

Title	農家家計構成員の労働供給スケジュール(Ⅱ)：常住世帯員男子・女子グループ別の計測
Sub Title	Labor supply schedule of farm-household
Author	鳥居, 泰彦
Publisher	慶應義塾経済学会
Publication year	1965
Jtitle	三田学会雑誌 (Keio journal of economics). Vol.58, No.6 (1965. 6) ,p.200(48)- 233(81)
JaLC DOI	10.14991/001.19650601-0048
Abstract	
Notes	論説
Genre	Journal Article
URL	https://koara.lib.keio.ac.jp/xoonips/modules/xoonips/detail.php?koara_id=AN00234610-19650601-0048

慶應義塾大学学術情報リポジトリ(KOARA)に掲載されているコンテンツの著作権は、それぞれの著作者、学会または出版社/発行者に帰属し、その権利は著作権法によって保護されています。引用にあたっては、著作権法を遵守してご利用ください。

The copyrights of content available on the KeiO Associated Repository of Academic resources (KOARA) belong to the respective authors, academic societies, or publishers/issuers, and these rights are protected by the Japanese Copyright Act. When quoting the content, please follow the Japanese copyright act.

農家家計構成員の労働供給スケジュール(II)

— 常住世帯員男子・女子グループ別の計測 —

鳥居泰彦

目次

はじめに	
第六章 農業所得造出函数	第七・一節 主体グループの経験的把握と主体行動の相互依存性
第六・一節 農業費用概念の吟味	第七・二節 男女別所得造出函数の計測と応募賃金率の計測
第六・二節 農業費用概念を含む主体労働供給の理論模型	第七・三節 男女別所得II余暇選好函数パラメターの推定
第六・三節 理論図式の具体化に伴う問題点	第八章 男女主体グループの労働供給スケジュール
第六・四節 農業(所得)生産函数の計測	第八・一節 男女別労働供給スケジュールの計測
第七章 男女主体グループの労働供給行動	第八・二節 仮説の検証と今後の問題

はじめに

前稿の分析では、農家家計構成員が自家農業労働、非自家農業雇用労働、余暇(非就業)の三者についてどのような選択をおこなうかを説明する主体労働供給の仮説模型を提案した。仮説された理論模型は、結局、二つの均衡方程式で示される均衡体系であることを明らかにしておいた。すなわち、この均衡体系は、所得・余暇選好場における限界代替率(労働と所得の限界効用の比)が外部雇用賃金率に均等することを示す第一均衡方程式と自家農業の限界生産力と外部雇用の賃金率が均衡することを示す第二均衡方程式の二つの均衡方程式からなっている。前稿では、現実に観察される農業生産の投入産出関係から主体の生産力曲線を計測し、この曲線上に第二の均衡点を見出すことによって理論的賃金率を算出し、これを用いて、第一の均衡点を見出すことによって、所得余暇選好函数のパラメターを統計的に測定することを実際に試みたわけである。更に、前稿では、これらの均衡点の軌跡として労働供給スケジュールを導出し、計測されたパラメターを用いて、農家家計の成年男子グループの主体労働供給スケジュールを経験的に計測した。その結果、農家家計の男子主体グループは自己の農業(粗収益)生産力曲線が一定であれば、農外雇用の側から提示される賃金率が高いほど農外雇用労働および自家農業労働の両者に従事する時間を同時に減じつつ、全体としての所得額をほぼ一定に保つように行動することが判明した。また、同じ外部賃金率の下では、小規模農家は農外雇用への労働供給時間(兼業労働)が相対的に大きく、大規模農家では自家農業への労働供給時間が相対的に大きいという現象が、供給スケジュールの変位としてとらえられ、更に供給スケジュールの変位は主体の農業生産力曲線の変位によってもたらされることが実証的に確認された。

以上の分析で、農家を構成する成年男子グループの労働供給行動の基本的な原理は解明されたと思う。けれども、少なくとも三つの大きな問題があとに残された。第一には農家の自家農業経営主体としての側面、とりわけ生産費用の概念を不問

に付していた点である。第二には、労働供給の主体をどのような次元でとらえるのがよいか、また各主体の行動が相互に独立であるとするのがよいか、あるいは何等かの依存関係にあるとするのがよいかという問題がある。第三には我々が仮説している理論模型とそれから導出されるスケジュールの妥当性を現実に照らして検証する方法が用意されなければならない。本稿は、これらの残された諸問題を吟味して幾つかの具体的な第二次接近を試みようとするものである。それ故、前稿で用いた用語、記号と、前稿で展開した理論図式をそのまま使用する。従って本稿では、改めてこれらを説明することを省略するので、前稿に引き続いて、または前稿を参照しながら本稿を読まれるよう希望する。(前稿から引き続いて読まれる際に、図表、章節等を参照する便利を考えて、章、節および図、表の番号は前号からの続き番号を用いる。)

第六章 農業所得造出函数

第六・一節 農業費用概念の吟味

前稿の分析で不問に付された第一の点は、農家の自家農業経営活動における生産費用をどのようにあつかうかという点である。農家家計は、一方で自家農業経営をおこなう為に家計構成員の労働力の一部を投下し、同時に一方では非自家農業雇用の労働供給源としての役割を果たすという二つの面を持って居る。自家農業経営主体としての性格と労働供給主体としての性格の二つは、相互に密接に他を規制し合って居る。それ故、この二つの面が同時に理論模型の中に組み入れられることが望ましい。

農家はその労働力の一部を投下して自家農業生産活動をおこなう時、当然、動力費、畜力費、種苗費、肥料費、農業費、飼料費、建物減価償却費、地代等の費用がかかる。一般に企業経営に関する微視的均衡理論では、これらの費用は利潤極大化あるいは費用極小化といった何等かのゲイン極大化問題の解として与えられる。この研究の対象となつて居る農家家計もまた、一方で経営主体としての性格を持った主体である以上、その生産費用を主体行動の均衡模型の一部として組み込むことが望ましい。

しかるに、前稿までの分析では、第一次近似として、費用は全く無視されていた。言い換えれば、農家の粗農業収益と農業所得とが同一視されて居た。即ち、農家所得は次のような構成でとらえられていた。

農家所得
 農業粗収益Ⅱ農業所得
 農外所得

それ故、前稿で計測した生産函数(第二表)は厳密には農業粗収益生産函数である。また、この生産函数から導出された農業所得造出函数(第三表)は厳密には農業費用をも含む農業粗収益造出函数である。農業生産における投入・産出の技術的な関係をとらえるという意味では、このとらえ方でよいわけである。

けれども、以上の吟味で明らかかなように、今や農家の所得は次のような構成を持つものとしてとらえなければならない。

農業費用
 農業所得
 農業粗収益
 農家所得
 農外所得

……線の中は農家の経営主体としての面にかかわるものであり……線の中は農家の家計としての側面にかかわるものである。農業所得はこの二つの側面の両方に同時に関係するものであることが容易に理解されよう。また、それ故にこそ、農家家計の持つ経営主体と労働供給主体の二つの性格が同時に追求されるような均衡模型の必要性が理解されると思う。

第六・二節 農業費用概念を含む主体労働供給の理論模型

それでは、我々の理論模型に農家の農業費用の概念を組み込むとすれば、どのような一般的図式が考えられるであろうか。以下それを吟味することしよう。問題を単純化するために、次のような農家家計を想定するのがよいであろう。

- (a) 農家は $1, 2, \dots, m$ の m 種類の作物を耕作している。
- (b) m 種類の作物のいずれをどれだけ耕作するかはウエイトは、各作物の生産物の市場価格体系と気候、風土等の条件とで決定されるのであるが、ここではそれらの条件が所与で、耕作品目ウエイトは既知のものとする。
- (c) 耕作品目 $1, 2, \dots, m$ のそれぞれの生産物の市場価格は、個々の農家にとって所与である。この価格体系は p_1, p_2, \dots, p_m である。
- (d) 耕作品目 $1, 2, \dots, m$ はそれぞれ労働と投入要素(ベクトル) $[K_1], [K_2], \dots, [K_m]$ が投入されてはじめて生産が可能となる。
- (e) 投入要素 $[K_m]$ の価格は $[w_m]$ なるベクトルであらわされるが、この体系もまた個々の農家にとっては、市場から与えられている。
- (f) 耕作品目 $1, 2, \dots, m$ の耕作にあたっては、農家は農業日雇い等の外部労働力をも使用する。これらの外部から雇い入れる農業臨時雇いの賃金体系は、性、年齢ごとに労働市場から与えられて、個々の農家にとってはやはり所与である。

(g) 農家は自家の構成員の労働力を自家農業だけでなく、非自家農業雇用にも供給する。その賃金率は、性・年齢による違いによって労働市場から与えられる所与の体系である。 w_1, w_2, \dots, w_n

(h) 農家構成員は、主体グループごとに(たとえば性・年齢グループごとに)それぞれのゲインフアンクションを持っている。

(i) 農家の所得 Y は、自家農業所得 Y_a と農外所得 Y_o の和である。

以上九項目で示される性質を持った農家の労働供給のメカニズムは次のようなものと考えることができる。

農家は、耕作品目 $1, 2, \dots, m$ についてそれぞれ投入・産出の技術的な関係を示す生産函数に直面している。

$$(6 \cdot 1) \quad Q^1 = Q^1(L_1^1, L_2^1, \dots, L_n^1, K^1/\beta^1)$$

$$Q^2 = Q^2(L_1^2, L_2^2, \dots, L_n^2, K^2/\beta^2)$$

$$\dots$$

$$Q^m = Q^m(L_1^m, L_2^m, \dots, L_n^m, K^m/\beta^m)$$

Q^1, Q^2, \dots, Q^m は耕作品目 $1, 2, \dots, m$ の生産量をあらわし、 L_m^i は品目 m の生産に投入される第 n 主体(たとえば性・年齢別)グループの労働投入時間をあらわし、 K_m^i は第 m 品目の耕作に投入される投入要素財の量のベクトル表示であり(あるいは簡単な為めに種類の生産要素のみが投入されると考えてもよい)、 β_m^i は生産函数 Q_m^i の係数ベクトルである。生産物 Q^1, Q^2, \dots, Q^m の価格は次に与えられている。

$$(6 \cdot 2) \quad [P^1, P^2, \dots, P^m] = [P^m]$$

また農業臨時雇いの賃金体系は次のように与えられているとする。

$$(6 \cdot 3) \quad [w_1^1, w_2^1, \dots, w_n^1] = [W^1]$$

w_n^i は第 n (性・年齢)グループの賃金率を示す。投入要素財ベクトル $[K_m^i]$ に対応して投入財の価格ベクトルが与えられている。

(6・4) $[p^m]$

以上の条件から、農家の農家粗収益、農業費用および農業所得の三者は次のように定義される。

(6・5) 農業粗収益

$$\sum_1^m p^m Q^m$$

(6・6) 農業費用

$$\sum_1^m p^m K^m + \sum_1^m w_n^d L_n^d$$

故に農業所得は、

(6・7) $Y^d = \sum_1^m p^m Q^m - \sum_1^m p^m K^m - \sum_1^m w_n^d L_n^d$

即ち、農業所得は総生産価値額から投入した雇用労働と投入諸財の費用を差引いたものとして定義される。

一方、農家構成員の中で外部の雇用機会に応募する者に対しては、各(性・年齢)グループごとに次のような賃金体系が示されている。

(6・8) $[w_1^s, w_2^s, \dots, w_n^s] = [W^s]$

それ故、各主体グループが稼得する農外所得は次のように定義される。

(6・9) $Y_1^s = w_1^s \cdot L_1^s$

$$Y_2^s = w_2^s \cdot L_2^s$$

$$\dots$$

$$Y_n^s = w_n^s \cdot L_n^s$$

農家全体としての農外所得は、

(6・10) $Y^e = \sum_1^n w_n^s \cdot L_n^s$

かくして農家の総所得Yは次のように定義される。

(6・11) $Y = Y^e + Y^d$

$$= [\sum_1^m p^m Q^m - \sum_1^m p^m K^m - \sum_1^n w_n^d L_n^d] + \sum_1^n w_n^s L_n^s$$

いま、農家を構成する各主体は、自己の労働時間

(6・12) $L_j = L_j^d + L_j^s$

とそれ以外の各主体の労働時間

(6・13) $L_j = L_j^d + L_j^s \quad (j \neq i)$

および農家所得Yに関して何等かのゲインを極大化しようとする。各々の主体のゲインは次のようにあらわされる。

(6・14) $Q_1 = Q_1(L_1, L_2, \dots, L_n, Y|\alpha_1)$

$$Q_2 = Q_2(L_1, L_2, \dots, L_n, Y|\alpha_2)$$

$$Q_n = Q_n(L_1, L_2, \dots, L_n, Y|\alpha_n)$$

α_n は第nグループが持つゲインファンクションの係数ベクトルである。

今、各主体グループのゲインの何等かの形の結合として家計全体のゲインQが定義される場合を想定すれば、

(6・15) $Q = Q(Q_1, Q_2, \dots, Q_n|\alpha)$

(6・15) 式に(6・1), (6・2), (6・10), (6・11), および(6・12)の五式を代入して

農家計構成員の労働供給スケジュール(II)

$$(6 \cdot 16) \quad Q = Q[L_1, L_2, \dots, L_n, \sum_1^m P^m Q^m - \sum_1^m K^m - \sum_1^m w_n^d L_n^d + \sum_1^m w_n^s L_n^s] \\ \dots, Q_1(L_1, L_2, \dots, L_n, \sum_1^m P^m Q^m - \sum_1^m K^m - \sum_1^m w_n^d L_n^d + \sum_1^m w_n^s L_n^s) \\ \dots, Q_2(L_1, L_2, \dots, L_n, \sum_1^m P^m Q^m - \sum_1^m K^m - \sum_1^m w_n^d L_n^d + \sum_1^m w_n^s L_n^s)]$$

(6・16) 式を $L_1, L_2, \dots, L_n, L_1^d, L_2^d, \dots, L_n^d$ でそれぞれ微分して

$$(6 \cdot 17) \quad \frac{\partial Q}{\partial L_1} = \frac{\partial Q}{\partial L_2} = \dots = \frac{\partial Q}{\partial L_n} = \frac{\partial Q}{\partial L_1^d} = \frac{\partial Q}{\partial L_2^d} = \dots = \frac{\partial Q}{\partial L_n^d} = 0$$

とおけば、この連立方程式の解として (6・18) 式を得る。

$$(6 \cdot 18) \quad L_1^d = L_1^d[\alpha_1, \alpha_2, \dots, \alpha_n, \alpha, \beta^1, \beta^2, \dots, \beta^m, w_1^s, w_2^s, \dots, w_n^s, p^k, P_1, P_2, \dots, P_m] \\ \dots \\ L_n^d = L_n^d[\alpha_1, \alpha_2, \dots, \alpha_n, \alpha, \beta^1, \beta^2, \dots, \beta^m, w_1^s, w_2^s, \dots, w_n^s, p^k, P_1, P_2, \dots, P_m] \\ \dots \\ L_1^s = L_1^s[\alpha_1, \alpha_2, \dots, \alpha_n, \alpha, \beta^1, \beta^2, \dots, \beta^m, w_1^d, w_2^d, \dots, w_n^d, p^k, P_1, P_2, \dots, P_m] \\ \dots \\ L_n^s = L_n^s[\alpha_1, \alpha_2, \dots, \alpha_n, \alpha, \beta^1, \beta^2, \dots, \beta^m, w_1^d, w_2^d, \dots, w_n^d, p^k, P_1, P_2, \dots, P_m]$$

結局第1主体グループの自家農業への労働投入時間は、

$$(6 \cdot 19) \quad L_1^d = L_1^d[\alpha_1, \alpha_2, \dots, \alpha_n, \alpha, \beta^1, \beta^2, \dots, \beta^m, w_1^s, w_2^s, \dots, w_n^s, p^k, P_1, P_2, \dots, P_m]$$

また非自家農業雇用労働への就業時間は

$$(6 \cdot 20) \quad L_1^s = L_1^s[\alpha_1, \alpha_2, \dots, \alpha_n, \alpha, \beta^1, \beta^2, \dots, \beta^m, w_1^d, w_2^d, \dots, w_n^d, p^k, P_1, P_2, \dots, P_m]$$

で与えられる。

かくして我々の理論模型では、任意の主体グループの自家農業および非自家農業への労働供給時間は、

- (イ) ゲインファンクションのパラメーター
 - (ロ) 生産函数のパラメーター
 - (ハ) 農外雇用の賃金分布
 - (ニ) 投入要素の価格体系
 - (ホ) 生産物(農産物)価格体系
- の五者をパラメーターとして決定することがわかる。

第六・三節 理論図式の具体化に伴う問題点

以上で、農家の農業経営主体としての側面をも同時に含む一つの理論模型が示されたわけである。農家計行動の一般的な理論図式としては、このように、生産要素投入と外部からの農業労働者の雇い入れおよび家計構成員による自家農業と非自家農業への労働供給の四者が、同時に解かれるような体系であることが望ましい。(より一般的には家計の消費主体としての側面をも組み入れることが望ましいであろう)。

しかしながら、以下に述べるような幾つかの理由のために、このような一般的な理論仮説をはじめから分析のフレームワークとして採用することは難しい。第一には、耕作物の品目選択と費用極小化問題の間の関係について従来経験的な分析は何も行なわれておらず、当然不可分の関係にあるはずの両者をつなぐメカニズムについて何等かの図式を仮説する手掛りが存在しないことである。第二に、農業生産においては耕作される全ての品目について投入要素間に代替性が存在することが

予想されるにもかかわらず、それ等の関係を具体的に与える試みがほとんどおこなわれていない。単一品目についてこのような難点があるのに加えて、第一点で述べた品目組み合わせによって、問題は更に複雑なものとなってしまふ。この二つの問題点を経験的な分析によって説明して行こうとすれば、各耕作品目についてそれぞれの生産費の構成が調査されなければならぬ。わが国では、生産費調査は米、麦類等一部の品目について行なわれているのみで、全ての主要な品目について同様な情報を得ることは今の所できない。

第三には生産物の品目別価格、投入諸要素の価格がデータとして得られないという困難がある。わが国の統計資料の現状では農産物の価格を品目別に生産者段階でとらえることは特に難しい。肥料、農薬等の投入要素の価格もまた同様である。

第四には、農業臨時雇いの賃金および非農業雇用の賃金の分布に関する観察資料が得られないという難点がある。このことは前稿の分析作業でも一つの難点となっていたし、本稿の分析作業でも同様に分析結果の評価を困難にしている。この点については、第八章で更に詳しく吟味をしよう。

我々の理論図式には以上にあげたような難点がある。今後、研究はこれらの問題点を順次解消させる方向で進めなければならない。前稿では第一次接近として農家の農業粗収益が全部農業所得となるという単純化をおこなっていた。これは言い換えれば、農業費用が零であるという非常に強い仮定であり、非現実的な仮定である。それ故、本稿の分析の段階では何等かの形で、

農業所得と農業費用の関係を体系に導入しなければならない。

しかしながら、すぐ前に述べた四点の理由で個々の耕作品目ごとに農業費用の概念を導入することは不可能である。「農

家経済調査報告」では農家計全体としての農業粗収益、農業費用、農業所得の情報が得られるだけである。このようなわび集計値だけを用いて我々の理論図式に農業費用ないしは農業所得の概念を導入するためには、第二次接近として再び一つの仮定を導入しなければならないであろう。

いま仮りに全ての耕作品目についてその所得率が農家の全ての階層と農区を通じて一定であるとすれば、前稿の第三・二節で示した生産函数および所得造出函数は農業粗収益の代りに農業所得について定義することが許されるであろう。前稿第四・一節で示したように、生産函数の中に地域差指数が導入されて居れば付加価値率は地域(農区)間では変動しても、任意の地域(農区)内の階層間で一定でありさえすれば同じことが言えるであろう。何故ならば、農区間の所得率変動は地域差指数によって吸収されているはずだからである。本稿では各農区ごとに農家規模間で所得率が一定であると仮定して、農業(粗収益)生産函数の代りに農業(所得)生産函数を用いて前稿と同じ理論図式を用いて分析をおこなうこととした。ここでは仮りに農業所得生産函数と呼ぶことにする。

第六・四節 農業(所得)生産函数の計測

前稿第四・一節の「表・二」に示した農業(粗収益)生産函数に代るものとして、農業(所得)生産函数を計測するのが本節の課題である。次章に述べるように、本稿では家計を構成する男・女二つのグループを労働供給主体とみる接近を試みるわけであるから、生産函数は当然男子・女子それぞれの主体グループの労働投入時間を投入要素として含むように定義されなければならない。それ故、前稿第四章におけると殆んど同じ特定化を与えて、そのパラメータを計測することとした。農業(粗収益)生産函数では投入要素として導入されていた飼料投入金額は、それが原材料としての性格が特にはっきりしていること、および平均農家のデータでは、あまり大きな投入要素ではないことを考えて、陽表的に投入要素として扱かう

ことを止めた。

結局、計測すべき農業所得生産函数は、

$$(6 \cdot 21) \quad Y_A = b \cdot L_m^{a_1} \cdot L_f^{a_2} \cdot H_1^{a_3} \cdot H_2^{a_4} \cdot N_1^{a_5} \cdot N_3^{a_6} \cdot K_1^{a_7} \cdot K_2^{a_8} \cdot Q_1^{b_1} \cdot Q_2^{b_2} \dots \cdot Q_9^{b_9}$$

である。用いた記号はすべて前稿〔第一表〕に示したものである。

この函数の係数の計測結果は〔第八表〕に示す如くである。全般に各係数はその値でみて有意に計測されており、自由度調整済みの重相関係数でみてフィットも良好であると考えられる。ただ昭和三十二年（一九五七年）については L_f, N_3, K_1, K_2 の各項の係数が負に計測されている。とりわけ L_f の係数 a_2 が負であることはこれから後の分析で、所得造出曲線を $Y \cdot L$ 座標の原点に対して凸ならしめることになって先験的に期待される象限に均衡点を見出すことを不可能にしてしまう。何故ならば原点に対して凸な所得造出曲線は負の限界所得造出力を有していることを意味するから、これを用いて第二均衡方程式を成立せしめる為には負の賃金率を考えなければならなくなるからである。

〔第8表〕 農業（所得）生産函数の計測結果

変数	係数	昭和 32 (1957)年	昭和 34 (1959)年	昭和 36 (1961)年
L_m	a_1	・ 3108 (3.7899)	・ 2560 (3.2813)	・ 2798 (3.9509)
L_f	a_2	—・ 0115 (.0960)	・ 1478 (1.2575)	・ 1379 (1.3533)
H_1	a_3	・ 0884 (2.0970)	—・ 0458 (1.7502)	—・ 0441 (1.8701)
H_2	a_4	・ 1293 (2.2272)	・ 0327 (.7962)	・ 1643 (3.0292)
N_1	a_5	・ 6656 (7.5423)	・ 5760 (7.0365)	・ 3935 (4.6907)
N_3	a_6	—・ 1059 (1.9076)	・ 0148 (.2652)	・ 0338 (.5756)
K_1	a_7	—・ 1461 (1.7743)	・ 0130 (.1756)	—・ 0001 (.0010)
K_2	a_8	—・ 0337 (.7885)	・ 1040 (2.0976)	・ 0960 (2.1036)
Q_1	b_1	・ 2199 (8.3441)	・ 1485 (6.3155)	・ 1026 (4.1461)
Q_2	b_2	・ 2133 (5.1798)	・ 1455 (4.7949)	・ 0736 (2.1319)
Q_3	b_3	・ 1432 (4.8097)	・ 0740 (2.6624)	・ 0459 (1.7147)
Q_4	b_4	・ 1356 (4.2935)	・ 0671 (2.6135)	・ 0837 (3.2630)
Q_5	b_5	・ 0877 (1.4322)	・ 0191 (.6992)	・ 0489 (1.6994)
Q_6	b_6	・ 0877 (3.0247)	・ 0008 (.6354)	・ 0029 (.1248)
Q_7	b_7	・ 1467 (5.3439)	・ 0552 (2.3389)	・ 0562 (2.4886)
Q_8	b_8	・ 1083 (4.2929)	・ 0149 (.7249)	・ 0300 (1.4190)
Q_9	b_9	・ 0378 (1.6953)	・ 0271 (1.6526)	・ 0305 (1.7303)
b		1.4886 (6.4919)	1.1200 (5.4028)	1.6202 (7.8612)
R		・ 9960	・ 9968	・ 9970

る。所得造出曲線は、我々の体系では原点から出る単調増加函数であってその限界所得造出力は通減する（云い換えれば原点を通るY軸方向に凸な単調増加曲線である）ことが均衡点の存在の必要条件となっている。このことは前稿〔第十一図〕または〔第十二図〕に示した通りである。

従って昭和三十二年（一九五七年）の計測結果は今後の分析にそのまま使用することはできない。次の機会に再計測を試みることにしたい。

第七章 男女主体グループの労働供給行動

第七・一節 主体グループの経験的把握と主体行動の相互依存性

既に前稿第一・二節にもべた如く労働供給主体をどのような次元でとらえるかという点については、家計を一つの主体とみるか、家計を構成する個人を一つの主体とみるかの両極端の間に色々な段階を考えることができる。我々の分析では、労働供給主体を男・女別グループとみるのがよいか、それとも男・女別年齢別グループとみるのがよいかを実証的に明らかにすることが一つの重要な課題となっている。性別・年齢別の賃金格差が広く存在し続けて来たわが国の賃金雇用構造の下では、労働供給主体の行動もまた性別・年齢別にそのスケジュールを把握できればそれにこしたことはない。けれども、実際問題として家計を構成する労働力をどの次元まで分解して主体グループとみなして行けるかは別の問題である。それは経験的な分析によって一つずつ確かめて行くことよってのみ結論が得られる事柄である。それ故、我々の分析も、はじめに性別主体グループ、次に性別・年齢別主体グループについて順次理論模型の妥当性を実証して行く方向で進めなければならぬ。本稿では前節で述べた如く、農業（租収益）生産函数に代えて農業（所得）生産函数を用いるという改善を行ない、これを

基礎として男・女両主体グループについての理論模型に従って分析を行なう。それ故、分析の基礎となる理論模型とその具体的形式は前稿第三・二節および第三・三節に展開したものと全く等しい。従って、ここではこれを再述することを省略する。

労働供給主体をどの次元でとらえるかという問題と並んで、更に重要な問題が存在する。家計構成員が幾つかの供給主体グループに分割されたとして、それらの各主体グループの労働供給行動は、相互に独立だと考えてよいであろうか。小尾恵一郎・尾崎巖両氏が勤労者世帯の家計構成員についておこなって来た研究では、家計構成員は核(世帯主)と非核(非世帯主)の二つの主体(グループ)に分割してとらえるのが有効であることが示された。両氏は同時に、非核の就業行動にとって、核の収入率が最も重要な変動要因となっていることを計量的に解明したのであった。このことは家計内の各行動主体の行動が、相互に独立ではないことを示唆している。農家家計においても各主体の労働供給行動が、相互に何等かの関係を持っているメカニズムを考えるのがより一般的であることは明らかである。本稿第六・二節で提示した農家家計行動の理論模型では、この考え方に立って(6・14)式にみるように各主体のゲインファンクションは

$$Q_i = Q_i(L_i, L_2, \dots, L_n, Y|\alpha_i)$$

の如く自己の労働供給時間の函数であると同時に、その他の家計構成員の労働供給時間の函数でもあるように定義されている。

これに反して、我々の第一次接近としての理論模型の段階では、各主体の行動は一応独立のものとして扱われている。すなわち、第三・二節および第三・三節に展開した模型では、男子グループ、女子グループの二つの主体グループは共にその労働供給時間決定図式の中に、他のグループの行動をパラメーターとして含んでいない。このような第一次接近の方法をとったのは、一つにはモデルをはじめから複雑なものにすると、仮説検定の段階で多くの検証すべき事項を同時にチェックする

ことになってしまつて、仮説模型のどの部分とどの部分が検証されたのか判然としなくなつてしまふ可能性が大きいからである。またもう一つには、主体グループ相互に依存関係があるとは言つても、それはどちらか一方が他方に依存するといふ one way の依存関係としてとらえた方が効率がよいのか、それとも相互に依存的であるとするかとらえの方が効率がよいのかという問題がある。勤労者世帯において、核の就業時間と収入率が先に決つて、非核はそれをパラメーターとして、所得II余暇の選択をおこなうと云う図式が、非常に高い分析効率を示したのを類推的に考えれば、農家家計では、たとえば男子主体グループの労働供給行動が先に決定されて、これをパラメーターとして、女子主体グループの労働供給がおこなわれるとする接近もあり得るわけである。

筆者は、これらの接近方法のいずれが良いかを決定する為には、二つの主体グループの労働供給機構を独立のものとして観察し、仮説模型の検証の課程で両者を関係づけて比較する所から出発して、次の連結方法を考察するのがよいと考えている。それ故、前節で計測した農業(所得)生産函数に基づいて、男・女二つの主体グループの労働供給模型の各パラメーターを独立に計測する。

第七・二節 男女別所得造出函数の計測と応募賃金率の計測

第六・四節では農業所得生産函数

$$Y_A = b \cdot L_m^{a_1} \cdot L_f^{a_2} \cdot H_m^{a_3} \cdot H_f^{a_4} \cdot N_m^{a_5} \cdot N_f^{a_6} \cdot K_m^{a_7} \cdot K_f^{a_8} \cdot Q_{A1} \cdot Q_{A2} \cdot \dots \cdot Q_{A9}$$

のパラメーターを計測して(第八表)に示した。前稿第三・二節および第三・三節に述べた如く、各主体はそれぞれ固有の農業所得造出函数を持っている。男子の所得造出函数は

$$(7 \cdot 1) \quad Y_A = \beta_m L_m^{a_m}$$

農家家計構成員の労働供給スケジュール(II)

である。但し α_m, β_m はそれぞれ

$$(7 \cdot 2) \quad \alpha_m = \alpha_1$$

$$(7 \cdot 3) \quad \beta_m = b \cdot L_j^{a_2} \cdot H_1^{a_3} \cdot H_2^{a_4} \cdot N_1^{a_5} \cdot N_2^{a_6} \cdot K_1^{a_7} \cdot K_2^{a_8} \cdot Q_1^{a_9} \cdot Q_2^{a_{10}} \cdots \cdots Q_{10}^{a_{10}}$$

によって定義される。

〔第9表〕 主体別所得造出函数の計測結果

農区	農家規模	34年 (β)		36年 (β)	
		男	女	男	女
α		25,597,502	14,783,904	27,977,490	13,788,222
東北	I	20,715	31,487	13,796	26,749
	II	24,397	47,006	18,943	44,018
	III	47,699	102,633	33,719	92,082
	IV	74,033	170,880	50,290	147,322
	V	96,336	227,472	63,874	192,647
	VI	154,491	384,987	96,656	307,914
北陸	I	16,486	29,822	13,100	26,460
	II	23,101	42,632	20,158	45,319
	III	42,707	90,631	33,958	87,958
	IV	73,949	173,425	55,102	161,407
	V	97,144	231,546	72,862	226,175
	VI	128,888	301,341	91,829	281,519
山陰	I	14,148	26,473	13,890	29,791
	II	27,519	57,093	22,935	61,274
	III	46,850	104,956	38,686	110,168
	IV	74,881	179,100	54,364	167,846
	V	98,112	239,605	77,682	243,004
	VI	165,398	415,110	95,815	304,292
北関東	I	14,507	28,826	13,094	33,375
	II	23,866	50,129	20,913	54,722
	III	45,198	104,273	38,463	112,113
	IV	66,611	161,606	54,989	170,727
	V	93,506	230,515	76,485	248,882
	VI	129,596	319,933	104,338	334,622
南関東	I	14,850	25,871	12,834	27,156
	II	26,425	47,822	19,298	41,624
	III	44,961	102,718	35,422	102,082
	IV	73,584	177,492	55,902	174,491
	V	90,444	221,276	69,648	220,664
	VI	135,827	336,895	100,112	321,764
東海	I	19,006	35,091	17,133	40,220
	II	31,083	58,976	23,864	56,747
	III	58,122	131,965	41,751	118,497
	IV	83,984	198,584	65,809	202,622
	V	119,207	288,380	86,400	268,647
	VI	165,934	424,926	102,179	330,957

また、女子の所得造出函数は

$$(7 \cdot 4) \quad Y_A = \beta_j L_j^{a_1}$$

である。但し α_j, β_j はそれぞれ

$$(7 \cdot 5) \quad \alpha_j = \alpha_2$$

$$(7 \cdot 6) \quad \beta_j = b \cdot L_m^{a_1} \cdot H_1^{a_2} \cdot H_2^{a_3} \cdot N_1^{a_4} \cdot N_2^{a_5} \cdot K_1^{a_6} \cdot K_2^{a_7} \cdot Q_1^{a_8} \cdot Q_2^{a_9} \cdots \cdots Q_{10}^{a_{10}}$$

で定義される。

〔第八表〕の農業(所得)生産函数のパラメーター計測結果と前稿付表に示した原データー系列とを用いて昭和三十四(一九五九)、三十六(一九六一)の両年について男・女別に(7・2)式、(7・3)式、(7・5)式、(7・6)式によって $\alpha_m, \beta_m, \alpha_j, \beta_j$

〔第9表のつづき〕

農区	農家規模	34年 (β)		36年 (β)	
		男	女	男	女
近畿	I	15,847	29,259	11,512	26,240
	II	27,822	56,529	22,749	57,369
	III	53,115	124,331	39,541	114,675
	IV	85,671	220,600	62,376	204,598
	V	118,248	303,424	91,559	300,641
	VI	182,106	487,519	119,630	410,673
瀬戸内	I	19,123	36,679	13,513	30,490
	II	31,924	64,756	22,976	57,241
	III	56,264	129,630	40,095	115,919
	IV	85,773	205,769	57,756	178,456
	V	116,283	294,428	86,614	280,808
	VI	150,829	391,538	117,293	393,427
北九州	I	16,000	29,278	11,054	24,869
	II	24,646	50,933	17,928	44,068
	III	42,035	96,570	30,308	87,101
	IV	68,738	165,212	50,151	155,046
	V	90,534	220,787	61,699	196,370
	VI	113,639	281,360	79,929	263,512
南海	I	13,388	24,208	11,052	24,227
	II	24,163	52,069	18,947	49,370
	III	41,876	94,613	29,773	84,400
	IV	64,537	151,742	45,175	135,712
	V	92,104	230,490	55,961	177,969
	VI	98,620	246,600	76,409	250,807

を算出した。前稿と同様、全府県十農区の六階層の平均農家、合計六十の標本についてこの値を算出した結果を〔第九表〕に示しておいた。

我々の仮説模型は幾度か述べたように、二つの均衡方程式からなる均衡体系である。第二均衡方程式は、いま導出した所得造出函数と外部雇用賃金の均衡式である。すなわち、男子・女子それぞれについて第二均衡方程式は次の如くである。

農家計構成員の労働供給スケジュール(II)

$$(7 \cdot 7) \quad \frac{\partial Y_A}{\partial L_m} = \alpha_m \cdot \beta_m \cdot L_m^{\alpha_m - 1} = w$$

$$(7 \cdot 8) \quad \frac{\partial Y_A}{\partial L_f} = \alpha_f \cdot \beta_f \cdot L_f^{\alpha_f - 1} = w$$

従って、この二つの式を用いて、男・女それぞれの主体グループが外部雇用に応募して行く際の理論的応募賃金率（それは、それぞれの限界生産性に等しい）が算出される。これらの値を計算した結果を「第十表」に示しておこう。

〔第10表〕 主体別理論応募賃金率の計測結果

農区	農家規模	34年 (w)		36年 (w)	
		男	女	男	女
東	I	90.98	16.40	68.82	13.09
	II	46.92	18.67	51.29	15.15
	III	52.19	25.18	49.47	19.63
	IV	56.99	31.29	56.60	25.60
	V	64.55	36.06	62.30	28.36
	VI	82.98	53.71	76.00	37.82
北	I	41.42	13.99	56.88	11.94
	II	48.98	16.05	63.00	17.97
	III	48.99	22.55	60.13	21.28
	IV	55.21	32.76	62.55	28.62
	V	63.78	37.21	67.47	35.15
	VI	83.62	42.32	80.42	35.33
山陰	I	32.89	12.93	50.31	12.59
	II	38.09	18.10	42.10	19.63
	III	42.95	22.88	49.37	21.76
	IV	49.44	29.99	50.22	25.07
	V	56.15	33.74	65.31	31.33
	VI	80.52	49.64	77.13	38.82
北関東	I	28.10	13.88	30.95	14.72
	II	33.32	17.35	40.50	17.53
	III	37.35	21.92	46.22	22.13
	IV	42.92	27.72	50.99	26.64
	V	51.14	31.32	58.29	32.35
	VI	66.96	39.15	75.67	35.22
南関東	I	43.01	12.95	53.38	14.75
	II	55.25	15.62	60.40	12.78
	III	40.01	23.63	44.70	21.14
	IV	47.44	29.47	51.33	27.50
	V	52.33	32.17	57.65	29.67
	VI	70.52	42.76	73.78	35.69
東海	I	43.60	15.46	49.26	17.07
	II	51.94	16.22	57.34	16.88
	III	49.69	27.06	53.35	22.99
	IV	57.33	32.93	60.97	29.96
	V	73.64	44.74	76.72	38.09
	VI	74.60	48.74	82.49	48.08

第七・三節 男女別所得II

余暇選好函数パラメターの推定

男・女各主体グループの所得II余暇選好函数のパラメターを推定するのが本節の課題である。第三・三節に示した如く、我々の体系では選好函数は、

$$(7 \cdot 9) \quad U = a_{11}L^2 + a_{12}L + a_{13}LY + a_{21}Y + a_{22}Y^2 + a_{23}NL + a_{24}NY + a_{25}$$

なる二次形式の函数で近似される。

〔第10表のつづき〕

農区	農家規模	34年 (w)		36年 (w)	
		男	女	男	女
近畿	I	44.39	19.16	43.75	18.24
	II	42.08	18.94	49.50	19.37
	III	45.85	30.97	50.92	25.95
	IV	47.47	39.54	51.11	33.34
	V	62.90	49.16	69.75	41.31
	VI	79.17	67.49	77.95	51.00
瀬戸内	I	34.87	12.78	40.32	11.05
	II	42.61	16.76	45.96	14.60
	III	44.45	24.73	47.23	20.72
	IV	54.45	32.12	52.11	25.29
	V	59.15	40.41	64.89	34.23
	VI	71.83	54.45	81.57	49.51
北九州	I	33.18	10.03	33.07	8.91
	II	31.96	13.87	35.89	10.35
	III	33.49	18.43	36.47	15.79
	IV	43.42	25.81	44.52	21.20
	V	50.77	29.62	49.50	25.18
	VI	57.54	33.64	56.01	30.33
南海	I	28.73	8.29	34.98	8.46
	II	25.75	12.23	31.67	10.78
	III	34.97	18.00	36.57	14.76
	IV	44.69	25.05	44.18	19.62
	V	48.82	32.08	46.57	24.82
	VI	50.39	31.78	53.56	28.10

従って、男女それぞれの主体グループについて限界効用は次のように定義される。

$$(7 \cdot 10) \quad \frac{\partial U}{\partial L} = 2a_{11}L + a_{12}Y + a_{13}$$

$$(7 \cdot 11) \quad \frac{\partial U}{\partial Y} = 2a_{22}Y + a_{23}L + a_{24}$$

第一均衡方程式は、男・女グループとも、限界代替率が外部雇用賃金率と均衡することを示すのであるから、次のようになる。

農家計構成員の労働供給スケジュール(II)

$$(7.12) \quad \frac{2a_{11}L + a_{12}Y + c_1N}{2a_{21}Y + a_{22}L + c_2N} = w$$

選好函数のパラメーターはこの体系(構造方程式系)の誘導形である労働供給函数について統計的に計測することもできる。けれどもこの方式をとることは、現在の段階ではできない。もしこの方法をとるとすれば計測式は第八章の(8.3)式を用いることになるのだが、例えば最小自乗法のような統計的方法を用いる際に必ずしもデータとして必要である所の賃金率(w)の観察値が無いからである。前にも述べたように、外部雇用賃金率は「農家経済調査」の標本については調査されていないのである。

そこで、この資料の欠除という難点を回避するために、我々の分析では他の方法を採用することになる。幸いにして、我々の体系では第一均衡方程式によって、理論的な応募賃金率を算出することができる。この理論的な応募賃金率の算出結果は既に「第十表」に示した通りである。この理論的な応募賃金率をデータとして用いることは、観察される自家農業就業時間(L)は必ずしも全ての標本において第二均衡点の均衡が達成された結果であるとみなすことを意味する。この仮定の下で第一均衡点の均衡が実現すると考えるならば、第一均衡方程式(7.12)式のパラメーターを理論的な応募賃金率をデータとして用いて計測することが正当視されるであろう。

この分析では、第一均衡方程式を統計的に計測することによって、選好函数のパラメーターを計測する手続きをとることとする。第一均衡方程式は、元来変数間に因果の関係を含まないのであるから、一義的に残差の方向を決めて最小自乗法を適用することができない。前稿第四・二節にも述べたように直交回帰(Orthogonal Regression)等の推定方法を試みる必要がある。しかし、ここでは一つの試みとして、再び、左記のように第一均衡方程式を三通りに変形したものについて最小自乗回帰をあてはめて、その結果計測されるパラメーターを符号条件および係数の有意性の観点から比較検討することとする。

第二均衡方程式を次の三通りに変形する。

$$(7.13) \quad L = \frac{1}{2a_{11}} [a_{12}(Lw + Y) + 2a_{22}wY + a_{22}w + c_1N + c_2Nw + a_1]$$

$$(7.14) \quad (Lw + Y) = \frac{1}{a_{12}} [2a_{11}L + 2a_{22}wY + a_{22}w + c_1N + c_2Nw + a_1]$$

$$(7.15) \quad wY = \frac{1}{2a_{22}} [2a_{11}L + a_{12}(Lw + Y) + a_{22}w + c_1N + c_2Nw + a_1]$$

一見してわかるように、これら三式はいずれもその係数は任意の係数で規準化した値として測られることに留意された。これらの係数を昭和三十四(一九五九)、三十六(一九六二)の兩年について男・女別に計測した結果を「第十一表」に示そう。やはり各係数の後の()の中の数値はtの値である。5%信頼限界で有意なものには**印を、また10%信頼限界で有意なものには*印を付しておいた。

全体を通じていずれの場合も良好なフィットが得られたと云ってよいであろう。けれども、これらの係数はいずれも任意の係数で規準化した値であるから、(A)、(B)、(C)の三種の計測結果をそのまま比較することはできない。

この三種の計測結果を相互に比較可能にするために全ての係数を s_{ij} で規準化し直してみよう。この結果は「第十二表」に示す如くである。「第十二表」でみると、三種の計測を通じて係数のオーダーはほぼ斉合的な大小関係にあるが、符号の配列は必ずしも斉合的とは云えない。

次に、計測された係数の符号条件を検討しよう。これらの係数の符号配列は先験的にはどのように考えられるかについて、前稿第四・二節で詳しい考察をしておいた。それ故ここでは詳しい再考察は省略する。先験的な符号条件と計測された係数の符号との一致性を吟味する為に第十三表を参照されたい。(i)欄は前稿第四・二節で詳しく考察した所の先験的に期待

【第11表】 選好函数パラメータ計測結果

	男		子		女		子	
	昭和 34 (1959)	昭和 36 (1961)	昭和 34 (1959)	昭和 36 (1961)	昭和 34 (1959)	昭和 36 (1961)	昭和 34 (1959)	昭和 36 (1961)
(A) 2a ₁₁ 規準化した場合	1.001844** (3.19)	1.002221** (3.74)	1.0004702** (16.31)	1.004949** (14.49)	1.004702** (16.31)	1.004949** (14.49)	1.004949** (14.49)	1.004949** (14.49)
2a ₁₂	0.000006 (0.59)	-0.000007 (0.67)	-0.000022** (2.90)	-0.000047** (4.58)	-0.000022** (2.90)	-0.000047** (4.58)	-0.000047** (4.58)	-0.000047** (4.58)
2a ₂₂	48.314940** (2.97)	36.299673** (2.89)	36.555509** (2.35)	16.737740 (1.01)	36.555509** (2.35)	16.737740 (1.01)	16.737740 (1.01)	16.737740 (1.01)
a ₂	2410.4807 ** (4.08)	2219.4414 ** (4.20)	1453.1635 ** (3.23)	1006.9406 ** (3.90)	1453.1635 ** (3.23)	1006.9406 ** (3.90)	1006.9406 ** (3.90)	1006.9406 ** (3.90)
c ₁	-41.048335** (3.70)	-29.930241** (3.35)	-49.504845** (5.27)	-33.300577** (3.52)	-49.504845** (5.27)	-33.300577** (3.52)	-33.300577** (3.52)	-33.300577** (3.52)
c ₂	-1030.4589 *	-964.3990 *	-676.14410 *	-3.07190 (0.01)	-676.14410 *	-3.07190 (0.01)	-3.07190 (0.01)	-3.07190 (0.01)
a ₁								
R	.9762	.9753	.9873	.9832	.9873	.9832	.9832	.9832
(B) 2a ₁₁ 規準化した場合	85.829730** (3.19)	92.795540** (3.74)	176.77670 ** (16.31)	160.70424 ** (14.49)	176.77670 ** (16.31)	160.70424 ** (14.49)	160.70424 ** (14.49)	160.70424 ** (14.49)
2a ₁₂	0.013764** (10.62)	0.014102** (13.99)	0.006624** (5.19)	0.012376** (8.80)	0.006624** (5.19)	0.012376** (8.80)	0.012376** (8.80)	0.012376** (8.80)
2a ₂₂	12559.331 ** (3.72)	8930.2712 ** (3.60)	-2948.3940 (0.94)	1937.2992 (0.65)	-2948.3940 (0.94)	1937.2992 (0.65)	1937.2992 (0.65)	1937.2992 (0.65)
a ₂	542621.31 ** (4.32)	402768.76 ** (3.61)	-160255.55 ** (2.57)	-63350.367 * (1.22)	-160255.55 ** (2.57)	-63350.367 * (1.22)	-63350.367 * (1.22)	-63350.367 * (1.22)
c ₁	-8296.4222 ** (3.42)	-6407.8591 ** (3.54)	7173.9276 ** (3.55)	3037.0458 * (1.65)	7173.9276 ** (3.55)	3037.0458 * (1.65)	3037.0458 * (1.65)	3037.0458 * (1.65)
c ₂	-839560.030 ** (6.15)	-612408.70 ** (9.14)	-35202.300 (0.37)	-151420.62 ** (1.92)	-35202.300 (0.37)	-151420.62 ** (1.92)	-151420.62 ** (1.92)	-151420.62 ** (1.92)
a ₁								
R	.9970	.9968	.9981	.9973	.9981	.9973	.9973	.9973
(C) 2a ₁₁ 規準化した場合	1031.8190 (0.59)	-1173.5450 (0.57)	-6194.7190 ** (2.90)	-5906.8206 ** (4.58)	-6194.7190 ** (2.90)	-5906.8206 ** (4.58)	-5906.8206 ** (4.58)	-5906.8206 ** (4.58)
2a ₁₂	47.140373** (10.62)	55.582630** (13.99)	50.252920** (5.19)	47.596954** (8.80)	50.252920** (5.19)	47.596954** (8.80)	47.596954** (8.80)	47.596954** (8.80)
2a ₂₂	-1351084.1 ** (10.25)	-899268.10 ** (7.32)	-1096728.3 ** (4.72)	-60348.72 ** (3.60)	-1096728.3 ** (4.72)	-60348.72 ** (3.60)	-60348.72 ** (3.60)	-60348.72 ** (3.60)
a ₂	-54733238 ** (12.15)	-41728191. ** (7.19)	-19086709. ** (3.71)	-7799571.4 ** (2.52)	-54733238 ** (12.15)	-41728191. ** (7.19)	-7799571.4 ** (2.52)	-7799571.4 ** (2.52)
c ₁	979106.51 ** (11.65)	697905.57 ** (8.41)	598282.49 ** (3.87)	294498.48 ** (2.83)	598282.49 ** (3.87)	294498.48 ** (2.83)	294498.48 ** (2.83)	294498.48 ** (2.83)
c ₂	67124100. ** (12.30)	49734250. ** (8.13)	388715.65 ** (6.11)	19644569. ** (4.57)	388715.65 ** (6.11)	19644569. ** (4.57)	19644569. ** (4.57)	19644569. ** (4.57)
a ₁								
R	.9977	.9971	.9933	.9924	.9933	.9924	.9924	.9924

【第12表】 選好函数パラメータの再規準化による比較

		男		子		女		子	
		昭和 34 (1959)	昭和 36 (1961)	昭和 34 (1959)	昭和 36 (1961)	昭和 34 (1959)	昭和 36 (1961)	昭和 34 (1959)	昭和 36 (1961)
(A)	2a ₁₁	1.00000000	1.00000000	1.00000000	1.00000000	1.00000000	1.00000000	1.00000000	1.00000000
	a ₁₂	.00184394	.00222131	.00470270	.00494938	.00470270	.00494938	.00470270	.00494938
	2a ₂₂	.00000620	-.00000712	-.00002172	-.00004730	-.00002172	-.00004730	-.00002172	-.00004730
	a ₂	48.31494000	36.29967300	36.55550900	16.73774000	36.55550900	16.73774000	36.55550900	16.73774000
	c ₁	2410.48070000	2219.44140000	1453.16350000	1006.94060000	1453.16350000	1006.94060000	1453.16350000	1006.94060000
	c ₂	-41.04833500	-29.93024100	-49.50484500	-33.30057700	-49.50484500	-33.30057700	-49.50484500	-33.30057700
	a ₁	-1030.45890000	-964.39900000	-676.14410000	-3.07190000	-676.14410000	-3.07190000	-676.14410000	-3.07190000
(B)	2a ₁₁	1.00000000	1.00000000	1.00000000	1.00000000	1.00000000	1.00000000	1.00000000	1.00000000
	a ₁₂	.01165097	.01077637	.00565685	.00622261	.00565685	.00622261	.00565685	.00622261
	2a ₂₂	.00016036	.00015196	.00003746	.00007701	.00003746	.00007701	.00003746	.00007701
	a ₂	146.32844000	96.23599500	-16.67863400	12.05502200	-16.67863400	12.05502200	-16.67863400	12.05502200
	c ₁	6322.06700000	4340.38920000	-906.54226000	-394.20470000	-906.54226000	-394.20470000	-906.54226000	-394.20470000
	c ₂	-96.66140300	-69.05352400	40.58186100	18.89835500	40.58186100	18.89835500	40.58186100	18.89835500
	a ₁	-9781.69560000	-6599.54880000	-199.13427000	-942.23164000	-199.13427000	-942.23164000	-199.13427000	-942.23164000
(C)	2a ₁₁	1.00000000	1.00000000	1.00000000	1.00000000	1.00000000	1.00000000	1.00000000	1.00000000
	a ₁₂	.04762499	-.04736301	-.00811221	-.00805796	-.00811221	-.00805796	-.00811221	-.00805796
	2a ₂₂	.00096916	-.00085211	-.00016142	-.00016929	-.00016142	-.00016929	-.00016142	-.00016929
	a ₂	-1309.41960000	766.28344000	177.04246000	102.16811000	177.04246000	102.16811000	177.04246000	102.16811000
	c ₁	-53045.38600000	35557.38400000	3081.12580000	1320.43470000	3081.12580000	1320.43470000	3081.12580000	1320.43470000
	c ₂	948.91304000	-594.69860000	-96.57943900	-49.85735900	-96.57943900	-49.85735900	-96.57943900	-49.85735900
	a ₁	65054.14200000	-42379.49900000	-6274.95210000	-3325.74320000	-6274.95210000	-3325.74320000	-6274.95210000	-3325.74320000

【第13表】 符号の検討

	計測式の項	U函数の項	パラメータ	(i)	34年(男)		36年(男)		34年(女)		36年(女)	
					(a)	(b)	(a)	(b)	(a)	(b)	(a)	(b)
(A)	L (Lw+Y) wY w N Nw 定数項	L ² LY Y ² Y NL NY U	2a ₁₁ /2a ₁₁ a ₁₂ /2a ₁₁ 2a ₂₂ /2a ₁₁ a ₂ /2a ₁₁ c ₁ /2a ₁₁ c ₂ /2a ₁₁ a ₁ /2a ₁₁	+	+	+	+	+	+	+	+	+
(B)	L (Lw+Y) wY w N Nw 定数項	L ² LY Y ² Y NL NY L	2a ₁₁ /a ₁₂ a ₁₂ /a ₁₂ 2a ₂₂ /a ₁₂ a ₂ /a ₁₂ c ₁ /a ₁₂ c ₂ /a ₁₂ a ₁ /a ₁₂	+	+	+	+	+	+	+	+	+
(C)	L (Lw+Y) wY w N Nw 定数項	L ² LY Y ² Y NL NY L	2a ₁₁ /2a ₂₂ a ₁₂ /2a ₂₂ 2a ₂₂ /2a ₂₂ a ₂ /2a ₂₂ c ₁ /2a ₂₂ c ₂ /2a ₂₂ a ₁ /2a ₂₂	+	+	+	+	+	+	+	+	+

される符号条件である。(D)欄は計測された係数の符号である。両者が一致する場合は(D)欄に○印を、一致しない場合は×印を付した。これによれば男女ともに(A)又は(B)の計測方法が望ましい結果を示しているように思われる。このことは、第八章の最終的な仮説検定の段階で確認されるはずである。

第八章 男女主体グループの労働供給スケジュール

第八・一節 男女別労働供給スケジュールの計測

以上で我々の男・女主体グループの労働供給模型は完成した。本節では、計測されたパラメータを用いて各主体の労働供給スケジュール(労働供給方程式)を導出しよう。

主体の自家農業労働時間(L₀)のスケジュールは第二均衡方程式そのものである。第二均衡方程式(7・8)式を、一般にL_Aについて整理すれば(8・1)式を得る。

$$(8 \cdot 1) \quad L_A = \left(\frac{1}{\alpha \cdot \beta} \cdot w \right)^{\frac{1}{\alpha-1}}$$

これが自家農業労働時間(L₀)のスケジュールである。

非自家農業雇用労働時間(L₀)のスケジュールは第一均衡方程式から導かれる。この手続きは前稿第五・一節に詳述したのでここでは省略する。非自家農業雇用労働(L₀)のスケジュールは(8・2)式で示される。

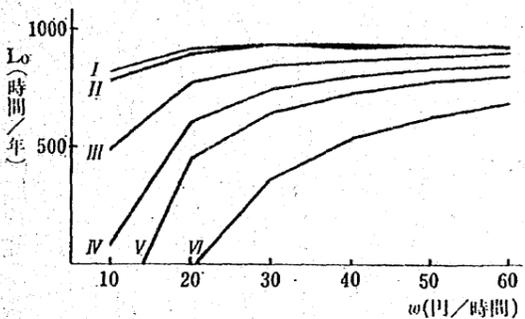
$$(8 \cdot 2) \quad L_0 = \frac{-1}{2a_{11} + 2a_{12}w + 2a_{22}w^2} \left\{ 2a_{22} \left(\frac{1}{\alpha \cdot \beta} \right)^{\frac{1}{\alpha-1}} \cdot \frac{1}{\alpha} w^{\frac{1}{\alpha-1}+2} + a_{12} \left(\frac{1}{\alpha} + 1 \right) \left(\frac{1}{\alpha \cdot \beta} \right)^{\frac{1}{\alpha-1}} \frac{1}{w} \right.$$

$$\left. + 2a_{11} \left(\frac{1}{\alpha \cdot \beta} \right)^{\frac{1}{\alpha-1}} \cdot w^{\frac{1}{\alpha-1}} + (c_2N + a_2)w + c_1N + a_1 \right\}$$

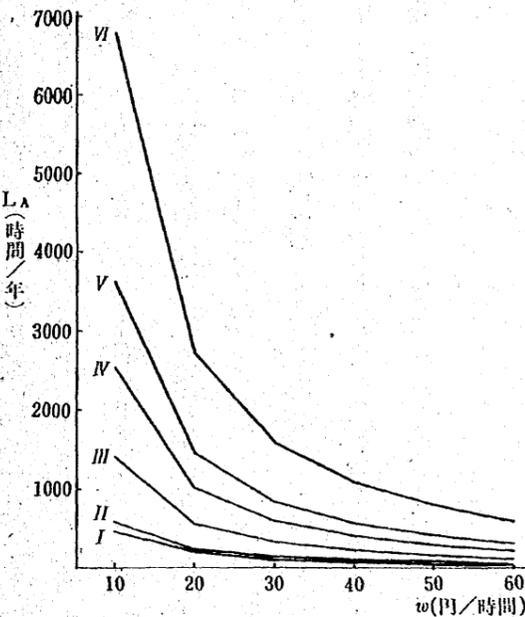
労働供給主体はこの二つのスケジュールに従って、外部雇用賃金(w)の変動に対応して労働供給時間を決定する。労働供給主体がこの二つのスケジュールに従って労働供給行動をする時、主体が稼得する所得額(Y)が同時に決定する。所得(Y)のスケジュールは(8・3)式で示される。

$$(8 \cdot 3) \quad Y = \frac{-w}{2a_{11} + 2a_{12}w + 2a_{22}w^2} \left[2a_{22} \left(\frac{1}{\alpha \cdot \beta} \right)^{\frac{1}{\alpha-1}} \cdot \frac{1}{\alpha} w^{\frac{1}{\alpha-1}+2} + a_{12} \left(\frac{1}{\alpha} + 1 \right) \left(\frac{1}{\alpha \cdot \beta} \right)^{\frac{1}{\alpha-1}} \frac{1}{w} \right. \\ \left. + 2a_{11} \left(\frac{1}{\alpha \cdot \beta} \right)^{\frac{1}{\alpha-1}} \cdot w^{\frac{1}{\alpha-1}} + (c_2N + a_2)w + c_1N + a_1 \right] + \frac{w}{\alpha} \left(\frac{w}{\alpha \cdot \beta} \right)^{\frac{1}{\alpha-1}}$$

〔第17図(1) 男子農外雇用労働時間(L₀)のスケジュール



〔第17図(2) 男子自家農業労働時間(L_A)のスケジュール



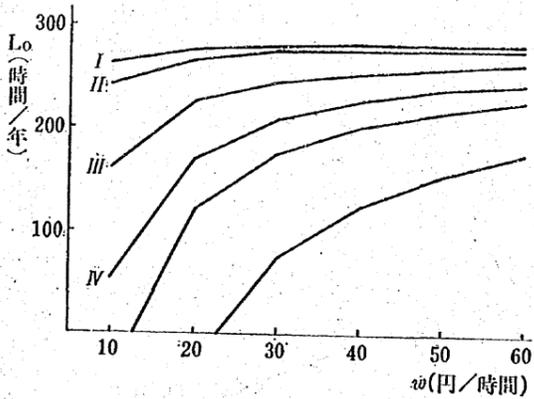
この三つのスケジュールは、非常に複雑な形をしているので、wの変化に対する反応を直感的に知ることが困難であるから、実験的にN、wの値を与えて数値計算を行なった結果を図示しておこう。昭和三十四年の計測結果の中から所得造出函数パラメータ、αおよびβの値と

農家計構成員の労働供給スケジュール(II)

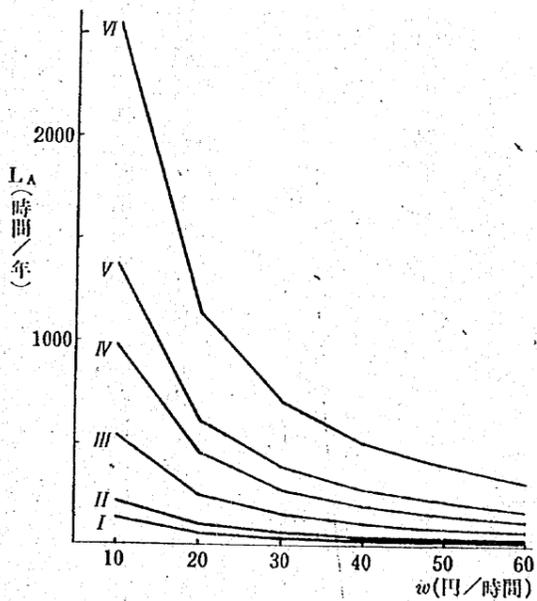
して東北農区の六階層の値を選んで用いる。選好函数パラメターは、前節の吟味によれば、「第十一表」の(A)、(B)のいずれかを使用するのがよいであろう。ここでは実験的に(A)の場合を選んでみよう。平均成年男子世帯人員(N)および平均女子成年世帯人員は実験的に0.5人に固定する。これ等の係数を用いて、外部雇用賃金率 w を実験的に時間当り、一〇円、二〇円、……六〇円と変化させた時の L_0 および L_A の反応を数値計算した結果を図示すると男子主体グループでは「第十七図(1)」、(2)女子主体グループでは「第十八図(1)」、(2)のようになる。

男女ともに、特定の所得造出函数と世帯人員のもとで外部賃金率が上昇するにつれて、自家農業就業時間を次第に減じて行く傾向がみられる。また外部雇用賃金率の上昇につれて次第に非自家農業雇用労働時間を増して行く傾向がみられる。これらの二つのスケジュールは農業所得造出函数のパラメターによってシフトすることがみられる。同じ外部雇用賃金に

〔第18図(1)〕 女子農外雇用労働時間 (L_0) のスケジュール



〔第18図(2)〕 女子自家農業労働時間 (L_A) のスケジュール



対して自家農業労働時間は、大規模農家程大きく、非自家農業労働時間は低規模農家ほど大きい。前稿の農業粗収益概念を用いた計測では、 L_0 、 L_A 共にスケジュールが右下りに測られたのに反して、農業所得概念を用いた計測では、 L_0 のスケジュールが

右上りに測られたことは大きな相違である。この相違が生じた原因は所得造出函数、選好函数両者のパラメターの推定方法に大きな関係があると思われる。この点の解明は今後の課題として残したい。

第八・二節 仮説の検証と今後の問題

この種の実証的分析では、仮説された理論模型の妥当性と有効性を現実に照らしてテストすることが必要である。現実に対するテストに耐え得た理論模型または理論模型の一部をなす仮説のみが法則性として残る。それ故できる限り、理論模型を構成する幾つかの仮説が一つずつ検証されるようなものであることが望ましい。現実に照らして模型のどの部分を修正すればよいか、またその修正の結果は他の部分にどのように影響して行くかが明確に判っていれば、それだけ研究の効率は高い。前節までに展開して来た各主体の労働供給図式を検証するのが本節の課題である。もし選好函数のパラメターを、実際に観測される外部雇用賃金率を用いて計測していたのであれば、我々の理論仮説の検証にとって非常に望ましいことであつた。何故ならば、その観測された賃金率を用いて第一均衡点、第二均衡点の両者が理論模型によってどれだけよく追跡されたかを別々に検証することができるからである。第二均衡点は農業所得造出函数の形状に強く依存しており、この点について検証を行なうことは農業所得造出函数の特定化と計測の妥当性をテストすることを意味する。第一均衡点に関しては農外雇用労働のスケジュールがどれほど現実を説明する力があるかという形でテストを行なうことになる。このテストは結局、選好函数の特定化と計測の妥当性をテストすることになるのだが、実は選好函数のパラメターは、我々の計測では外部雇用賃金率の観測値を用いないで、第二均衡点によって与えられる理論賃金率を用いているので、農業所得造出函数の形状に大きく依存している。従って、農外雇用労働のスケジュールに関するチェックは選好函数だけでなく、農業所得造出函数のチェックをも含んでしまっているという難点がある。

要するに、外部雇用賃金率の観測データが得られないということが、モデルの検証を不精密なものにしてしまっている。それだけではなく、外部雇用賃金率がアウェイラブルでない以上、自家農業労働時間(L₀)および非自家農業雇用労働時間(L₁)の両者のスケジュールについて、別々に理論値を算出して観測値と比較するという手続きを踏むことはできない。また、仮りに第二均衡点によって与えられる理論的賃金率によって、(∞・∞)式を用いて各主体の理論的所得稼得額を算

〔第14表(1)〕 農家総所得(理論値と観測値) 昭和34年

農区	農家規模	理論値			観測値 Y
		(A)による \bar{Y}	(B)による \bar{Y}	(C)による \bar{Y}	
東北	I	15937	111144	144330	264098
	II	95581	171833	273603	275916
	III	354618	377330	611812	276365
	IV	691434	625078	1297222	336585
	V	983174	817954	2566316	423871
	VI	1814972	1265546	-2031970	614835
北陸	I	41586	130071	170335	334441
	II	81008	163811	236750	345533
	III	305334	344956	511508	318920
	IV	700894	629360	1453096	417893
	V	996632	830231	3023541	532460
	VI	1371422	1052086	25765622	669181
山陰	I	34905	111028	185513	263136
	II	155360	217714	347114	273915
	III	386027	410586	619597	267203
	IV	664861	679538	1298340	329552
	V	1062273	898764	2228329	469093
	VI	1997960	1430323	-3957024	617773
北関東	I	47739	117243	211434	217167
	II	131825	198426	304686	288572
	III	388173	411635	631540	292622
	IV	664841	624242	1105845	346192
	V	1021254	886008	1846037	444563
	VI	1497009	1180408	6164445	560628
南関東	I	20140	110018	160522	291344
	II	101163	184654	241483	352014
	III	372985	397181	626884	298756
	IV	739519	676234	1285697	364354
	V	964626	834981	1848313	446827
	VI	1574135	1207965	65223095	570209
東海	I	53962	137636	212674	305727
	II	157925	229466	304493	345798
	III	503054	493342	846965	303929
	IV	835399	733318	1691941	377297
	V	1287280	978897	-11703084	431567
	VI	2041750	1501662	-4620174	469615

〔第14表(1)のつづき〕

農区	農家規模	理論値			観測値 Y
		(A)による \bar{Y}	(B)による \bar{Y}	(C)による \bar{Y}	
近畿	I	26177	117389	181515	349392
	II	150096	218025	323039	386481
	III	456555	445684	951184	363860
	IV	937114	784429	4534256	419195
	V	1355394	1016871	-2862653	556630
	VI	2320302	1511860	-669360	666742
瀬戸内	I	81199	155713	221559	278611
	II	200311	263659	350274	302429
	III	505781	504398	797793	312662
	IV	879415	774695	1682165	381557
	V	1335073	1073582	7926646	489552
	VI	1824022	1304362	-1738842	602488
北九州	I	58996	138801	160420	221867
	II	148806	214058	300415	271288
	III	369335	401651	567506	269797
	IV	694541	656407	1066645	346729
	V	979452	867220	1609396	398756
	VI	1299758	1086556	2625498	562856
南海	I	53244	130060	112788	138491
	II	183236	242639	280446	171125
	III	366811	403525	529577	215516
	IV	627733	606492	944232	288478
	V	1021270	893876	1939684	375820
	VI	1108071	949953	2055000	444529

出したとしても、「農家経済調査報告」では主体別の所得額のデータは得られない。「農家経済調査報告」では、家計全体としての所得額が知られるのみである。

結局、我々に残されている唯一の検証方法は次の如くである。即ち、第二均衡点で与えられる理論的外部雇用賃金率(第十表)を用いて(∞・∞)式によって各主体の理論的総所得額を算出し、これらを合算して家計全体としての理論的総所得を算出する。これを「農家経済調査」で観られる総所得額と比較することによ

って仮説全体としての有効性の検証とする方法である。この検証方法は、前に吟味したように模型を構成する全ての仮説とそれに基づく全てのパラメーターの計測が、総合的に検証されるという意味を持つから、全体としては非常に厳しいチェックである。と同時に、理論模型に含まれる一つ一つの仮説にとってはかなりルーズなチェックである。しかしながら、現在の段階ではこれが可能な唯一のチェックである。

〔第十四表(1)、(2)〕は、このような方針に基づいて算出された農家総所得と「農家経済調査」で観察される農家総所得を昭和三十四、三十六の両年について示したものである。我々の計測では第七・三節において選好函数のパラメーターを計測する際に(7・13)、(7・14)、(7・15)の三通りの計測式を用いた。その結果は「第十一表」にそれぞれ(A)、(B)、(C)として示した通りである。従って、この三通りの計測結果のいずれを用いるかによって理論的農家所得も(A)、(B)、(C)の三通りの数値が得られる。

〔第14表(2)〕 農家総所得(理論値と観測値) 昭和36年

農 区	農家規模	理 論 値			観 測 値
		(A)による \bar{Y}	(B)による \bar{Y}	(C)による \bar{Y}	
東 北	I	-5859	95604	139246	329705
	II	65993	158509	205425	336920
	III	275142	329140	426269	336240
	IV	513010	512272	757366	401301
	V	718814	665019	1103556	485480
	VI	1260552	1011417	4204841	692039
北 陸	I	9323	105748	118279	368454
	II	62164	159280	194687	379485
	III	246002	305218	391096	387907
	IV	566061	543744	920621	468285
	V	858112	737424	2071863	586506
	VI	1137246	932461	2655419	754834
山 陰	I	24027	116397	138329	273290
	II	145094	214949	308295	384154
	III	359433	394308	519664	318347
	IV	617773	600327	882366	373757
	V	956324	834607	1655727	528216
	VI	1232582	993273	4921877	622036
北 関 東	I	54173	125982	201116	290841
	II	128700	201700	254844	352734
	III	367850	400819	544582	379803
	IV	627212	601965	937606	438333
	V	983221	856482	1848390	543838
	VI	1409491	1142416	3189831	686635
南 関 東	I	3734	104552	126596	359186
	II	56890	156986	166642	460757
	III	323952	365571	494563	403052
	IV	640705	610362	991689	455040
	V	854630	769300	1381182	543269
	VI	1340441	1090235	3242487	713044
東 海	I	49490	142109	198359	399523
	II	115949	203832	238224	403254
	III	385027	415710	570114	386200
	IV	762817	693717	1263407	476455
	V	1058014	861551	3764441	601989
	VI	1342784	979175	-3359071	617137

〔第14表(2)のつづき〕

農 区	農家規模	理 論 値			観 測 値
		(A)による \bar{Y}	(B)による \bar{Y}	(C)による \bar{Y}	
近 畿	I	4339	97662	144343	428659
	II	124523	203276	260186	411508
	III	364075	390503	601919	448125
	IV	763298	685666	1628704	510196
	V	1207963	957440	12545219	658029
	VI	1726932	1250340	2395765	830910
瀬 戸 内	I	42833	124670	141634	366950
	II	137591	214539	255591	394734
	III	389336	421707	546254	376446
	IV	673094	642733	934342	447026
	V	1136899	956211	2421639	567947
	VI	1662437	1191206	-3126396	710407
北 九 州	I	29794	105949	132021	316679
	II	97632	170452	243116	345923
	III	286897	336385	407918	308568
	IV	584909	583830	749292	385842
	V	763470	718464	1044708	448438
	VI	1068497	936357	1748304	600901
南 海	I	46137	120082	54760	162638
	II	146036	208990	200077	213848
	III	286682	335760	367502	251148
	IV	503990	517819	622083	322078
	V	679056	650638	940298	364533
	VI	1013660	967720	1503568	555949

〔第十四表(1)、(2)〕にはこれら三通りの数値を全府県十農区各六階層の平均農家についてあげておいた。またこの数値から、理論的農家所得と観測値との相関を求めて〔第十五表〕に示しておいた。計測方法(C)の場合はきわめて不良な結果が出ていることがわかると思う。このことは第七・三節で〔第十三表〕による選好函数パラメーターの吟味の結果、(A)(B)二つの計測に較べて(C)の計測結果が著しく好ましからぬ結果を示していたことと斉合的である。それ故、この間接的なチェックによって選好函数の

計測方法がチェックされていることが理解されよう。

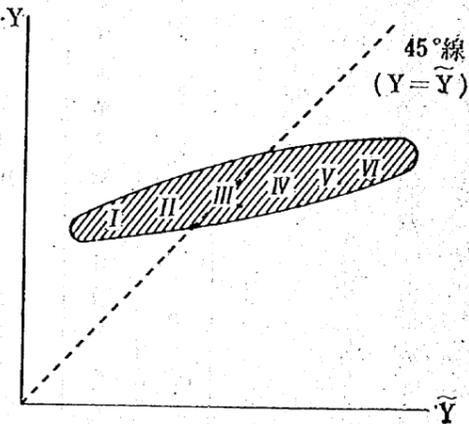
けれども、既に述べたようにこのチェックはそれ以外にも多くのチェックの意味を含んでいる。〔第十四表(1)、(2)〕を象徴的に図示すれば、農家所得の理論値(Y)と観測値(Y)とは〔第十九図〕のようなスキヤターをなしている。

各農区ともシステムティックに、低規模農家はアンダーエスティメイト、大規模農家はオーバーエスティメイトとなってい

る。このようなシステムティックな推定誤差は、我々のモデルが何か特定の修正さるべき点を含んでいることを示唆しているのだが、このようなチェックの方式では、それがどの点であるかは一義的にはわからない。

最後に、この研究で今後に残された課題について検討しよう。以上に詳述した通り基本的には前稿と本稿で展開した理論模型について更に詳しい仮説検定を行なって模型の改良をはかるわけであるが、その為には結局何等かの方法で外部雇用賃金率の観測データが是非とも必要となることは只今検討した通りである。

〔第 19 図〕



次に、農業（粗収益）生産函数を基礎とした前稿の分析では右下りに測られたスケジュールが、農業（所得）生産函数を基礎とした計測では、右上りに測られたのは如何なる理由によるものであるかを吟味しなければならない。

これまでの分析に用いて来た理論図式から第六・二節に述べたような、より一般的な理論図式へと模型の改善を試みる事が同時に考えられなければならない。

次の分析のもう一つの課題は、男・女別グループを主体グループとしてとらえるこれまでの分析から更に進んで、性別・年齢別グループを主体グループとする方とらえ方がどれ程有効であるかを経験的に確認して行くことである。この場合にも、主体の行動が相互に依存的であるか

〔第 15 表〕 農家総所得・理論値と観測値の相関

	計測法	回帰係数 (t 値)	定数項 (t 値)	相 関 係 数
一九五九年	(A)	0.1806 (14.18)	251773 (0.73)	0.8810
	(B)	0.2625 (13.30)	218645 (0.70)	0.8678
	(C)	0.0039 (2.30)	367839 (0.40)	0.2892
一九六一年	(A)	0.2609 (14.80)	304676 (0.88)	0.8892
	(B)	0.3585 (13.60)	263243 (0.86)	0.8725
	(C)	0.0231 (2.74)	426465 (0.44)	0.3387

否かをチェックすることができるような仮説模型を用意する必要があると考える。

(完)

あとがき

この研究のためには、大量のデータ収集作業、再集計作業、および大規模な計算作業を必要とした。それは個人の労力と資金ではとうていまかなえない規模のものであった。ちなみに生産函数の計測だけをとってみても、十八元の対数線型回帰方程式を解くことは人間の手作業の限界をはるかに越えている。これまでの研究作業は産業研究所の物価賃金に関する総合プロジェクトの資金と三田電子計算室の計算能力がなかったならば、とうてい実行不可能であったと思う。これらの便宜に対し、謝意を表する次第である。また、この研究に要した費用の一部は昭和三十九年度慶応義塾学事振興資金でまかなった。

この研究には、一橋大学の梅村又次教授、研究室の辻村江太郎教授、尾崎巖助教授、小尾恵一郎助教授、西川俊作助教授、岩田曉一助手の諸先生の貴重な御意見と御指導をいただいた。また、とすれば混乱を起しそうなデータの整理と大量の計算作業には、三田電子計算室の皆川登紀子、小林京子の両姉の行き届いた協力を頂いた。これらの人々に感謝の意を表したい。