的には気温・雨量・湿度などであるが、これらをばらばらに独立変数として導入することは、計算が厄介であるばかりでなく、サンプル数に制限がある場合には、自由度を落して、統計的にも好ましくない。通常は作物別に一つの気象指数が作られている。アメリカ合衆国では近年、スターリングズの指数[2]が有名になっていて、ゲール・ジョンソンや[3]グリリッケス[4]は、この指数を採用して、供給函数の計測を行なっている。わが国では、目下このような種類の指数は使用することができない。したがって、ここでも、気象指数の必要性は、観念的に認めながらも、実測には考慮されていない。

気象の影響が著しいのは畜産物より、耕種作物においてである。耕種作物の生産は、作付面積と反当収量とに、分解することができる。このうち、作付面積は、気象によって全く影響されないと考えられるから、供給函数の従属変数を作付面積だけに限定すれば、気象条件は考慮されなくとも、大過ないことになる。作付面積を A、反当収量を v とすると、

$$O_t = v_t \times A_t \quad \cdots\cdots(2)$$

$$A_t = A\,(P_{ot-h},\; p_{it-h},\; P_{jt-h},\; T_{kt},\; S_{lt}) \quad \cdots\cdots(3)$$

$$v_t = v\,(P_{ot-h},\; P_{it-h},\; P_{jt-h},\; T_{kt},\; S_{lt}) \quad \cdots\cdots(4)$$

このうち、(3)と(4)を次のように仮定すると、(3)は、少なくとも、価格に関しては、一つの供給函数とみなされる。

$$A_t = A\,(P_{ot-h};\ P_{it-h};\ P_{jt-h};\ T_{kt}) \quad \cdots\cdots(3')$$

$$v_t = v\,(T_{kt},\ S_{lt}) \quad \cdots\cdots(4')$$

しかし、厳密には、次の二点で、これは正しい供給函数とは考えられない。すなわち、反当収量は、生産函数を通して、価格関係を反映するだろうから、(4′)式の仮定は余り正しくない、というのが第一点である。第二点は、直接的には、(3′)、(4′)式が成立したとしても、Aとvつまり、作付面積と反当収量との間に相互関係(5)があって、そのために、(3′)式には(4′)式の効果を、また、(4′)式には(3)式の効果を持ち込んでしまう、ということである。しかし、以上二点の心配が、そう大きくなければ、(3)式は一種の供給函数として通用するのであって、以下では、耕種作物の個別品目にこの形式が適用されている。

次に、技術変化であるが、技術変化を数量化する手段は、現在のところ、余り見当らない。新技術普及などはその普及率がつかめればよいし、経営規模などは、その大きさを測定することは可能である。しかし、一般的には、技術変化の実体はかなり漠然としていて、数量化は困難である。ここでは、計量経済学の慣習に従って、時間表示の趨勢を導入した。

価格の処理は極めて困難である。特に、過去の価格をそのまま入れれば、独立変数は無限にふえていく。ここではナアラヴの展開した、配分時差 **distributed lag** 法(6)を採用することにした。この方法は性質の異なる二つの局面について適用される。一つは「期待」に基づく時差である。いま一つは「制度・技術」に基づく時差である。経済

人が「期待」する価格や所得は、「現実」の価格や所得と違っている。他方、経済人の行動は、「制度・技術」の制約のため、直ちに望ましい状態に到達することはない。いずれの場合も、均衡状態と現実の状態とのギャップを、次の段階で調整する必要がある。いま、期待価格を P^* で示そう。そうすると、現実価格 P との間は、調整係数 β で、次のように架橋される。

$$P_t^* - P^*_{t-1} = \beta\ (P_t - P^*_{t-1}) \quad \cdots\cdots(5)$$

同様に、供給量の均衡値を O^* とすると、現実の供給量 O との間は、調整係数 β で、次のように連結される。

$$O_t - O_{t-1} = \beta\ (O^*_t - O_{t-1}) \quad \cdots\cdots(6)$$

(5)は、「期待」時差の仮定であり、(6)は「制度・技術」時差の仮定である。前者の場合、最も望ましい供給函数は、供給量は「期待」価格に依存するものとして、単純な方程式で示すと、次のようになる。a は常数項である。

$$O_t = bP^*_{t-1} + a \quad \cdots\cdots(7)$$

これに(5)式を変形して、代入整理すると

$$O_t = \beta bP_{t-1} + (1-\beta)\ O_{t-1} + \beta a \quad \cdots\cdots(8)$$

となる。一期前の供給量 O_{t-1} を入れると、調整係数 β が求められ、それによって、「期待」価格に反応するときの、係数 b も導かれる。

後者、つまり、「制度・技術」時差の場合、望ましい供給函数は、現実価格に対応するのは、現実の数量ではなく、均衡数量であるという式になる。

$$O_t^* = bP_{t-1} + a \quad \cdots\cdots(9)$$

これに(6)式を変形して、代入整理すると、(8)と全く同様の形になる。

$$Q_t=\beta bP_{t-1}+(1-\beta)Q_{t-1}+\beta a \quad\cdots\cdots(10)$$

これからβとbも容易に求められる。

しかし、「期待」時差と「制度・技術」時差との共通性は以上までである。仮定した供給函数が、(7)式および(9)式のように、独立変数が一つの場合だけ、両者は一致する。供給函数の独立変数が二箇以上になった場合は、違ってくる。

$$Q_t= bP^*_{t-1}+ct+a \quad\cdots\cdots(11)$$

$$Q^*_t= b P_{t-1}+ct+a \quad\cdots\cdots(12)$$

という二つの式が仮定されたとしよう。tは技術変化の代用としての趨勢である。これらに、(5)および(6)の仮定を持ち込むと、次のような式 β が誘導される。

$$Q_t=\beta b P_{t-1}+c\{\beta t+(1-\beta)\}+(1-\beta)Q_{t-1}+\beta a \quad\cdots\cdots(13)$$

$$Q_t=\beta b P_{t-1}+\beta ct+(1-\beta)Q_{t-1}+\beta a \quad\cdots\cdots(14)$$

(13)式は(11)式に、(14)式は(12)式にそれぞれ対応している。(13)式の方が(1−β)cだけ、(14)式より余計なものが附加されている。追加された第二の独立変数が、この場合、趨勢を示すtであったから、両者の差は常数項の差にとどまったが、これが通常の変数だった場合には、「期待」時差の仮定の方が、回帰のための変数を一箇多くとることになり、二つの仮定には、ここにみられた以上の差異が発生してくるのである。

価格関係は、既に述べたように、当該作物価格のほかに、競合作物価格、投入財価格が考慮されなくてはならな

い。しかし、後に述べるように、サムプル数は大部分昭和二七〜三七年の時系列データで、制限があるから、とても、あらゆる価格関係全部を採用することはできない。以下では、当該作物価格のほかに、もう一つだけ、競合作物価格か投入財価格を採用し、しかも、それを当該作物価格のデフレーターとして適用している。つまり、両者の価格弾性値は符号を逆にして、絶対値は等しい、という仮定に立っているのである。これは、勿論、相当に大雑把な仮定であるが、現段階の統計処理としては、なしうる最善の処置のように思われる。

気象変数 S_t は省略し、技術変数 T_k は趨勢で代用し、$P_{o,t-1}$、$P_{i,t-1}$、$P_{j,t-1}$ は適当に選んで、相対価格 P_{t-1} として示され、過去の価格と供給量との関係には、ナアラヴの配分時差法を適用することにすると、「期待」時差の仮定か、「制度・技術」時差の仮定か、いずれかに立脚することによって、推計式は⒂式か、⒁式となる。もっとも、この場合、推計式が線型一次であるということは、いま一つの仮定である。時系列の慣習に基づいて、趨勢の t 以外は、対数に変換されたものを使用している。したがって、価格の回帰係数は「実際の」弾性値を示し、それを β で割ることによって、「均衡」弾性値を与えることになる。⒀式と⒁式とは常数項の差を除けば、回帰係数は全く同じになる。したがって、常数項を操作しない限り、われわれが「期待」時差の仮定によったのか、「制度・技術」時差の仮定によったのか、明らかにならない。分析の現段階では、いずれの仮定に立つのが妥当なのか、先験的にも、経験的にも、まだはっきりしない状態にあるので、この点には触れていない。実験的には、独立変数を増加することによってこの問題を決着すべきであるが、サムプル数からいって、これをするには、準備が不十分なのである。

いま、生産函数を g で示し、産出量 O、投入量 I_j、技術進歩 t とすると、

$$O=g\,(I_m\cdots,\ I_j\cdots,\ I_{m+n};\ t)\ \cdots\cdots(15)$$

投入財価格P_j、費用合計をCとすると、

$$C=P_m\ I_m+\cdots+P_j\ I_j+\cdots+P_{m+n}\ I_{m+n}\ \cdots\cdots(16)$$

作物価格をP_oとすると、均衡条件では、

$$gI_m/P_m=gI_j/P_j=gI_{m+n}/P_{m+n}=1/P_o=1/MC\ \cdots\cdots(17)$$

ここでは、gI_jは投入財I_jの限界生産性、MCは限界費用である。ここで、⒄式中のいずれか一つの要因が変化すれば、その変化はすべての要因に伝播し、新しい均衡を示す⒄式が成立するまで、変動する。このことから、派生需要函数は、作物価格とすべての投入財価格と趨勢との函数である、ということがいわれる。

$$I_0=I\,(P_{jt-h};\ P_{m+1t-h};\ \cdots,\ P_{m+n,\,t-h};\ P_o;\ t)\ \cdots\cdots(18)$$

ここでも、時差の問題があるが、これについては供給函数同様、ナアラヴ方式が採用された。また、サムプル数の関係で、全投入財価格は導入できないから、当該投入財の価格だけをとり上げ、それを作物価格P_oでデフレートした。したがって、派生需要函数は、記号の違いを除けば、供給函数の推計式と、形式的には、全く同じになっている。「期待」時差と「制度・技術」時差との、二つの仮定のために生ずる常数項の差を無視すると、派生需要函数の推計方式は次のようになる。

$$I_{jt}=\beta b\ P_{jt-1}+\beta c\ t+(1-\beta)\ I_{jt-1}+a\ \cdots\cdots(19)$$

t以外は、両対数が使用され、βbおよびbは、それぞれ、短期と長期の価格弾性値を示しているのである。

以上、⒀、⒁式と⒆式とは形式的には全く同一の方程式で、以下の計測は、ほとんど、この型を用いたのである

が、計測対象の性格から、当然、例外が発生している。一つは、畜産物の供給函数と飼料の需要函数である。これらは、いずれも、当期首か、前期末の家畜保有数に強く影響されている。しかも、この家畜保有数自体は、過去の価格、数量関係から決定されてきているのであるから、家畜保有数の導入は価格数量関係の長い連鎖を函数に持ち込む必要をなくしている。つまり、これはナアラヴの一期前数量と同じ性格を持っているように思われた。家畜保有数を$\boldsymbol{W}$とし、畜産物供給量を$\boldsymbol{Q}$とすると、

$$Q_t = a + bP_{t-1} + ct + d\ W_{t-1} \quad \cdots\cdots(20)$$

という式が考えられる。飼料の場合も同様に、

$$I_t = a + bP_{t-1} + ct + d\ W_{t-1} \quad \cdots\cdots(21)$$

となる。

しかし、それでは、$\boldsymbol{W}$はいかにして決定されたかという問題が次に発生してくる。それが把握できなくては、価格数量の真の連鎖は摑めないのである。元来、畜産の生産構造は重層的である。先ず、繁殖畜の需給関係があり、次に仔畜の需給関係があり、最後に畜産物の需給関係がある。これらをすべて追求したとき、一つの連立方程式体系ができ、上述の価格数量関係も明らかになる。しかし、今回はこの点の研究はほとんどなされなかった。

もう一つの例外は、投資需要函数である。投入財需要といっても、固定資本の場合は、既に購入した資本ストックが作用しているために、この面から新規購入には負の効果が及ぶはずである。固定資本ストックを$\boldsymbol{K}$とし、置換部分を$\boldsymbol{R}$とすると、投資$\boldsymbol{I}$は次のような関係を示す。

$$I_t = a + bP_{t-1} + ct + d\ K_{t-1} \quad \cdots\cdots(22)$$

$$K_t = I_t + K_{t-1} - R_t \quad \cdots\cdots\cdots\cdots (23)$$

固定資本ストックは、(23)式から明らかなように、投資の累積であるから、(22)式より、固定資本ストックには過去の価格―数量関係が具現しているとみることができる。ここでの問題は、畜産物の場合のように、複雑ではなかったが、投資や固定資本ストックの資料不足のためか、わが国農業の特異性のためか、(22)式の型の推計式は余り良い結果をもたらさなかった。この点も今後の研究に待ちたいと思う次第である。

使用したデータについては、その都度、触れておいたが、ここで、一括して述べておくと、価格関係は、すべて農林省統計調査部『農村物価賃金調査』から、農産物の集計額、投入財、固定資本、就業人口は、すべて、農林省官房調査課『農業および農家の社会勘定』から、家畜保有頭羽数、個別畜産物供給量は、農林省統計調査部『農林統計』から、それぞれとられた。なお、作付面積は、農林省統計調査部『作物統計』によっている。この統計には生産量も記載されているが、その信憑性には問題があり、気象の影響とは別の点からも、作付面積を供給量の代用にしなくてはならなかった、ということを附記しておこう。

注(1) 拙稿「農業における巨視的生産函数の計測」(『農業総合研究』第一八巻四号)。

(2) James L. Stallings, "Weather Indexes," *Journal of Farm Economics*, XLII (1960) これは各試験場の作物別のデータから、トレンドで非気象的要因効果を除いて、作ったもの。作物別全国指数は、各試験場地区の生産量でウエイトされている。

(3) D. Gale Johnson and Robert L. Gustafson, *Grain Yields and the American Food Supply*, (University of Chicago Press, 1960)

(4) Zvi Griliches, "Estimates of the Aggregate U. S. Supply Function," *Journal of Farm Economics*, XLII (1960)

（5） Johnson & Gustafson, の前掲書では、作付面積と収量との間に、負の相関がみられる。
（6） Marc Nerlove, *The Dynomics of Supply; Estimation of Farmers Response to Price* (Johns Hopkins Press, 1958); *Distributed Lags and Demand Analysis for Aguicultural and Other Commodities* (USDA, AMS, 1958)

二　計測結果の説明

1　集計量分析の問題　先ず、農産物全体という、アグリゲートされた供給函数から始めよう。既に生産函数の計測の場合にも注意されたように、供給函数でも、個別作物の合計量とか、全国合計量とかいうものについて、そもそも供給函数が成立するのか、どうか、という問題がある。しかし、経済学で取り扱う数字は、何らかの意味で、質的差異を無視しているのであるから、このようなことが問題になるのは、結局、程度の差ということになる。一つは、ここで取り扱うような集計量に、どのような実践的意義があるかということが、かかる集計量分析の正常化を決定してくれるであろう。全作物の全国合計量に関する需給分析は、国民経済全体の調整を考えるとき、当然、必要になってくるから、この点では余り問題がないであろう。もう一つは、集計量分析の結果が、作物別・地域別分析の諸結果を結合したものと、一致するかどうかということが、集計量分析をチエックしてくれることであろう。この場合、必ずしも両者は一致しなくともよいが、一致しないなら、その理由が明らかになっていなくてはならない。しかし、この論文では、かかるチエックは行なわれていない。このようなことができるためには、供給分析の業績が、もっと蓄積される必要があろう。

以下との関連で、集計量分析の問題をもう少し論じておこう。投入財需要函数についても、集計量分析が行なわ

れているが、供給函数の場合が成立すれば、同じことがここでもいわれよう。更に、投入財の資料を作物別、地域別に時系列で作成するということは、『生産費調査』を除けば、現在では、かなり困難なことであるから、データの側面からも、投入財需要函数は、集計量の使用を余儀なくされているのである。

次に、個別作物の供給函数についてであるが、この段階では、特定地域の特産物という性格が強くなるから、全国一本の供給函数を考えることは、好ましくないであろう。しかし、逆に、個別作物が特定地域の特産物なら、それ以外の地域の数量は、余り問題にならないから、分析を特定地域に限定しようと、全国集計量で行なおうと、結果は大差のないものであるともいえる。問題は、特定地域が二箇以上あって、その生産時期がずれている場合である。このような場合は、全国合計量で分析することは、好ましくないであろう。価格分析は時系列データを使用するのが普通であるが、この場合、時間単位をどのようにとるかということも問題である。全国的には、生産は時期的に必ずしも一致していないのであるから、時間単位のとり方は一種の集計作業になる。一年間で数回生産が行なわれるものと、一度しか生産されないものとでは、当然、時間単位は異ならなければならない。しかし時間単位を細かくとることは、特定地域についてはできても、全国では地域的な生産のずれのために、意味をなさない場合がある。したがって、全国一本の供給函数というものは、個別作物については、元来、意味をなさない、ともいえる。しかし、個別作物の生産構造が、全国的に安定しているならば、そして、各地域の全国生産に占める比率が余り変らないとすれば、全国一本の年度データを使用することは、各地域農業者の、その作物生産に関する行動の、全国平均を与えることになるだろう。そうして、これは、その作物に対する消費者行動の全国平均と対応させうるという、便利さを与えるのである。もし生産構造に変化があれば、このような単純な取り扱いは意味をなさなくなるが、

その構造変化に一定の傾向があるとすれば、その傾向をトレンドで除去することによって、同じような処理が可能になろう。以下の個別作物の分析で、全国合計年度データが使用されているのは、極めて大雑把ではあるが、以上のような意味をもっているのである。

しかし、右に述べたことは、飽くまでも表面上の理由であって、実際上の理由は、地域別・季節別のデータがそう簡単には作成されなかった、ということに基づいている。したがって、これらの準備がととのえば、当然、この種の分析が進められねばならないだろう。その際、注意すべきことは、個別作物の地域段階になると、も早、全国共通の画一的推計式は適用されないだろう、ということである。同一作物でも、地域によって、他の作物や投入財との競合・補完関係が違っているし、気象条件、技術水準も違っているからである。それだけに、統計的処理も厄介になり一作物一地域の供給函数を計算するのにも、相当の時間を必要とすることは、覚悟しなくてはなるまい。逆に、全国段階では、その作物と他作物や投入財や気象条件や技術水準との関係が曖昧になってくる。気象条件や技術水準との関係は止むをえないとしても、価格関係については、いかなる価格を採用すべきか、ということが決定しにくくなる。本論文では、特別の場合を除き、競合作物価格には農産物価格の総合指数が、また、投入財価格には農業用品の総合指数が採用された。後者については、賃金や利子率は考慮されていないが、自作農が大半を占めるわが国では、いままでのところ、これらの要因は大きく影響しなかった、と仮定した。なお、価格の時差は一年前を採用したが、作物によっては、季節別の一期前の方がよい場合もある。すべてを年度データで統一したため、このようなことはできなかった。この種の大雑把な推計では、止むをえない問題であると思う。

2　農産物の供給函数

農産物全体の生産量全国合計は、金額表示によることにする。この種の資料には、幾つ

第1表　農産物供給函数

		弾性値	標準偏差	有意水準 %	調整弾性値	備考
総生産	P'_{t-1}	0.42023	0.84113	35	0.55243	従属変数(O_t)
	t	0.01286	0.01264	20	0.01691	
	O_{t-1}	0.23930	0.50368	35	—	R = 0.90350
	a	1.52960	—	—	—	β = 0.76070
耕種作物	P'_{t-1}	0.52991	0.78351	25	0.77596	従属変数(O_t)
	t	0.00903	0.01167	25	0.01322	
	O_{t-1}	0.31709	0.48590	30	—	R = 0.86522
	a	1.02745	—	—	—	β = 0.68291
畜産物	P'_{t-1}	0.47614	0.36042	15	0.78893	従属変数(O_t)
	t	0.02270	0.01414	10	0.03761	
	O_{t-1}	0.39647	0.31811	15	—	R = 0.98102
	a	0.30717	—	—	—	β = 0.60353
畜産物	P'_{t-1}	0.46771	0.23087	5	—	従属変数(O_t)
	t	0.03635	0.00247	0.5	—	
	K_{t-1}	0.62175	0.20513	1	—	R = 0.98989
	a	− 0.30395	—	—	—	
飼料	P'_{t-1}	0.11092	0.39204	40	—	従属変数(O_t)
	O_{t-1}	1.03273*	0.08573	0.05	—	
	a	− 0.22511	—	—	—	R = 0.97887

注　推計式は $\log O_t = a + b\log P'_{t-1} + ct + d\log C_{t-1}$. 但し畜産物については $\log O_t = a + b\log P'_{t-1} + ct + d\log K_{t-1}$ という式が追加されている. 資料は P′ については『農村物価賃金調査』その他については『農業および農家の社会勘定』よりとられた. 記号, その他の説明に関しては本文参照.

＊ 印は調整係数の制限条件（$\beta<1$）を満していないものを示す.

かの推計があるが、ここでは他のものとの関連で農林省官房調査課『農業および農家の社会勘定』によった。先ず、生産額を『農村物価賃金調査』の農産物価格指数（昭和三二年度基準）でデフレートして、実質額にした。また農産物価格指数を農業用品価格指数でデフレートして、相対価格とした。生産額の期間は昭和二七年から三七年までの一一年間で、トレンドは昭和二七年を1としている。価格および時差生産

額は昭和二六年から三七年までである。実質生産額をO、相対価格をP'、トレンドをtとすると、推計式は

$$\log O_t = a + b \log P'_{t-1} + ct + d \log O_{t-1}$$

これは先の(13)・(14)式に対応するものであるが、常数項ならびに回帰係数の記号が一致していない。これから、調整係数βを求めると$\beta = 1 - d$となり、これで、bおよびcが割られて、調整後の弾性値がえられる。

第1表の総生産の部分が計測結果である。相関係数Rは低くはないが、回帰係数の標準偏差が大きく、その有意水準も高い。この種の推計は、かなり大雑把な仮定に基づき、且つ実験的な作業なので、有意水準を適当なところに固定して、それ以上の計算結果を切り捨てるということはせず、通常なら失敗とみなされる計算結果も、有意水準を附記して明示することにした次第である。ところで、総生産の場合、有意水準が大いのは、この推計方法が正しいとして、データの側に欠陥があるか、脱落した変数のためか、いずれかによると思われる。脱落した変数のなかで、重要なものは、気象変数であった。既述のように、気象指数なるものは、わが国の場合、まだ存在していないので、ここでは一つの試みを行なってみた。それは六月〜九月の主要農産物に影響する四ヵ月の平均気温を、気象指数の代用とすることである。それも、全国平均は直ぐ作れないので、国のほぼ中央にある東京地区の気温を採用した。これを先の推計式に追加してやると、自由度の点でますます問題になるが、一応、次のような結果が与えられた。

$$\log O_t = -1.352 + \underset{(0.818)}{0.627} \log P'_{t-1} + \underset{(0.014)}{0.005}\, t + \underset{(0.501)}{0.423} \log O_{t-1} + \underset{(1.081)}{1.40}\, St$$

$$R = 0.923$$

トレンドの回帰係数を半減させ、この有意水準を高めているほかは、全体に前の式より改良されているように思われるが、その程度は極めて僅かで、通常の基準では余り良い結果とはいえないであろう。但し、この程度の大雑把な気象指数でも、推計式にある程度の貢献をし、また、トレンドの係数を著るしく変えている点は注目に値しよう。

次に、農産物全体という概念は、余りにも異質のものを含めすぎたのではないかという疑問に答えて、これを耕種作物と畜産物とに分解して、その各々について、上の推計式を適用してみた。その結果はいずれについても、特に、畜産物について、回帰係数の有意水準を低めている。しかし、まだ満足なものとはいえないであろう。畜産物については、家畜の保有量を独立変数にする考え方が存在することは既に述べたが、それをここで適用してみよう。保有量は、すべての家畜を含むため、ここでは金額表示によることにし、「社会勘定」の資料を畜産物価格指数でデフレートした。それを K とすると、

$$\log O_t = a + b \log P'_{t-1} + ct + d \log K_{t-1}$$

第1表では、この推計方式の方が遥かに満足なものであることが認められるが、価格弾性値は大差がない。なお、相対価格は、畜産物価格指数を飼料の価格指数でデフレートして、作成された。また、耕種作物のデフレーターは、農業用品価格指数であったが、耕種作物の価格指数は、農産物価格指数から畜産部分を控除して、作成された。

有意水準の点を別にすれば、総生産の供給価格弾性値〇・四という値は、耕種作物と畜産物との弾性値を考慮しても、余り妙な値ではなさそうである。もっとも、耕種作物については、気象の影響が大きいだろうから、この点を考慮できれば、事情が違ってくるだろうが、それは今後の研究に待ちたい。調整係数は、総生産の場合、比較的

大きくて、そのため調整弾性値も〇・五五と、余り変らない。ところが、耕種作物と畜産物とに分解した場合は、いずれも〇・七八前後で、かなり大きくなっている。これらをアメリカ合衆国の場合に較べてみると、全体として極めて高い。農産物全体でアメリカ合衆国の供給価格弾性値は〇・一〜〇・二、調整後でも〇・二〜〇・三である。[1]もっとも、ここでは気象指数が考慮されている。

トレンドについては、これも技術進歩率としてみた場合は、年率約三%で、決して低い値ではない。先に、生産函数のクロスセクション分析で得た結果を、附加価値の時系列データに適用してみてそこから、技術進歩率としてのトレンドを求めたが、それは次のようであった。[2]

$$\log V = 1.287 + 0.586 \log L + 0.411 \log A + 0.204 \log K + 0.015t$$

ここで、Vは附加価値、Lは就業人口、Aは耕地面積、Kは固定資本額、tはトレンドである。このトレンドの係数は、供給函数に近似していて、年率約三・五%の技術進歩率を与えている点は、興味のあることである。この高い技術進歩率は畜産のそれに負うところ大である。しかし、注意したように、トレンドには気象の影響が混入する恐れが十分にあるのである。

なお、飼料作物の供給函数も推計しておいた。結果は前期の供給額ですべてが説明されているようであって、そこには前期の価格もトレンドも介入する余地はないが、それらが全然作用していないというのではない。前期の供給額の係数はほとんど1であるから、調整係数は求められないが、ここにはトレンドの値も含まれていて、ただ統計的にその分離ができないのである。

3　米麦類の供給函数

個別耕種作物については、既に述べたように、気象影響の回避と生産量統計の不完全性

第2表　米類供給函数(1)

		弾性値	標準偏差	有意水準 %	調整弾性値	備考
米類	P_{t-1}	0.09616	0.07078	15	0.19063	従属変数(At)
	t	0.00169	0.00180	20	0.00335	
	A_{t-1}	0.49556	0.35028	15	—	R= 0.93461
	a	1.57254	—	—	—	β= 0.50444
水稲	P_{t-1}	0.04890	0.07218	30	0.08496	従属変数(At)
	t	0.00221	0.00188	15	0.00384	
	A_{t-1}	0.42441	0.39484	20	—	R= 0.93258
	a	1.89887	—	—	—	β= 0.57559
陸稲	P_{t-1}	0.83911	0.15070	0.05	1.75121	従属変数(At)
	t	— 0.00242	0.00236	20	— 0.00505	
	A_{t-1}	0.52084	0.18190	2.5	—	R= 0.95005
	a	— 0.57565	—	—	—	β= 0.47916

注　推計式は $\log A_t = a + \log P_{t-1} + ct + d\log A_{t-1}$. 資料はAに関しては『作物統計』, Pに関しては『農村物価賃金調査』からとられた. 記号, その他については本文参照.

第3表　米類供給函数(2)

		弾性値	標準偏差	有意水準 %	調整弾性値	備考
米類	P'_{t-1}	0.10627	0.08349	15	0.29284	従属変数(A_t)
	t	0.00077	0.00183	35	0.00212	
	A_{t-1}	0.63710	0.33794	10	—	R= 0.93156
	a	1.05861	—	—	—	β= 0.36290
水稲	P'_{t-1}	0.06209	0.09061	30	0.12773	従属変数(A_t)
	t	0.00166	0.00208	25	0.00342	
	A_{t-1}	0.51391	0.40534	15	—	R= 0.93274
	a	1.56194	—	—	—	β= 0.48609
陸稲	P'_{t-1}	0.71258	0.33122	5	2.20606	従属変数(A_t)
	t	— 0.00528	0.00388	15	— 0.01635	
	A_{t-1}	0.67699	0.29614	5	—	R= 0.85792
	a	— 0.67110	—	—	—	β= 0.32301

注　第2表の注参照. P が P′ に置き換えられている点を除いて後は同じである.

第4表　麦類供給函数（1）

		弾性値	標準偏差	有意水準 %	調整弾性値	備考
麦類	P_{t-1}	0.05198	0.24992	45	—	従属変数（A_t）
	t	− 0.01119	0.00190	0.05	—	
	a	3.15074	—	—	—	R＝ 0.90824
大麦	P_{t-1}	0.34049	0.38717	25	—	従属変数（A_t）
	t	− 0.00653	0.00028	0.05	—	
	a	1.97548	—	—	—	R＝ 0.70078
裸麦	P_{t-1}	1.32514	0.86220	10	—	従属変数（A_t）
	t	− 0.02110	0.00595	5	—	
	a	0.17462	—	—	—	R＝ 0.85534
えん麦	P_{t-1}	0.27503	0.13910	5	—	従属変数（A_t）
	t	− 0.00224	0.00210	20	—	
	a	− 0.38771	—	—	—	R＝ 0.81277

注　第2表の注参照。

から従属変数として、作付面積が使用されている。そのために、農林省統計調査部『作物統計』が利用される。価格は『農村物価賃金調査』からとられるが、デフレーターは二種類使われている。競合作物価格として農産物価格指数、投入財価格として農業用品価格指数が、それぞれ採用された。但し、米類のウエイトは大きいので、農産物価格指数を米類価格のデフレーターとして使用するときは、米類価格の部分を控除した指数を作成して、これを用いた。この相対価格によると、米類価格は名目価格のように、微増せず、最近は微減傾向さえ示している。他方、麦類の場合は余り大きな変化を示していないために、相対価格にはデフレーターの性格がかなり強く反映することになり、農産物価格指数を用いた相対価格 P と、農業用品価格指数を用いた相対価格 P' とでは、かなり違った変動がみられることになる。推計式は P を使用したものについて示すと

$$\log A_t = a + b \log P_{t-1} + ct + d \log A_{t-1}$$

P' を用いた場合は、P の部分が P' で置き換えられるだけ

第5表　麦類供給函数(2)

		弾性値	標準偏差	有意水準 %	調整弾性値	備考
麦類	P'_{t-1}	0.52247	0.36606	10	2.06103	従属変数(A_t)
	t	− 0.00494	0.00952	35	− 0.01949	
	A_{t-1}	0.74650	0.29858	2.5	—	R = 0.96550
	a	− 0.21387	—	—	—	β = 0.25350
大麦	P'_{t-1}	1.26422	0.54890	5	2.21789	従属変数(A_t)
	t	− 0.00679	0.00225	1	− 0.01191	
	A_{t-1}	0.42999	0.31826	15	—	R = 0.91428
	a	− 0.99555	—	—	—	β = 0.57001
小麦 (畑作)	P'_{t-1}	0.01840	0.38923	—	0.06475	従属変数
	t	− 0.00121	0.00395	40	−0 0.0426	(A)
	A_{t-1}	0.71584	0.34249	5	—	R = 0.93755
	a	0.69428	—	—	—	β = 0.28416
裸麦	P'_{t-1}	2.34184	0.92505	2.5	8.29792	従属変数
	t	− 0.01429	0.00481	2.5	− 0.05063	(At)
	A_{t-1}	0.71778	0.25667	2.5	—	R = 0.97995
	a	− 3.84838	—	—	—	β = 0.28222
えん麦	P'_{t-1}	0.36570	0.12622	2.5	2.49030	従属変数
	t	− 0.00296	0.00172	10	− 0.02016	(At)
	A_{t-1}	0.85315	0.68913	15	—	R = 0.87492
	a	− 0.79801	—	—	—	β = 0.14685

注　第2表の注参照．P が P′ に置き換えられている点を除いて，後は同じである．

である。推計結果は第2、3、4、5表に示されている。先ず、第2表についてみると、米全体の短期価格弾性値は約〇・一、調整係数を考慮した長期弾性値にしても〇・二足らずであるが、これらは大体推計前から予想されたことである。また、回帰係数の有意水準も余り小さくはないが、さりとて、この推計が失敗しているというほどでもない。トレンドも小さい。ところで米類には水稲と陸稲とがあるが、この各々についても、同様の推計式が適用された。水稲はわが国の伝統技術に根ざ

第6表　雑穀豆類供給函数

		弾性値	標準偏差	有意水準 %	調整弾性値	備考
雑穀豆類	P_{t-1}	0.18658	0.21152	25	—	従属変数(A_t)
	t	−0.00815	0.00276	1	—	
	a	2.63755	—	—	—	R= 0.83475
大豆	P_{t-1}	0.12833	0.29052	35	—	従属変数(A_t)
	t	−0.01818	0.00473	0.5	—	
	a	2.30383	—	—	—	R= 0.96260
あずき	P_{t-1}	0.09797	0.13957	30	0.16834	従属変数(A_t)
	t	0.00420	0.00543	25	0.00722	
	A_{t-1}	0.41804	0.28590	10	—	R= 0.85499
	a	0.93301	—	—	—	β= 0.58196
そら豆	P_{t-1}	0.45563	0.25225	10	—	従属変数(A_t)
	t	−0.00923	0.00413	5	—	
	a	0.18138	—	—	—	R= 0.86006
いんげん豆	P_{t-1}	0.25005	0.09859	2.5	0.96701	従属変数(A_t)
	t	−0.00420	0.00436	20	−0.01624	
	A_{t-1}	0.74142	0.12091	0.05	—	R= 0.94314
	a	−0.34310	—	—	—	β= 0.25858

注　第2表の注参照.

し、畑よりは固定設備的性格を有しているので、他作物への転換はなかなか容易ではない。したがって、水稲の価格弾性値は陸稲のそれよりは遥かに小さくなる。調整弾性値で比較しても、その差は縮まるどころか却って、ますます拡大する。その上、陸稲には僅少なマイナスのトレンドがあるのに、水稲には微少なプラスのトレンドがみられる。

以上の関係は、相対価格のデフレーターに農業用品を適用した場合でも、変らない。これは第3表にみられる。水稲の価格弾性値が大きくて、陸稲のそれが小さくなり、調整係数は全体に大きくなっている。また、水稲のトレンドの絶対値は小さく、陸稲のトレンドの絶対値は大きく、合計ではトレンドは前よりも小さくなっている。

しかし、これらの差は極めて小さい。

麦類については、事情がかなり違っている。農産物価格をデフレーターとした場合が第4表で、農業用品価格をデフレーターとした場合が第5表である。先ず、麦類をみると、第4表の麦類は、価格弾性値が極めて小さく、有意水準は高いのに第5表の方は〇・五で、有意水準は低い。また、第4表には一期前の作付面積が入らないのに、第5表には入っていて、調整係数は高い。その代り、第4表のトレンドは大きい。同じようなことは、第4表と第5表との大麦・裸麦・えん麦についていわれる。つまり、一口でいうと、農業用品価格をデフレーターとする第5表の推計式の方が、農産物価格をデフレーターとする第4表の推計式より、適合がよいということになる。もし第5表の値が正しいなら、麦の場合は、小麦を除いて、価格弾性値は米の場合より、かなり大きく、大麦・裸麦にいたっては、著しく大きい、ということがいわれる。調整係数も一般に大きい傾向がある。小麦については、第4表の推計式はすべて、価格弾性値を負にするし、第5表の推計式も同様で、畑作小麦が辛うじて、正の価格弾性値をとったが、その有意水準は余りにも大きくて、成立していないに等しい。小麦の供給函数が、今回満足にえられなかった理由については、余りよく分らないが、一ついえることは、他の麦類生産を小麦へ転換するように行政的に働きかけた、ということが、価格関係を歪曲したのかもしれない。

4 雑穀・豆類・いも類・野菜類の供給函数

米麦以外の耕種作物についても、そこで試みられたと同じ推計式が適用された。但し、今回は時間の都合で、農業用品をデフレーターとした場合の相対価格は使用されなかった。

雑穀・豆類にいては、第6表に示されている。雑穀・豆類全体と大豆とそら豆については、一期前の供給量が変数として入っていない。あずきといんげん豆とだけが、一応、完全な型をとっている。しかし、価格弾性値の有意

第7表 いも類供給函数

		弾性値	標準偏差	有意水準 %	調整弾性値	備考
いも類	P_{t-1}	0.09191	0.07616	15	0.21280	従属変数(A_t)
	t	− 0.00075	0.00152	35	− 0.00174	
	A_{t-1}	0.56809	0.29788	5	—	R = 0.80623
	a	1.01070	—	—	—	β = 0.43191
かんしょ	P_{t-1}	0.25799	0.05899	5	0.41991	従属変数(A_t)
	t	− 0.00089	0.00145	30	− 0.00145	
	A_{t-1}	0.38560	0.18221	5	—	R = 0.95031
	a	2.88133	—	—	—	β = 0.61440
ばれいしょ	P_{t-1}	0.08567	0.12853	30	0.16109	従属変数(A_t)
	t	0.00182	0.00176	20	0.00342	
	A_{t-1}	0.46817	0.32435	10	—	R = 0.67624
	a	1.04375	—	—	—	β = 0.53183
ばれいしょ（春植）	P_{t-1}	0.20062	0.10183	5	0.31836	従属変数(A_t)
	t	0.00298	0.00131	5	0.00473	
	A_{t-1}	0.36983	0.24170	10	—	R = 0.75981
	a	1.01367	—	—	—	β = 0.63017

注　第2表の注参照.

水準という側面からみると、そら豆といんげん豆が良い結果を与えている。してみると、いんげん豆だけがまずまずの推計結果ということができよう。価格弾性値はそら豆がやや高いが、他は大体〇・一〜〇・三の間にある。調整係数では、いんげん豆が高く、したがって、調整弾性値も一に近い値となっている。トレンドはあずきを除いて、すべて減少傾向にある。

いも類については、第7表が与えられている。いも類の価格弾性値は約〇・一、その内訳をみると、かんしょが高く、ばれいしょが低い。しかし、ばれいしょも春植だけに限定すると、価格弾性値は〇・二であるから、集計概念に問題があるようだ。事実、ばれいしょ全体の価格弾性値の有意水準はかなり大きい。調整係数は、大体〇・五前後であるから、長期弾性値は短期の約二倍前後になる。トレンドは、かん

しょが減少傾向で、ばれいしょは増加傾向である。いも類全体としては、マイナスのトレンドを示している。相関係数は、これまでの作物の場合より低い。

野菜類については、かなり数多くの品目について、推計された。しかし、野菜類には、一年間に数回生産されるものが多いし、また「面積調査」の最も弱い部分でもある。したがって、できた結果も多くの問題を含んでいるわけである。そのためか、概して、野菜の個別品目の価格弾性値は〇・一ぐらいなのに、野菜類全体のそれは〇・三前後と、比較的高い値を示している。トレンドは、ここにあげられた品目は、さといもを除いて、すべて正の値を示している。調整係数はねぎ・はくさい・にんじんがえられず、野菜類全体・なす・トマト・きゅうりがほとんど零の値を示している。野菜類については、調整係数を求めない式も計算しておいた。果菜類の調整係数がほとんど零であるということには、時差配分法とは違った意味の、前期と今期との間の作付面積関係があるようである。これは、果菜類のトレンドに単純な算術級数以外の仮定を立てれば案外、調整係数を与えることを意味しているのかもしれない。果菜類のなかでは、トマトの価格弾性値が、最も有意水準を高くしている。きゃべつ・ねぎ・はくさいの葉菜類の価格弾性値は一般には低いようである。その上、はくさいを除いて、調整係数も求められない。きゃべつの場合の調整係数は小さいから、弾性値は短期と長期で大差がない。たまねぎ・だいこん・さといも・にんじんの根菜類のうち、だいこんの価格弾性値は極めて小さく、調整後といえども、〇・一に達しない。たまねぎの価格弾性値は〇・二だが調整係数も大きいので、長期弾性値も余り大きくならない。それに対して、負のトレンドをもつさといもは、〇・二足らずの短期弾性値であるが、調整係数が小さいので、長期弾性値は大きい。にんじんの場合は、〇・一だが、調整係数は求まらないし、有意水準も大き過ぎる。

第8表 野菜供給函数

		弾性値	標準偏差	有意水準 %	調整弾性値	備考
野菜	P_{t-1}	0.28698	0.12534	5	—	従属変数(A_t)
	t	0.00048	0.00335	45	—	
	A_{t-1}	1.03343*	0.39128	2.5	—	R= 0.96582
	a	— 0.65961	—	—	—	
野菜	P_{t-1}	0.32505	0.15881	2.5	—	従属変数(A_t)
	t	0.00710	0.00283	2.5	—	
	a	— 1.98337	—	—	—	R= 0.92860
なす	P_{t-1}	0.12910	0.03082	0.5	—	従属変数(A_t)
	t	0.00105	0.00087	15	—	
	A_{t-1}	1.11725*	0.16013	0.05	—	R= 0.94673
	a	— 0.47220	—	—	—	
トマト	P_{t-1}	0.12222	0.18601	30	—	従属変数(A_t)
	t	0.00476	0.00482	20	—	
	A_{t-1}	1.07533*	0.46883	5	—	R= 0.77615
	a	— 0.62209	—	—	—	
きゅうり	P_{t-1}	0.09847	0.05975	10	—	従属変数(A_t)
	t	0.00257	0.00231	20	—	
	A_{t-1}	0.94480*	0.18663	0.5	—	R= 0.95833
	a	— 0.16192	—	—	—	
きゃべつ	P_{t-1}	0.10131	0.08013	15	0.11984	従属変数(A_t)
	t	0.02249	0.00705	1	0.02660	
	A_{t-1}	0.15462	0.28183	35	—	R= 0.99131
	a	0.87579	—	—	—	β= 0.84538
ねぎ	P_{t-1}	0.04116	0.05559	25	—	従属変数(A_t)
	t	0.01126	0.00167	0.05	—	
	a	1.21185	—	—	—	R= 0.97098
はくさい	P_{t-1}	0.02494	0.04550	30	—	従属変数(A_t)
	t	0.02133	0.00119	0.05	—	
	a	1.35779	—	—	—	R= 0.98929

次頁へつづく

（前頁よりつづき）

たまねぎ	P_{t-1}	0.21217	0.13438	10	0.30116	従属変数(A_t)
	t	0.00150	0.00707	45	0.00213	
	A_{t-1}	0.29548	0.34956	25	—	R＝ 0.86470
	a	2.52944	—	—	—	β＝ 0.70452
だいこん	P_{t-1}	0.02991	0.02569	15	0.05587	従属変数(A_t)
	t	0.00362	0.00070	0.5	0.00676	
	A_{t-1}	0.46464	0.09072	0.5	—	β＝ 0.53536
	a	0.98916	—	—	—	R＝ 0.97897
さといも	P_{t-1}	0.17288	0.06907	2.5	0.67932	従属変数(A_t)
	t	−0.00204	0.00115	10	−0.00802	
	A_{t-1}	0.74551	0.27235	25	—	R＝ 0.75572
	a	0.01233	—	—	—	
にんじん	P_{t-1}	0.09890	0.52316	45	—	従属変数(A_t)
	t	0.00516	0.00213	2.5	—	
	a	1.02432	—	—	—	R＝ 0.89365

注　第2表の注参照.

＊ 印は調整係数の制限条件（$\beta<1$）を満さないもの.

5　果樹・工芸作物・畜産の供給函数

これらの計測には色々、複雑な問題が多く含まれている。果樹と工芸作物との計測結果は第9・10表に示されている。果実全体と工芸作物全体については、これまでの耕種作物にみられたのと同様に、作付面積による推計方式がとられている。この結果は、果実全体の価格弾性値は小さく、調整係数は大きく、トレンドも大きいのに対して、工芸作物全体については、価格弾性値が極めて大きいのが特徴的である。

しかし、果樹や茶のようなものは、新植して直ちに生産物がえられるとは限らないし、一度、新植したら、そう簡単に撤回もできぬ代りに、相当長期にわたって、作物を生産する。年々の価格変化によって、成園の取り扱いが若干違ってくるかもしれないが、一旦、造園されれば、年々の生産量は、気象変化にでもよらぬ限り、そう簡単に変化するものではない。とすれば、農業者行動のなかで、最も価格に敏感に反応するだろう

第9表　果実供給函数

		弾性値	標準偏差	有意水準 %	調整弾性値	備考
果実	P_{t-1}	0.03503	0.02702	15	0.03967	従属変数(A_t)
	t	0.02377	0.00899	5	0.02692	
	A_{t-1}	0.11704	0.31654	40	—	R＝ 0.99870
	a	1.93687	—	—	—	
みかん	P_{t-1}	1.27110	0.51380	2.5	—	従属変数（I_t）
	t	0.26948	0.06347	5	—	
	A_{t-1}	− 5.18820	1.72310	1	—	R＝ 0.96881
	a	22.97214	—	—	—	
ぶどう	P_{t-1}	0.07245	0.14785	35	—	従属変数（I_t）
	t	0.11761	0.00365	0.05	—	
	A_{t-1}	− 2.22567	0.06164	0.05	—	R＝ 0.99805
	a	11.13294	—	—	—	

第10表　工芸作物供給函数

工芸作物	P_{t-1}	1.27272	0.51274	2.5	1.64192	従属変数(A_t)
	t	0.00244	0.19407	25	0.00315	
	A_{t-1}	0.22486	0.00335	15	—	R＝ 0.73966
	a	− 0.53277	—	—	—	β＝ 0.77514

注　第9表，第10表ともに第2表の注参照．但し，みかんとぶどうに関しては $\log I_t = a + b\log P_{t-1} + ct + d\log A_{t-1}$ という推計式が用いられた．Iは『作物統計』よりとられた．なお，果実の推計期間は昭和31～38年，みかん，ぶどうは昭和28～38年である．

と思われる部分は、新植の決意をする時点である。果樹の新植面積を示すデータはないので、年々の作付面積の差額をもって、それに代用しよう。ところで果樹統計は、昭和三〇年以前には、散在栽培を果樹本数で示していた。先に述べた果実全体の作付面積に関する推計は、したがって、昭和三一～三八年についで行なわれたものである。ところで、個々の果樹については一本当り必要面積が分るので、[3]これによって、昭和三〇年以前の散在栽培の作付面積を推定し、集団栽培面積に合算することによって、昭和三一年以降

第11表　畜　産　供　給　函　数

		弾性値	標準偏差	有意水準 %	調整弾性値	備考
肉牛	P'_t	−0.02514	0.07874	40	−0.05985	従属変数(W_t)
	W_{t-1}	0.58008	0.27841	5	—	
	t	−0.00352	0.00110	1	−0.00838	R＝0.91142
	a	1.48998	—	—	—	β＝0.41992
乳牛の肉供給	P'_t	2.22583	0.74719	2.5	—	従属変数(Q_t)
	W_{t-1}	1.62018	1.06720	10	—	
	t	−0.04855	0.05704	25	—	R＝0.98412
	a	−2.93068	—	—	—	
牛乳	P'_{t-1}	0.14002	0.22725	30	—	従属変数(Q_t)
	W_{t-1}	1.05479	0.05486	0.05	—	
	a	−0.12739	—	—	—	R＝0.99413
鶏卵	P_t e	0.58926	1.00740	30	—	従属変数(Q_t)
	P_t m	−0.33025	0.96498	40	—	
	W_{t-1}	1.21785	0.45585	2.5	—	
	t	0.00924	0.01905	35	—	R＝0.96928
	a	0.97700	—	—	—	

注　肉牛の推計式は $\log W_t = a + b\log P'_t + c\log W_{t-1} + dt$ で，供給函数であるよりは需要函数に近い．乳牛の肉供給の推計式は $\log Q_t = a + b\log P'_t + c\log W_{t-1} + dt$，牛乳の推計式は $\log Q_t = a + b\log P'_{t-1} + c\log W_{t-1}$，鶏卵の推計式は $\log Q_t = a + d\log P_t e + ec\log P_t m + d\log W_{t-1} + et$ である．Pの資料は『農村物価賃金調査』，その他は『農林統計』よりとった．記号，その他については本文参照．

の果樹統計へ連絡させることができる。このようにしてみかん・リンゴ・ぶどう・なし・もも・かきについて、データを作成した。

新植面積を I とすると、

$$\log I_t = a + b\log P_{t-1} + ct + d\,A_{t-1}$$

ここでは、A_{t-1} 前期末の果樹栽培面積で、これが増加するにつれて新植は抑制されるから、d はマイナスの符号をもたなくてはならない。なお、ここでは廃園を仮定しなかったのであるから、新植面積と既成園とには次の関係がある。

$$I_t = A_t - A_{t-1}$$

以上の推計式により、先に作成した六項目の統計を利用して、計

算したが、比較的良好な結果をもったのは、みかんとぶどうであった。両者とも A_{t-1} の係数はかなり大きい。価格弾性値はみかんで高く、その有意性も低いが、ぶどうの価格弾性値は低く、その有意性は高い。

畜産物に関しては、生産構造が錯綜していて、価格反応の問題を追求することは、なかなか厄介である。ここでは極めて表面的な分析にとどめておこう。畜産物の供給量を Q とし、その価格を飼料価格でデフレートした相対価格を P とすると、推計式は

$$\log Q = a + b \log P_{t-1} + ct + d \log W_{t-1}$$

となる。しかし、鶏卵はそれを供給する成鶏によって決定されるが、成鶏めすに卵を生まし続けるか、屠殺へ廻すかということは、直ちにできることであるから、ここで作用する価格は、鶏卵価格と鶏肉価格（いずれも飼料価格でデフレートされている）の当年の値なのである。同様に、乳牛を搾乳するか、屠殺するかも、牛乳価格と牛肉価格の当年の相対価格によって、決定されると考えられる。それ以前の価格効果は、前期末の保有家畜数に集約されていると考える。乳の場合は、乳牛を屠殺するか、搾乳するかという決定が、牛乳生産となって現われるためには少なくとも妊娠期間中の一〇ヵ月を要するから、ここでは飼料価格でデフレートされた牛乳価格は一年前のものが使用される。結果は第11表にみられるが、価格弾性値は、乳牛の肉供給以外は、有意水準が高すぎる。

肉牛の屠殺頭数については、適当な供給函数は計算されなかった。そこで、ここでは肉牛保有を農機具との関係で考えてみよう。肉牛価格を農機具価格でデフレートしたものを P' とし、これにトレンドと配分時差法とを適用した。しかし、ここでも結果は思わしくない。(4)

以上、畜産物の供給分析は理論的符号は計測的に確保されたが、有意検定では、乳牛の肉供給以外、成功的では

ない。資料は、すべて『農林統計』と『農村物価賃金調査』によった。ここでは肉豚について触れなかったが、この分析は既に畜産局食肉鶏卵課で行なわれている。牝豚の種付頭数 F を肉豚庭先価格 P といも類総合価格指数 I とで説明しようとしたものである。種付頭数が分れば、分娩頭数、したがって、出荷頭数も予測が可能となるのである。四半期データを利用し、季節変動指数 D を加えて、次のような結果をえている。

$$\log F_t = \underset{(0.133)}{0.703}\ F_{t-2} + \underset{(0.178)}{0.704}\ \log P_{t-2} + \underset{(0.221)}{0.172}\ \log P_{t-4} - \underset{(0.224)}{0.017}\ \log I_{t-2} - 1.248 + D$$

$$R^2 = 0.970$$

6　投入財需要函数・雇傭函数

経常生産財投入量を I とし、その価格を農産物価格でデフレートすることでえられた相対価格を P とすると、推計式は次のようになる。需要函数であるから、価格弾性値 b の符号は負である。

$$\log I_t = a + b \log P_{t-1} + ct + d \log I_{t-1}$$

この計測結果は第12表に総括されている。なお、これらのデータは、投入財については「社会勘定」の金額を実質額になおしたもの、価格については『農村物価賃金調査』からえられたものである。投入財合計の価格指数は、農業用品価格指数から、固定資本部分を控除して作られた。なお、飼料については、家畜保有額を導入した場合についても計算されている。総じて、計測結果は、農薬を除いて、価格弾性値の有意水準は高い。投入財合計については、トレンド項が入っていないし、そのために、その効果が前期の投入量に影響して、調整係数を零に近くして

第12表　投　入　財　需　要　函　数

		弾性値	標準偏差	有意水準 %	調整弾性値	備考
投入の計	P_{t-1}	−0.29636	0.33092	25	—	従属変数 (I_t)
	I_{t-1}	0.99518*	0.07785	0.05	—	
	a	0.63973	—	—	—	R＝ 0.98641
肥料	P_{t-1}	− 0.71966	0.59590	15	—	従属変数 (I_t)
	t	− 0.01126	0.01901	30	—	
	I_{t-1}	1.04063*	0.68927	10	—	R＝ 0.95634
	a	1.43501	—	—	—	
農薬	P_{t-1}	− 0.74179	0.30166	2.5	− 0.91433	従属変数 (I_t)
	t	0.03752	0.01076	1	0.04624	
	I_{t-1}	0.18862	0.15264	15	—	R＝ 0.99725
	a	2.32026	—	—	—	β＝ 0.81138
飼料	P_{t-1}	− 0.24833	0.30297	25	−0.27821	従属変数 (I_t)
	t	0.07483	0.03709	5	0.08383	
	I_{t-1}	0.10739	0.44575	45	—	R＝ 0.99695
	a	1.74205	—	—	—	β＝ 0.89261
飼料	P_{t-1}	− 0.25781	0.28611	20	—	従属変数 (I_t)
	t	0.08344	0.00290	0.5	—	
	Kt	0.06285	0.22802	40	—	R＝ 0.99695
	a	1.75682	—	—	—	
光熱動力	P_{t-1}	− 0.26586	0.33151	25	− 0.49895	従属変数 (I_t)
	t	0.03242	0.01919	10	0.06084	
	I_{t-1}	0.46716	0.34914	15	—	R＝ 0.99579
	a	0.94423	—	—	—	β＝ 0.53284
諸材料及加工原料	P_{t-1}	− 0.00298	0.43105	—	—	従属変数 (I_t)
	t	0.03836	0.00482	0.05	—	
	a	1.17152	—	—	—	R＝ 0.97129
種苗	P_{1-1}	− 0.33107	0.61944	35	—	従属変数 (I_t)
	t	− 0.00631	0.00536	15	—	
	a	2.05593	—	—	—	R＝ 0.52355

注　* 印は調整係数の制限条件（β＞1）を満たさないもの.

第13表　就業人口供給函数

		弾性値	標準偏差	有意水準 %	調整弾性値	備考
就業人口	N_{2t}	−0.22346	0.08283	2.5	−1.03790	従属変数(N_{1t})
	Y_{t-1}	0.02346	0.05196	35	0.10896	
	N_{1t-1}	0.78470	0.12728	0.05	—	$R=0.99136$
	a	0.52072	—	—	—	$\beta=0.21530$

注　第12表の推計式は $\log I_t=a+b\log P_{t-1}+ct+d\log I_{t-1}$，第13表のそれは $\log N_{1t}=a+b\log Y_{t-1}+d\log N_{2t}+d\log N_{1t-1}$ である．Pを除いて他の資料は『農業および農家の社会勘定』，Pの資料は『農村物価賃金調査』よりとられた．記号，その他については本文参照．

いる。価格弾性値は短期的には〇・三である。肥料と農薬は、ともに価格弾性値を高くしているが、調整係数はともに大きい。注意すべきことは、トレンドが、肥料でマイナス、農薬でプラスになっていることである。飼料は二つの推計式とも、価格弾性値を大体、〇・二五にしているし、トレンドも大体似たように大きい値である。家畜保有額を使用した方が、微少ながら推計結果を改良しているようである。光熱動力、諸材料及び加工原料、種苗については光熱・動力と種苗が〇・三前後の価格弾性値を与えているが、諸材料及び加工原料のそれは極めて小さい。これらはデータの面にも相当問題があるのではなかろうかと思われる。

生産要素としては労働も極めて大きな要因である。わが国農業の場合、家族経営が主体で、自分で自分を雇う形態が多く、雇傭労働の比重は小さいと考えられる。そこで、農業就業人口 N_1 が何によって決定されるかということが、計測の対象となる。これは具体的には、農業にとどまるか、他産業へ移るかということである。この判断の一つは農業と他産業との一人当り相対所得である。これが農業に有利なら、農業にとどまるであろう。いま一つは他産業から農村の人々へ提示される雇傭機会である。ここでは、これを非農業就業人口 N_2 の大きさで示すことにした。なおこれら

第14表　投資需要函数

		弾性値	標準偏差	有意水準 %	調整弾性値	備考
投資の計	P_{t-1}	1.42893	0.69368	5	—	従属変数 (I_t)
	t	0.04690	0.00881	5	—	
	K_t	−0.31625	0.33046	20	—	R = 0.94905
	a	0.03755	—	—	—	
農機具	P'_t	0.11978	0.05586	5	0.34302	従属変数 (K_t)
	t	0.01440	0.01292	20	0.04124	
	K_{t-1}	0.65081	0.40187	10	—	R = 0.99452
	a	0.59131	—	—	—	β = 0.34919
農機具	P_{t-1}	0.77268	0.94032	25	0.97136	従属変数
	t	0.05012	0.04016	1.5	0.06301	(I_t)
	I_{t-1}	0.20454	0.58481	40	—	R = 0.96468
	a	−0.03930	—	—	—	β = 0.79546

注　投資の計に関する推計式は $\log I_t = a + b\log P_{t-1} + ct + d\log K_t$, 農機具のそれは $\log K_t = a + b\log P_t t + ct + d\log K_{t-1}$, および $\log I_t = a + b\log P_{t-1} + ct + d\log I_{t-1}$ である．資料はPおよびP′に関しては『農村物価賃銀調査』,その他は『農業および農家の社会勘定』よりとられた．

の判断は過去からの材料が累積してなされるから、配分時差法を適用している。データは『社会勘定』からすべてえられた。推計式は

$$\log N_t = a + b \log Y_{t-1} + c \log N_{2t} + d\log N_{1t-1}$$

となる。結果は、第13表にみられる。他産業部門からの雇傭機会の提示の方が、絶対値で、相対所得より大きい弾性値をもっている。調整係数は小さいから、長期弾性値はかなり大きくなってくる。他産業部門の就業人口が一%増加すると、均衡状態が実現すれば、農業就業人口は一%減少するということになる。相対所得弾性値もこの段階では〇・一ということになる。

7　投資需要函数　既に果実のところで、新植を決定する計測がなされたが、新植を一種の投資とみなせば、あれは投資需要函数ということになる。[5] 固定資本については新たに増加した部分は投資である

が、それは固定資本の存在量がふえるにつれて、騰勢が鈍るはずである。投資をI、資本ストック量をKとし、価格P'は投資財価格でデフレートされた農産物価格とすれば、その符号は当然正にならなくてはならない。置換投資をRとすると、

$$\log I_t = a + b \log P'_{t-1} + ct + d \log K_{t-1}$$

$$I_t = K_t - K_{t-1} + R_t$$

固定資本合計、建物・農機具・動物・植物のデータについて純額が『社会勘定』からえられた。価格指数は、植物と投資合計とを除いて、他は『農村物価賃金調査』からえられた。植物の価格指数はないので『農家経済調査』から植物の坪当り価額を計算し、それを指数化した。投資合計の指数は、以上の諸指数を、三二年の各金額で加重平均して作られた。値はすべて実質額である。計測結果は第14表にみられるが、成功したのは、投資合計のみである。かなり高い価格弾性値とトレンドと、比較的低い固定資本係数がえられた。なお、農機具について、二種類の推計がなされている。先に示した推計式を農機具に適用すると、最近の騰勢が強いため、K_{t-1}項がプラスになってしまうので、それを除いた式が求められた。いま一つは、役肉牛との代替関係を織り込んだ農機具保有を決定する函数である。ここではP'は農機具価格でデフレートされた役肉牛価格であるから、符号はプラスでよい。先の肉牛の場合の逆であるが農機具の方が有意検定はよりよい結果を与えている。

注(1) Grilliches 前掲論文。

(2) 拙稿前掲論文。

(3) この必要面積は集団栽培の一本当り平均値であるが、これは時代とともに変更し、また、それが散在栽培の必要面積

であるかどうかは、疑問である。

（4）これは役肉牛に対する需要函数であるから、価格弾性値の符号は負でよい。

（5）相対価格は果実価格と農産物価格指数であるから、代替関係を織り込んだもので、農産物価格と投資財価格との相対比、つまり、一種の利潤を考えたものとは若干違っている。

三　結　び

以上論じたなかで、重要と思われる問題点を二、三列挙しておこう。

(1) 集計分析の価格弾性値は、個別品目の弾性値を総括したものより、幾分高いように感ぜられる。それが気象の影響か、反当収量における価格反応の影響か、その両方か、または、他の原因によるかは、今後の研究に待ちたい。

(2) 配分時差法による前期供給量とトレンドとに相互関係があって、これが全体の推計を乱すケースが多かった。これをいかに回避するかが、次の課題となる。

(3) 投入関係の推計式は、供給関係のものより、総じて良い結果を与えなかった。これはデータのためか、生産構造の特性のためか、明らかでないが、果樹・畜産の場合も含めた意味での投入体係の分析は、もっと徹底させるべきである。

（研究員）