### 慶應義塾大学学術情報リポジトリ

Keio Associated Repository of Academic resouces

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

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.

- 46 H. Mitteis, ibid., S. 44.
- 47 H. Mitteis, ibid., S. 81.
- Sachsen. 34.) Principes, satrapae. (H. Mitteis, ibid., S. 80.)ἄρχοντες (L. Schmidt, Geschichte der Wandalen. S.
- 49 Migne, ibid., P. 654.
- 50 Migne, ibid., P. 660. Anno DCXL.

できる。(六四〇年) in mallo interfecit. Migne, ibid., P. 658.) ことからも立証 ര (Ermenfredus-----Aenulfum comitem in Albiodero vico オデル村の裁判でエルメンフレドウスなる者によって殺されてい 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

- <u> 51</u> Erich Frhr. v. Guttenberg, ibid., S. 118.
- <u>52</u> Samuel Dill, Roman society in Gaul in the merovin-
- 55 Pagenses は civitas の住民でありまたその領域は伯の

ון יט

54

O. M. Dalton, The history of the Franks. Volume

 $\widehat{\mathbf{53}}$ 

Samuel Dill, ibid., P. 141.

- 支配にある。(Samuel Dill, ibid., P. 141.) Erich Frhr. v. Guttenberg, ibid., S. 119.
- Erich Frhr. v. Guttenberg, ibid., S. 120

- 58 H. Mitteis, ibid., SS. 44-45.
- Erich Frhr. v. Guttenberg, ibidem., SS. 120-121.
- $\widehat{60}$ 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.
- 65ibidem. S. 124.
- cum 66 continuatum. Pars secunda. Migne, ibidem. P. 674. Fredegarii scholastic chroni-
- 67 Erich Frhr. v. Guttenberg, ibidem. S. 124.
- 68 ibidem., SS. 125-127.
- 69 Dronke, Codex. Nr. 87.
- F. Lütge, Agrarverfassung. S. 28.
- MG. SS. S 32 (XV).
- 72 Erich Frhr. v. Guttenberg. S. 129.
- (ibidem. S. 119.) これらの人々は王の牽仕や土地所有を基礎に 73 していた。(S. 112.) がほとんどもっぱら Comes-Amt の所有者としてあらわれる。 例えば六世紀の Auvergne では einheimische Große
- ibidem. S. 128.

### 雇 用 分析 0) 計 的

家計の労働供給機構の計測と理論

## 問題の所在と分析の焦点

- 労働供給分析と雇用し賃金決定機構の分析
- 家計行動理論のための労働供給分析
- 可逆性 所得の成長および循環過程における供給曲線の不
- 労働供給函数の計測 準備的計測結果
- 計測における資料の問題
- 2 計測の基本方針

2 . 3

理論模型(その一)

準備計測(その一) 対数線型選好場による近

### 似

- 5 準備計測(その二) 二次形式選好場による近
- 乗法による 準備計測(その三) Gauss の近似接近最小自
- 賃金・雇用分析の計量的基礎

### 尾 恵

郎

### 2 . 7 特定仮説の下での計測

- 変位する選好場の計測
- 理論模型(その二)
- 供給函数計測結果と選好場変位の導入
- 選好場、およびその変位の計測
- 計測結果の検証
- 労働供給曲線の不可逆性

結語

## 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し賃金決定機構の分析
- 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 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、

二九 (六八三)

ひいて 周知の通りである。 また賃金格差生成の要因をなすのである。実際、雇用し賃金現象に 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、 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 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 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 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 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 ることが、 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 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 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 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 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 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 (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 雇用量と相俟って所得量および分布の決定要因をなし、

的な労働供給分析への要請を見たのであった。また近来雇用現象分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 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 分析が進展の途上にあるが、労働供給機構は労働力率変動(特に性・ 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 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

> とも指摘されねばならない。 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

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。 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 拠)は、夙に P. H. Douglas(文献な)および有沢教授(文献4) 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 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 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 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 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 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 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 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 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 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 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

をパラメタとして」導出された。 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 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

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

るのである(文献15)。 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 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 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 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 0

### 2 家計行動理論のための労働供給分析

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。 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 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 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 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 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 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

## 1 3 所得の成長および循環過程における供給曲線の

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 的計測が行われた(82.4~2.7)。』の予備的諸計測結果の考察に基き 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 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

賃金・雇用分析の計量的基礎

(§ 3.2~3.4) 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。 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 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 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

供給行動とが分離され、供給曲線の不可逆性が示される。(§3.3) 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 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

- 3 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 たことに謝意を表させて戴きたい。 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
- 3 2 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。 農・工業間格差については梅村又次氏(文献5)の分析、工 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
- $\frac{2}{4}$ 分析を参照。 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

明した分析は(文献11)参照。

筆者による分析(文献11)参照、賃金の最低限界を供給側より解

5 結果に於て、既にその存在は疑う余地ないものと見ら (女献9)。 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 ħ τ **,** 

= (六八五)

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

考えられねばならない。 業率は、家計内の主たる収入者の所得によって影響され、 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 表は P. H. Douglas による計測結果であるが(文献な)、年齢階層 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 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 入者の収入の増加 ことを示している。この両資料を整合的に説明するには、 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、 いことが示されている。 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 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。 (減少)と共に他の家計構成員は労働市場から引 同時に、第3表a前記 PIES 特別集計結果 これは直ちに第一表の各年齢層の個体が家 主たる収 家計の有 主

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。 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 社会保障調查資料 である。この事は我々の計測を著しく制約したが、 ある。家計調査資料 出階層別であって、 (昭和三十一年)が世帯主所得階層で再集計され 前記の集計はわずか一九五四年九月分あるのみ 〈FIES〉の一般集計は実収入階層又は消費支 さいわい厚生省

> 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

(合衆国41都市について) 数の値 子 年齡群 男 子 女 -0.53-0.6614 15 -0.65-0.45-0.20\*16 -0.50-0.01\*17 -0.32-0.31+0.02\*18~19 20~24 -0.28\*-0.23-0.16\* $25 \sim 44$ -0.52-0.28\*-0.56 $45 \sim 64$ -0.48-0.6365以上

\* 印は95%水準で有意でない。

(六八六)

<b>〜収入が決定され</b>	Trades	Father's Yearly Wages	(1) Number in Family	(2) Wife & Children Working	(2)/(1)
る他の	Skilled workshop handecraftsmen	752.36	4.75	0.25	0.053
・う機構	Metal workers	739,30	4.50	0.33	0.073
が働く	Building trades	721.32	4.50	0.33	0.073
が働くから、もしの有業率を決定し	Teamsters	630.02	5.20	0.50	0.096
定し、	Mill operatives	572.10	5.00	1.00	0.200
実収入階層で	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'	458.09	5.50	1.13	0.205
大で ある と	Workshop laborers	433.06	5,90	1.10	0.186
- 1	Out door laborers	424.12	6.50	1.33	0.205
	Mill laborers	386.04	6,75	1,50	0.222
		+		<del></del>	

いわれてくると Average of these four groups 1.25 6.16 425.32 を追う世帯主階層資料の使用が要請 供給函数計測 S & B Webb: Industrial Democracy 641 頁所載の表よ Father's yearly Wages の大きい家計ほど家計の有業率((2)(1)) 減少することが知られる。これは家計調査資料第3表ね, ねばならな

同じ傾向である。

雇用分析の計量的基礎

れない

賃金・

の総実

= = (六八七)

を行う場合の資

5

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

実収入階層

この値に適

たる収入者(家計核)の収入が外生的要素として働き、

(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、

料は第3表である。 これらの資料によれば我が国 FIEO

特別集計

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

率は階層と共に何等の傾向を示さないのが一般である。

0

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

ならない。

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

量分析を進行せしめる上には効率の低いものであろう。 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 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 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 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 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 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 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 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

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 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 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 採択又は修正への道を開くために、我々はまず、家計

### 2 · 3 理論模型(その一)

集計、 ①2·2の経験的事実(Douglas, Webb の資料、FIES 特別 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。

> gain を極大ならしめるように両者の選択を行う。 「なお、(文献12・13・15)参照」家計の効用指標函数を (2) 家計は余暇および所得処分に関する選好場をもち、 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。

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

 $\left[ \mathbf{X}_i (i=1,....n) \ i \ oldsymbol{ ext{bold}} 
ight.$  の解入量(貯蓄を含む)。

但しN:家計人員×24 時間

の全時間をさす。 

和として、 総所得。Ⅰは、主たる収入者の所得Ⅰ (核所得)及び非核所得の

(2)  $\tilde{l} = \tilde{l} + WN_{\mu}$ 

所得処分の恒等式は 但しW: 非核収入率, μ=1-4 (就業率)

(3)  $\overset{\circ}{\mathbf{l}} = \sum_{i=1}^{n} p_{i} \mathbf{X}_{i}$ 回 つ pi it Xi の fi K

(2)と(3)を結べば、

 $(4) \quad I + WN \mu = \sum_{i=1}^{n} p_i X_i$ 

元は man hour でなく man (人員)単位を採らねばならない。 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

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 極大ならしめる X および Α は周知の限界効用均等法則を満足 さ 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 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 せねばならない。即ち や PIBS 資料の示す事実に依って、 とになる。man の次元に関する Douglas および Webb の資料 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Nは 核構成員に関するものとして述べられる。従って⑴式のNは非核構 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 どの家計でも、家 計核と identify される資料上の世帯主は有業者 非核構成員の労働供給行動に

(5)  $\frac{\partial \omega}{\partial X_1} / p_1 = \frac{\partial \omega}{\partial X_j} / p_j = \frac{\partial \omega}{\partial N_A} / W \quad ((j=2, 3, \dots, n))$ 

X\*i, /\* が解かれる。 ⑤と①から N, I, W, Paをパラメタとしてのを極大ならしめる

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

 $A^* = A(N, I, W, p_1, \dots, p_n)$ (光傳供給函数)

供給函数に他ならない。 μ\*=1ーΔ\* なる関係から余暇の需要函数即ち (7式は家計の労働

的な家計の需要方程式である。すなわち (b) 汀の X\*\*\*を用いればであるが、(b)式は、所得決定機構を含むという意味に於てより一般 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

賃金・雇用分析の計量的基礎

家計の稼得する総所得量は

として求められる。 <u>@</u> Î\*=WNμ\*+1 (μ\*=1-Λ\*)…(所得決定方程式)

選好場形態の特定化

場合と二次形式を用いる場合を考察する。 余暇・所得選好場の近似として⑴の∞函数に対数線型函数を採る

アプロウチの現代階に於ては山式の Xa を

9  $X = \frac{1}{P} \sum p_i X_i$ (P: deflater)

される。 として定義しXとNの選好を扱う。選好函数は従って次の如く表わ

 $\mathfrak{g}$  $\omega = a \cdot X^i (NA)^n$ (対数線型選好場)

(ここに a, i, n は常数である)。

(ii)  $\omega = r_1 X^2 + r_2 X + r_3 X (NA) + r_4 (NA) + r_5 (NA)^2$ 

(在 結教) (二次形式選奸婦)

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

選好場向に基き供給函数のを以について導けば、 準備計測(その一) 対数線型選好場による近似

三五 (六八九)

母集団に於ても群毎の関係A

B

十十万

4+2

((供給函数A)

は、1.095

となる。も

有業率, 1:核所得, W:非核収入率,

N:非核家計人員

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

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)

				12210 1 130	H1 14.075 25 44. T	-1-10 W13K	のしょ フィドルム
階層 番号	核収入	非核収入 率 W	非核人員 N	非核有業 人員 Νμ	非核有業 率 μ	$N_A$ $\equiv$ 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
<b>5</b> ·	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
	1	•				A NOTE OF THE PARTY.	and the second

0.28

0.17

0.30

0.0619

0.0417

0.0833

核収入: 勤め先からの世帯主収入十その他実収入 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)

4.52

4.08

3.60

世帯主収入と家計の有業率 3 表 b.

(厚生省資料再集計結果(昭和同人会)より作成)

4.24

3.91

3.30

25

12

10

確認され難い。

という結果を得る。

又階層

**2** 

3

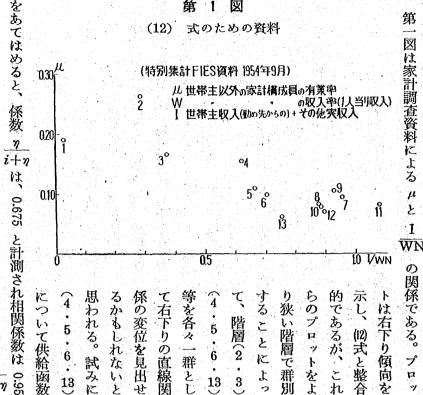
で係数を決定すると

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

選好場は階層の比較的狭い範囲に於ては i, 7 を常数とする対

また変位の要因として次のような可能性もある。即

世帯数	N+1 世帯人員	Nμ 有業人員	μ 非核就業率	Ⅰ ≕核所 得十その 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	3078
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
		,	1	1	1			3



次の関係で表わされる。 これに対し Ŧ  $N\mu = \frac{\alpha}{\hbar}N - \frac{\alpha}{\hbar}N$ て観測される量は man-hour **X**|H  $\beta \equiv$ 임 でなく 8 4 であるか

即ち

であって、 3.270 となる。 で 0.706 となり、 **截片を計算すると(2~3)階層で** (截片と勾配の増加)と整合することになる。 (人員) 次元の資料から求められた常数は al h 階層の上昇と共に ね 併し乍らこの推論は、 (4, 5, 6, 13) 階層の労働時間を1として (2, 3)階 が減少するならば、 労働時間 資料を欠くので未だ (截片 0.216) =0.499 (4, 5, 6, 13) 階層 勾配平均を用いて を求めると実に WW 観測される事 ٤  $\frac{\beta}{h}$ 

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、 行動の man-hour (た: N 1 無何の迷寥那層) が存在し、 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 たとしよう。 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  $\mathfrak{S}$  $hN\mu = \alpha N - \beta$ (人質×時間) (h: について N1単位当り労働時間) man-hour 資料を得たとき A 式が高い近似を与え  $\omega = X^i (N \Lambda h)^\eta$ <u>ー</u>つ

賃金・雇用分析の計量的基礎

13

14

15

51063

54415

59935

14854

3276

6233

て近似することが出来る。 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wによっ

その他 実 収

10093

2859 3727

2866

2413

2339

2053

1799

3864

2296

2363

1569

1776

2851

2532

6283

2795

核所得

1860

3694

6068

8594

11168

13401

15913

18525

20983

23732

25902

28670

31340

33844

36049

38645

49803

非核)平均有業率である。供給函数は次の形に導かれる。 次の通りである。 5 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 準備計測(その二) N の代りに 1 を採る。又 ルは家計の この項の計測に於ては選好函数川のXに家計人員 二次形式選好場による近似 (核および

(E) 11

 $\omega = r_1 X^2 + r_2 X + r_3 X A + r_4 A + r_6 A^2$ 

(選好函数)

 $\frac{a_1+a_2(\overline{W}/P)+u}{a_3(\overline{W}/P)+a_4(\overline{W}/P)+a_5}$ (無絡函数B)

第 3 表 c 世帯主収入と家計の有業率

非核収入 率 W

10255

3784

3811

5422

3750

6594

5802

6495

7833

6693

8093

6800

20031

7922

3257

4497

7046

(bと同じ)

I/W

1.16558

1.73177

2.57413

2.11361

3.62170

2.38702

3.09652

3.12918

3.17209

3.88884

3.53701

4.45089

1.65324

4.63204

11.84556

9.98622

7.46494

地

L≡核所 得十その 他実収

11953

6553

9810

11460

13581

15740

17966

20324

24847

26028

28265

30266

33116

36695

38581

44928

52598

N+1 N<sub>μ</sub> μ 世帯人員 有業人員 非核就業率

1.375

2.077

1.794

1.788

2.053

1.714

1.642

1.548

1.622

1.640

1.360

1.546

1.039

1.539

1.333

1.143

1.276

0.0829

0.23728

0.19565

0.20635

0.22856

0.16949

0.13934

0.12499

0.14285

0.13445

0.07627

0.11466

0.00886

0.10527

0.06930

0.02818

0.05840

13 **終計の中地信業地**,  $a_1 = r_4 + 2r_5$  $a_2 = -(r_2 + r_3)$ W: 有業者1人当り(平均)収入率  $a_3 = 2r_1$ 

ultN(0, d)に従う循導概乱要素である。 a4 ||  $-27_{3}$  $a_5 = 2r_5$ 

測結果は、 に見られるような顕著な変位は見出されない。 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 と一件の観測される関係は第2図に示す。  $a_1 = -414,149,097$ FIES資料より  $a_2 = 90,441$  $a_3=1$ (3)式のパラメタの計  $\alpha_4 = 337,335$ 図からも知ら る

80

13

34

33

38

42

53

42

37

25

25

33

26

26

21

14

29

4.200

4.539

4.059

3.818

4.605

4.214

4.604

4.381

4.351

4.760

4.720

4.758

4.346

5.115

4.810

5.071

4.724

相関係数 ~=0.88 である。 家計平均值一片、  $\overline{\mathbf{w}}$ を用いるこの計測は

再集計結果)を用いてその普遍性を検証し難い。 **家計核と非核構成員の収入率の異なる昭和同人会資料** よって、 (厚生省資料 以下再び

6 準備計測(その三) Gaussの近似接近最小自栗法に

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。

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

**从** 家計有業人員/家計人員 ₩ 有業者/人当/収入 FIES 1954年9月 特別集計結果(1~13陷層) 0.1 収入率点

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(1)式を用い、 Œ I+WN =P·X 制約条件を

供給函数を導くと、

(15) 
$$\mu = \frac{a_4\left(\frac{\mathbf{W}}{\mathbf{P}}\right) + a_5\left(\frac{\mathbf{I}\mathbf{W}}{\mathbf{P}^2}\right) + a_6\left(\frac{\mathbf{I}}{\mathbf{P}}\right) + a_7}{a_1\left(\frac{\mathbf{W}}{\mathbf{P}}\right)^2 + a_5\left(\frac{\mathbf{W}}{\mathbf{P}}\right) + a_3} + v$$

 $a_1=2\gamma_1$  $a_4 =$  $-(r_2+r_3)$ 

 $a_2 = -2\gamma_3$  $a_5 = -r_1$ 

 $a_3 = 275$  $a_6=73$ 

μ: 非核有業率 1:核所得 W: 非核収入率

v: N(0, σ<sub>v</sub>²) に能う random variable.

似接近最小自乗法を用いる。 **屿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** 

**(16)**  $a_1 \equiv 1$ に観測誤差があるという仮定の下では  $a_2 = 3.9268830(10^3)$  $a_3 = -5.8609505(10^7)$ 

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

相関係数 7=0.9796 結果を得る。

にのみ random disturbance ありとした場合

**(D)** 

 $\mu$ 

三九 (六九三)

…(無絡函数C)

 $a_7 = 2r_5 - r_4$ 

 $a_6 = 4.9797044(10^1)$  $a_7 =$ -1.4700623(107)

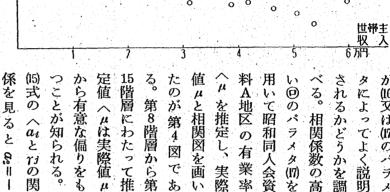
賃金・雇用分析の計量的基礎

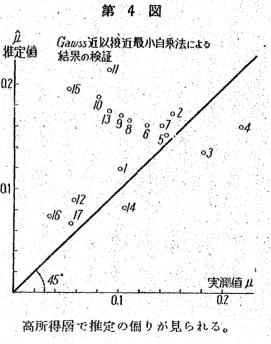
Î  $a_1=1$  $a_4 = 2.7018767(10^3)$  $a_6 = 5.3305734(10^1)$   $a_7 = -1.5138390(10^7)$  $a_2 = 4.5814069(10^3)$  $a_5 = -1.8193731(10^{-2})$  $a_3 = -6.2581175(10^7)$ 

関係数 7=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)

る。 が個又は例のパラメ





再考を加える方の途を選ぶことにする。 はあまりに強い仮定の上に立つように考えられるので、計測方法に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 2・06 なる関係にあるはずであるが、01 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 系と整合しないことがわかる。<br />
これは我々の供給構造の理論模型が 偏らしめる理由である。 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 も共にこの条件をみたしていないことが見出される。 すなわち Gauss の近似接近最小自乗法に 計測の結果は、 これがヘルを 符号も絶対値

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

### 第 3 図 非核家計員就業率と核収入 式のための資料 川非世帯主家計員 03 有業率 特别集計FIES (1954年9月)

(未刊) に述べてるあ。

7 αm,α1·····αm)=0 としたときこの函数上の点と実測値と の 差の 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 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 α に対する関係が Gauss の近似最小自乗法は、あてはめる式を F(yıxı, …… αのはじめに選んだ近似値の近傍で α に関 of Data ")

式選好場に新たな仮説を導入する方法を試みる。 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 選好場パラメタ 73=0, 75=0 の仮説に基く計測(8)

考えられる仮説は次の三種である。

9  $r_1=0$  $7_3 = 0$ Ø 75=0  $\gamma_3 = 0$ 

くになる。 **の回○夫々の仮説の下に導かれる供給函数は、** 夫々(8)(9)(2)(式の如

(18) 
$$\mu = -\frac{r_2}{2r_5} W + (1+r_4)$$
  $\oplus$ 
(19)  $\mu = \frac{-(r_2+r_3)}{2r_3} - \frac{1}{2} \frac{I}{W} - \frac{r_4}{r_3} \frac{I}{W} - \oplus$ 

**₹**|-S 271 W :: (3)

仮説のに依る図式は1を含まないが観測されるμが核所得1と強

賃金・雇用分析の計量的基礎

判定されても 11=0, 75=0 を検証したことにはならない。従っ であるという仮説であるが、回の側式は、後述する最終計測結果の として最小自乘法推定が可能である。例式をWz, Wz, W, 界効用は独立)の図式を採る。 まず仮説の《余暇の限界効用一定、 され難いものであるから、 式(家計型の標準化操作と 71十0, 75十0 に基く)と形式 的に区別 い関係にあるから、適当でない。回は財及び余暇の限界効用が常数 この段階で側式が事実との対応で妥当と (20)式は、 且つ財の限界効用と余暇の限 を独立変数 7

(20)' 
$$\mu = \alpha_1 \left(\frac{1}{W}\right)^2 + \alpha_2 \left(\frac{1}{W}\right) + \alpha_3 \left(\frac{1}{W}\right) + u'$$
 $u'$  は N(0,  $\sigma u'^2$ ) に発う。

として計測すれば、

B  $\alpha_1 = -5.242574(10^4)$   $\alpha_2 = 2.324446(10^3)$  $\alpha_3 = -3.238718(10^{-2})$ 

相関係数 ~=0.8455 (d.f.=9)

れる。 約式似におけるIとWに夫々因子のとくを乗ずることによって行わ 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 を得る。ところで図を図と比較すれば、 ければならないはずであるが、  $\alpha_3 = -3.238718(10^{-2})$ I Wの係数のは一でな と計脈され

 $\varphi I + \zeta W N \mu = P X$ 

(φ+<=1)

(六九五)

以下の階層

と表わせば、 (20) 12, 次のように導かれる。

(2) 
$$\mu = \frac{r_1}{2r_1\zeta^2} \left(\frac{1}{W}\right)^2 - \left(\frac{r_2}{2r_1\zeta}\right) \frac{1}{W} - \left(\frac{\varphi}{\zeta}\right) \frac{1}{W} \dots$$
 (供給函数D)

従って を意味している。計測された れと の、くは次の通りである。 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 を説明しようとすれば、核所得工と非核収入率 w は夫々 ゃ、5 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 αの値は φ ς を計測したことになる。ここに φ とくが導

21') 
$$r_1 = -1$$
  $r_5 = 0$   
 $r_2 = 4.503051(10^3)$   $\varphi/\zeta = 3.238718(10^{-2})$   
 $r_3 = 0$   $\varphi + \zeta = 1$   
 $r_4 = 9.837608(10^6)$ 

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 0.7913 (d.f.=11) B地区で 0.7770 (d.f.=11) となり夫々一%お 推定(負値)を与える。 B地区で 0.018688。 巴(w)=0 の仮説の下で t は夫々 t=0.7456, よび五%水準で有意である。またμーμの平均はΑ地区で0.0058367 て μ の推定値 ヘμ を計算すると実測値との相関係数は Α 地区で 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 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。 ~44階層に関するものであって15、 このことより供給函数図は核所得Ⅰの三万円 16 17階層は μの著しい過少 推定結果

> 第 5 図 (23) 式による推定値と実測値 ● 実測値 × 推定値

> > 的に妥当する 範囲内で近似 得階層のこの

ものと考えら

れる。実際パ

0 73=0 は所

わち仮説 75=

性をもつとい

について普遍 (1~1階層)

えよう。

すな

少推定することが見られる。斯様にして仮説○とこれから導かれる その普遍性を容認出来るものである。 供給函数図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 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 果は第5図に

あてはめた結

資料に図式を 於てFIES

ラメタ計測に

この項の計測に於て導入された新たな要因は  $\varphi$ く であるが計

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測の結果 φ は ζ に比べて約 1/30 以下の weight をもつことが は3・3項で更に明らかにされる。 よび計測結果と全く整合的であることが見出された。 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 は今迄になんら interpretation を与えていなかったが、この因 くの意味

8 旨 (未刊) に述べられている。 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

## 変位する選好場の計測

理論模型(その二)

とが要請される。 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

構成人員とその特性を陽表せずに余暇率1を用いることによって陰 伏的に処理されて来た。これは 73=0, 75=0 の仮説と共に近似範囲 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、 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、 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 これらの家型特性は世帯の主たる収入

を狭める影響を与えたかもしれない。

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。 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。

ここに家計特性とは、次のように規定される。

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、 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い 『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

る選好場川は 『同一時点に於て非核構成員が相等しい収入率の雇用 機 会をもつニ 人員数を N\* 収入率を W\* 任意の階層を代表する家計特性をとり、 核所得をIとすれば、家計人員を陽表す この階層の一家計の非核

(24)  $\omega = r_1 X^2 + r_2 X + r_3 X (N_* A) + r_4 (N_* A) r_5 (N_* A)^2$ 

と表わされ、制約式は、

F  $PX=I+W*N*\mu$ 

供給函数は次の形になる。

28  $N_{*\mu} = \frac{-2r_1W_*I - r_2W_* - r_3(W_*N_* - I)}{2[r_1W_*^2 - r_3W_* - r_5]}$ 73(W\*N\*-I)+275N\*+74

家計特性が異なればシュ 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 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 は相異なる。観測される非核収入率が階層

四三 (六九七)

賃金・雇用分析の計量的基礎

関係が成立する。 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 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 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 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

NW≡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

N8=N\*

図の両辺にWを乗じて切と比較すれば、

を例に代入すると、供給函数は次のように導かれる。 人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。図図 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

80 
$$N_{\mu} = \frac{1}{2} [W_{*}^{2}(2r_{1} + r_{3}) \frac{I}{W} - W_{*}(r_{2}W_{*} - r_{4}) \frac{1}{W} + (2r_{5} - r_{3}W_{*})N]......(供給函数E)$$

2=2[r1W\*+r3W\*+r5]

₩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 g は常数と して扱える。従って例式はIW、 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 で表わせば、例は と書かれる。 (a)  $NA = \frac{1}{\mathcal{Q}} [(2r_1 W_* - r_3) W_* \frac{1}{W} + (r_2 W_* - r_4) W_* \frac{1}{W}]$ +(271W\*-73)W\*N].....(供給函数 E')

(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 ている。 氏により行われた(文献6)。 氏はるに独自の函数形を使用され

供給函数計測結果と選好場変位の導入

v' 1 N(v, ov'2) 心能5。  $NA = C_1N + C_2 \frac{1}{W} + C_3 \frac{1}{W} + v'$ 

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

とは、次の点である。即ち、我々の模型が妥当するためには刨式に 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 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 よればNの係数 C₁と 1一W の係数 C₁とは相等しく計測されなけれ 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 扨て創式より供給函数の係数 Ct Co Co はWの値の時点間(および

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				
0.952771	0.928260	0.906700				
0.0781390	0.0771702	0.0713127				
-3782.73	-3648.06	-2439.53				

-0.180111

0.961

(C<sub>3</sub>' は W を FIES 平均核収入を単位と して測ったときの c<sub>3</sub> の 値 r は相関係数

かである。C₁ C₂ の差は斯くて理論的に説明されねばならぬもので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 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 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。 ある。模型Ⅱは C1 と C2 の乖離を説明出来ないのであるから乖離を

 $C_1$ 

 $C_2$ 

 $\mathbf{C_3}$ 

 $\mathbf{C_3}'$ 

7

-0.211105

0.976

家計所得ポテンシァルを導入すること。(所 得 ポテンシァル

選好場に変位を導入すること。

賃金・雇用分析の計量的基礎

 $N_A = C_1 N + C_2 \frac{I}{W} + C_3 \frac{1}{W/P} \cdots$  供給函数 又は  $N_\mu = (1 - C_1) N - C_2 \frac{I}{W} + C_3 \frac{1}{W/P}$ 供給函数の導出過程で、 所得ポテンシェルの模型。

-0.12044

0.945

ここに Å は I+WNμ が current な所得であるのに対してポ  $I=I+WN_{\mu}+\alpha A=PX$ 

制約式を次のように表わしたとしよう。

テンシァル A が観測される核所得と シェルに比例する量αΑ をも含むという仮説をあらわす。而してポ テンシァ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 啶となす所得は current な所得に加えてこの家計に特有なポテン

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

85 
$$NA = \frac{1}{D} \left[ r_1 \left( \frac{W*}{P} \right)^2 - \left( \frac{W*}{P} \right) r_3 + \left( r_1 - \frac{r_3}{W*/P} \right) \left( \frac{W*}{P} \right) \right] \left( \frac{W*}{P} \right) \left( \frac{W}{P} \right$$

の影響が無視出来るならば α=0 として 的は 的に帰着する。 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ァ  $\left( r_{1} \left( \frac{W*}{P} \right)^{2} - r_{3} \left( \frac{W*}{P} \right) \right) \frac{\alpha \beta_{1}}{P}$ 

四五 (六九九)

## (2) 選好場の変位を導入すること。

文献 9 参照のこと〕

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。いての二つの見方であろう。(1)の所得ポテンシェル人の変位)と解せられるのであり、又負の変位は、正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、正の所得ポテンシェル効果(2)、このことは直ちに習慣形成(限界効なりも、計測された所得ポテンシェル又は習慣形成(限界効といったであるが負であるかということが重要なのである。健界の変位は、正の影響が負であるかりであるかということが重要なのである。という提問よりも、計測された所得ポテンシェル又は習慣形成(限界効とである。

えているからである(文献9参照)。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

1|W 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(10) 回帰方程式図は reduced form である。従ってこの式でN

らのうち 1|W と 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信ぜられるが、念のため bunch map (第8図) をつくる。Nは信ぜられるが、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 のうち方向が示される。

(11) M. Friedman(文献3)はこの線に沿うものと見られる。

従って(以下 れたに12を乗じておく) 選好場仰に於て、XおよびNの限界効用曲線に変位を導入する。

計測を展開するため変位 n れは夫々核所得 1と、における n および れはもはや常数ではない。

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い γ4=Γ0+Γ1 (Γ0,Γ1 ㈱帯鱗将内のパラメタ)

$$NA = \frac{1}{\mathcal{Q}} \left[ r_1 \left( \frac{W_*}{P} \right)^2 - r_3 \left( \frac{W_*}{P} \right) \right] N + \frac{1}{\mathcal{Q}} \left[ (r_1 + \Delta_1) \left( \frac{W_*}{P} \right)^2 - (r_3 + \Gamma_1) \left( \frac{W_*}{P} \right) \right] \frac{1}{W} + \frac{1}{\mathcal{Q}}$$

$$\left[ \Delta_0 \left( \frac{W_*}{P} \right)^2 - \Gamma_0 \left( \frac{W_*}{P} \right) \right] \frac{1}{W}$$

$$\mathcal{Q} = \frac{1}{r_1 W_*^2 - 2r_3 W_* + r_5}$$

る。 図に於て計測値 G と G の  $\pi$ 離は  $A_1\left(rac{W_*}{P}
ight)^2 - \Gamma_1\left(rac{W_*}{P}
ight)$  に対応す

賃金・雇用分析の計量的基礎

この供給函数は、統計的回帰方程式としては

よって選好場パラメタと関係づけられる。 ② NA=CiN+CiW+CiW+CiW+c', e' it N(0, ov²)で除ち。

$$(40) \quad r_1 \left(\frac{\mathbf{W}_*}{\mathbf{P}}\right)^2 - r_3 \langle 2\mathbf{C}_1 - 1 \rangle \left(\frac{\mathbf{W}_*}{\mathbf{P}}\right) + \mathbf{C}_1 r_5 = 0$$

$$(40) \quad r_1 \left(\frac{\mathbf{W}_*}{\mathbf{P}}\right)^2 + \mathcal{A}_1 \left(\frac{\mathbf{W}_*}{\mathbf{P}}\right)^2 - r_3 \left(\frac{\mathbf{W}_*}{\mathbf{P}}\right) - \Gamma_1 \left(\frac{\mathbf{W}_*}{\mathbf{P}}\right) = \mathcal{Q} \mathbf{C}_2$$

$$(41) \quad \mathcal{A}_0 \left(\frac{\mathbf{W}_*}{\mathbf{P}}\right)^2 - \left(\frac{\mathbf{W}_*}{\mathbf{P}}\right) \Gamma_0 = \mathcal{Q} \mathbf{C}_3$$

$$(42) \quad \mathcal{Q} \equiv \frac{1}{r_1 \left(\frac{\mathbf{W}_*}{\mathbf{P}}\right)^2 - 2r_3 \left(\frac{\mathbf{W}_*}{\mathbf{P}}\right) P + r_5}$$

 $r_i(=1,3,5)$   $A_j(j=0,1)$   $F_k(k=0,1)$  が決定される。 次に t および t+1 時点にかて相等しい性、年齢、社会的諸特性る。 次に t および t+1 時点に於て相等しい性、年齢、社会的諸特性のうち一つ(例えばだ)を1とおくことによって t および t+1 時点のうち一つ(例えばだ)を1とおくことによって t および t+1 においる。

(1) 財の限界効用 所得階層 3 所得階層 2 所得階層 | 余暇の量 助の量

この模型図は 75=+1 として画かれた。符号を逆にすれば変位方向と図の縦 c, I=0.3891, X=0.6683,  $\frac{\partial \omega}{\partial X}$ =2.685,  $\frac{\partial \omega}{\partial NA}$ =2.68 の場合,  $\gamma_2 = 1.501$ ,  $\gamma_4 = -0.726$ ,  $<\frac{\partial^2 N A}{\partial X^2} = +1.61$ 

ら限界効用曲線のシフトパラメタのうち A1T1 が求められる。 求められた れたと共に倒に代入すれば、た、た十1の連立方程式か ける 9 の値 らい Ot+1 が求められる。 Ot+1, Ot, W\*t+1 W\*t にして何からは残りのシフトパラメタ AoTo が決定される。 同様

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 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 **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** 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 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 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 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 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。 **や**つ家計の有業非核構成員一人当り収入 であるから、 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 W\*\*, W\*\*+1 は t 及び t+1 時点における相等しい家 計特性を

FIED 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プラ分布平均が、実収入階層 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 における非核有業者の収入率であるから、 **り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、** 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 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 より信頼度のある分布形

資料より、次のように求められた。

(43)  $W_{29}$ \*=1.0000,  $W_{31}$ \*=1.1607,  $\frac{W^{31}}{P}$ =1.1665 を用いて計測した選好場パラメタは次の通りである (実額 5313.9 円) (実額 6167.6

 $r_3 = +1.193103$  $\gamma_5 = +1.0000000$  $r_1 = -2.702437$  $\Delta_0 = +0.477862$  $\Gamma_1 = -1.124569$  $d_1 = +2.451489$ 

金っ の計測単位は 29 年の10平均値, 20254.5 田であ

れる。 々次の関係によって、 部によって、 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。 Xおよび1の限界効用曲線の截片 たとれとは夫 核所得階層間に於て変位していることが知ら

(46)  $\gamma_4 = -0.285733 - 0.285733 I <math>)$ (45)  $\gamma_2 = 0.477862 + 2.451489 \text{ I}$ (選好掲数位の関係式)

起ることを示している。 計測結果はXに関しては正方向に、Nに関しては負方向に変位がこの関係を模型的に図示すれば第6図の如くである。

**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** 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

あることがわかる。然るに 0./0./0 であるから 1/1+18./0 ければならないであろう。而してこれは、負の所得ポテンシァルが でなければならない。従って(-1人) 81人0 であるはずである。 である。そこで幽の れを用いると  $lpha < 0, r_1 \left( rac{W_*}{P} \right)^2$ 別待される(β1>0)から、計測結果図の れを用いれば a<0 でな 1=β0+β1 に於てポテンシァル Α は核所得階層と共に増加すると 用するということに他ならない。 -W\*73<0 ど

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 心に当って留保せねばならない。併し乍らなお(2)の計測結果と綴の 考察しよう。7s=0 なる仮説は計測結果級に含まれていない点は照 次に2・7における78=0,76=0の仮説に基く計測結果との照応を

賃金・雇用分析の計量的基礎

線を示す。

のでなければならない。所得ポテシェル模型においてひらは夫々、 同時にまた所得ポテンシァル模型に関しても亦整合的に妥当するも るならば、これらパラメタのうちシフトパラメタ以外の ガ な なは 選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 テンシァ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 これらの計測結果を、所得ポテンシァ  $C_{I} = \frac{1}{2} \left( r_{I} \left( \frac{W_{*}}{P} \right)^{2} - \right)$  $=\frac{1}{\mathcal{Q}}\left(\gamma_1\left(\frac{\mathbf{W}^*}{\mathbf{P}}\right)\right)$  $\left(\frac{W_*}{P}\right)$ 73  $\left(\frac{W_*}{P}\right)r_3\left]\left(1+\frac{\alpha\beta_1}{P}\right)\frac{I}{W}$ ル模型と照応すると所得ポ

(七〇三)

考えられるのである。 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 ことを意味している。即ち2・7の計測結果における ゆと 5 の値 得ポテンシァル。A が負の影響を与えるかの如く計測されたという 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 weight へに比して 1/30 以下であることを見出した。そしてこれ ではない。2・7に於て我々は核所得の weight φ が非核収入率 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 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 の方がXのそれより急傾斜であることを示す。これは Toへo Tiへo 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 界効用曲線は、 変位するから、 計測によれば、 75=0 は余暇の限界効用を一定とおくことに他ならないが、一方鍋の =0, 75=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 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。然るにつ 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 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 財Xと余暇Nの限界効用曲線は、相異なる方向へと より急速に相対的変位をなすように反映するであろ もし余暇を一定としてあたかも余暇の限界効用曲線

### 3・4 計測結果の検証

計測結果悩はそれまでの計測諸結果と全く整合的であることが示

試みる。
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きれたので、そのこと自体がとりも直さず似の検証の一担を担うべ

って行われる。それは計測結果個が他の資料に対してもつ説明力を見ることによ

行おう。 一様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 を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 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 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 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 は容易である。 もし我

このためにまず図式を次のように変形する。

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

ここに

(49) 
$$r_1N + (r_1 + d_1)\frac{I}{W} + d_0\frac{1}{W} = Z_1$$
  
(49)  $r_3N + (r_3 + \Gamma_1)\frac{I}{W} + \Gamma_0\frac{1}{W} = Z_2$ 

とかけば、A地区の N W, I, の値と働のパラメタ計測値を用いて

A地区に於て実測されるNの間の回帰方程式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NZと、水の値は計算出来る。もし計測されたパラメタ マロ, イメゥ, ドル が A

(50)  $N_1 = A_1Z_1 + A_2Z_2$ 

$$A_1 = \frac{(W_*/P)^2}{g}, A_2 = \frac{W_*/P}{g}$$

は高い相関係数を与えるであろう。

実際例を計測すると

(5) A<sub>1</sub>=-0.033927 A<sub>2</sub>=-0.70174 γ=0.935 υ得る。

## Ⅳ 労働供給曲線の不可逆性

∞に適用してNをNで表わせば次のように導かれる。 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倁の値を

52  $N_{\mu} = \left\{1 - \frac{W^*}{P_{\cdot}^2} \left[ -2.702437 \left( \frac{W^*}{P} \right) - 1.193103 \right] \right\} N$   $- \frac{W^*}{P_{\cdot}^2} \left[ 0.250948 \frac{W^*}{P} - 0.068534 \right] \frac{I}{W} + \frac{W^*}{P_{\cdot}^2}$   $\left[ 0.477862 \frac{W^*}{P} + 0.285733 \right] \frac{1}{W} - \dots \left($  るときの供給函数、

ここに

(53) 
$$\frac{1}{\Omega} = -2.702437 \left(\frac{W*}{P}\right)^2 - 2.386206 \left(\frac{W*}{P}\right) + 3.386206 \left$$

ける供給函数は、Ѳの値を飼に適用してNで表わせば、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

54 
$$N_{\mu} = \frac{W_{*}}{QP} \left( 1.193103 + 2.702437 \frac{W_{*}}{P} \right) \frac{I}{W} + \frac{W_{*}}{PQ}$$

値で特定階層の たれは家計核収入から媧蝸の関係によって求められらい式の れ および た は家計の習慣形成状態に依って定められる

賃金・雇用分析の計量的基礎

によって惹起されることが匈式から理解される。

家計非核人員 N=4、同収入率 W=8,000円の家計について、

と核収入1との関係的を第7図に示す。図のの線が

核収入二〇、〇〇〇円の階層に於て、

家計核の

働供給量 Nμ これである。

いま、

なく対式を用いて画かれたの線に沿ってはるかに急激に減少するこ働供給量はPから図を用いて描かれたの線に沿って下降するのでは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

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

領域に限定される。 能の情報の下では十分検証され 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 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 の供給行動の反応は、ス゚曲線とス゚曲線の効によって作られる視角の 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 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 たと考えられるから、

少なくとも次

々の場合における Son 曲線を画くことは容易である。 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

第 7 図 不可逆的供給曲線 (N=4, W=8,000 の家計について Si は習慣形成を S は習慣形成を伴わぬ場合の供給曲線を示す) 伴う場合の供給曲線, (20,000; 0.476) **~(52)**式 *[(10<sup>3</sup>円)* 30

PからS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

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

とが示される。

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 cross section 資料に現われる供給函数の勾配の時系列的変化は

(11) J. Duesenbery(文献 1alb)の消費函数における不可逆性 場に変位がなくても余暇し所得処分のクロス項の係数では余暇量 消費選好場が変位するから余暇し所得選好場も変位するであろう 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。 と述べるのであるが(文献 と照応的であるように見える。 1a p. 100)、しかしたとえ消費選好 しかしながら Duesenbery は、

### 結 語

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 の余暇~所得選好場の 計測を 行った。 予備的計測 2・4、 2・5、 出来たと考えられる。 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 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 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 ラメタンが他の選好場パラメタ カ れ、3・3に於て、選好場変位のパラメタ 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 賃金~雇用~所得決定機構の計量的基礎として、我々は家計 73 76 と共に計測された。これ Δ1 Δ0 Γ1 Γ0(習慣形成パ

計測結果3・3と2・7とは整合的である。

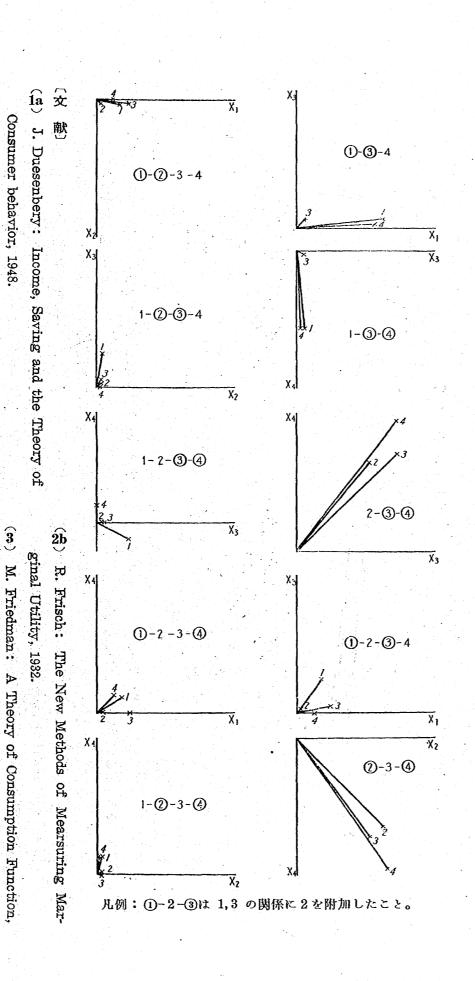
の緩慢にして steady な上昇期における供給行動と、瞬間的家計核 計測結果に基いて、家計核所得(家計の主たる収入者の収入)

賃金・雇用分析の計量的基礎

るものである。 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 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

あるが、 出来るであろう。 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 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 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 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 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、労働時間(hour)に関する分析が更に補われなければなら 本稿の計測は人員(man)の次元の供給函数に関するもので 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

筆者にとって今後に課せられた問題である。 計測は、本邦雇用現象分析に不可欠なものである。これは倒と共に 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



第 8 図 (38) 式のバラメタ (第 4 表) 計測における Bunch map (FIES 資料の分) ①-③ ①- 2 -③ **(2)-(4)** 1-2-4 **'**②**-**③ ①-② 1-2-3 1)-2-4 (1)-3-(4) (1)-(2)-4 (1)-(4) 五. 四 (七〇八) 3-4 1-2-3 **2-3-4** 

賃金・雇用分析の計量的基礎

(র) P. H. Douglas: The Theory of Wages, 1934.

(5) 梅村又次「農工間賃金格差と労働移動」―賃金基本調査(中

Fi.

(七〇九)

有沢広巳「賃銀構造と経済構造」―賃金基本調査第一部第一

the Structure of the American Economy, 1952, Part V.-

The Role of Demand in the Econ-W. Leontief & others; Studies in

<u>1</u>b

1 1650 mg

- 山伊知郎編 東洋経済)第一部第11章—
- 調査(前掲)第9章— (7) 佐々木孝男、孫田良平「産業別規模別賃金格差」—賃金基本
- 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
- 説」三田学会雑誌第50巻第9号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
- (10) "「賃金の形態と産業内賃金分布」―賃金基本調査(前編)

- (12) 小尾恵一郎「労働市場の分析」―生活水準研究資料(9)「就業
- | 関する研究台」(統計研究会)第一章|| | 「労働供給函数の計測」||生活水準研究資料(0)「就業に
- 第10章― 第10章― 「実物給与の機能について」―「賃金基本調査」(前掲)
- 済研究(岩波)第8巻3号— (15) 〃 「労働供給について—経験的事実と理論の再考—」—経

# 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

建

不均窮の経済表に就て一七七三年の冬、巴里のミラボー侯邸に催された重農経済学派の

Gesellschaft in Bern に提出するミラボー侯の論文に添附すべく その第二版の三部の中の一部を、ベルンの経済協会 Okonomische 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 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、 夫人 Mme de Pailly-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 講演に拠れば、ケネーは一貴夫人ー 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、 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 の使徒』Le Mercure de France に経済表を掲載せんとせるを断 の推測によれば寵妃ポンパドウル侯爵夫人、 同年度の最後の会合で行われたデュポン Dupont de Nemours の 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、 一七五九年『人間の友』第六部と同時にその続篇 の勧告に従って、最初、官報『フランス オンケン Auguest Oncken 後のシェル Gustave

五七 (七一一)