

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 (I)

—常住・男子家族の労働供給スケジュールの計測—

鳥居泰彦

目次

第一章 問題の所在	第三・一節 労働供給メカニズムの概略
第一・一節 研究の系譜	第三・二節 一般的理論模型
第一・二節 研究の範囲	第三・三節 模型の特定化
第二章 農家家計構成員の就業構造	第四章 パラメターの計測——男子グループ——
第二・一節 農家経済調査資料の解説	第四・一節 生産函数と男子の所得造出函数
第二・二節 農家家計構成員の就業構造	第四・二節 所得II余暇選好函数のパラメター
第二・三節 就業率変動の要因分析	第五章 労働供給スケジュール
第二・四節 要約と結論	第五・一節 男子の労働供給スケジュールの導出
第三章 主体の労働供給図式	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

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、基本的に重要な部分を占めていることを明らかにした。^(注1) 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)を具体的に計測した。^(注3)

本稿では、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、本稿では、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プとみて、男子の労働供給スケジュールを計測する。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ュールの計測について引きつづき報告をする予定である。

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、従来、いわゆる「ダグラス——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・H・ダグラスによつて発見され、^(注4) 日本では有沢教授によつて発見されたこの経験法則は、およそ次のように要約できる。

「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 (I)

の有業率と核の収入率とは強い負の相関関係にある。

この経験法則は、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。

R・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ーチを具体的に示した。^(注5) フリッシュ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、時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。この研究は、主体の労働供給スケジュー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。

ダグラスが示した主体の把握の方向と、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体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、尾崎巖両助教授が、都市勤労者世帯の家計調査資料に充分なデータコントロールを加えて、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業を行なつて来ている。^(注6)

本稿で展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部賃金率をパラメーターとして、所得—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た。私は、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の所得造出函数を置くことによって、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。このことについては次節で詳しく解説する。

第一・二節 研究の範囲

労働供給主体を家計としてとらえれば、導かれる供給スケジュールは、家計の有業率タームに関するものとなるであろう。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ルは、個人の労働時間のタームで測られることになる。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・女子の性別グループを主体グループとしてみることもできるし、特定の年齢グループを主体グループとみることもできる。また学歴別の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、原データのアンケートの答え合わせ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、性別グループを主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・エラーとは云つても、研究のスコープは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ば、男女別、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、当然の帰結として要請されるであろう。このことについてはすぐ後に、農家経済調査の昭和三十三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よう。

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、標本農家の選定と調査の方法も著しく改善された。更に昭和三十三年には、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。

ここでは、この時点、即ち昭和三十二年以後の調査結果について分析を行なうことにする。昭和三十二年以後の時期を選んで報告するのは、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、もう一つには、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。既に他の場所でも述べたように、^(註7)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。これに加えて、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目されて来た。^(註8)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、農村人口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、非農業雇用にに応じて行くか、それとも余暇を選択して非就業者となるか、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。

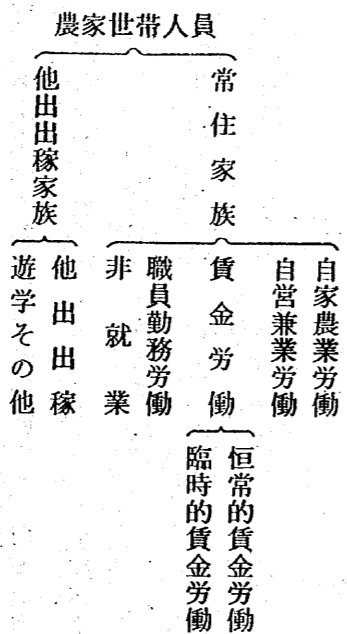
この場合、用いられるモデルの構成は、労働力人口全体としてひとつの解を与えるのでは不充分であって、少なくとも、男女・年齢別に就業構造が解明されるように設計されなければならない。労働力を需要する非農業部門の雇用主体の側からみても、農業自身の農耕労働力の需要という点からみても、性別および年齢のちがいは労働の質を意味することは明白である。また、今日労働市場において制度的に確立している雇用形態と労働条件をみても、この属性による差異がはっきりと存在している。それ故、組まらるべき仮説模型は、これらの属性のちがいによって生じている現実の労働供給行動の差異を追跡できるように構成される必要がある。

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

「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、それがどのような労働供給の仮説模型を示唆しているかを示すのが本章の課題である。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て簡単に解説しよう。

「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。



このうち自営兼業は全国平均でも、極めて少ない。また、他出稼および遊学その他はいわゆる年度内の流出フロー量であって、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過ぎない。

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

(man-hour) のタイ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、全国を北海道、東北、北陸、山陰、北関東、南関東、東海、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。農家の経営規模は、経営耕地面積〇・三町未満、〇・三〇・五町、〇・五〇・一〇町、一・〇〇・一・五町、一・五〇・二・〇町、二・〇町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、い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、このように経営耕地面積で層化されたデータを観察することは、農家の自家農業所得の規模別データを観察するのと同じ意味を持っていることに留意されたい。

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。

農家所得	農業所得
	農外所得

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されていると考えてよい。

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えない。我々が観ている現実のデータ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目的にとっては、少なくとも幾つかのデータコントロールが必要となる。最大の問題は、労働供給主体が当面している需要賃金の分布を知ることであるが、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十分である。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居る。この為、後に述べるように、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、また耕作品目や飼育品種、および耕法・飼育法に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一〇農区の各六階層の平均農家、合計六〇の観測値が各年の標本値として採用されることになる。

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、三十六の一年おきの三年分について報告をする。

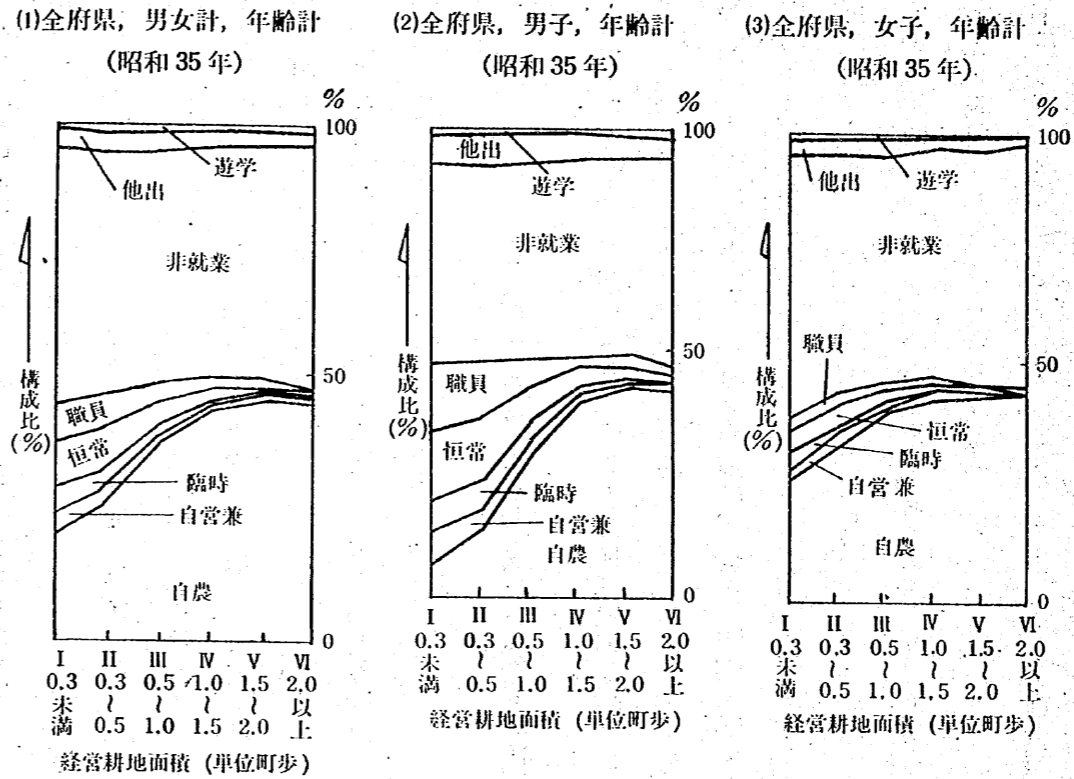
第二・二節 農家構成員の就業構造

「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。^(注9)

わが国の農家家計構成員の就業構造は、「第一図(1)・(2)・(3)」に象徴的に要約することができる。農家は全体として約五〇%の非就業者を含んでいる。よくみると、非就業者比率は小規模農家では大きく、中規模農家で最も小さく、大規模農家で再び大きくなる。「第一図(2)・(3)」を対照してみればはつきりわかるように、この傾向は実は、女子世帯員グループが持つて居る傾向である。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。

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。男子では経営耕地面積が小規模

〔第1図〕 農家家計の就業構造



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(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さくなると自家農業を離れるが、その中で非自家農業に雇用される者は男子に比べてはるかに少ない。このことは〔第一図(3)〕に示されている。それ故、我々の仮説模型は、このような男・女両グループ間の行動様式の差異をとり扱うことが可能なように組まれなければならない。

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、〔第一図(1)・(2)・(3)〕に示したよう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するに止めたい。また、このようなパターンが男・女間でどのようにちがっているかだけでなく、更に年齢グループ間でどのようにちがって居るかをも同様な方法で観察してみると、極めて興味ある結果が得られる。これについては、次号(三田学会雑誌第五十八巻第六号)の報告の中で述べる必要がある。この点の詳しい分析は、農家

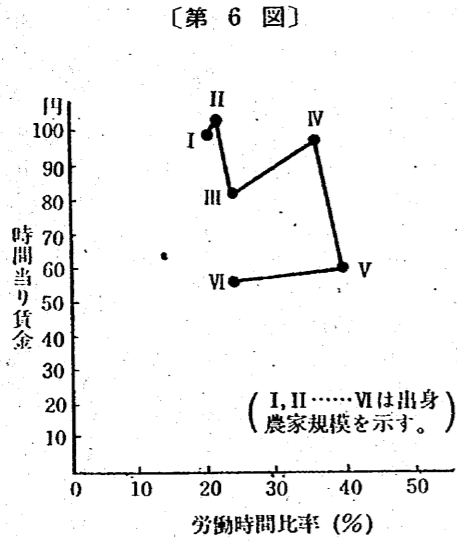
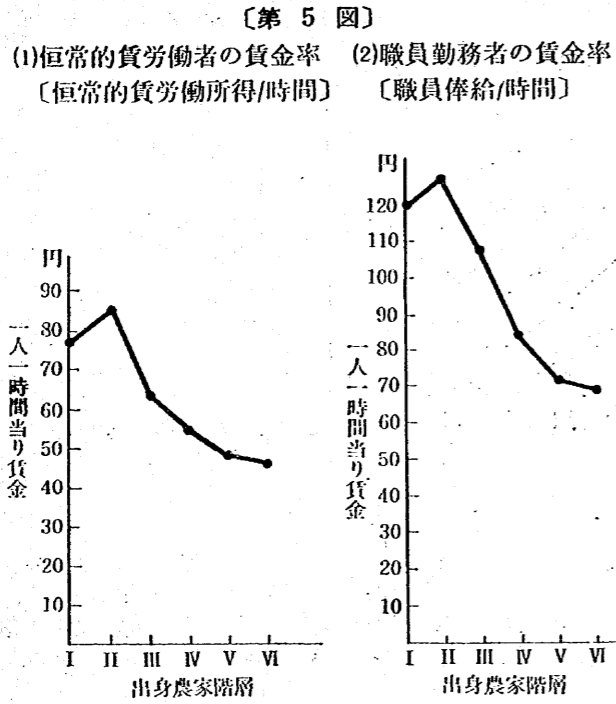
以上の観察で、我々が分析しようとしている農家の構成員(常住家族)の就業構造は、結局、彼等が非就業、自家農業、在宅通勤(農外雇用)の三者のうちいずれかを選択するメカニズムに他ならないことがわかる。また、それは少なくとも男・女の別によって差異があるようなものであることがわかる。勿論、もっと詳しく考えれば、農外雇用の中でも恒常的賃金労働、臨時的賃金労働、職員勤務労働といった幾つかの異なる雇用機会をどれを選ぶかという選択があり得る。けれども〔第一図(1)・(2)・(3)〕にみられるように、それらの間にはかなり均等に就業が配分されているようにみえるから、供給主体にとってこれらは無差別な雇用機会だと仮定することは、第一次近似として許されることと考える。(この点の詳しい分析は、農家経済調査の調査原票に近い次元で始めて可能となり、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と思われる。)

第二・三節 就業率変動の要因分析

〔第一図(1)・(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した結果も、私は前に他の場所で報告した(註10)その結果だけをここに要約しよう。

第一に、非就業率は多くの要因の中で農家の総所得(農家所得+農業所得+農外所得)と強い正の相関を示している。(第二図(1)・(2)参照)非就業率を決めているのは、自家農業所得でも、農外雇用による収入でもなく、家計全体としての総所得であるようにみえる。

第二に、自家農業への就業率の変動要因をみよう。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よって大きな影響を受ける。また、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樣ではない。技術的な理由は勿論のこと、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タをコントロールす



I 農家構成員は、自家農業、非自家農業雇用、非就業の三者の間で選択をおこなっている。
 II 非就業・就業(自家農業・農外雇用)の両者

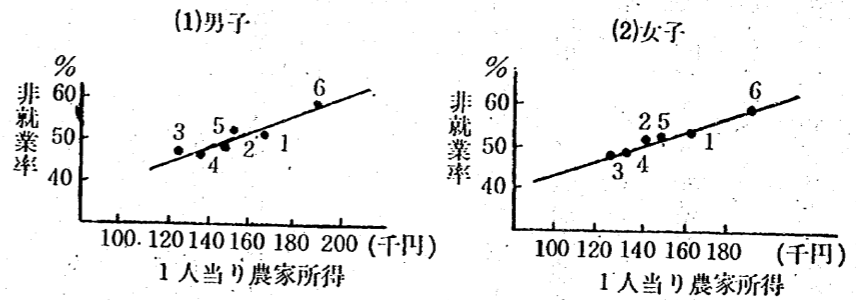
勤労者世帯について確認した労働供給のスキームをそのままではめれば、大規模農家ほどその主たる家計収入は大きいのであるから、より多くの余暇を選択し、従ってその最低労働供給価格はより高くして然るべきである。だが〔第五図(1)・(2)〕はこれとは全く逆の現象であるようにみえる。

もしこの図に示される事実の背後に、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いという関係が存在するのであれば、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一応納得されるのであるが、このよう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

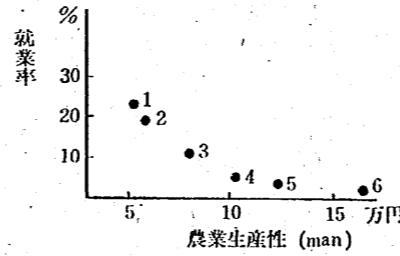
第二・四節 要約と結論

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となった。

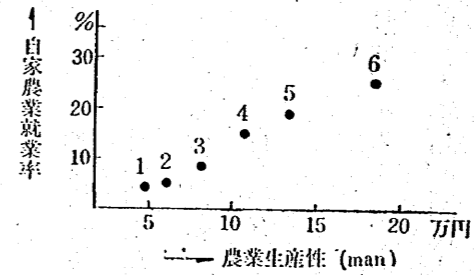
〔第2図〕 非就業者率と世帯員1人当り農家所得の相関 (昭和35年)



〔第4図〕 恒常的労働・職員勤務就業率と農業生産性



〔第3図〕 自家農業就業率と農業生産性 (昭和35年)



ることは、農家経済調査では不可能である。全府県平均データでみるのが改善の策であろう。

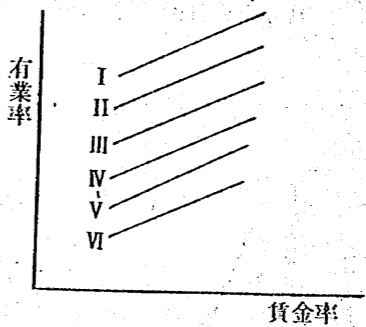
農家構成員の自家農業への就業率は〔第一図(1)・(2)・(3)〕にもみたように自家農業所得が高くなるにつれて高くなる。〔第三図〕に示されるように、自家農業就業率は自家農業の生産性と密接に関係している。このことは、自家農業生産性が労働力の配分の一つの要因となっていることを示唆している。

非農業雇用労働への就業率は、〔第四図〕に示されるように、やはり自家農業の生産性と密接に関係している。自家農業生産性が高ければ自家農業に従事し、生産性が低ければ農外雇用機会に応じて行くことがわかる。

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、賃金率に対してはどのような反応を示すであろうか。農家経済調査の調査項目をみても、この点について手掛りとなるものはない。

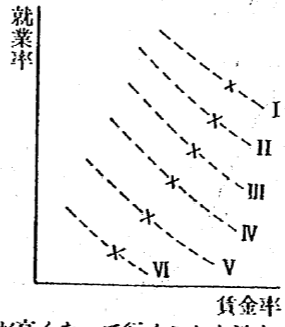
〔第五図(1)・(2)〕に示されるように、各階層の農家出身者の得ている平均的な時間当り賃金だけは試算できる。これによると、図に示される通り、大規模農家の出身者ほど低い賃金率で農外雇用に応じているという、奇妙な現象がみられる。小尾・尾崎両氏が

〔第 7 図〕

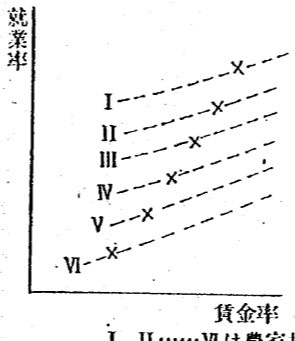


番号I, II……VIは農家規模が次第に高くなることを示す

(2)



(1)



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。

の間の選択は自家の総所得水準と関係している。

III 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)と関係している。

IV これらの選択に外部から提示される賃金率がどのような役割を果たしているかは、観察の限りでは明らかでない。

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。小尾・尾崎両氏が勤労者世帯の家計調査データについて確認した経験法則は、要約すれば、

- (イ) 核所得にして一定ならば、非核の有業率はその賃金率が高い程大きい。
- (ロ) 非核に示される賃金率にして一定ならば、核所得が高い程非核有業率は大きい。

この(イ)・(ロ)二つの事実は「第七図」のように表示することができる。一方、農家経済調査でみられたIII、IVの関係は「第八図(1)」または「八図(2)」のいずれかの関係が存在するであろうことを示している。それ故、IVに述べた事柄にもかかわらず、少くとも農家の生産能力の規模と賃金率が、それぞれ勤労者世帯の労働供給図式において、核所得と賃金率が果たしていたのと同じような役割を果たしていると考えてよいであろう。この研究は、結局、勤労者世帯についておこなわれて来た労働供給スキームの仮説を、農家世帯についてどのように適用できるかを検討するという意義を持っていることに留意されたい。

第三章 主体の労働供給図式

第三・一節 労働供給メカニズムの概略

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

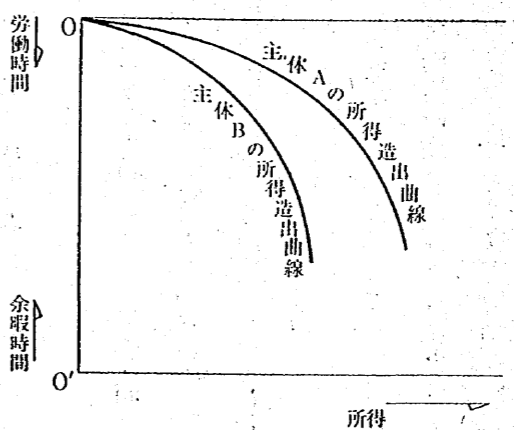
- H・1・農家の農業生産活動は、投入と産出の間の技術的な関係(農芸化学的、生化学的法則性)によって規制されている。
- H・2・この技術的關係から、農家構成員の各グループ(ここでは、男子主体グループ)はそれぞれ固有の農業生産力曲線を持っている。

いま、労働時間(または余暇時間)Ⅱ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。

- H・3・所得造出曲線と同じ座標空間の上に労働供給主体グループの余暇Ⅱ所得選好場が存在すると仮定する。(この効用指標は、原点に対して凸で、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。「第一〇図」を参照されたい。)

この仮説、H・2およびH・3は家計全体を主体とみた主体均衡図式という意味では第一次近似にすぎず、真の意味で一般的な均衡模型の一部とは云えない。すなわち、もし農家家計主体の行動を一般的な均衡図式で描写しようとするれば、労働供給(所得稼得)と消費支出のみならず、耕作品目ウェイト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十分である。

〔第 9 図〕



る。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、各グルー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、以上の仮定の上に更に次のような、或る程度ディジェネレートした仮定をつけ加えよう。

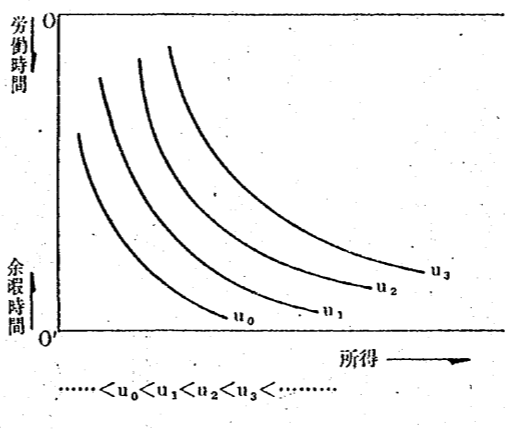
H・4・各主体グループ（ここでは男子世帯員グループ）は、H・3で示された効用指標を極大ならしめるように労働供給時間を決定する。

以上の仮定から〔第九図〕に示される生産力曲線と〔第一〇図〕に示される効用指標函数を有する農家計が（ここでは男子の主体グループが）その農業生産活動に必要な労働力を全て自己の家計構成員に求めるならば、労働時間を何時間に定めるかが演繹的に導かれる。理論的には、主体グループがN人で構成されていれば、一日の最大労働投入時間は $n \times N$ 人時間であるから、〔第十一図〕の縦軸上に $n \times N$ 点を目盛ることができる。横軸は稼得される所得Yを示す。

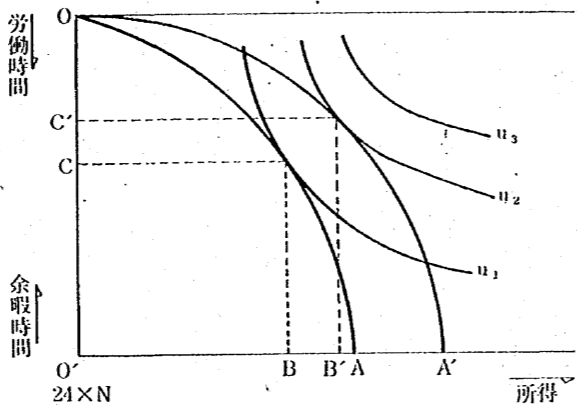
この図の上で云えば、生産力曲線（所得造出曲線）OAに効用指標の無差別線Uが接する点Pにおいて最大の効用が達成され、最適労働時間OCおよびその時の生産規模CPが決定される。

もし、新しい肥料の使用、新型耕耘機の導入、生産物価格の上昇、耕作品目ウエイトの変更等の事態が起ると、生産物の価値額は増大するかも知れない。この時、所得造出曲線は〔第十一図〕においてOAからOA'に変位して、主体グループの労働投入時間はOC'まで減少するであろう。この時この家計が稼得する農業所得はB'B'だけ増

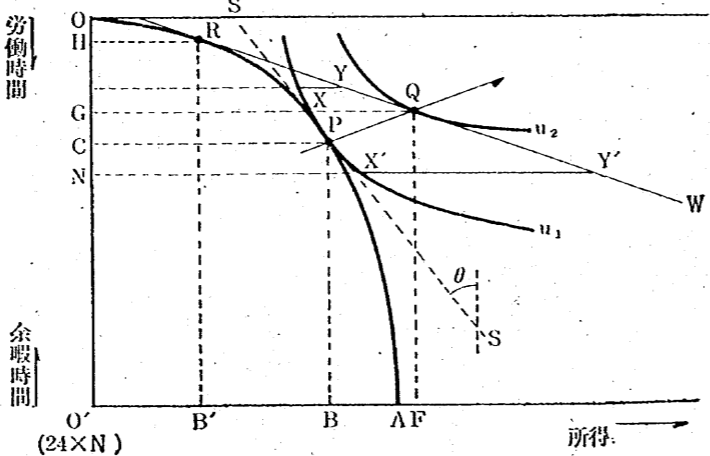
〔第 10 図〕



〔第 11 図〕



〔第 12 図〕



加して、得られる効用の水準はもとのU₁より高いU₂となるであろう。

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

て与えられる。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U₁よりも小さいものとなり、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 θ よりも大であれば（例えば〔第十二図〕のW線の勾配）、主体はその労働力の一部を雇用労働に任せしめることによってより高い効用を得ようとするであろう。この時、〔第十二図〕においてHGだけの農外雇用労働と、OHだけの自家農業労働とによって、B'Fの農外所得とO'B'の農業所得を稼得して、その結果U₂の効用水準が達成される。U₂の効用水準は自家農業のみに従事することによって得られるU₁の水準よりも高いはずである。

労働供給スケジュールとは、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(所得造出曲線)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)の極大化行動の結果、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。

以上の理論模型から導出される労働供給のスケジュールによって理論的な労働供給時間が与えられる。しかしながら、こ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。何故ならば、労働需要側(企業)は一般に、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、しかも、この指定労働時間は組合の団体交渉等によって動かすことはあっても、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。供給主体に対して外部からWなる賃金率がH 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、この点は実現し得ず、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が実現するであろう。

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X'Y'の上に実現するであろう。理由は前の場合と全く同様である。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。

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ない現状の下では、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。

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

$$(3.1) \quad Y_A = Y_A(L_1, \dots, L_n, N_1, \dots, N_n, K_1, \dots, K_n, T, C, S)$$

土地(T)、気候(C)、風土(S)等の条件所与の下で、i種類の労働(L_i)とj種類のnutrient(N_j)とを種類の資本財(K_k)を投入して生産物(Y_A)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^(注II)ここで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、特定の主体グループの自家農業労働(L_A)の所得造出曲線が導かれる。

(2) 所得造出函数

$$(3.2) \quad Y_A = f(L_A)$$

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

(3) 所得II余暇選好函数

$$(3.3) \quad U = U(A, Y)$$

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。この主体グループがN人で構成されて居れば一日の余暇時間(A)は定義的に

$$(3.4) \quad A = 24 \times N - L$$

農家計構成員の労働供給スケジュール(I)

であるから、(3.3)は次のようにも表わすことができる。

$$(3.3)' \quad U = U(24 \times N - L, Y) = U(L, Y/N)$$

即ち、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)および総労働時間(L)はそれぞれ次のように定義される量である。

$$(3.5) \quad L = L_A + L_0$$

$$(3.6) \quad Y = Y_A + Y_0$$

L_A は自家農業労働時間、 L_0 は非自家農業雇用への労働時間であり、 Y_A は自家農業所得、 Y_0 は農外雇用の所得である。 Y_A は(3.2)式で与えられる。また Y_0 は外部賃金率 w が示されると、

$$(3.7) \quad Y_0 = wL_0$$

として与えられる量である。

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)、(3.6)、(3.7)で示される定義的關係の四つの制約条件の下で、(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_A)および農外労働時間(L_0)の三者を、外部賃金 w をパラメーターとして決定する。ラグランジュ未定係数 λ を用いてこれを表現すれば、このことは、

$$(3.8) \quad Z = U - \lambda [g(Y, L)]$$

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

$$(3.9) \quad Y = wL_0 + f(L_A)$$

である。(3.9)式を陰函数の形で表わせば、

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

故に、(3.9)式を(3.8)式に代入して(3.8)'式を得る。

$$(3.8)' \quad Z = U - \lambda [Y - wL_0 - f(L_A)]$$

Zの極大条件は(3.11)で示されることは明らかである。

$$(3.11) \quad \frac{\partial Z}{\partial Y} = \frac{\partial U}{\partial Y} - \lambda = 0 \quad (3.11-1)$$

$$\frac{\partial Z}{\partial L_A} = \frac{\partial U}{\partial L_A} - \lambda f' = 0 \quad (3.11-2)$$

$$\frac{\partial Z}{\partial L_0} = \frac{\partial U}{\partial L_0} - \lambda w = 0 \quad (3.11-3)$$

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。この極大条件から二つの均衡方式が同時に導かれる。

先ず(3.11-1)と(3.11-3)から

$$(3.12) \quad \frac{\partial U}{\partial Y} = \frac{1}{w} \cdot \frac{\partial U}{\partial L_0}$$

故に、

$$(3.12)' \quad w = \frac{\partial U}{\partial L_0} / \frac{\partial U}{\partial Y} = \frac{\partial U}{\partial L} \cdot \frac{dL}{dL_0} / \frac{\partial U}{\partial Y}$$

(3.5)式を L_0 で微分すれば $\frac{dL}{dL_0} = 1$ であるから、

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

(3.3)'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、

$$(3.3)'' \quad dU = \frac{\partial U}{\partial L} dL + \frac{\partial U}{\partial Y} dY = 0$$

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

(3.3)'' と (3.12)'' とから第一均衡方程式

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

が得られる。

第二の均衡方程式は (3.11) と (3.11-2) または (3.11-2) と (3.11-3) のいずれの組み合わせからも同値の結論として導かれる。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。^(註12) (3.11-2) (3.11-3) を連立させて、

$$(3.14) \quad \frac{1}{f'} \frac{\partial U}{\partial L_A} = \frac{1}{w} \frac{\partial U}{\partial L_0}$$

が得られ、これから

$$(3.14)' \quad \frac{w}{f'} = \frac{\partial U / \partial L_0}{\partial U / \partial L_A} = \frac{\partial U}{\partial L} \cdot \frac{dL}{dL_0} \cdot \frac{dL}{dL_A}$$

しかるに (3.5) 式を L_A および L_0 で微分すると、 $\frac{dL}{dL_A} = 1$ 、 $\frac{dL}{dL_0} = 1$ であるから (3.14)'' 式が成立する。

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

結局、第二の均衡方程式

$$(3.15) \quad f' = w$$

が第一の均衡方程式と同時に成立する。

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。即ち、(3.13) 式は、限界代替率が外部賃金率に均衡することを示し、(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ている。

以上の理論模型では、生産函数のパラメター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、 L_A 、 L_0 、 Y が同時に解かれる。即ち、 L_A 、 L_0 、 Y のスケジュールが判明するわけである。

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

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、この関係は経済学的には生産函数の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、多くの議論と実証的研究をへて、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。^(註13) (ここに至る研究の系譜については、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、幾つかのオルタナティブな函数型の中から、ダグラス型の函数型を採用することとした。

農家は一般に単一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、純粹に技術的な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、これらをアグリゲートして農家の全生産活動について一

〔第1表〕記号一覧表

Y: 農家所得 (円/年)	N: 成年世帯人員
Y ₀ : 農外所得 (円/年)	K ₁ : 使用建造物 (住宅を除く) (坪)
Y _A : 自家農業所得 (円/年)	K ₂ : 使用土地 (宅地を除く) (0.1反)
L: 家族総労働時間 (時/年)	Q ₁ : 東北農区指標 (1-0)
L ₀ : 非自家農業労働時間 (時/年)	Q ₂ : 北陸 " (")
L _A : 自家農業労働時間 (時/年)	Q ₃ : 山陰 " (")
L _m : " 男子 (時/年)	Q ₄ : 北関東 " (")
L _f : " 女子 (時/年)	Q ₅ : 南関東 " (")
H ₁ : 畜力投入時間 (借入を含む) (時/年)	Q ₆ : 東海 " (")
H ₂ : 動力投入時間 (借入を含む) (時/年)	Q ₇ : 近畿 " (")
N ₁ : 肥料投入金額 (円/年)	Q ₈ : 瀬戸内 " (")
N ₂ : 飼料投入金額 (円/年)	Q ₉ : 北九州 " (")
N ₃ : 農薬投入金額 (円/年)	Q ₁₀ : 南海 " (0-0)
	w: 農外雇用時間当り賃金

a_{11} a_1 a_2 a_{22} a_{12} c_1 c_2 は選好函数パラメター
 α , β は生産力曲線 (所得造出曲線) パラメター

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、この吟味は、前に他の稿で私自身行なっている^(注14)ので、ここではそれを省略して、次のような生産函数を考えよう。

$$(3.16) \quad Y_A = b \cdot L_m^{a_{11}} \cdot L_f^{a_1} \cdot H_1^{a_2} \cdot H_2^{a_{22}} \cdot N_1^{a_{12}} \cdot N_2^{a_2} \cdot N_3^{c_1} \cdot K_1^{c_2} \cdot K_2^{c_2} \cdot Q_1^{c_1} \cdot Q_2^{c_2} \dots \dots \dots Q_{10}^{c_{10}}$$

このような形の生産函数が採用される理由についても、前の稿で詳しく述べた所であるから、ここでは説明を省略したい。用いられている記号は「第一表」に一括して説明しておいた。地域差を説明する変数として $Q_1 \cdot Q_2 \dots \dots Q_{10}$ の九つの1-0ダミーを導入したが、この処置の妥当性についても前の稿^(注15)で述べたので、これが有効に作用して居ることだけを強調しておこう。

(2) 所得造出函数

この研究では、労働供給主体グループは、男子グループ、女子グループの二つである。はじめに、ア・プリアオリに男子グループの方が先に総労働力 (L) を自家農業 (L_A) と農外労働 (L₀) に配分する選択を行なつて、その他の諸要因 (女子の就業状態も含めて) は彼等の選択にとって所与であるとすれば、男子グループの労働の所得造出函数は、

$$(3.17) \quad Y_A = \beta L_m^\alpha \quad (L_A = L_m)$$

となる。これは、(3.16) 式の L_m 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、容易に導かれる。

$$(3.18) \quad \beta = b \cdot L_m^{a_{11}} \cdot H_1^{a_2} \cdot H_2^{a_{22}} \cdot N_1^{a_{12}} \cdot N_2^{a_2} \cdot N_3^{c_1} \cdot K_1^{c_2} \cdot K_2^{c_2} \cdot Q_1^{c_1} \cdot Q_2^{c_2} \dots \dots \dots Q_{10}^{c_{10}}$$

$$(3.19) \quad \alpha = a_1$$

(3) 所得II余暇選好函数

所得II余暇 (又は労働時間) 選好函数の特定化は、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い。しかしながら、家計の消費行動の分析において、ワルトが示した二次多項式の効用函数は、限界効用が一次で与えられるという、取り扱い上の便利を持っている。と同時に、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、良好なフィットを示すことが知られている^(注16)。それ故、私もこの経験分析の伝統に従つて二次形式の効用指標函数を仮説する。

$$(3.20) \quad U = a_{11} L^2 + a_1 L + a_{12} L Y + a_2 Y + a_{22} Y^2 + a_0 + c_1 N L + c_2 N Y$$

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ロールされていない。色々な世帯員数を持った家計と一緒にサンプルとして採用しなければならない。それ故、成年男子世帯人員 N をシフトパラメターとして含む効用函数を設定することが必要である。限界効用の段階でもシフトパラメター N が残るように、単に N ではなく、NL および NY をシフトパラメターとした。それ故、限界効用はそれぞれ次のようになる。

$$(3.21) \quad \frac{\partial U}{\partial L} = 2a_{11} L + a_1 + a_{12} Y + c_1 N$$

$$(3.22) \quad \frac{\partial U}{\partial Y} = 2a_{22} Y + a_2 + a_{12} L + c_2 N$$

(3) 均衡方程式

前節の一般的理論模型の展開の手續きに従えば、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 (I)

〔第2表〕 農業生産函数計測結果

変数	係数	昭和32年	昭和34年	昭和36年
L_m	a_1	0.2139 (3.45)	0.2045 (3.62)	0.1841 (3.23)
L_f	a_2	-0.0115 (0.13)	0.0489 (0.58)	0.0446 (0.54)
H_1	a_3	-0.0239 (0.78)	-0.0389 (2.27)	-0.0225 (1.23)
H_2	a_4	0.1328 (3.11)	0.0409 (1.50)	0.1492 (3.52)
N_1	a_5	0.5908 (8.80)	0.5514 (9.41)	0.4297 (6.40)
N_2	a_6	0.0947 (4.48)	0.0657 (3.67)	0.0943 (4.12)
N_3	a_7	-0.0263 (0.62)	0.0470 (1.28)	0.0486 (1.10)
K_1	a_8	0.0162 (0.51)	0.0515 (1.59)	0.0495 (1.42)
K_2	a_9	-0.0302 (0.50)	0.0749 (1.44)	0.0348 (0.69)
Q_1	b_1	0.1252 (6.48)	0.1102 (7.26)	0.0787 (4.08)
Q_2	b_2	0.0726 (2.45)	0.0863 (4.30)	0.0502 (1.88)
Q_3	b_3	0.0593 (2.80)	0.0485 (2.68)	0.0568 (2.58)
Q_4	b_4	0.0414 (1.79)	0.4089 (2.36)	0.0605 (3.05)
Q_5	b_5	-0.0219 (0.79)	-0.0047 (0.22)	0.0195 (0.85)
Q_6	b_6	-0.00029 (0.013)	-0.0116 (0.62)	0.0082 (0.40)
Q_7	b_7	0.0516 (2.31)	0.0149 (0.85)	0.0228 (1.11)
Q_8	b_8	0.0173 (0.93)	-0.0013 (0.088)	0.0163 (0.94)
Q_9	b_9	0.0028 (0.17)	0.0069 (0.58)	0.0104 (0.78)
	constant	1.6805 (0.1679)	1.5537 (0.1345)	1.8870 (0.1561)
	R	0.9984 ((0.9977))	0.9990 ((0.9986))	0.9988 ((0.9982))

* 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
 * (()) 内は自由度調整済み重相関係数

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

第四・一節 生産函数と男子の所得造出函数

第四章 パラメーターの計測

— 男子グループ —

$$(3.23) \quad \frac{2a_{11}L + a_1 + a_2Y + c_1N}{2a_{11}Y + a_2 + a_{12}L + c_2N} = w$$

$$(3.24) \quad \alpha \cdot \beta \cdot L^{\alpha-1} = w$$

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

様、「農家経済調査」の昭和三十二年以後の各年について行なっているが、本稿では、一年おきに、昭和三十二、三十四、三十六の各年について報告する。

農業の生産函数

$$Y_A = b \cdot L_m^{\alpha_1} \cdot L_f^{\alpha_2} \cdot H_1^{\alpha_3} \cdot H_2^{\alpha_4} \cdot N_1^{\alpha_5} \cdot N_2^{\alpha_6} \cdot N_3^{\alpha_7} \cdot K_1^{\alpha_8} \cdot K_2^{\alpha_9} \cdot Q_1^{\alpha_{10}} \cdot Q_2^{\alpha_{11}} \cdot \dots \cdot Q_9^{\alpha_{19}}$$

の計測結果は「第二表」に示す如くである。

選好函数すなわち

$$U = a_{11}L^2 + a_{12}LY + a_{22}Y^2 + a_0 + c_1NL + c_2NY$$

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

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 w の理論値を算出することに他ならない。第二均衡方程式

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

の右辺のパラメーター、 α および β は生産函数から算出される。 α は生産函数の第一項 L_m の係数である。 β は (3.18) 式の定義に従って観測データごとく算出すればよい。

この結果を示したのが「第三表」である。

第四・二節 所得II余暇選好函数のパラメーター

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

農家計構成員の労働供給スケジュール (I)

[第3表のつづき]

農 区	農 規 家 模	32 年		34 年		36 年	
		$\bar{\beta}$	\bar{w}	$\bar{\beta}$	\bar{w}	$\bar{\beta}$	\bar{w}
近 畿	I	26.027	34.62	26.722	42.60	29.792	42.11
	II	38.801	33.91	38.643	32.86	55.204	41.49
	III	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
	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
瀬 戸 内	I	26.368	27.21	23.140	27.28	32.510	34.94
	II	39.872	28.30	34.305	29.54	52.443	35.83
	III	66.891	27.06	57.077	28.29	90.883	34.08
	IV	96.838	28.88	78.150	32.42	134.172	37.19
	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
北 九 州	I	22.232	25.69	19.433	26.39	26.581	28.65
	II	36.711	29.07	29.992	26.38	44.938	30.73
	III	55.876	24.34	47.799	23.85	74.194	28.50
	IV	87.506	26.80	70.804	29.14	122.686	33.39
	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
南 海	I	18.158	21.46	19.706	22.35	25.953	29.82
	II	32.084	18.54	25.071	18.69	44.486	24.80
	III	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
	V	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		0.20446		0.39214		0.18413	

農家計構成員の労働供給スケジュール(I)

五九 (三九七)

この式は本来、変数相互間に因果の関係を含まない。それ故、原因変数に確率誤差を認めず、従属変数に確率変動を仮定する一般の最小自乗法によるパラメータ推定は妥当な方法とは云えないかも知れない。辻村江太郎教授は、このような場合のパラメータの計測方法として、オーソゴナル・リグレーション、

$$2a_{11}L + a_1 + a_2Y + c_1N = w$$

$$2a_{21}L + a_2 + a_1Y + c_2N = w$$

$$2a_{21}L + a_2(Lw + Y) + 2a_{22}Yw + a_2w + c_1N + c_2Nw + a_1 = 0$$

を得る。

[第3表]

農 区	農 規 家 模	32 年		34 年		36 年	
		$\bar{\beta}$	\bar{w}	$\bar{\beta}$	\bar{w}	$\bar{\beta}$	\bar{w}
東 北	I	24.064	44.15	18.272	63.71	30.771	59.18
	II	30.872	36.36	30.238	33.80	43.710	42.08
	III	55.566	33.19	49.214	33.29	78.906	37.93
	IV	83.269	34.67	75.778	34.25	117.252	41.75
	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
北 陸	I	24.345	28.54	17.009	35.47	30.478	50.09
	II	33.932	37.47	32.066	41.24	46.779	52.97
	III	56.558	31.98	50.387	35.64	76.864	45.73
	IV	93.970	34.48	75.224	37.41	124.551	44.79
	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
山 陰	I	20.854	20.75	15.846	27.96	33.913	45.39
	II	37.687	20.43	28.425	29.03	54.918	34.03
	III	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
	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
北 関 東	I	23.713	32.05	20.870	26.17	32.292	26.65
	II	35.909	27.60	31.381	27.92	51.939	34.20
	III	62.743	28.49	56.168	27.85	95.393	36.59
	IV	87.006	29.08	77.840	29.59	130.856	37.41
	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
南 関 東	I	22.209	40.66	22.168	37.67	30.999	48.52
	II	34.789	32.68	31.175	41.65	47.478	53.85
	III	59.045	25.51	50.735	28.36	87.466	35.46
	IV	90.054	27.28	72.757	30.64	138.222	39.08
	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
東 海	I	24.913	37.12	25.550	32.93	37.637	38.78
	II	37.220	33.45	33.149	35.06	50.673	42.60
	III	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
	V	127.779	33.98	108.299	41.54	185.121	50.39
	VI	168.148	35.75	148.680	38.92	226.747	55.41

五八 (三九六)

〔第5表〕 パラメータ推定値の再基準化による比較

		32 年	34 年	36 年
計測(1)を更に $a_{12}/2a_{11}$ で基準化	$2a_{11}$	1,080.4970	2,840.9091	203.6494
	a_{12}	1.0000	1.0000	1.0000
	$2a_{22}$	-0.0017	0.0007	-0.0033
	a_2	7,722.4851	55,129.0057	-22,520.8740
	c_1	940,556.4554	6,886,780.9637	-2,282,432.9971
	c_2	-7,096.9590	-36,207.5312	9,646.1001
	a_1	1,127,953.2138	-2,754,823.5787	4,056,787.0195
計測(2) a_{12} で基準化	$2a_{11}$	608.94	196.13	153.189
	a_{12}	1.00	1.00	1.000
	$2a_{22}$	0.0034	0.0042	0.0037
	a_2	5,013.445	12,261.475	27,984.67
	c_1	823,937.90	2,421,080.9	2,713,454.2
	c_2	-3,003.345	-9,604.15	-13,785.072
	a_1	-2,243,479.400	-3,149,471.9	-4,231,593.5
計測(3)を更に $a_{12}/2a_{22}$ で基準化	$2a_{11}$	-313.3704	30.0360	-140.2887
	a_{12}	1.0000	1.0000	1.0000
	$2a_{22}$	0.0049	0.0054	0.0056
	a_2	-16,085.9864	-23,619.7721	-33,197.0476
	c_1	-2,267,196.5697	-3,781,002.3617	-4,007,915.7070
	c_2	12,497.0728	18,507.6056	24,249.6814
	a_1	32,696,155.5182	4,341,792.9384	5,164,935.7483

〔第4表〕に示した計測結果は、それぞれ任意のパラメータで規準化した値であるから、三種類の計測結果を直接に比較することはできない。そこで、これらの係数を全て a_{12} で規準化した値になおして比較可能にしたのが〔第5表〕である。すなわち、〔第4表〕で各パラメータの計測値の後の()内の数は標準誤差でなく、 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。三種類、三カ年分の合計九通りの計測を通じて、一般にかなり良好なフィットが得られた。重相関係数の値もかなり高いと云えよう。

〔第4表〕に示した計測結果は、それぞれ任意のパラメータで規準化した値であるから、三種類の計測結果を直接に比較することはできない。そこで、これらの係数を全て a_{12} で規準化した値になおして比較可能にしたのが〔第5表〕である。すなわち、〔第4表〕で各パラメータの計測値の後の()内の数は標準誤差でなく、 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。三種類、三カ年分の合計九通りの計測を通じて、一般にかなり良好なフィットが得られた。重相関係数の値もかなり高いと云えよう。

〔第4表〕 選好函数パラメータの計測結果

パラメータ	32 年	34 年	36 年	
計測(1) (4.1式)	$2a_{11}/2a_{11}$	+1.0	+1.0	+1.0
	$a_{12}/2a_{11}$	+0.0009255 (8.35)**	+0.000352 (2.00)**	+0.0049104 (12.80)**
	$2a_{22}/2a_{11}$	-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 (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)**
	$a_1/2a_{11}$	+1043.9207 (1.59)*	-969.6979 (1.06)	+19920.447 (5.14)**
$R(\hat{R})$	0.9783 ((.9762))	0.9549 ((.9507))	0.9118 ((.9032))	
計測(2) (4.2式)	$2a_{11}/a_{12}$	+608.94854 (8.35)**	+196.13072 (2.00)**	+153.18947 (12.80)**
	a_{12}/a_{12}	+1.0	+1.0	+1.0
	$2a_{22}/a_{12}$	+0.003368165(10.73)**	+0.00429027 (14.46)**	+0.00367766 (10.12)**
	a_2/a_{12}	+5013.4450 (1.42)*	+12261.475 (2.84)**	+27984.679 (6.82)**
	c_1/a_{12}	+823937.90 (2.32)**	+2421080.9 (5.30)**	+2713454.2 (6.78)**
	c_2/a_{12}	-3003.3459 (1.33)*	-9604.1539 (3.45)**	-13785.072 (4.92)**
	a_1/a_{12}	-2243479.4 (4.98)**	-3149471.9 (5.86)**	-4231593.5 (7.00)**
$R(\hat{R})$	0.9971 ((.9968))	0.9965 ((.9962))	0.9917 ((.9909))	
計測(3) (4.3式)	$2a_{11}/2a_{22}$	-63326.160 (2.47)**	+5564.4020 (2.64)**	-24984.216 (6.17)**
	$a_{12}/2a_{22}$	+202.08085 (10.73)**	+185.25766 (14.46)**	+178.09147 (10.12)**
	$2a_{22}/2a_{22}$	+1.0	+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)**
$R(\hat{R})$	0.9962 ((.9958))	0.9969 ((.9966))	0.9938 ((.9932))	

○係数の右側()内は t の値
 ○(())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

選好函数パラメータ計測式

$$(4.1) \quad L = -\frac{1}{2a_{11}}[a_{12}(Lw + Y) + 2a_{22}wY + a_2w + c_1N + c_2Nw + a_1]$$

$$(4.2) \quad (Lw + Y) = -\frac{1}{a_{12}}[2a_{11}L + 2a_{22}wY + a_2w + c_1N + c_2Nw + a_1]$$

$$(4.3) \quad wY = -\frac{1}{2a_{22}}[2a_{11}L + 2a_{22}wY + a_2w + c_1N + c_2Nw + a_1]$$

および完全決定の方法を試みるべきことを示唆して居る。私は、一つの試みとして(3.23)式を左記のように三通りに変形して、それぞれの場合同様に最小自乗法を適用してパラメータを計測して、それらと比較し、符号条件と係数の推定値の有意性からみて最も好ましいものを採用することとした。

〔第6表〕符号の検討

計測式の項	U函数の項	パラメーター	(i)	32年		34年		36年	
				(ii)	(iv)	(iii)	(v)	(vi)	(vii)
L	L ²	2a ₁₁ /2a ₁₁	+	+	○	+	○	+	○
(Lw+Y)	LY	a ₁₂ /2a ₁₁	±	+	○	+	○	+	○
wY	Y ²	2a ₂₂ /2a ₁₁	+	-	×	+	○	-	×
w	Y	a ₂ /2a ₁₁	+	+	○	+	○	-	×
N	NL	c ₁ /2a ₁₁	±	+	○	+	○	-	○
Nw	NY	c ₂ /2a ₁₁	±	-	○	-	○	+	○
定数項	L	a ₁ /2a ₁₁	-	+	×	-	○	-	○
L	L ²	2a ₁₁ /a ₁₂	+	+	○	+	○	+	○
(Lw+Y)	LY	a ₁₂ /a ₁₂	+	+	○	+	○	+	○
wY	Y ²	2a ₂₂ /a ₁₂	+	+	○	+	○	+	○
w	Y	a ₂ /a ₁₂	-	+	×	+	○	+	○
N	NL	c ₁ /a ₁₂	±	+	○	+	○	+	○
Nw	NY	c ₂ /a ₁₂	±	-	○	-	○	-	○
定数項	L	a ₁ /a ₁₂	-	-	○	-	○	-	○
L	L ²	2a ₁₁ /2a ₂₂	+	-	×	+	○	-	×
(Lw+Y)	LY	a ₁₂ /2a ₂₂	±	+	○	+	○	+	○
wY	Y ²	2a ₂₂ /2a ₂₂	+	+	○	+	○	+	○
w	Y	a ₂ /2a ₂₂	+	-	×	-	○	-	×
N	NL	c ₁ /2a ₂₂	±	-	○	-	○	-	○
Nw	NY	c ₂ /2a ₂₂	±	+	○	+	○	+	○
定数項	L	a ₁ /2a ₂₂	-	+	×	+	×	+	×

(i) 先験的符号条件
 (ii) 計測結果
 (iv) (i), (ii)の一致

四表〕の(4.1)式の計測結果は更に a₁₂/2a₁₁ で規準化し、また(4.3)式の計測結果は更に a₁₂/2a₂₂ で規準化したものである。「第五表」にみるように、三種類、三カ年分計九通りの計測をみると、各パラメーターのオーダーの大小関係はほぼ一致しているが、符号の組み合わせは必ずしも斉合的でない。三年分の計測を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。

この符号の配列はア・プリアリにはどのようなものだと考えられるであろうか。以下にそれを吟味してみよう。「第六表」はこの吟味を総括的に示したものである。

a₁₁は元のU函数でL²の係数であり、労働の限界効用式ではLの係数である。余暇(常数-労働時間)の限界効用は通減す

ると仮定すればLと∂U/∂Lの間の勾配もまた負であることが期待される。

a₁₂はU函数のクロスターム、LYの項の係数である。この項の係数の符号は、正負両方の場合が考えられる。

a₂₂はU函数のY²の係数であり、所得の限界効用式ではYの係数である。それ故、所得の限界効用についても通減の法則を仮定すれば負の符号が期待される。

a₂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。それ故正の符号が期待される。

a₁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、正の符号が期待される。

c₁、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。これらの先験的な考察に基づいて「第六表」の(i)欄のような符号の配列が期待される。これによれば、結局、第二計測の結果が各年とも一番斉合性が高いように思われる。

「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、選好函数のパラメーターとして第二計測の結果を採用することとしよう。

第五章 労働供給スケジュール

第五・一節 男子の労働供給スケジュールの導出

以上で、我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ールを導出するのが次の課題である。

(1) 自家農業労働時間(L_a)のスケジュール

自家農業労働時間(L_a)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(3.24)をL_aとwについて

農家家計構成員の労働供給スケジュール(I)

整理すると、

$$(5.1) \quad L_A = \left(\frac{1}{\alpha \cdot \beta} \cdot w \right)^{\frac{1}{\alpha-1}}$$

となる。これが L_A のスケジュールである。

(2) 非自家農業雇用労働 (L_0) 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 (3.6) を代入して、

$$(5.2) \quad -\frac{2a_{11}(L_A + L_0) + a_1 + a_{12}(Y_A + Y_0) + c_1 N}{2a_{22}(Y_A + Y_0) + a_2 + a_{12}(L_A + L_0) + c_2 N} = w$$

これを整理すると、

$$(5.3) \quad L_0 = \frac{-1}{2a_{11} + 2a_{12}w + 2a_{22}w^2} [a_{12}L_A + 2a_{22}Y_A + c_2N + a_2]w + (2a_{11}L_A + a_{12}Y_A + c_1N + a_1)$$

w が与えられた時、 L_A 、 Y_A 、 Y_0 はそれぞれ

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

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

$$Y_0 = L_0 w$$

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、

$$(5.4) \quad L_0 = \frac{-1}{2a_{11} + 2a_{12}w + 2a_{22}w^2} \left[2a_{22} \left(\frac{1}{\alpha \cdot \beta} \right)^{\frac{1}{\alpha-1}} \cdot \frac{1}{\alpha} w^{\frac{\alpha}{\alpha-1} + 2} + a_{12} \left(\frac{1}{\alpha \cdot \beta} \right)^{\frac{1}{\alpha-1}} \cdot \frac{1}{\alpha} w^{\frac{\alpha}{\alpha-1} + 2} + a_{12} \left(\frac{1}{\alpha \cdot \beta} \right)^{\frac{1}{\alpha-1}} \cdot \frac{1}{\alpha} w^{\frac{\alpha}{\alpha-1} + 1} \right] \\ + 2a_{11} \left(\frac{1}{\alpha \cdot \beta} \right)^{\frac{1}{\alpha-1}} \cdot w^{\frac{1}{\alpha-1}} + (c_2 N + a_2)w + c_1 N + a_1$$

この式が農外雇用労働の供給スケジュールである。

外部から色々な賃金率が与えられると、特定の自家農所得造出函数を持った主体グループは、その労働力を L_A と L_0 に配分する。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 のスケジュールは、次のように導かれる。

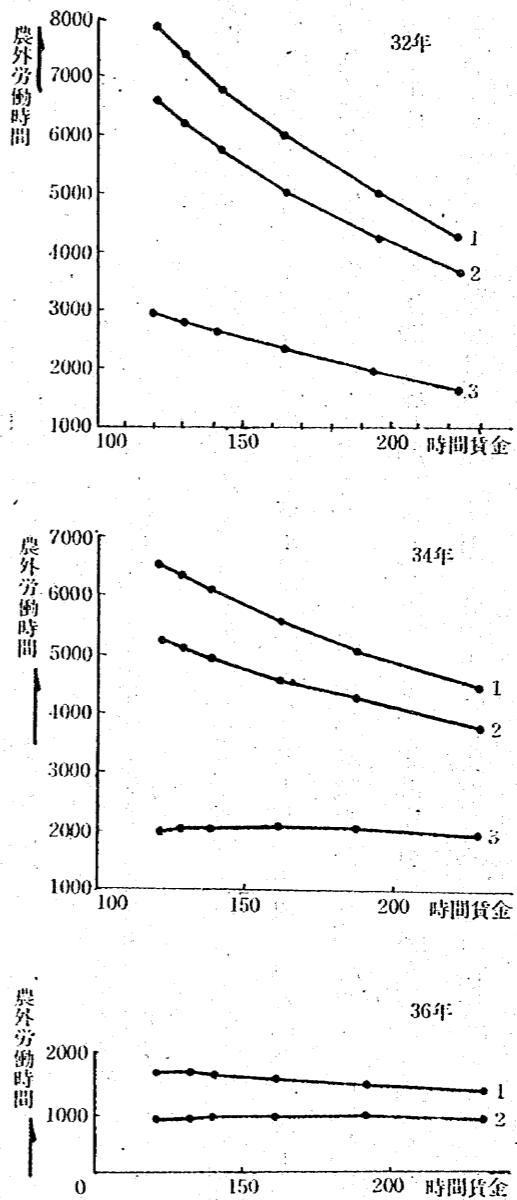
$$(5.5) \quad Y = \frac{-w}{2a_{11} + 2a_{12}w + 2a_{22}w^2} \left[2a_{22} \left(\frac{1}{\alpha \cdot \beta} \right)^{\frac{1}{\alpha-1}} \cdot \frac{1}{\alpha} w^{\frac{\alpha}{\alpha-1} + 2} + a_{12} \left(\frac{1}{\alpha \cdot \beta} \right)^{\frac{1}{\alpha-1}} \cdot \frac{1}{\alpha} w^{\frac{\alpha}{\alpha-1} + 2} + a_{12} \left(\frac{1}{\alpha \cdot \beta} \right)^{\frac{1}{\alpha-1}} \cdot \frac{1}{\alpha} w^{\frac{\alpha}{\alpha-1} + 1} \right] \\ + 2a_{11} \left(\frac{1}{\alpha \cdot \beta} \right)^{\frac{1}{\alpha-1}} \cdot w^{\frac{1}{\alpha-1}} + (c_2 N + a_2)w + c_1 N + a_1 + \frac{w}{\alpha} \left(\frac{w}{\alpha \cdot \beta} \right)^{\frac{1}{\alpha-1}}$$

仮説模型から同時に決定される L_A 、 L_0 および 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たわけであるが、これらは、非常に複雑な形をしていて、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。「第十三図」、「第十四図」、「第十五図」はそれぞれ、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值計算結果を図示したものである。これらスケジュールの数值計算には、実際に計測された生産函数と選好函数のパラメーターを用いた。世帯人員 N には、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。

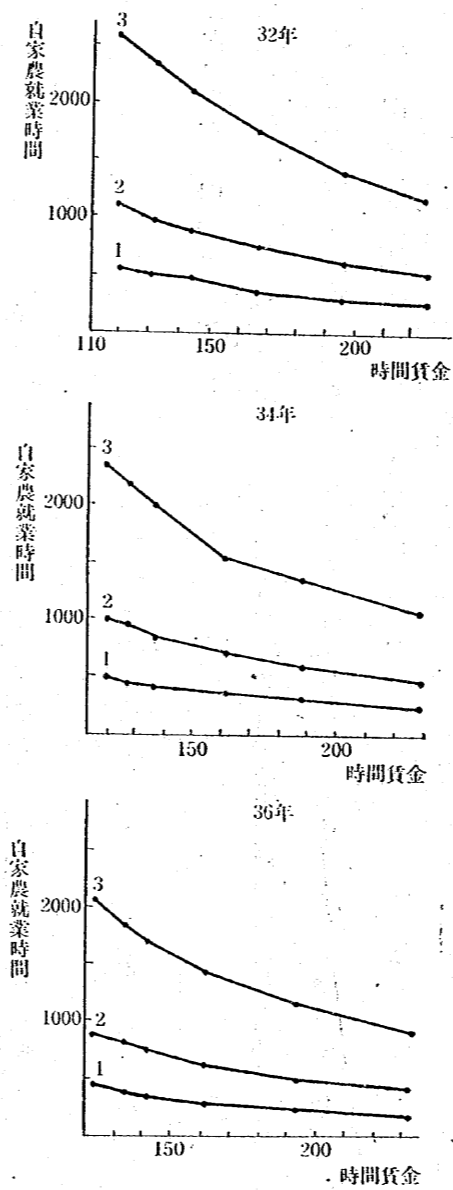
第五・二節 若干の吟味

男子主体グループは農外雇用の賃金率が高いほど、農外雇用および自家農業に従事する時間を減じながら、しかも全体としての所得はほぼ一定に保つように行動していることが図によって明らか

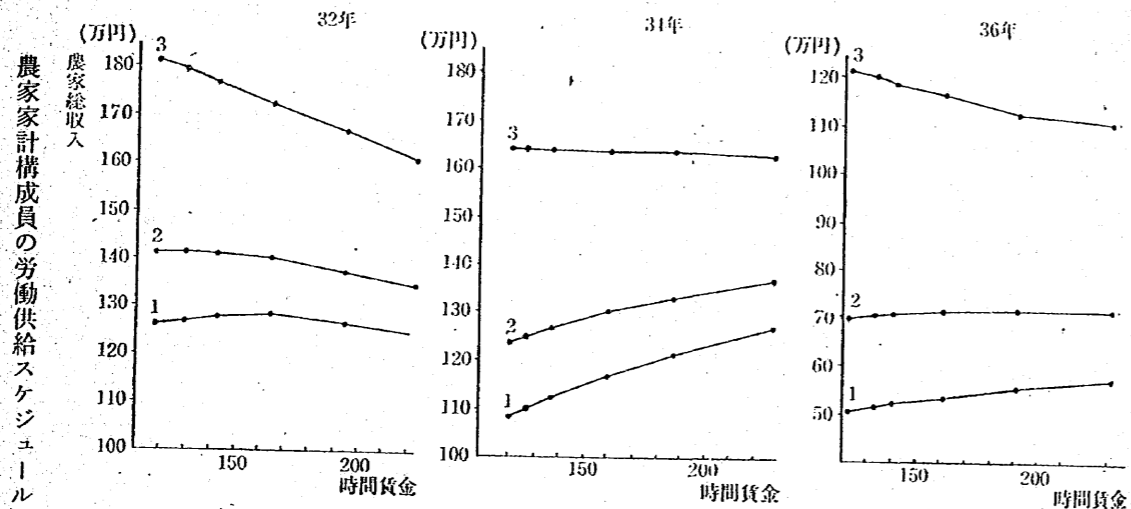
〔第13図〕 成年男子の非自家農業労働供給スケジュール



〔第14図〕 自家農業労働供給スケジュール



〔第15図〕 農家総収入決定のスケジュール



〔第7表〕 成年男子人員(N)と農業生産力曲線パラメーター(α, β)

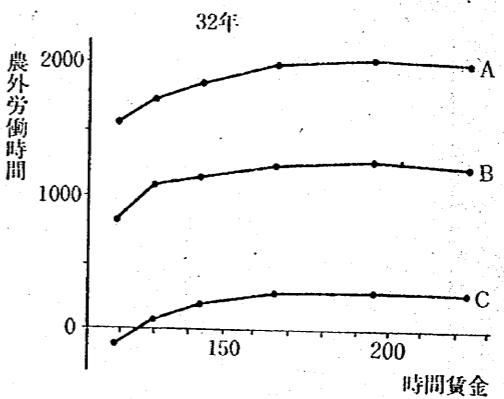
Table with 4 columns: Parameter, 32年, 34年, 36年. Rows include alpha, beta (1, 2, 3), and N.

している。小規模農家では農外雇用労働に依存する割合が大きく、大規模農家では自家農業に依存する割合が大きい。これは結局、自家農業の所得造出能力の差異によるものであることがわかったことになる。

主体グループがこうした原理に基づいて労働供給を行なった結果得られる総所得は、農家の規模によって随分大きな差があることが図に示されている。これは、おそらく、家計全体としてどの程度をこの主体グループ(男子グループ)に依存し、残りを他のグループ(女子グループ)に依存するかのメカニズムを不問に付した為に生じた誤差を含んでいるように思われる。たとえば、小規模農家では女子グループも大きな所得を稼得するのに対して、大規模農家では女子グルー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カニズムを見落しているのではあるまいか。この点は、次の研究作業として残される。

算出されたスケジュールは、昭和三十二、三十四、三十六の三年について比較してみると、労働供給時間(LA, L0)を次第に減じて、全体としての所得も多少

〔第16図〕 成年男子世帯人員変動の効果の実験



実験 農業生産力曲線パラメーター固定
 $\alpha=0.2139$ $\beta=382359$
 成年男子人員を変動
 A: N=2.50
 B: N=2.31
 C: N=2.07

減じて行く傾向を示している。この理由としては次の二点が考えられるであろう。第一には、採用された試算データで世帯人員が三カ年を通じて共通の値ではなく、「第七表」にみるように年々減少していることである。この模型では世帯人員Nがスケジュールを下方に押し下げるかなり強力なシフトパラメーターになっている。「第十六図」を参照されたい。昭和三十三年の任意の農家について実験的にNを三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スケジュールが下方にシフトするのがわかるであろう。

おそらく、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。第二に、この模型の基礎となった農家経済調査では、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。それ故、例えば世帯主男子またはそれに近いウェイトを持つ者の長期的な出稼ぎ収入が増えて、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、模型の改良が必要であろう。実際、このような傾向は、昭和三十二年以来はつきりと起って来て居るのである。

最後に、導かれたスケジュールの仮説としての有効性を検証しなければならぬ。しかしながら、農家経済調査の年次報告では、我々の検証作業にとって充分なデータを与えて居ない。特に、賃金の分布と就業時間、並びに所得額を主体グルー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。この検証の作業は、できるならば調査原票に近い次元にさかのぼ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。次号の報告の課題として残すこととする。調査原票に近い次元のデータが必要なら一つの重要な理由がある。現在の集計データでは男女別にその所得をとら

えることができないために、家計総所得のうちの農外所得は、全て男子主体グループによって稼得されているという非常に強い仮定を置いている。その為に選好函数のパラメーターとスケジュールに大きなバイアスがあることが予想される。また、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。読者は「第十五図」のスケジュールが不等に高い所得額を示している部分に気付かれたであろう。これも同じ理由によるものである。この欠陥は今後の研究で何等かの処置をせねばならない。

(以下次号)

- (注1) 鳥居「我が国農業における生産函数の計測——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。または産業研究所シリーズ第一二二号)。
- (注2) この観察の要点は、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。
- (注3) 注1に同じ。
- (注4) P. H. Douglas, "The Theory of Wages", 1934.
- (注5) R. Frish, "The New Method of Measuring Marginal Utility", 1932.
- (注6) 小尾恵一郎・尾崎巖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、ここでは次のものを参照されたい。
- 小尾「賃金・雇用分析の計量的基礎——家計の労働供給機構の計測と理論」(三田学会雑誌、第五一卷第八号)
- 尾崎「有業率変動の分析——勤労者家計の労働供給機構の計測と理論——」(三田学会雑誌、第五四巻第四号)
- 小尾・尾崎「経済発展と就業機構——労働供給機構に関する経験的接近——」(経済学年報第六卷、一九六三年)
- 小尾・尾崎「勤労者家計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7) 注1の文献を参照されたい。
- (注8) 鳥居「農業生産性とその地域間・階層間・時点間変動」(統計研究会指数研究資料〇一九六四年)
- (注9) 注2の文献参照。
- (注10) 注2の文献参照。
- (注11) 注1の文献参照。
- (注12) (10-1)式と(10-2)式の連立によって得られる解は、やはり第二均衡方程式

農家計構成員の労働供給スケジュール(I)

$w = f'$
を与える。

$$\begin{cases} \lambda = \frac{\partial U}{\partial Y} \\ \lambda = f' \frac{\partial U}{\partial L_A} \end{cases}$$

$$\therefore f' = \frac{\partial U}{\partial L_A} / \frac{\partial U}{\partial Y} = \frac{\partial U}{\partial L} \cdot \frac{\partial L}{\partial L_A} / \frac{\partial U}{\partial Y} = \frac{\partial U}{\partial L} \cdot \frac{\partial U}{\partial Y} / \frac{\partial U}{\partial Y}$$

然るに

$$\frac{\partial U}{\partial L} / \frac{\partial U}{\partial Y} = w$$

であるから

$$f' = w$$

(注13) 鳥居「農業生産函数に関する整理」(三田学会雑誌、第五七卷第五号)

(注14) 注1の文献参照。

(注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。

[付表] (2) 昭和 34 年 原 デ ー タ ー 表 (年平均)

農区	階層	標本数	L _A (男)(時)	L _A (女)(時)	H ₁ (時)	H ₂ (時)	N ₁ (円)	N ₂ (円)	N ₃ (円)	K ₂ (畝)	K ₁ (坪)	Y _A (円)	N(男)(人)
1	1	29	236	756	1	13	4538	1353	997	138	6	68984	1.52
1	2	58	716	1039	22	21	7702	2857	1348	76	7	122262	1.72
1	3	183	1528	1829	51	52	14828	7663	3296	185	12	250963	1.78
1	4	136	2451	2578	130	119	24681	11577	6063	249	20	396876	1.97
1	5	104	2954	3054	179	194	34131	9300	6216	297	26	532613	2.18
1	6	168	3976	3548	202	338	57619	13609	14984	477	41	877071	2.46
2	1	19	500	855	5	39	5688	1558	985	40	7	84185	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	78	2554	2486	75	209	30527	10941	7616	214	25	463094	1.91
2	5	43	3036	3005	111	291	42560	15483	13682	226	37	660117	2.02
2	6	26	3085	3520	34	466	54039	40319	19708	264	41	876986	2.19
3	1	17	555	815	21	25	4018	15448	969	71	9	90442	1.47
3	2	29	1114	1354	53	34	9586	16288	3022	106	14	166399	1.73
3	3	107	1938	2101	107	73	16782	19368	2965	202	23	254235	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	6	7	4538	4251	154	288	68254	21528	15897	701	67	901165	2.42
4	1	31	709	829	7	8	6343	6160	859	28	11	90134	1.55
4	2	66	1101	1221	16	26	10572	9024	1533	65	11	152506	1.60
4	3	210	2228	2193	39	54	20838	17734	3418	122	20	300362	1.81
4	4	139	3113	2784	96	108	30557	27508	4593	218	33	449650	2.00
4	5	63	3881	3660	108	191	43580	31062	8282	301	41	637755	2.41
4	6	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	2017	1972	64	92	22974	23567	2108	136	18	286837	1.72
5	4	210	3111	2892	108	183	41485	24155	3398	192	26	455875	2.06
5	5	115	3598	3380	173	199	51844	29883	4640	249	34	584280	2.38
5	6	95	4162	3964	185	368	83302	31606	7328	352	47	830237	2.45
6	1	46	565	920	4	35	7444	6828	944	38	7	91201	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	3295	3132	118	231	61122	45471	9738	260	41	630515	2.10
6	6	16	5050	4464	227	372	85861	36366	25099	355	61	879655	2.37
7	1	45	432	578	26	18	7660	12101	1403	44	10	88120	1.29
7	2	67	989	1269	57	28	14010	6324	2520	76	14	167800	1.57
7	3	171	2102	1797	118	72	29301	18027	5129	147	22	332266	1.78
7	4	66	3813	2644	158	148	47999	32440	8812	218	36	590733	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	2	122	1170	1717	52	40	12522	13198	2632	129	17	165247	1.49
8	3	289	2367	2457	114	87	24054	24655	5510	221	27	326368	1.81
8	4	115	3176	3110	177	117	39596	34411	8845	357	35	519367	2.03
8	5	69	4278	3616	179	216	57268	41741	14187	402	44	725857	2.32
8	6	23	4674	3561	128	220	95126	18383	17232	327	42	986765	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	3752	3714	293	164	52952	17433	8965	260	33	579760	2.09
9	6	41	4304	4252	387	258	72523	18033	11500	292	34	793044	2.36
10	1	32	618	1237	43	21	5489	1808	914	59	6	67015	1.10
10	2	60	1583	1925	86	22	11131	6216	1992	85	11	147331	1.32
10	3	141	2197	2465	161	51	21671	9412	3561	138	17	251215	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)

農区	階層	標本数	LA(男)(時)	LA(女)(時)	H ₁ (時)	H ₂ (時)	N ₁ (円)	N ₂ (円)	N ₃ (円)	K ₂ (畝)	K ₁ (坪)	Y _A (円)	N(男)(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	3	174	1466	1820	38	72	17753	15229	4037	174	13	294838	1.81
1	4	133	2118	2308	81	166	28307	16757	8654	234	21	461786	1.83
1	5	109	2584	2797	98	219	39203	15932	9996	320	25	620632	1.99
1	6	176	3485	3451	136	385	66168	21526	19104	466	43	1023091	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	3	143	1129	1572	20	108	16139	14444	4338	181	18	284359	1.62
2	4	78	2093	2254	29	195	33962	14514	10112	240	25	511533	1.85
2	5	43	2777	2627	33	314	47563	21877	16065	229	40	728869	1.88
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	99	1779	1983	75	82	17349	52640	4454	208	24	327950	1.66
3	4	60	2786	2750	112	93	26837	53034	6620	482	34	506980	2.01
3	5	29	3176	3262	92	242	42521	58636	14460	345	41	738323	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	212	1934	1990	25	85	23432	32118	4968	120	19	389423	1.74
4	4	136	2772	2614	57	168	31803	42235	6817	205	35	567153	1.90
4	5	67	3640	3232	62	260	48142	47494	11217	305	45	798684	2.22
4	6	51	3899	4128	90	384	69440	62955	9245	477	61	1056424	2.29
5	1	40	345	615	2	24	6959	7319	743	33	10	91194	1.33
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	208	2810	2585	65	253	40382	54170	4694	179	27	582197	1.97
5	5	123	3245	3107	116	301	57367	59067	6764	237	34	743315	2.11
5	6	90	3813	3884	86	537	84842	45034	10674	352	50	1051897	2.42
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	11	172683	1.59
6	3	245	1776	2031	31	86	24981	46278	3981	155	20	357334	1.84
6	4	126	2775	2783	71	162	47707	70397	7774	207	32	607547	1.99
6	5	51	2944	2922	54	274	63708	69142	11159	245	47	843373	2.10
6	6	24	3360	2841	76	332	78194	105950	19701	375	55	1047596	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	4	69	3291	2486	132	186	52074	70276	12098	187	33	715988	2.13
7	5	38	3642	3030	92	324	79428	65327	16176	302	48	998382	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	3	269	1988	2233	85	94	23519	33415	6136	221	28	372323	1.78
8	4	129	2879	2923	114	164	37249	59681	10735	304	33	595328	1.87
8	5	80	3727	3482	84	247	67081	74249	18416	440	42	902142	2.11
8	6	21	4133	3356	98	331	126265	114997	28540	344	57	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	2945	3048	185	184	40882	24793	9646	181	25	517730	1.84
9	5	60	3389	3283	245	275	51503	33959	12784	238	29	660653	2.00
9	6	39	4089	3722	234	369	74682	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	3	137	1876	2290	133	65	21289	29698	4240	141	15	289139	1.46
10	4	73	2574	2856	222	113	39575	11907	7699	241	25	451553	1.61
10	5	36	3221	2978	269	144	56460	14709	9309	282	29	559825	1.91
10	6	23	4088	3840	358	228	73922	45457	13315	500	32	825970	2.43