慶應義塾大学学術情報リポジトリ
Keio Associated Repository of Academic resouces

Title	臨界核所得分布による勤労家計の労働供給の分析
Sub Title	An analysis of household supply of labor in terms of principal earner's critical income
Author	小尾, 恵一郎
Publisher	慶應義塾経済学会
Publication year	1969
Jtitle	三田学会雑誌 (Keio journal of economics). Vol.62, No.1 (1969. 1) ,p.17- 45
JaLC DOI	10.14991/001.19690101-0017
Abstract	
Notes	論説
Genre	Journal Article
URL	https://koara.lib.keio.ac.jp/xoonips/modules/xoonips/detail.php?koara_id=AN00234610-19690101-0017

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.

そのおのおのがそれぞれ特定の個別的現象に関して適用性をもつのであって，一般的にその一方が確証され，他方が棄却されるといったものではないと考えるのである。ただ異なるところがあるとすれば，ある仮説は他のものよりより広い範囲にわたって経験的現象を有効に説明するというだけである。それはまさにメンガー＝ロビンズ＝ウェーバー的見解におけるように，理論はそれが論理的に整合的であるかぎり真であり，本来棄却されえないものなのであり，ただ特定の現象に対してそれが有効な説明原理であるかどうかが検討されなければならないという主張にほかならない。

この点に関連して F. A. ハイエクの言葉を引用しておこう。彼は理論というものはすべて単に「可能性の範囲」を述べるにすぎないとして，「たとえば人間と猿はその構造的類似性にもかかわらず，比較的近親の祖先からの連帯子孫ではなく，相互にはるかに異なった祖先から由来する二つの異なる系列の結果であるということになったとしても，このことはダーウィンの進化の一般理論を論駁したことではなく，ただ特定の事例へのその適用を論駁したにすぎないであろう」といい (Studies in Philosophy, Politics and Economics, p. 32)，また経済理論に関して，「それはある一般的条件がみたされる場合に現われる諸種の型を述べるにとどまる。その知識から特定の現象についての予測を導きだすことはほとんどまったく不可能である」(op. cit., p. 35) として，一般に理論の妥当性はその適用には依存しないことを主張している。

最後に一言付けくわえておきたいのは，この論文ではいわゆる計量経済学といわれるものをとりわけ念頭において考察したわけではなく，むしろもっと広い意味で経済理論を考えて，ポパー的立場の経済学への適用を検討したことである。計量経済学についてはその理論モデルとはどのような論理的性格をもち，またどのような機能をもつものとして考えられるのかが明らかにされなければならないであろう。ただ別の機会にも触れたように，計量的分析というものは「新しい理論による新しい事実の解明」という点にこそ，そのもっとも重要な意義があるのではないかと考えるのであって，そのかぎりにおいては，メンガー＝ロビンズ＝ウェーバー的理論の現実適用性と矛盾するものではないと思うのである。

結論としてポパーの主張はこれを経済学に適用してみるとき，経験論的実在論と相応説を基礎としたミル＝ケアンズ＝ケインズ的立場に対しては，その検証の思想を確証の思想にとって代えるべきことを示唆する点において，またそのかぎりにおいて意義を有するけれども，メンガー＝ロビンズ＝ウェーバー的立場に対しては，なんらこれを否定すべき十分な論拠とはなりえないどころか，むしろ少くとも経済学に関してはこの立場の優位性を認めざるをえないと考えるのである。

(43. 11. 5)

臨界核所得分布による勤労家計の労働供給の分析*

小尾恵一郎

この稿の課題は (1) 労働供給の主体が賃金と労働時間の特定の組合せで与えられる雇用労働機会への就業を受諾又は拒否するメカニズムを定量的に把握すること，(2) このメカニズムを記述する自律的な量的模型を伝統的な労働供給図式と関係づけ，余暇～所得選好図式にもとづいて構成すること，である。

雇用労働の就業機会は，通常，労働需要側から制度的に指定される賃金および労働時間の組合せで与えられる。所定時間を著しく超えて残業したり，頻繁な欠勤や早退を行うと就業の継続が困難となるような社会学的，心理学的条件のあることはよく知られるとおりである。労働供給者が労働時間をみずから好むところに従って調整できる余地は少い。従って，個々の労働供給者がこの就業機会を受け入れるか拒むかの選択を行うという形で労働供給が行われる。伝統的な労働供給の主体均衡図式は，所与の賃金に対する最適な（効用指標を極大化する）労働供給時間を記述するもの（時間単位の供給関数）で，所与の就業機会（賃金率と指定労働時間の組合せ）をうけ入れたり拒んだりするメカニズムについては述べていない。換言すれば，伝統的な労働供給図式は，所与の賃金に対して最適な労働時間と雇用就業機会の指定時間との間に差があるとき，供給者がいかなる行動をとるかについては不問に附しているのである。伝統的な労働供給の主体均衡図式が主体の労働供給量を人員単位で記述する（人員単位の供給関数）ところまで展開されていないともいえよう。

人員単位の供給と時間単位のそれとは密接に関連している。前者の決定機構を独立に模型化するのではなく，両者の関係を明示すること，すなわち，雇用労働機会の受諾と拒否のメカニズムと伝統的な最適供給時間の決定図式との関係を自律的な理論模型にくみあげることが要請される。制度的に定められた指定労働時間自体が趨勢的に変化することはよく知られている通りであり，その変

（＊） 本稿の数値実験においてすべての複雑なプログラムを作成実施して下さった黒田昌裕氏の助力に筆者は厚くお礼申上げる。また計算上の諸問題において助言を与えられた岩田暁一氏，沓掛暁氏に深謝する。産業研究所共同研究室常木英子氏，加納美枝氏には，多量の資料の整備と計算結果の整理をわずらわした。厚くお礼を申し上げる。

化は，個々の供給者の時間単位の供給関数の性質によって規制されるのである。(注1)

さて，労働供給の人員単位と時間単位の両側面に関する総合的理論模型を構成する場合に，供給行動の主体を何にもとめるかという問題にまずこたえなければならない．所得処分（消費と貯蓄）の理論模型で行動主体を家計とみなすことは容認ずみの作法であるのに対して所得造出の側面すなわち労働供給の理論図式では必ずしも明示されないことが多い。個々人の労働供給行動が相互に独立ならば，主体を個人とみなすのが適当であろう。もし労働供給行動が個人間で相互独立でないならば，第一にいかなる個人群の内部で従属性が生じるのか，第二に従属関係の性質を明らかにしなければならない。ダグラスの経験法則（文献1）によれば①個々人の就業行動は家計構成員の範囲内で従属的関係にあり，しかも，従属関係は相互的ではなく家計の主な収入の稼得者（核）である成年男子（25歳～64歳）の収入額がそれ以外の構成員（非核）の就業行動（有業率）に一方的な影響をおよぼす。②核自体の就業（有業率）はそれ自身の賃金水準によって影響されない，という関係が明示されている。この事実は，労働供給の主体は家計であり，家計の労働供給量（人員数又は有業率表示）は非核構成員の供給量でよく把握されることを示唆する。

家計の労働供給機構を，供給人員と時間の両面から解明する総合的理論模型は，余暇と所得の効用指標関数を陽表的にふまえて構築されることが必要である。これは，そのような型の模型がもっとも自律的であるばかりでなく，説明を必要とされる主要な観測事実の中に，賃金等の経済変数の影響と余暇と所得の選択における嗜好の変化の影響（もしあるとすれば）とが，効用指標関数を陽表的に導入することなしには，区別し難いような現象がみられるからである。(注2)

家計の労働供給は雇用労働機会に対してのみ行なわれるとは限らないが家族の労働を自営業による所得の造出のために投入する機構，すなわち自営家計の構成員の自営業と雇用労働機会への選択的就業の機構はこの稿では扱われない。ここで扱う家計型は雇用労働機会から家計の主な収入源を稼得する家計（家計調査の区分に準じて勤労家計とよぶ）である。(注3) また，最も簡単な場合から入るため，勤労家計のうち，家族構成を管理して，夫婦と不特定数の15歳以下の子女からなる家計（A型家計

注(1) 近来の「パートタイム」の普及はその一例である。企業が賃金上昇の速度を低くおさえながら労働量を増加させるには，比較的低い賃金で就業に応ずる労働力層を雇用することである。そのような労働力層の中心をなす中高年女子の最適労働時間は（「家事」のために）比較的短い。

(2) 後述の横断面的有業率変化の法則のほか，顕著な事例は女子有業率の長期的上昇傾向である。上昇の条件は，一つには女子の就業機会（賃金，指定労働時間，労働環境）の好転であり，他は労働習慣の変化，すなわち所得の限界効用の位置が余暇のそれに対して相対的に上昇した可能性である。後者の影響があるとすれば，それは前者と平行的に変化し影響を与えてきたと考えられる。両者がともに有業率に影響するのであれば統計的回帰分析などで二つの効果を分離することは困難であり，選好関数を直接計測してそれが実際変位したかを確かめねばならない。

(3) 自営家計と勤労家計の二つの型の間には不連続な差異があるわけではない。自営所得の造出能力が小さい（自営所得の造出される生産関数における資本量が小さい）家計が核収入を雇用労働収入にあおぎ，なお副次的収入を自営業に求めている場合は，内職収入のある勤労家計として把えられる。二つの型の家計に関する一般的考察は他の機会にゆずる。

とよぶ）をとりあげる。(注4)

以下§1では基本的経験法則を§2，§3において勤労家計の労働供給機構の定量的理論模型を述べる。基本的な分析要具として臨界核所得の概念が導入される。§3では§1の経験法則と理論図式を照応せしめ，§4はこれに基いて余暇～所得選好関数のパラメタを決定するために行なわれた一連の実験結果の報告である。(注5)

§1 横断面的有業率の変動法則（ダグラス—有沢の法則）

人員単位での就業機構に関する確認ずみの経験法則として，横断面的有業率の変動法則がある。すなわち，

第1法則：「一定時点において核収入の高い家計群における有業率は核収入のより低い家計群の有業率よりも低い。」

すなわち，第1法則は横断面的有業率曲線の右下り傾向を述べるものである。

第2法則：「一定の核収入階層に属す家計群の有業率は非核構成員の賃金の上昇に伴って上昇する。」

これは第1法則でいう右下りの横断面的有業率曲線が就業機会の好転と共に上方に変位することを述べるものである。

§2 就業受諾と拒否の供給図式

横断面的有業率の変動法則は，人員単位で計測された就業量に関する経験法則である。労働時間と労働人員の両側面に関する労働供給機構の総合的理論模型は，この経験法則を余暇～所得の選好図式から説明できるものでなければならない。「臨界核所得」を導入することによって，伝統的な余暇時間と所得の選好図式からこの経験法則が導かれることを示そう。

(1) 臨界核所得

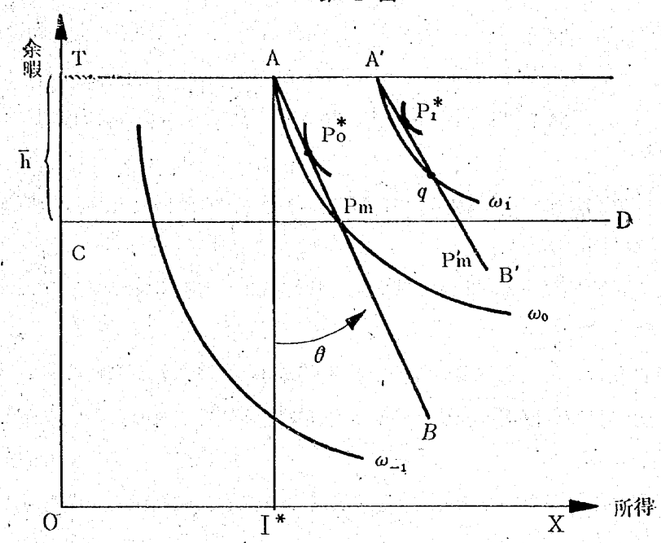
臨界核所得とは，特定の家計の非核構成員に，指定労働時間 $\bar{h}$，賃金率 $\bar{w}$ の就業機会が労働需要側から提示されたとき，核収入がそれ以上なら非核構成員は就業せず，それ以下ならば就業する臨界的な核所得水準をいう。

注(4) A型家計に関する理論図式は，家計構成員数のより多い他の型の家計にも拡張できる。これについては第6回計量経済学会議報告（謄写刷）を参照されたい。

(5) §2～§3は前掲計量経済学会議の discussion paper の一部にもとづき，さらに§2—(4)を補ってある。

臨界核所得の水準は，賃金率，指定労働時間，仕事の内容，労働環境，および家計の余暇と所得の選択に関する嗜好に依存することが示される。（以下においては問題の本質を損わずに簡単化するために，労働環境と仕事の内容は一定としよう。）

第 1 図



特定のA型家計の余暇—所得選好を ω_{-1}, ω_0, ω_1 等の無差別曲線群（第1図）であらわす。この家計に対して可能な就業機会[注6]が指定労働時間 $\bar{h}$，賃金率 $\bar{w}$（AB線の勾配 $\tan\theta$）の組合せで提示されたとき，図の I^* がこの家計の臨界核所得である。直線 AB 上の点 P_m は余暇の座標が $(T-\bar{h})$ である CD 線との交点であり，P_m を通る無差別曲線（ω_0）はちょうどA点を通っている。非核構成員が可能な就業機会を受諾すれば点 P_m に，拒否すれば点Aに位置することになる。A と P_m は同一無差別曲線 ω_0 上にあるから，二つの点における余暇と所得の組合せは無差別である。従ってA点の横座標は定義によって臨界核所得 I^* である。I^* の水準は明らかに，$\bar{w}$, $\bar{h}$, および無差別曲線の形をきめる効用指標関数のパラメタ（の集合）α に依存する。この家計の番号を i とすれば，$\bar{w}$, $\bar{h}$ に対する臨界核所得 I_i^* は

1)　$I_i^*=I^*(\bar{w}, \bar{h}, \alpha_i)$

とあらわされる。α_i は家計 i の選好パラメタである。

注(6)　可能な就業機会（$\bar{w}$, $\bar{h}$）とは，このA型家計の非核構成員（妻）がこの機会に就業することを受諾すれば，需要側は実際に雇入れることが確実である機会をいう。（$\bar{w}'$, $\bar{h}'$）の機会に応募したものが，需要側の選衡に合格することが確実でなければこの機会はまだ可能な機会とはみなされない。不合格であれば，この機会は可能な機会ではない。他の機会（$\bar{w}$, $\bar{h}$）が（多くの場合はじめの機会より劣ったものであろう）別に提示され，この就職口になら需要側が受け入れることが確実であれば，機会（$\bar{w}$, $\bar{h}$）が供給者にとって可能な就業機会である。この機会を供給者が受け入れるかどうかは以下に述べるところに従って決定される。

(2)　臨界核所得の分布

個々のA型家計の余暇～所得選好の差は α_i の差で示される。α_i を確率変数としてその密度分布を

2)　$f(\alpha)$

とかくと，1) と 2) から臨界核所得 I^* もまた確率変数であり，f に依存する特定の分布に従う。すなわち，

3)　$g_f(I^*|\bar{w}, \bar{h}, \bar{\alpha})$

である。$\bar{\alpha}$ は確率密度分布 f の母平均で，提示された就業機会 $\bar{w}$, $\bar{h}$ と α の分布特性が定められれば，I^* の分布は決定される。

次に，A型家計群の中で相等しい核所得額 I_1 をもつ家計群をとりあげる。この家計群内の個々の家計 i については，

$I_1 \gtreqless I_i^*$

である。いま，h_i を家計 i の非核構成員の労働供給時間として，

4)　$I_1>I_i^*$ なら $h_i=0$

5)　$I_1<I_i^*$ なら $h_i=\bar{h}$

としよう。すなわち，家計 i において臨界核所得 I_i^* が I_1 以下の家計では非核構成員は $\bar{w}$, $\bar{h}$ の就業機会に就業せず，I_1 より大きい家計では就業する。第1図で，$I_1>I^*$ なる核収入 I_1（A′ 点の横座標）が与えられると，A′B′ の勾配（＝ABの勾配）に等しい $\bar{w}$ と $\bar{h}$ の労働時間の就業機会に就業して P_m' に位置するならば，この状態は A′ より劣る。（P_m' を通る無差別線〈図示してない〉は A′ を通る ω_1 より低位にある）従って $I_1>I^*$ なるときは可能な機会（$\bar{w}$, $\bar{h}$）に就業しない。無差別曲線群の形が図のような形であれば 1—4) 1—5) が成立する。[注7]

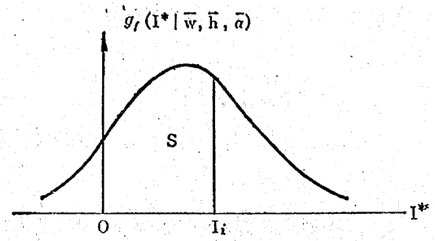
このようにして，臨界核所得を導入することによって可能な収入機会の受諾と拒否という不連続な選択を記述する理論模型が構成される。これに対して，所与の核収入と非核賃金のもとでの最適供給時間の決定という古典的図式は，AB および A′B′ 等の所得線上の無差別曲線との切点 P_0^*, P_1^* 等々の軌跡であらわされる。所得線の勾配の変化による最適時間の変化は切点 P_0^*, P_1^* の変化であらわされる。不連続選択の図式は P_m が P_0^* と一致する場合も含むことが明らかである。

(3)　有業率方程式

注(7)　第1図の無差別曲線は次のような特徴をもっている。すなわち核所得がAの横座標に等しく，非核の賃金率が $\tan\theta$ であるとき，需要側がこの家計から労働力を誘引できるためには，指定労働時間は P_m 点における労働時間を超えてはならない。同様に核所得が A′ であるとき q 点に対応する労働時間を超えてはならない。超えれば就業によって ω_1 曲線（A′ 点を通る）より低位に位置するからである（例えば P_m'）。点 P_m, q 等における労働時間を供給限界とよぶと，供給限界の（核所得変化に対する）軌跡が右上りであれば，4) と 5) が成立する。第1図の無差別曲線は供給限界の軌跡が右上りになる場合である。逆に右下りなら不等号のむきは逆になる。しかしこの場合はダグラス－有沢法則とは矛盾することが以下の考察で明らかにされる。

臨界核所得の確率密度分布 g_f（第2図）の I^* 軸上に I_1 をとると，4）と5）によって，垂線 PI_1 の左側の面積 S_1 は $h_i^*=0$ なる家計の比率を与える。故に $1-S_1$ は核所得 I_1 である家計群の有業率 $\mu(I_1)$ にほかならない。すなわち，

第 2 図



6）$S_1=\int_{I^*=-\infty}^{I_1} g_f(I^*|\bar{w}, \bar{h}, \bar{\alpha})\,dI^*$

7）$\mu(I_1)=1-S_1$

である。任意の核所得 I_j をもつ家計グループに対して，有業率は

8）$\mu(I_j)=1-\int_{I^*=-\infty}^{I_j} g_f(I^*|\bar{w}, \bar{h}, \bar{\alpha})\,dI^*$

であらわされる。これを所与の就業機会に関する有業率方程式とよぶことにする。右辺の積分は I に関する単調増加関数であるから，有業率 μ は I の単調減少関数，すなわち，

9）$\dfrac{\partial\mu}{\partial I}<0$

である。(4)と(5)の不等号が逆むきであるような形の無差別曲線のもとでは，有業率は S_1 である。このとき有業率は核所得の増加関数となる。しかし，これは横断面的有業率の変動法則(第1法則)に反する。従って余暇～所得の効用指標関数は(4)(5)を満足するような性質をもっていなければならない。

臨界核所得分布は賃金率 $\bar{w}$ の変化に伴って変位する。第1図の AB 線の勾配（$\tan\theta=\bar{w}$）が増加するとA点の横座標はもはやこの家計にとって臨界核所得ではない。なぜなら点Aから勾配 $\tan\theta'$（$\theta'>\theta$）の直線 A″B″（図示してない）をひけばこれと CD 線の交点は P_m より右に位置し，この位置は非就業の状態（A点）にまさる。従って指定労働時間 $\bar{h}$ と $\tan\theta'$ の賃金率組合せで与えられるこの就業機会に就業することになる。すなわち(4)(5)が成立するかぎり，賃金率の上昇はこの家計の臨界核所得を増大せしめる。従って，一般に(4)(5)が成立すれば非核構成員の賃金率 $\bar{w}$ の上昇によって臨界核所得分布（第2図）は右へ移行し，有業率 μ は上昇することがわかる。すなわち，

10）$\dfrac{\partial\mu}{\partial\bar{w}}>0$

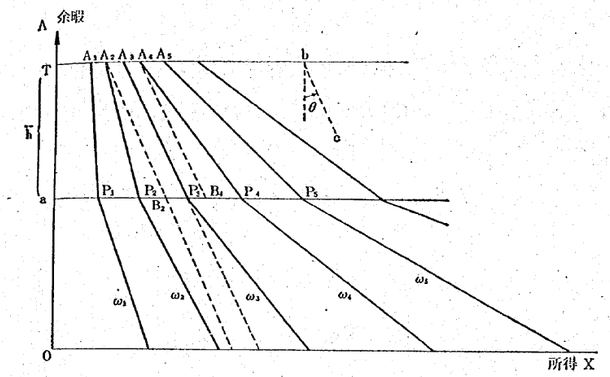
である。

(4) 供給図式への補論

家計構成員の労働供給量を人員単位で記述する理論模型としては，キンクした無差別曲線の図式も考えられる（補図）。A型家計の余暇所得の無差別曲線を $\omega_1\omega_2$ 等々は余暇時間が $T-\bar{h}$（労働時間が $\bar{h}$）である座標点（P_1, P_2, P_3, ……）において折れまがるものとする。雇用労働機会の賃金率 $\bar{w}$ は bc 線の勾配（$\tan\theta$）で示される。核所得が図の点 A_2 の横座標（I_2 とかく）に等しいとき，非核構成員が，賃金率と指定労働時間が $\bar{w}$, $\bar{h}$ である雇用機会に就業したとすれば，家計の余暇～所得選好状態は点 B_2 で示される。点 B_2 を通る無差別線（図示してない）は A_2 を通るそれ（ω_2）よりも高

位にある。A_2 は家計が核所得にだけ依存して非核は就業しない状態である。従って，核所得が I_2 であるときは，就業した方が有利である。

補 図



核所得が A_4 点の横座標（I_4）である場合は，雇用労働機会に就業するならば，B_4 に位置する。これは点 A_4 の余暇～所得選好状態に比べて劣る。従って，非就業が有利である。$I_2<I_4$ なる二つの核所得の中間に，就業と非就業が無差別であるような核所得水準が存在するであろう。A_3 の横座標を I_3（$I_2<I_3<I_4$）とすると，A_3 を通る無差別曲線の勾配は賃金率に等しく，就業によって位置する P_3 点は非就業をあらわす A_3 点と同一無差別曲線上にある。従って核所得水準 I が $I_3<I$ ならば非就業が，$I_3>I$ ならば就業が，選択される。ここに I_3 は臨界核所得である。

この模型は，家計の労働供給機構を，もっぱら人員単位の次元で記述することを目的としたものであるが，主体の所与の賃金率のもとで最適労働供給時間と核所得の関係を示す図式として解釈することもできる。所与の賃金率のもとで，種々の核所得に対する効用指標を極大ならししめる点（所得線と無差別線の交点）の軌跡は P_1, P_2, ……, P_5 等々である。賃金率が図に示すような価格線で与えられるならば，核所得が I_3（A_3 点）より小ならば最適供給時間は $\bar{h}$, I_3 より大ならば最適供給時間は0である。すなわち，核所得と最適供給時間は右下りの階段関数の形をとることになる。

このように折れまがる（キンク）無差別曲線モデルは人員単位と労働時間単位の両面についての帰結を導くことが，形式的には可能である。しかし，われわれは二つの点からして，このモデルを採らない。

第1は，キンクの位置が，需要側の指定労働時間に依存してきまる。同一の供給主体（又は主体のグループ）は，相異なる指定労働時間の二つ（以上）の就業機会に直面するとき，それぞれに対して相異なる形の無差別曲線群を想定しなければならない。これは模型の自律度が低いことを意味する。

第2に，このような低い自律度の模型からは，想定された種々の指定労働時間に対して理論上期待される有業率の代替的な水準を予測することが極めて困難である。

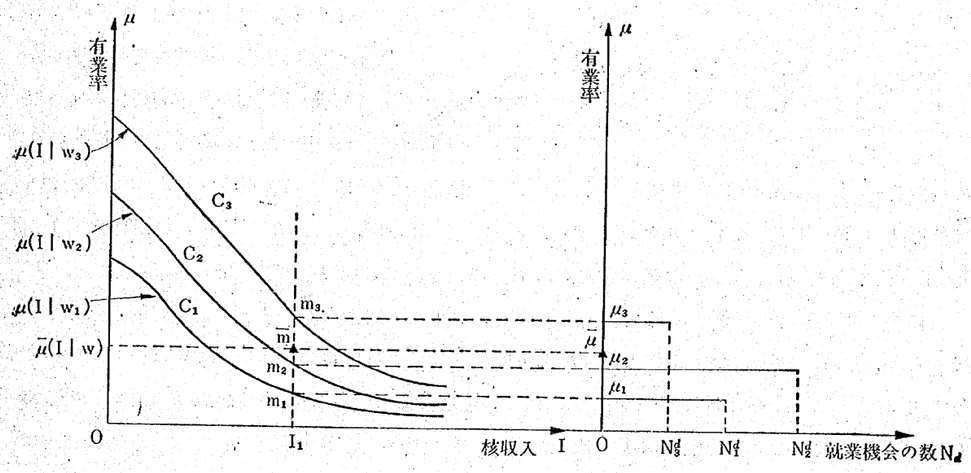
以上が，キンクする無差別曲線の模型を採用しない理由である。(注8)

注(8) このほか，このキンク模型には，最適供給時間を与える供給時間タームの供給曲線が階段関数であるというような特殊な性質がある。しかし，このような特殊性自体はこのモデルをいまの段階で排除する決定的理由とはならない。最適時間と核所得の関係は直接観測されてはいないのであり，仮説から導かれるこの関係が特異なものであるほど検証が容易だからである。

§3 横断面有業率曲線と有業方程式の関係

有業率方程式 8) は特定の可能な就業機会 $(\bar{w}, \bar{h})$ が与えられた場合の有業率と核所得の関係を述べている。この基本方程式（労働人員単位の供給関数）と直接観測される横断面的有業率曲線（横断面的有業率の変動法則）の関係を考察する。

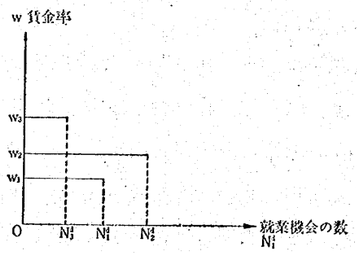
第 3 図



第 4 図

有業率方程式 8) の左辺は，核所得 I_j なる家計群の家計構成員の，所与の $\bar{w}, \bar{h}$ に対する就業確率である。$\bar{w}$ を特定値 w_1 に定めると（指定時間は $\bar{h}$），μ と I の関係(8)は一つの曲線 C_1 であらわされる（第3図）。$\bar{w}$ に $w_1<w_2<w_3$ を順次与えれば，順次上方へ変位する曲線群 C_1, C_2, C_3 を得る。いま，賃金率 w_3 の可能な就業機会が核所得 I_1 の家計の非核構成員のうちの N_3^d 人に対して提示されたとしよう（第5図）。（どの個人に対して w_3 の機会がまわってくるかは需要側の選択に依存する。）N_3^d 人の非核構成員のすべてがこの機会をうけ入れるとは限らない。受諾するものの比率は第3図 m_3 点の縦座標で示される。同様に，N_2^d 人に w_2 が提示されれば点 m_2 の縦座標が，N_1^d 人に w_1 が提示されれば点 m_1 の縦座標が，それぞれ就業機会を受諾するものの比率をあらわす。これらは，第4図の μ 軸上に μ_3, μ_2, μ_1 として記入されている。従って，就業者数は

第 5 図
就業機会 $\bar{w}$ の分布（$\bar{h}=\bar{h}$ とする）



$$\mu_3 N_3^d + \mu_2 N_2^d + \mu_1 N_1^d$$

である。核収入 I_1 の家計グループの非核人員総数を N とかけば，

$$(\mu_3 N_3^d + \mu_2 N_2^d + \mu_1 N_1^d)/N$$

はこのグループの観測された有業率をあらわしている。あらゆる就業機会 k を考慮に入れれば，$\sum_k \mu_k N_k^d / \sum_k N_k^d = \sum_k \mu_k N_k^d / N$ であるから，$\mu_k(w_k)$ の N_k^d による加重平均値が観測される有業率であり，これは点 $\bar{m}$（第3図）または $\bar{\mu}$（第4図）で示される。こうして，観測されたすべての核所得 I_1, I_2, …… のグループの各々に対して $\bar{m}$ 点の軌跡が第3図上にえがかれる。第5図に示した N_1^d, N_2^d 等の就業機会を，確率密度分布

(11) $\lambda(\bar{w})$

であらわせば，（非核構成人員1人のA型家計について）有業率方程式 8) と 11) とから

(12) $$\mu(I_j) = 1 - \int_{I^*=-\infty}^{I_j} \int_{\bar{w}=0}^{\infty} g_f(I^*, \bar{w}, \bar{h}, \bar{\alpha}) \cdot \lambda(\bar{w})\, d\bar{w}\, dI^*$$

を得る。

さらに一般化すれば，就業機会の分布は，$\bar{w}$ ばかりでなく，指定労働時間 $\bar{h}$ をもふくむから，

(13) $\lambda(\bar{w}, \bar{h})$

とかかれよう。(8) に対応するものとして，

(14) $$\mu^0(I_j) = 1 - \int_{I^*=-\infty}^{I_j} \int_{\bar{w}}^{\infty} \int_{\bar{h}=0}^{\infty} g_f(I^*, \bar{w}, \bar{h}, \bar{\alpha}) \cdot \lambda(\bar{w}, \bar{h})\, d\bar{w}\, d\bar{h}\, dI^*$$

を得る。$\mu^0(I_j)$ は，まったく，第 j 核所得階層における観測された有業率にほかならない。故に方程式(14)はダグラス－有沢法則の理論的対応物である。

従って，われわれの問題は，μ_j^0 と I_j および $\bar{w}, \bar{h}$ の分布に関する情報から，選好関数のパラメタ集合 $\bar{\alpha}$ を求めることに帰着する。かりに $\bar{w}$ と $\bar{h}$ を一定水準に固定した管理された実験が可能ならば，資料をただちに有業率方程式(8)に適用してよい。λ の分散が無視できないならば，(14)の三重積分が必要である。実際的な方法として，資料管理が考えられる。資料を適切に層化して，$\bar{w}$ と $\bar{h}$ の分散が十分に小さくなれば，両者の平均 $\bar{w}, \bar{h}$ を用いて，近似的な関係

(15) $$\mu^0(I_j) \simeq 1 - \int_{I^*=-\infty}^{I_j} g_f(I^*, \bar{w}, \bar{h}, \bar{\alpha})\, dI^*$$

を得る。

家計型をA型に管理すると，成年非核構成員の性は完全に同一（妻）となり，年齢分散もまた家計型総計を対象とする場合に比べて著しく小さくなる。従って家計型の管理は同時に(15)による近似の妥当性を補強するのである。

§4　2次形式選好関数のもとでの臨界核所得と選好パラメタ決定について

(1)　2次形式選好関数のもとでの臨界核所得

(16)　$\omega=\frac{1}{2}\gamma_1 X^2+\bar{\gamma}_2 X+\gamma_3 X\Lambda+\bar{\gamma}_4\Lambda+\frac{1}{2}\gamma_5\Lambda^2$

を所得Xと余暇時間Λに関する選好関数とする。ただし，γ_1, γ_3, γ_5 は選好場常数，また

(17)　$\bar{\gamma}_2=\gamma_2 u+\bar{m}N_C$　　；$u>0$, $E(u)=1$

(18)　$\bar{\gamma}_4=\gamma_4+\bar{n}N_C$

すなわち，m_2, n_2, γ_2, γ_4 はパラメタで，所得と余暇の限界効用曲線の裁片 $\bar{\gamma}_2$, $\bar{\gamma}_4$ は未成年数（6歳未満の男女児数）によって変位することをあらわす（労働供給に対する未成年者数の影響については，文献8参照）。u は家計間の嗜好差をあらわす確率変数である。

はじめに第1図の点Aを通る無差別曲線の方程式を求める。Aにおいては，

(19)　$\Lambda=T$　　(20)　$X=I$

であるから，(16)に代入して

(21)　$\omega_0'=\frac{1}{2}\gamma_1 I^2+\bar{\gamma}_2 I+\gamma_3 I\cdot T+\bar{\gamma}_4+\frac{1}{2}\gamma_5 T^2$

次に点 P_m を通る無差別曲線は，点 P_m の座標

(22)　$\Lambda=T-\bar{h}$　　(23)　$X=I+\bar{w}\bar{h}$

を(16)に代入して，

(24)　$\omega_0''=\frac{1}{2}\gamma_1(I+\bar{w}\bar{h})^2+\bar{\gamma}_2(I+\bar{w}\bar{h})+\gamma_3(I+\bar{w}\bar{h})(T-\bar{h})+\bar{\gamma}_4(T-\bar{h})+\frac{1}{2}\gamma_5(T-\bar{h})^2$

(21)と(24)の核所得Iが臨界核所得 I^* であるためには，

$$\omega_0'=\omega_0''$$

でなければならない。これより (21)，(24) の右辺を等置してIについて解き，このIを I^* とかいて $\bar{\gamma}_2$ と $\bar{\gamma}_4$ を(17)(18)でおきかえると，

(25)　$$I^*=\frac{\gamma_4-\gamma_2 u\bar{w}+(n_2-m_2\bar{w})N_C-\gamma_3\bar{w}(T-\bar{h})+\gamma_5\left(T-\frac{1}{2}\bar{h}\right)-\frac{1}{2}\gamma_1 w^2\bar{h}}{\gamma_1\bar{w}-\gamma_3}$$

これが2次形式選好関数のもとでの臨界核所得である。u についてかくと，

(26)　$$u=\frac{-I^*(\gamma_1\bar{w}-\gamma_3)+\gamma_4+(n_2-m_2\bar{w})N_C-\gamma_3\bar{w}(T-\bar{h})+\gamma_5\left(T-\frac{1}{2}\bar{h}\right)-\frac{1}{2}\gamma_1\bar{w}^2\bar{h}}{\gamma_2{}^*\bar{w}}$$

$$\equiv K(I^*|\bar{w},\ \bar{h},\ N_C)$$

u の確率密度分布を $f(u)$ とすれば，

(27)　$f(u)\,du=f[K(I^*|\bar{w},\ \bar{h},\ N_C)]\cdot\left|\frac{dK}{dI^*}\right|dI^*$

故に，

(28)　$\int_{-\infty}^{u}f(u)\,du=\int_a^I f[K(I^*|\bar{w},\ \bar{h},\ N_C)]\left|\frac{dK}{dI^*}\right|dI^*=\int_a^I g_f(I^*|\bar{w},\ \bar{h},\ N_C)\,dI^*$

によって，u の分布 f は臨界核所得の分布に変換される。a は積分の下限値である。

f を $E(\log u)=0$, $E(\log^2 u)=\sigma^2$ の対数正常分布密度関数 $f(u,\ \sigma^2)$ に特定化すれば，

(29)　$\int_{-\infty}^{u}f(u,\ \sigma^2)\,du=\int_a^I g_f(I^*|\bar{w},\ \bar{h},\ N_C,\ \gamma_1,\ \gamma_2,\ \gamma_3,\ \gamma_4,\ \gamma_5,\ \bar{m},\ \bar{n},\ \sigma^2)\,dI^*$

家計型はA型にコントロールされているから就業機会の近似的に相等しい家計群に対する条件 $\bar{w}\doteqdot\bar{w}$, $\bar{h}\doteqdot\bar{h}$ より(15)に対応するものとして，

(30)　$\mu^0=\int_a^I g_f(I^*|\bar{w},\ \bar{h},\ N_C,\ \gamma_1,\ \gamma_2,\ \gamma_3,\ \gamma_4,\ \gamma_5,\ \bar{m},\ \bar{n},\ \sigma^2)\,dI^*$

を得る。μ^0 は有業率の観測値である。

(2)　選好関数のパラメタの決定

(a)　決定の概要

次に方程式(30)によって選好常数 γ_1, γ_3, γ_5 およびパラメタ $\bar{m}$, $\bar{n}$（以下これらをすべてパラメタとよぶ）の決定を考察する。

家計調査資料からA型家計を抽出して，核所得階層によって層化する。(30)の g_f 内の変数に特定階層 i の値を代入して，パラメタの特定の組合せを第1次近似として適用すると，有業率の理論値 μ_i^* が求められる。観測値を μ_i^0 とすると，$\mu_i^0-\mu_i^*$ はパラメタの組の変化に応じて変化する。

(31)　$d=\sum_i(\mu_i^0-\mu_i^*)^2$

によって d を定義して，d を最小にするパラメタの組を求める。手続は次のように行なう。まず分布 f の標準偏差 σ と γ_3, γ_5, γ_4, γ_2, および $\bar{m}$ の第1次試算値を与える。（以下の計測では簡単な場合から入るために N_C による限界効用線の変位は余暇のそれによって把えることとする。これは $m_2=0$ とおくことである。）これによって，(25)又は(26)式から，特定の核所得の値 I_j に対する u の値 u_j が求められ，($\log u$ は $N(0,\ \sigma^2)$ であることから) u_j に対する百分位（u の確率密度分布の u_j までの定積分値）が計算できる。この百分位は I^* 分布上の $I^*=I_j$ なる点における百分位にほかならない。この値を100から減ずると有業率の理論値 μ_j^*（%表示）が求められる。パラメタの多くの試算値中から d を最小にするものを選ぶ。

(b)　パラメタの試算値と収束値の決定——数値実験——

パラメタ決定には多数回数の反覆計算を行なわねばならないから，効率のよい試算値をきめてお

く必要がある。試算値の決定は次のようにして行なう。

選好関数(16)から，ω を極大にする労働供給時間を求める。すなわち，所与の核収入と賃金率のもとでの最適供給労働時間の軌跡である労働供給スケデュルを求める。これは，

(32) $$h^*=\frac{\gamma_3-\gamma_1\bar{w}}{\Omega}\mathrm{I}+\frac{\bar{n}-\bar{w}\bar{m}}{\Omega}\mathrm{N_C}+\frac{\mathrm{NT}(\gamma_5-\gamma_3\bar{w})+\gamma_4-\bar{w}\gamma_2-v}{\Omega}$$

ここに，

$$\Omega\equiv\gamma_1\bar{w}^2-2\gamma_3\bar{w}+\gamma_5$$

とあらわされる。ただし，(16)において，

(33) $$\bar{\gamma}_2=\gamma_2+\bar{m}\mathrm{N_C}+v$$

(34) $$\bar{\gamma}_4=\gamma_4+\bar{n}\mathrm{N_C}$$

と特定化してある。v を $\mathrm{E}(v)=0$ の2項分布に従う確率変数とすれば，(32)によって供給時間 h^* もまた所与の独立変数 I, w, $\mathrm{N_C}$ に対して2項分布に従う確率変数である。いま，h^* が指定労働時間 $\bar{h}$ または0のいずれかをとるものとしよう。所与の独立変数に対して(32)の両辺の期待値をとる。左辺の $\mathrm{E}(h^*)$ は $\bar{h}\mu$ とあらわせるから，(32)は，

(35) $$\mu=\frac{\gamma_3-\gamma_1\bar{w}}{\bar{h}\Omega}\mathrm{I}+\frac{n_2}{\bar{h}\Omega}\mathrm{N_C}+\frac{\mathrm{NT}(\gamma_5-\gamma_3\bar{w})+\gamma_4-\bar{w}\gamma_2}{\bar{h}\Omega}$$

これは，回帰方程式の形で

(36) $$\mu=\mathrm{A_0}+\mathrm{A_1I}+\mathrm{A_2N_C}$$

(37) $$\mathrm{A_0}\equiv\frac{\mathrm{NT}(\gamma_5-\gamma_3\bar{w})+\gamma_4-\bar{w}\gamma_2}{\bar{h}\Omega}$$

(38) $$\mathrm{A_1}\equiv\frac{\gamma_3-\gamma_1\bar{w}}{\bar{h}\Omega}$$

(39) $$\mathrm{A_2}\equiv\frac{\bar{n}}{\bar{h}\Omega}$$

と書ける。

(37)から，

(40) $$\bar{h}\bar{w}^2\mathrm{A_0}\gamma_1-\bar{w}(2\bar{h}\mathrm{A_0}-\mathrm{NT})\gamma_3+(\bar{h}\mathrm{A_0}-\mathrm{NT})\gamma_5-\gamma_4+\bar{w}\gamma_2=0$$

(38)から

(41) $$\bar{w}(\bar{h}\bar{w}\mathrm{A_1}+1)\gamma_1-(2\bar{h}\bar{w}\mathrm{A_1}+1)\gamma_3+\bar{h}\mathrm{A_1}\gamma_5=0$$

(39)から

(42) $$(\bar{h}\bar{w}^2\mathrm{A_2})\gamma_1-(2\bar{h}\bar{w}\mathrm{A_2})\gamma_3+(\bar{h}\mathrm{A_2})\gamma_5-\bar{n}=0$$

家計間の選好関数の変位がランダムであり，それが二項分布でよく近似され，かつ，選好関数のパラメタが時点間で変化しないならば，(40)，(41)，(42)式はどれも選好パラメタの推定に用いられよう。すなわち，任意のパラメタ，例えば γ_1 を1とノーマライズして，$\bar{h}w^2\mathrm{A_0}\equiv y_1$，$w(2\bar{h}\mathrm{A_0}-\mathrm{NT})\equiv y_2$，

$\bar{h}\mathrm{A_0}-\mathrm{NT}\equiv y_3$，$\bar{w}\equiv y_4$ とかくと，(40)は，

(40′) $$y_1=\gamma_3y_2-\gamma_5y_3-\gamma_2y_4+\gamma_4$$

とあらわされる。y_i $(i=1, 2, 3, 4)$ を構成する因子である非核賃金，および $\mathrm{A_0}$ の値は列年計測される。NはA型家計では2（人），$\mathrm{T}\equiv1$ とおけば $\bar{h}$ は第1次近似値として約 $1/3$（8時間労働）を与えられよう。こうして，(40)′ は y_i に関する回帰方程式とみなせるから最少限5時点の y_i を求めれば回帰係数である選好パラメタ γ_3, γ_5, γ_4 および γ_2 を統計的に推定できる（完全決定なら4時点でよい）。

同様の手続きで(41)式からは γ_3 と γ_5 の，(42)からは γ_3, γ_5 および n_2 の推定値が求められる。さて，(イ)二項分布による近似が十分の精度を保ち，(ロ)家計間の選好パラメタの差がまったくランダムで，パラメタ（の平均値）が時系列的に不変という条件がみたされていれば，γ_3 と γ_5 の推定値は(40)，(41)，(42)のどの式を使って推定しようとも共通の値が求められるはずである。しかし，推定の結果はそのような一致を示さない。これは(イ)(ロ)のどちらか又は両方がみたされないことを意味する。所得と余暇の限界効用曲線の截片 γ_2 と γ_4 が時系列的に変化するなら回帰方程式(40)′は成立しない。過去の所得水準の累積的影響が所得の限界効用曲線の位置を変化させているならば，家計所得の現在水準に応じて所得の限界効用曲線の位置に系統的な（ランダムではない）差が発生している可能性が強い。所得の成長過程で所得分布における階層逆転がおこらない限り現在所得水準と過去のそれとは高い相関関係にあるからである。そうであれば，核所得水準と所得の限界効用曲線の截片の間の相関の存在によって(41)の成立も保証されない。(注9) しかし，これに対して(42)は限界効用曲線の截片に上述の時系列的，横断面的変位があったとしても保持される。すなわち，限界効用曲線の変位の有無に関係なく，(42)式によって，γ_3 と γ_5 の値を（n_2 とともに）推定することは可能である（n は習慣形成による変位をこうむらない。(注10)）。

従って，まず(42)式を回帰方程式

$$y_0'=\gamma_3y_1'+\gamma_5y_2'+n_2$$

として γ_3, γ_5 および n_2 を推定する。ただし，

$$y_0'\equiv\bar{h}w^2\mathrm{A_2},\quad y_1'\equiv2\bar{h}w\mathrm{A_2},\quad y_2'\equiv-\bar{h}\mathrm{A_2}$$

である。推定値 $\hat{\gamma}_3$, $\hat{\gamma}_5$ および $\hat{n}_2$ は母集団値のごく大まかな近似値である。近似の精度はまったく選好関数の変位を二項分布で近似した場合の近似度に依存し，限界効用曲線の截片における変位の有無には関係しない。

注(9) (33)式の γ_2 は $\bar{\gamma}_2=\gamma_2'+\bar{m}\mathrm{I}+\bar{m}\mathrm{N_C}+v$ とかかれる。ここに $\bar{m}$ は選好の核所得階層間での横断面的差異をあらわすパラメタである。これを(33)に代入すると，(40)は $\bar{m}$ を含む式になる。

(10) 余暇・所得の選好変位が，截片においてのみならず，勾配についても発生するのであれば，(42)式も時系列の $\mathrm{A_2}$ と w その他を使ってパラメタ推定に利用できないであろう。しかし勾配もまた変位するという仮説は截片だけが変位する（もし変位があるならば）という仮説の検証の後に試みられるべきである。

さて，4つの観測時点に共通な $\hat{\gamma}_3, \hat{\gamma}_5$ および $\hat{n}$ を使って，各年 (t) 毎の γ_2^t と γ_4^t の値および更に近似度の向上した γ_3 と γ_5 の推定値が求められたとしよう（その推定法は後述する）。γ_2^t と γ_4^t の推定値がすべての t に対して十分安定していれば，選好関数は列年不変であるという仮説が支持

第 1 表

	1961	1962	1963	1964
A_2	−0.07102 (5.2)	−0.06204 (5.5)	−0.08407 (7.8)	−0.09344 (8.0)
A_1	−0.0005039 (5.4)	−0.0007444 (8.7)	−0.0009271 (10.4)	−0.0004438 (6.7)
A_0	0.2576 (9.7)	0.3406 (14.5)	0.415 (16.6)	0.3239 (14.9)
$\bar{R}$	0.2501	0.2443	0.2965	0.2481
d.f.	806	1556	1643	1534
$\bar{w}\cdot\bar{h}$ (*)	12.8	13.9	14.7	15.8

括弧内の数値は t

(*) 1961 年価格，単位 1000 円

第 2 表

	推定値	標準誤差	下限	上限
$\hat{\gamma}_3$	−44.0499	2.2249	−50.7249	−37.3750
$\hat{\gamma}_5$	−2001.0284	285.9303	−2858.82	−1143.24
$\hat{n}$	−2.0373	2.6900	−10.11	+6.03

γ_3 の上限と下限は推定値±3×標準誤差；$\gamma_1=1$ とノーマライズしてある。

されよう。その場合には，(40)，(41)，(42)からそれぞれ別個に推定された γ_3 と γ_5 の間の乖離は二項分布による近似が不十分であったことによるといえる。安定的な γ_2^t と γ_4^t が求められなかった場合は，選好関数の規則的変位を導入した仮説（習慣形成仮説）が新たに試みられねばならない。

昭和36年～39年の各年の A_2 と $\bar{w}$ の値（第1表）から推定した $\hat{\gamma}_3, \hat{\gamma}_5, \hat{n}$ の値は，第2表に掲げる。(25)から，I^* の計算値に対する $\bar{n}$ の値の影響は $\gamma_1, \gamma_3, \gamma_5, \gamma_2$ および γ_4 の影響より小さいことがわかるので，$\bar{n}$ の第1次近似は推定値 −2.0 に固定しておく。これに対して，γ_3 と γ_5 は推定値をはさんでつくられた上限値と下限値の範囲内で種々の値が試験的に採用される。また一つの時点（観測年度）において，γ_4 と γ_2 をまったく自由にえらぶのは適切でない。両者は(40)式によって制約されているからである。$\hat{\gamma}_3$ と $\hat{\gamma}_5$ を $\bar{w}$ と共に(40)に代入すると γ_2 と γ_4 の間に線型関係式が（各年度につき）成立する。これは γ_3 の上限値と γ_5 の下限値をくみあわせたとき最上方に位置し，γ_3 の下限と γ_5 の上限をくみあわせると最下方に位置する（第3表）。この関係から，γ_2 を定めると，第3表 $\gamma_4=\bar{w}\gamma_2+C$ によって γ_4 の上限と下限が決定される。

次のようにしてパラメタの試験的組合せが与えられる（第4表参照）。(1) γ_5 の領域は −2859～−1143 である。これをきざみ幅 200 で 10 水準に分割する。(2) γ_3 には −51 から −37 までの領域がある。これに余裕を与えて −50 から −34 までをきざみ幅 2 で 9 水準に分割する。(3) γ_2 は

全く試算的に 200 から 1000 まで 9 水準を与える（核所得階層の平均値の近傍で所得の限界効用が負にならぬという条件から下限が選ばれた）。(4) γ_4 は γ_2 の領域に対して決定される上下限を 50 水準に分割する（γ_2, γ_4 の領域は矩形になる）。$\gamma_5, \gamma_3, \gamma_2, \gamma_4$ のすべての組合せは 44550 ケースである。これらのすべてが第1近似値の候補となるわけではない。2つの条件が課せられる。第1に余暇所得の無差別曲線が原点に対して凸であること（安定条件），第2に試験的パラメタを (32) に代入したとき，（総処分可能時間を1として）最適供給時間が正であり，かつ 0.5 を超えぬこと。(注11)

第 3 表

$\gamma_4=w\gamma_2+C$ における C の値

	$\hat{\gamma}_3$ の上限と $\hat{\gamma}_5$ の下限	$\hat{\gamma}_3$ の下限と $\hat{\gamma}_5$ の上限
36 年	1292.9821	−694.9585
37	1132.1653	−818.9188
38	985.6180	−923.8209
39	918.4789	−1107.9356

C は(26)式に $\hat{\gamma}_3, \hat{\gamma}_5$ と $\bar{w}$ を代入して計算される。

第 4 表

γ_5	γ_3	γ_2	γ_4
−2859	−50	200	700
−2600	−48	300	1000
−2400	−46	400	2000
−2200	−44	500	3000
−2000	−42	600	4000
−1800	−40	700	5000
−1600	−38	800	⋮
−1400	−36	900	⋮
−1200	−34	1000	50,000
−1143			

γ_4 は γ_2 に対応する γ_4 の上下限の範囲（第3表の関係式で与えられる）を 50 水準に分割する。
γ_2 はノーマライズによって常に1である。

第 5 表　安全条件をみたすもの（$n_2=-2.0$, $m_2=0$）　66 cases

γ_5	γ_3	h^*	coef. I	γ_4	γ_2	γ_5	γ_3	h^*	coef. I	γ_4	γ_2
−2859	−50	0.0346	+0.0071	10000	200	〃	−38	0.2713	−0.0072	19000	400
〃	−48	0.0411	+0.0011	10000	200	〃	〃	0.2407	−0.0072	38000	800
〃	−46	0.0443	−0.0019	10000	200	〃	−36	0.2437	−0.0076	19000	400
〃	−44	0.0462	−0.0036	10000	200	〃	〃	0.2169	−0.0076	38000	800
〃	〃	0.0034	−0.0036	29000	600	−2459	−48	0.4043	+0.3862	38000	800
〃	−42	0.0474	−0.0048	10000	200	〃	−46	0.3276	−0.0041	19000	400
〃	〃	0.4740	−0.0048	19000	400	〃	〃	0.2116	−0.0041	38000	800
〃	〃	0.0119	−0.0048	29000	600	〃	−44	0.2304	−0.0064	19000	400
〃	〃	0.4388	−0.0048	38000	800	〃	〃	0.1556	−0.0064	38000	800
〃	−40	0.0483	−0.0056	10000	200	〃	−42	0.1841	−0.0075	19000	400
〃	〃	0.0414	−0.0056	19000	400	〃	〃	0.1289	−0.0075	38000	800
〃	〃	0.0179	−0.0056	29000	600	〃	−40	0.1570	−0.0081	19000	400
〃	〃	0.3832	−0.0056	38000	800	〃	〃	0.1133	−0.0081	38000	800
〃	−38	0.0490	−0.0063	10000	200	〃	−38	0.1393	−0.0085	19000	400
〃	〃	0.3683	−0.0063	19000	400	〃	〃	0.1030	−0.0085	38000	800
〃	〃	0.0224	−0.0063	29000	600	〃	−36	0.1267	−0.0088	19000	400
〃	〃	0.3417	−0.0063	38000	800	〃	〃	0.4979	−0.0088	28000	600
〃	−36	0.0495	−0.0067	10000	200	〃	〃	0.096	−0.0088	38000	800
〃	〃	0.3330	−0.0067	19000	400	〃	〃	0.4670	−0.0088	47000	1000
〃	〃	0.0259	−0.0067	29000	600	−2259	−38	0.4801	−0.0104	28000	600
〃	〃	0.3094	−0.0067	38000	800	〃	〃	0.4358	−0.0104	47000	1000
〃	〃	0.0023	−0.0067	48000	1000	〃	−36	0.4427	−0.0104	9000	200
−2659	−44	0.4399	−0.0046	19000	400	〃	〃	0.4061	−0.0104	28000	600
〃	〃	0.3855	−0.0046	38000	800	〃	〃	0.3695	−0.0104	47000	1000

第5表のつづき

γ_5	γ_3	h^*	coef. I	γ_4	γ_2	γ_5	γ_3	h^*	coef. I	γ_4	γ_2
−2059	−40	0.4350	−0.0144	28000	600	−1859	−40	0.2024	−0.0236	9000	200
〃	〃	0.3572	−0.0144	47000	1000	〃	〃	0.0749	−0.0236	28000	600
〃	−38	0.3891	−0.0134	9000	200	〃	−38	0.1463	−0.0187	9000	200
〃	〃	0.3322	−0.0134	28000	600	〃	〃	0.0669	−0.0187	28000	600
〃	〃	0.2753	−0.0134	47000	1000	〃	−36	0.1210	−0.0165	9000	200
〃	−36	0.3178	−0.0128	9000	200	〃	〃	0.0632	−0.0165	28000	600
〃	〃	0.2731	−0.0128	28000	600	〃	〃	0.0055	−0.0165	47000	1000
〃	〃	0.2283	−0.0128	47000	1000	−1459	−36	0.4227	−0.0389	37000	800
−1859	−42	0.4295	−0.0435	9000	200	γ_5<|1459| では該当なし					
〃	〃	0.1073	−0.0435	28000	600						

第 6 表

昭和 39 年　($n_2=-2.0$, $m_2=0$)

γ_5	γ_3	h^*	coef. I	γ_4	γ_2	γ_5	γ_3	h^*	coef. I	γ_4	γ_2
−2859	−48.5	0.473	0.00217	47700	1000	−2859	−43.0	0.299	−0.00427	28700	600
〃	−48.0	0.437	0.00108	47700	1000	〃	〃	0.261	−0.00427	47700	1000
〃	−47.5	0.473	0.00016	28700	600	〃	−42.5	0.326	−0.00455	9700	200
〃	〃	0.407	0.00017	47700	1000	〃	〃	0.289	−0.00455	28700	600
〃	−47.0	0.443	−0.00062	28700	600	〃	〃	0.251	−0.00455	47700	1000
〃	〃	0.381	−0.00062	47700	1000	〃	−42.0	0.314	−0.00480	9700	200
〃	−46.5	0.474	−0.00129	9700	200	〃	〃	0.279	−0.00480	28700	600
〃	〃	0.416	−0.00129	28700	600	〃	〃	0.243	−0.00480	47700	1000
〃	〃	0.359	−0.00129	47700	1000	〃	−41.5	0.304	−0.00504	9700	200
〃	−46.0	0.447	−0.00188	9700	200	〃	〃	0.270	−0.00504	28700	600
〃	〃	0.393	−0.00188	28700	600	〃	〃	0.235	−0.00504	47700	1000
〃	〃	0.340	−0.00188	47700	1000	〃	−41.0	0.294	−0.00525	9700	200
〃	−45.5	0.423	−0.00240	9700	200	〃	〃	0.261	−0.00525	28700	600
〃	〃	0.373	−0.00240	28700	600	〃	〃	0.228	−0.00525	47700	1000
〃	〃	0.322	−0.00240	47700	1000	〃	−40.5	0.285	−0.00545	9700	200
〃	−45.0	0.403	−0.00286	9700	200	〃	〃	0.253	−000.545	28700	600
〃	〃	0.355	−0.00286	28700	600	〃	〃	0.222	−0.00545	47700	1000
〃	〃	0.307	−0.00286	47700	1000	〃	−40.0	0.277	−0.00563	9700	200
〃	−44.5	0.384	−0.00327	9700	200	〃	〃	0.246	−0.00563	28700	600
〃	〃	0.339	−0.00327	28700	600	〃	〃	0.216	−0.00563	47700	1000
〃	〃	0.294	−0.00327	47700	1000	−2659	−50.0	0.438	−0.01569	28700	600
〃	−44.0	0.367	−0.00364	9700	200	〃	〃	0.197	0.01569	47700	1000
〃	〃	0.324	−0.00364	28700	600	〃	−49.5	0.353	0.00985	28700	600
〃	〃	0.282	−0.00364	47700	1000	〃	〃	0.165	0.00985	47700	1000
〃	−43.5	0.352	−0.00397	9700	200	〃	−49.0	0.452	0.00614	9700	200
〃	〃	0.311	−0.00397	28700	600	〃	〃	0.298	0.00614	28700	600
〃	〃	0.271	−0.00397	47700	1000	〃	〃	0.145	0.00614	47700	1000
〃	−43.0	0.338	−0.00427	9700	200	〃	−48.5	0.391	0.00357	9700	200
						〃	〃	0.261	0.00357	28700	600
						〃	〃	0.131	0.00357	47700	1000
						〃	−48.0	0.345	0.00169	9700	200

第6表のつづき

γ_5	γ_3	h^*	coef. I	γ_4	γ_2	γ_5	γ_3	h^*	coef. I	γ_4	γ_2
−2659	−48.0	0.233	0.00169	28700	600	−2659	−41.0	0.155	−0.0063	9700	200
〃	〃	0.121	0.00169	47700	1000	〃	〃	0.116	−0.0063	28700	600
〃	−47.5	0.311	0.00025	9700	200	〃	〃	0.0769	−0.0063	47700	1000
〃	〃	0.212	0.00025	28700	600	〃	−40.5	0.1509	−0.0065	9700	200
〃	〃	0.113	0.00025	47700	1000	〃	〃	0.113	−0.0065	28700	600
〃	−47.0	0.284	−0.00089	9700	200	〃	〃	0.076	−0.0065	47700	1000
〃	〃	0.195	−0.00089	28700	600	〃	−40.0	0.148	−0.0066	9700	200
〃	〃	0.106	−0.00089	47700	1000	〃	〃	0.111	−0.0066	28700	600
〃	−46.5	0.262	−0.00181	9700	200	〃	〃	0.075	−0.0066	47700	1000
〃	〃	0.182	−0.00181	28700	600	−2459	−41.0	0.486	−0.0078	37700	800
〃	〃	0.101	−0.00181	47700	1000	〃	−40.5	0.463	−0.0080	37700	800
〃	−46.0	0.244	−0.00257	9700	200	〃	−40.0	0.485	−0.0081	18700	400
〃	〃	0.171	−0.00257	28700	600	〃	〃	0.442	−0.0081	37700	800
〃	〃	0.097	−0.00257	47700	1000	−2259	−43.5	0.486	−0.0102	37700	800
〃	−45.5	0.229	−0.00321	9700	200	〃	−43.0	0.438	−0.0102	37700	800
〃	〃	0.161	−0.00321	28700	600	〃	−42.5	0.484	−0.0103	18700	400
〃	〃	0.0937	−0.00321	47700	1000	〃	〃	0.400	−0.0103	37700	800
〃	−45.0	0.216	−0.00375	9700	200	〃	−42.0	0.445	−0.0103	18700	400
〃	〃	0.153	−0.00375	28700	600	〃	〃	0.369	−0.0103	37700	800
〃	〃	0.908	−0.00375	47700	1000	〃	−41.5	0.413	−0.0103	18700	400
〃	−44.5	0.205	−0.00422	9700	200	〃	〃	0.343	−0.0103	37700	800
〃	〃	0.146	−0.00422	28700	600	〃	−41.0	0.385	−0.0103	18700	400
〃	〃	0.088	−0.00422	47700	1000	〃	〃	0.321	−0.0103	37700	800
〃	−44.0	0.195	−0.00463	9700	200	〃	−40.5	0.362	−0.0104	18700	400
〃	〃	0.140	−0.00463	28700	600	〃	〃	0.302	−0.0104	37700	800
〃	〃	0.086	−0.00463	47700	1000	〃	−40.0	0.341	−0.0104	18700	400
〃	−43.5	0.186	−0.00499	9700	200	〃	〃	0.285	−0.0104	37700	800
〃	〃	0.135	−0.00499	28700	600	−2059	−45.0	0.455	−0.0604	18700	400
〃	〃	0.084	−0.00499	47700	1000	〃	−44.5	0.237	−0.0333	18700	400
〃	−43.0	0.179	−0.00531	9700	200	〃	−44.0	0.172	−0.0253	18700	400
〃	〃	0.131	−0.00531	28700	600	〃	−43.5	0.141	−0.0214	18700	400
〃	〃	0.0823	−0.00531	47700	1000	〃	−43.0	0.123	−0.0192	18700	400
〃	−42.5	0.172	−0.00559	9700	200	〃	−42.5	0.111	−0.018	18700	400
〃	〃	0.126	−0.00559	28700	600	〃	−42.0	0.103	−0.017	18700	400
〃	〃	0.0807	−0.00559	47700	1000	〃	−41.5	0.097	−0.0159	18700	400
〃	−42.0	0.166	−0.0058	9700	200	〃	−41.0	0.0917	−0.0153	18700	400
〃	〃	0.123	−0.0058	28700	600	〃	−40.5	0.088	−0.0148	18700	400
〃	〃	0.079	−0.00584	47700	1000	〃	〃	0.002	−0.0148	37700	800
〃	−41.5	0.160	−0.0061	9700	200	〃	−40.0	0.085	−0.0144	18700	400
〃	〃	0.119	−0.0061	28700	600	〃	〃	0.007	−0.0144	37700	800
〃	〃	0.078	−0.0061	47700	1000	−1859 該当なし					

注(11)　これは平均家計についてである。0.5 を超えると最低階層では 1 に著しく接近する可能性がある。ただし 0.5 を超えぬという条件は近似値の選択効率を上げるための便宜的なもので，パラメタの精度を上げる計算段階で最適時間 h^* が 0.5 を超えることがあっても差支えない。なお，次の段階でこの領域は 1.0 まで拡大される。

2つの条件に適合するケースは66個である（第5表）。$\gamma_2>-1459$ の領域で2条件をみたすケースは一つもないことがわかる。

なお，臨界核所得を計算する際に γ_3 の値は $\bar{w}$ の値（昭和 39 年で $h=\frac{1}{3}$ として 47.4 千円）の近傍でとりわけ鋭敏に影響するので γ_3 を -50 と -40 の間で第5表におけるきざみ幅(2)よりさらに精度を上げて，きざみ幅 0.5 で分割してみる。その結果は第6表に示すとおりで，ここでも γ_5 の該当なしの領域は第5表の場合とほとんど一致することがわかる。

さらに，$|\gamma_3|$ の小さい値の近傍で γ_5 の同様な領域について試算した γ_4, γ_2 および h^* の値を第7表に掲げる。この場合にも $\gamma_5>-1259$ では2条件をみたすケースがない。以上の試算から2条件をみたす γ_5 の値は（ここで検討した範囲に関する限り）上限値をもつことが知られる。

さて，これらのパラメタの試算値を臨界核所得分布の式(25)に適用して，u の標準偏差 σ を変化せしめて有業率の理論値 $\hat{\mu}$ を(昭和 39 年の核所得階層の核所得と未成年数を適用して）各核所得階層について計算すると観測値 μ^0 と大きく乖離することがわかった。まず σ の比較的大きな値に対しては，$\hat{\mu}$ は μ^0 に比べて著しく大となる。σ を小さくすることによって両者の水準は接近するが，しかし $\hat{\mu}$ は核所得軸に対してほとんど平行となってしまう。これは I* 分布の平均が大きすぎることを意味するから I* 分布を左へ寄せる（平均を小さくする）ならばこの不都合はなくなるであろう。

第 7 表

昭和 39 年

$n_2=-2.0$

γ_5: $-2859\longrightarrow-1459$ (200 きざみ)

γ_3: $-12\longrightarrow 0$ (3きざみ)

$0<$S. H.<0.5

G_5	G_3	S. H.	coef. I	G_4	G_2	G_5	G_3	S. H.	coef. I	G_4	G_2
−2859	−12	0.379	−0.00892	8700	200	−2859	−9	0.103	〃	47700	1000
〃	〃	0.127	〃	9700	200	〃	−6	0.338	−0.00912	8700	200
〃	〃	0.248	〃	18700	400	〃	〃	0.118	〃	9700	200
〃	〃	0.369	〃	27700	600	〃	〃	0.444	〃	17700	400
〃	〃	0.117	〃	28700	600	〃	〃	0.224	〃	18700	400
〃	〃	0.490	〃	36700	800	〃	〃	0.00359	〃	19700	400
〃	〃	0.238	〃	37700	800	〃	〃	0.329	〃	27700	600
〃	〃	0.359	〃	46700	1000	〃	〃	0.109	〃	28700	600
〃	〃	0.107	〃	47700	1000	〃	〃	0.435	〃	36700	800
〃	−9	0.357	−0.00902	8700	200	〃	〃	0.215	〃	37700	800
〃	〃	0.122	〃	9700	200	〃	〃	0.320	〃	46700	1000
〃	〃	0.470	〃	17700	400	〃	〃	0.100	〃	47700	1000
〃	〃	0.235	〃	18700	400	〃	−3	0.321	−0.00920	8700	200
〃	〃	0.000252	〃	19700	400	〃	〃	0.114	〃	9700	200
〃	〃	0.348	〃	27700	600	〃	〃	0.421	〃	17700	400
〃	〃	0.113	〃	28700	600	〃	〃	0.213	〃	18700	400
〃	〃	0.461	〃	36700	800	〃	〃	0.00654	〃	19700	400
〃	〃	0.225	〃	37700	800	〃	〃	0.313	〃	27700	600
〃	〃	0.338	〃	46700	1000	〃	〃	0.106	〃	28700	600

第7表のつづき

G_5	G_3	S. H.	coef. I	G_4	G_2	G_5	G_3	S. H.	coef. I	G_4	G_2
−2859	−3	0.413	−0.00920	36700	800	−2859	−3	0.292	−0.00960	8700	200
〃	〃	0.205	〃	37700	800	〃	〃	0.0760	〃	9700	200
〃	〃	0.305	〃	46700	1000	〃	〃	0.396	〃	17700	400
〃	〃	0.0978	〃	47700	1000	〃	〃	0.179	〃	18700	400
〃	0	0.306	−0.00928	8700	200	〃	〃	0.283	〃	27700	600
〃	〃	0.111	〃	9700	200	〃	〃	0.0674	〃	28700	600
〃	〃	0.400	〃	17700	400	〃	〃	0.387	〃	36700	800
〃	〃	0.205	〃	18700	400	〃	〃	0.171	〃	37700	800
〃	〃	0.917	〃	19700	400	〃	〃	0.491	〃	45700	1000
〃	〃	0.494	〃	26700	600	〃	〃	0.275	〃	46700	1000
〃	〃	0.299	〃	27700	600	〃	〃	0.0587	〃	47700	1000
〃	〃	0.103	〃	28700	600	〃	0	0.482	−0.00966	7700	200
〃	〃	0.393	〃	36700	800	〃	〃	0.278	〃	8700	200
〃	〃	0.197	〃	37700	800	〃	〃	0.0747	〃	9700	200
〃	〃	0.00133	〃	38700	800	〃	〃	0.376	〃	17700	400
〃	〃	0.487	〃	45700	1000	〃	〃	0.172	〃	18700	400
〃	〃	0.291	〃	46700	1000	〃	〃	0.474	〃	26700	600
〃	〃	0.953	〃	47700	1000	〃	〃	0.270	〃	27700	600
−2659	−12	0.346	−0.00939	8700	200	〃	〃	0.0666	〃	28700	600
〃	〃	0.0811	〃	9700	200	〃	〃	0.368	〃	36700	800
〃	〃	0.473	〃	17700	400	〃	〃	0.164	〃	37700	800
〃	〃	0.208	〃	18700	400	〃	〃	0.466	〃	45700	1000
〃	〃	0.335	〃	27700	600	〃	〃	0.262	〃	46700	1000
〃	〃	0.0705	〃	28700	600	〃	〃	0.0584	〃	47700	1000
〃	〃	0.463	〃	36700	800	−2459	−12	0.309	−0.00992	8700	200
〃	〃	0.197	〃	37700	800	〃	〃	0.0296	〃	9700	200
〃	〃	0.325	〃	46700	1000	〃	〃	0.444	〃	17700	400
〃	〃	0.0599	〃	47700	1000	〃	〃	0.164	〃	18700	400
〃	−9	0.325	−0.00947	8700	200	〃	〃	0.298	〃	27700	600
〃	〃	0.0792	〃	9700	200	〃	〃	0.0184	〃	28700	600
〃	〃	0.444	〃	17700	400	〃	〃	0.433	〃	36700	800
〃	〃	0.197	〃	18700	400	〃	〃	0.152	〃	37700	800
〃	〃	0.316	〃	27700	600	〃	〃	0.287	〃	46700	1000
〃	〃	0.0693	〃	28700	600	〃	〃	0.00723	〃	47700	1000
〃	〃	0.434	〃	36700	800	〃	−9	0.290	−0.00996	8700	200
〃	〃	0.187	〃	37700	800	〃	〃	0.0314	〃	9700	200
〃	〃	0.306	〃	46700	1000	〃	〃	0.415	〃	17700	400
〃	〃	0.0594	〃	47700	1000	〃	〃	0.156	〃	18700	400
〃	−6	0.308	−0.00954	8700	200	〃	〃	0.280	〃	27700	600
〃	〃	0.0775	〃	9700	200	〃	〃	0.0210	〃	28700	600
〃	〃	0.418	〃	17700	400	〃	〃	0.405	〃	36700	800
〃	〃	0.188	〃	18700	400	〃	〃	0.145	〃	37700	800
〃	〃	0.298	〃	27700	600	〃	〃	0.270	〃	46700	1000
〃	〃	0.0683	〃	28700	600	〃	〃	0.0106	〃	47700	1000
〃	〃	0.409	〃	36700	800	〃	−6	0.274	−0.0100	8700	200
〃	〃	0.179	〃	37700	800	〃	〃	0.0329	〃	9700	200
〃	〃	0.289	〃	46700	1000	〃	〃	0.390	〃	17700	400
〃	〃	0.0591	〃	47700	1000	〃	〃	0.148	〃	18700	400

第7表のつづき

G_5	G_3	S.H.	coef. I	G_4	G_2	G_5	G_3	S.H.	coef. I	G_4	G_2
〃	−6	0.265	−0.0100	27700	600	−2259	−6	0.237	−0.0105	8700	200
〃	〃	0.0232	〃	28700	600	〃	〃	0.359	〃	17700	400
〃	〃	0.381	〃	36700	800	〃	〃	0.105	〃	18700	400
〃	〃	0.139	〃	37700	800	〃	〃	0.481	〃	26700	600
〃	〃	0.497	〃	45700	1000	〃	〃	0.227	〃	27700	600
〃	〃	0.255	〃	46700	1000	〃	〃	0.349	〃	36700	800
〃	〃	0.0136	〃	47700	1000	〃	〃	0.0955	〃	37700	800
〃	−3	0.486	〃	7700	200	〃	〃	0.471	〃	45700	1000
〃	〃	0.260	〃	8700	200	〃	〃	0.217	〃	46700	1000
〃	〃	0.0342	〃	9700	200	〃	−3	0.462	〃	7700	200
〃	〃	0.369	〃	17700	400	〃	〃	0.225	〃	8700	200
〃	〃	0.142	〃	18700	400	〃	〃	0.339	〃	17700	400
〃	〃	0.477	〃	26700	600	〃	〃	0.102	〃	18700	400
〃	〃	0.251	〃	27700	600	〃	〃	0.452	〃	26700	600
〃	〃	0.0252	〃	28700	600	〃	〃	0.215	〃	27700	600
〃	〃	0.359	〃	36700	800	〃	〃	0.329	〃	36700	800
〃	〃	0.133	〃	37700	800	〃	〃	0.0927	〃	37700	800
〃	〃	0.468	〃	45700	1000	〃	〃	0.443	〃	45700	1000
〃	〃	0.242	〃	46700	1000	〃	〃	0.206	〃	46700	1000
〃	〃	0.0161	〃	47700	1000	〃	0	0.436	〃	7700	200
〃	0	0.460	〃	7700	200	〃	〃	0.214	〃	8700	200
〃	〃	0.247	〃	8700	200	〃	〃	0.321	〃	17700	400
〃	〃	0.0354	〃	9700	200	〃	〃	0.0991	〃	18700	400
〃	〃	0.349	〃	17700	400	〃	〃	0.427	〃	26700	600
〃	〃	0.137	〃	18700	400	〃	〃	0.205	〃	27700	600
〃	〃	0.451	〃	26700	600	〃	〃	0.312	〃	36700	800
〃	〃	0.239	〃	27700	600	〃	〃	0.0902	〃	37700	800
〃	〃	0.0269	〃	28700	600	〃	〃	0.418	〃	45700	1000
〃	〃	0.341	〃	36700	800	〃	〃	0.196	〃	46700	1000
〃	〃	0.128	〃	37700	800	−2059	−12	0.222	−0.0111	8700	200
〃	〃	0.443	〃	45700	1000	〃	〃	0.374	〃	17700	400
〃	〃	0.230	〃	46700	1000	〃	〃	0.0586	〃	18700	400
〃	〃	0.0184	〃	47700	1000	〃	〃	0.210	〃	27700	600
−2259	−12	0.268	−0.0105	8700	200	〃	〃	0.361	〃	36700	800
〃	〃	0.411	〃	17700	400	〃	〃	0.0460	〃	37700	800
〃	〃	0.114	〃	18700	400	〃	〃	0.197	〃	46700	1000
〃	〃	0.257	〃	27700	600	〃	−9	0.498	〃	7700	200
〃	〃	0.399	〃	36700	800	〃	〃	0.208	〃	8700	200
〃	〃	0.102	〃	37700	800	〃	〃	0.347	〃	17700	400
〃	〃	0.245	〃	46700	1000	〃	〃	0.0582	〃	18700	400
〃	−9	0.252	〃	8700	200	〃	〃	0.486	〃	26700	600
〃	〃	0.383	〃	17700	400	〃	〃	0.197	〃	27700	600
〃	〃	0.109	〃	18700	400	〃	〃	0.336	〃	36700	800
〃	−9	0.241	〃	27700	600	〃	〃	0.0466	〃	37700	800
〃	〃	0.372	〃	36700	800	〃	〃	0.475	〃	45700	1000
〃	〃	0.0988	〃	37700	800	〃	〃	0.185	〃	46700	1000
〃	〃	0.230	〃	46700	1000	〃	−6	0.464	−0.0110	7700	200
〃	−6	0.491	〃	7700	200	〃	〃	0.197	〃	8700	200

第7表のつづき

G_5	G_3	h^*	coef. I	G_4	G_2	G_5	G_3	h^*	coef. I	G_4	G_2
−2059	−6	0.325	−0.0110	17700	400	−1859	−6	0.423	−0.0117	26700	600
〃	〃	0.0578	〃	18700	400	〃	〃	0.140	〃	27700	600
〃	〃	0.453	〃	26700	600	〃	〃	0.276	〃	36700	800
〃	〃	0.186	〃	27700	600	〃	〃	0.411	〃	45700	1000
〃	〃	0.314	〃	36700	800	〃	〃	0.129	〃	46700	1000
〃	〃	0.0471	〃	37700	800	〃	−3	0.406	−0.0116	7700	200
〃	〃	0.443	〃	45700	1000	〃	〃	0.144	〃	8700	200
〃	〃	0.175	〃	46700	1000	〃	〃	0.269	〃	17700	400
〃	−3	0.435	〃	7700	200	〃	〃	0.00826	〃	18700	400
〃	〃	0.186	〃	8700	200	〃	〃	0.395	〃	26700	600
〃	〃	0.306	〃	17700	400	〃	〃	0.133	〃	27700	600
〃	〃	0.0575	〃	18700	400	〃	〃	0.259	〃	36700	800
〃	〃	0.425	〃	26700	600	〃	〃	0.385	〃	45700	1000
〃	〃	0.176	〃	27700	600	〃	〃	0.123	〃	46700	1000
〃	〃	0.296	〃	36700	800	〃	0	0.381	−0.0115	7700	200
〃	〃	0.0476	〃	37700	800	〃	〃	0.138	〃	8700	200
〃	〃	0.415	〃	45700	1000	〃	〃	0.498	〃	16700	400
〃	〃	0.167	〃	46700	1000	〃	〃	0.254	〃	17700	400
〃	0	0.410	〃	7700	200	〃	〃	0.0114	〃	18700	400
〃	〃	0.178	〃	8700	200	〃	〃	0.371	〃	26700	600
〃	〃	0.289	〃	17700	400	〃	〃	0.128	〃	27700	600
〃	〃	0.0573	〃	18700	400	〃	〃	0.488	〃	35700	800
〃	〃	0.401	〃	26700	600	〃	〃	0.245	〃	36700	800
〃	〃	0.168	〃	27700	600	〃	〃	0.00166	〃	37700	800
〃	〃	0.280	〃	36700	800	〃	〃	0.362	〃	45700	1000
〃	〃	0.0480	〃	37700	800	〃	〃	0.118	〃	46700	1000
〃	〃	0.391	〃	45700	1000	−1659	−12	0.471	−0.0127	7700	200
〃	〃	0.159	〃	46700	1000	〃	〃	0.110	〃	8700	200
−1859	−12	0.170	−0.0119	8700	200	〃	〃	0.283	〃	17700	400
〃	〃	0.332	〃	17700	400	〃	〃	0.457	〃	26700	600
〃	〃	0.493	〃	26700	600	〃	〃	0.0960	〃	27700	600
〃	〃	0.156	〃	27700	600	〃	〃	0.269	〃	36700	800
〃	〃	0.318	〃	36700	800	〃	〃	0.442	〃	45700	1000
〃	〃	0.480	〃	45700	1000	〃	〃	0.0815	〃	46700	1000
〃	〃	0.143	〃	46700	1000	〃	−9	0.432	−0.0125	7700	200
〃	−9	0.467	−0.0118	7700	200	〃	〃	0.105	〃	8700	200
〃	〃	0.160	〃	8700	200	〃	〃	0.262	〃	17700	400
〃	〃	0.307	〃	17700	400	〃	〃	0.419	〃	26700	600
〃	〃	0.000330	〃	18700	400	〃	〃	0.0920	〃	27700	600
〃	〃	0.455	〃	26700	600	〃	〃	0.249	〃	36700	800
〃	〃	0.147	〃	27700	600	〃	〃	0.406	〃	45700	1000
〃	〃	0.295	〃	36700	800	〃	〃	0.0789	〃	46700	1000
〃	〃	0.443	〃	45700	1000	〃	−6	0.400	−0.0124	7700	200
〃	〃	0.135	〃	46700	1000	〃	〃	0.100	〃	8700	200
〃	−6	0.434	−0.0117	7700	200	〃	〃	0.244	〃	17700	400
〃	〃	0.151	〃	8700	200	〃	〃	0.388	〃	26700	600
〃	〃	0.287	〃	17700	400	〃	〃	0.0888	〃	27700	600
〃	〃	0.00461	〃	18700	400	〃	〃	0.232	〃	36700	800

第7表のつづき

G_5	G_3	h^*	coef. I	G_4	G_2	G_5	G_3	h^*	coef. I	G_4	G_2
−1659	−6	0.376	−0.0124	45700	1000	−1459	−3	0.184	−0.0129	17700	400
〃	〃	0.0768	〃	46700	1000	〃	〃	0.324	〃	26700	600
〃	−3	0.373	−0.0122	7700	200	〃	〃	0.0326	〃	27700	600
〃	〃	0.0970	〃	8700	200	〃	〃	0.465	〃	35700	800
〃	〃	0.229	〃	17700	400	〃	〃	0.172	〃	36700	800
〃	〃	0.362	〃	26700	600	〃	〃	0.313	〃	45700	1000
〃	〃	0.0860	〃	27700	600	〃	〃	0.209	〃	46700	1000
〃	〃	0.494	〃	35700	800	〃	0	0.314	−0.0127	7700	200
〃	〃	0.218	〃	36700	800	〃	〃	0.0450	〃	8700	200
〃	〃	0.351	〃	45700	1000	〃	〃	0.444	〃	16700	400
〃	〃	0.0749	〃	46700	1000	〃	〃	0.174	〃	17700	400
〃	0	0.349	−0.0121	7700	200	〃	〃	0.304	〃	26700	600
〃	〃	0.0939	〃	8700	200	〃	〃	0.0342	〃	27700	600
〃	〃	0.472	〃	16700	400	〃	〃	0.433	〃	35700	800
〃	〃	0.216	〃	17700	400	〃	〃	0.163	〃	36700	800
〃	〃	0.339	〃	26700	600	〃	〃	0.293	〃	45700	1000
〃	〃	0.0836	〃	27700	600	〃	〃	0.0234	〃	46700	1000
〃	〃	0.462	〃	35700	800	−1259	−12	0.382	−0.0149	7700	200
〃	〃	0.206	〃	36700	800	〃	〃	0.162	〃	17700	400
〃	〃	0.329	〃	45700	1000	〃	〃	0.365	〃	26700	600
〃	〃	0.0734	〃	46700	1000	〃	〃	0.146	〃	36700	800
−1459	−12	0.430	−0.0137	7700	200	〃	〃	0.348	〃	45700	1000
〃	〃	0.0412	〃	8700	200	〃	−9	0.347	−0.0144	7700	200
〃	〃	0.228	〃	17700	400	〃	〃	0.151	〃	17700	400
〃	〃	0.415	〃	26700	600	〃	〃	0.332	〃	26700	600
〃	〃	0.0256	〃	27700	600	〃	〃	0.136	〃	36700	800
〃	〃	0.212	〃	36700	800	〃	〃	0.317	〃	45700	1000
〃	〃	0.399	〃	45700	1000	〃	−6	0.318	−0.0140	7700	200
〃	〃	0.0100	〃	46700	1000	〃	〃	0.482	〃	16700	400
〃	−9	0.393	−0.0134	7700	200	〃	〃	0.141	〃	17700	400
〃	〃	0.0424	〃	8700	200	〃	〃	0.305	〃	26700	600
〃	〃	0.210	〃	17700	400	〃	〃	0.468	〃	35700	800
〃	〃	0.378	〃	26700	600	〃	〃	0.128	〃	36700	800
〃	〃	0.0284	〃	27700	600	〃	〃	0.291	〃	45700	1000
〃	〃	0.196	〃	36700	800	〃	−3	0.295	−0.0137	7700	200
〃	〃	0.364	〃	45700	1000	〃	〃	0.444	〃	16700	400
〃	〃	0.0143	〃	46700	1000	〃	〃	0.133	〃	17700	400
〃	−6	0.362	−0.0131	7700	200	〃	〃	0.282	〃	26700	600
〃	〃	0.0434	〃	8700	200	〃	〃	0.431	〃	35700	800
〃	〃	0.196	〃	17700	400	〃	〃	0.121	〃	36700	800
〃	〃	0.349	〃	26700	600	〃	〃	0.270	〃	45700	1000
〃	〃	0.0307	〃	27700	600	〃	0	0.275	−0.0135	7700	200
〃	〃	0.183	〃	36700	800	〃	〃	0.412	〃	16700	400
〃	〃	0.336	〃	45700	1000	〃	〃	0.127	〃	17700	400
〃	〃	0.0179	〃	46700	1000	〃	〃	0.264	〃	26700	600
〃	−3	0.336	−0.0129	7700	200	〃	〃	0.401	〃	35700	800
〃	〃	0.0443	〃	8700	200	〃	〃	0.116	〃	36700	800
〃	〃	0.476	〃	16700	400	〃	〃	0.252	〃	45700	1000

第8表

γ_5	γ_3	γ_2	γ_4
−5000	−46	200	9000
−4000	−44	300	12000
−3000	−42	400	15000
−2000	−40	500	19000
−1000		600	21000
		700	24000
		800	27000
		900	30000
		1000	33000
			36000
			39000

第7表までの試算は I* 分布の平均が正値であるケースを選んだが，それが負値であっても理論的整合性が失われることはない。そこで臨界所得分布の式を考察すると $|\gamma_3|$ を増加させることによって分布の平均値は減少することがわかる。従って，はじめに試みた γ_3 の領域をさらに拡張してみる。新しく試みる範囲は第8表のとおりである。全ケース (1980) のうちから，安定条件と $0<h^*<1$ (さきの範囲より広くとってある)] の条件に合格するケースは第9表に掲げるとおりでる。(ここには I*分布の平均も示してある。) これから，γ_5 が −2000 および −1000 のケースでは条件にかなうものが皆無であることがわかる。I*

第9表 ($0<h^*<1$ のもの)

Av. of Dist. $I^*<0$

γ_5	γ_3	h^*	coef. I	γ_4	γ_2	Av. Dist	γ_5	γ_3	h^*	cofe .I	γ_4	γ_2	Av. Dist
−5000	−47	0.0605	−0.000143	12000	200	−529	−5000	−40	0.9276	−0.0021	9000	200	406.7
〃	〃	0.6839	−0.000143	15000	300	−3821	〃	〃	0.7770	−0.0022	19000	400	336.4
〃	〃	0.2325	−0.000143	21000	400	671	〃	〃	0.6265	−0.0021	29000	600	266.17
〃	〃	0.8559	−0.000143	24000	500	5021	〃	〃	0.4760	−0.0021	39000	800	195.89
〃	〃	0.4045	−0.000143	30000	600	1871	−4000	−44	0.8017	−0.0016	19000	400	449.46
〃	〃	0.5764	−0.000143	39000	800	3071	〃	〃	0.5512	−0.0017	29000	600	297.00
〃	−45	0.0607	−0.000805	12000	200	−62	〃	〃	0.3007	−0.0016	39000	800	144.07
〃	〃	0.6438	−0.000805	15000	300	663	〃	−42	0.9687	−0.0023	9000	200	391.30
〃	〃	0.2211	−0.000805	21000	400	138	〃	〃	0.7392	−0.0024	19000	400	295.0
〃	〃	0.8049	−0.000805	24000	500	863	〃	〃	0.5095	−0.0024	29000	600	199.0
〃	〃	0.3821	−0.000805	30000	600	338	〃	〃	0.2800	−0.0024	39000	800	102.4
〃	〃	0.9659	−0.000805	33000	700	1063	〃	−40	0.8980	−0.0030	9000	200	294.1
〃	〃	0.5432	−0.000805	39000	800	538	〃	〃	0.6862	−0.0030	19000	400	223.8
〃	−43	0.6085	−0.001388	15000	300	376	〃	〃	0.4744	−0.0030	29000	600	153.5
〃	〃	0.2111	−0.001388	21000	400	897	〃	〃	0.2625	−0.0030	39000	800	83.3
〃	〃	0.7599	−0.001388	24000	500	485	−3000	−44	0.6175	−0.0032	19000	400	204.8
〃	〃	0.3625	−0.001388	30000	600	199	〃	〃	0.1340	−0.0032	29000	600	51.9
〃	−44	0.8662	−0.0011	19000	400	695.06	〃	−42	0.4440	−0.0043	9000	200	236.9
〃	〃	0.6972	−0.0011	29000	600	542.1	〃	〃	0.5329	−0.0043	19000	400	140.6
〃	〃	0.5281	−0.0011	39000	800	389.2	〃	〃	0.1219	−0.0043	29000	600	44.4
〃	−42	0.8190	−0.0016	19000	400	449.3	〃	−40	0.8279	−0.0050	9000	200	181.5
〃	〃	0.6598	−0.0017	29000	600	353.0	〃	〃	0.4705	−0.0051	19000	400	111.2
〃	〃	0.5005	−0.0017	39000	800	256.7	〃	〃	0.1131	−0.0051	29000	600	40.9

分布の平均が小さいのは γ_2 も γ_4 も比較的小なる場合，とりわけ平均が負領域に入るものは γ_2 が 200，γ_4 が 12000 のケースである。シミュレーションによって実測値に近い β を得るには，これらのケースの近傍を探索するのが適当である。そこで，パラメタの領域を狭めて第 10 表のとおりに定める。計算の結果前記の条件に適合するケースは第 11 表に示す。この中から，I* 分布

第10表

γ_4	γ_2	γ_3	γ_5
12000	200	−47.0	−5500
12100	203	−46.5	−5000
12200	206	−46.0	−4500
12300	209	−45.5	
12400	212	−45.0	
12500	215		
	218		

の平均が，(イ) −50〜−40 のもの，(ロ) −40〜−30，(ハ) −30〜−20，(ニ) −20〜−10，(ホ) −10〜0，(ヘ) 0〜10，(ト) 10〜20，(チ) 20〜30 のもの，それぞれの典型を選び，第12表に掲げる。これらのケースから試験的に与えた $\sigma=0.01$ のもとで昭和39年について $\hat{\mu}$ を計算すると第6図のとおりである。さらに，各ケースに対して，$\sigma=0.001\sim0.01$ の範囲で 0.001 きざみの σ に対して $\hat{\mu}$ を計算した結果の中から観測値，μ° に対する適合のよいものを $\hat{\mu}$ とともに記す（第13表）。このうち最良のケースについて，σ の初期値を，

第 11 表

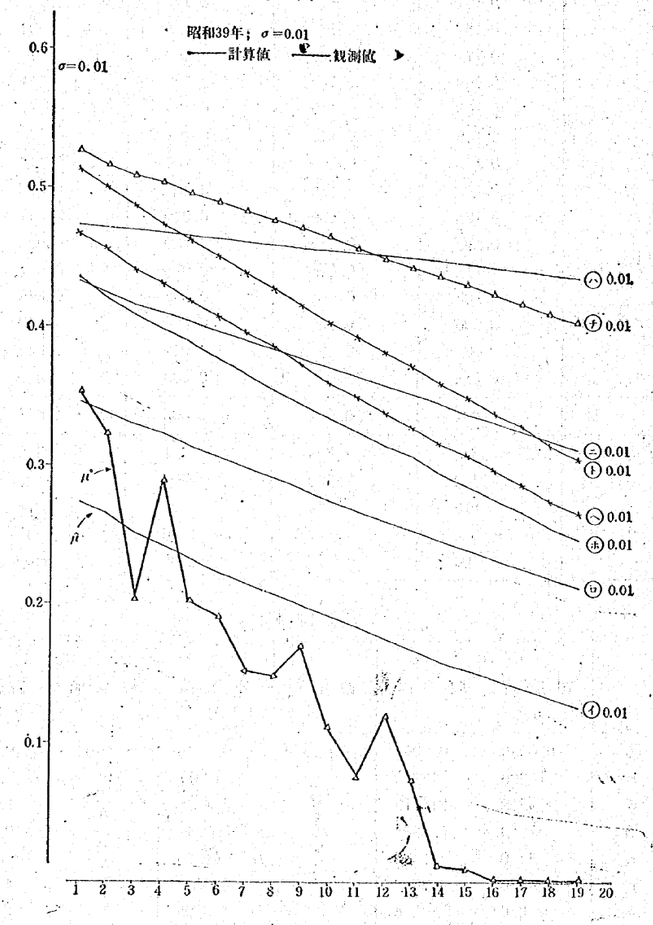
		h^*	Av. Dist	γ_4	γ_2			h^*	Av. Dist	γ_4	γ_2
	1	0.142	12.7	12,200	200		35	0.088	−26.7	12,200	206
(ハ)	2	0.138	−26.3	12,500	206		36	0.103	−9.1	12,300	209
	3	0.141	23.2	12,200	200		37	0.069	−50.7	12,400	209
	4	0.124	−41.0	12,400	203		38	0.117	8.5	12,400	212
	5	0.137	5.9	12,500	206		39	0.083	−33.2	12,500	212
	6	0.110	−45.2	12,300	200		40	0.122	−43.1	12,100	215
(ニ)	7	0.123	−15.1	12,400	203		41	0.103	−48.5	12,000	212
	8	0.134	15.1	12,500	206		42	0.121	−1.6	12,100	215
	9	0.110	−25.0	12,300	200		43	0.102	−19.9	12,000	212
	10	0.122	−2.8	12,400	203		44	0.119	10.2	11,100	215
	11	0.134	19.4	12.500	206		45	0.095	−31.0	12,300	212
	12	0.109	−13.2	12.300	200		46	0.101	−6.3	12,000	212
(ヘ)	13	0.121	4.4	12,400	203		47	0.118	15.9	12,100	215
	14	0.090	−37.3	12,500	203	(ロ)	48	0.077	−36.8	12.200	215
	15	0.133	22.0	12,500	206		49	0.094	−14.6	12,300	218
	16	0.136	−1.5	12,500	215		50	0.100	1.6	12,000	212
	17	0.125	−12.6	12,100	206		51	0.060	−40.1	12,100	212
	18	0.120	−30.6	12,400	212		52	0.117	19.1	12,100	215
	19	0.135	16.9	12.500	215		53	0.077	−22.5	12,200	215
	20	0.110	−27.0	12,000	203	(ホ)	54	0.094	−4.9	12,300	218
	21	0.124	3.16	12,100	206		55	0.053	−46.6	12,400	218
	22	0.104	−38.1	12,300	209						
	23	0.119	−8.0	12,400	212						
(チ)	24	0.133	22.2	12.500	215						
	25	0.109	−11.6	12,000	203						
	26	0.123	10.6	12.100	206						
	27	0.089	−42.0	12,200	206						
	28	0.103	−19.8	12,300	209						
	29	0.118	2.4	12,400	212						
	30	0.084	−50.2	12,500	212						
	31	0.132	24.6	12,500	215						
	32	0.108	−2.6	12,000	203						
(イ)	33	0.074	−44.2	12,100	203						
(ト)	34	0.122	15.0	12,100	206						

			きざみ
γ_4	12000〜	12500	100
γ_2	200〜	220	3
γ_3	−47〜	−45	0.5
γ_5	−5500〜	−4500	500
イ	−50〜	−40	
ロ	−40〜	−30	Av. of Dist の Class
ハ	−30〜	−20	
ニ	−20〜	−10	
ホ	−10〜	0	
ヘ	0〜	10	
ト	10〜	20	
チ	20〜		

第 12 表

	(イ)	(ロ)	(ハ)	(ニ)	(ホ)	(ヘ)	(ト)	(チ)
γ_4	12100	12200	12500	12400	12300	12400	12100	12500
γ_2	203	215	206	203	218	203	206	215
γ_3	−45	−45.5	−47	−46	−45	−45	−45	−46
γ_5	−5000	−4500	−5500	−5500	−4500	−5500	−5000	−5000
I* 分布平均	−44.2	−36.8	−26.3	−15.1	−4.9	4.4	15.0	22.2

第 6 図



0.003，0.004，0.005 の三通りに与えて，$d=\Sigma(\hat{\mu}-\mu^{0})^2$ を極小にするようにニュートン法によりパラメタの精度を高める。[11] シミュレーションのステップを 10 ステップにとり，到達したパラメタの値は第 14 表に示す通りである。パラメタが初期値から収斂値へ変化するにつれて有業率の理論値

注 (11) ニュートン法については文献（4）を参照。

第 13 表

㋑～㋭のケースを $\sigma=0.001$～0.01 の範囲で $\hat{\mu}$ を求めたものの中で fit のよいものを記す。　昭和39年

	㋺	㋩	㋥	㋭	㋬
$\hat{\mu}$ の値	0.255	0.254	0.284	0.332	0.335
	0.243	0.234	0.263	0.306	0.279
	0.229	0.214	0.241	0.278	0.223
	0.219	0.200	0.224	0.256	0.182
	0.208	0.185	0.206	0.233	0.144
	0.197	0.176	0.191	0.213	0.114
	0.187	0.163	0.175	0.194	0.087
	0.177	0.151	0.160	0.174	0.065
	0.168	0.141	0.147	0.158	0.049
	0.158	0.127	0.133	0.141	0.034
	0.149	0.117	0.121	0.126	0.025
	0.141	0.106	0.109	0.112	0.017
	0.132	0.099	0.099	0.099	0.011
	0.125	0.089	0.089	0.087	0.008
	0.118	0.082	0.080	0.077	0.006
	0.111	0.075	0.071	0.067	0.003
	0.103	0.068	0.063	0.058	0.002
	0.096	0.059	0.056	0.050	0.001
	0.089	0.052	0.049	0.043	0.001
	0.015	0.04	0.002	0.001	0.000
σ	0.003	0.001	0.003	0.004	0.002
I* 分布の平均	−36.8	−26.3	−15.1	−4.9	4.4
γ_4	12200	12500	12400	12300	12400
γ_2	215	206	203	218	203
γ_3	−45.5	−47	−46	−45	−45
γ_5	−4500	−5500	−5500	−4500	−5500

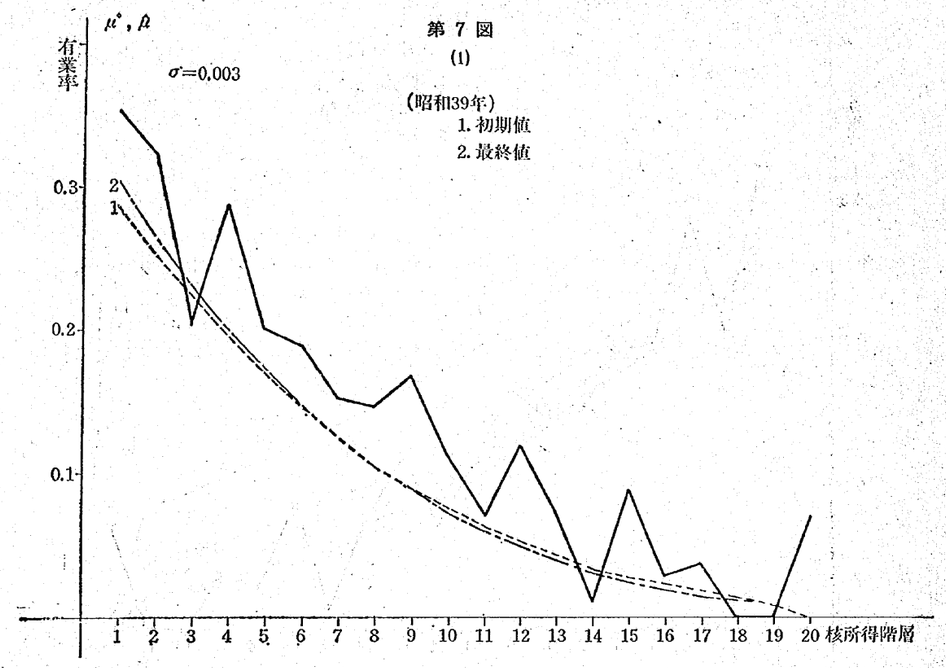
第 14 表

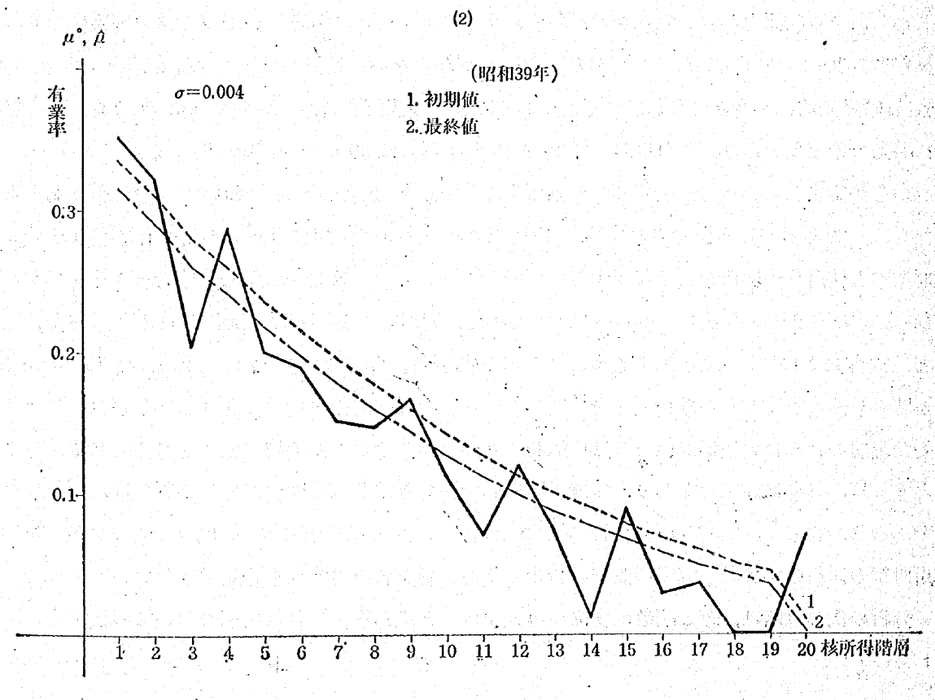
	(1) 初期値 A	(1) 収斂値 B	(2) 初期値 A	(2) 収斂値 B	(3) 初期値 A	(3) 収斂値 B
0	0.0030	0.0067	0.0040	0.0043	0.005	0.0109
γ_4	12300	12206	(1)Aにおなじ	12317	(1)Aにおなじ	12132
γ_2	218	214.19		218.61		217.15
h	1/3	0.3333		0.3347		0.3455
γ_3	−45.0	−41.65		−44.50		−37.64
γ_5	−4500	−4476.3		−4505.0		−4457.2
n_2	−2.0	−1.8		−2.06		−2.14
d	0.045	0.044	0.034	0.0256	0.1225	0.020

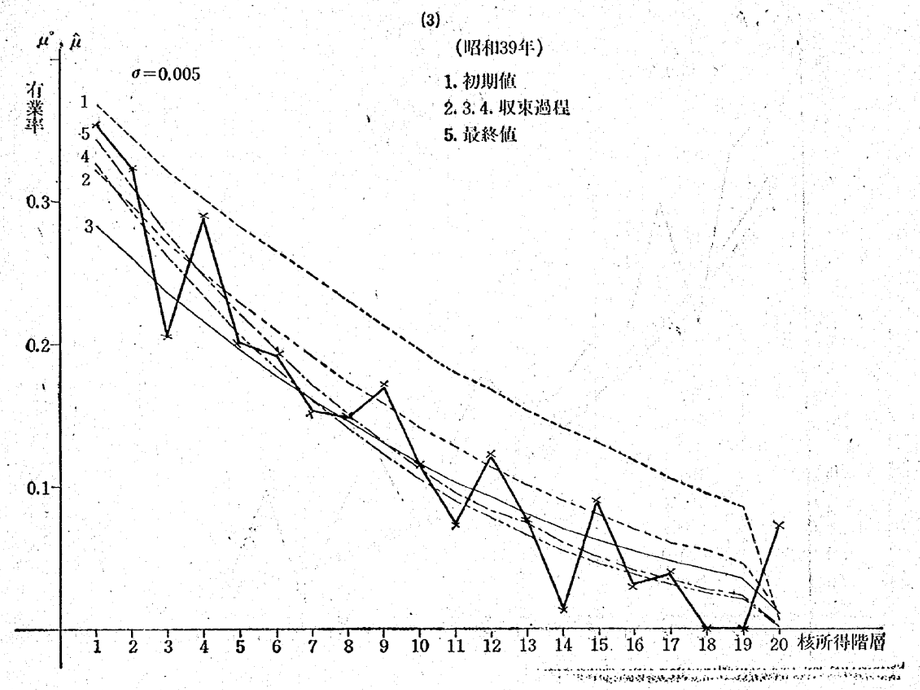
$\hat{\mu}$ が観測値 μ° に接近する状況は第7図(1)～(3)に示すとおりである。(2)ないし(3)が良好な適合を示している。

パラメタの推定結果は昭和39年の有業率の横断面資料については概して満足のようにみられる。

第 7 図







しかし，この結果をわれわれはなお最終的なものとして受け容れるにはパラメタの安定性を他の観測年度（昭和38, 37, 36年）について吟味しなければならない。選好パラメタの推定値のうち γ_1, γ_3, γ_5 は時系列的に不変という仮説にもとづいて4年間の観測資料から求められたのであって，年度に共通の推定値である。これに対して γ_2 と γ_4 および σ は39年の観測値に対するシミュレーションから決定された。所得と余暇の限界効用曲線の截片 γ_2 と γ_4 が各年において一定不変の値をもつならば，39年資料から決定された第14表所掲のパラメタ推定値は全観測年度の有業率の横断面的有業率と核所得の関係をよく説明するはずである。この点を検討するため，適合度の最良である第14表(3)のパラメタセットを36～38年の各年度に適用して有業率の理論値を求める計算を行なうと，37年において，$u<0$ が発生することが知られる。これは明らかに，γ_2 と γ_4（或いは σ も）が時系列的に安定していないことを示唆している。両者が時系列的に変化するからには，その体系的な説明のために習慣形成による選好関数の変位を導入するのが適切であると考えられる。そうだとすれば，さきに述べたとおり，核所得階層間で限界効用曲線に変位があると見なければならないであろう。従って，昭和39年資料に対して推定した γ_5 の推定値（ニュートン法による）が，限界効用曲線の傾斜の中に階層間での曲線の截片の差の影響を含む可能性を否定できない。

分析の次の段階は，選好関数に変位を導入することである。これは次稿において考察することとしたい。

文　　献

1. Douglas: Theory of Wages.
2. Frisch: The New Methods of Measuring Marginal Utility.
3. Houthakker and Taylor: Consumer Demand in the United States, 1929～1970. (黒田，西川，辻村訳：消費需要の予測)
4. 岩田暁一，黒田昌裕：「最適値探索プログラム；Fortran II による計算プログラムシリーズ(6)」三田商学研究第11巻3号
5. 景気変動と就業構造；企画庁研究所シリーズ第2号
6. Tsujimura and Sato: Irreversibility of Consumer Behavior in Terms of Numerical Preference Fields; Review of Economics and Statistics, vol. 46.
7. Wold: Demand Analysis.
8. 小尾：女子有業率に与える人口学的因子の影響について（企画庁経済研究所調査研究資料〈謄写〉）