Title	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
Sub Title	Foundations of the quantitative of approach in income, wages and employment
Author	小尾, 恵一郎
Publisher	慶應義塾経済学会
Publication year	1958
Jtitle	三田学会雑誌 (Keio journal of economics). Vol.51, No.8 (1958. 8) ,p.683(29)- 710(56)
JaLC DOI	10.14991/001.19580801-0029
Abstract	
Notes	論説
Genre	Journal Article
URL	https://koara.lib.keio.ac.jp/xoonips/modules/xoonips/detail.php?koara_id=AN00234610-19580801-0029

(46) H. Mitteis, ibid., S. 44.
(47) H. Mitteis, ibid., S. 81.
(48) ἄρχοντες (L. Schmidt, Geschichte der Wandalen. S. 34.) Principes, satrapae. (H. Mitteis, ibid., S. 80.)——Sachsen.
(49) Migne, ibid., P. 654.
(50) Migne, ibid., P. 660. Anno DCXL.
しかし伯は裁判の機能をも失っておらずアイヌルフ伯がアルビオデル村の裁判でエルメンフレドゥスなる者によって殺されている(Ermenfredus……Aenulfum comitem in Albiodero vico in mallo interfecit. Migne, ibid., P. 658.) ことからも立証できる。(六四〇年)
(51) Erich Frhr. v. Guttenberg, ibid., S. 118.
(52) Samuel Dill, Roman society in Gaul in the merovingian age. P.140.
(53) Samuel Dill, ibid., P. 141.
(54) O. M. Dalton, The history of the Franks. Volume I. P. 160.
(55) Pagenses は civitas の住民でありまたその領域は伯の支配にある。(Samuel Dill, ibid., P. 141.)
(56) Erich Frhr. v. Guttenberg, ibid., S. 119.
(57) Erich Frhr. v. Guttenberg, ibid., S. 120.
(58) H. Mitteis, ibid., SS. 44-45.
(59) Erich Frhr. v. Guttenberg, ibidem., SS. 120-121.
(60) Erich Frhr v. Guttenberg, ibidem. S. 122.
(61) ibidem. S. 122.
(62) ibidem. S. 122.
(63) Karl Jakob, Quellenkunde Erster Band. S. 108.
(64) Erich Frhr. v. Guttenberg, ibidem. SS. 122-124.
(65) ibidem. S. 124.
(66) Migne, ibidem. P. 674. Fredegarii scholastic chronicum continuatum. Pars secunda.
(67) Erich Frhr. v. Guttenberg, ibidem. S. 124.
(68) ibidem., SS. 125-127.
(69) Dronke, Codex. Nr. 87.
(70) F. Lütge, Agrarverfassung. S. 28.
(71) MG. SS. I. S. 32 (XV).
(72) Erich Frhr. v. Guttenberg. S. 129.
(73) 例えば六世紀の Auvergne では einheimische Große がほとんどもっぱら Comes-Amt の所有者としてあらわれる。(ibidem. S. 119.) これらの人々は王の奉仕や土地所有を基礎にしていた。(S. 112.)
(74) ibidem. S. 128.

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[1]——

小尾恵一郎

Ⅰ 問題の所在と分析の焦点

この稿は家計の労働供給機構の理論および計測に関する研究（文献12・13・15）の続篇をなすものである。

1・1 労働供給分析と雇用〜賃金決定機構の分析

雇用量（および賃金）の決定とその変動の機構を説明するために、賃金〃水準〃と社会の総需要および供給労働量との関係を示す総計

量としての労働需要曲線と、総計量としての労働供給曲線を用いるのは伝統的な手法であった。この図式では社会の（平均的）〃賃金水準〃が用いられるから、経済体系の運行に基本的役割を演ずる賃金格差の現象は分析の背後に押しやられてしまうことになる。わけても我が国に見られるように産業間にそしてまた同一産業の中に於ても企業規模間に広汎な賃金格差の存在する体系では、前記の分析法は有力とはいい難いものがある。産業・規模別賃金格差の存在することが、雇用量と相俟って所得量および分布の決定要因をなし、ひいて（有効）需要量とその産業別分布に最終的に影響するのであるから、同一の賃金水準に対しても各産業の賃金格差が変化すれば、雇用量に変化の起る可能性のあることは直ちに指摘される。逆に需要の産業別規模別分布は、企業の労働需要機構を媒介として、また賃金格差生成の要因をなすのである。実際、雇用～賃金現象において賃金格差がかように基本的重要性をもつことが認識されてより、近来経験的事実に基く諸家のすぐれた考察がなされて来たのは周知の通りである。(2)

さきに賃金格差の生成機構分析が行われた際、（工業）賃金水準に最低限界のあることが見出され、この最低限界を画する要因は労働供給側の事情でなければならぬと考えられるに至って、我々は積極的な労働供給分析への要請を見たのであった。(3) また近来雇用現象分析の手掛りとして労働需給の交点上に表われた量としての労働力率分析が進展の途上にあるが、(4) 労働供給機構は労働力率変動（特に性・年齢別）の背後に潜在してその変動の限界を規制するものであることも指摘されねばならない。

賃金～雇用～所得決定機構の中で斯様に基本的要因をなす労働供給機構の分析は、供給の主体を家計と見做すことによって、有効な分析の進展が可能となる。賃金決定機構の中で、家計が労働供給の主体（単位）として重要な役割を果たすこと（およびその経験的根拠）は、夙に **P. H. Douglas**（**文献2a**）および有沢教授（**文献4**）に依り指摘されている。なかんずく勤労者世帯家計調査特別集計に於て、より大なる世帯主所得階層に於ける程、家計内有業率の低下する傾向のあることが、教授に依て指摘されているが、この事実はダグラス計測（第一表）と相補的に整合するものであり、本稿計測の基礎をなしている。いうまでもなく自家労働家計（農業をふくめて）の供給行動は、とりわけわが国の雇用構造と機構の分析に於て重要である。本稿の供給分析は一般的定式化として自家労働家計をも含めて出発し（**文献12・13**）分析の進展と共に漸時焦点は適切な集計方法に基く前記家計調査資料所収の家計型にしぼられた。

さきに、**文献12・13**に於ては家計の余暇～所得の選好に関する選好場を設定し、その gain を極大ならしめるような労働供給量のスケデュルが、〔自家営業家計ならば その所得造出能力を パラメタと して、勤労家計ならば家計の主たる収入者（家計核とよぶ）の収入を パラメタとして〕導出された。

これらの分析の結果、社会の総計量としての労働供給（スケデュル）量は、雇用機会が、如何なる潜在的所得稼得能力をもつ家計の、如何なる構成員に対して開かれているか、に依存することが見出された。従ってまた供給―需要で定義される失業量も亦上記の事情を一義的に指定しておかなければ規定し難いものであることが示されるのである（**文献15**）。

1・2　家計行動理論のための労働供給分析

家計の労働供給行動はまた、所得造出行動に他ならない。家計は本来所得の造出と処分を行う主体であるが、従来家計行動の分析は所得量を所与とした場合の（特定価格体系の下で）所得処分行動の解明に焦点が集められて来たように見られる。家計の所得量が家計によって如何に決定されるかという機構の分析は、**R. Frisch**（**文献2b**）がパレト図式に基いて独自な展開を示して以来、積極的に考察されることがなかったと考えられる。この稿の主題となる家計の労働供給分析はただちに家計の所得造出行動機構の分析でもある。

1・3　所得の成長および循環過程における供給曲線の不可逆性

以下の分析に於ては家計の労働供給函数の計測と余暇～所得選好場のパラメタ推定を行うが、最終計測に至るまでにいくつかの予備的計測が行われた（§2.4～2.7）。Ⅱの予備的諸計測結果の考察に基き選好場に変位が導入されねばならぬことが知られたので、§3.1～3.4では選好場へ変位（習慣形成）が導入され供給函数と共に選好場パラメタ（変位パラメタを含む）が計測される。計測結果は習慣形成を負の所得ポテンシァルと解することにより予備的計測結果と整合することが示される。又計測値の普遍性について検証が行われる。（§3.2～3.4）

選好場パラメタの計測結果によれば、選好に変位の起る場合（習慣形成を伴う場合）の家計の労働供給行動と、変位の起らぬ場合の供給行動とが分離され、供給曲線の不可逆性が示される。(5)（§3.3）

（1）　本稿における計測作業および、本稿の計測に至るまでの予備的諸計測に於て、経済学部佐藤保氏は終始多くの協力を与えられたことに謝意を表させて戴きたい。

（2）　農・工業間格差については梅村又次氏（**文献5**）の分析、工業内部に関しては、佐々木・孫田両氏（**文献7**）による分析参照。

（3）　賃金格差生成機構については辻村氏の分析（**文献10**）および筆者による分析（**文献14**）参照、賃金の最低限界を供給側より解明した分析は（**文献11**）参照。

（4）　性年齢別有業率変動については佐々木氏（**文献8**）の詳細な分析を参照。

（5）　家計の消費行動に関する習慣形成は辻村氏による広汎な計測結果に於て、既にその存在は疑う余地ないものと見られている（**文献9**）。

II　労働供給函数の計測

2・1　計測における資料の問題

以下の計測に使用される資料は世帯主所得階層別家計調査資料である。家計調査資料（FIES）の一般集計は実収入階層又は消費支出階層別であって、前記の集計はわずか一九五四年九月分あるのみである。この事は我々の計測を著しく制約したが、さいわい厚生省社会保障調査資料（昭和三十一年）が世帯主所得階層で再集計されたので（昭和同人会）両資料から二時点における供給函数パラメタを計測しこれを用いて選好場パラメタの計測が可能となった。

我々が世帯主所得階層資料を採るのは次の如き理由に基く。第一表は P. H. Douglas による計測結果であるが（文献2a）、年齢階層別有業率と、成人男子賃金の相関は老少年層に於て顕著に高く、主たる収入者たるべき年齢層の有業率は賃金に対して有意に反応しないことが示されている。同時に、第3表a前記 FIES 特別集計結果は、世帯主所得の大なる階層ほど家計内の有業者の割合の減少することを示している。この両資料を整合的に説明するには、家計の有業率は、家計内の主たる収入者の所得によって影響され、主たる収入者の収入の増加（減少）と共に他の家計構成員は労働市場から引上げ（放出され）、その順位はまず老少年層が優先するという機構が考えられねばならない。これは直ちに第一表の各年齢層の個体が家計という行動単位により結合された相互従属的な行動をなすということすなわち供給行動の主体は家計であることを意味するものに他ならない。

併し乍ら一方、実収入階層資料によれば、第三表と異なって有業率は階層と共に何等の傾向を示さないのが一般である。FIES の世帯主階層資料および厚生省資料の他にダグラス資料と整合し、かつ有業率に関する systematic な変化の一般性を裏付ける第三の資料は第3表である。これらの資料によれば我が国 FIES 特別集計（一九五四年）の特性は、合衆国の一八七五年に遡って確証されるものであることが、明らかとなったのである。従って、実収入階層別資料との不一致の理由は明瞭であろう。家計の労働供給行動の主たる収入者（家計核）の収入が外生的要素として働き、この値に適応して家計はまず家計の他の構成員の有業率を決定し、従って家計の総実収入が決定されるという機構が働くから、もし実収入階層で層化するならば、事象の因果を逆に追うこととなり、資料は管理（コントロール）されないこととなる。後者ではむしろ有業率高きが故に実収入総額が大であるという序列が現われてくるといわねばならない。即ち、少なくとも労働供給現象の分析――供給函数計測――を行う場合の資料には、現象の causal order を追う世帯主階層資料の使用が要請されるのである。

第 1 表

性・年齢別群毎の，雇用されているものの割合と成人実質賃金との相関係数の値（合衆国41都市について）

年齢群	男　子	女　子
14	−0.66	−0.53
15	−0.65	−0.45
16	−0.50	−0.20*
17	−0.32	−0.01*
18〜19	−0.31	+0.02*
20〜24	−0.28*	−0.23
25〜44	−0.16*	−0.52
45〜64	−0.28*	−0.56
65以上	−0.48	−0.63

＊印は95％水準で有意でない。

第 2 表

1875 年 Massachusetts の家族の有業率と父の賃金年額

Trades	Father's Yearly Wages	(1) Number in Family	(2) Wife & Children Working	(2)/(1)
Skilled workshop handecraftsmen	752.36	4.75	0.25	0.053
Metal workers	739.30	4.50	0.33	0.073
Building trades	721.32	4.50	0.33	0.073
Teamsters	630.02	5.20	0.50	0.096
Mill operatives	572.10	5.00	1.00	0.200
Shoe and Leather workers	540.00	4.75	1.00	0.211
Average of these six groups	659.18	4.83	0.57	
Metal workers' laborers	458.09	5.50	1.13	0.205
Workshop laborers	433.06	5.90	1.10	0.186
Out door laborers	424.12	6.50	1.33	0.205
Mill laborers	386.04	6.75	1.50	0.222
Average of these four groups	425.32	6.16	1.25	

S & B Webb: Industrial Democracy 641 頁所載の表より作製。Father's yearly Wages の大きい家計ほど家計の有業率（(2)/(1)）は減少することが知られる。これは家計調査資料第3表a，b，c，と全く同じ傾向である。

2・2　計測の基本方針

供給函数計測に際して、二つの接近が考えられる。一つは、理論的模型を構成することなく、観測される資料によりよく当てはまるような種々の函数形を単純な経験的試行をくり返すことによって選ぶ方法である。これによれば、供給量に影響を与えそうな独立変数の種類や函数形を思いつくままに数多く数え上げることが出来るわけである。例えば、線型式よりも高次式の方が又独立変数一個よりも多数個の方が他の条件にして一定なる限り必ずよい近似を与えることが出来るということになるが、併し斯様な方法は、体系的な計量分析を進行せしめる上には効率の低いものであろう。

仮説と経験的事実とを一層明確な形で対比せしめ、対比によって仮説の棄却、採択又は修正への道を開くために、我々はまず、家計の効用指標函数に関する仮説を設定し家計の gain を極大ならしめる家計行動図式を用いて、自律的供給函数を導出するという順序を踏む。

2・3　理論模型（その一）

(イ)2・2の経験的事実（Douglas, Webb の資料、FIES 特別集計、等）に基いて次の公準を設ける。

(1)　労働供給の主体は家計である。

(2)　家計は余暇および所得処分に関する選好場をもち、その gain を極大ならしめるように両者の選択を行う。

家計の労働供給行動の理論模型を摘記すれば次の如くである。〔なお、（文献12・13・15）参照〕家計の効用指標函数を

(1)　$\omega=\omega(X_1, \cdots\cdots X_n, N\Lambda)$

但し $\begin{cases} X_i(i=1, \cdots\cdots n) & i\text{ 財の購入量（貯蓄を含む）。} \\ N: & \text{家計人員}\times 24\text{ 時間} \\ \Lambda: & \dfrac{1}{N}\times\text{（家計構成員の非労働時間）、即ち余暇（率）} \end{cases}$

ここに余暇とは家計構成員が所得稼得のため拘束される時間以外の全時間をさす。

総所得 $\mathring{I}$ は、主たる収入者の所得 I（核所得）及び非核所得の和として、

(2)′　$\mathring{I}\equiv I+WN\mu$

但し W：非核収入率，$\mu\equiv 1-\Lambda$（就業率）

所得処分の恒等式は

(3)　$\mathring{I}\equiv\sum_{i=1}^{n}p_iX_i$　但し p_i は X_i の価格

(2)と(3)を結べば、

(4)　$I+WN\mu\equiv\sum_{i=1}^{n}p_iX_i$

扨て家計調査資料からは、労働時間を知りえないので供給量の次元は man hour でなく man（人員）単位を採らねばならない。どの家計でも、家計核と identity される資料上の世帯主は有業者であるから以下余暇～所得選択に関する家計の供給行動機構は、非核構成員に関するものとして述べられる。従って(1)式のNは非核構成員に関する値と考えよう。併し核は有業者であるから、余暇 NΛ は非核に関するものであると同時に家計全体に関するものに等しいことになる。man の次元に関する Douglas および Webb の資料や FIES 資料の示す事実に依って、非核構成員の労働供給行動に於ては、その収入率と共に核所得も亦先決変数として扱うことが出来る（Nは先決変数として扱われる）。そこで(4)の制約の下に(1)を極大ならしめる X_i および Λ は周知の限界効用均等法則を満足させねばならない。即ち

(5)　$\dfrac{\partial\omega}{\partial X_1}/p_1=\dfrac{\partial\omega}{\partial X_j}/p_j=\dfrac{\partial\omega}{\partial N\Lambda}/W$　$(j=2, 3, \cdots\cdots n)$

(5)と(1)から N, I, W, p_i をパラメタとして ω を極大ならしめる X^*_i, Λ^* が解かれる。

(6)　$X_i^*=X_i(N, I, W_1, p_1, \cdots\cdots p_n)$　（財の需要方程式）

(7)　$\Lambda^*=\Lambda(N, I, W, p_1, \cdots\cdots p_n)$　（労働供給函数）

$\mu^*\equiv 1-\Lambda^*$ なる関係から余暇の需要函数即ち(7)式は家計の労働供給函数に他ならない。

家計所得を所与とした場合の各財への需要量が導かれるのが通常であるが、(6)式は、所得決定機構を含むという意味に於てより一般的な家計の需要方程式である。すなわち(6)(7)の X_i^* Λ^* を用いれば家計の稼得する総所得量は

(8)　$\mathring{I}^*=WN\mu^*+I$　$(\mu^*\equiv 1-\Lambda^*)$…（所得決定方程式）

として求められる。

(ロ)　選好場形態の特定化

余暇・所得選好場の近似として(1)の ω 函数に対数線型函数を採る場合と二次形式を用いる場合を考察する。

アプロウチの現代階に於ては(1)式の X_i を

(9)　$X=\dfrac{1}{P}\sum p_iX_i$　（P：deflater）

として定義しXとNΛの選好を扱う。選好函数は従って次の如く表わされる。

(10)　$\omega=a\cdot X^i(N\Lambda)^\eta$　（対数線型選好場）

（ここに a, i, η は常数である）。

(11)　$\omega=\gamma_1X^2+\gamma_2X+\gamma_3X(N\Lambda)+\gamma_4(N\Lambda)+\gamma_5(N\Lambda)^2$

（γ_i 常数）（二次形式選好場）

計測は、はじめ対数選好場(10)に関して行われたが、次項に述べるように二次形式(11)が一層良好な近似を与えることが見出されたので主な計測は(11)に基いて行われる。

2・4　準備計測（その二）――対数線型選好場による近似――

選好場(10)に基き供給函数(7)を μ について導けば、

⑿ $\mu=\frac{i}{i+\eta}-\frac{\eta}{i+\eta}\frac{I}{WN}$ ……（供給函数A）

$(i>0,\ \eta>0)$

μ：有業率，I：核所得，W：非核収入率，N：非核家計人員

第一図は家計調査資料による μ と $\frac{I}{WN}$ の関係である。プロットは右下り傾向を示し、⑿式と整合的であるが、これらのプロットをより狭い階層で群別することによって、階層（2・3）（4・5・6・13）等を各々一群として右下りの直線関係の変位を見出せるかもしれないと思われる。試みに（4・5・6・13）について供給函数をあてはめると、係数 $\frac{\eta}{i+\eta}$ は、0.675 と計測され相関係数は 0.95 という結果を得る。又階層（2・3）で係数を決定すると $\frac{\eta}{i+\eta}$ は、1.095 となる。もしこのことから母集団に於ても群毎の関係Aが常数項及び勾配に於て変位（増加）するのだとしたならこれを説明する要因としてまず労働時間の問題が考えられよう。即ち、一つの考え方は man-hour の次元に関して選好函数 $\omega=X^{i}(NAh)^{\eta}$（h：N 1単位の労働時間）が存在し、man-hour 資料を得たときに供給函数Aは高い近似度をもつという考え方である。家計の供給行動の man-hour（人員×時間）について A 式が高い近似を与えたとしよう。即ち、

(イ) $hN\mu=\alpha N-\beta\frac{I}{W}$ （h：N 1単位当り労働時間）

$$\alpha\equiv\frac{i}{i+\eta},\quad \beta\equiv\frac{\eta}{i+\eta}$$

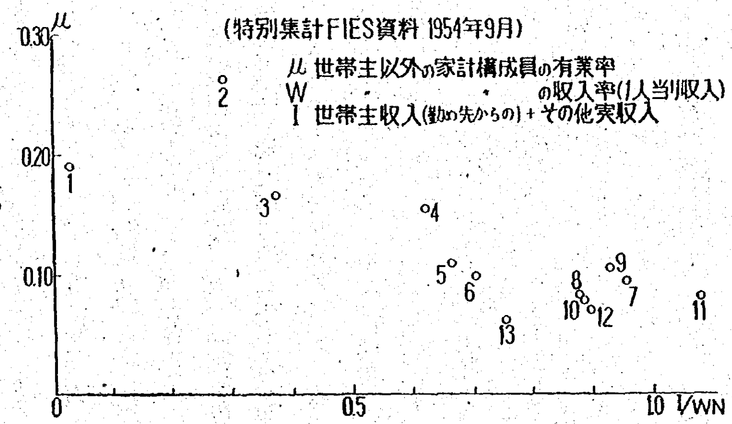
これに対して観測される量は man-hour でなく man であるから次の関係で表わされる。

(ロ) $N\mu=\frac{\alpha}{h}N-\frac{\beta}{h}\frac{I}{W}$ or $\mu=\frac{\alpha}{h}-\frac{\beta}{h}\frac{I}{WN}$

即ち man（人員）次元の資料から求められた常数は α/h と β/h であって、階層の上昇と共に h が減少するならば、観測される事実（截片と勾配の増加）と整合することになる。勾配平均を用いて截片を計算すると（2～3）階層で $\frac{\alpha}{h}=0.499$ (4, 5, 6, 13) 階層で 0.706 となり、(4, 5, 6, 13) 階層の労働時間を1として (2, 3) 階層のそれは 1.416、試みに第一階層（截片 0.216）を求めると実に 3.270 となる。併し乍らこの推論は、労働時間資料を欠くので未だ

第 1 図

(12) 式のための資料



確認され難い。また変位の要因として次のような可能性もある。即ち、選好場は階層の比較的狭い範囲に於ては i, η を常数とする対数線型選好場で近似されるが、他の範囲に於ては相異なる常数をもつという事も考えられる。これは ω 函数に〃可変弾力性〃を附与す

第 3 表 a　世帯主収入と家計の有業率（家計調査資料 1954年特別集計より作成）

階層番号	核収入 I	非核収入率 W	非核人員 N	非核有業人員 $N\mu$	非核有業率 μ	$NA\equiv N-N\mu$	世帯数
1	2604	6690	3.63	0.69	0.1901		99
2	7882	6214	3.47	0.91	0.2622	2.56	127
3	11814	7771	3.48	0.58	0.1667	2.90	265
4	14955	6436	3.54	0.55	0.1554	2.99	446
5	19043	7300	3.73	0.41	0.1099	3.32	358
6	22913	8157	3.81	0.38	0.0997	3.43	353
7	26834	6746	4.00	0.37	0.0925	3.63	235
8	31336	8312	4.16	0.34	0.0817	3.82	159
9	35255	8663	4.22	0.44	0.1043	3.78	116
10	38888	10176	4.26	0.34	0.0798	3.92	68
11	41987	8946	4.30	0.35	0.0814	3.95	43
12	46644	12060	4.27	0.30	0.0703	3.97	30
13	51063	14854	4.52	0.28	0.0619	4.24	25
14	54415	3276	4.08	0.17	0.0417	3.91	12
15	59935	6233	3.60	0.30	0.0833	3.30	10

核収入：　勤め先からの世帯主収入＋その他実収入
非核収入率：　世帯主以外の家計員の（1人当り）収入
非核人員：　世帯主以外の家計人員（家計人員－1）

第 3 表 b　世帯主収入と家計の有業率

A 地 区　（厚生省資料再集計結果(昭和同人会)より作成）

世帯数	N+1 世帯人員	$N\mu$ 有業人員	μ 非核就業率	I≡核所得＋その他実収	非核収入率 W	I/W	核所得	その他実収
222	4.135	1.414	0.10012	10055	11126	0.90372	106	9949
44	4.091	1.614	0.15009	7385	3203	2.30570	3875	3511
117	4.205	1.761	0.18098	8659	3577	2.42054	6316	2342
145	4.338	1.938	0.21623	11095	3972	2.79332	8578	2517
191	4.272	1.623	0.14583	14518	4803	3.02287	11080	3438
156	4.038	1.506	0.12531	16117	4180	3.85584	13556	2561
210	4.443	1.624	0.14045	18120	4583	3.95413	15940	2180
134	4.276	1.463	0.10828	21441	5118	4.18979	18656	2785
135	4.467	1.452	0.10119	24116	3903	6.17810	21012	3104
83	4.590	1.361	0.07860	26124	5281	4.94714	23572	2552
68	4.456	1.412	0.09246	29243	5409	5.40665	26052	3190
41	4.634	1.268	0.05783	31825	7544	4.21859	28716	3073
37	4.432	1.405	0.09138	33014	3476	9.49649	30750	2263
24	4.417	1.458	0.10369	38423	8662	4.43567	33966	4457
17	4.529	1.235	0.05189	41327	4640	8.90676	35974	5353
12	4.917	1.167	0.03396	39290	15000	2.61933	38278	1012
14	4.729	1.250	0.05287	56279	14137	3.98105	52500	3779

第 3 表 c　世帯主収入と家計の有業率

B 地 区　　(bと同じ)

世帯数	N+1 世帯人員	Nμ 有業人員	μ 非核就業率	L≡核所得+その他実収	非核収入率 W	I/W	核所得	その他実収
80	4.200	1.375	0.0829	11953	10255	1.16558	1860	10093
13	4.539	2.077	0.23728	6553	3784	1.73177	3694	2859
34	4.059	1.794	0.19565	9810	3811	2.57413	6068	3727
33	3.818	1.788	0.20635	11460	5422	2.11361	8594	2866
38	4.605	2.053	0.22856	13581	3750	3.62170	11168	2413
42	4.214	1.714	0.16949	15740	6594	2.38702	13401	2339
53	4.604	1.642	0.13934	17966	5802	3.09652	15913	2053
42	4.381	1.548	0.12499	20324	6495	3.12918	18525	1799
37	4.351	1.622	0.14285	24847	7833	3.17209	20983	3864
25	4.760	1.640	0.13445	26028	6693	3.88884	23732	2296
25	4.720	1.360	0.07627	28265	8093	3.53701	25902	2363
33	4.758	1.546	0.11466	30266	6800	4.45089	28670	1569
26	4.346	1.039	0.00886	33116	20031	1.65324	31340	1776
26	5.115	1.539	0.10527	36695	7922	4.63204	33844	2851
21	4.810	1.333	0.06930	38581	3257	11.84556	36049	2532
14	5.071	1.143	0.02818	44928	4497	9.98622	38645	6283
29	4.724	1.276	0.05840	52598	7046	7.46494	49803	2795

ることに他ならず、そのような場合は選好場を二次形式の ω によって近似することが出来る。

2・5　準備計測（その二）——二次形式選好場による近似——

2・4の計測結果に基き二次形式選好場に依る結果を摘記すれば次の通りである。この項の計測に於ては選好函数(11)のXに家計人員単位当り量を、$N\Lambda$ の代りに Λ を採る。又 μ は家計の（核および非核）平均有業率である。供給函数は次の形に導かれる。

(11′)　$\omega=\gamma_1X^2+\gamma_2X+\gamma_3X\Lambda+\gamma_4\Lambda+\gamma_5\Lambda^2$　（選好函数）

(13)　$\bar{\mu}=\dfrac{a_1+a_2(\overline{W}/P)+u}{a_3(\overline{W}/P)+a_4(\overline{W}/P)+a_5}$　（供給函数B）

$\bar{\mu}$：家計の平均有業率，$\overline{W}$：有業者1人当り（平均）収入率

$a_1=\gamma_4+2\gamma_5$　$a_2=-(\gamma_2+\gamma_3)$　$a_3=2\gamma_1$

$a_4=-2\gamma_3$　$a_5=2\gamma_5$

uはN $(0, \sigma^2)$ に従う確率撹乱要素である。

$\overline{W}$と$\bar{\mu}$の観測される関係は第2図に示す。図からも知られるように二次形式選好場によれば、対数線型選好場による供給函数Aに見られるような顕著な変位は見出されない。(13)式のパラメタの計測結果は、FIES資料より

$a_1=-414,149,097$　$a_2=90,441$　$a_3\equiv1$　$a_4=337,335$

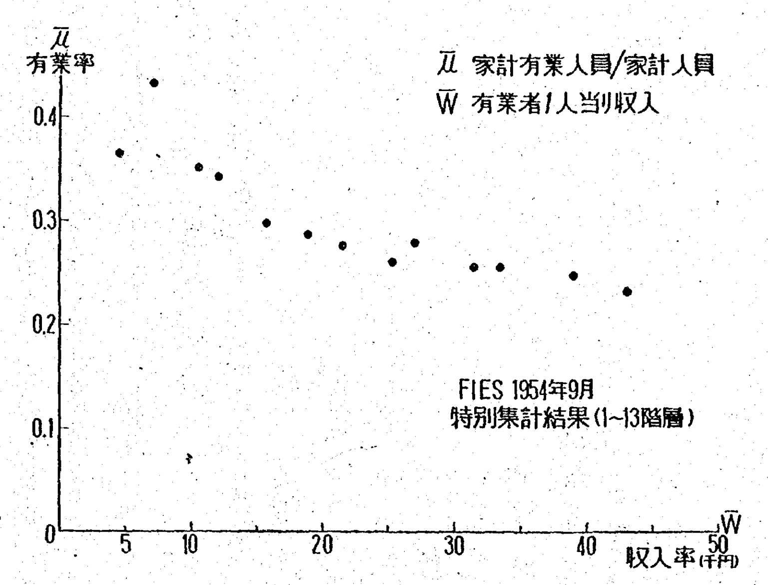
$a_5=2,147,842,166$

相関係数 $r=0.88$ である。家計平均値$\bar{\mu}$、$\overline{W}$を用いるこの計測は家計核と非核構成員の収入率の異なる昭和同人会資料（厚生省資料再集計結果）を用いてその普遍性を検証し難い。よって、以下再び μ とIおよびWの関係に戻るが、この項の計測結果によって二次形式選好場の仮説は可成り有望なものであることが明らかとなった。

2・6　準備計測（その三）——Gauss の近似接近最小自乗法による——

第 2 図

家計平均有業率と有業者1人当り収入



選好函数に(11′)式を用い、制約条件を

(14)　$I+WN\mu\equiv P\cdot X$

として供給函数を導くと、

(15)　$\mu=\dfrac{a_4\left(\dfrac{W}{P}\right)+a_5\left(\dfrac{IW}{P^2}\right)+a_6\left(\dfrac{I}{P}\right)+a_7}{a_1\left(\dfrac{W}{P}\right)^2+a_5\left(\dfrac{W}{P}\right)+a_3}+v$　……（供給函数C）

$a_1=2\gamma_1$　$a_4=-(\gamma_2+\gamma_3)$　$a_7=2\gamma_5-\gamma_4$

$a_2=-2\gamma_3$　$a_5=-\gamma_1$

$a_3=2\gamma_5$　$a_6=\gamma_3$

μ：非核有業率　I：核所得　W：非核収入率

v：N $(0, \sigma_v^2)$ に従う random variable.

(15)のパラメタは直接には最小自乗法を適用出来ないのでガウスの近似接近最小自乗法を用いる。[6]

㋑　μ, I, W に観測誤差があるという仮定の下では

(16)　$a_1\equiv1$　$a_2=3.9268830(10^3)$　$a_3=-5.8609505(10^7)$

$a_4=2.6269357(10^3)$　$a_5=-1.7570999(10^{-2})$

$a_6=4.9797044(10^1)$　$a_7=-1.4700623(10^7)$

相関係数 $r=0.9796$ という結果を得る。

㋺　μ にのみ random disturbance ありとした場合

(17) $\alpha_1 \equiv 1$　$\alpha_2 = 4.5814069(10^3)$　$\alpha_3 = -6.2581175(10^7)$
$\alpha_4 = 2.7018767(10^3)$　$\alpha_5 = -1.8193731(10^{-2})$
$\alpha_6 = 5.3305734(10^1)$　$\alpha_7 = -1.5138390(10^7)$

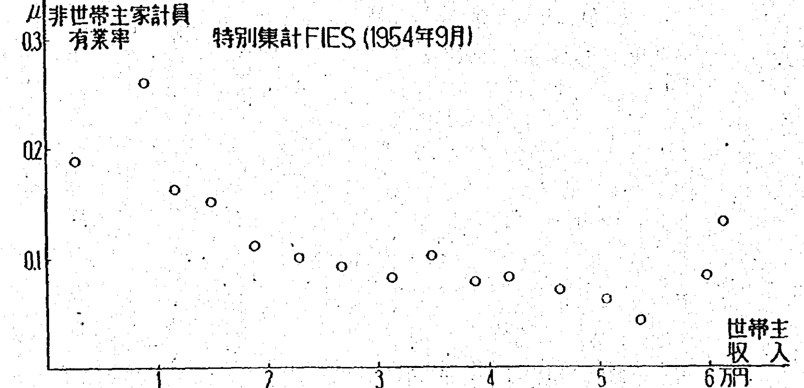
相関係数 $r = 0.97810$ という結果を得る。

計測結果の普遍性を検証するために昭和同人会資料（三一年八月）が(16)又は(17)のパラメタによってよく説明されるかどうかを調べる。相関係数の高い(ロ)のパラメタ(17)を用いて昭和同人会資料A地区の有業率 $\hat{\mu}$ を推定し、実際値 μ と相関図を画いたのが第4図である。第8階層から第15階層にわたって推定値 $\hat{\mu}$ は実際値 μ から有意な偏りをもつことが知られる。(15)式の $\hat{\alpha}_i$ と γ_j の関係を見ると $\alpha_2 = -2 \cdot \alpha_6$ なる関係にあるはずであるが、計測の結果は、符号も絶対値も共にこの条件をみたしていないことが見出される。これが $\hat{\mu}$ を偏らしめる理由である。すなわち Gauss の近似接近最小自乗法による計測値は計測すべき供給函数の基礎とされた理論的供給構造体系と整合しないことがわかる。これは我々の供給構造の理論模型が拒否されたことを意味するのか、それとも計測技術が不適当なものであったのだろうか。Gauss の方法の基礎は、理論模型を疑うにはあまりに強い仮定の上に立つように考えられるので、(7) 計測方法に再考を加える方の途を選ぶことにする。

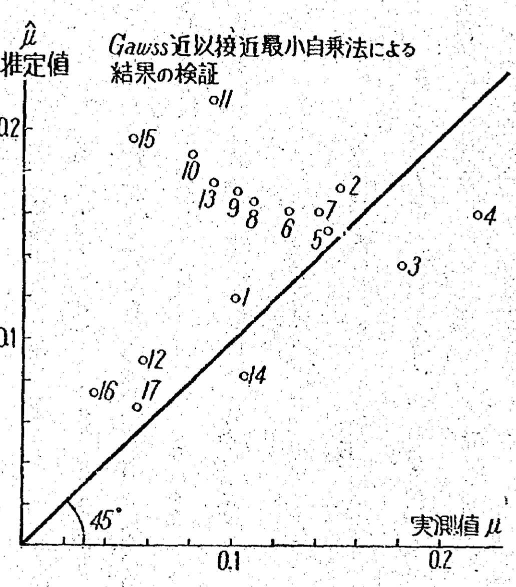
第 3 図

非核家計員就業率と核収入

(23)(38) 式のための資料



第 4 図



高所得層で推定の偏りが見られる。

（6）計算過程の詳細は生産性研究所「家計行動予測に関する報告書」（未刊）に述べてゐる。

（7）Gauss の近似最小自乗法は、あてはめる式を $F(y, x_1, \ldots\ldots x_n, \alpha_1 \ldots\ldots \alpha_m) = 0$ としたときこの函数上の点と実測値との差の α_i に対する関係が α_i のはじめに選んだ近似値の近傍で α_i に関して線型であるという仮定に基いている。この仮定が妥当せぬときは繰返し近似接近で到達した修正値が真のパラメタであるかどうか判断し難い。（cf. "Statistical Adjustment of Data"）

2・7　選好場パラメタ $\gamma_3 = 0$, $\gamma_5 = 0$ の仮説に基く計測(8)

前項の結果に基いて最尤推定法の適用が可能になるように二次形式選好場に新たな仮説を導入する方法を試みる。考えられる仮説は次の三種である。

(イ) $\gamma_1 = 0$　$\gamma_3 = 0$　(ロ) $\gamma_1 = 0$　$\gamma_5 = 0$　(ハ) $\gamma_5 = 0$　$\gamma_3 = 0$

(イ)(ロ)(ハ)夫々の仮説の下に導かれる供給函数は、夫々(18)(19)(20)式の如くになる。

(18)　$\mu = -\dfrac{\gamma_2}{2\gamma_5} W + (1 + \gamma_4)$ ……………………(イ)

(19)　$\mu = \dfrac{-(\gamma_2 + \gamma_3)}{2\gamma_3} - \dfrac{1}{2}\dfrac{I}{W} - \dfrac{\gamma_4}{\gamma_3}\dfrac{I}{W}$ ……………(ロ)

(20)　$\mu = \dfrac{\gamma_4}{2\gamma_1}\dfrac{1}{W^2} - \dfrac{I}{W} - \dfrac{\gamma_2}{2\gamma_1}\dfrac{I}{W}$ ……………(ハ)

仮説(イ)に依る(18)式はIを含まないが観測される μ が核所得Iと強い関係にあるから、適当でない。(ロ)は財及び余暇の限界効用が常数であるという仮説であるが、(ロ)の(19)式は、後述する最終計測結果の式（家計型の標準化操作と $\gamma_1 \neq 0$, $\gamma_5 \neq 0$ に基く）と形式的に区別され難いものであるから、この段階で(19)式が事実との対応で妥当と判定されても $\gamma_1 = 0$, $\gamma_5 = 0$ を検証したことにはならない。従ってまず仮説(ハ)（余暇の限界効用一定、且つ財の限界効用と余暇の限界効用は独立）の(20)式を採る。(20)式は、$\dfrac{1}{W^2}$, $\dfrac{I}{W}$, $\dfrac{1}{W}$ を独立変数として最小自乗法推定が可能である。(20)式を

(20)′　$\mu = \alpha_1\left(\dfrac{1}{W}\right)^2 + \alpha_2\left(\dfrac{1}{W}\right) + \alpha_3\left(\dfrac{I}{W}\right) + u'$

u' は $N(0, \sigma_{u'}^2)$ に従う。

として計測すれば、

(21)　$\alpha_1 = -5.242574(10^4)$　$\alpha_2 = 2.324446(10^3)$
$\alpha_3 = -3.238718(10^{-2})$
相関係数 $r = 0.8455$ ($d.f. = 9$)

を得る。ところで(20)′を(20)と比較すれば、$\frac{I}{W}$ の係数 α_3 は -1 でなければならないはずであるが、$\alpha_3 = -3.238718(10^{-2})$ と計測された。このギャップを埋める因子が導入されねばならない。これは制約式(14)におけるIとWに夫々因子 φ と ζ を乗ずることによって行われる。すなわち、

(22)　$\varphi I + \zeta W N \mu \equiv PX$　$(\varphi + \zeta \equiv 1)$

と表わせば、(20)は、次のように導かれる。

$$\text{(23)}\quad \mu=\frac{\gamma_4}{2\gamma_1\zeta^2}\left(\frac{1}{W}\right)^2-\left(\frac{\gamma_2}{2\gamma_1\zeta}\right)\frac{1}{W}-\left(\frac{\varphi}{\zeta}\right)\frac{I}{W}\cdots\cdots$$

（供給函数D）

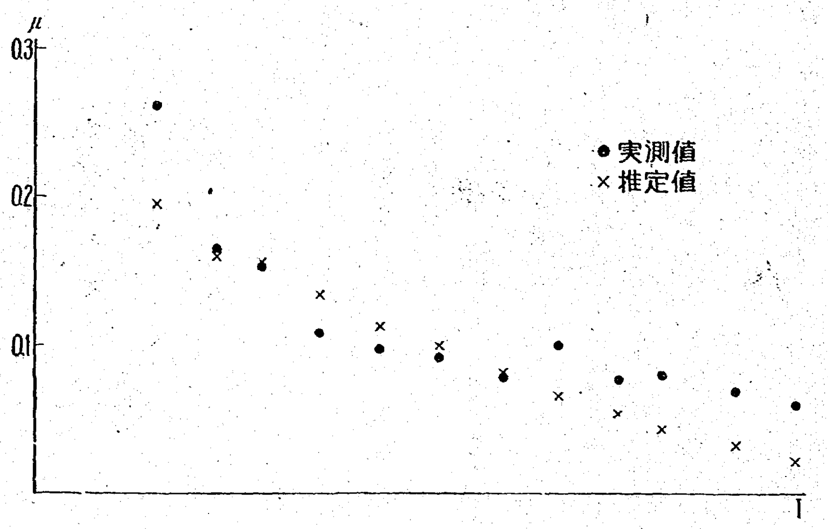
従って α_3 の値は φ/ζ を計測したことになる。ここに φ と ζ が導入されたことは我々の設定した選好場によって家計の労働供給行動を説明しようとすれば、核所得Iと非核収入率Wは夫々 φ、ζ の weight をもつ一種の平均として把握されねばならないということを意味している。計測された γ_i と φ、ζ は次の通りである。

$$\text{(21')}\quad \gamma_1\equiv-1 \qquad \gamma_5=0$$
$$\gamma_2=4.503051(10^3) \qquad \varphi/\zeta=3.238718(10^{-2})$$
$$\gamma_3=0 \qquad \varphi+\zeta\equiv1$$
$$\gamma_4=9.837608(10^6)$$

選好場のパラメタは観測値の範囲で安定条件を満足する。推定結果の普遍性を検証するため昭和同人会資料A地区およびB地区について μ の推定値 $\hat{\mu}$ を計算すると実測値との相関係数はA地区で 0.7913（$d.f.=11$）B地区で 0.7770（$d.f.=11$）となり夫々1%および五%水準で有意である。また $\mu-\hat{\mu}$ の平均はA地区で0.0058367、B地区で 0.018688。$E(u)=0$ の仮説の下で t は夫々 $t=0.7456$, $t=1.5851$ 何れも有意ではない。但しこの結果は1〜17階層のうち1〜14階層に関するものであって15、16、17階層は μ の著しい過少推定（負値）を与える。このことより供給函数(23)は核所得Iの三万円以下の階層（1〜14階層）について普遍性をもつといえよう。すなわち仮説 $\gamma_5=0$ $\gamma_3=0$ は所得階層のこの範囲内で近似的に妥当するものと考えられる。実際パラメタ計測に於てFIES資料に(23)式をあてはめた結果は第5図に示す通り核所得三万円を超えるあたりからベンディングがきかず過少推定することが見られる。斯様にして仮説(ヘ)とこれから導かれる供給函数(23)は上記の限界内では少なくとも統計的検証に関する限りその普遍性を容認出来るものである。

第 5 図

（23）式による推定値と実測値



この項の計測に於て導入された新たな要因は φ、ζ であるが計測の結果 φ は ζ に比べて約 1/30 以下の weight をもつことが知られ、従って家計の供給行動を前記の理論模型に対応せしめる家計の所得は、観測される値よりもあたかも低く割引かれるかのような様相を呈することが見出されたのである。φ と ζ について我々は今迄になんら interpretation を与えていなかったが、この因子の計測値は後に3・3項に述べる通り次で展開された理論模型および計測結果と全く整合的であることが見出された。φ、ζ の意味は3・3項で更に明らかにされる。

（8） この項の計測の計算過程は一九五七年度計量経済学会報告要旨（未刊）に述べられている。

III 変位する選好場の計測

3・1 理論模型（その二）

2・7の計測結果から、我々の供給函数の近似範囲を拡張することが要請される。

各所得階層の家計は、家計構成人員の性、年齢、職業およびその他社会学的諸特性について多くの変化に富むものと考えられる。2・7に至るまでの分析では、これらの家型特性は世帯の主たる収入者（核）と、その他構成人員（非核構成員）一人当りの収入を用い、構成人員とその特性を陽表せずに余暇率 Λ を用いることによって陰伏的に処理されて来た。これは $\gamma_3=0$, $\gamma_5=0$ の仮説と共に近似範囲を狭める影響を与えたかもしれない。

そこで可成りの程度に核所得階層と相関すると考えられる。家型特性を陽表的に模型に組み入れるために、特性指標を導入する。[9]

ここに家計特性とは、次のように規定される。

『同一の時点に於て家計核と非核構成員が夫々相等しい収入率の雇用機会を得ている二つの家計は相等しい家計特性をもつ』また、『同一時点に於て非核構成員が相等しい収入率の雇用機会をもつ二つの家計は非核構成員に関して相等しい家計特性をもつ』

任意の階層を代表する家計特性をとり、この階層の一家計の非核人員数を N_* 収入率を W_* 核所得をIとすれば、家計人員を陽表する選好場(11)は

$$\text{(24)}\quad \omega=\gamma_1X^2+\gamma_2X+\gamma_3X(N_*\Lambda)+\gamma_4(N_*\Lambda)\gamma_5(N_*\Lambda)^2$$

と表わされ、制約式は、

$$\text{(25)}\quad PX=I+W_*N_*\mu$$

供給函数は次の形になる。

$$\text{(26)}\quad N_*\mu=\frac{-2\gamma_1W_*I-\gamma_2W_*-\gamma_3(W_*N_*-I)+2\gamma_5N_*+\gamma_4}{2[\gamma_1W_*^2-\gamma_3W_*-\gamma_5]}$$

すなわち家計特性の相等しい家計は相等しい μ をもつ。非核について相等しい家計構成をもつ家計は核所得が異なれば（核について家計特性が異なれば）μ は相異なる。観測される非核収入率が階層

間で異なるのは家計特性が異なることに他ならない。相異なる家計特性の非核家計人員Nをそのまま比較することは出来ないからこの見掛上の人員を相等しい家計特性にひきなおして比べねばならない。家計特性が異なり、非核の収入金額の相等しい家計では、次の関係が成立する。

(27)　$NW \equiv N_* W_*$

NをN_*と比較可能にするための家計特性指標 δ を次のように定義する。

(28)　$N\delta \equiv N_*$

(28)の両辺にW_*を乗じて(27)と比較すれば、

(29)　$W_*\delta \equiv W$　or　$\delta \equiv \frac{W}{W_*}$

すなわち定義された家計特性の指標とは基準階層の非核一人当り収入に対する任意の階層の非核一人当り収入の比に他ならない。(28)(29)を(26)に代入すると、供給函数は次のように導かれる。

(30)　$N\mu = \frac{1}{\Omega}\Big[W_*^2(2\gamma_1+\gamma_3)\frac{I}{W} - W_*(\gamma_2 W_* - \gamma_4)\frac{1}{W}$
$+(2\gamma_5-\gamma_3 W_*)N\Big]$…………（供給函数E）

但し　$\Omega \equiv 2[\gamma_1 W_*^2 + \gamma_3 W_* + \gamma_5]$

W_*は基準階層の非核収入率であるから、一つの時点については常数であり、各階層資料を用いる crosssection 計測では Ω は常数として扱える。従って(30)式は I/W、$1/W$、Nに関して線型となって直接最小自乗法推定が可能である。余暇$N\Lambda$で表わせば、(30)は

(31)　$N\Lambda = \frac{1}{\Omega}\Big[(2\gamma_1 W_* - \gamma_3)W_*\frac{I}{W} + (\gamma_2 W_* - \gamma_4)W_*\frac{1}{W}$
$+(2\gamma_1 W_* - \gamma_3)W_* N\Big]$……（供給函数 E'）

と書かれる。

（9）　家計人員構成への「等質化尺度」概念の導入ははじめて尾崎氏により行われた（文献6）。氏はδに独自の函数形を使用されている。

3・2　供給函数計測結果と選好場変位の導入

(31)式を

(32)　$N\Lambda = C_1 N + C_2\frac{I}{W} + C_3\frac{1}{W} + v'$

v' は $N(v, \sigma_{v'}^2)$ に従う。

として C_i を FIES 資料、昭和同人会資料A、B地区について計測した結果は第4表に掲げる。

扨て(31)式より供給函数の係数 C_1 C_2 C_3 はW_*の値の時点間（および地域間）変動によって変化することがわかっている。実際、第4表の計測値は、単に統計的検証から有意の差を見出せなくともシステマティクな動きを示していることが見られよう。併し最も重要なことは、次の点である。即ち、我々の模型が妥当するためには(31)式によればNの係数 C_1 と I/W の係数 C_2 とは相等しく計測されなければならない。然るに両者の計測値は有意に異なっている。このことが単に推定誤差でないことは、第六表の計測値の安定によって明らかである。[10] C_1 C_2 の差は斯くて理論的に説明されねばならぬものである。模型Ⅱは C_1 と C_2 の乖離を説明出来ないのであるから乖離を説明するに足りる新たな要因を導入せねばならない。この乖離を処理すべき仮説としては次の二つのものが考えられる。

① 家計所得ポテンシャルを導入すること。（所得ポテンシャルによる表現）

② 選好場に変位を導入すること。

第 4 表

供給函数パラメタの計測結果

	FIES	厚生省資料再集計結果（昭和同人会資料）(31年8月)	
	(昭29年9月)	A 地 区	B 地 区
C_1	0.952771	0.928260	0.906700
C_2	0.0781390	0.0771702	0.0713127
C_3	−3782.73	−3648.06	−2439.53
C_3'	−0.211105	−0.180111	−0.12044
r	0.976	0.961	0.945

（C_3' は W を FIES 平均核収入を単位として測ったときの c_3 の値
r は相関係数）

$N\Lambda = C_1 N + C_2\frac{I}{W} + C_3\frac{1}{W/P}$……供給函数

又は　$N\mu = (1-C_1)N - C_2\frac{I}{W} + C_3\frac{1}{W/P}$

(1)　所得ポテンシャルの模型。

供給函数の導出過程で、制約式を次のように表わしたとしよう。

(33)　$\mathring{I} \equiv I + WN\mu + \alpha\mathring{A} \equiv PX$

ここに $\mathring{A}$ は $I + WN\mu$ が current な所得であるのに対してポテンシャルな所得造出源である。家計が特定期間における行動の基礎となす所得は current な所得に加えてこの家計に特有なポテンシャルに比例する量 $\alpha\mathring{A}$ をも含むという仮説をあらわす。而してポテンシャル $\mathring{A}$ が観測される核所得と

(34)　$\mathring{A} = \beta_0 + \beta_1 I$

という関係にあったとするとこれより導かれる供給函数は、次の形をとる。

(35)　$$N\Lambda = \frac{1}{\Omega}\left[\gamma_1\left(\frac{W_*}{P}\right)^2 - \left(\frac{W_*}{P}\right)\gamma_3 + \left(\gamma_1 - \frac{\gamma_3}{W_*/P}\right)\left(\frac{W_*}{P}\right)^2\frac{\alpha\beta_1}{P}\right]\frac{I}{W} + \frac{1}{\Omega}\left[\gamma_1\left(\frac{W_*}{P}\right)^2 - \gamma_3\left(\frac{W_*}{P}\right)\right]N - \frac{1}{\Omega}\left[\gamma_3\left(\frac{W_*}{P}\right) + \gamma_2\left(\frac{W_*}{P}\right)^2 - \left(\gamma_1 - \frac{\gamma_3}{W_*/P}\right)\left(\frac{W_*}{P}\right)^2\frac{\alpha\beta_0}{P}\right]\frac{1}{W/P}$$

従ってこの仮説によれば、前項に計測されたNの係数 C_1 と I/W の係数 C_2 の差は

$$\left[\gamma_1\left(\frac{W_*}{P}\right)^2 - \gamma_3\left(\frac{W_*}{P}\right)\right]\frac{\alpha\beta_1}{P}$$

によって説明されることになる。直ちに見られる通りポテンシャルの影響が無視出来るならば $\alpha=0$ として(35)は(31)に帰着する。

(2) 選好場の変位を導入すること。

家計の選好場が過去における消費行動の結果として、内生的に変位するという思想は、周知の通り所得ポテンシャルの思想[11]と共に近時単純なパレトアンスキームに対する反省として呈示された重みある仮説の基礎をなすものであり、事実消費行動（所得処分行動）の計量的分析に於てこの仮説は有効な結果を収めつつある。〔辻村氏文献9参照のこと〕

実際二つの処理はもし純形式的な観点からすれば、同一事象についての二つの見方であろう。(1)の所得ポテンシャルAの収支恒等式への影響が負であれば（$\alpha<0$）、このことは直ちに習慣形成（限界効用曲線の上方への変位）と解せられるのであり、又負の変位は、正の所得ポテンシャル効果（$\alpha>0$）へとほんやくされる性格のものである。従って分析形式の上からは、いずれの処理も代替的と考えてよいであろう。習慣形成仮説か所得ポテンシャル仮説かという提問よりも、計測された所得ポテンシャル又は習慣形成が夫々の模型に於て正であるか負であるかということが重要なのである。

現代階に於ける最終計測に於て我々は変位選好場の模型を採る。何故ならこのタイプの模型は既に有効な適用を見て多くの情報を与えているからである（文献9参照）。

(10) 回帰方程式(32)は reduced form である。従ってこの式でN, $\frac{1}{W}$, $\frac{I}{W}$ が独立変数であることは既定の事柄である。併しこれらのうち $\frac{1}{W}$ と $\frac{I}{W}$ はNに比して大なる程度に観測誤差を含む可能性はある。方程式の計測された係数推定値の安定性から見て独立変数間の従属関係による回帰係数の攪乱のおそれはないと信ぜられるが、念のため bunch map（第8図）をつくる。Nは構造式系に於て導入されるから捨てられぬばかりでなく、Nの誤差は無視しうるものと考えられるから次の Starmap のうち方向4(N)に関するものは考慮しなくてよい。1、2、3に関しては2, $\frac{1}{W}$ および 3, $\frac{I}{W}$ を夫々導入することによって回帰は改善されることが示される。

		12	13	14	23	24	34
123	1				○		⊖
	2		○	×		○	○
	3						
124	1						
	2						
	4	×	×				
134	1					×	
	3	○		⊖			
	4				○		
1234	1				⊖	⊖	×
	2		⊖	×			×
	3	⊖		×		×	
	4	×	×		×		

記号

1; NΔ　2; $\frac{1}{W}$　3; $\frac{I}{W}$　4; N

(11) M. Friedman（文献3）はこの線に沿うものと見られる。

3・3 選好場、およびその変位の計測

選好場(11)に於て、XおよびNΔの限界効用曲線に変位を導入する。従って（以下 γ_1 γ_5 に $1/2$ を乗じておく）

$$\omega=\frac{1}{2}\gamma_1X^2+\gamma_2X+\gamma_3XN\Delta+\gamma_4(N\Delta)+\frac{1}{2}\gamma_5(N\Delta)^2 \quad (11)$$

における γ_2 および γ_4 はもはや常数ではない。

計測を展開するため変位 γ_2 γ_4 は夫々核所得Iと、

$$\gamma_2=\Delta_0+\Delta_1I \quad (\Delta_0, \Delta_1 \text{ 選好場変位のパラメタ}) \quad (36)$$

$$\gamma_4=\Gamma_0+\Gamma_1I \quad (\Gamma_0, \Gamma_1 \text{ 選好場変位のパラメタ}) \quad (37)$$

なる関係にあるという仮説を用いるならば、供給函数は次の形に導かれる。

$$N\Delta=\frac{1}{\Omega}\Big[\gamma_1\Big(\frac{W_*}{P}\Big)^2-\gamma_3\Big(\frac{W_*}{P}\Big)\Big]N+\frac{1}{\Omega}\Big[(\gamma_1+\Delta_1)\Big(\frac{W_*}{P}\Big)^2-(\gamma_3+\Gamma_1)\Big(\frac{W_*}{P}\Big)\Big]\frac{I}{W}+\frac{1}{\Omega}\Big[\Delta_0\Big(\frac{W_*}{P}\Big)^2-\Gamma_0\Big(\frac{W_*}{P}\Big)\Big]\frac{1}{W} \quad (38)$$

$$\Omega\equiv\frac{1}{\gamma_1W_*^2-2\gamma_3W_*+\gamma_5}$$

(38)に於て計測値 C_1 と C_2 の乖離は $\Delta_1\Big(\frac{W_*}{P}\Big)^2-\Gamma_1\Big(\frac{W_*}{P}\Big)$ に対応する。

この供給函数は、統計的回帰方程式としては

$$N\Delta=C_1N+C_2\frac{I}{W}+C_3\frac{1}{W}+v', \quad v' \text{ は } N(0, \sigma_{v'}^2) \text{ に従う。} \quad (32)$$

と全く等しい。(38)式と(32)式を比較してパラメタ C_i は次の諸関係によって選好場パラメタと関係づけられる。

$$\left.\begin{aligned}
&\gamma_1[C_1-1]\Big(\frac{W_*}{P}\Big)^2-\gamma_3(2C_1-1)\Big(\frac{W_*}{P}\Big)+C_1\gamma_5=0 && (39)\\
&\gamma_1\Big(\frac{W_*}{P}\Big)^2+\Delta_1\Big(\frac{W_*}{P}\Big)^2-\gamma_3\Big(\frac{W_*}{P}\Big)-\Gamma_1\Big(\frac{W_*}{P}\Big)=\Omega C_2 && (40)\\
&\Delta_0\Big(\frac{W_*}{P}\Big)^2-\Big(\frac{W_*}{P}\Big)\Gamma_0=\Omega C_3 && (41)\\
&\Omega\equiv\frac{1}{\gamma_1\Big(\frac{W_*}{P}\Big)^2-2\gamma_3\Big(\frac{W_*}{P}\Big)P+\gamma_5} && (42)
\end{aligned}\right\}\cdots$$

……（選好場パラメタ計測方程式）

(39)〜(42)の関係を用いて選好場およびその変位をあらわすパラメタ $\gamma_i(=1,3,5)$ $\Delta_j(j=0,1)$ $\Gamma_k(k=0,1)$ が決定される。

まず二時点における C_1 の値 C_1^t, C_1^{t+1} は第4表に計測されている。次に t および $t+1$ 時点に於て相等しい性、年齢、社会的諸特性をもつ（所得階層の）家計を選びその非核収入率 W_*^t, W_*^{t+1} を求める。これらの値を代入すると(1)の関係は夫々 t および $t+1$ 時点について一個ずつ、計二個の連立方程式を与える。従って γ_1 γ_3 γ_5 のうち一つ（例えば γ_5）を1とおくことによって γ_1 および γ_3 は決定される。この $\gamma_i(i=1,3,5)$ を(42)に代入して t および $t+1$ にお

けるΩの値 Ω_t, Ω_{t+1} が求められる。Ω_{t+1}, Ω_t, W_{*t+1} W_{*t} を求められた γ_1 γ_3 と共に(40)に代入すれば、t, $t+1$ の連立方程式から限界効用曲線のシフトパラメタのうち $\Delta_1\Gamma_1$ が求められる。同様にして(41)からは残りのシフトパラメタ $\Delta_0\Gamma_0$ が決定される。

W_*^t, W_*^{t+1} は t 及び $t+1$ 時点における相等しい家計特性をもつ家計の有業非核構成員一人当り収入であるから、もし、FIES世帯主所得階層資料が二時点間に亙って整備されていればその値は両時点の非核収入率分布（ジブラ）の平均を求めることによって十分な精度で求められよう。併し FIES 資料は、二九年九月に関するもののみであって、三一年度の厚生省資料では、〃普通世帯〃の多いB地区を FIES（前掲）と比べてみると所得分布は頗る不満足にしか把握されていないことが知られる。A地区の分布形はより良好な精度で把えられているが〃貧困世帯の多い地区〃に関する調査であるから、この分布のジブラ平均を FIES のそれと比べて相等しい家計特性を期待することは危険だといわねばならない。

ところで我々の求めたいものは相等しい家計特性の家計の両時点における非核有業者の収入率であるから、より信頼度のある分布形態をもち、各階層間に於て家計特性に考慮するべきほどの相対的変動の起きていない資料であれば、階層分けの如何は前記の目的に関する限り当面の問題ではないのである。従って W* の計測には、FIES の実収入階層別資料を代用しても差支えないものと考えられる。斯様にして両年度の非核収入率ジブラ分布平均が、実収入階層資料より、次のように求められた。

(43) $W_{29}^*=1.0000$, $W_{31}^*=1.1607$, $\dfrac{W^{31}_*}{P}=1.1665$

（実額 5313.9 円）（実額 6167.6 円）

これを用いて計測した選好場パラメタは次の通りである。

(44) $\gamma_1=-2.702437$ $\Delta_1=+2.451489$

$\gamma_3=+1.193103$ $\Gamma_1=-1.124569$

$\gamma_5\equiv+1.000000$ $\Delta_0=+0.477862$

$\Gamma^0=-0.285733$

（但し $\dfrac{X}{P}$ の計測単位は 29 年の I の平均値, 20254.5 円である）。

これらのパラメタは安定条件をみたすことが確められる。

(36)(37)によって、X および NΛ の限界効用曲線の截片 γ_2 と γ_4 とは夫々次の関係によって、核所得階層間に於て変位していることが知られる。

$$\left.\begin{aligned}(45)\quad \gamma_2&=0.477862+2.451489\,I\\ (46)\quad \gamma_4&=-0.285733-0.285733\,I\end{aligned}\right\}\text{（選好場変位の関係式）}$$

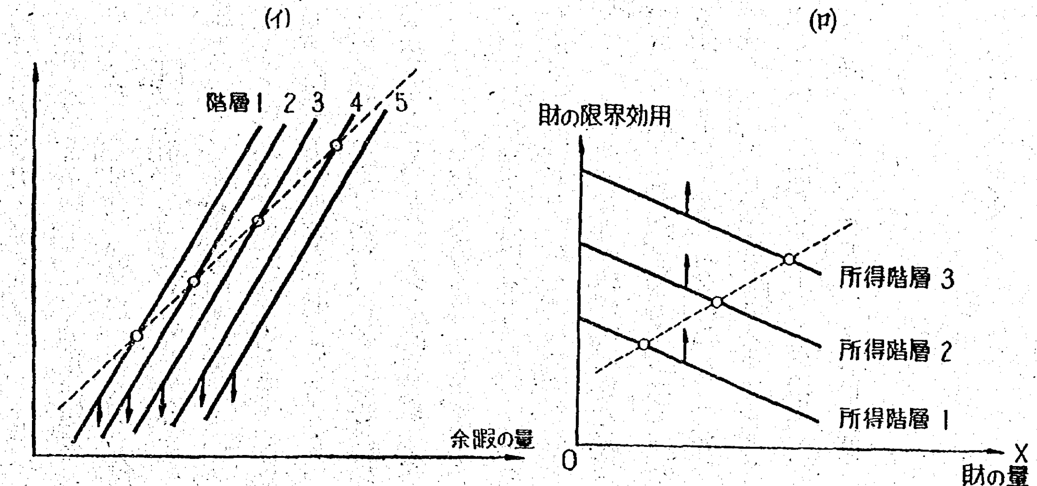
この関係を模型的に図示すれば第6図の如くである。

計測結果はXに関しては正方向に、NΛに関しては負方向に変位が起ることを示している。

図の実線は計測された変位を含む曲線であり、点線は変位を含まぬ模型によって計測されたとき見掛け上観測されると期待される曲線を示す。

第 6 図

計測された習慣形成過程の模型図



この模型図は $\gamma_5\equiv+1$ として画かれた。符号を逆にすれば変位方向と図の縦軸の符号は反対になる。$\gamma_5\equiv1$, で, $I=0.3891$, $X=0.6683$,（単位 20255 円）の場合, $\gamma_2\doteqdot1.501$, $\gamma_4=-0.726$, $\dfrac{\partial\omega}{\partial X}=2.685$, $\dfrac{\partial\omega}{\partial N\Lambda}=2.636$ となる。従って $\dfrac{\partial^2 N\Lambda}{\partial X^2}=+1.61$

これらの計測結果を、所得ポテンシャル模型と照応すると所得ポテンシャル効果と選好変位効果の関係は一層明らかとなろう。即ち遷存変位模型より計測したパラメタが、適切に計測されたものであるならば、これらパラメタのうちシフトパラメタ以外の γ_1 γ_3 γ_5 は同時にまた所得ポテンシャル模型に関しても亦整合的に妥当するものでなければならない。所得ポテンシャル模型において C_2 C_1 は夫々、

$$C_2=\frac{1}{\Omega}\left[\gamma_1\left(\frac{W_*}{P}\right)^2-\left(\frac{W_*}{P}\right)\gamma_3\right]\left(1+\frac{\alpha\beta_1}{P}\right)\frac{I}{W}$$

$$C_1=\frac{1}{\Omega}\left[\gamma_1\left(\frac{W_*}{P}\right)^2-\left(\frac{W_*}{P}\right)\gamma_3\right]$$

である。そこで(48)の γ_i を用いると $\Omega<0$, $\gamma_1\left(\frac{W_*}{P}\right)^2-\frac{W_*}{P}\gamma_3<0$ であることがわかる。然るに $C_1>C_2>0$ であるから $1>1+\frac{\alpha\beta_1}{P}>0$ でなければならない。従って $(-1<\alpha\beta_1<0$ であるはずである。$\mathring{A}=\beta_0+\beta_1 I$ に於てポテンシャル A は核所得階層と共に増加すると期待される $(\beta_1>0)$ から、計測結果(48)の γ_i を用いれば、$\alpha<0$ でなければならないであろう。而してこれは、負の所得ポテンシャルが作用するということに他ならない。

次に2・7における $\gamma_3=0$, $\gamma_5=0$ の仮説に基く計測結果との照応を考察しよう。$\gamma_3=0$ なる仮説は計測結果(48)に含まれていない点は照応に当って留保せねばならない。併し乍らなお(21′)の計測結果と(48)の計測結果とは、矛盾せぬことが見出される。2・7における仮説

$\gamma_5=0$ は余暇の限界効用を一定とおくことに他ならないが、一方(48)の計測によれば、財Xと余暇NΛの限界効用曲線は、相異なる方向へと変位するから、もし余暇を一定としてあたかも余暇の限界効用曲線を基準にXの限界効用曲線を測るような操作を施すならば、Xの限界効用曲線は、より急速に相対的変位をなすように反映するであろう。しかも2・7の計測はXの限界効用曲線の変位を考慮していないから第6図の点線の上の軌跡が計測されることになろう。然るに $\gamma_3=0$, $\gamma_5=0$ の仮説の下で計測結果はXの限界効用曲線の勾配が負であることを示している。これは、余暇限界効用曲線を切る点線の勾配の方がXのそれより急傾斜であることを示す。これは $\Gamma_0<0$ $\Gamma_1<0$ を与える本項の計測結果と整合的である。ところで2・7の結果では曲線の変位が完全におおいかくされたであろうか。明らかにそうではない。2・7に於て我々は核所得の weight ζ に比して非核収入率 weight φ が 1/30 以下であることを見出した。そしてこれはあたかも所得が割引かれるように見えると述べた。このことは所得ポテンシァル Å が負の影響を与えるかの如く計測されたということを意味している。即ち2・7の計測結果における φ と ζ の値はそれ自身選好の変位を反映しているのだと解することが出来ると考えられるのである。

3・4　計測結果の検証

計測結果(48)はそれまでの計測諸結果と全く整合的であることが示されたので、そのこと自体がとりも直さず(45)の検証の一担を担うべきものであろう。併し我々はこの結果を更に積極的に検証しようと試みる。

それは計測結果(45)が他の資料に対してもつ説明力を見ることによって行われる。

検証に用いられる残された資料は三一年度A地区である。もし我々がA地区の W_* を直接知り得るならば(48)のパラメタを(38)に用いることによってA地区のNΛを推定しこれを実際値と比較検証することは容易である。然るにA地区の W_* は直接知り得なかったのであり知られていたならばA地区をも亦計測に用いたであろう。そこで W_* に関する知識を必要とせぬような間接的操作を適用して検証を行おう。

このためにまず(38)式を次のように変形する。

(47) $$N\Lambda=\frac{(W_*/P)^2}{\Omega}\left[\gamma_1 N+(\gamma_1+\Delta_1)\frac{I}{W}+\frac{1}{W}\Delta_0\right]-\frac{W_*/P}{\Omega}\left[\gamma_3 N+(\gamma_3+\Gamma_1)\frac{I}{W}+\frac{1}{W}\Gamma_0\right]$$

ここに

(48) $$\gamma_1 N+(\gamma_1+\Delta_1)\frac{I}{W}+\Delta_0\frac{1}{W}\equiv Z_1$$

(49) $$\gamma_3 N+(\gamma_3+\Gamma_1)\frac{I}{W}+\Gamma_0\frac{1}{W}\equiv Z_2$$

とかけば、A地区の N W, I, の値と(45)のパラメタ計測値を用いて Z_1Z_2 の値は計算出来る。もし計測されたパラメタ γ_i, Δ_j, Γ_k がA地区に於ても普遍妥当するものであるならば、計算された Z_1Z_2 と、A地区に於て実測されるNΛの間の回帰方程式

(50) $$N\Lambda=A_1Z_1+A_2Z_2$$

$$A_1\equiv\frac{(W_*/P)^2}{\Omega},\quad A_2\equiv\frac{W_*/P}{\Omega}$$

は高い相関係数を与えるであろう。

実際(50)を計測すると

(51) $A_1=-0.033927$　$A_2=-0.70174$　$r=0.935$

を得る。

Ⅳ　労働供給曲線の不可逆性

前項の結果によって我々の供給函数計測結果と選好場パラメタ（なかんずく選好場のシステマティクな変位を含めて）は現段階における入手可能な諸資料に照らして検証に耐えうるものであることを確認出来たと思われる。そこで我々は以上の計測結果を用いて、所得の steady な上昇期（それは習慣形成を伴うと考えられる）とが伴う急激な所得変動（習慣形成過程の速度より急速な）に対応する二つの供給スケデュルを分離することが可能となる。

習慣形成を伴う家計核所得成長過程に於ける供給函数は(44)の値を(38)に適用してNΛを $N\mu$ で表わせば次のように導かれる。

(52) $$N\mu=\left\{1-\frac{W_*}{P\Omega}\left[-2.702437\left(\frac{W_*}{P}\right)-1.193103\right]\right\}N-\frac{W_*}{P\Omega}\left[0.250948\frac{W_*}{P}-0.068534\right]\frac{I}{W}+\frac{W_*}{P\Omega}\left[0.477862\frac{W_*}{P}+0.285733\right]\frac{1}{W}$$ ……（習慣形成の行われるときの供給函数）

ここに

(53) $$\frac{1}{\Omega}=-2.702437\left(\frac{W_*}{P}\right)^2-2.386206\left(\frac{W_*}{P}\right)+1$$

これに対して習慣形成過程を含まぬ瞬間的な核収入増加過程における供給函数は、(44)の値を(31)に適用して $N\mu$ で表わせば、

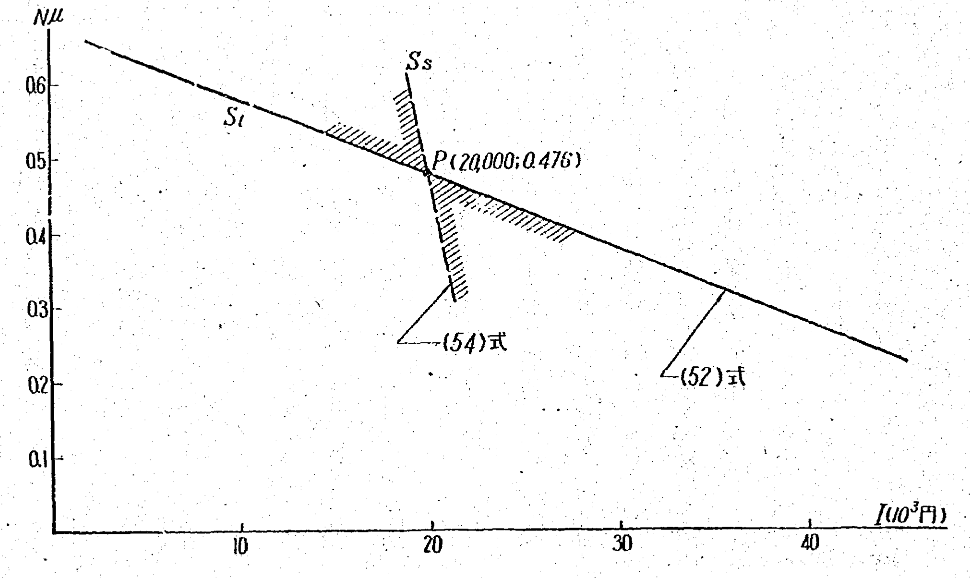
(54) $$N_\mu=\frac{W_*}{\Omega P}\left(1.193103+2.702437\frac{W_*}{P}\right)\frac{I}{W}+\frac{W_*}{P\Omega}\left(\gamma_4-\gamma_2\frac{W_*}{P}\right)\frac{1}{W}+\left(1-1.193103\frac{W_*}{P}\right)N$$

（ここに Ω は(53)と同じ）……（習慣形成のない場合の供給函数）

(54)式の γ_4 および γ_2 は家計の習慣形成状態に依って定められる値で特定階層の $\gamma_2\gamma_4$ は家計核収入から(45)(46)の関係によって求められる。

第７図

不可逆的供給曲線（N=4, W=8,000 の家計について S_l は習慣形成を伴う場合の供給曲線，S_s は習慣形成を伴わぬ場合の供給曲線を示す）



cross section 資料に現われる供給函数の勾配の時系列的変化は同一家計特性の家計がもつ可能な雇用機会 W_* および購入財の価格によって惹起されることが(52)式から理解される。

家計非核人員 N=4、同収入率 W=8,000円の家計について、労働供給量 $N\mu$ と核収入 I との関係(52)を第７図に示す。図の S_l 線がこれである。いま、核収入二〇、〇〇〇円の階層に於て、家計核の雇用機会が急速に好転し、習慣形成速度を無視し得るほどの急激な核収入増加が行われたとしよう。このとき家計の非核構成人員の労働供給量はPから(52)を用いて描かれた S_l 線に沿って下降するのではなく(54)式を用いて画かれた S_s 線に沿ってはるかに急激に減少することが示される。

P点において特定の習慣形成の状態にある家計が逆にもし急激な核収入域（家計核の雇用機会の悪化）にさらされると非核構成員はPから S_l 線に沿って左上方に急峻な有業率上昇を行うことが期待される。[12]

家計核の雇用機会の変動がどの程度に急速度で起ったとき習慣形成選好場変位効果が無視しうる程度であるのかということは未だ詳でない。併し乍ら選好場パラメタに関する我々の計測結果は入手可能の情報の下では十分検証されたと考えられるから、少なくとも次の点は疑いないであろう。即ち、核収入の急増があったとき、家計の供給行動の反応は、S_s 曲線と S_l 曲線の効によって作られる視角の領域に限定される。

家計人員N、非核収入率Wを種々に変化せしめることによって種々の場合における S_s S_l 曲線を画くことは容易である。

（12） J. Duesenbery（文献 1a1b）の消費函数における不可逆性と照応的であるように見える。しかしながら Duesenbery は、消費選好場が変位するから余暇～所得選好場も変位するであろうと述べるのであるが（文献 1a p. 100）、しかしたとえ消費選好場に変位がなくても余暇～所得処分のクロス項の係数 γ_3 は余暇量の変動を介して財のみを対象とした場合の選好場に変形を与えることになる。

V 結　語

(1) 賃金～雇用～所得決定機構の計量的基礎として、我々は家計の余暇～所得選好場の計測を行った。予備的計測 2・4、2・5、2・6、2・7を経て、選好場に変位の導入されるべきことが見出され、3・3に於て、選好場変位のパラメタ γ_1 γ_3 γ_5 と共に計測された。これらのパラメタは安定条件をみたすと共に、現在入手可能な資料に関する限り検証に耐えるものである。また計測結果は予備的諸計測結果、なかんずく2・7を特殊な表現として含みこれらと整合的なものであることが知られた。選好場における変位の存在はこれを確認出来たと考えられる。

(2) 計測結果3・3と2・7とは整合的である。

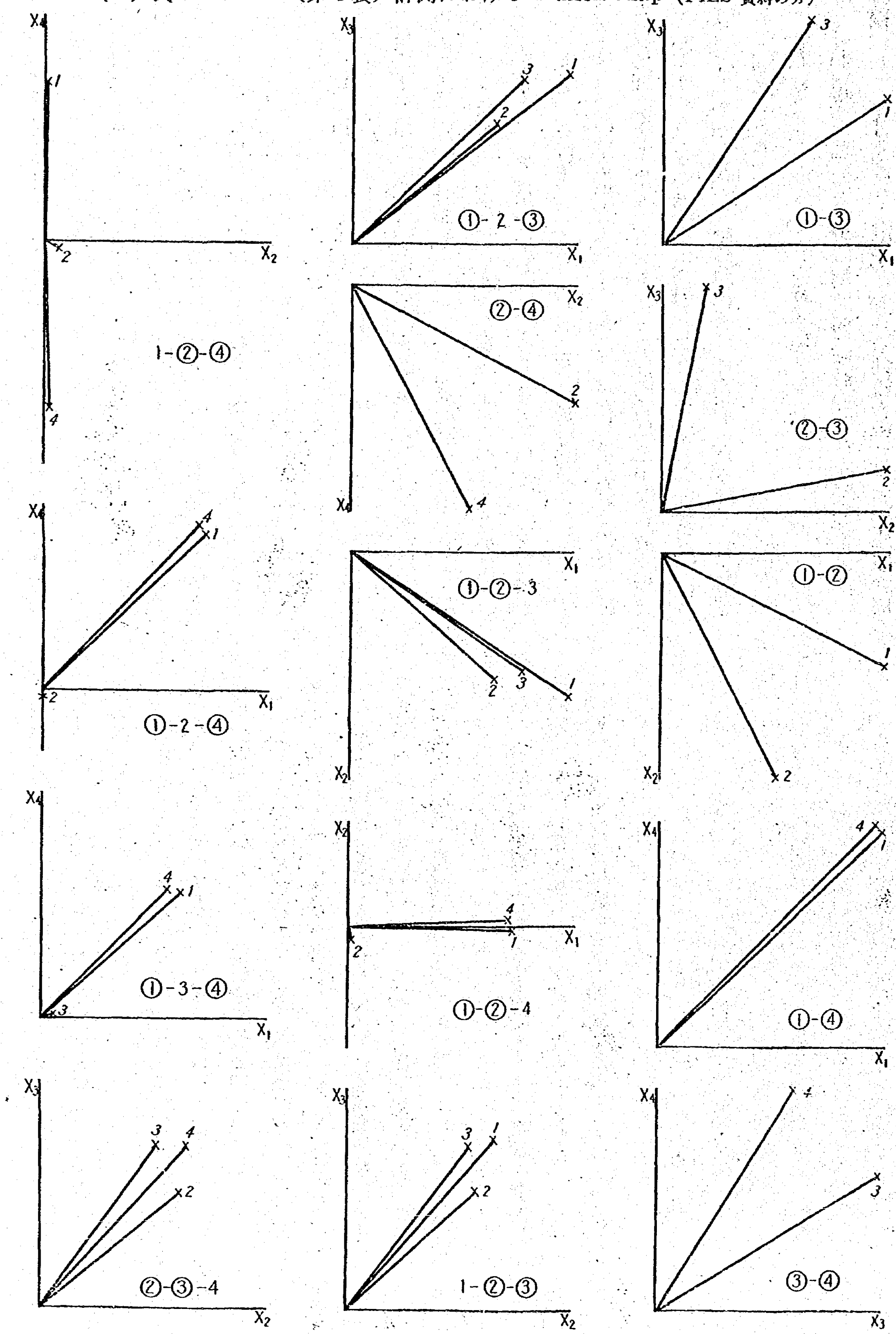
(3) 計測結果に基いて、家計核所得(家計の主たる収入者の収入)の緩慢にして steady な上昇期における供給行動と、瞬間的家計核所得の変動に対する家計の供給行動とを分離することが可能となった。これは所得循環過程における供給曲線の不可逆性を予期せしめるものである。

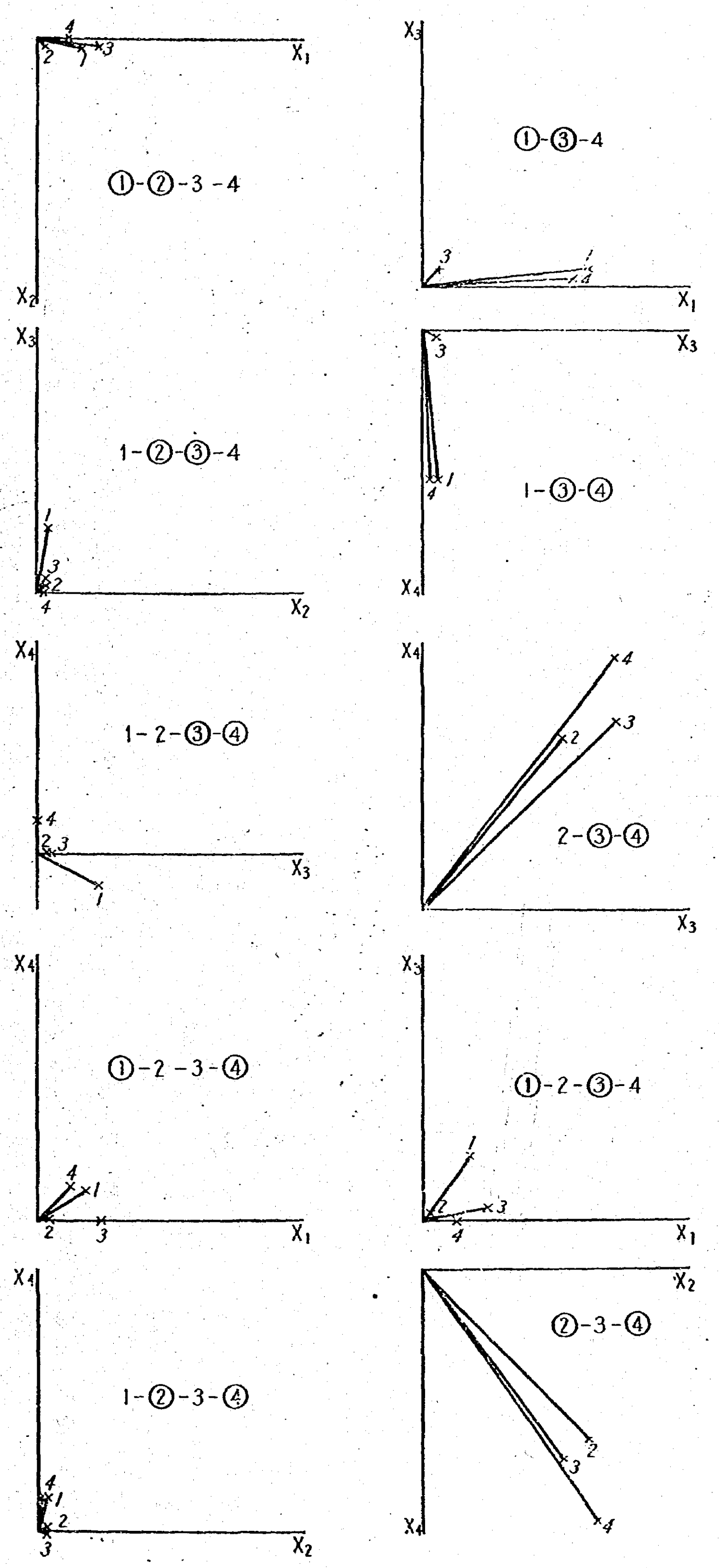
(4) 本稿の計測は人員（man）の次元の供給函数に関するものであるが、労働時間（hour）に関する分析が更に補われなければならない。個人別資料については労働時間と賃金率の資料が入手可能であるが、これは背後に存在する家計構成員の行動と結びつけられるべきものであることはいうまでもない。家計調査資料を主たる収入者の所得階層別に集計しこれを用いて一層広汎な供給函数および選好場のパラメタを計測し、この稿の計測結果との整合が見出されるならば、上記の計測結果を一層の確実さをもって受け容れることが出来るであろう。

(5) 更に自家労働を主たる所得源泉とする家計の労働供給行動の計測は、本邦雇用現象分析に不可欠なものである。これは(4)と共に筆者にとって今後に課せられた問題である。

第 8 図

(38) 式のパラメタ（第4表）計測における Bunch map (FIES 資料の分)





凡例：①-2-③は 1,3 の関係に 2を附加したこと。

〔文献〕

（1a）J. Duesenbery: Income, Saving and the Theory of Consumer behavior, 1948.
（1b）〃 The Role of Demand in the Economic Structure. —W. Leontief & others; Studies in the Structure of the American Economy, 1952, Part V.—
（2a）P. H. Douglas: The Theory of Wages, 1934.
（2b）R. Frisch: The New Methods of Mearsuring Marginal Utility, 1932.
（3）M. Friedman: A Theory of Consumption Function, 1956.
（4）有沢広巳「賃銀構造と経済構造」—賃金基本調査第一部第一章—
（5）梅村又次「農工間賃金格差と労働移動」—賃金基本調査（中

山伊知郎編「東洋経済」第一部第11章—
（6）尾崎巌「所得—余暇選好場の測定(一)」—三田学会雑誌五一巻七号—
（7）佐々木孝男、孫田良平「産業別規模別賃金格差」—賃金基本調査（前掲）第9章—
（8）佐々木孝男「労働力率の変動について」我国完全雇用の意義と対策（昭和同人会編）第二部I—
（9）辻村江太郎「クロス・セクション消費線の非直線性と習慣仮説」三田学会雑誌第50巻第9号
（10）〃「賃金の形態と産業内賃金分布」—賃金基本調査（前編）第11章—

（11）〃「労働供給曲線についての覚え書」三田学会雑誌第49巻第10号
（12）小尾恵一郎「労働市場の分析」—生活水準研究資料(9)「就業に関する研究」第二章（統計研究会）—
（13）〃「労働供給函数の計測」—生活水準研究資料(10)「就業に関する研究(三)」（統計研究会）第一章—
（14）〃「実物給与の機能について」—「賃金基本調査」（前掲）第10章—
（15）〃「労働供給について—経験的事実と理論の再考—」—経済研究（岩波）第8巻3号—

不均衡の経済表に就て

—ウーグ博士の『フランソワ・ケネーの経済表』を中心として—

渡邊　建

一

ウーグ博士 Henri Woog は一九五〇年の『フランソワ・ケネーの経済表——そのメカニズムの解説並びにマルクス、ビリモヴィッチ及びオンケンの解釈に関する一批判』The Tableau Economique of François Quesnay. —An Essay in the Explanation of its Mechanism and a Critical Review of the Interpretations of Marx, Bilimovic and Oncken. に、その第一篇の序論、第二篇の「均衡の経済表」に次ぐ、第三篇「不均衡の経済表」に於て、ミラボー侯の『経済表と其解説』Tableau Economique avec ses explications の支出不均衡の諸経済表を紹介し解説している。

一七七三年の冬、巴里のミラボー侯邸に催された重農経済学派の同年度の最後の会合で行われたデュポン Dupont de Nemours の講演に拠れば、ケネーは一貴夫人——オンケン Auguest Oncken の推測によれば寵妃ポンパドウル侯爵夫人、後のシェル Gustave Schelle の研究にては常に、その会食の主人席に着いたド・パイユ夫人 Mme de Pailly——の勧告に従って、最初、官報『フランスの使徒』Le Mercure de France に経済表を掲載せんとせるを断念して、一七五七年の七月中の或る一夜、説得せし以来、彼の最初の、又最も熱心なる門弟となったミラボー侯の『人間の友』の才筆によって、社会に紹介せんとし、先ず一七五九年の春、増補訂正せる、その第二版の三部の中の一部を、ベルンの経済協会 Ökonomische Gesellschaft in Bern に提出するミラボー侯の論文に添附すべく贈ったのである。このベルンの農業協会に提出せる論稿を『人間の友』第五部として刊行せるミラボー侯は自ら経済表の解説を試み、一七五九年『人間の友』第六部と同時にその続篇 Suite de la