慶應義塾大学学術情報リポジトリ

Keio Associated Repository of Academic resouces

Title	農家家計構成員の労働供給スケジュール(I):常住・男子家族の労働供給スケジュールの計測
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.5 (1965. 5) ,p.370(32)- 408(70)
JaLC DOI	10.14991/001.19650501-0032
Abstract	
Notes	論説 付表あり(2枚)
Genre	Journal Article
URL	https://koara.lib.keio.ac.jp/xoonips/modules/xoonips/detail.php?koara_id=AN00234610-19650501-0032

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 (1)

-常住・男子家族の労働供給スケジュールの計測-

次

一章 問題の所在

第一・一節 研究の系譜

第一・二節 研究の範囲

二章 農家構成員の就業構造

二・一節 農家経済調査資料の解説

一・二節 農家構成員の就業構造

紀二・三節 就業率変動の要因分析

第二・四節 変わい音論

三章 主体の労働供給図式

三・一節 労働供給メカニズムの概略

公三・二節 一般的理論模型

第三・三節 模型の特定化

3四章 パラメターの計測——男子グループ

第四・一節 生産函数と男子の所得造出函数

五章 労働供給スケジュール第四・二節 所得=余暇選好函数のパラメター

第五・一節 男子の労働供給スケジュールの導出

第五・二節 若干の吟味

第一章 問題の所在

第一・一節研究の系譜

体的に計測 成員の労働供給機構の一つの模型を提案し、この仮説模型の一部として農業の経済学的生産函数(農家の所得造出函数)を具 基本的に重要な部分を占めていることを明らかにした。また同時に、農家家計の就業構造の観察にもとづいて、農家家計構 私は前に、 農業部門の労働供給機構の分析が、 経済発展ないしは工業化の進展の条件を解明する為の経済モデルの中で、

計測する。更に、次号(三田学会雑誌第五十八巻第六号)において、男女二つのグループを主体グループとみた労働供給スケジ について報告する。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については、すぐ後に詳しく考察をするが、本 ルの計測について引きつづき報告をする予定である。 農家家計構成員を男・女二つのグループに分けてそれぞれを主体グルー 以上の分析にもとづいて、 農家家計構成員の労働供給スケジュールを農家経済調査から経験的に計測した作業 プとみて、男子の労働供給スケジュ

わゆる「ダグラス 主体の労働供給スケジュールを計測する時、労働供給主体をどのような次元でとらえるのがよいかについては、 日本では有沢教授によって発見されたこの経験法則は、 有沢の法則」にもとづいて「家計」を主体としてとらえる方向が確立されて来た。P・ およそ次のように要約できる。 Η ・ダグラス 従来、

「家計内の各構成員の労働供給行動は相互に 特に家計核(世帯主)の所得と 強く関係している。 非核(非世帯主)

農家家計構成員の労働供給スケジュール(v

の有業率と核の収入率とは強い負の相関関係にある。

充分なデーターコントロールを加えて、 的な計測作業が精力的に展開されて来た。我が国では小尾恵一郎、尾崎巌両助教授が、都市勤労者世帯の家計調査資料に 間当り賃金と労働供給時間の間の関係を示すスケジュールの形状を 具体的に知ることを 示唆したので あった。 この研究 グラスが示した主体の把握の方向と、 主体の労働供給スケジュー ユは労働時間と財の購入量に関する選好場の概念を導入することによって、家計行動の主体的一般均衡の図式から、 フリッシュは、主体的一般均衡の図式から主体の労働供給スケジュールを導出するアプロウチを具体的に示した。(#5) 労働供給の主体を「家計」の次元でとらえる研究の方向を示唆するものであった。 ルの把握の為に正当な「分析用具」が何であるかをはじめて明らかにしたものであった。 きわめて高い精度と高い自律度の下で労働供給スケジュールを経験的に導出する作 フリッシュが提案した分析用具とに従って、 その後、労働供給スケジュールの具

部賃金率をパラメターとして、 た家計主体の労働供給機構のそれに基礎を置いている。小尾・尾崎両氏は、勤労者世帯について家計の非核が核の所得と外 前に報告したように、農家経済調査による観察結果から、勤労者世帯における核所得に対応するものとして農業 函数を置くことによって、 開するわが国農業部門の労働供給機構の分析の理論的なフレーム・ワークは、小尾・尾崎両氏によって確立され 小尾・尾崎両氏の理論模型を農家家計についても有効に用い得ることを確認した。こ -余暇選好場の上でゲイン極大化をおこなっているという主体均衡の理論図式を仮説し

第一・二節 研究の範囲

のことについてはすぐ後に、農家経済調査の昭和三十二年以後を分析対象としてとりあげる理由を述べる際に一緒に詳述し 現実に起っている 事態によって 自ずから定められて 来るであろう。 今日わが国の労働市場についてみられる現象を考えれ 決めるべき事柄だと考えている。それ故、可能な色々の段階について仮説検定を行なう、一種のトライアル・アンド・エラ で測られることになろう。 体グループとみた分析を行なうことになる。しかしながら、トライアル・アンド・ 点については、仮説の経験的妥当性と研究の最終目的の二つの観点から、原データーのアヴェイラビリティとのかね合いで ループを主体グループとしてみることもできるし、特定の年齢グル 労働供給主体を家計としてとらえれば、 の過程を踏むのは止むを得ないことのように思われる。本稿では、この意味の暗中摸索の一環として、 グループを主体グループとみることもできるであろう。これらの段階のいずれをとるのが妥当であるか。私自身は、この また家計を構成する各個人を主体としてとらえようとすれば、導かれる供給スケジュー 年齢別の労働供給主体グループについて問題を把えて行くことが、 テクニカルには、この二つの極端の間に幾つかの段階が考えられる。たとえば男子・ 導かれる 供給スケジュ ープを主体グループとみることもできる。 家計の有業率タームに 当然の帰結として要請されるであろう。 エラーとは云っても、 個人の労働時間のターム 関するものとなるであろ 研究のスコープは 性別グループを主 また学歴別

に大きな変更を加えた。その結果、従来標本の抽出に上方への偏りがあるとされていた点が是正された。 農家経済調査は、 戦後は昭和二十四年に調査農家戸数をそれまでの一四〇〇戸から五五〇〇戸に増やし、 更に昭和三十二年には、 サンプリ ングの方法、 標本層化の方法、 その他若干の調査設計 標本農家の選定

農家家計構成員の労働供給スケジュール (

場所でも述べたように、(注7) るか、 されて行く過程が、一国の経済発展(工業化)にとってどのような条件となるかを明らかにする為に行なわれている。 働力人口が農業(主として自家農業)労働にとどまるか、非農業雇用に応じて行くか、それとも余暇を選択して非就業者とな を農業自身に止めるための条件をも明らかにすることが要請される事態となっている。それ故、研究のスコープは、農村労 目されて来た。それが最近になって、農村人口の非農業部門への兼業という形で急速な流出を見るに至り、逆に、(ピ8) んで報告するのは、 いずれかの道を選ぶメカニズムを明らかにすることにあてられなければならない。 この時期がちょうどわが国の農業部門にいわゆる兼業化の傾向が進行した時期にあたっているからである。 わが国では明治以来存在した所の広範囲で急傾斜な賃金格差の最下限を形成するものとして農業の限界生産力が注 一つには、前述のようにサンプリングと調査設計に改良が加えられた後の期間だからであり、 一般に農業部門の労働供給機構の分析は、農業部門の労働力人口が、 農業自身と非農業労働に配分 昭和三十二年以後の時期を選 農村人口 既に他の もう一つ これに

跡できるように構成される必要がある。 ある。 存在している。それ故、組まるべき仮説模型は、 男女・年齢別に就業構造が解明されるように設計されなければならない。 この場合、 また、今日労働市場において制度的に確立している雇用形態と労働条件をみても、 農業自身の農耕労働力の需要という点からみても、 用いられるモデルの構成は、労働力人口全体としてひとつの解を与えるのでは不充分であって、少なくとも、 これらの属性のちがい 性および年齢のちがいは労働の質の差を意味することは明白で によって生じている現実の労働供給行動の差異を追 労働力を需要する非農業部門の雇用主体の側から この属性による差異がはっきりと

第二章
 農家構成員の就業構造

第二・一節 農家経済調査資料の解説

いるかを示すのが本章の課題である。 「農家経済調査」で観察される農家家計構成員の就業構造を整理して、 はじめに、 「農家経済調査」の中でこの研究の対象となる項目につい それがどのような労働供給の仮説模型を示唆して

- 農家経済調査」で調査されている農家家計の就業構造の項目は次のような区分に従っている。

機 他出出稼家族 {他出出稼家族 {此学その他

量であって、 このうち自営兼業は全国平均でみても、 過去に家を離れて現在も離れて居る者の総数(ストック量)ではないので、やはり極めて小さな割合を占めるに 極めて少ない。 他出出稼および遊学その他はいわゆる年度内の流出フロー

この区分による各々のアイテムについ て 男女別、 地域別(十一農区別)農家経営規模別に、 人 (man) および

農家家計構成員の労働供給スケジュール(1)

三七 (三七五)

意味を持っていることに留意されたい。 のように経営耕地面積で層化されたデーターを観察することは、農家の自家農業所得の規模別データーを観察するのと同じ 以上の六階層に区分されている。この区分は、昭和三十二年の調査設計の改訂以来採用されている。「農家経済調査」では、 ま述べた層化規準である経営耕地面積と、農家の農業所得とは殆んど完全相関に近い相関関係を示している。それ故、こ 経営耕地面積〇・三町未満、 のタームで調査がおこなわれている。十一農区とは、農林省の定める農区区分であって、 ○・三~○・五町、○・五~一・○町、一・○~一・五町、一・五~二・○町、二・○町 近畿、 瀬戸内、 北九州、 南海の十一の地域に区分するものである。 農家の経営規模

稼得される所得(農外所得)の二つの大きな項目からなっている。 農家経済調査では、農家が稼得する所得は自家農業労働によって稼得される所得(農業所得)と非自家農業労働等によって

されていると考えてよい。 農外所得には若干の財産所得が含まれるが、その割合は一般に極めて小さく、 農外所得の大部分は農外労働によって稼得

衡状態を観たものであると考えられるから、労働の供給主体の側の行動原理をできるだけ高い自律度の下で把えようという 需要賃金の分布を知ることであるが 目的にとっては、少なくとも幾つかのデーターコントロールが必要となる。最大の問題点は、労働供給主体が当面している 農外所得を稼得する為の農外労働については、農家経済調査の調査項目は我々の研究目的にとって、必ずしも充分とは云 我々が観ている現実のデーターは管理された実験の結果ではなく、たとえば需給均衡のような何等かの意味での均 他の労働供給分析の場合と同様、農家経済調査ではこの点の調査が不充分である。す

なわち、 農外雇用に応募した各個人が得て居る時間当り賃金が、男女・年齢別には判らないようになっている。 計測された労働供給スケジュールの経験的なチェックはかなり間接的にしか行なえない。 この為に、

の標本値として採用されることになる。 基本的な差異があるからである。従って、以下の研究では全府県一○農区の各六階層の平均農家、合計六○の観測値が各年 県のそれに較べてはるかに大きく、同一の次元で比較することができず、 この研究では、全国十一農区のうち北海道農区を除いた十農区を観察対象とした。北海道は農家の経営耕地面積が他の府 また耕作品目や飼育品種、 および耕法・飼育法に

三十六の一年おきの三年分について報告をする。 この研究では前述のように、昭和三十二年の調査設計改正後の各年を観察対象としたが、 ここでは昭和三十二、三十四、

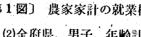
第二・二節 農家構成員の就業構造

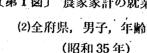
こではその主要な観察結果だけを再述して、これによって仮設すべき理論模型の手掛りを得よう。 「農家経済調査」で観察される農家家計構成員の就業構造については、私は前に他の場所で報告をおこなっているが、こ(#9)

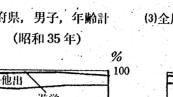
って居る傾向である。我々の仮説模型は、農家の女子世帯員が大規模農家と小規模農家では比較的多くの余暇を選択してい る事実を説明するものでなければならない。 で再び大きくなる。 ○%の非就業者を含んでいる。 わが国の農家家計構成員の就業構造は、 〔第一図②・③〕を対照してみればはっきりわかるように、 よくみると、非就業者比率は小規模農家では大きく、 「第一図(1・2)・(3)」に象徴的に要約することができる。 この傾向は実は、女子世帯員グループが持 中規模農家で最も小さく、大規模農家 農家は全体として約五

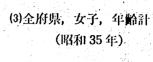
自家農業に従事する者の比率は、男女ともに農家の経営耕地面積規模が大きい程大きい。 農家家計構成員の労働供給スケジュール(1) 男子では経営耕地面積が小規模

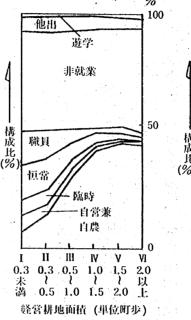
(三七七)

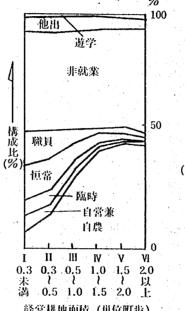


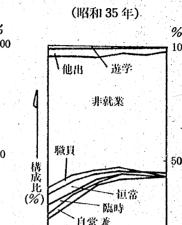


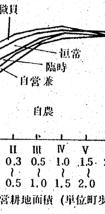












さくなると自家農業を離れるが、

②」に明らかに示されている。

一方女子も経営耕地面積が小

その中で非自家農業に雇用

このことは

分第

アイテムにかなり均等に就業して行く。この様子は

(第一図

になると急速に、

この自家農業従事者が非自家農業雇用の各

される者は男子に比べてはるかに少ない。

に示されて

が可能なように組まれなければならない。

プ間の行動様式の差異をとり扱うこと

それ故、我々の仮説模型は、この

以上の観察は昭和三十二年以後(昭和三十八年まで)の各年

について おこなったが、 5第一図(1)・②・③〕 に示したよう

するに止めたい。また、 みられない。それ故昭和三十五年のみを代表的な意味で図示 のようにちがっているかだけでなく、 な就業構造のパターンに関する限り時系列的に大きな変化は

極めて興味ある結果が得られる。

(1)全府県, 男女計, 年齢計

(昭和35年)

非就業

自営兼

自農

%

100

このようなパターンが男・女間でど

更に年齢グループ間で

同様な方法で 観察し

てみる

の報告の中で述べる必要があ

これについては、次号

宅通勤 (農外雇用) 経済調査の調査原票に近い次元で始めて可能となり、 ってこれらは無差別な雇用機会だと仮定することは、 の別によって差異があるようなものであることがわかる。 図(1・2)・3)にみられるように、 以上の観察で、 我々が分析 の三者のうち 職員勤務労働と いずれかを選択するメカニズムに他ならないことがわかる。 ようとしている農家の構 それらの間にはかなり均等に就業が配分されているようにみえるから、 いった幾つかの異なる雇用機会のどれを選ぶかという選択があり得る。 もし可能となれば雇用機会の分布を知ることによって大きな収穫がもたらされるもの 第一次近似として許されることと考える。 成員 勿論、 (常住家族)の就業構造は、 もっと詳しく考えれば、 農外雇用の中でも 恒常的賃金労 また、 (この点の詳しい分析は、 それは少なくとも男・女 が非就業、 自家農業、 供給主体にと けれども「第 農家

第二・三節 就業率変動の要因分析

した結果も、 (第一図(1) 私は前に他の場所で報告した。その結果だけをここに要約しよう。 (2) (3) に示されたような各種就業比率および非就業比率がどのよう な要因によって変動しているかを分析

第一に、 参照)非就業率を決めているのは、 非就業率は多く の要因の中で農家の総所得 自家農業所得でも、 (農家所得=農業所得+農外所得) 農外雇用による収入でもなく、 と強い正の相関を示している。 家計全体としての総所得で

自家農業への就業率の変動要因をみよう。 制度・慣習によっても大分影響を受けることは否めない。こうした諸条件についてデー 男女・年齢の別によって主体と自家農業との結びつきは一様ではない。 云うまでもなく、 農業労働は気候、気象、 地質等の自然条件の差異に ターをコントロ 技術的な理由は N 3

(三七九)

でみるのが次善の策であろう。 農家経済調査では不 能である。 全府県平均デ

みたように自家農業所得が高く 農家構成員の自家農業への就業率は に示されるように、自家農業就業率は自家の農業の生産性と している。 このことは、 なるにつれ 自家の農業生産性が労働力 第一 て高 図 (1) < (2) なる。 第三 K

自家農業就業率 10 15 --- 農業生産性 (man) やはり自家農業の生産性と密接に関係し 配分の一つの要因となっていることを示唆している。 非農業雇用労働への就業率は、 (第四図) ている。

(2)女子

100 120 140 160 180

1人当り農家所得

生産性 (昭和35年)

〔第3図〕 自家農業就業率と農業

(千円)

20 7517

〔第2図〕 非就業者率と世帯員1人当り農家所得の相関(昭和35年)

60

(1)男子

100. 120 140 160 180 200 (千円)

15 万円

応じて行くことがわかる。

が高ければ自家農業に従事

生産性が低ければ農外雇用機会に

に示されるように、

自家農業生産性

1人当り農家所得

非就業年 40

就業率

〔第4図〕 恒常的労働・職員勤務

就業率と農業生産性

農業生産性 (man)

に応じて に示される通り、 率に対してはどのような反応を示すであろうか。 いる平均的な時間当り賃金だけは試算できる。 調査項目をみても、 農家構成員がこのようにして農外雇用に応じて行くとき、 いると (2) Į٠, に示されるように、 5 大規模農家の出身者ほど低い この点について手掛りとなるものはない。 奇妙な現象がみられる。 各階層の農家出身者の 得て 小尾・ 賃金率で農外雇用 これによると、 農家経済調査の 尾崎両氏が 賃金 义



0)

な可能性は殆んどない。

〔第六図〕

は出身農家規模と

農外雇用

への就業時間

およびその賃金率の三者が相互に

一応納得されるのである

関係が

するのであれば、大規模農家出身者は比較的低い賃金に応じているように見えることも

出身農家の規模が大きい者ほど農外雇

用

労働に応じる際の労働時間が短か

い と

はこれとは全く逆の現象であるようにみえる。

しこの図に示される事実の背後に、

であるから、

の余暇を選択

従ってその最低労働供

給価格

は ħ

より ľ

高くて然るべ

きである。

だが

「第五図(1)

(2)

た労働供給の

0)

あて

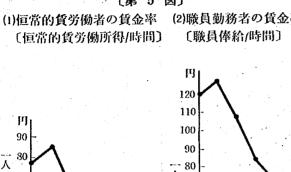
11

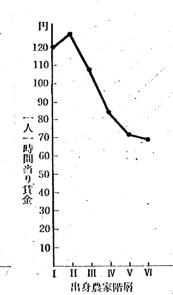
B

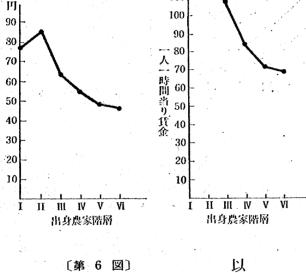
大規模農家ほどその

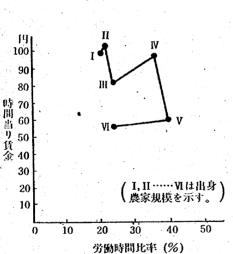
主たる家計収入は大きい

(第 5 図) (2)職員勤務者の賃金率 〔職員俸給/時間〕









四三

農家家計構成員の労働供給スケジ

2

w.

 $\widehat{\mathbf{I}}$

四 節 要 約 と 結

以上 でおこなった観察の結果を要約す れば次の四点が明らか ٤ な

た。 農家構成員は、 非自 家農 業 自家 雇

で選択をおこな 非就業・ 非就業の三者の問 就 業 つ (自家 7

会人

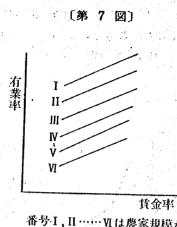
農業・農外雇用)

0

両者

の間の選択は自家の総所得水準と関係している

自家農業・農外雇用の両者の間での選択は自家農業の所得造出能力(生産性)



番号I,Ⅱ……Ⅵは農家規模が 次第に高くなることを示す

この第Ⅳの点については次のように理解することができる。

観察の限りでは明らかでない。

な役割を果たしているか

関係している これらの選択に外部から提示される賃金率がどのよう

I,II······VIは農家規模が高くなって行くことを示す。 ×点は観察された点を示す。

一定ならば、

ターについて確認した経験法則は、要約すれば、

非核の有業率はその賃金率が高い程大き

核所得が高い程 非核有業率は

この(1)・ 非核に示される 賃金率にして一定ならば、

存在するであろうことを示している。 済調査でみられたⅢ、 (中二つの事実は〔第七図〕 Ⅳの関係は

〔第八図⑴〕

または

「八図②」のいずれ

かの関係が

Ⅳに述べた事柄にもかかわらず、少く

のように表示することができる。

方、

農家の 生産能力の 規模と賃金率が、

と賃金率が果たしていたのと同じよう 勤労者世帯につい それぞれ 勤労者世帯の労働供給図式にお ておこなわれて来た労働供給スキ な役割を果たしていると考えてよい

てどのように適用できるかを検討すると

農家世帯につい

0) 労働供給図式

一節 労働供給メカニズムの概略

の仮説は基本的には次のようなものである。 供給に関する我々の分析では、 本稿では男女別グループの次元で、 以上の考察に基づいて男女別の主体グル また稿を改めて、 プの労働供給に関する主体的均衡の模型を、 年齢別の労働主体グ 年齢別グル プの次元で分析をおこなうことは前に述べた。 プについ て問題を把える必要があること、 一つの仮説として提案しよ

・この技術的関係から、 農家の農業生産活動は、 農家構成員の各グループへここでは、 投入と産出の間の技術的な関係 (農芸化学的、 男子主体グループ)はそれぞれ固有の農業生産力曲線を 生化学的法則性)によって規制されている。

(または余暇時間) =所得の座標平面上にこの所得造出曲線を描けば (第九図) のようになる。

て凸で、 と同じ座標空間の上に労働供給主体グ 右上方に行くほどより高い効用を示すところの無差別曲線群によって表現される。 の余暇=所得選好場が存在する と仮定する。 (第一〇図) を参照された

な均衡模型の 3は家計全体を主体とみた主体均衡図式とい 耕作品目ウェ し農家家計 の決定までも含めて同時に決定される図式でなければ不充分であ 主体の行動を う意味では第一次近似にすぎず、 一般的な均衡図式で描写しようとすれば、 真の意味で

農家家計構成員の労働供給スケジュ

四五. 三八三

このように一般的な均衡の図式を組み上げる為には、事前に、近似的にせよ、

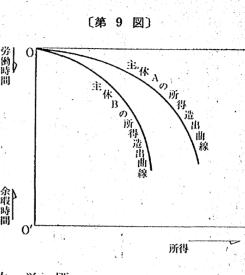
プの行動様式が判明していなければならない。それ故、ここでは、以上の仮定

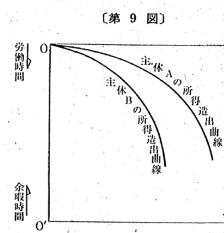
或る程度ディジェネレ

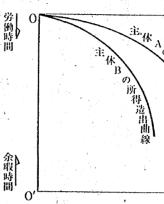
した仮定をつけ加えよう。

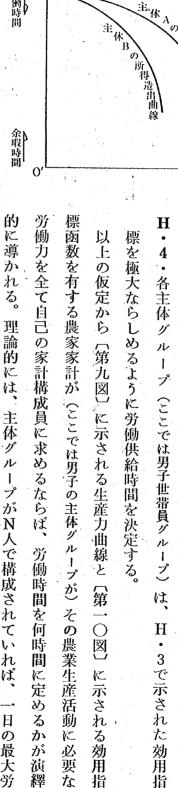
は

H・3で示された効用指



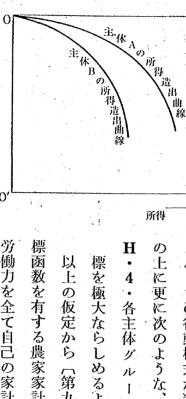






「第九図」に示される生産力曲線と

〔第一○図〕に示される効用



ることができる。 横軸は稼得される所得Yを示す。

働投入時間は

24×17 人時間であるから、「第十一図」

の縦軸上に

 $24 \times N$

点を目盛

理論的には、主体グループがN人で構成されていれば、一日の最大労

労働時間を何時間に定めるかが演繹

る点Pにおいて最大の効用が達成され、最適労働時間OCおよびその時の生産規模 の図の上で云えば、 生産力曲線 (所得造出曲線) OAに効用 指標の無差別線Uが接

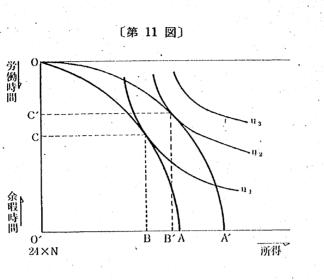
が決定される。

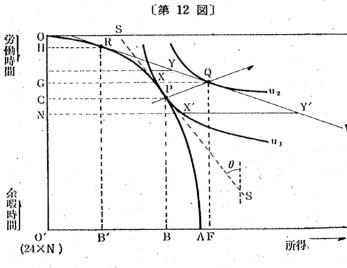
·····<u₀<u₁<u₂<u₃<····

〔第 10 図〕

労働時間

はOCまで減少するであろう。 変更等の事態が起ると、 新しい肥料の使用、 一図」にお 生産物の価値額は増大するか 新型耕耘機の導入、 てOAからOAに変位して、 この時この家計が稼得する農業所得はBBだけ増 生産物価格の上昇、 も知れない。 主体グル この時、 プの労働投入





Uとなるであろう。 得られる効用の水準はもとのUより

界の賃金率である。この限界をなす賃金率は 業を捨てて農外雇用に応じて行くかを示す境 主体の労働供給価格の最下限界は、 なす農家人口の最低労働供給価格を規制して の模型に一つの仕事として課せられている。 「第十二図」においてSS直線の勾配 のとし いるのは何であるがを解明することが、我 し続けて来た、急傾斜な賃金格差の最下限を 我が国の賃金雇用構造の中に特徴的に存在 いくらの賃金率が提示されれば自家農 家計の外

の農外所得とOBの農業所得を稼得して、 とによって得られる山の水準より とするであろう。この時、 (第十二図) **もし外部から提示される賃金率がSSの勾配θよりも小さければ、それによって得られる効用はUよりも** このような場合には自家農業を選んだ方が有利となる。逆に外部から提示される賃金率がりよりも大であ のW線の勾配)、 〔第十二図〕においてHGだけの農外雇用労働と、 も高いはずである。 主体はその労働力の その結果以の効用水準が達成される。 一部を雇用労働に応ぜしめることによってより高い効用を得よ Uの効用水準は自家農業のみに従事するこ OHだけの自家農業労働とによって、

れば

さいものとなり、

て与えられる。

 $\widehat{\mathbf{I}}$

を有する家計(または主体グループ)に各種の 賃金率が 提示されたときに、 その家計(または主体グループ)の 極大化行動 農外雇用労働に応募する時間はそれぞれ何時間であるかを示すファンクションである。 ルとは、まさに、図におけるP・Q両点を通る軌跡に他ならない。 この軌跡は、 ある特性 (所得造出曲

率を欲してもそれは実現しないからである。結局この場合にはスケジュールよりも短い労働供給時間OMが実現するであろ て得られる効用よりも低い効用を得てまで雇用労働に応ずることはあり得ないし、また企業が提示する賃金率より高い賃金 Mなる指定就業時間と共に提示された時、この主体にとって極大効用を与える点はQ点であるにもかかわらず、 開された図式においてどのようなものであるかを〔第十二図〕で吟味しよう。 交渉等によって動かすことはあっても、 の理論的な供給時間は現実に観測されるそれと必ずしも一致しないであろう。 一日七時間とか八時間と云った就業時間を賃金率と一緒に提示するのが常であり、 以上の理論模型から導出される労働供給のスケジュー 主体の行動は図の太線XYの上のどこかに実現するであろう。何故ならば、この家計はその最低供給価格によっ 個々の供給主体の力では動かすことはできない。この場合の主体の行動は以上に展 ルによって理論的な労働供給時間が与えられる。 供給主体に対して外部からWなる賃金率がH 何故ならば、 しかも、 この指定労働時間は組合の団体 労働需要側(企業)は一般に、 しかしながら、こ この点は実

である。この場合にはスケジュールよりも長い労働時間が実現することになる。 もしHNなる勤務時間が指定されると、この主体の行動は太線**XY**の上に実現するであろう。 理由は前の場合と全く同様

い現状の下では、こうした均衡点からの乖離は当面、推計の誤差の一部として扱うより仕方がない。 本稿の研究の範囲は主体の供給スケジュー ルの導出までに限られる。需要賃金の分布が資料として我々に与えられてい

第三·二節 一般的理論模型

以上に述べた仮説模型は一般的には次のようにあらわされるであろう。

(1) 生産函数

(3. 1) $Y_A = Y_A(L_1, \dots, L_i, N_1, \dots, N_j, K_1, \dots, K_k | T, C, S)$

は詳しくは述べない。)この生産函数が示す 技術的な投入産出関係から、 出曲線が導かれる。 (K) を投入して生産物(Y) が産出される関係が示される。(この生産函数の理論的な導出については、前に報告したのでここで 土地(T)、気候(C)、 風土(S)等の条件所与の下で;種類の労働(Li)とう種類の nutrient(Ni)と k 種類の資本財 特定の主体グループの自家農業労働(L)の所得造

(2) 所得造出函数

$(3. 2) Y_{\mathbf{A}} = f(\mathbf{L}_{\mathbf{A}})$

この函数のパラメターは、 (1)の生産函数のパラメターがわかって居れば、 L以外の投入変数の値を固定することによって

(3) 所得 = 余暇選好函数

3. 3) U=U(A, Y)

特定の主体グループが所得と余暇との間の選好によって得るであろう効用は、この効用函数で与えられる。 **プがN人で構成されて居れば一日の余暇時間(A)は定義的に** この主体グル

(3. 4) $\Lambda = 24 \times N - 1$

農家家計構成員の労働供給スケジュール(I)

3) は次のようにも表わすことができる。

3. 3)'
$$U=U(24\times N-L, Y)=U(L, Y/N)$$

(L) はそれぞれ次のように定義される量である。 UはN (世帯人員) 所与の下で総所得(Y)と総労働時間(L)の函数として定義される。総所得(Y)および総労働

3. 5)
$$L=L_x+L$$

$$(3. 6) Y = Y_A + Y_C$$

ω 式で与えられる。 またY。は外部賃金率wが示されると、 L。は非自家農業雇用への労働時間であり、Yは自家農業所得、 Y。は農外雇用の所得である。 Ya Vi

$$(3. 7) \quad \mathbf{Y}_{\mathbf{A}} = w\mathbf{L}$$

として与えられる量である。

外部賃金wをパラメターとして決定する。 **我々の模型では、主体は(3.2)で示される所得造出函数と(3.5), (3.** (3.3)、の効用を極大にするように、所得(Y)、自家農業労働時間(L) および農外労働時間(L)の三者を、 ラグランジェ未定係数々を用いてこれを表現すれば、このことは、 6), (3. 7)で示される定義的関係の四つの制

$$(3. 8) \qquad Z = U - \lambda \left[g(Y, L) \right]$$

の極値条件を求めることに他ならない。しかるに、函数 g(Y, L) は (3.2), (3.5), (3.6), (3.7) 式より

3. 9)
$$Y = wL_0 + f(L_A)$$

式を陰函数の形で表わせば

(3.9)

(3.10)
$$g = Y - wL_0 - f(L_A) = 0$$

故に、 (3.9) 式を(3.8) 式に代入して(3.8)、式を得る。

3. 8) '
$$Z=U-\lambda [Y-wL_0-f(L_\Lambda)]$$

(3.11) で示されることは明らかである。

$$\frac{\partial \mathbf{Z}}{\partial \mathbf{Y}} = \frac{\partial \mathbf{U}}{\partial \mathbf{Y}} - \lambda = 0 \qquad (3. 11 - 1)$$

(3.11)

$$\frac{\partial L}{\partial L_{\rm A}} = \frac{\partial C}{\partial L_{\rm A}} - \lambda f' = 0 \quad (3.11 - 2)$$

$$\partial Z \quad \partial \Gamma$$

$$\frac{\partial \mathbf{Z}}{\partial \mathbf{L}_0} = \frac{\partial \mathbf{U}}{\partial \mathbf{L}_0} - \lambda w = 0 \quad (3.11 - 3)$$

fは函数fの第一次微係数であって、農業の限界生産力を表わす。 (3.11-3) から この極大条件から二つの均衡方式が同時的に導かれる。

(3. 12)
$$\frac{\partial \mathbf{U}}{\partial \mathbf{Y}} = \frac{1}{w} \cdot \frac{\partial \mathbf{U}}{\partial \mathbf{L}_0}$$

故に、

(3. 12)'
$$w = \frac{\partial U}{\partial L_0} / \frac{\partial U}{\partial Y} = \frac{\partial U}{\partial L} \cdot \frac{dL}{dL_0} / \frac{\partial U}{\partial Y}$$

$$(3.12)'' \quad w = \frac{\partial \mathbf{U}}{\partial \mathbf{L}} / \frac{\partial \mathbf{U}}{\partial \mathbf{Y}}$$

の選好函数から特定の無差別線の上の限界代替率は、 (3.3)、を全微分して

(3. 3)"
$$dU = \frac{\partial U}{\partial L} dL + \frac{\partial U}{\partial Y} \cdot dY =$$

$$\frac{dY}{dL} = -\frac{\partial U}{\partial I} / \frac{\partial U}{\partial Y}$$

.3)"と (3.12)"とから第一均衡方程式

(3.13)
$$\frac{dY}{dL} = -\frac{\partial U}{\partial L} / \frac{\partial U}{\partial Y} =$$

が得られる

第二の均衡方程式は(3.11)と(3.11—2)または 신 (3.11-3) のいずれの組み合わせからも同値の結論とし

を連立させて て導かれる。ここでは比較的簡単に結論が導かれる(3.11-2)・(3.11-3)の組み合わせをとろう。 (3.11-2)(3.11 - 3)

(3.14)
$$\frac{1}{f'}\frac{\partial \mathbf{U}}{\partial \mathbf{L_A}} = \frac{1}{w}\frac{\partial \mathbf{U}}{\partial \mathbf{L_C}}$$

が得られ、これから

(3. 14)'
$$\frac{w}{f'} = \frac{\partial U}{\partial L_o} / \frac{\partial U}{\partial L_A} = \frac{\partial U}{\partial L} \cdot \frac{dL}{dL_o} / \frac{\partial U}{\partial L} \cdot \frac{dL}{dL_A}$$

(3.5) 式をLおよびLで微分すると、 $aL_o = 1$ であるから (3.14)" 式が成立する。

$$(3.14)'' \quad \frac{w}{f'} = \frac{\partial U}{\partial L} / \frac{\partial U}{\partial L} = 1$$

結局、第二の均衡方程式

(3. 15) f'=w

が第一の均衡方程式と同時に成立する。

限界代替率が外部賃金率に均衡することを示し、 第一の均衡方程式は〔第一二図〕のQ点に対応し、第二の均衡方程式は同図のR点に対応している。 (3.15) 式は、 自家農業の限界生産力が外部賃金率に均衡することを示し 即ち、 (3.13) 式は、

が同時的に解かれる。 以上の理論模型では、 即ち、 生産函数のパラメター $\Gamma^{\acute{\textbf{v}}}$ $\mathbf{L}_{\!\scriptscriptstyle oldsymbol{Q}}$ Yのスケジュールが判明するわけである。 と選好函数のパラメターが与えられれば、 体系の均衡解として、 Y

第三・三節 模型の特定化

本節では、前節で述べた労働供給の理論模型を具体的に特定化しよう。

(1) 生産函数

概念で把握されることは前に述べた。農業の生産函数を具体的・経験的に特定化する為の研究の歴史は古く、 ブな函数型の中から、 実証的研究をへて、 農家の農業生産活動は、投入と産出との間の技術的な関係によって律せられて居り、 ダグラス型もしくはそれと類似の指数函数型を使用することが広く容認されるに至っている。 ダグラス型の函数型を採用することとした。 別の場所に整理をしておいたので、 それを参照されたい。)それ故この研究でも、幾つかのオールタナティ(注目) この関係は経済学的には生産函数の 多くの議論と

投入産出の関係は一つ一つの品目について存在するのであるから、 の品目を耕作するのではなく、 複数種の品目を組み合わせて耕作を行なう。しかるに、純粋に技術的な これらをアグリゲー して農家の全生産活動について一

處家家計構成員の労働供給スケジュール(こ

N: 成年世帯人員 K1: 使用建造物 (住宅を除く) (坪)

> K2: 使用土地 (宅地を除く) (0.1反) Q₁: 近畿 w: 農外雇用時間当り賃金

H₁: 畜力投入時間 (借入を含む) (時/年) H₂: 動力投入時間 (借入を含む) (時/年) N₁: 肥料投入金額 (円/年) N2: 飼料投入金額 (円/年) N₃: 農薬投入金額 (円/年)

男子

女子

Y:農家所得 (円/年)

Yo: 農外所得 (円/年)

YA: 自家農業所得 (円/年)

L:家族総労働時間(時/年)

る記号は「第一表」に一括して説明しておいた。

しく述べた所であるから、ここでは説明を省略したい。

このような形の生産函数が採用される理由についても、

味は、前に他の稿で私自身行なっているので、 (注1)

次のような生産函数を考えよう。

 $Y_{A} = b \cdot L_{m}^{a_{1}} \cdot L_{r}^{a_{2}} \cdot H_{1}^{a_{3}} \cdot H_{2}^{a_{4}} \cdot N_{1}^{a_{5}} \cdot N_{2}^{a_{6}} \cdot N_{3}^{a_{7}} \cdot K_{1}^{a_{8}} \cdot K_{2}^{a_{9}} \cdot Q_{1}^{b_{1}} \cdot Q_{2}^{b_{1}}$

本の生産函数概念を設定する為には、

若干の吟味を要するが、

宣九三

ここではそれを省略

これが有効に作用して居る

を導入したが、

地域差を説明する変

かられてい

の稿で詳

a11 a1 a2 a22 a12 c1 c2 は選好函数パラメタ α, β は生産力曲線 (所得造出曲線) パラメター

(時/年)

(時/年)

の妥当性についても前の稿で述べたので、(#5) 数としてQ·Q·······Q。の九つの1% (2)

とって所与であるとすれば、 を行なって、その他の諸要因(女子の就業状態も含めて)は彼等の選択に に総労働力(L)を自家農業(L)と農外労働(L)に配分する選択 ことだけを強調しておこう。 プの二つである。 この研究では、労働供給主体グ はじめに、 男子グループの労働の所得造出函数は プリ オリに男子グ 男子グ N プ、 ープの方が先

女子グ

これ は (3.16)式のL以外の各要因に観測値を代入することによって次の関係が決定するから、 $\beta \! = \! b \cdot \mathbf{L}_{\mathcal{I}^2}^{g_2} \cdot \mathbf{H}_1^{g_3} \cdot \mathbf{H}_2^{g_4} \cdot \mathbf{N}_1^{g_5} \cdot \mathbf{N}_2^{g_6} \cdot \mathbf{N}_3^{g_7} \cdot \mathbf{K}_1^{g_8} \cdot \mathbf{K}_2^{g_9} \cdot \mathbf{Q}_1^{g_1} \cdot \mathbf{Q}_2^{g_2} \cdot \dots \cdot \mathbf{Q}_3^{g_9}$ 容易に導かれる

(3.17)

 $Y_A = \beta L_A^{\alpha}$

 $(\mathbf{L}_{\Lambda} = \mathbf{L}_m)$

なる。

余暇選好函数

好なフィットを示すことが知られている。 (#16)、 しながら、家計の消費行動の分析において、 所得二 取り扱い上の便利を持っている。 余暇(又は労働時間)選好函数の特定化は、 と同時に、 それ故、 ワルトが示した二次多項式の効用函数は、 消費支出および労働供給の家計行動に関する多くの実証分析を通じて、良 私もこの経験分析の伝統に従って二次形式の効用指標函数を仮説する。 生産函数に比べると、 経験分析による裏付けはあまり強固ではな 限界効用が一次で与えられるとい

(3.20) $U = a_{11}L^2 + a_1L + a_{12}LY + a_2Y + a_{22}Y^2 + a_0 + c_1NL + c_2NY$

プルとして採用しなければならない。 とした。それ故、 我々が用 いるデータは家計を構成する世帯員数でコント 限界効用の段階でもシフト 限界効用はそれぞれ次のようになる。 それ故、成年男子世帯 パラメターNが残るよ 人員Nをシフトパラメタ ルされていない。 単にNではなく、 色々な世帯員数を持った家計を一緒にサン として含む効用函数を設定すること NL およびYをシフト

(3.21) $=2a_{11}\mathbf{L} + a_1 + a_{12}\mathbf{Y} + c_1\mathbf{N}$

均衡方程式

前節の一般的理論模型の展開の手続きに従えば、 容易に二つの 均衡方程式に到達する

農家家計構成員の労働供給スケジュール $\widehat{\mathbb{I}}$

五. 五.

\sim		
w		
(3.23)		
-		
1/2		
(1)		
~		
\sim		
	41 1	
. 1		
~ 1 h .		
\sim 10	3	
10		
4 I ₩		
1.5		
100		
$v_{11}L + a_1 + a_2$		
C1 [•	
A1 P		
1 1 1		
-17		
. 10		
~		
I		
		٠,
_1-1-		_
1 1		-
10		- 1
1123		-
		_
11.7		
:12		•
.1	1	
$\frac{1}{V} + a_1 + a_{12}Y - \frac{1}{V} + a_1 + a_{12}Y - \frac{1}{V} + a_1 + a_$		
1. 4		
		-
-1-1-		_
, ,		_
1 ~		Ξ
10		_
1,20		-1
ali e		1
+c1		,
Z		m
		ŧJ
•		Ľ
		ニナビ
11		`
11		
8		
~		
~		
~		

 $\alpha \cdot \beta \cdot L^{\alpha-1} = w$

昭和36

(3.23)

(0.54)

(1.23)

(3.52)

(6.40)

(4.12)

(1.10)

(1.42)

(0.69)

(4.08)

(1.88)

(2.58)

(3.05)

(0.85)

(0.40)

(1.11)

(0.94)

(0.1561)

0.0104 (0.78)

0.9988 ((0.9982))

0.1841

0.0446

-0.0225

0.1492

0.4297

0.0943

0.0486

0.0495

0.0348

0.0787

0.0502

0.0568

0.0605

0,0195

0.0082

0.0228

0.0163

1.8870

体化することが判明したわけである。 結局、この仮説模型は、 と選好函数のパラメターとを計測すれ 生産函数のパ ば ラ

パラメ 男子グル タ の計測

節 生産函数と男子

所得造出函数

))内は自由度調整済み重相関係数

〔第2表〕

昭和 32 年

0.2139 (3.45)

(0.13)

(0.78)

(3.11)

(8.80)

(4.48)

(0.62)

(0.51)

(0.50)

(6.48)

(2.45)

(0.93)

0.0593 (2.80)

0.0414 (1.79)

-0.0219 (0.79)

-0.00029 (0.013)

0.0516 (2.31)

0.0028 (0.17)

1.6805 (0.1679)

0.9984 ((0.9977))

-0.0115

-0.0239

0.1328

0.5908

0.0947

0.0162

-0.0263

-0.0302

0.1252

0.0726

0.0173

農業生産函数計測結果

0.2045

-0.0389

0.0749

0.0863

0.0485

0.4089

-0.0047

-0.0116

-0.0013

0.0069

0.0149

昭 和 34

0.0489 (0.58)

0.0409 (1.50

0.5514 (9.41)

0.0657 (3.67)

0.0470 (1.28)

0.0515 (1.59)

0.1102 (7.26)

(3.62)

(2.27)

(1.44)

(4.30)

(2.68)

(2.36)

(0.22)

(0.62)

(0.85)

(0.088)

(0.58)

1.5537 (0.1345)

0.9990 ((0.9986))

ラメターの計測結果だけを再掲する に 止め た 問題点ならびに計測結果を報告 は、それ故、 前の稿でその計測理論と計測作業過程での 計測は、 以下の分析に使用する生産函数パ この研究の他の ラ メターの計測については、 全ての部分と した。 本稿で

農業の生産函数

三十六の各年について報告する。

「農家経済調査」

の昭和三十二年以後の各年に

つ

いて行な

2

7

Ļ١

るが、

本稿で

は ___

年おきに、

昭和三十二、

変数

 \mathbf{L}_{m}

 \mathbf{L}_f

 H_1

 H_2

 N_1

 N_2

 N_3

 $\mathbf{K}_{\mathbf{i}}$

K₂

 Q_1

 Q_2

 Q_3

 Q_4

 Q_5

 Q_6

 Q_7

 Q_8

 Q_9

係 数

 a_1

 a_2

 a_3

 a_4

 a_7

 a_8

 a_9

 b_1

 b_2

 b_3

 b_4

 b_5

 b_6

b7

 b_8

 b_9

constant

R

* 記号については5ページ参照

()内は標準誤差でなく t の値

 $\mathbf{Y}_{\mathbf{A}} = b \cdot \mathbf{L}_{m}^{a_{1}} \cdot \mathbf{L}_{f}^{a_{2}} \cdot \mathbf{H}_{1}^{a_{3}} \cdot \mathbf{H}_{2}^{a_{4}} \cdot \mathbf{N}_{1}^{a_{5}} \cdot \mathbf{N}_{2}^{a_{6}} \cdot \mathbf{N}_{3}^{a_{7}} \cdot \mathbf{K}_{1}^{a_{8}} \cdot \mathbf{K}_{2}^{a_{9}} \cdot \mathbf{Q}_{1}^{b_{1}} \cdot \mathbf{Q}_{2}^{b_{2}} .$

計測結果は「第二表」に示す如くである。

 $\mathbf{U} = a_{11}\mathbf{L}^2 + a_1\mathbf{L} + a_{12}\mathbf{L}\mathbf{Y} + a_{22}\mathbf{Y}^2 + a_0 + c_1\mathbf{N}\mathbf{L} + c_2\mathbf{N}\mathbf{Y}$

のパラメタ しば採られる方法に従って、 は、云うまでもなくUが不可測的な変量であるから、 均衡方程式のパラメタ を統計的に計測することでこれにかえることとした。 統計的にこれを計測することはできない。 そこで、 しば

先ずはじめに、 第二均衡方程式を満たすwの値を計測する。 これは、 第一均衡方程式を満たすい の理論値を算出すること

に他ならない。 第二均衡方程式

 $w = \alpha \cdot \beta \cdot L_{\Lambda}^{\alpha-1}$

義に従って観測データーごとに算出すればよい。 の右辺のパラメター、 αおよびβは生産函数から算出される。 α は生産函数の第 項 L_m の係数である。 β it $\widehat{\omega}$ 18) 式の定

この結果を示したのが「第三表」である。

兀 ・二節 所得= 余暇選好函数のパ ラ X

こうして得られたwを「付表」に示される観測デ 4 と共に用いて、 第二均衡方程式

農家家計構成員の労働供給スケジュール $\widehat{\mathbf{I}}$

五. 七 (三九五)

選好函数すなわち

34

年

36

年

農

X.

農規

家 模

32

 $\overline{\beta}$

年

w

農	農 規	32	年	34	年	36 .	年
区	家模	β	าบ	B	w	B	พ
Silver Si	I	26. 027	34. 62	26.722	42.60	29.792	42.11
近	П	38, 801	33. 91	38.643	32.86	55. 204	41.49
	Ш	71.076	31.64	64. 485	33.04	98. 546	40,88
	IV	109. 344	33. 10	97. 248	31.65	158.026	39. 28
畿	V	138. 550	39.94	125.070	38. 39	218, 813	50.08
	VI	202. 639	38, 25	156. 965	45, 22	285. 248	54.69
	I	26. 368	27. 21	23. 140	27. 28	32, 510	34.94
瀬	Π	39, 872	28.30	34. 305	29. 54	52. 443	35.83
戸	m	66.891	27.06	57.077	28. 29	90. 883	34.08
,	IA.	96. 8 3 8	28.88	78. 150	32. 42	134, 172	37.19
内	V	129.868	31.96	107.727	34. 30	200.615	45, 05
	VI	164. 058	34. 68	129, 620	40. 38	290.711	60.00
	I	22. 232	25.69	19, 433	26.39	26. 581	28. 6 5
北	П.	36.711	29.07	29. 992	26, 38	44.938	30.73
-1,	Ш	55.876	24. 34	47. 799	23.85	74. 194	28.50
九	IV .	87. 506	26. 80	70.804	29.14	122. 686	33.39
州	V	108.799	28. 91	87.777	31.90	152, 575	37.03
	VI ·	134, 208	27.75	104.937	35, 28	195, 314	40.67
	I	18. 158	21.46	19, 706	22.35	25. 953	29.82
 南	n	32.084	18.54	25.071	18.69	44. 486	24.80
	m	52. 981	22.06	45.608	23.77	73.077	28.73
	IV	74, 871	22.02	54, 996	27.50	102. 150	31.03
 ИŪ	ν,	103, 913	26. 09	86.458	28.68	128. 351	32.47
	VI	112. 281	24.06	79.370	29, 80	181. 295	37.75
	α	0. 20	446	0.39	214	0.18	413

因果の関係を含まない。

この式は本来、

変数相互間

故、原因変数に確率誤差を認め

従属変数に確率変動を仮定

 $2a_{11}\mathbf{L} + a_{12}(\mathbf{L}w + \mathbf{Y}) + 2a_{22}\mathbf{Y}w$ $+a_2w+c_1N+c_2Nw+a_1=0$ この式の左辺の分母を払う

のパラメターを統計的に推定す $\frac{2a_{11}L + a_1 + a_{12}Y + c_1N}{2a_{11}Y + a_2 + a_{12}L + c_2N} = w$

 $\overline{\beta}$ \overline{w} $\overline{\beta}$ \overline{w} I 24.064 44.15 18.272 63.71 30.771 59.18 東 П 30.872 36.36 30.238 33.80 43,710 42.08 Ш 55.566 33.19 49.214 33.29 78.906 37.93 N 83.269 34.67 75.778 34.25 117, 252 41.75 北 V 102,726 37.27 96.247 36.43 144, 572 43.77 VI 159.402 41.67 139. 265 44.63 217.532 51.60 24.345 28.54 17,009 35.47 30.478 50.09 北 П 33, 932 37.47 32,066 41.24 46.779 52.97 M 56, 558 31.98 50.387 35.64 76.864 45.73 V 93.970 34, 48 75. 224 37.41 124.551 44.79 陸 V 123, 460 38.03 106.520 42.84 167.196 47.73 VI 166.701 56.34 142,974 57.11 208.022 55.75 I 20.854 20, 75 15.846 27.96 33, 913 45.39 Щ П 37,687 20.43 28.425 29.03 54.918 34.03 Ш 57.118 25.14 47.522 28.32 87.195 35.80 IV 85,018 29.26 76,727 29,68 116.047 33.04 陰 V 112.842 33.30 99.717 33, 81 171.326 43.84 VI 168.303 33.40 128,047 42.41 208.976 50.91 23.713 32.05 20.870 26, 17 32, 292 26.65 北 П 35.909 27.60 31.381 27, 92 51,939 34.20 Ш 62.743 28.49 56.168 27.85 95.393 36.59 関 IV 87.006 29.08 77.840 29.59 130,856 37.41 東 V 117.071 33.80 101.084 33.41 179, 288 41.06 VI 148, 216 39.87 134.826 39.81 234.436 50.74 22.209 40.66 22, 168 37.67 30.999 48, 52 南 П 34.789 32.68 31, 175 41.65 47, 478 53.85 Ш 59,045 25.51 50.735 28.36 87.466 35.46 関 IV 90,054 27.28 72.757 30.64 138, 222 39.08 東 V 107.574 32.77 98.177 32.61 172. 158 43.29 VI 154.102 39.90 128.806 41.60 232, 726 51,30 I 24.913 37.12 25.550 32.93 37.637 38.78 東 П 37, 220 33.45 33, 149 35.06 50.673 42,60 Ш 65.619 29. 26 58, 377 30.19 90.164 37.07 IV 92.299 31, 28 84.418 33.39 144, 392 41.28 海 V 127.779 33, 98 108, 299 41.54 185, 121 50.39 168.148 35.75 148,680 38.92 226.747 55.41

五.

 ν

ッシ

云えないかも知れない。辻村江

このような場合の

ラメター推定は妥当な方法とは

する一般の最小自乗法によるパ

五八 (三九六)

36

203.6494

1.0000

-0.0033

-22,520.8740

9, 646. 1001

153, 189

1.000

0.0037

27, 984, 67

-13,785.072

-140.2887

-33, 197, 0476

24, 249, 6814

-4,007,915.7070

5, 164, 935. 7483

1,0000

0.0056

2, 713, 454. 2

-4,231,593.5

-2,282,432.9971

4, 056, 787.0195

华

2,840.9091

196.13

12, 261, 475

-9,604.15

-23,619.7721

18, 507. 6056

-3,781,002.3617

4, 341, 792. 9384

2, 421, 080. 9

-3, 149, 471.9

1:00

0.0042

30.0360

1.0000

0.0054

0.0034

5, 013. 445

823, 937. 90

-3,003.345

-313.3704

1,0000

-2,243,479.400

計測⑴を更に 1.0000 $2a_{22}$ 0.0007 55, 129, 0057 940, 556. 4554 6, 886, 780. 9637 c_1 -7,096.9590-36,207.5312 c_2 -2,754,823.5787

で基準化 1, 127, 953. 2138 a_1 $2a_{11}$ 608.94 1.00 a_{12}

 $2a_{11}$

計 測 (2) a12 で基準化 $2\alpha_{22}$ a_2

 $a_{12}/2a_{11}$

農家家計構成員の労働供給スケジュー

で基準化

 a_1 $2a_{11}$ $a_{12}/2a_{22}$

計測(3)を更に a_{12} $2a_{22}$

タ

ーで規準

した値であるから、

三種類の計測

 c_1

 c_2

0.0049 a_2

-16,085.9864 c_1

-2,267,196,5697 c_2 32, 696, 155, 5182 a_1

四表」に示した計測結果は、それぞれ任意のパ

12, 497. 0728

0) が 第五

できな

そこで、

である。 (三九九) すなわ

Ť

限界で有意なも 有意なも 一分の合 の数は標準誤差で と云えよう。 四表 のには 九通り トが得ら で各パ のには**印を 印 0) れた。 計測を通じて、 を付しておい 重相関係数の値もかなり の計測値の後 また10%信頼限界で 値である。 一般にかなり良 三種類、 5%信頼 三力

 $2\tilde{a}_{12}$ は 式で 化されて は計測される に示す 、である。 4. 化が行なわれて ター は全てLの係 8 式では の計測結 a_{12}

 $+Y)+a_2w+c_1N+c_2Nw+a_1$

32 34 年 +1.0(8.35)**

〔第4表〕 選好函数パラメターの計測結果

36

+1.0

年

 $a_{12}/2a_{11}$ +0.0009255 +0.000352 (2.00)**+0.0049104 (12.80)** 測 $2a_{22}/2a_{11}$ -0.00000160 (2.47)**+0.000000231 (0.26) -0.000016(6.17)** $a_2/2a_{11}$ +7.14716 (1.65)*+19.40541(3.46)**-110.5865(3.96)** $c_1/2a_{11}$ +870.485 (4.1 (1.96)**+2424.1469 (3.57)** -11207.659(4.18)** $c_2/2a_{11}$ -6.5682356 (2.44)**-12.745051(3.41)**+47.36621 (2.63)**界 $a_1/2a_{11}$ +1043.9207 (1.59)* -969.6979(1.06)+19920.447 (5.14)** R((R)) 0.9783 ((. 9762)) 0.9549 ((.9507))0.9118 ((.9032)) $2a_{11}/a_{12}$ +608.94854 (8.35)**+196.13072 (2.00)**+153.18947 (12.80)** a_{12}/a_{12} +1.0+1.0 +1.0測 +0.003368165(10.73) $2a_{22}/a_{12}$ +0.00429027 (14.46)** +0.00367766 (10.12)** +5013.4450 a_2/a_{12} (2) (1.42)*+12261.475(2.84)*+27984.679 (6.82)** c_1/a_{12} +823937.90 4.2 $(2.32)^{3}$ +2421080.9 (5.30)** +2713454.2 (6,78)** c_2/a_{12} -3003.3459(1.33)*世

-9604.1539(3.45)*-13785.072(4.92)**-2243479.4(4.98)**-3149471.9(5, 86)**-4231593.5 (7.00)**0.9971 ((.9968))0.9965 ((.9962))0.9917 ((.9909))-63326.160 (2.47)* +5564.4020 (2.64)**-24984, 216 (10.73)**

 $2a_{11}/2a_{22}$ (6.17)** $a_{12}/2a_{22}$ +202.08085+185.25766 (14, 46)** +178.09147 (10.12)** $2a_{22}/2a_{22}$ +1.0+1.0 $a_2/2a_{22}$ -3250669.8 (4.28)** -4375743.7 (5.80)** -5912111.0 (6.34)**

 $c_1/2a_{22}$ -458157010.0 (6.88)** -700459650.0(10.33)** -713775600.0(10.16)** $c_2/2a_{22}$ +2525419.1(5.65)* +3428675.7 (7.84)*+4318661.4 (9.54)** $a_1/2a_{22}$ +6607266900.0(6.83)** +804350400.0 (8.77)** +919831000.0 (6.84)**

0.9969

R((R)) 0.9962 ((. 9958)) ○係数の右側()内は t の値 ο(()) 内は自由度調整済みの重相関係数

○自由度は各ケース共 53

パラメタ・

 $2a_{11}/2a_{11}$

 a_1/a_{12}

R((R))

計

測

(3)

4

. ω

井

 $-\frac{1}{2a_{22}}[2a_{11}L$

+1.0

 ω

 $c_2 \mathrm{N} w + a_1]$

 \mathcal{O} (Lw+Y)= $+c_2\mathrm{N}w+a_1]$ $2a_{22}wY + a_2w + c_1N$ $-[2a_{11}\mathbf{L}$

4 ٦ $+2a_{22}w\mathbf{Y}+a_2w+c_1\mathbf{N}$ $[a_{12}(\mathbf{L}w+\mathbf{Y})$

することとした。 試みとして に三通りに変形し からみて最も好ま て最小自乗法を適用してパ (3.23)て、 式を左記 それらを比較 それぞれの場 Vi ものを採 定値の有意 のよう

((.9966))

0.9938

((.9932))

ことを示唆して居る。

私は、

つの

よび完全決定の方法を試みるべ

式の計測結果は更に

計測式の項	U函数の項	パラメター	(1)		32 4		34 4:		36 年	
			(1)	(11)	()	(11)	(1)	(11)	(1)	
L	L^2	$2a_{11}/2a_{11}$	+	+	0	+	0	+	0	
(Lw+Y)	LY	$a_{12}/2a_{11}$	±	+	0	+	0	+	0	
wY	Y²	$2a_{22}/2a_{11}$	+	-	×	+	0	-	1	
. w	Y	$a_2/2a_{11}$	+	+	0	+	0	_	×	
N	NL	$c_1/2a_{11}$	±	+	0	+	0	-	0	
Nw	NY	$c_2/2a_{11}$	±	_	0	_	0	+	0	
定数項	L	$a_1/2a_{11}$		+	×	_	0	-	O	
L	L²	$2a_{11}/a_{12}$	+	+	0	+	0	+	0	
(Lw+Y)	LY	a_{12}/a_{12}	+	+	0	+	0	+	0	
wY	Y²	$2a_{22}/a_{12}$	+ :	+	0	+	0	+	O	
w	Y	a_2/a_{12}	- <u>:</u>	+	X	+	×	+	X	
N	NL	c_1/a_{12}	±	+	0	+ ,	0	+	O	
Nw	NY	c_2/a_{12}	±	-	О	_	0	-	0	
定数項	L	a_{1}/a_{12}	_		0	_	0		O	
L	L ²	2a11/2a22	+		×	+	0		×	
(Lw+Y)	LY	$a_{12}/2a_{22}$	±	+	0.	+	O	+	O	
wY	Y ²	2a22/2a22	+	+	0	+	O	+	0	
w	Y	$a_2/2a_{22}$	+	-	×	_	X	_	×	
N	NL	$c_1/2a_{22}$	±	_	0		0		0	
Nıv	NY	$c_2/2a_{22}$	±	+	0		O	+	Ö	
定数項	L	$a_1/2a_{22}$	_	+	×	-+	X	+	×	

通じて符号の配列が斉合的なのは

(4.2)

式に基づく第二計測のみである。

必ずしも斉合的でない。三年分の計測を

ぼ一致しているが、符号の組み合わせは

各パラメターのオーダーの大小関係はほ

類、三カ年分計九通りの計測をみると、

測結果は更に a12/2a22

である。

「第五表」にみるように、 三種

32

〔第6表〕符

計測結果 (1), (1)の一致

の限界効用式ではLの係数である。余 anは元のU函数でLの係数であり、 の限界効用は逓減す 労

のようなものだと考えられるであろう

以下にそれを吟味してみよう。

この符号の配列はア・プリオリにはど

六表」はこの吟味を総括的に示したもの

と仮定すればLと四一の間の勾配もまた負であることが期待される。

定すれば負の符号が期待される a』はU函数のYの係数であり、所得の限界効用式ではYの係数である。 はU函数のクロス LYの項の係数である。 この項の係数の符号は、 それ故、 正負両方の場合が考えられる 所得の限界効用についても逓減の法則を

はU函数のYの係数であり、所得の限界効用式の定数項である。 は余暇の限界効用式の定数項を労働時間の尺度で測ったものであるから、 それ故正の符号が期待される。 正の符号が期待される。

のイイ欄のような符号の配列が期待される。 C2については、 先験的には正負いずれの符号の場合も想定できるであろう。
 これによれば、 第二計測の結果が各年とも一番斉合性が高いように思 これらの先験的な考察に基づいて「第六

「第四表」に戻って、係数の有意性をみても第二計測の結果は、 かなり良好である。そこで、 本稿では、 選好函数のパラ

第五章 労働供給スケジ ュ.

として第二計測の結果を採用することとしよう。

第五. 節 男子の労働供給スケジ の導出

自家農業労働時間(上) 々の労働供給模型は完成した。この模型から労働供給のスケジュ のスケジュ ルを導出するのが次の課題である

第二均衡方程式そのものである。 第二均衡方程式 (3.24) をLとなだついて

六三 (四〇二)

(5. 1) $L_{\Lambda} = \left(\frac{1}{\alpha \cdot \beta} \cdot w\right)^{\alpha}$

となる。これがLのスケジュールである。

(2) 非自家農業雇用労働(L)のスケジュール

農外雇用労働への供給スケジュールは第一均衡方程式から導かれる。第一均衡方程式(3.23)に (3.5)および

(5. 2)
$$-\frac{2a_{11}(\mathbf{L}_{A}+\mathbf{L}_{0})+a_{1}+a_{12}(\mathbf{Y}_{A}+\mathbf{Y}_{0})+c_{1}\mathbf{N}}{2a_{22}(\mathbf{Y}_{A}+\mathbf{Y}_{0})+a_{2}+a_{12}(\mathbf{L}_{A}+\mathbf{L}_{0})+c_{2}\mathbf{N}} = 0$$

これを整理すると

(5. 3)
$$\mathbf{L}_0 = \frac{-1}{2a_{11} + 2a_{12}w + 2a_{22}w^2} [(a_{12}\mathbf{L}_A + 2a_{22}\mathbf{Y}_A + c_2\mathbf{N} + a_2)w + (2a_{11}\mathbf{L}_A + a_{12}\mathbf{Y}_A + c_1\mathbf{N} + a_1)]$$

wが与えられた時、L、Y、Yoはそれぞれ

$$L_{A} = \left(\frac{1}{\alpha \cdot \beta} w\right)^{\frac{1}{\alpha - 1}}$$

 $Y_{\Lambda} = \beta L_{\Lambda}^{\alpha} = \beta \left(\frac{1}{\alpha \cdot \beta} w\right)^{\frac{1}{\alpha - 1}} = \frac{w}{\alpha} \cdot \left(\frac{1}{\alpha \cdot \beta} \cdot w\right)^{\frac{1}{\alpha - 1}}$

であるから、これらの関係を(5.3)、式に代入して整理すると

(5. 4)
$$\mathbf{L}_{0} = \frac{-1}{2a_{11} + 2a_{12}w + 2a_{22}w^{2}} \left[2a_{22} \left(\frac{1}{\alpha \cdot \beta} \right)^{\frac{1}{\alpha - 1}} \cdot \frac{1}{\alpha} w^{\frac{1}{\alpha - 1} + 2} + a_{12} \left(\frac{1}{\alpha} + 1 \right) \left(\frac{1}{\alpha \cdot \beta} \right)^{\frac{1}{\alpha - 1}} w^{\frac{1}{\alpha - 1} + 1} + 2a_{11} \left(\frac{1}{\alpha \cdot \beta} \right)^{\frac{1}{\alpha - 1}} \cdot w^{\frac{1}{\alpha - 1}} + (c_{2}N + a_{2})w + c_{1}N + a_{1} \right]$$

この式が農外雇用労働の供給スケジュールである。

分する。そのスケジュールは右のようであることが導かれた。この時、家計の総所得(Y)も同時に決定される。Yのスケ 外部から色々な賃金率が与えられると、特定の自家農業所得造出函数を持った主体グループは、その労働力をLとLに配 ルは、次のように導かれる。

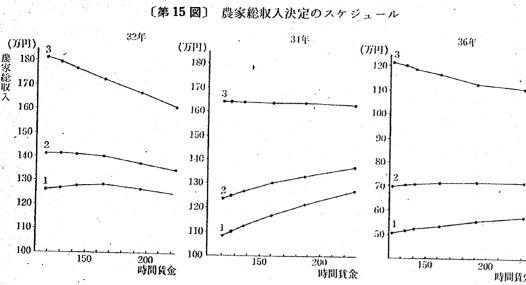
(5. 5)
$$Y = \frac{-w}{2a_{11} + 2a_{12}w + 2a_{22}w^{2}} \left[2a_{22} \left(\frac{1}{\alpha \cdot \beta} \right)^{\frac{1}{\alpha - 1}} \cdot \frac{1}{\alpha} w^{\frac{1}{\alpha - 1} + 2} + a_{12} \left(\frac{1}{\alpha} + 1 \right) \left(\frac{1}{\alpha \cdot \beta} \right)^{\frac{1}{\alpha - 1}} \frac{1}{\alpha^{-1}} \right]^{\frac{1}{\alpha - 1}}$$

$$+ 2a_{11} \left(\frac{1}{\alpha \cdot \beta} \right)^{\frac{1}{\alpha - 1}} \cdot w + (c_{2}N + a_{2})w + c_{1}N + a_{1} + \frac{w}{\alpha} \left(\frac{w}{\alpha \cdot \beta} \right)^{\frac{1}{\alpha - 1}}$$

農家経済調査で実際に観察される値を用いた。それらの値は「第七表」に示してある。 ぞれ、男子主体グループの年間労働時間のスケジュールと、年間総所得のスケジュールの数値計算結果を図示したものであ 幾つかの具体的賃金率を代入してみて、このスケジュールの形状をみよう。 たわけであるが、これらは、非常に複雑な形をしていて、 仮説模型から同時的に決定されるよ、 これらスケジュールの数値計算には、実際に計測された生産函数と選好函数のパラメターを用いた。世帯人員Nには、 LぉよびYのスケジュールは (5.1)、(5.4)、(5.5) の三式で示されることがわかっ どのような函数であるのか直感的にはわからない。そこで、wに 「第十三図」、 「第十四図」、 「第十五図」 はそれ

農家家計構成員の労働供給スケジュール(1)

五・二節



〔第7表〕 成年男子人員 (N) と農業生産

〔第 14 図〕 自家農業労働供給

自 家 農 就 2000。 業

時間

自家農就業時間

1000

1000

110

スケジュール

(第13図)

分 7000

6000

5000

1000

3000

2000

劳 6000 的 時 間 5000

4000

3000

2000

農外労働時間 1000

1000

1000 100

1000 100

時間賃金

時間賃金

200

に示されている。

この傾

. 時間賃金

ことが図によって明らか

保つように行動している

しての所得はほぼ一定に

しかも全体と

する時間を減

150

を問わず見られること

これらのスケジュ

かるであろう。

農家の規模

によっ

てシ

フ

は農家の経営規模の大

成年男子の非自家農業

労働供給スケジュール

200 時間資金

344E

200 時間賃金

200 時間貨金

若干の吟味

150

外雇用の賃金率が高いほ

農外雇用および自家

男子主体グル

	力曲線。	ペラノター (α	, β)
	32 年'	34 年	36 年
z	°0. 2139	0. 2045	0. 1813
1	81239.	83759.	95867.
2	138030.	146120.	169460.
3	270780.	286000.	336710.
1	1.95	1.88	1.79
	2	32 年 2 0.2139 1 81239. 2 138030. 3 270780.	2 0. 2139 0. 2045 1 81239. 83759. 2 138030. 146120. 3 270780. 286000.

の所得造出能力の差異 ったことになる。 大規模農家では自家農業に これは結局、 よるものであることが 自家農業

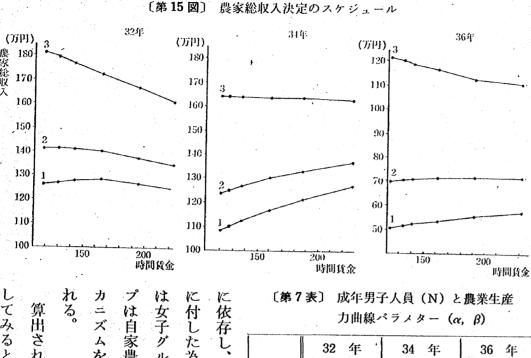
されている。 規模によって随分大きな差が てどの程度をこの主体グル 給を行なった結果得られる総所得は、 ープがこうし これは、 た原理に基づいて労働 プ あることが図に示 (男子グループ) 農家の

に付した為に生じた誤差を含んでいるように思われる。 プは自家農業からも農外雇用からもさほど大きな所得を稼得していないというメ ムを見落しているのではあるまい 残りを他のグ 大きな所得を稼得するのに対して、 (女子グループ) か。 この点は、 に依存するかのメ 大規模農家では女子グル たとえば、 次の研究作業として残さ カニズムを不問 小規模農家で

ル

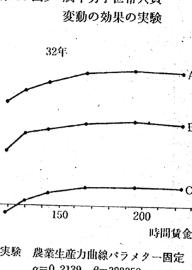
プ

してみると、 算出されたスケジュ 間 N は、 昭和三十二、三十四、 を次第に減じて、 三十六の三年について比較 全体としての所得も多少



農家家計構成員の労働供給スケジ

六七 (四〇五)



2000

1000

 α =0. 2139 β =382359 成年男子人員を変動 A: N=2.50B: N=2.31 C: N=2.07

スケジュー 通りに変動させてみたものである。人員Nが減少すると非常に敏感に を通じて共通の値ではなく、 を参照されたい。 下げるかなり 強力なシフトパラメーターになっている。 るであろう。 減じて行く傾向を示している。 ることである。この模型では世帯人員Nがスケジュー ルが下方にシフトするのがわかるであろう。 第一には、 昭和三十二年の任意の農家について実験的にNを三 採用された試算デー 「第七表」にみるように年々減少してい この理由としては次の二点が考えられ B で世帯人員が三カ年 を下方に押し 〔第十六図〕

の改良が必要であろう。実際、 では、家計を常住家族だけで構成されるものとして扱っている。 つ者の長期的な出稼ぎ収入が増えて、 実際以上に下方へのシフトがはげしくとらえられたのであろう。 農外労働時間 このような傾向は、 その為に成年男子で家に居る者のウェイトが減って行くような事態については、 昭和三十二年以来はっきりと起って来て居るのである。 それ故、 それ故、 平均成年男子人員が年々減少している三ヵ年について 例えば世帯主男子またはそれに近いウェイ 第二に、この模型の基礎となった農家経済調査 トを持 模型 は、

0 告では、我々の検証作業にとって充分なデー ほって行なわれるべきものであるが、ここではそれが不可能であった。 最後に、 プごとに対応づけて観察するには若干の工夫を必要とする。 調査原票に近い次元のデ 導かれたスケジュ タ ーが必要なもう一つの重要な理由がある。 の仮説としての有効性を検証しなければならない。 ターを与えて居ない。 この検証の作業は、 特に、 現在の集計デー 次号の報告の課題として残すこととする 賃金の分布と就業時間、 できるならば調査原票に近い次元にさか しかしながら、 タ では男女別にその所得をとら 並びに所得額を主体グル 農家経済調査の年次報

らない。 この欠陥のために最終的な仮説の検証も不可能な状態である。 している部分に気付かれたであろう。 えることができないために、 ている。 その為に選好函数のパラメターとスケジュー 家計総所得のうちの農外所得は、 これも同じ理由によるものである。 読者は 全て男子主体グル (第十五図) ルに大きなバイアスが この欠陥は今後の研究で何等かの処置をせねばな のスケジュ プによって稼得されているとい あることが予想される。 ル が不等に高い所得額を示 う非常に また、

「我が国農業における生産函数の計測 ハーズ第一 一二号。) 経済発展と農家の労働供給機構 (「三田学会雑誌」第五七巻第四号。 または

注2 この観察の大要は、 鳥居 「農業家計の就業構造」 (「産業研究」 第2号) を参照されたい。

P. H. Douglas, "The Theory of Wages", 1934.

(注5) "The New Method of Measuring Marginal Utility",

(注 6 「賃金・雇用分析の計量的基礎 小尾恵一郎・尾崎巌両氏のこの研究の成果は非常に多くの論文に発表されているが、 の労働供給機構の計測と理論」(三田学会雑誌、第五一巻第八号) ここでは次のものを参照されたい。

「有業率変動の分析 勤労者家計の労働供給構造の解明 (三田学会雑誌、第五四巻第四号)

小尾 小尾・尾崎「経済発展と就業機構 ・尾崎「勤労者家計 労働供給機構に関する経験的接近 (経済学年報第六巻、 一九六三年)

往7 注1の文献を参照され における有業率の研究」 (経済分析、 経済企画庁経済研究所、 一九六一年十二月)

注8 「農業生産性とその地域間・ 階層間

·時点間変動」

往9

(統計研究会指数研究資料的一九六四年

式と (10-6 式の連立によって得られる解は、 やはり第二均衡方程式

農家家計構成員の労働供給スケジュール $\widehat{\mathbf{I}}$

 $f' = \frac{\partial \mathbf{U}}{\partial \mathbf{X}}$ $= \frac{\partial \mathbf{U}}{\partial \mathbf{X}}$ $f' = \frac{\partial \mathbf{U}}{\partial \mathbf{L}_{\mathbf{A}}} / \frac{\partial \mathbf{U}}{\partial \mathbf{Y}} = \frac{\partial \mathbf{U}}{\partial \mathbf{L}} / \frac{\partial \mathbf{U}}{\partial \mathbf{Y}} = \frac{\partial \mathbf{U}}{\partial \mathbf{U}} / \frac{\partial \mathbf{U}}{\partial \mathbf{Y}}$

 $\frac{\partial \Gamma}{\partial \Omega} / \frac{\partial X}{\partial \Omega} = m$ 然めか

であるから

仕15) 注1の文献参照

(注16) 辻村江太郎「消費者行動の理論」有斐閣、一九六四年。

鳥居「農業生産函数に関する整理」(三田学会雑誌、第五七巻第五号)

[付表](2) 昭和34年原データー表(年平均)

			<u></u>		ı ————		,						
農区	階層	標本数	La(男)(時)	LA(女)(時)	H1 (時)	H ₂ (時)	N ₁ (µ)	N ₂ ([1])	N ₃ ([i])	K ₂ (畝)	K1 (14)	YA ([1])	N(例)(人)
1	1	29	236	756	1	13	4538	1353	997	138	6	68984	1.52
1 1	2 2	58 183	716	1039	22	21	7702	2857	1348	.76	7	122262	1.72
i	3 4	136	1528 2451	1829 2578	51 130	52	14828	7663	3296	185	12	250963	1.78
i	5	104	2954	3054	179	119 194	24681 34131	11577	6063 6216	249	20	396876	1.97
1	6	168	3976	3548	202	338,	57619	13609	14984	297 477	26 41	532613 877071	2.18
2	1	19	500	855	5	39	5688	1558	985	40	7	84185	2.46 1.26
2	2	44	628	1107	21	56	8570	3644	2362	67	8	125960	1.59
2	3	149	1434	1799	33	109	14712	8779	3527	160	17	249074	1.61
2	4 5	78 43	2554 3036	2486 3005	75	209	30527	10941	7616	214	. 25	463094	1.91
2	6	26	3085	3520	111 34	291 466	42560	15483	13682	226	37	660117	2.02
3	1	17	555	815	21	25	54039 4018	40319 15448	19708 969	264 71	41	876986	2.19
3	2	29	1114	1354	53	34	9586	16288	3022	106	9 14	90442 166399	1.47
3	3	107	1938	2101	107	73	16782	19368	2965	202	23	254235	1.73 1.66
3	4	57	3013	2897	140	127	25684	35435	5389	438	33	444366	2.05
3	5	24	3651	3509	165	175	41788	27566	8786	287	40	623600	2.21
3		7	4538	4251	154	288	68254	21528	15897	701	67	901165	2.42
4 4	1 2	31 66	709 1101	829 1221	7	8	6343	6160	859	28	11	90134	1.55
4	3	210	2228	2193	16 39	26 54	10572 20838	9024	1533	65	11	152506	1.60
4	4	139	3113	2784	96	108	30557	17734 27508	3418 4593	122 218	20	300362	1.81
4		63	3881	3660	108	191	43580	31062	8282	301	33 41	449650 637755	2.00 2.41
4	5	50	4189	4138	151	249	62875	29810	5379	482	60	837734	2.60
5	1	40	413	792	4	20	6283	7260	569	42	8	78854	1.37
5	2	74	640	1307	12	38	11950	7054	835	86	12	125933	1.61
5	3	229 210	2017	1972	64	92	22974	23567	2108	136	18	286837	1.72
5	4 5	115	3111 3598	2892 3380	108 173	183	41485	24155	3398	192	26	455875	2.06
5	6	95	4162	3964	185	199 368	51844 83302	29883 31606	4640 7328	249	34	584280	2.38
6	1	46	565	920	4	35	7444	6828	944	352 38	47 7	830237 91201	2.45 1.52
6	2	91	865	1599	9	44	11560	15751	1330	76	13	156131	1.67
6	3	238	2129	2258	48	70	25942	26393	3686	150	20	308115	1.87
6	4	115	2881	2897	106	102	38528	51298	5915	214	35	489128	1.95
6	5	50 16	3295	3132	118	231	61122	45471	9738	260	41	630515	2.10
7	1	45	5050 432	4464 578	227 26	372 18	85861	36366	25099	355	61	879655	2.37
7	2	67	989	1269	. 57	28	7660 14010	12101 6324	1403	44	10	88120	1.29
7	3	171	2102	1797	118	72	29301	18027	2520 5129	76 147	14 22	167800 332266	1.57
7	4	66	3813	2644	158	148	47999	32440	8812	218	36	590733	1.78 2.14
7	5	35	4028	2977	189	199	67403	22207	12956	389	44	797376	2,26
7	6	15	5288	3580	204	309	137183	6313	30163	312	57	1106917	2.27
8	1	64	769	1212	19	21	6973	17220	1288	72	10	99305	1.46
8 8	2 3	122 289	1170	1717	52	40	12522	13198	2632	129	17	165247	1.49
8	4	115	2367 3176	2457 3110	114 177	87 117	24054 39596	24655	5510	221	27	326368	1.81
8	5	69	4278	3616	179	216	57268	34411 41741	8845 14187	357 402	35	519367	2.03
8	6	23	4674	3561	128	220	95126	18383	17232	327	44 42	725857 986765	2.32 2.31
9	1	43	647	1236	32	20	7469	1867	1338	60	5	87203	1.28
9	2	79	1216	1618	76	34	11724	21207	2150	74	11	153302	1.58
9	3	199	2340	2456	152	94	20999	12555	4299	127	18	273047	1.74
9	4	148	3197	3106	240	119	39531	17224	8256	187	25	448659	1.98
9	5	56 41	3752 4304	3714	293	164	52952	17433	8965	260	33	579760	2.09
10	1	32	618	4252 1237	387 43	258 21	72523 5489	18033	11500	292	34	793044	2.36
10	2	60	1583	1925	86	22	11131	1808 6216	914 1992	59	6	67015	1.10
10	3	141	2197	2465	161	51	21671	9412	3561	85 138	11 17	147331 251215	1.32 1.52
10	4	72	2826	2911	308	78	36037	7284	5742	247	25	388830	1.75
10	5	24	4048	3557	322	165	56694	5323	12387	263	33	561474	2.13
10	6	25	4252	3894	504	160	55798	23078	8088	417	33	624767	2.64

〔付表〕(3) 昭和36年原データー表(年平均)

	1												
農区	階層	標 木 数	La (男) (時)	LA(女)(時)	H ₁ (時)	H ₂ (時)	N ₁ ([¹])	N ₂ ([1])	N ₃ ([1])	K ₂ (畝)	K 1 (坪)	Y _A ([¹])	N(奶)(人)
1	1	29	268	694	4	19	5006	4037	1665	137	6	82213	.75
1	2	50	626	1044	16	41	9020	5629	1345	77	7	147414	1.74
1 1	3 4	174 133	1466 2118	1820 2308	38 81	72	17753	15229	4037	174	13	294838	1.81
1	5	109	2584	2797	98	166 219	28307 39203	16757 15932	86 <u>5</u> 4 9996	234 320	21 25	461786 620632	1.83
ī	5	176	3485	3451	136	385	66168	21526	19104	466	43	1023091	1.99 2.33
2	1	19	325	763	6	41	6642	1932	1199	33	4	90292	1.10
2	2	48	513	886	2	52	9735	6066	2424	54	9	132897	1.54
2 2	3 4	143 78	1129 2093	1572 2254	20 29	108 195	16139 33962	14444 14514	4338	181	18	284359	1.62
2	5	43	2777	2627	33	314	47563	21877	10112 16065	240 229	25 40	511533 728869	1.85
2	6	29	3001	3366	7	410	56400	38529	18010	250	36	964413	2.24
3	1	17	418	823	19	21	5055	33042	1350	66	7	112756	1.35
3	2	34	1074	1135	41	43	9611	49427	2020	104	13	218692	1.67
3 3	3 4	99 60	1779 2786	1989 2 7 50	75 112	82 93	17349 26837	52640	4454	208	24	327950	1.66
3	5	29	3176	3262	92	242	42521	53034 58636	6620 14460	482 345	34 41	506980 738323	2.01 2.17
3	6	. 6	3373	3303	63	244	64205	59833	14420	339	56	981581	2.33
4	1	30	756	783	3	13	7998	5548	1135	29	7	106709	1.52
4	2	66	997	1135	8	31	12074	11274	3109	63	11	182207	1.47
4	3 4	212 136	1934 2772	1990	25	85	23432	32118	4968	120	19	389423	1.74
4		67	3640	2614 3232	57 62	168 26 0	31803 48142	42235 47494	6817 11217	205	35	567153	1.90
4	5	51	3899	4128	90	384	69440	62955	9245	305 477	45 61	798684 1056424	2.22
5	1	40	345	615	2	24	6959	7319	743	33	10	91194	1.33
5 5	2	71	512	1192	7	36	11317	17325	1476	70	10	154661	1.53
5	3	224	1807	1883	35	117	23162	37380	2317	125	17	358523	1.77
5	4 5	208 123	2810 3245	2585 3107	65 116	253 301	40382 57367	54170	4694	179	27	582197	1.97
5	6	90	3813	3884	86	537	84842	59067 45034	6764 10674	237 352	34 50	743315 1051897	2.11
6	1	45	576	819	2	27	7935	21980	1108	40	9	118662	1.67
6	2	87	739	1237	7 [40	12184	20004	1946	84	ıí	172683	1.59
6	3	245	1776	2031	31	86	24981	46278	3981	155	20	357334	1.84
6	4	126 51	2775 2944	2783 2922	71 54	162 274	47707 63708	70397 69142	7774 11159	207	32	607547	1.99
6	6	24	3360	2841	76	332	78194	105950	19701	245 375	47 55	843373 1047596	2.10 1.91
7	1	43	391	462	19	17	6740	11021	1306	52	7	90975	1.42
7	2	69	848	1068	45	40	15248	14909	2928	77	18	179771	1.48
7	3	167	1757	1699	89	91	30368	32266	7194	140	23	393231	1.70
7 7	4 5	69 38	3291 3642	2486 3030	132 92	186 324	52074 79428	70276 65327	12098 16176	187 302	33 48	715988 998382	2.13 2.05
7	6	15	4524	3408	111	410	133158	43317	31600	347	57	1382445	2.20
8	1	63	547	983	16	23	5986	18044	1769	49	10	112081	1.33
8	2	121	953	1478	42	45	11422	19400	3330	125	17	171682	1.58
8 8	3	269	1988	2233	85	94	23519	33415	6136	221	28	372323	1.78
8	5	129 80	2879 3727	2923 3482	114	164 247	37249 67081	59681 74249	10735 18416	304	33	595328	1.87 2.11
8	6	21	4133	3356	98	331	126265	114997	28540	440 344	42 57	902142 1294901	2.29
9	1	44	545	997	25	18	6317	4090	1499	46	7	92869	1.38
9	2	72	952	1626	50	31	10744	17749	2707	76	11	158806	1.72
9	3	196	1930	2196	126	87	20554	19576	4630	121	18	301604	1.66
9	4	152 60	2945 3389	3048 3283	185 245	184 275	40882 51503	24793 33959	9646 12784	181 238	25 29	517730 660653	1.84 2.00
9	6	39	4089	3722	234	369	74602	34951	17401	304	35	920723	2.31
10	1	33	504	1027	24	15	5589	7991	1236	71	7	80452	.88
10	2	55	1223	1771	74	30	12167	11601	2450	102	11	164995	1.27
10 10	3	137	1876	2290	133	65	21289	29698	4240	141	15	289139	1.46
10	4 5	73 36	2574 3221	2856 2978	222 269	113 144	39575 56460	11907 14709	7699 9309	241 282	25	451553	1.61
10	6	23	4088	3840	358	228	73922	45457	13315	500	29 32	559825 825970	2.43
Ц							177	12121	-//-/	,,,,	, ,	00//10	