Title	農村物価指数の測定：理論と試算
Sub Title	The theory and measurement of agricultural price index and rural consumption price index
Author	鳥居, 泰彦
Publisher	慶應義塾経済学会
Publication year	1969
Jtitle	三田学会雑誌 (Keio journal of economics). Vol.62, No.8 (1969. 8) ,p.886(120)- 904(138)
JaLC DOI	10.14991/001.19690801-0120
Abstract	
Notes	寺尾琢磨教授退任記念特集号 論説
Genre	Journal Article
URL	https://koara.lib.keio.ac.jp/xoonips/modules/xoonips/detail.php?koara_id=AN00234610-19690801-0120

農村物価指数の測定

——理論と試算——

鳥居　泰彦

1. 農業部門物価指数測定の意義

私は，これまで，経済発展理論の研究の一環として，農業部門の家計主体行動の理論図式を設定してそのパラメターを実測する作業を続けて来た。この試みが，経済発展理論研究の学説史の系譜の上でどのような位置を占めているかは，拙稿〔1〕に詳しく述べたことがあるので，ここでは説明を省略する。

拙稿〔1〕,〔2〕,〔3〕等で従来私が展開して測定してきた，農業部門の家計主体行動のモデルは，農業生産を最初から価値ターム（nominal value term）で測るように設定してあった。つまり，従来の私のモデルには，生産物価格は組み込んでなくて，価値ターム（金額表示）で測った農業生産物合計額について定義した農業生産函数を設定してあった。また，モデルは支出決定のメカニズムを効用函数に負うて居る。効用函数は所得と余暇の選好函数として定義して来たのだが，やはり，所得は実質タームではなくて金額タームで組み込んであった。

農業生産を価値タームで測ってしまって，モデルの中に農産物価格指数の概念を含めないという設定から導びかれる均衡条件は，価値限界生産力（marginal value product）と名目賃金（nominal wage）との均衡を示していた。実際このように農業生産物価格を変数として含まない，価値タームで展開したモデルによっても，それなりに価値限界生産力を定義し，これを計測することができる。拙稿〔2〕,〔3〕では，このようにして，価値タームのモデルで農業労働力の価値限界生産力を測

定して，それが，観察される初任給名目賃金に近い大きさであり，かつ昭和 35 年を境にわが国におこった賃金上昇率の急激な変化とよく対応していることを確認した。(注1)

一方，所得—余暇選好函数の中に金額表示の所得を用いたことは自家生産物消費および購入消費の集計量である家計消費に対応する価格指数の概念をあいまいなものにしていた。正確には自家消費のデフレーターは上に述べた農産物価格指数であって，購入消費のデフレーターたる消費財物価指数とは別のものとしてモデルに組み入れるべきである。よく行なわれているように，ありあわせの生計費指数を消費デフレーターとして使うのは，理論的には容認できることではない。

これまでに繰り返して述べて来たように，私が行なって来た農業部門の家計主体行動の図式に関する分析は，近代部門と在来部門の二つの部門概念を用いて経済発展の過程を説明しようとする，いわゆるデュアリズムの経済発展理論の枠組の部分品としての役割をになっている。したがって，私のモデルに関する限り，本来，在来部門と近代部門の間の相対価格（terms of trade）を内生的に包括できるような用意をほどこしておく必要がある。云い換えれば，在来部門を売り手とし近代部門を買い手とする市場で形成される在来部門生産物価格（農産物価格）と，逆に近代部門を売り手とし在来部門を買い手とする市場で形成される投入資本財価格および購入消費財価格のそれぞれが，経済発展の進行に伴って個々の行動主体におよぼす効果を測定することができるように，モデルを設定しておくことが望ましい。望ましいのであるが，実際には，これまでのモデルにはそのような用意はほどこしてなかった。農産物と投入資本財は価値タームで扱かってあった。勿論，日本の農業について農業生産額や農業投入資本額のデフレーターとして用いられる指数系列が皆無だったわけではない。既に計算されたデフレーターがないわけではないのにそれを使わないのは何故であるかという批判を幾度か頂いた。けれども，改めて云うまでもないことだが，デフレーターというものは，本来，一つ一つのモデルごとに，そのモデルが説明しようとしている世界に固有のものとして，定義し算出すべきものである。生計費指数または消費者物価指数ひとつを例にとっても，当該のモデルが想定している世界に存在する消費財の種類と，それらのウエイトに応じて指数計算のカバレッヂが一義的に決まる。また，モデルがどのような効用函数の形を仮定するかに応じて指数算式も一義的に決まるのである。私がこれまで扱かって来たのは，日本の「農家経済調査報

注(1)　新古典派の成長理論の世界では，限界生産力命題（限界生産力と賃金率の均衡）を価値タームで定義する立場と，実物（または実質）タームで定義する立場とがある。前者の例としてソロウ〔5〕を，後者の例としてチャン〔6〕等をあげることができる。ソロウは〔5〕の中で，

……Money wage rate equal to, or at least governed by the value of the marginal product of labor……

と考えているのに対して，チャンは実質賃金率が物的限界生産力に均衡する図式を扱かっている。

一方は名目賃金率と価値限界生産力の均衡を仮定し，他方は実質賃金率と物的（または実質）限界生産力の均衡を仮定するこの二つの相異なる理論設定は，事象に対応して採用される多くの代替的（alternative）な理論仮説のうちの二つにすぎないというべきである。伝統的には，ネオクラシカルの世界では，一般物価指数，生計費指数，投入資本財価格指数等の概念の導入を前提として，その正確な測定と集計の為の問題が議論されて来たことは周知の通りである。

告」によって把捉された農家家計行動の世界であった。それ故，農家経済調査によって把えられる農家の農業生産品目の構成ウエイトに対応する農産物価格を正しく測定する必要がある。私の従来のモデルでは，農業生産函数は一般的なダグラス型の生産函数で特定化してあったから，ダグラス型の集計生産函数に対応する指数算式を採用する必要があった。同様に，消費財物価も，各消費項目ウエイトに応じたカバレッヂの下で，仮定される効用函数の形状に対応する算式で計算しなければならない。こういう注文通りの農産物価格指数や生計費指数が今までにあったかというと，そのようなあつらえむきのものはなかったのである。まして，既存の農産物卸売物価指数で代用して実質化してはどうかというような，私に寄せられた示唆を採用することは，理論的な説得力を全く放棄することを意味していたのである。同じことは，投入資本財価格についても云える。これらを正当な理論的裏付けを持った指数算式で，モデルとデーターの両方に対応させて定義し計算することが，この稿で行なおうとしている作業である。この稿では，これらのうち，購入消費財価格と農産物価格の試算結果を報告する。その他の各種投入資本財価格の試算は稿を改めて報告する予定である。

2. 理論図式の性格と価格変数の導入

ここで，従来展開してきた農業部門の家計主体行動のモデルの中に，上の節で述べた価格変数を導き入れるという操作を具体的に示しておこう。導き入れる価格変数は生産物価格指数と購入消費財物価指数，および各種の投入資本財価格指数である。各種投入資本財価格指数の試算はまだ完了していない。今の段階では，投入資本財用役をどの程度の集計（aggregation）の次元で測定するかを決定できないから，モデルの構想を読者に示す場合に，「資本財用役の投入全体」あるいはそれに対応する「投入資本財用役の価格」というような極端に集計された概念を使っておくより仕方がない。

この種のモデルを設定するためには，価格変数問題の他にもまだ解決しなければならない問題は幾つか残っている。これから示すモデルの性格をはっきりさせるためには，これらの主な問題点について，あらかじめ解説を加えておく方がよいと思う。

主たる問題点の第一は主体問題である。私達が経済発展の理論図式の中で在来部門と考えている部分の労働供給行動あるいは消費，貯蓄行動の主体を，「家計」とみなすかそれとも家計を構成している「個人」とみなすかの違いは，実は，家計の核以外の構成員（非核）の行動方程式を誘導するかそれとも家計核も含めて家計構成員一人一人の行動方程式を誘導するかの重大な違いを従来意味していた。ダグラス―有沢の経験法則から出発している伝統的な労働供給理論は，家計を主体とみなしていて，家計核の労働供給行動を与件として非核の労働供給行動を説明している。けれど

も，家計を構成する個人を主体と考えて，個人の効用函数を設定し，必要に応じて，正当なアグリゲーションの操作をへて家計の効用函数を仮定するというアプロウチもまた理論的には可能である。もしそれを正しく行なうならば，そしてそのような個別主体の次元のモデルに対応する観察データーがあるならば，家計核も含めて家計を構成する各個人の労働供給方程式を導びくことができる。下のモデルをみれば明らかなはずであるが，ここでは個人の次元で設定した効用函数が一定の条件の下で家計の効用函数にアグリゲートできるという事態を想定しておくことにする。

問題点の第2は，賃金格差問題である。もし，モデルの生産函数の中に在来部門が在来部門内部から雇用する労働力（農業雇用労働）と自家の労働力とを別々に置くならば，両者の限界生産力は一般には等しくはなくて，賃金格差現象下の二つの相異なる賃金率とそれぞれ均衡することになるであろう。同様に，同一家計に属する男子と女子のように，特性の異なる労働力同士についても相異なる限界生産力が成立し得る。新古典派の伝統的な集計手続きを踏めば，これらは一つの労働力の概念に集計して一括して取り扱かうこともできないことはないが，そうしてしまうことによって，実は，モデルは賃金格差を説明する能力を放棄するわけであるから，必らずしも望ましいことではない。この問題も稿を改めて論ずる積りであるが，今の所は下に示すモデルでは，農家が農業部門内部から農業労働力を雇い入れるという事態は捨象しておくこととする。また，同一家計に属する男子労働力と女子労働力といった，特性を異にする労働力は，先に述べた個別効用函数を仮定するモデルの状況をペダゴジカルに示すために，一応形式上別々に組み込んでおくこととする。

第3の主たる問題点は，資本財用役の投入量の集計と測度の問題である。前述の通り，実際に資本財用役投入とそれに対応する価格指数の測定がどのような集計の次元で成功するかに応じてモデルを設定することになるから，それまでは，モデルの表現に際しては，とりあえず抽象概念として総資本財用役投入（K）とその価格（P_k）を置くこととする。これらの点は最後には同時にモデルの中で解決を与えなければならないことではあるが，少なくとも農産物価格と購入消費財価格の概念を組み込むという一事に関する限り，切り離して考えて差しつかえない。

以上に整理したような性格を持ったものとして，二つの価格変数概念を組み込んだ理論図式を改めて書けば，それは〔モデル―I〕のように表わすことができる。ただし，ここでは家計が第1種の特性を持った個人または個人の集合（たとえば男子または男子グループ）と，第2の特性を持ったそれ（たとえば女子または女子グループ）とで構成されているという単純化をしておく。この単純化をゆるめて，n人の異なる特性を持った個人が家計を構成する場合を図式化することは簡単なことであろう。

以下の議論で用いる記号を〔記号一覧表〕のように定める。

記号一覧表

Q_A	自家農業生産量
$L_{d\cdot 1}$	第1種個人（グループ）の自家農業就業時間
$L_{e\cdot 1}$	第1種個人（グループ）の農外労働就業時間
$L_{ed\cdot 1}$	第1種個人（グループ）の総労働時間
$L_{d\cdot 2}$	第2種個人（グループ）の自家農業就業時間
$L_{e\cdot 2}$	第2種個人（グループ）の農外労働就業時間
$L_{ed\cdot 2}$	第2種個人（グループ）の総労働時間
E_d	自家農業所得額
E_e	農外所得額
K	総資本投入量
C	購入消費量
A	自家消費量
S	貯蓄額
n	総家計人員
P	農産物価格
P_k	投入資本財価格
P_c	購入消費財価格
$W_{e\cdot 1}$	第1種個人（グループ）の賃金率
$W_{e\cdot 2}$	第2種個人（グループ）の賃金率
U	効用指標
λ	ラグランジ未定係数

モデルの基本的な構造は次のように（I．1）～（I．9）の方程式系であらわすことができる。

〔Model I〕

（I．1）	自家農業生産函数	$Q_A=Q_A(L_{d\cdot 1},\ L_{d\cdot 2},\ K)$
（I．2）	第1種個人（グループ）の労働時間	$L_{ed\cdot 1}=L_{e\cdot 1}+L_{d\cdot 1}$
（I．3）	第2種個人（グループ）の労働時間	$L_{ed\cdot 2}=L_{e\cdot 2}+L_{d\cdot 2}$
（I．4）	自家農業所得	$E_d=PQ_A-P_kK$
（I．5）	農外所得	$E_e=W_{e\cdot 1}L_{e\cdot 1}+W_{e\cdot 2}L_{e\cdot 2}$
（I．6）	家計の効用函数	$U=U(U_1,U_2)=U(L_{ed\cdot 1},\ L_{ed\cdot 2},C,A)$
（I．7）	第1種個人（グループ）の効用函数	$U_1=U_1(L_{ed\cdot 1},\ L_{ed\cdot 2},\ C/n,\ A/n)$
（I．8）	第2種個人（グループ）の効用函数	$U_2=U_2(L_{ed\cdot 2},\ L_{ed\cdot 1},C/n,A/n)$
（I．9）	収支均等式	$E_d+E_e=P_cC+PA+S$

（I．1）～（I．9）のモデルは，（I．9）式に（I．1），（I．4），（I．5）式を代入して整理すれば（I．10）～（I．13）の4本の方程式にまとめることができる。

（I．10） $L_{ed\cdot 1}=L_{e\cdot 1}+L_{d\cdot 1}$

（I．11） $L_{ed\cdot 2}=L_{e\cdot 2}+L_{d\cdot 2}$

（I．12） $PQ_A(L_{d\cdot 1},\ L_{d\cdot 2},\ K)-P_kK+W_{e\cdot 1}L_{e\cdot 1}+W_{e\cdot 2}L_{e\cdot 2}-P_cC-PA-S=0$

（I．13） $U=U(L_{ed\cdot 1},\ L_{ed\cdot 2},\ C,\ A\ :\ n)$

この4本の方程式であらわしたモデルについて，効用極大化の操作をほどこせば，家計主体行動の行動方程式系が誘導できる。効用極大化の手続きは，ラグランジ未定係数 λ_1, λ_2, λ_3, を用いて函数 Ω を（I．14）のように定義すれば，Ω の極値解を求める手続きに帰着する。

（I．14） $$\Omega=U-\lambda_1[L_{ed\cdot 1}-L_{e\cdot 1}-L_{d\cdot 1}]-\lambda_2[L_{ed\cdot 2}-L_{e\cdot 2}-L_{d\cdot 2}]$$
$$-\lambda_3[PQ_A(L_{d\cdot 1},L_{d\cdot 2},\ K)-P_kK+W_{e\cdot 1}\ L_{e\cdot 1}\ +W_{e\cdot 2}\ L_{e\cdot 2}-P_cC-PA-S]$$

（I．14）式の $L_{e\cdot 1}$, $L_{d\cdot 1}$, $L_{ed\cdot 1}$, $L_{e\cdot 2}$, $L_{d\cdot 2}$, $L_{ed\cdot 2}$, C, A, K および λ_1, λ_2, λ_3 に関する偏微係数を0ならしめる操作は（I．15）～（I．26）の 12 本の式であらわすことができる。

（I．15） $$\frac{\partial\Omega}{\partial L_{e\cdot 1}}=\lambda_1-\lambda_3W_{e\cdot 1}=0$$

（I．16） $$\frac{\partial\Omega}{\partial L_{d\cdot 1}}=\lambda_1-\lambda_3P\frac{\partial Q}{\partial L_{d\cdot 1}}=0$$

（I．17） $$\frac{\partial\Omega}{\partial L_{ed\cdot 1}}=\frac{\partial U}{\partial L_{ed\cdot 1}}-\lambda_1=0$$

（I．18） $$\frac{\partial\Omega}{\partial L_{e\cdot 2}}=\lambda_2-\lambda_3W_{e\cdot 2}=0$$

（I．19） $$\frac{\partial\Omega}{\partial L_{d\cdot 2}}=\lambda_2-\lambda_3P\frac{\partial Q}{\partial L_{d\cdot 2}}=0$$

（I．20） $$\frac{\partial\Omega}{\partial L_{ed\cdot 2}}=\frac{\partial U}{\partial L_{ed\cdot 2}}-\lambda_2=0$$

（I．21） $$\frac{\partial\Omega}{\partial C}=\frac{\partial U}{\partial C}+\lambda_3P_c=0$$

（I．22） $$\frac{\partial\Omega}{\partial A}=\frac{\partial U}{\partial A}+\lambda_3P=0$$

（I．23） $$\frac{\partial\Omega}{\partial K}=-\lambda_3\left[P\frac{\partial Q}{\partial K}-P_k\right]=0$$

（I．24） $$\frac{\partial\Omega}{\partial\lambda_1}=L_{ed\cdot 1}-L_{e\cdot 1}-L_{d\cdot 1}=0$$

（I．25） $$\frac{\partial\Omega}{\partial\lambda_2}=L_{ed\cdot 2}-L_{e\cdot 2}-L_{d\cdot 2}=0$$

（I．26） $$\frac{\partial\Omega}{\partial\lambda_3}=PQ_A(L_{d\cdot 1},\ L_{d\cdot 2},\ K)-P_kK+W_{e\cdot 1}L_{e\cdot 1}+W_{e\cdot 2}L_{e\cdot 2}-P_cC-PA-S=0$$

この最適解の方程式系と元の構造方程式とを連立させると，（I．27）～（I．44）の18本の方程式を得る。これは，Q_A, $L_{e\cdot 1}$, $L_{d\cdot 1}$, $L_{ed\cdot 1}$, $L_{e\cdot 2}$, $L_{d\cdot 2}$, $L_{ed\cdot 2}$, E_d, E_e, K, C, A, S, U, λ_1, λ_2. λ_3 の17ケの内生変数と，p, p_c p_k, $W_{e\cdot 1}$, $W_{e\cdot 2}$, n の6ケの外生変数とを含む構造方程式である。但し（I．30），（I．31），（I．33），（I．34）の4本と（I．36）式とをくらべてみると（I．36）は余分であることがわかるから，（I．30），（I．31），（I．33），（I．34），（I．36）の5本のうちどれか1本は除くことができて，結局内生変数の数に等しい数の方程式が連立することになる。

（I．27） $$\lambda_1=\frac{\partial U}{\partial L_{ed\cdot 1}}$$

（I．28） $$\lambda_2=\frac{\partial U}{\partial L_{ed\cdot 2}}$$

（I．29） $$\lambda_3=-\frac{\partial U}{\partial C}/P_c$$

（I．30） $$W_{e\cdot 1}/P_c=-\left(\frac{\partial U}{\partial L_{ed\cdot 1}}\right)\Big/\left(\frac{\partial U}{\partial C}\right)$$

（I．31） $$W_{e\cdot 1}/P=-\left(\frac{\partial U}{\partial L_{ed\cdot 1}}\right)\Big/\left(\frac{\partial U}{\partial A}\right)$$

（I．32） $$W_{e\cdot 1}=P\frac{\partial Q}{\partial L_{d\cdot 1}}$$

（I．33） $$W_{e\cdot 2}P_c=-\left(\frac{\partial U}{\partial L_{ed\cdot 2}}\right)\Big/\left(\frac{\partial U}{\partial C}\right)$$

（I．34） $$W_{e\cdot 2}/P=-\left(\frac{\partial U}{\partial L_{ed\cdot 2}}\right)\Big/\left(\frac{\partial U}{\partial A}\right)$$

(I. 35) $W_{e\cdot 2}=P\frac{\partial Q}{\partial L_{d\cdot 2}}$

(I. 36) $P_c/P=\left(\frac{\partial U}{\partial C}\right)\Big/\left(\frac{\partial U}{\partial A}\right)$

(I. 37) $P_k=P\frac{\partial Q}{\partial K}$

(I. 38) $L_{ed\cdot 1}=L_{e\cdot 1}+L_{d\cdot 1}$

(I. 39) $L_{ed\cdot 2}=L_{e\cdot 2}+L_{d\cdot 2}$

(I. 40) $E_e=W_{e\cdot 1}L_{e\cdot 1}+W_{e\cdot 2}\ L_{e\cdot 2}$

(I. 41) $E_d=PQ_A-P_kK$

(I. 42) $Q_A=Q_A(L_{d\cdot 1},\ L_{d\cdot 2},\ K)$

(I. 43) $U=U(L_{ed\cdot 1},\ L_{ed\cdot 2},\ C,\ A;\ n)$

(I. 44) $E_e+E_d=P_cC+PA+S$

通常は λ_1, λ_2, λ_3, U はリカーシブ・ブロックとして扱うことができるから (I. 27), (I. 28), (I. 29), (I. 43) の4本を除外して，残った13本の構造方程式を推計することになる。実際に生産函数と効用函数を特定化して，このモデルの誘導型を導びく手続きは複雑ではあるが可能なことである。誘導型の右辺には当然 P, P_c, P_k, $W_{e\cdot 1}$, $W_{e\cdot 2}$ 等の価格変数が登場する。

3. 集計問題と価格指数算式

前節のモデルに導入した P, P_c は実際には多くの生産品目，および消費費目の個別価格の集計量である。この集計量は，どの集計段階においても常に収支均等条件を満たしていなければならず，同時にたとえば (I. 36) 式にみられるような限界代替率と価格比率の均等の条件を満たしていなければならない。このような性質を持った二段階の集計 (two stage maximization) が許される必要充分条件は，一般に Homogeneous Functional Separability の定理によって与えられている。

今，一般的な問題として次のような二段階の集計問題を考えよう。効用函数Uは，集計以前には (3. 1) 式のようにあらわされる。

(3. 1) $U=f(x_{11}\ldots x_{1n_1},\ldots x_{r1}\ldots x_{rn_r}\ldots x_{m1}\ldots x_{mn_m})$

すなわち効用 U は，第1グループから第 m グループまでの m種類の財のグループのそれぞれに属する n_r 種類の財，つまり合計では $m\times n_r$ 種類の財の函数として定義されているとする。今個々の財 x_{rk} (集計されていない財) の函数として定義した効用函数 (3. 1) 式について最適化を仮定することができる時，(イ) 集計された財であらわした効用函数 (3. 2) 式についても同様の最適化が行なわれており，かつ，(ロ) 収支均等式 (3. 3) が自動的に満たされるような集計量 x_r またはP_r すなわち (3. 4) 式または (3. 5) 式が存在するための必要充分条件は何であろうか。

(3. 2) $U=F(x_1\ldots x_r\ldots x_m)$

(3. 3) $E_r=P_rx_r$

(3. 4) $x_r=g_r(x_{r1}\ldots x_{rk}\ldots x_{rn_r})$

(3. 5) $p_r=h_r(p_{r1}\ldots p_{rk}\ldots p_{rn_r})$

Homogeneous functional separability の定理によれば，必要充分条件は次のようになる。

定　理： (イ)，(ロ) の条件を満足する集計量 (3. 4) を得るための必要充分条件は，量指数 x_r，すなわち (3. 4) 式が，集計要素 x_{rk} の一次同次函数になっていることである。

この定理の証明は (注2) のように要約できる。

注(2) 二段階極大化 (two stage maximization) がコンシステントであるということは，第1段階の極大化では

$$\sum_{r=1}^{m}P_rx_r=E$$

の条件下で

$$U=f(x_1\cdots x_r\cdots x_m)$$

を極大化すると

$$\frac{\partial U}{\partial x_s}\Big/\frac{\partial U}{\partial x_r}=P_s/P_r$$

となり，第二段階の極大化では

$$\sum_{k=1}^{n_r}P_{rk}\ x_{rk}=E_r$$

の条件下で

$$x_r=x_r(x_{r1}\cdots x_{rk}\cdots x_{rn_r})$$

を極大化すると

$$\frac{\partial x_r}{\partial x_{rj}}\Big/\frac{\partial x_r}{\partial x_{rk}}=P_{rj}/P_{rk}$$

が成立して居り，その時

$$\frac{\partial U}{\partial x_{si}}\Big/\frac{\partial U}{\partial x_{rk}}=P_{si}/P_{rk}$$

が成立することを意味している。この条件が満たされることを以下のように証明する。

$r=s$ の時

$$\frac{\partial U}{\partial x_{si}}\Big/\frac{\partial U}{\partial x_{sk}}=\left(\frac{\partial U}{\partial x_s}\cdot\frac{\partial x_s}{\partial x_{si}}\right)\Big/\left(\frac{\partial U}{\partial x_s}\cdot\frac{\partial x_s}{\partial x_{sk}}\right)=\frac{\partial x_s}{\partial x_{si}}\Big/\frac{\partial x_s}{\partial x_{sk}}=P_{si}/P_{sk}$$

$r\neq s$ の時

$$\frac{\partial U}{\partial x_{si}}\Big/\frac{\partial U}{\partial x_{rk}}=\left(\frac{\partial U}{\partial x_s}\cdot\frac{\partial x_s}{\partial x_{si}}\right)\Big/\left(\frac{\partial U}{\partial x_r}\cdot\frac{\partial x_r}{\partial x_{rk}}\right)=P_s\left(\frac{\partial x_s}{\partial x_{si}}\right)\Big/P_r\left(\frac{\partial x_r}{\partial x_{rk}}\right)$$

従って　$P_s\left(\frac{\partial x_s}{\partial x_{si}}\right)=P_{si}$　$P_r\left(\frac{\partial x_r}{\partial x_{rk}}\right)=P_{rk}$ が証明できればよい。

$\sum_{k=1}^{n_r}P_{rk}\ x_{rk}=E_r$ に関して x_n を極大化すれば $\frac{\partial x_r}{\partial x_{rk}}=\lambda P_{rk}$ であるから

$$\sum_{k=1}^{n_r}x_{rk}\frac{\partial x}{\partial x_{rk}}=\lambda\sum_{k=1}^{n_r}P_{rk}\ x_{rk}=\lambda E_r=\lambda P_r\ x_r$$

x_r は一次同次の函数であるからオイラーの定理によって $x_r=\lambda P_r x_r$ から $\lambda=\frac{1}{P_r}$, $\frac{\partial x_r}{\partial x_{rk}}=\lambda P_{rk}=\frac{P_{rk}}{P_r}$

をへて　$P_r\left(\frac{\partial x_r}{\partial x_{rk}}\right)=P_{rk}$

また，(ロ) については，全ての x_{rk} を α 倍すれば $E_r=P_rx_r$ は α 倍となる。P_{rk} が全て一定に保たれている時には P_r は不変であるから，この時 E_r が α 倍となる為には x_r が α 倍にならねばならないこと (x_rが一次同次でなければならないこと) がわかる。従って x_r が一次同次であることが (ロ) の必要条件であることが理解されよう。

x_r の一次同次性が (ロ) の充分条件であることは，$P_r=E_r/x_r$ とおいて，P_r が $P_{r1}\cdots P_{rn_r}$ だけの函数であることを示せばよい。P_{rk} のセットが所与の時 E_r を α 倍すると，f_r は一次同次だから，支出拡張線 (expansion path) は原点を通る直線となる。故に x_{rk} も x_r も α 倍となるのであるから P_r は変らない。かくして，x_r の一次同次性は (ロ) の充分条件でもあることがわかる。

効用函数がたとえばダグラス型で特定化される時には，それに対応する価格指数はやはりダグラス型で定義されることを上の定理によって示すことができる。今，効用函数を

(3. 6)　$U=\prod_{r=1}^{m}\prod_{k=1}^{n_r} x_{rk}{}^{a_{kr}}$

のようにダグラス型函数で特定化すると (3. 6) は (3. 7) のように書き直せる。

(3. 7)　$U=\prod_{r=1}^{m}\left(\prod_{k=1}^{n_r} x_{rk}{}^{a_{rk}/\sum_k a_{rk}}\right)^{\sum_k a_{rk}}$

あらたに b_{rk} を次のように定義する。

(3. 8)　$b_{rk}=a_{rk}/\sum_k a_{rk}$

あきらかに $\sum_k b_{rk}=1$ であるから (3. 7) 式の ( ) の中は，定理によって

(3. 9)　$x_r=\prod_{k=1}^{n_r} x_{rk}{}^{b_{rk}}$

と書くことができる。このようなダグラス型函数に関する二段階極大化問題ではこれに対応する価格指数は次のようにして導びかれる。

効用を集計前の財 x_{rk} の函数として書けば次のようになるとする。

(3. 10)　$U=\prod_{r=1}^{m}\prod_{k=1}^{n_r} x_{rk}{}^{a_{rk}}$

この式は次のように書き直すことができる。

(3. 11)　$U=\prod_{r=1}^{m}\left(\prod_{k=1}^{n_r} x_{rk}{}^{a_{rk}/\sum_k a_{rk}}\right)^{\sum_k a_{rk}}$

前と同様に $a_{rk}/\sum_k a_{rk}=b_{rk}$，$\sum_k b_{rk}=1$ の記号を用いて x_r を書きあらわせば，上の定理によって

(3. 12)　$x_r=\prod_{k=1}^{n_r} x_{rk}{}^{b_{rk}}$

である。また第 r グループへの総支出 E_r のうちで第 rk 財 x_{rk} に支出する割合は b_{rk} であるから

(3. 13)　$P_r x_r=\dfrac{P_{rk}x_{rk}}{b_{rk}}=\prod_{k=1}^{n_r}\left(\dfrac{P_{rk}x_{rk}}{b_{rk}}\right)^{b_{rk}}=\prod_{k=1}^{n_r} x_{rk}{}^{b_{rk}}\prod_{k=1}^{n_r}\left(\dfrac{P_{rk}}{b_{rk}}\right)^{b_{rk}}$，　$\sum_k b_{rk}=1$　であるから

(3. 14)　$P_r=\prod_{k=1}^{n_r}\left(\dfrac{P_{rk}}{b_{rk}}\right)^{b_{rk}}$

このようにして，ダグラス型で特定化した効用函数に対応する集計価格指数は支出割合をウエイトとするダグラス型算式（ディヴィジア・インデクス算式）になることがわかる。(注3)

これまでに概要を示した集計問題は，一般的には，効用函数と全くアナロガスに生産函数の集計についてもあてはまる。また，効用函数または生産函数の特定化に一義的に対応する価格指数が導びかれることは，集計問題を離れても，indirect utility function の概念を用いて示すことができる。けれども，ここでは，それを示すことは他の機会にゆずって省略する。代表的な計算結果だけを示すと，

注(3)　ディヴィジア・インデクス (Divisia Index) については [7], [8] を参照のこと。

(i)　$U=\prod_{i=1}^{m} x_i{}^{a_i}$ の効用函数のデュアルとして　$P=\prod_{i=1}^{m} P_i{}^{-a_i}$ が導びかれる。

(ii)　$U=\left[\sum_{i=1}^{m} a_i x_i{}^{-\rho}\right]^{-\frac{1}{\rho}}$　の効用函数のデュアルとして

$$P=\left[\sum_{i=1}^{m} P_i\left(\frac{P_i}{a_i}\right)^{-\frac{1}{\rho+1}}\right]^{-\frac{\rho+1}{\rho}}$$

が導びかれる。

ここではダグラス型算式またはディヴィジア・インデクス算式は，元の効用函数または生産函数がダグラス型である場合には真の価格指数に一致し，それ以外の場合には一つの近似にすぎないことを強調して，先へ進むことにする。

4.　物価指数測定の方針と実測作業の際の困難

第1節，第2節の説明で，農家家計主体のモデルに対応する農産物価格指数および購入消費物価指数の性質が明らかになったと思う。またディヴィジア・インデクス算式が持っている理論的な意味は第3節で明らかになったと思う。

第2節に示したモデルは，当面，農林省「農家経済調査」の観察から得られるデーターを用いて計測することにしているので，同じ統計から個別品目の価格とそのウエイトが得られれば，前節までに検討した論理に従って価格指数を算出すればよい。直接には，第3節で導いたディヴィジア・インデクス算式で個別品目価格からいきなり農産物物価指数なり購入消費財物価指数なりを算出すればよい。けれども，調査原票（中間集計個票）を使用するという特別に恵まれた場合をも含めて，農家経済調査の現行の集計法，公表方法の下では，この直接計算が許されないのである。その理由は大略以下の如くである。

「農家経済調査」の集計結果報告では，「物財統計」に示されている一戸平均の品目別価格とその物量は，両者を掛け合わせて全部加え合わせても，同じ「農家経済調査」の「価値統計」に示される品目別生産量や費目別消費量の合計よりは少ないのである。それは，「物財統計」には全ての品目が細大もらさずあげられてはいないからである。これは実際に統計資料を作る時には止むを得ない処置であって，おそらくこれ以上何もかも報告書にもるということは望めないことであろう。同じことは「農家経済調査」の第5集「農家生計費統計」の費目別消費財価格とそのウエイトについても云える。「価値統計」に示されている，表4.2の費目分類項目の消費支出は収支均等条件を満たしているのに，「生計費統計」では細かい費目の統計の脱漏の為に全体としての収支均等条件を

満たしていないのである。

そこで，私達にできることは，二段階集計理論の論理に従って，先ず，表〔4.1〕，表〔4.2〕に示してある，品目分類，費目分類に対応する第1段階の集計価格を計算して，それを用いて第2段階で生産ないしは購入消費の総額に見合う物価指数を算出することである。こうすれば，第1段階では，小さな品目について入手困難な価格データーやウエイトデーターがあっても，それらを捨象することを了承する限り，全体の指数算出までの作業を続けることができる。同時に，このような手続きは副産物として，品目別農産物価格指数や費目別消費物価指数を与えるから，モデルが将来農産物品目選択問題や，費目別消費の一般均衡問題を扱かおうとする時にもすぐに役に立つわけである。

〔表 4.1〕 農家経済調査価値統計における農産物品目分類

1	水　稲	10	工芸作物
2	陸　稲	11	その他作物
3	わら，わら加工品	12	ま　ゆ
4	麦　類	13	鶏，鶏卵
5	豆　類	14	牛乳，乳製品，牛
6	雑　穀	15	豚
7	い も 類	16	その他動物
8	野 菜 類	17	その他農業粗収益
9	果 樹 類		

〔表 4.2〕 農家経済調査価値統計における購入消費費目分類

1	穀　類	7	光熱，水道
2	野　菜	8	住宅修繕
3	魚介，肉，卵，牛乳	9	家財・家具費
4	調 味 料	10	保健，教育・文化
5	た ば こ	11	雑　費
6	被　服	12	臨 時 費

もし公表されている「農家経済調査報告」だけに頼るとすれば，どうしてもこのような二段階の集計手続きをとらなければならないもう一つの大きな制度的理由がある。収支均等条件を満たしている「価値統計」の品目分類別農業生産金額や費目分類別消費支出金額は県別集計，農業地域別農家階層別集計の両方が公表されている。これに対して，個別品目別農産物価格は，一見した所やはり同じように県別集計値と農業地域別農家階層別集計値の両方が公表されているのだが，よくしらべてみると，両者のカバレッヂは違ってしまっている。たとえば，農業地域別農家階層別統計では陸稲価格の調査結果が示されているのに，同じ報告書の県別統計では陸稲価格は報告されていないといった具合である。従って，〔表 4.1〕の第2項目「陸稲」に対応する価格は県別モデルの推計に際しては得られないことになってしまう。

「生計費統計」ではもっと具合の悪いことに，個別消費価格は県別には示してなく，農業地域別

についてのみわかるようになっている。従って，農業地域別 12 費目別の消費財価格を第1段階の集計手続きで推計しておいて，もし必要があれば，同一農業地域内の各県では費目別価格は共通であるという仮定の下で，これを第2段階の集計に用いるより他に方法はないのである。

そこで，これから測定する二つの品目別物価指数はそれぞれ次のようなものになる。

（1） 農産物価格指数

「物財統計」の県別個別価格とその生産量に関する統計から県別品目分類別農産物価格指数を算出。

（2） 消費物価指数

「生計費統計」の農業地域別個別消費財価格とその消費量から農業地域別消費財物価指数を算出する。

なお，実際問題としては，「物財統計」と「生計費統計」だけに頼っていたのでは必らずしも充分でない。たとえば上にも述べたように陸稲の県別価格は「物財統計」からは得られない。このような不足の統計は主として「農林省統計表」と「農村物価賃金統計」から適当な方法で補なうより仕方なかった。この事情は，詳しくは拙稿〔4〕から読みとられたい。

以上の方針に従って第1段階の物価指数すなわち品目別農産物価格指数と費目別消費物価指数を測定したら，次にはこれを用いて第2段階の総農産物価格指数と総購入消費物価指数の測定をすることができる。この時に用いる価値ウエイトは，前にも述べたようにデーターとそれに対応するモデルに応じて決まる筈である。私のモデル測定作業は通常は農家経済調査の「価値統計」をベースにしているから，「価値統計」の価額ウエイトを用いて測定した結果を次節に示す。それは，（1）農家経済調査で観察されている農家の主体行動を，（2）第2節のモデルの理論図式化であらわす時に，（3）生産函数と効用函数を一般的ダグラス函数で特定化した場合には，真の物価指数であることはこれまでの説明で明らかであろう。

かくして，県別品目別農産物価格指数および農業地域別費目別消費財物価指数の算出は次の方法によることとする。

$$\text{(5. 1)}\qquad \mathrm{P}_r=\prod_{k=1}^{n_r}\mathrm{P}_{rk}{}^{w_{rk}}$$

$$w_{rk}=\frac{\mathrm{P}_{rk}\mathrm{Q}_{rk}}{\sum_k \mathrm{P}_{rk}\mathrm{Q}_{rk}}$$

P_r は第 r 品目の価格指数（第1段階集計価格），P_{rk} は第 r 品目に属する第 rk 個別財の価格，Q_{rk} は同じ第 rk 個別財の生産（消費）量である。P・Q の相対比で定義したウエイト w_{rk} は第 rk 個別財の価値ウエイトということになる。

ところで，これで直ちに物価指数測定の作業にかかれるかというと，実はもう一つ大きな問題が残っている。それは測定単位の問題である。実際には米のように P_{rk} は生産物1キログラム当り

の価格，Q_{rk}は（キログラム/戸）の次元で測ってあるものもあれば，牛や馬のように P_{rk} を（円/頭）の次元でまた Q_{rk} を（頭/戸）の次元で測ってあるものもある。これらをそのまま（5. 1）式にあてはめてしまったら，測定される価格 P_r は次元がはっきりしないものになってしまうであろう。そこでこの問題を回避するために農産物価格については，鶏卵1ケ 50 グラム，成鶏1羽2キログラム，成廃牛1頭380キログラムといった換算をほどこして測定単位をキログラムに統一した。詳細は拙稿〔4〕に詳しいのでここでは省略する。

農産物価格については，全ての品目の測定単位をキログラムに統一することが幸いにして可能であった。ところが，消費財物価指数については，個別品目の数は非常に多く，それらが多種多様な単位で測ってあって，簡単に全品目を重量の単位に変換することが難かしい。たとえばしょうゆ1リットルは何グラムか，トウフ1丁は何グラムか，シャツ1着は何グラムかというように問うて行くと，全て実際に重さを調査しなければならない。そればかりでなく，電気料金やガス料金のように，どうしても重さの単位で表現しようとすれば，石炭または石油1キログラムに相当するカロリー量の電気やガスの量を推計する所から始めなければならないものもある。さらに，理容代，教育費，娯楽費，医療費に至っては，重さの単位に換算することは殆んど不可能になって来る。

この測定単位の統一または変換が不可能であるという困難は，集計問題の理論家が想像しなかったことである。また，古典的な指数論の理論家もこのことによく気付いていなかったようにみえる。けれども，これは，新古典派的な原理につらぬかれた理論図式で実証分析を押し進めようとすると，どうしても通り抜けなければならない関門である。

この困難は，モデルをタイム・シリーズで計測して行こうという時には，基準時点の価格で基準化（normalize）するという指数理論の慣行に従うことによって回避できる。

全ての個別価格を基準時点の個別価格で基準化した価格で表現すれば，次式のように不変価格表示の物価指数を与えるであろう。

$$(5.\ 2)\quad \left(\frac{P_r^t}{P_r^0}\right)=\prod_{k=1}^{n_r}\left(\frac{P_{rk}^t}{P_{rk}^0}\right)^{w_{rk}}$$

このようにして算出される指数が持つ意味は比較的明瞭である。しかも，この手続きによって各個別品目の測定単位は，全て分子，分母で相殺して，測定単位は自動的に統一され，しかも不変価格表示の指数としての意味を持つ。

今回の試算では，同じ論理をクロス・セクションの測定に援用して

$$(5.\ 3)\quad \left(\frac{P_r^i}{P_r^0}\right)=\prod_{k=1}^{n_r}\left(\frac{P_{rk}^i}{P_{rk}^0}\right)^{w_{rk}}$$

を用いて消費財物価指数を測定した。P_r^i は第 i 地域の第 r 費目物価，P_r^0 は全国平均の第 r 費目物価である。それ故 $\frac{P_r^i}{P_r^0}$ は全国平均で基準化した第 r 費目の物価指数としての意味を持つことになる。もしクロス・セクション計測の異時点間比較問題にこの種のモデルを使う場合であれば，

基準時点の基準地域価格で基準化するという手続きが必要になるであろう。今の所，測定単位の不統一問題を，クロス・セクション計測の際に回避する方策は他に見当らないように思う。

5. 農産物物価指数の測定結果

農家経済調査「価値統計」では，〔表 4.1〕に示したように17項目の農産物品目分類を行なっている。第 r 品目の中の第 k 番目の農産物の価格を P_{rk}，その価値ウエイトを w_{rk}，第 r 品目の（第1段階）集計価格を P_r とすると，P_r は次の式で測られる。

$$P_r=\prod_{k=1}^{n_r}P_{rk}^{w_{rk}}$$

$$k=1,\ 2\cdots n_r,\quad r=1,\ 2,\ \cdots,\ 17$$

$$w_{rk}=\frac{P_{rk}\,Q_{rk}}{\sum_k P_{rk}Q_{rk}}$$

個々の P_{rk} の品目名を全部あげることは，この論文では紙面の制約から無理なので，拙稿〔4〕を参照されたい。17 品目の第1段階集計農産物価格指数，すなわち品目別農産物価格指数を都道府県別に測定した結果は〔表 5.1〕に示してある。単位は，前の節で論じた方針で全てキログラム当りの金額（円）に統一してある。

「雑穀」と「その他作物」の2項目は，価格指数計算の基礎資料が得られない。今回の測定作業では，「雑穀」の価格を「豆類」の価格と等しいとみなし，「その他作物」の価格を「工芸作物」の価格に等しいとみなすこととした。

〔表 5.1〕の品目別都道府県別農産物価格は，第3節に示した二段階集計問題の論理の枠を逸脱しない限り，そしてこの 17 項目の品目分類を使用し続ける限り，種々の目的に使うことができる。ここではこれを昭和 40 年農家経済調査「価値統計」の都道府県別品目別農産物価額をウエイトとして，第2段階の集計手続き

$$P=\prod_{r=1}^{17}P_r^{w_r}$$

$$r=1,\ 2,\ \cdots,\ 17\qquad w_r=\frac{P_r\,Q_r}{\sum_r P_r\,Q_r}$$

によって，農産物物価指数を都道府県別に測定した。その結果は〔表 5.2〕に示してある。この手続きをふむに際して，実際には，「わらおよびわら加工品」を「農業雑収入」に編入するなどの操作が必要であった。これらの詳細も拙稿〔4〕にゆずりたい。

〔表 5.1〕 品目別都道府県別農産物価（単位 円/kg）

	水稲	陸稲	わら，わら加工品	麦類	豆類	雑穀	いも類	野菜類
北海道	96.38	109.62	3.70	35.77	172.04	172.04	14.75	31.06
青森	97.67	100.92	3.40	36.90	97.80	97.80	18.85	23.84
岩手	91.55	101.10	4.10	29.28	93.55	93.55	21.22	26.70
宮城	100.67	106.47	2.60	34.56	91.01	91.01	19.49	24.56
秋田	99.82	108.05	3.90	34.34	104.65	104.65	25.31	32.65
山形	99.95	111.42	2.70	37.14	94.05	94.05	24.17	35.28
福島	101.65	104.85	3.80	30.19	99.18	99.18	20.96	25.85
茨城	107.67	108.67	2.60	30.04	87.94	87.94	30.77	41.72
栃木	107.23	107.97	2.80	35.69	132.96	132.96	25.92	30.33
群馬	105.17	106.80	4.10	42.30	97.72	97.72	22.93	30.08
埼玉	108.57	109.85	3.20	36.00	105.11	105.11	25.11	49.27
千葉	111.73	113.15	4.30	32.91	156.23	156.23	29.42	46.94
東京	103.75	110.83	5.00	37.61	162.86	162.86	32.00	37.72
神奈川	110.15	120.07	5.60	42.81	165.53	165.53	33.25	39.52
新潟	99.57	106.07	2.60	39.00	111.01	111.01	29.46	31.56
富山	96.80	110.83	1.90	38.71	99.03	99.03	29.45	36.67
石川	100.90	111.15	2.10	38.39	84.76	84.76	31.57	32.82
福井	101.87	106.67	2.80	39.34	94.67	94.67	26.09	35.38
山梨	108.48	116.40	3.90	43.06	85.16	85.16	26.44	40.01
長野	101.93	105.87	3.40	38.51	86.11	86.11	20.49	28.20
岐阜	107.60	109.43	3.80	46.08	88.48	88.48	30.43	34.57
静岡	111.58	110.32	4.70	34.74	94.65	94.65	39.42	39.66
愛知	109.72	110.02	4.30	43.34	93.48	93.48	25.66	31.37
三重	105.92	106.38	3.20	31.86	117.71	117.71	27.22	30.41
滋賀	107.43	109.10	2.70	37.40	105.98	105.98	33.22	39.14
京都	105.05	110.77	2.50	40.82	115.77	115.77	28.28	38.44
大阪	112.65	114.52	3.20	41.92	72.35	72.35	33.93	41.75
兵庫	106.80	108.02	3.10	40.74	100.55	100.55	27.62	29.15
奈良	109.62	110.13	3.40	46.04	114.19	114.19	30.52	43.61
和歌山	109.95	112.73	3.00	45.12	101.67	101.67	28.76	33.42
鳥取	95.70	105.42	4.60	43.15	87.90	87.90	36.73	31.60
島根	96.55	101.58	2.90	42.09	106.39	106.39	29.18	26.12
岡山	100.85	105.60	4.00	35.83	97.94	97.94	27.81	35.58
広島	97.32	100.77	3.80	39.75	100.39	100.39	29.61	33.82
山口	100.42	101.68	3.40	42.47	106.22	106.22	27.00	30.76
徳島	105.20	106.37	3.60	41.05	85.55	85.55	29.10	45.75
香川	103.68	104.72	5.40	35.21	74.29	74.29	29.11	39.75
愛媛	103.22	106.30	5.20	44.69	87.69	87.69	32.24	34.83
高知	102.02	106.63	4.70	43.08	102.18	102.18	21.76	50.70
福岡	102.47	105.80	3.30	44.24	105.47	105.47	20.90	26.69
佐賀	99.48	105.75	3.10	45.52	97.49	97.49	17.97	22.28
長崎	99.78	109.40	4.00	46.40	77.58	77.58	18.95	24.82
熊本	101.35	102.80	4.80	39.82	148.99	148.99	23.36	28.04
大分	96.87	107.83	3.70	35.53	91.93	91.93	21.49	31.60
宮崎	100.43	110.37	6.10	39.81	101.06	101.06	32.11	33.91
鹿児島	101.25	108.73	3.30	41.27	89.97	89.97	18.28	25.38

	果樹類	工芸作物	その他作物	まゆ	鶏・鶏卵	牛・牛乳乳製品	豚	その他動物	その他農業収益
北海道	40.06	348.60	348.60	659.00	208.68	42.13	224.60	179.35	46.04
青森	34.74	305.84	305.84	637.48	206.93	66.92	220.90	150.59	46.85
岩手	31.21	394.03	394.03	635.67	200.61	96.46	204.90	157.70	39.52
宮城	49.60	352.75	352.75	637.16	179.47	115.60	212.60	252.28	32.13
秋田	36.42	348.51	348.51	629.50	206.75	230.25	207.50	189.14	30.68
山形	51.05	361.77	361.77	617.25	191.82	169.35	199.30	168.10	28.15
福島	37.91	448.34	448.34	652.74	195.52	106.46	212.70	130.39	28.78
茨城	41.15	373.99	373.99	662.53	193.14	91.28	219.90	130.21	32.04
栃木	48.47	402.15	402.15	659.14	193.33	103.84	220.70	148.11	23.83
群馬	46.86	307.39	307.39	695.56	194.27	90.43	221.40	168.10	24.95
埼玉	42.53	181.11	181.11	695.69	199.63	47.95	237.90	168.10	25.91
千葉	43.45	326.37	326.37	671.78	200.34	57.70	222.40	168.10	24.00
東京	42.47	201.81	201.81	669.66	207.05	44.29	232.40	168.10	41.58
神奈川	57.10	337.11	337.11	672.60	200.38	52.36	235.40	168.10	55.84
新潟	53.74	367.49	367.49	640.90	206.21	147.73	216.70	168.10	37.42
富山	41.41	401.55	401.55	590.23	196.10	85.85	224.20	168.10	53.66
石川	53.18	428.99	428.99	646.01	201.87	101.71	210.50	168.10	45.00
福井	63.48	352.00	352.00	615.24	201.00	78.66	228.60	168.10	58.32
山梨	70.78	321.39	321.39	687.87	192.71	76.66	224.30	168.10	26.41
長野	37.00	341.52	341.52	677.33	195.11	80.74	221.60	97.66	28.41
岐阜	46.29	258.17	258.17	655.55	182.73	152.85	246.00	168.10	24.00
静岡	60.05	231.23	231.23	662.30	189.83	93.88	233.90	168.10	50.12
愛知	53.81	309.03	309.03	731.31	184.73	94.26	231.90	168.10	28.16
三重	59.02	196.56	196.56	683.40	191.40	171.05	220.70	168.10	49.11
滋賀	54.47	267.09	267.09	683.73	200.97	163.50	241.80	168.10	27.95
京都	54.61	225.13	225.13	660.94	198.48	140.38	236.40	168.10	30.67
大阪	64.82	317.81	317.81	664.54	204.56	54.86	226.20	168.10	29.20
兵庫	60.09	373.28	373.28	662.29	192.65	128.49	221.80	168.10	35.66
奈良	60.81	207.95	207.95	622.38	196.41	130.69	199.70	168.10	26.28
和歌山	61.09	283.12	283.12	663.52	191.27	146.88	212.50	168.10	63.07
鳥取	34.58	467.34	467.34	621.04	186.59	173.65	224.20	168.10	31.74
島根	57.61	365.32	365.32	672.91	188.70	248.31	206.20	168.10	29.91
岡山	69.50	444.17	444.17	673.47	188.11	160.12	217.80	168.10	25.42
広島	57.85	407.57	407.57	651.94	188.35	193.62	209.30	168.10	37.42
山口	62.78	337.71	337.71	672.24	192.78	232.88	232.40	168.10	49.10
徳島	62.81	398.79	398.79	685.26	186.98	104.13	205.40	168.10	45.71
香川	68.65	489.75	489.75	706.75	188.84	155.20	221.50	168.10	51.19
愛媛	60.30	400.01	400.01	679.33	189.75	206.11	214.40	168.10	46.23
高知	62.59	410.47	410.47	703.26	187.19	193.63	209.80	168.10	40.71
福岡	63.69	312.38	312.38	690.18	191.52	153.80	217.20	155.18	96.19
佐賀	62.62	315.95	315.95	676.60	179.90	135.64	193.70	168.10	50.17
長崎	61.22	373.67	373.67	746.56	191.07	223.83	203.20	168.10	61.06
熊本	59.18	396.30	396.30	700.51	192.23	187.75	208.30	211.62	31.96
大分	57.45	386.80	386.80	553.09	183.63	242.39	216.00	162.76	67.90
宮崎	62.44	357.92	357.92	651.23	186.50	222.95	201.70	220.36	30.51
鹿児島	63.36	347.72	347.72	647.26	183.49	279.25	221.40	168.10	45.47

〔表 5.2〕 都道府県別農産物物価指数（単位　円/kg）

北海道	80.65	石川	105.18	岡山	123.85
青森	81.89	福井	103.07	広島	111.55
岩手	100.72	山梨	136.95	山口	105.46
宮城	101.59	長野	110.19	徳島	114.07
秋田	100.15	岐阜	128.52	香川	123.06
山形	107.28	静岡	113.89	愛媛	109.84
福島	113.87	愛知	103.65	高知	118.70
茨城	109.73	三重	120.58	福岡	100.03
栃木	103.36	滋賀	110.09	佐賀	95.72
群馬	161.64	京都	103.55	長崎	105.47
埼玉	116.54	大阪	75.71	熊本	132.99
千葉	99.99	兵庫	108.44	大分	116.07
東京	84.50	奈良	95.50	宮崎	108.57
神奈川	83.55	和歌山	86.78	鹿児島	106.09
新潟	108.14	鳥取	116.44		
富山	105.07	島根	112.36		

6.　農家購入消費財物価指数の測定結果

前節の農産物物価指数と同様に，第1段階では〔表 4.2〕に示した 12 費目について費目別購入消費財価格を測定する。農産物価格の時とちがって，農家経済調査「生計費統計」では 12 費目別購入消費財価格は農業地域別にしか観察できない。品目別農業地域別の農家購入消費財物価の測定結果は〔表 6.1〕に示す通りである。

この品目別農業地域別の農家購入消費財物価指数は，第4節に述べたように測定単位問題の困難を回避する目的で基準化（normalization）を行なっている。基準はここでは，それぞれの個別品目価格の全国平均を用いている。従って〔表 6.1〕の測定単位は無名数である。

「住宅修繕費」，「雑費」，「臨時費」の3つの項目については，細目の統計資料を欠いている。

この〔表 6.1〕の品目別農業地域別消費物価指数は，第3節に示した二段階集計問題の論理の範

〔表 6.1〕 費目別農業地域別農家消費財物価指数（全国平均基準）

	穀類	野菜	魚介・肉・卵・牛乳	調味料	たばこ	被服	光熱水道	住宅修繕	家財道具	保健・教育・文化	雑費	臨時費
北海道	.9929	1.1219	.9044	1.0000	.9993	1.0496	.6913	1.0000	1.4688	.9922	1.0000	1.0000
東北	.9411	.8821	.9454	.8563	1.0055	.9745	.8908	1.0000	.9354	.8919	1.0000	1.0000
北陸	1.0309	.9509	1.0666	1.0568	.9355	.9914	1.0045	1.0000	1.0450	1.0321	1.0000	1.0000
関東東山	.9929	.9508	.9970	1.0151	.9889	.9540	1.0031	1.0000	.9655	1.0075	1.0000	1.0000
東海	1.0369	1.0463	1.0586	1.0058	1.0138	.9350	.9688	1.0000	1.2243	1.0390	1.0000	1.0000
近畿	1.0412	1.1561	1.0671	1.0651	1.0124	1.1042	1.0294	1.0000	.9163	1.1131	1.0000	1.0000
中国	.9913	1.0086	.9817	1.0190	1.0109	.9985	.9654	1.0000	.9503	.9868	1.0000	1.0000
四国	.9819	.9441	.9469	1.0123	1.0155	1.0666	.9618	1.0000	.8623	.9557	1.0000	1.0000
九州	.9770	.8565	.9097	.9568	1.0057	.9577	.9899	1.0000	.8411	.9494	1.0000	1.0000

囲内で使う限り，またこの 12 費目分類に従う限り種々の目的に使用できる。ここでは昭和 40 年農家経済調査「価値統計」の都道府県別費目別現金支出額をウエイトとして第2段階の集計手続きへ進む。

この時，12 費目のうち，〔表 6.1〕で基準化した価格指数が全て 1.0 となっている項目は，前述のように今後の追加作業をまたなければならないものであるし，同時に幸いにしてそのウエイトは極めて小さいので，ウエイトを全てゼロとして扱かうこととする。

全国 46 都道府県は必らず〔表 6.1〕の9つの農業地域のうちのどれかに属しているわけであるから，当該県の費目別消費物価はその属する農業地域の費目別消費物価に等しいと仮定すれば第2段階の集計手続きをふむことができる。これに農家経済調査「価値統計」の都道府県別 12 費目別現金支出額をウエイトとして用いて〔表 6.2〕のような都道府県別農家購入消費物価指数を試算した。

〔表 6.2〕 費目別農家購入消費財物価指数（全国平均基準）

北海道	1.0265	石川	1.0193	岡山	0.9913
青森	0.9309	福井	1.0188	広島	0.9899
岩手	0.9356	山梨	0.9916	山口	0.9902
宮城	0.9344	長野	0.9921	徳島	0.9787
秋田	0.9333	岐阜	1.0309	香川	0.9768
山形	0.9353	静岡	1.0264	愛媛	0.9778
福島	0.9371	愛知	1.0303	高知	0.9725
茨城	0.9921	三重	1.0293	福岡	0.9446
栃木	0.9914	滋賀	1.0425	佐賀	0.9486
群馬	0.9914	京都	1.0468	長崎	0.9487
埼玉	0.9921	大阪	1.0473	熊本	0.9472
千葉	0.9922	兵庫	1.0459	大分	0.9451
東京	0.9919	奈良	1.0480	宮崎	0.9441
神奈川	0.9912	和歌山	1.0449	鹿児島	0.9500
新潟	1.0194	鳥取	0.9918		
富山	1.0190	島根	0.9909		

7.　結　　語

要約すると，私はこの稿で，発展理論の図式の中の重要な部品である農家主体行動のモデルの中に最も伝統的な方法で物価変数を位置づけようとした。そして物価変数の算式は，そのモデルに対応している統計データーと，モデルの中に組み込んである生産函数や効用函数の形状に応じて決まるものであることを示した。また，物価指数算式を決定する際に集計理論（aggregation theory）がどのような役割を果たすかを具体的に例示した。こうして物価指数を導き出した以上，測定した物価指数は，その導出の基礎となっているモデルの運転を通じて最終的なチェックを受けるという こ

とになる。これは，モデルとは無関係の所で作られた，いわば借り物の物価指数統計を用いてモデルをチェックするという，しばしば行なわれている危険な試みにくらべれば，大きな前進であろうと思う。それでも，まだ，実際にデーターを使う段になると，沢山の困難が残っている。測定単位の統一や変換の問題や，統計資料の不足の問題等がそれである。こうした問題は，今回の試算に関する限り，どちらかというと，購入消費物価指数の測定に関して強くあらわれた。此の後，この種の欠陥を補修して行くことが課題になるのであろうと思う。

文　献

〔1〕 鳥居泰彦，「経済発展理論と労働供給主体の均衡図式」経済学年報 9 巻，1965。
〔2〕 鳥居泰彦，「賃金上昇と農業限界生産力の変動」，一橋大学・「経済研究」1967 年，7 月。
〔3〕 鳥居泰彦，「賃金上昇と農業限界生産力」，有沢広已編『労働市場の長期展望』第 7 章，東洋経済新報社，1968 年。
〔4〕 Torii, Yasuhiko, 'A Note on the Gross Incomes of the Farm Household,' Discussion Paper, Institute of International Studies, University of California, Berkeley, Dec. 1968.
〔5〕 Solow, R. M., "A Contribution to the Theory of Economic Growth," *Quarterly Journal of Economics*, 1956.
〔6〕 Tsiang, S.C., "A Model of Economic Growth in Rostovian Stages," *Econometrica* 1964. p. 621.
〔7〕 Divisia, F., 'Economique Rationnelle,' Paris Gaston Doin et Cie, 1928.
〔8〕 Solow, R. M., "Technical Change and the Aggregate Production Function," Review of Economics and Statistics, vol. 39, No. 3 (Aug. 1957) pp. 312-320.

企業の貨幣需要行動

井　原　哲　夫

1. は じ め に

貨幣需要行動は，特に Marshal 以来経済学の中で重要視されるようになった。Marshal 以前の素朴な貨幣数量説においては流通速度一定という暗黙の仮定があって，貨幣需要行動はそれほど問題にならなかった。重要視されるようになったのは Marshall〔7〕が，彼の方程式である $M=kY$ の k が，公衆の現金残高に対する欲求の変化によって変化し，現金供給量が一定であっても，Y を変化させるであろうと主張してからである。しかし，彼はその変動要因については，断定的なことはいわなかった。ただ，彼は，資産総量を A とする時，$M=kY+k'A$ の形が成立するということはいっている。

その後，Keynes は，流動性選好函数 $M=L(Y, r)$ を定式化した。Keynes はこの式を取引需要の式 $M_1=L_1(Y)$ と投機的・予備的需要の式 $M_2=L_2(r)$ の二つの式に分割して考えた。

その後の貨幣需要の理論的分析は，Keynes の流動性選好動機の分類に従って，二つの方向に発展している。その一つは投機的需要の分析であり，その中心課題は，貨幣とその他の金融資産の間の選択の問題で，ポートフォリオ・セレクションの理論として発展して来ている。もう一つが取引動機にもとづく貨幣需要の分析であり，以下にのべるような理論の発展と論争が続くのである。

Keynes においては，取引動機にもとづく貨幣需要は所得のみの函数であった。しかし，その後 Hansen〔3〕は取引動機の貨幣需要でさえも，利子率がある水準以上にある時には利子弾力的であると述べた。この仮説を証明しようとする理論が次に出て来るのである。その代表的なものが Baumol〔1〕理論と Tobin〔8〕理論である。Baumol は在庫理論をもととして現金化の費用と現金保有の機会費用の合計を最小とするという方法で，

$$C=\sqrt{\frac{2bT}{i}} \cdots\cdots\cdots\cdots (1)$$

という現金需要函数を導くのである。ここで c は現金保有額，b は現金化の費用，i は利子率，T は取引額を示している。一方 Tobin は利子収入から現金化の費用を差引いた値を最大にするとい