

Title	余暇・所得選好場と変位の計測
Sub Title	Estimation of the constants and the shift parameters of the income-leisure preference field
Author	小尾, 恵一郎
Publisher	慶應義塾経済学会
Publication year	1959
Jtitle	三田学会雑誌 (Keio journal of economics). Vol.52, No.10 (1959. 10) ,p.846(16)- 861(31)
JaLC DOI	10.14991/001.19591001-0016
Abstract	
Notes	論説
Genre	Journal Article
URL	https://koara.lib.keio.ac.jp/xoonips/modules/xoonips/detail.php?koara_id=AN00234610-19591001-0016

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.

余暇・所得選好場と変位の計測

小尾 恵 一 郎

一つの家計の就業人員を決定する要因とメカニズムは複雑多岐にわたり、観測可能な経済量が現象の説明にどれほどの役割をはたすかについての回答は広汎な計量的分析の結果を俟つてのみ用意されるであろう。

最近 C. D. Long^(註1) の分析によれば、センサス資料について、合衆国各都市の妻の有業率(妻の人員中に占める収入稼得のために働いている妻の割合)は夫の収入と美事な負の相関関係にあることが示され、また、一九五四年 Survey of Consumer Finance のクロスセクション資料を用いた R. N. Rosset^(註2) の多変数回帰分析の結果は、妻の有業率(の指標)に対する、独立変数としての、経済諸量(夫の収入、財産収入、負債等)の影響は有意である旨を報告している。

(註1) C. D. Long; Labor Force under Changing Income and Employment, 1958.

(註2) R. N. Rosset; Working Wives, 1958.

て、選好場常数を計測した。その結果さらに家計の(世帯主の)所得階層間で選好場の形の異なると考えざるをえないことが結論された。

(注) 小尾恵一郎「賃金・雇用分析の計量的基礎」三田学会雑誌 昭和三十三年八月。

併しこの分析の段階においては、適切な性格の資料である世帯主収入階層別資料は、昭和二十九年九月の家計調査特別集計と三十一年八月の社会保障実態調査資料再集計結果だけであった。従って前稿の結果は、更に資料の整備をまって補正されるべきものであった。幸にその後家計調査資料三十年、三十一年、三十二年が各九月分について再集計される運びとなり利用可能の情報が著しく増加した。此の稿の分析は、新資料による計測結果とその吟味についての報告である。

(注) 企業家計行動分析プロジェクト 尾崎巖、佐野陽子両氏および筆者の協同研究「わが国就業機構の計量的分析(一)」(労働協会雑誌第二、第三号)における筆者担当の計測は本稿の計測 A、Bとして報告されている。これらの結果は計測階層を変化せしめて、更に検証されるべきものであった。本稿では供給モデルの再編成とともに残されたこの点の吟味もまた行なわれる。

(1) 労働供給機構の理論模型

仮説 (1)

余暇・所得選好場と変位の計測

P・H・ダグラスの先駆的分析をはじめとして、これら一連の計量的研究結果は、家計の有業率(家計構成員の就業する確率)が観測可能な経済変量によって有意な影響をうけ、且つその効果は量的に把握可能であることを示唆するものである。

併し、家計調査資料によるわれわれの回帰分析の結果によれば、クロスセクション資料にあらわれた有業率と家計の経済量および人口学的(Demographic)要因との回帰方程式の係数は年々変化するが見出されている。また前記 Long の分析においても妻の有業率と夫の収入の相関が都市間で変位している。これらのクロスセクション資料の時系列的(および地域的)変化が、いかなる要因とメカニズムによって起るのかを明らかにすることは、有業率変化のメカニズムを自律的に解明するために、ひいては変動の予測を行なううえにおいて、必要不可欠なものである。

各時点における有業率の回帰方程式が変動するメカニズムを把握するために、筆者は前稿^(註)において、余暇と所得の選好場を導入し

核所得階層別家計調査資料の核所得階層に属する代表家計は、個有の人口学的、社会学的特性に従って個有の選好場をもつ。

(1.1) 貯蓄をふくむ財の処分量を $s_s (s=1, \dots, n)$ 、その価格を P_s とすれば次の関係をみたす X を処分量の指標と定義する。

$$\sum_{s=1}^n P_s \cdot s_s = P \cdot X \quad (P: C.P.I. \text{ index})$$

一つの核所得階層の代表家計の非核家計員数を N_j 、第 j 番目の非核収入機会への就業人員を $N_{js} (j=1, \dots, j)$ 、収入率を W_j とすれば

$$\sum_{j=1}^j W_j N_{js} = W \cdot N \quad (1)$$

をみたす W を非核収入機会の収入率と定義し、また $\sum_{j=1}^j W_j = 1$ とかけば、家計の余暇率 A は

$$1 - A = 1$$

と定義される。家計の選好場

$$(a) \quad u = u(A, s_1, \dots, s_j, N, s_1, \dots, s_n, s)$$

u : 効用(幸福)

は、

$$(b) \quad u = u(N, A, X, s)$$

で近似される。

(1.2) 選好場 (b) は二次形式であらわされる。

(2) 核収入階層に属する代表家計 H_i と j に属する H_j は夫々異なる選好場 u_i, u_j をもつ。

- (3) 選好場の階層間変位は余暇、および所得の限界効用曲線の截片が核所得と線型に關係するような仕方で見ている。
- (4) 家計の非核構成員は核収入および非核収入率および資産Aより又は他の源泉からの不労働収入を所与として効用指標を極大にするように余暇・所得の選択(供給量の決定)をおこなう。
- 仮説(1)~(4)は前稿までの分析結果によって支持されてきたものであって、この分析の出発点として採用される。

(2) 特定核所得階層の代表家計に関する不変選好場のもとでの理論模型(C・F・モデル)

仮説(1)(4)および(2)によって核所得階層iに属する代表家計H_iの選好場を、二次形式

$$(1) \quad u = \frac{r_1}{2} X^2 + r_2 X + r_3 N_{i*} A + r_4 N_{i*} A + \frac{r_5}{2} (N_{i*} A)^2$$

で把握する。

X: 所得

N*: 非核家計人員

A: 余暇率 $\left(\equiv 1 - \frac{\text{非核有業人員}}{\text{非核人員}} \right)$

r_c (c=1, 2, 3, 4, 5): 選好場定数

所得の稼得額と処分額についての恒等式は

$$(2) \quad PX \equiv I + W_i N_{i\mu} + a$$

P: C.P.I. Index

好場定数 r_c (c=1, 2, ..., 5) を階層ごとに直接計測する途が開かれるであろう。けれども、家計調査資料からは、各階層の代表家計について一つずつ観測値を知ることができるにすぎない。従って、

常数の推定値はμとW、I、aの間の關係をあらわす回帰方程式の係数から求めるのであるが、(5)はW*に関して線型でないから推定上の困難がおこる。ガウスの繰返近似最小自乗法の推定値は前稿に述べたとおりわれわれの仮説と整合的な推定値を与えない。

此の点についての困難は、選好場(1)の家計特性指標δに特殊な性質を仮説として導入することによって処理された。

第i核収入階層と他階層の代表家計の構成員は、相異なる性、年齢、その他の特性をもつと考えられる。従って供給函数(5)をiおよび他階層に適用するには、特性σを陽表的に考慮しなければならぬ。特性σの函数δを家計特性指標として、

$$(6) \quad \delta = \delta(\sigma)$$

とあらわし、δの意味を次の式で定義しよう。

$$(7) \quad N_{i0} \equiv N_{i*}$$

ここにNはi以外の階層の直接観測される家計人員、N*は階層のうち基準とする任意のi階層の直接観測可能な家計人員である。i階層の家計とj等の階層の家計は相互に家計特性が異なるが、jとiを比較するにはi階層を媒介とすることを(7)式は意味している。

余暇・所得選好場と変位の計測

I: 核収入

W_i: 第i階層の代表家計の非核収入率

μ: 非核収入率

a: 階層又はその性を無視したる不労働収入

仮説(4)により(2)を制約としてσを極大ならしめる家計の余暇・所得の選択結果は余暇—所得の限界効用均等式

$$(3) \quad \frac{\partial u}{\partial X} / P = \frac{\partial u}{\partial N_{i*} A} / W_i$$

をみます。(3)に(1)を適用すれば

$$(4) \quad \frac{r_1 X + r_2 + r_3 (N_{i*} A)}{P} = \frac{-r_5 (N_{i*} A) + r_4 + r_2 X}{W_i}$$

この式に(2)の關係を代入して、μについて解けば、

$$(5) \quad N_{i\mu} = \frac{-r_1 W_i (I + a) - r_2 W_i N_{i*} - I - a + r_2 N_{i*} + r_4}{r_1 W_i^2 - 2r_3 W_i + r_5}$$

これは第i核収入階層の家計の労働供給スケジュールである。(5)式によればこの家計で非核収入率が一定であるときは、非核有業率μは核収入Iおよびその他収入源の不労働収入aに対して線型の關係で変化することが知られる。

(3) 家計調査資料の各階層に対応する可変選好場模型(V・F・モデル)

もし、各核収入階層においてW*を一定としてIおよびaだけを変化せしめるという直接に管理された実験が可能ならば、(5)式から選

δを観測可能な量で捉えるために次の仮説を設ける。

仮説(5) 家計特性の指標δはi階層の非核収入率W*と比較対象階層の非核収入率Wの函数としてあらわされる。

$$(8) \quad \delta = \delta(W, W^*)$$

とくに最も簡単な表現として次の函数形を探ろう。

$$(9) \quad \delta = \frac{W}{W^*}$$

(7)と(9)を(5)に代入すると供給函数

$$(10) \quad N_{i\mu} = \frac{1}{\delta} \left[\frac{W^*}{P} \left(-r_1 \frac{W^*}{P} + r_3 \right) \frac{1}{W} - W^* \left(\frac{r_2}{P} \frac{W^*}{P} - r_4 \right) \frac{1}{W} + \left(r_5 - r \frac{W^*}{P} \right) N \right]$$

$$Q \equiv r_1 \left(\frac{W^*}{P} \right)^2 - 2r_3 \frac{W^*}{P} + r_5$$

を得る。

(4) 選好場定数と変位パラメタの推定

(10)式においてはW*は基準核収入階層の非核収入率だから一つの時点においては常数である。従って(10)式はI・WとNとI・Wを独立変数として含む線型方程式となり、最小自乗法を適用して回帰係数を推定することが出来る。すなわち、

$$(11) \quad N_{i\mu} = C_1 N + C_2 \frac{I}{W} + C_3 \frac{I}{W}$$

22.12

$$(12) \begin{cases} C_1 \equiv \frac{1}{Q} \left(r_5 - r_3 \frac{W^*}{P} \right) \\ C_2 \equiv \frac{1}{Q} \frac{W^*}{P} \left(-r_1 \frac{W^*}{P} + r_3 \right) \\ C_3 \equiv -\frac{1}{Q} \left(r_2 \frac{W^*}{P} - r_4 \right) \\ Q \equiv r_1 \left(\frac{W^*}{P} \right)^2 - 2r_3 \left(\frac{W^*}{P} \right) + r_5 \end{cases}$$

または余暇の需要量 N であらわせば

$$(13) \quad NA = C_1^0 N + C_2^0 \frac{1}{W} + C_3^0 \frac{1}{W}$$

22.13

$$(14) \begin{cases} C_1^0 \equiv C_2^0 \equiv \frac{1}{Q} \frac{W^*}{P} \left[r_1 \left(\frac{W^*}{P} \right)^2 - r_3 \right] \\ C_3^0 \equiv \frac{1}{Q} \frac{W^*}{P} \left(r_2 \frac{W^*}{P} - r_4 \right) \end{cases}$$

パラメタ $C_i (i=1, 2, 3)$ 又は C_i^0 を制約を課せずに推定するた
め(13)又は(14)式を

$$(15) \quad \mu = C_1 + C_2 \frac{1}{WN} + C_3 \frac{1}{W} + u_1$$

または $u_1: N(0, \sigma_1^2)$ に従う random variable

$$(16) \quad A = C_1^0 + C_2^0 \frac{1}{WN} + C_3^0 \frac{1}{W} + u_2$$

$u_2: N(0, \sigma_2^2)$ に従う random variable

の形に導いて C_i 又は C_i^0 の推定を行なう。

方程式(16)は任意の階層 i, j 等の代表家計に関する労働供給函数である。但し、なおよび r_4 は仮説(3)によって n 個の階層で夫々相異なる値 r_{4j} ($j=1, 2, 3, \dots, n$) をもつものとされている。

関係式(12)又は(14)からは各階層の r_2, r_4 を推定出来ない (Under identifiable) が仮説(3)によって、 r_2 と r_4 を夫々第 i 核収入階層の核収入 I^i と次の関係

$$(17.1) \quad \begin{cases} r_2^i = 4_0 + 4_1 \frac{I^i}{P} & (4_0, 4_1, \Gamma_0, \Gamma_1 \text{ は核収入階層の}) \\ r_4^i = \Gamma_0 + \Gamma_1 \frac{I^i}{P} \end{cases}$$

$$(17.2) \quad r_4^i = \Gamma_0 + \Gamma_1 \frac{I^i}{P}$$

にあるとおけば余暇需要方程式(労働供給方程式の変形)は(16)式の形に導かれる。

$$(18) \quad NA = \frac{1}{Q} \left[r_1 \left(\frac{W^*}{P} \right)^2 - r_3 \left(\frac{W^*}{P} \right) \right] N + \frac{1}{Q} \left[(r_1 + 4_1) \left(\frac{W^*}{P} \right)^2 - (r_3 + \Gamma_1) \left(\frac{W^*}{P} \right) \right] \frac{1}{W} + \frac{1}{Q} \left[4_0 \left(\frac{W^*}{P} \right)^2 - \Gamma_0 \left(\frac{W^*}{P} \right) \right] \frac{1}{W} \\ Q \equiv r_1 \left(\frac{W^*}{P} \right)^2 - 2r_3 \left(\frac{W^*}{P} \right) + r_5$$

両辺を N で除せば

$$(19) \quad A = C_1^* + C_2^* \frac{1}{WN} + C_3^* \frac{1}{W}$$

ただし

$$(20.1) \quad C_1^* \equiv \frac{1}{Q} \left[r_1 \left(\frac{W^*}{P} \right)^2 - r_3 \frac{W^*}{P} \right]$$

$$(20.2) \quad C_2^* \equiv \frac{1}{Q} \left[(r_1 + 4_1) \left(\frac{W^*}{P} \right)^2 - (r_3 + \Gamma_1) \frac{W^*}{P} \right]$$

$$(20.3) \quad C_3^* \equiv \frac{1}{Q} \left[4_0 \left(\frac{W^*}{P} \right)^2 - \Gamma_0 \left(\frac{W^*}{P} \right) \right]$$

(19)式は形式上は(18)式とみなすことができるから

$$(21) \quad A = C_1^* + C_2^* \frac{1}{WN} + C_3^* \frac{1}{W} + u_2 \quad (u_2 \text{ は } N(0, \sigma_2^2) \text{ に従う random variable})$$

22.13.1 (20.1) (20.2) (20.3) の最小自乗推定が可能である。

(20.1) ~ (20.3) を変形すると、次の関係を得る

$$(22.1) \quad r_1 (C_1^* - 1) \left(\frac{W^*}{P} \right)^2 + r_3 (2C_1^* - 1) \left(\frac{W^*}{P} \right) + C_1^* r_3 = 0$$

$$(22.2) \quad r_1 \left(\frac{W^*}{P} \right)^2 + 4_1 \left(\frac{W^*}{P} \right)^2 - r_3 \left(\frac{W^*}{P} \right) - \Gamma_1 \left(\frac{W^*}{P} \right) = 2QC_2^*$$

$$(22.3) \quad 4_0 \left(\frac{W^*}{P} \right)^2 - \Gamma_0 \left(\frac{W^*}{P} \right) = 2QC_3^*$$

$$(22.4) \quad Q \equiv r_1 \left(\frac{W^*}{P} \right)^2 - 2r_3 \left(\frac{W^*}{P} \right) + r_5$$

(22.1) ~ (22.4) に $r_1, r_3 (i=1, 2, 3, 4, 5)$ に関する線型方程式で

余暇・所得選好場と変位の計測

ある。 $C_i^* (i=1, 2, 3)$ は各年度について推定され、基準階層の非核収入率 W^* もまた観測可能だから (22.1) ~ (22.4) の未知数は $r_1 (i=1, 2, \dots, 5)$ である。しかし、1年分の $C_i^* (i=1, 2, 3)$ と W^* を知っただけでは未知数 $r_1 (i=1, \dots, 5)$ を決定するに十分でない。二つの年度の回帰係数 $C_i^* \sim C_{i,t+1}^* (i=1, 2, 3)$ が計測され、両年度の $W^* (W_{*t}^* \sim W_{*t+1}^*)$ と $P (P_t, P_{t+1})$ が知られるれば $r_1 (i=1, \dots, 5)$ は完全に決定されることになる。すなわち (20.1) 式に $W_{*t}^*, W_{*t+1}^*, C_{i,t}^*, C_{i,t+1}^* (i=1, 2, 3)$ を代入して $t, t+1$ 両時点に関する二つの方程式

$$(23.1) \quad \begin{cases} r_1 (C_{1,t}^* - 1) \left(\frac{W_{*t}^*}{P_t} \right)^2 - r_3 (2C_{1,t}^* - 1) \left(\frac{W_{*t}^*}{P_t} \right) + C_{1,t}^* r_3 = 0 \\ r_1 (C_{1,t+1}^* - 1) \left(\frac{W_{*t+1}^*}{P_{t+1}} \right)^2 - r_3 (2C_{1,t+1}^* - 1) \left(\frac{W_{*t+1}^*}{P_{t+1}} \right) + C_{1,t+1}^* r_3 = 0 \end{cases}$$

を得る。この式から r_1 のうちの任意の一つ例えば r_1 を1とおけば、 r_2 と r_3 が求められる。次に、求められた r_1 と r_3 を (20.4) に代入し

$$(23.2) \quad \begin{cases} Q_t = r_1 \left(\frac{W_{*t}^*}{P_t} \right)^2 - 2r_3 \left(\frac{W_{*t}^*}{P_t} \right) + r_5 \\ 2r_3 r_1 \left(\frac{W_{*t+1}^*}{P_{t+1}} \right)^2 - 2r_3 \frac{W_{*t+1}^*}{P_{t+1}} + r_5 \end{cases}$$

22.13.2 $Q_t, \sim Q_{t+1}$ が計算される。 $Q_t, Q_{t+1}, P_t, P_{t+1}, W_{*t}^*, W_{*t+1}^*, r_1, r_3$ を $C_{i,t}^*, C_{i,t+1}^* (i=1, 2, 3)$ と W_{*t}^*, W_{*t+1}^* に代入

$$(24.1) \quad \left\{ \begin{aligned} & \gamma_1 \left(\frac{W_{*t}}{P_t} \right)^2 + \gamma_1 \left(\frac{W_{*t}}{P_t} \right)^2 - \gamma_3 \left(\frac{W_{*t}}{P_t} \right) - \gamma_1 \left(\frac{W_{*t}}{P_t} \right) \\ & = 2\gamma_2 C_{*t}^2 \\ & \gamma_1 \left(\frac{W_{*t+1}}{P_{t+1}} \right)^2 + \gamma_1 \left(\frac{W_{*t+1}}{P_{t+1}} \right)^2 - \gamma_3 \left(\frac{W_{*t+1}}{P_{t+1}} \right) - \gamma_1 \left(\frac{W_{*t+1}}{P_{t+1}} \right) \\ & = 2\gamma_2 C_{*t+1}^2 \end{aligned} \right.$$

から変位パラメタ γ_1 と γ_2 が求められる。最後に $\gamma_1, \gamma_2, \gamma_3, \gamma_4, \gamma_5, \gamma_6, \gamma_7, \gamma_8, \gamma_9, \gamma_{10}$ を (23.3) 式で $W_{*t}, P_t, W_{*t+1}, P_{t+1}, C_{*t}^2, C_{*t+1}^2$ ($\beta=1, 2, 3$) とともに代入すれば次の二つの方程式を得る。

$$(24.2) \quad \begin{cases} 4_0 \left(\frac{W_{*t}}{P_t} \right)^2 - \gamma_0 \left(\frac{W_{*t}}{P_t} \right) = 2\gamma_2 C_{*t}^2 \\ 4_0 \left(\frac{W_{*t+1}}{P_{t+1}} \right)^2 - \gamma_0 \left(\frac{W_{*t+1}}{P_{t+1}} \right) = 2\gamma_2 C_{*t+1}^2 \end{cases}$$

これから $4_0, \gamma_0$ を求めることができる。かくて、選好場常数 $\gamma_1, \gamma_3, \gamma_6$ と変位パラメタ $4_0, 4_1, \gamma_0, \gamma_1$ の推定方法の問題は、 $W_{*t}, W_{*t+1}, P_t, P_{t+1}$ の把握にしばらくは留まる。

P_t と P_{t+1} には生計費指数を用いることができる。前稿においては、 W_{*t}, W_{*t+1} を求めるのに、家計調査特別集計のえられる昭和二十九年(九月)と厚生省資料再集計の三十一年(八月)(入手可能な核収入階層別資料のすべてであった)の二カ年においてそれぞれ六万円未満および三、四万円(B地区)未満が得られた。これは厚生省資料が比較的所得に偏っていたため(所得階

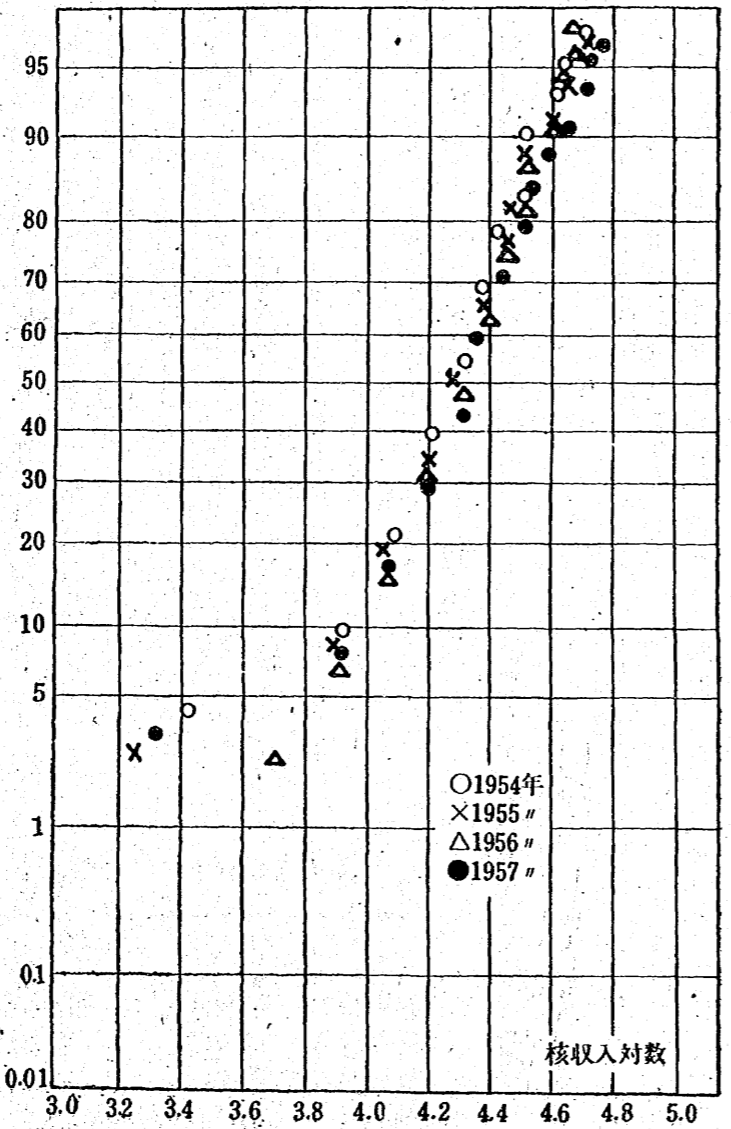
層区分も家計調査資料は四万円であるのに対して厚生省資料は二千円)一階層内の調査世帯数一〇未満のものを除いたためである。けれども、(24)式を用いて選好場常数(および変位パラメタ)を決定するには、 γ_1 および γ_2 年度において同一母集団に属する家計群(階層)が把握される必要がある。 W_{*t+1} は t 年度において計測された基準階層とおなじ家計特性をもつ家計の属する階層の $t+1$ 年度における非核収入率でなければならぬ。現在昭和二十九〜三十二年にわたる資料が入手可能となったので、この点について計測を一步進めることができる。

昭和二十九〜三十二年に於ける同一特性の家計階層の範囲を求めするために、次の仮説を設定する。
仮説(6) 所得階層の逆転は(逆転する家計があったとしても)無視できる。

最低核所得階層四〇〇〇円未満はより高階層から所得減少のために移行した階層が支配的であることがすでに指摘されているので、仮説(6)をみたさぬものと考えられる。従って計測範囲からこの階層を除外する。

仮説(6)によって、二十九、三十、三十一、三十二各年度の累積核所得分布において同一の百分位点(Percentile position)に位置する階層は(同一特性をもつことになるから)相互に対応せしめることができる(第1図参照)。一階層内に世帯数三十以上を含む階層を、この方法で選ぶと、昭和二十九年および三十年は第11階

第1図 ジブラ所得分布(確率紙による)



計測した結果である。ただし、
 $C_{*t}^2 = 1 - C_{*t}^*$, $C_{*t}^2 = C_{*t}^{**}$,
 $C_{*t}^2 = C_{*t}^{**}$, $P_t = P_{*t}$ 。

次に仮説(6)によって昭和二十九〜三十二各年度の累積核所得分布の同一百分位点に位置する家計をとれば、相等的な特性の家計が対応するから、その任意の一つを基準階層に採って、その階層の非核収入率を知れば、それは W_{*t} と W_{*t+1} に他ならない。第1図によれば、昭和二十九〜三十一年度の核所得分布はジブラ型に、よってよく近似されることが知られる。従って基準家計を平均核所得をもつ家計階層として、各年度分布の平均値(幾何平均)を対応せしめれば、相等的な家計特性をもつと期待される各年度における核所得 W_{*t}, W_{*t+1} が求められる。 W_{*t}, W_{*t+1} をもつ家計(階層)の非核収入 W_{*t}, W_{*t+1} は直接資料の上からあらわれないからこれを interpolation で求めるよりも、次の作業仮説をおく。

仮説(7) 非核収入の変化率は核収入の変化率と近似的に等しい。
経済変動過程のある時期においては、核の収入機会と非核の収入

層まで、三十一年度は12階層まで、三十二年度は13階層までとなる。
第1表は方程式(6)の左辺を、 μ であらわした変形式

$$\mu = C_{*t}^{**} + C_{*t}^{**} \frac{1}{WN} + C_{*t}^{**} \frac{1}{WN} + u_3$$

u_3 は $N(0, \sigma^2)$ に従う random variable の係数 C_{*t}^{**} ($\beta=1, 2, 3$) を上記の方法で選択された方法によって
余暇・所得選好場と変位の計測

機会の収入率の変化率がシステムティックに乖離するということがあ
るかもしれない。核は大企業の雇用収入機会をもっているのに対し
て家計補助的非核労働は相対的に小規模企業に雇用されているとい
うような場合はこのような動きが期待されるかもしれない。

Rosset の(一九五四年度)単一方程式回帰分析で前提された仮
説とおなじものである。が、もちろん、この仮説の妥当性について
のアプリオリな判断は、他の仮説についてと同様に、分析を促進せ
しめる所以ではなく、判断は仮説にもとづく分析結果を通じてなさ
れるべきである。

ただし、現在入手可能な家計調査資料は核収入についてはコント
ロールしているが非核収入についてはしてないために、非核収入の
階層内分散は、これを直接知ることはできないが、比較的に大きい
と考えられる。実際 W の階層間変動は I のそれよりも顕著に大き
いことはこの予想を裏付けるように思われる。そこでわれわれは仮
説によって有業人員一人当り家計労働収入の変化率で W* の変化率を
近似するという方法をとらう。第 1 表に掲げるような W (r=昭
和二十九年、三十一年)を得た。但し W* は deflator C. P. I.
新指数が昭和三十年を基準としているので、三十年基準の指数とし
てあらわしてある。

第 1 表および第 2 表の数値を(23.1)(24.2)に代入して求めた選好場常数
と、変位パラメタの値は第 3 表 A および B 欄に掲げる。A 欄は、昭
和二十九～三十年度の C_1^* (C_2^* (C_3^* (1, 2, 3)) を用いて求めた) から

第 1 表 $\mu = C_1^{**} + C_2^{**} \frac{I}{WN} + C_3^{**} \frac{1}{WN}$ の係数

C_1^{**}	C_2^{**}	C_3^{**}	C_3^{**}/P	R
0.122819	-0.145061	+3006.57	+2973.86	0.8986
0.062927	-0.107383	+4055.24	+4055.24	0.9094
0.032725	-0.098188	+4681.02	+4662.37	0.9148
0.046861	-0.096394	+6373.87	+6158.33	0.9351

第 2 表

計測階層	ジブラ分布 平均値	C.P.I.	同左指数 W*/P		
			ジブラ分布平均値 C.P.I.		
昭29	2-11	14918	101.1	14756	0.961722
30	2-11	15343	100.0	15343	1.000000
31	2-12	16123	100.4	16059	1.046653

推定したとき
の値であり、
B 欄は三十
一年度の
 C_1^* (C_2^* から
求めた) を用
いた場合の結
果である。
推定結果 A
および B に
よれば、
① C_1^* は
すなわち、余
暇の限界効用
は逓減すると
normalise し
た時、所得の

第 3 表 選好場常数と変位
パラメタ

	計測 A	計測 B
r_5	-1.000000	-1.000000
r_1	-1.620885	-2.351851
r_3	-0.955304	-0.902686
A_1	+2.235739	+2.519522
Γ_1	+1.646429	+1.236422
A_0	+21793.87	+26636.06
Γ_0	+18913.52	+20364.72

(5) 計測結果の吟味
選好場の計測結果(選
好場常数と変位パラメ
タ)が、事実の妥当に把
握しているならば、結果
を用いて計測範囲の外に
於て観察される事実をよ
く説明するはずである。
しかし、計測に用いた資

料の範囲外を説明できたとしても結果の検証は十分ではない。計測
結果はより広い視野から、計測結果が見出されたこの諸事実と整合
的なものかどうかを吟味する必要がある。前項で得られた計測結果
は三つの視点から吟味される。第一に、計測結果の安定性について、
第二に家計調査資料昭和三十一年の観測値に対する説明能力の観点
から、第三に他の観測事実との整合性について、順次考察したい。

(1) 観測値の安定性

選好場常数および変位パラメタの計測値 A は(23.1)(24.2)を用いて二
十九～三十年度の C_1^* 、 W 、 P の計測値から、B はおなじく三十～三
十一年度の計測値から完全決定方式によって求められたものであ
った。この方式の基本的性質は A. Wald が消費選好場の近似的決定
を試みた際に採用されたものと同じである。周知のとおり、回帰方
程式(9)の係数 C_1^* (C_2^* 、 C_3^*) は推定誤差を含んでいると考えら

余暇・所得選好場と変位の計測

限界効用もまた逓減する。(7.1)(8.0)
② 余暇と所得とは代替財の関係にある。(7.3)(8.0)
③ 余暇の限界効用曲線も所得の限界効用曲線も、ともに、核収入
の大なる階層ほど上方に変位している。(4.0, 7.0, 4.1, 7.0)

れるから、この C_1^* (23.1)(24.2)に逐次代入して解いて求めた r_0 (C_1^*
1, 2, 3, 4, 5)と変位パラメタ A_0 , A_1 , Γ_0 , Γ_1 の値は(9.1)(10.1)を
別として)当然計測誤差を伴うであろう。完全決定方式について試
みられた多くの計測経験に照らしてみれば、観測 A と B とは(すく
なくとも現段階において)良好な一致を示すものと考えられる。観
測値の二つの組のそれぞれについて独立に行なわれた推定の結果が
この程度に一致を見たということは、安定的な選好場常数 r_1 , r_3 ,
 r_5 が存在し、且つ同時に核収入階層の間には選好場を特性づける余
暇と所得の限界効用曲線の截片が規則的に変位しているという仮説
を支持する事実と考えてよいであろう。

(2) 昭和三十一年の有業率(観測値)に対する説明能力
二十九～三十一年の観測から推定された選好場常数と変位パラメ
タが普遍的な構造常数であるならば、これらの値を W^* と P の三十二
年における値とともに、(9.1) (又は(9.2))に代入して得られた供給
方程式は、昭和三十一年の有業率(又は余暇率)の各階層における
値をよく説明するであろう。

計測 A をもちいて三十二年に観測されるであろう回帰方程式を
計算する。まず W^* の値は三十二年の家計調査資料から
 $W^*_{32} = 1.01722$
と計算される。また C. P. I. によつて、
 $P_{32} = 1.035$ ($P_{32} = 1.000$)
 W^*_{32} と P_{32} を(9)に代入すると、

が求められる。これは三十二年において計測結果Aの選好場から期待される回帰方程式である。⑧の右辺に、三十二年の観測値 W_{32} 、 N_{32} 、 I_{32} を代入して μ の推定値を求めると第4表 u_3 欄の通りである。

$$\textcircled{8} \mu = 0.03857 - 0.08994 \frac{1}{WN} + 4511 \frac{1}{WN}$$

第4表

階層	$\hat{\mu}$	u_3
2	0.2176	0.0648
3	0.2310	0.0547
4	0.1705	0.0034
5	0.1537	-0.0258
6	0.1336	-0.0075
7	0.1100	-0.0290
8	0.0953	-0.0014
9	0.0824	0.0075
10	0.0754	0.0079
11	0.0501	0.0270
12	0.0476	0.0238
13	0.0365	0.0134

これと附表(1)の観測値の差 u_3 は同表の u_3 欄に掲げる。推定値と実測値の相関係数Rは

$$R = 0.924$$

である。

⑧と対比するために三十二年資料に直接⑧式をあてはめて推定した回帰方程式は、

$$\textcircled{9} \mu = 0.046861 - 0.096994 \frac{1}{WN} + 6373.87 \frac{1}{WN}$$

$$R = 0.935$$

である。⑧式の相関係数0.935と⑨の相関係数0.924を比べれば、二十九～三十一年度の資料から求めた選好場常数 r_1 、 r_2 は昭和三十一年度の観測事実をかなりよく説明することが知られる。

問題である。計測のための理論模型がこのような性格をもっている。階層間変位の規則性をあらわすパラメタ 4_0 、 4_1 、 Γ_0 、 Γ_1 は本来時点間で異なった値をとることが期待される。これらの係数を選好場常数と区別して変位パラメタとよぶのはこの理由によるものである。従って、少なくとも長期にわたる予測作業が行なわれるためには、変位パラメタの変化径路に関するより有効な情報を得られるような方式が樹てられる必要がある。三十二年に観測されるであろう回帰方程式の係数を推定するに際して変位パラメタの値は二十九～三十一年度のそれを用いたことは、推定値に有意な偏りを与えることはむしろ予想されることである。

⑧式と⑧式を比較するには以上の留保を必要とすると考えられるが、この条件のもとで得られた二つの結果は、もし上記の要因の作用は、おそらく有意ではあるが、回帰方程式の予測上係数の符号やorderに影響するほどの程度のものではないと考えてよいことを示すといえるであろう。

(3)炭坑労働者家計との照応

計測結果の普遍性を吟味する第三の方法として炭坑労働者家計の労働供給行動が、大都市勤労者世帯資料による計測結果と整合的であるかどうかを検討する。

第5表より計測すると炭坑労働者家計(昭和三十年一月)の労働供給方程式⑩式は次のとおりである。

余暇・所得選好場と変位の計測

しかし、⑧式の係数と⑧式のそれを比べるとorderに関しては満足すべき一致を見るがなお若干の乖離を示す。これは、一つには二十九～三十一年度の選好場常数の推定結果が、なお多少の偏りをもつためであるかもしれない。しかし、 r_1 、 r_2 、 r_3 の推定結果が妥当なものであるならば、選好場パラメタを用いた計算値には乖離のおこるべきことが模型自体の構成から予め期待される点に注意する必要がある。期待される乖離要因は W_{*32} と 4_0 、 4_1 、 Γ_0 、 Γ_1 とに存する。

W_{*32} については、 W_{*32} を二十九年から三十二年にかけて同一特性をもつ家計の非核収入率の変化の指標として使用できるためには、三十二年の所得分布が対数正常分布密度曲線(ジプソ分布密度曲線)左右対称)によって十分よく近似されていなければならない。しかし第1図から察知されるように、三十二年の分布は比較的上部階層で、直線からはずれる傾向がある。この考察はまた次の事実と整合的である。すなわち、三十一～三十二年資料を対にして選好場常数と変位パラメタの計測を行なうと、 r_1 、 4_0 、 Γ_0 の推定値の符号とorderが計測AおよびBにおける推定値の異なること、 Γ_1 のorderの変化すること、が見出される。このように W_{*32} の値を適切に把握するには今後に残された問題があると思われる。

次に 4_0 、 4_1 、 Γ_0 、 Γ_1 について。後に再び触れるように、現段階における計測方法は、選好場変位の規則性を階層間の変位状態として扱えているのであって、変位の動的な径路の把握は今後に残された

$$\textcircled{10} \mu = 0.034235 - 0.074108 \frac{1}{WN} + 2216.02 \frac{1}{WN}$$

$$R = 0.9897$$

* 第5表の有業率はFIES資料のものよりも有意に高いが、これは、非核収入率が異なるためであることが知られる。これより、⑩式の形は炭坑労働者家計の労働供給行動についても高い説明力をもつことがわかる。

第5表

核収入階層 (世帯主本業収入)	世帯数	核収入 (平均)	非核収入	核有業率
5000～9999	60	8763	6656	0.098
10000～14999	559	13133	7846	0.075
15000～19999	828	17720	9570	0.054
20000～24999	432	22290	10366	0.050
25000～29999	146	27162	8047	0.041
30000以上	28	32626	5533	0.020

(労働省婦人少年局特別集計、北海道・九州地区計)

式)を代入して W_{*} を逆算する。Aによれば $W_{*} = 1.0544$ 、Bによれば $W_{*} = 1.0780$ を得る。これは、炭坑労働者家計がFIES家計と同

じり、 r_2 、 r_3 をもっているとしたならば W_{*3} は 1.05~1.08 (FIES の W_{*1} = 1.00) でなければならぬということである。この W_{*3} を (22.4) に代入すると $r_2 = 1.0787 \sim 1.1787$ が求められる。 r_2 とすでに計算された W_{*2} と FIES 家計の r_1 、 r_3 とを (22.2) に炭坑世帯の r_2 とともに代入して、 r_1 が計算される。(22.3) をもちいて、同様に炭坑における r_0 の値 r_0' が計算される。結果は、

$$\begin{aligned} r_1' &= 1.659 \sim 1.206 \\ r_0' &= 21324 \sim 25040 \end{aligned} \quad (23)$$

である。この値は、炭坑家計の選好場が、余暇の限界効用の変位パラメタ以外は FIES 家計の選好場と同じ形をもっていたなら、余暇の限界効用曲線の変位パラメタは (炭坑世帯について計測された Q_2^* ($Q_2^* = 1, 2, 3$) を生み出すには) いくらでなければならぬかを示している。 r_0' と r_1' は第3表所掲の FIES 世帯のそれと接近している。これは、(FIES 資料に含まれる家計の W_{*1} としたとき) 炭坑労働者家計の W_{*3} を 1.05~1.08 とすれば、この家計の労働供給行動は FIES 世帯の選好場常数と変位パラメタの値によってよく説明される ($R = 0.9897$) ことを意味している。

また、炭坑世帯の非核収入率は FIES 世帯に比べて大きい値をもつ傾向がある。これは炭坑世帯において W_{*1} と計測された点と整合的である。

以上の考察の結果、計測値 A と B は炭坑世帯の供給行動とも整合

的であって、計測結果の普遍性と矛盾する事実は少なくとも現分析段階においては見出されない。

(4) 計測階層を変えた場合

この稿の計測では所得分布一〇〇分位を用いて観測階層を決定した。これに対して前稿の計測においては、FIES 第2~15核収入階層と厚生省資料とが観測階層であった。観測階層を前計測とおなじく2~15階層とした場合の選好場パラメタは、上の通りである。

昭和29~30年		昭和30~31年	
$r_5 = -1.000$	$A_0 = 42967$	$r_5 = -1.000$	$A_0 = 21035$
$r_1 = 6.032$	$A_1 = -11.294$	$r_1 = +1.452$	$A_1 = -1.597$
$r_3 = -1.586$	$r_0 = -7763$	$r_3 = +0.962$	$r_0 = 18771$
	$r_1 = -3.116$		$r_1 = -1.0710$

は、本稿の計測方法のもとづく諸仮説を支持する事実と考えられる。

昭和二十九~三十年の計測結果は、前稿の計測結果と類似しているが、二十九~三十、三十~三十一年計測結果は計測 A および B に比して著しく安定性を欠くものと判断される。計測階層を一律15階層にとったとき不安定をもたらす主要因がどこから来るかについては、なお今後の分析にまたねばならないが、現段階においては、少なくとも、相互比較可能な家計群を把握するために仮説(6)によって計測対象を選別した場合是一律15階層一律選択の場合に比べて著しく安定的な計測結果を得ることがわかった。

静的選好場における労働供給方程式、計測階層の階層間で選好場の規則的変位が存在し、選好場は

$$\begin{aligned} (20) \quad \frac{\partial w}{\partial X} &= (-1.6 \sim -2.4)X + (-0.96 \sim -0.90)N_4 + r_2 && \text{(所得の限界効用)} \\ (21) \quad \frac{\partial w}{\partial N_4} &= (-1.0)N_4 + (-0.96 \sim -0.90)X + r_4 && \text{(余暇の限界効用)} \\ (22) \quad r_2 &= (2.2 \sim 2.5)I/P + (2.2 \sim 2.7)I_0^4 && (r_2 \text{ の階層別変位}) \\ (23) \quad r_4 &= (1.6 \sim 1.2)I/P + (1.9 \sim 2.0)I_0^4 && (r_4 \text{ の } \quad \quad \quad) \end{aligned}$$

によってあらわされる。

選好場変位の time path については未だ明らかになっていないが、核収入(家計の主な収入)変化の速度が選好場変位の速度を無視できる程度に大きい場合は、家計調査資料から直接観測される核収入(非核有業率図表(又は方程式(20))に沿って動かすに、方程式(21)によってあらわされる変動をなすことが、以上の計測結果から予想される。

$$(24) \quad N_4 = -0.93707 \frac{I}{W} + 1.40790(r_2 - r_4) \frac{I}{W} + 0.062927$$

に従って労働供給の変化をおこす。ここに r_2 、 r_4 は(20)によって与えられる。第6表には、この方程式に $N = 4.89$, $W = 6,000, 8,000, I = 21,953, 10,000, 30,000$ を代入したときの例式を掲げる。

余暇・所得選好場と変位の計測

第6表

選好場 形態	N_4 : 供給方程式	
	$W = 6,000$ 円	$W = 8,000$ 円
1	$N_4 = -0.00015618I/P + 3.9225$	$N_4 = -0.00011713I/P + 3.0188$
2	$N_4 = -0.00015618I/P + 2.3664$	$N_4 = -0.00011713I/P + 1.8517$
3	$N_4 = -0.00015618I/P + 5.1320$	$N_4 = -0.00011713I/P + 3.9260$

- ① $I = 21,953$ に対する r_2, r_4 の値をもつとき
- ② $I = 10,000$ に対する r_2, r_4 "
- ③ $I = 30,000$ に対する r_2, r_4 "

核収入二一、九五三円の階層における選好場をもつ家計に上記の意味で急速な核収入変化があったときは非核収入率が六、〇〇〇円ならば、第6表第二欄最上の式、 W が八、〇〇〇円なら第三欄最上の式に従う等々である。

余暇・所得選好場と変位の計測

(第2表の3) FIES

昭和31年

階 層	N	I	W	μ
3999	3.40	4,804	5,177	.2647
4000~7999	2.87	7,744	6,172	.3031
8000~11999	2.99	11,535	7,114	.2107
12000~15999	3.16	14,979	7,458	.1646
16000~19999	3.34	18,921	6,955	.1407
20000~23999	3.39	22,763	7,524	.0974
24000~27999	3.55	26,507	8,219	.1014
28000~31999	3.83	31,087	7,640	.1097
32000~35999	3.80	34,557	8,383	.0947
36000~39999	3.86	38,666	11,493	.0777
40000~43999	3.93	42,315	7,290	.0789
44000~47999	3.68	47,065	7,994	.08696
48000~51999	3.74	50,776	10,023	.06952
52000~55999	3.91	55,399	9,304	.06650
56000~59999	3.60	58,480	12,905	.05555

(第2表の4) FIES

昭和32年

階 層	N	I	W	μ
3999	2.87	2,199	6,693	.1498
4000~7999	2.98	7,890	7,127	.2819
8000~11999	2.45	11,470	7,379	.2857
12000~15999	3.45	15,168	6,913	.1739
16000~19999	3.21	19,165	7,544	.1279
20000~23999	3.49	22,579	7,475	.1261
24000~27999	3.58	27,127	8,100	.0810
28000~31999	3.62	30,826	8,468	.0939
32000~35999	3.78	34,441	8,529	.0899
36000~39999	3.60	38,794	7,717	.0833
40000~43999	3.89	44,491	11,313	.0771
44000~47999	3.78	46,358	9,959	.0714
48000~51999	3.81	50,928	8,653	.0499
52000~55999	3.57	55,234	2,522	.1008
56000~59999	3.88	59,412	14,406	.1778

[附表1]

(第2表の1) FIES

昭和29年

核 収 入 階 層	非核人員(N)	核 収 入 (I)	非核収入率(W)	非核有業率(μ)
~ 3999	3.63	2,604	6,690	.1901
4000 ~ 7999	3.47	9,882	6,214	.2622
8000 ~ 11999	3.48	11,814	7,771	.1667
12000 ~ 15999	3.54	14,955	6,436	.1554
16000 ~ 19999	3.73	19,043	7,300	.1099
20000 ~ 23999	3.81	22,913	8,157	.1997
24000 ~ 27999	4.00	26,834	6,746	.0925
28000 ~ 31999	4.16	31,336	8,312	.0817
32000 ~ 35999	4.22	35,255	8,663	.1043
36000 ~ 39999	4.26	38,888	10,176	.0798
40000 ~ 43999	4.30	41,987	8,946	.0814
44000 ~ 47999	4.27	46,644	12,060	.0703
48000 ~ 51999	4.52	51,063	14,854	.0610
52000 ~ 55999	4.08	54,415	3,276	.0417
56000 ~ 59999	3.60	59,935	6,233	.0833

(第2表の2) FIES

昭和30年

階 層	N	I	W	μ
3999	3.55	1,873	4,451	.1831
4000~7999	3.26	7,564	6,021	.2601
8000~11999	3.19	11,006	7,407	.1818
12000~15999	3.49	15,226	7,169	.1561
16000~19999	3.52	18,833	8,068	.1165
20000~23999	3.89	22,701	8,232	.1285
24000~27999	3.84	26,757	8,041	.0703
28000~31999	3.90	30,923	7,556	.0872
32000~35999	4.09	34,608	11,220	.0978
36000~39999	3.85	38,682	8,932	.0987
40000~43999	4.08	42,711	6,897	.0735
44000~47999	3.71	48,980	12,048	.0728
48000~51999	3.89	50,521	11,914	.1080
52000~55999	3.86	54,316	7,811	.1477
56000~59999	4.20	56,612	10,650	.0238