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

Title	所得 - 余暇撰好場の測定 (一)
Sub Title	Estimation of income-leisure preference field
Author	尾崎, 巌
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.7 (1958. 7) ,p.593(37)- 614(58)
JaLC DOI	10.14991/001.19580701-0037
Abstract	
Notes	論説
Genre	Journal Article
URL	https://koara.lib.keio.ac.jp/xoonips/modules/xoonips/detail.php?koara_id=AN00234610-19580701-0037

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.

れ、在地の土豪層の割拠的状態が比較的後まで残り、それが同じく在地家臣団にその権力の基礎を置く堀内氏に統一されて行ったのであるが、関ヵ原役後、新しい近世大名としての性格を具備した浅野氏が入国するに及んで、紀州における中世史から近世史への大きな変革がみられることとなった。封建領主として浅野氏が領内の土地と農民を量的に把握するため検地と家数改をするに及んで、熊野北山地方にも漸く近世化への楔が打ち込まれた。即ち、自らの地位を奪われ、近世領主の下に「農民」として位置付けられるべき道程に登った土豪達――しかも彼等は他地方にみられる様な武士化による在地での勢力の喪失や、移封に伴っての転居ということもなく、そのままの形でその勢力を温存し得た――の眼には、徹底した封建領主制を確立せんとする浅野氏の巨大なそしてそれまで経験したことのない異質的な姿が映じたに違いない。彼等は勿論直ちには反抗できなかったであろう。しかしその不安と不満は次第に蓄積され、「臨界量」に近付きつつあった時、大坂の両役が勃発し、浅野氏は軍事力をこれに割かねばならず、その間隙を突いて反乱に至ったのである。

従ってこの一揆の性格に、貨幣経済の展開に伴う農民層の分解に対応して生じた近世後期の百姓一揆に見られる様な農民の経済的要求もなければ階級的要素もなかったのである。一揆は土豪層の新封建領主に対する「反抗」であってすぐれて「政治的」であったと言

える。勿論一揆の中心となったのは熊野北山地方の山間部であり、海岸地帯の土豪はこれに加わらなかったばかりか、むしろその鎮圧に与していることは、この地方の山間部の「土豪」としての社会的経済的性格に共通なものがあったからとみられるのであるが。

この一揆の意義は、地域的に限れば、またその結末だけを考えれば、それ程大きな意味を持たない様に見える。しかし、中世から近世への移行の内に、異質的な政治的社会的要素が如何なる形態で反撥し合い、遂には一方が他方を武力をもって滅滅させねばならなかった姿を端的に示す史実として、単なる地方的一揆として片附ける事を許さない重要な意義を持つものと言えよう。

またその直接の影響として、伊東氏の言われる如く、紀州藩における地士制度の出現を挙げる事もできる。更には、この地方が近世を通じて藩権力に決して従順ではなく、幕末における騒動を生み、引いては明治におけるいわゆる大逆事件の当事者、同調者を多く生んだのも、この中央から遠く残された辺境の「土豪的性格」の然らしむるところであったとすれば、慶長のこの一揆はまさにその様な反抗の先駆的形態であったとするのは独り筆者の思いすごしであろうか。

（注一）　拙稿「近世初期の検地と本百姓身分の形成」第四表参照。

所得―余暇撰好場の測定（一）

尾崎　巌

Ⅰ　序文――(イ)　本稿の目的と概要
(ロ)　事実の観察
Ⅱ　所得―余暇の撰好理論
(イ)　労働の不効用と余暇の効用
(ロ)　所得―余暇撰好場と家計の効用極大行為
Ⅲ　家計調査資料への適用
(イ)　計測さるべき理論模型
(ロ)　使用された資料の性格
(ハ)　二十六年―三十年度資料による誘導形の計測結果
Ⅳ　計測
(イ)　模型（Ⅰ）
(ロ)　模型（Ⅱ）
(ハ)　模型（Ⅲ）
Ⅴ　結語
所得―余暇撰好場の測定

Ⅰ　序文

(イ)　本稿の目的と概要

所得―余暇撰好場の計測は二つの経済学的意味をもっている。一つは労働供給機構の解明であり、他は、家計の所得決定の構造を明らかにすることである。

前者は、労働市場に登場する一方の主体者として、賃金率に反応する供給主体の行動を明らかにする（労働の供給函数の統計的決定）。この分析はもう一方の主体者たる企業行動の確認――労働需要函数の統計的導出と相まって、賃金率決定の機構を明らかにするだろう。

後者の家計に対する所得決定の機構分析は、従来の所得所与の下に展開された消費行動模型の計測と連結されて、より一般的な家計行動理論を形成する。後節でのべられる如く、所得―余暇の撰好理論とは、その本質において消費―余暇の撰好理論にほかならない。

このように所得―余暇撰好場の計測は、伝統的な消費行動理論と

効用理論に立脚する労働供給理論双方の諸成果をその理論的背景にもち、両者を結合した最も一般的な家計行動の図式を展開するものである。

本稿で展開される撰好理論の原型は、すでに R. Frisch[注1] によって、一九三二年に与えられた。独立財の仮定と定式化の方法を除き、本質的に理論的な相違点は存在しない。

次に撰好場計測の概要をのべておく。最初に、家計調査昭和二十年九月の特別集計資料を観察し、家計が賃金率の変化に対応して、労働の供給量（有業人員）を決定する機構の存在を確認しておく（次項(ロ)）。次いでⅡ節で、上記の現象を説明し得る所得―余暇の撰好理論を展開する。われわれの直接の目的は、その撰好場パラメタの安定的な導出と、撰好場を変位せしめる要因を探り出すことに尽きる。何故ならば、冒頭にのべた労働供給函数も、需要分析の前提となる所得稼函数も共に、撰好場パラメタの計測結果から導出されるものにほかならないからである。

Ⅲ節では計測の為に使用された資料に関する制約条件を明らかにし、Ⅳ節で諸仮説に基く計測結果の検討をなした。

以上が本稿の目的と概要である。[注2]

（ロ） 事実の観察

第一表は、昭和二十九年九月特別集計による総理府統計局「家計調査報告」(FIES) の表から作成したものである。通常の FIES が

第 一 表　世帯主の勤め先から収入階級別勤労者世帯

（勤労者世帯全部）　全都市　家計調査資料

	(1)世帯数 n	(2)家計人員 $N+1$	(3)有業人員 $\mu+1$	(4)非有業人員 Λ	(5)世帯主賃金 W_1	(6)非世帯主賃金 W_2	(7)有業率 $\frac{\mu+1}{N+1}$
(1)	99	4.63	1.69	2.94	707	5,995.7	0.36
(2)	127	4.47	1.91	2.56	5,965	5,471.4	0.43
(3)	265	4.48	1.58	2.90	9,838	6,320.7	0.35
(4)	446	4.54	1.55	2.99	14,011	5,556.4	0.34
(5)	358	4.73	1.41	3.32	17,968	6,290.2	0.30
(6)	353	4.81	1.38	3.43	21,758	7,007.9	0.29
(7)	235	5.00	1.37	3.63	25,753	5,524.3	0.27
(8)	159	5.16	1.34	3.82	29,953	7,258.8	0.26
(9)	116	5.22	1.44	3.78	33,789	8,111.4	0.27
(10)	68	5.26	1.34	3.92	37,951	9,732.4	0.25
(11)	43	5.30	1.35	3.95	41,333	8,662.9	0.25
(12)	30	5.27	1.30	3.97	45,725	8,970.0	0.24
(13)	25	5.52	1.28	4.24	50,093	13,689.3	0.23

現金実収入階級別に階層を区切っているのに対し、この表のみは、世帯主所得階層別に階層を区分している点が異なっている。

この表の意味するところは、

(1) 世帯主収入（賃金 W_1）の少ない家計ほど、家計人員Nの減少にもかかわらず、有業人員 $\mu+1$ が多いこと。

(2) 従って高所得階層になるにつれて、非有業人員（余暇人員）Λ は顕著に増大してゆくこと。

(3) 更にまた、世帯主収入が低くなるほど、非世帯主の一人当り収入（非世帯主賃金率 W_2）も減少すること。

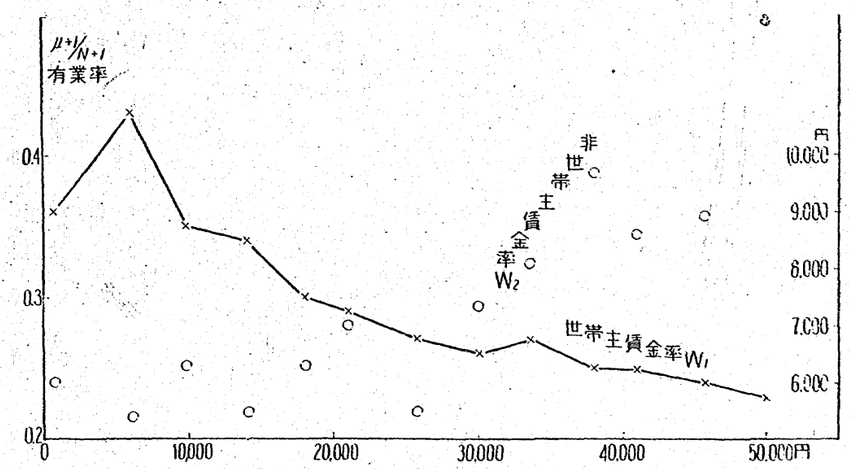
の三点である。以上は、既に賃金基本調査において有沢広巳教授の指適された諸点[注3]である。この三点は相関連して、世帯主収入の低い家計に対する労働市場の不利な諸条件を端的に示すものであるが、さらに高所得階層から低所得階層にわたる各家計の、有業人員と賃金率の変動関係を観察すれば、その底に労働供給機構としての家計の一般的行動原理が見出されるように思える。

第一表を見れば、明らかに世帯主賃金 W_1 の増大につれて人員 $(N+1)$ も増えているから、これ等の相違を処理するため簡単に家計の労働供給量の指標として、家計人員一人当りの有業人員数をとり

$$\text{有業率}=\frac{\mu+1}{N+1}=\frac{(\text{有業人員})}{(\text{家計人員})}$$

をもって、世帯主賃金率 W_1 と対応せしめたものが第一図A線である。最低階層を除いてA曲線は明らかに右下りの様相を示す。一方

第 一 図　世帯主賃金率と有業率及び非世帯主賃金率



非世帯主賃金率 W_2 を図の○点で示せば、相当の変動はあるが既述した如く、高所得階層程、W_2 は高くなる傾向をもっている。この図は有業者数 μ が人員N、世帯主賃金率 W_1、非世帯主賃金率 W_2 の函数であることを示唆していよう。

(1) $\mu=f$
(W_1, W_2, N)

(1)式が家計行動としての「労働の供給函数」にほかならない。

われわれの目的は、この年々計測

される供給函数の構造を自律的に説明しうる家計行動模型を構成し、その構造を知ることにある。

（注1）　R. Frisch, "New Method of Measuring of Marginal Utility." ch. 12.

（注2）　消費行動理論については、
辻村江太郎「習慣形成」経済研究、及び
「習慣形成とクロスセクション分析における非直線性」三田学会雑誌
労働供給機構に関しては、
小尾恵一郎「労働供給の機構」経済研究
本稿の計測は両氏の諸論文に負うところが大きい。
J. Dusenberry, "Income, saving and the Theory of Consummer Behavior." Wold "Demand Analysis."

（注3）　有沢広巳「賃金構造と経済構造」賃金基本調査 P. 57.

II　所得―余暇の撰好理論

（イ）　労働の不効用と余暇の効用

次の二つの問題をとりあげる。一つは、余暇の効用と労働の不効用の関連についてであり、他は、行動主体を家計とするか個人とするかの問題である。後者は労働時間（hour）と有業者数（man）の問題に関連する。

この稿では一貫して家計主体の人員タームによる所得―余暇撰好場の計測として、労働供給機構の分析がなされた。

計測の為にどの接近方法を選ぶかは、使用可能な資料の性格と、仮説の設定及び計測結果の有効性によって判断さるべきものと思われる。

最初に余暇の効用と労働の不効用の関係についてのべよう。

フリッシュは、労働の限界不効用のタームで労働供給機構を説明し、後にヴォルトは、余暇の効用のタームでこれを定式化したが、両者は本質において異なるものではない。

伝統的な理論的展開に従って暫らく、行動主体を個人と考えておく。一日の労働時間 μ の増大につれて、通常、後の労働の限界不効用 $\bar{v}$ は増大するゆえに、一般的に、$\bar{v}$ は μ の函数であると考えられた。他の条件をすべて一定として（あるいは所得と労働時間を互に独立財として）

(2)　$\bar{v}=\bar{v}(\mu)$

ここで労働時間 μ と余暇時間 Λ は恒等的に

(3)　$\mu=24-\Lambda$

したがって、微小増分に関しては形式的に

(4)　$\Delta\mu=-\Delta\Lambda$

が成立つ。(2)の限界不効用函数を余暇 Λ のタームで表わせば

(5)　$\bar{v}(\mu)\equiv\bar{v}(24-\Lambda)$

$\Delta\mu$ だけの労働時間の増分は

(6)　$\bar{v}(\mu)\cdot\Delta\mu\equiv-\bar{v}(24-\Lambda)\cdot\Delta\Lambda$

だけの不効用の増分をひき起す。家計の行動模型が撰好場図式でとらえられるとき、一般的には、不効用よりも、効用タームで考察することが、定式化に便宜であるため、あらためて、(6)式の右辺を

(7)　$-\bar{v}(N-\Lambda)\equiv v(\Lambda)$

と変換を行ない、v を余暇 Λ の限界効用と定義することにしよう。$\Delta\Lambda$ だけの余暇の増分にもとづく余暇の限界効用の増分 $v(\Lambda)\cdot\Delta\Lambda$ の意味は上述で明らかとなった。余暇の限界効用は労働の限界不効用を(7)式で変換することにより得られるものである。

効用理論に立脚する労働供給機構の説明では、ナイトの定式化においても、フリッシュ、ヴォルトにおいても、個人における労働時間のタームで理論の展開がなされた。けれども計測のプロセスにおいては個人よりも家計を行動主体にとることが分析の目的に対して有効であると思われる。事実、われわれの計測模型は、所得―余暇の撰好場の計測から労働供給函数を導くのであるが、後述されるように所得は支出総額（total expenditure）或は、集計された消費（aggregate consumption）として定義され消費行動理論と密接不可分な関係にある。しかるに消費行動の計測においては、パレート以来、家計行動模型として撰好場を計測することが試みられ多くの成功をおさめてきた。これが家計を行動主体ととることの第一の理由である。また先の第一表の説明は、労働供給に対する家計行動理論の展開に有力な根拠を与えていると思われる。理由の第二である。

労働時間についてはヴォルトも指摘しているように、各家計構成員別の労働時間に関する資料が皆無であるのが現状である。けれども、家計を行動主体とし、構成人員に対して何人の有業者が労働市場にその労働力を提供するかの分析は、それ自体雇用理論の供給側の機構を明らかにする目的をもっている。

以上は、この稿において、人員タームにおける家計行動理論を展開するための前提となるものである。

（ロ）　所得―余暇撰好場と家計の効用極大行為

貨幣あるいは収入の限界効用 ω を測定しようとする試みにおいて、フィッシャーは、ω が名目所得（nominal income）と、すべての財の価格 $P_1P_2\cdots\cdots P_n$ に依存するものと考えて

$$\omega=\omega(\rho;P_1,P_2,\cdots\cdots P_n)$$

と定式化し、フリッシュはこの相対価格体系を生計価格（price of living）P の定義の下に

(1)　$\omega=\omega(\rho,P)$

なる ρ、P の二変数によって定式化した。このフリッシュの生計価格Pの導入は、すべての財が独立財であるとの仮定と共に直ちに

貨幣の限界効用＝非貨の限界不効用

の均等式を導き、その労働供給機構への適用を著しく容易ならしめたものと考えられる。事実、生計価格Pの導入は、直接、貨幣所得を ρ として

$$r=\frac{p}{P}$$

から実質所得 r とその限界効用を定義する為に、所得—余暇撰好理論の先駆をなすものであった。生計価格P、したがって実質所得の意味を明らかにするため、ここでヴォルト流の余暇のタームで家計行動の最も一般的な図式を展開しておく。

家計の効用指標函数を次式でとらえる。

(2) $u=u(q_1q_2\cdots\cdots q_m,\ \Lambda_1\Lambda_2\cdots\cdots\Lambda_N)$

ここに $q_1q_2\cdots\cdots q_m$ は貯蓄を含めて家計が購入するすべての財の量であり、家計人員はN人、その構成員別に、余暇時間を Λ_j、就業時間を μ_j $(j=1,2,\cdots\cdots N)$ とすれば、各構成員別に

(3) $\mu_j+\Lambda_j=24\quad(j=1\cdots\cdots N)$

が成立つ。

各財の価格を P_i $(i=1\cdots\cdots m)$、各構成員に提示された賃金率を W_j 更に家計所得をIとすれば

(4) $P_1q_1+\cdots\cdots+P_mq_m=I=\mu_1W_1+\mu_2W_2+\cdots\cdots+\mu_NW_N$

(3)式に(4)式 $\mu_j=24-\Lambda_j$ を代入して

(5) $\sum_iP_iq_i+\sum_j\Lambda_jW_j=24\cdot\sum_jN_jW_j$

を得る。(5)を制約条件にして、(2)の効用指標を極大ならしめる必要条件は、よく知られた、加重限界効用均等式に他ならない。

(6) $$\frac{\frac{\partial u}{\partial q_1}}{P_1}=\frac{\frac{\partial u}{\partial q_2}}{P_2}=\cdots\cdots=\frac{\frac{\partial u}{\partial \Lambda_1}}{W_1}=\frac{\frac{\partial u}{\partial \Lambda_2}}{W_2}=\cdots\cdots=\frac{\frac{\partial u}{\partial \Lambda_N}}{W_N}$$

この $(m+N-1)$ 個の式と、(5)の式は $(m+N)$ 個の変数 $q_1q_2\cdots\cdots q_m$, Λ_1, Λ_2, $\cdots\cdots$, Λ_N の均衡値を定めるであろう。(2)—(6)の図式は、消費行動と労働供給（したがって所得稼得）行動を一括した最も一般的な家計行動の内部均衡の図式であろうと思われる。

われわれの場合、人員タームで、かつ、世帯主と非世帯主の二分類によって、計測がなされた。(注) 次のようにあらためて記号を定める。

W_1；世帯主賃金率
W；非世帯主賃金率
Λ；非有業人員（余暇人員）
$1+\mu$；有業人員（1人は世帯主）
$1+N$；家計構成人員（1人は世帯主）

直ちに(2)—(6)に対応して簡単化された次式が導かれる。

(7) $\mu+\Lambda=N$ or $\mu=N-\Lambda$

(8) $P_1q_1+\cdots\cdots+P_mq_m=I=W_1+\mu W$

(8)′ $\sum_iP_iq_i+\Lambda W=W_1+NW$

(9) $u=u(q_1q_2\cdots\cdots q_m\Lambda)$

(10) $$\frac{\frac{\partial u}{\partial q_1}}{P_1}=\frac{\frac{\partial u}{\partial q_2}}{P_2}=\cdots\cdots=\frac{\frac{\partial u}{\partial q_m}}{P_m}=\frac{\frac{\partial u}{\partial \Lambda}}{W}$$

(8)′と(10)式は、$q_1q_2\cdots\cdots q_m$, Λ の均衡値を決定するだろう。

このように人員タームの家計行動模型では、世帯主は必ず有業者であること、家計の余暇撰択は、非世帯主構成員によってなされるとの前提がその特徴である。

以上の展開から所得余暇撰好理論における所得あるいはフリッシュの living price P の意味は明らかとなった。

実際の計測において、所得—余暇の二項目が考察の対象とされるとき、所得の概念は、

$q=q\ (q_1q_2\cdots\cdots q_m)$

なる vector 表示の実質所得であり、それは、ヴォルトの定義にあげる aggregate consumption にほかならない。生計価格Pに対応するものも同じく

$P=P(P_1P_2\cdots\cdots P_m)$

なる vector であって、それは購入さるべき財貨の価格を何等かの方法で指数化されたものとしてとらえられる。

$q_1q_2\cdots\cdots q_m$ を所得（aggregate consumption）q 一項目にとり、q と Λ の撰択模型をつくるとき、いわゆる所得—余暇撰好理論が形成される。

（注）小尾恵一郎「労働供給機構」経済研究、氏は家計の構造を分解して、核と呼ばれる最高所得稼得者たる中核体を中心にして、非核が補助的に作用しながら行動するものと考えられた。資料の上では核は世帯主に、非核は非世帯主構成員に該当する。

Ⅲ　家計調査資料への適用

（イ）計測さるべき理論模型

所得—余暇撰好場の測定

今、年齢構成や性別その他一切の条件を含めて標準となるべき家計構造をもつ家計群を考察の対象におく。

先に定義した意味での所得を q^*、余暇（人員）を Λ^*、有業人員を (μ^*+1)、家計人員を (2^*+1) とする。標準構造の家計という意味で各変数に * を付した。各家計に対する効用指標函数を

(11) $u=u(q^*,\ \Lambda^*)$

とおく。バランスの式は

(12) $\overset{*}{P}q^*+\Lambda^*W^*=W_1^*+\mu^*W^*$

である。

統計的仮説として(11)の効用函数を二次函数でとらえよう。

(13) $u=a_0+a_1q^*+\frac{a_{11}}{2}q^{*2}+a_{12}q^*\Lambda^*+a_2\Lambda^*+\frac{a_{22}}{2}\Lambda^{*2}$

所得と余暇に関する限界効用式は

(14) $$\begin{cases}u_q=a_1+a_{11}q^*+a_{12}\Lambda^*\\ u_\Lambda=a_2+a_{22}\Lambda^*+a_{12}q^*\end{cases}$$

となり、加重限界効用均等式は、

(15) $$\frac{1}{P^*}(a_1+a_{11}q^*+a_{12}\Lambda^*)=\frac{1}{W^*}(a_2+a_{22}\Lambda^*+a_{12}q^*)+v$$

（v；shock variable）

である。ここに v は撰好の shock を表わす誤差項で母集団において平均値零、分散 σ^2 の正常分布をなすものと想定される。

(12)を(15)に代入して、所得 q^* を落とし、余暇 Λ^* と賃金率 W_1^*、W^*、人

員N*の関係式（誘導形）を導けば

$$(16)\quad \Lambda^*=\frac{\left(\frac{W^*}{P^*}a_1-a_2\right)+\left(\frac{W^*}{P^*}a_{11}-a_{12}\right)(W_1^*+N^*W^*)}{a_{11}\left(\frac{W^*}{P^*}\right)^2-2a_{12}\frac{W^*}{P^*}+a_{22}}+v_1'$$

（但し v_1': reduced form shock）

$\left(\frac{W^*}{P^*}\right)$ をあらためて。W と書くと、

$$(17)\quad \Lambda^*=\frac{(a_1\mathring{W}-a_2)}{a_{11}\mathring{W}^2-2a_{12}\mathring{W}+a_{22}}+\frac{(a_{11}\mathring{W}-a_{12})}{a_{11}\mathring{W}-2a_{12}\mathring{W}+a_{22}}(W_1^*+N^*W^*)+v'$$

。Wは各所得階層の家計にとり一定であるから、各年毎に

$$(18)\quad \Lambda^*=A'+B'(W_1^*+N^*W^*)+v'$$

が計測されA′、B′をそれぞれ前式に対応させると、

$$(19)\quad A'=\frac{(a_1\mathring{W}-a_2)}{a_{11}\mathring{W}^2-2a_{12}\mathring{W}+a_{22}},\quad B'=\frac{(a_{11}\mathring{W}-a_{12})}{a_{11}\mathring{W}-2a_{12}\mathring{W}+a_{22}}$$

なる関係を得る。(17)が家計行動における労働の供給函数にほかならない。

さて家計調査資料の各所得階層に属する家計は、上にのべられた標準家計のように一定の構造をもっている証ではない。年齢構成も性別構造もさらに、職業、教育、環境や慣習その他一切の条件が異なる故に、当然、各構成員に企業側から呈示される現実の賃金率Wも異なれば、又賃金率Wに応じる有業者数μ、したがって余暇Λの構成も等しくはない。理論的な変数Λ*と、現実の変数Λを対応させるものとして、恒等的に

$$(20)\quad \Lambda^*W^*=\Lambda W \quad 或は \quad N^*W^*=NW$$

の成立をわれわれのアプローチの公準としておく。

われわれの観測し得る式は、(17)または(18)式の両辺にW*を乗じた(21)(22)となるだろう。

$$(21)\quad \Lambda W=\Lambda^*W^*=\frac{W^*(a_1\mathring{W}-a_2)}{a_{11}\mathring{W}^2-2a_{12}\mathring{W}+a_{22}}+\frac{W^*(a_{11}\mathring{W}-a_{12})}{a_{11}\mathring{W}-2a_{12}\mathring{W}+a_{22}}(W_1+NW)+v''$$

$$(22)\quad \Lambda W=A+B(W_1+NW)+v''$$

但し $A\equiv A'W^*,\ B\equiv B'W^*$ とおく。

資料として得られるのは、左辺のΛWと右辺第二項の（W_1+NW）である。

ここで(9)—(15)の計測模型の計測に対する統計的性格についてふれておこう。

ストラクチュアは、(13)の効用指標と(15)の限界効用均等式である。この式で、家計はその内部均衡の図式に従って行動するとの仮説により、この家計に対して模型の外部から定まっている条件は、

外生変数；職種格P，世帯主賃金額W_1，非世帯主賃金額W

の三つであり、この条件の下に家計の撰択する変数は

内生変数；余暇Λ，所得q

の二変数である。

ストラクチュアから導かれるところの、外生変数を独立変数とした reduced form は（21）式であり、これが計測さるべき式である。

ワルトによって樹立された、各期のクロスセクションによる計測値を更に時系列に並べて、ストラクチュアルパラメタを推定する方法を用いれば、(19)のA、B両係数から完全決定法として二時点のクロスセクション資料を用いればよいことになる。

（ロ）使用された資料の性格

(イ)項でのべたように、われわれの模型に対する統計的操作を遂行するには、実験資料として、次の条件を充たすものが求められなければならない。

(A) 各家計単位のクロスセクション資料で、その階層分類が理論模型の外生変数により区分されているもの。われわれの場合には、世帯主賃金W_1階層別、非世帯主賃金W階層別、家計人員数N別資料である。

(B) (A)の条件を充たす資料が少なくとも二時点なければならない。あるいは同一時点でも独立に調査された二グループ資料が最小限必要となる。

冒頭に掲げた昭和二十九年九月の特別集計資料は、世帯主賃金階層別であって、他の年度のものよりもはるかに(A)項の条件に近いものであるが、この資料はわずかに一ヵ月分（一時点）のみしか現在にいたるまで調査されていない。

一方年々の普通の家計調査資料は、現金実収入階層別であって、(A)のどの一つの条件をも充たし得ないが、時点の数では(B)項の最小限二時点をはるかに上廻る時系列資料の数を揃えることができる。

このような資料の制約に当面し、やむなく前記(A)の条件を無視するという危険をとおしてこの稿では後者の実収入階級別の資料を用いた。このような意味で、後に展開された計測方法は、この資料を使用することの妥当性の検定をも兼ねている。

以下両資料の差異と、両者の関連及び使用された資料の構造的特質を考察したい。

第二表は、昭和三十年についての計測模型に含まれた諸変数の値である。第一表に比較してやや有利な条件は、年度集計データ（一月～一一月平均）なので標本数が大なること、季節変動を無視しうること、労働供給機構には地域特性の影響が大と考えられるのに対し、この表は東京都資料に限定し得ることである（二九年九月FIES特別集計は一ヵ月全国データである）。

どの年度を見ても同じであるが三十年度を例にとればこの実収入階層別資料では（第一表のFIES特別集計とことなり）、世帯主賃金階層の増大に伴う有業者数（μ+1）の減少も、また、

第 二 表　昭和 30 年現金実収入階層別資料　（東京都）

		n	N+1	$\mu+1$	$\frac{\mu+1}{N+1}$	Λ	W_1
～39	1	93	4.32	1.28	0.296	3.04	314
4	2	79	3.90	1.23	0.315	2.67	4,429
8	3	177	3.76	1.27	0.338	2.49	8,216
12	4	366	4.25	1.25	0.294	3.00	12,301
16	5	522	4.30	1.35	0.314	2.95	15,349
20	6	587	4.34	1.31	0.302	3.03	19,150
24	7	541	4.57	1.35	0.295	3.22	22,590
28	8	492	4.73	1.43	0.302	3.30	25,945
32	9	353	4.87	1.51	0.310	3.36	28,058
36	10	288	5.08	1.65	0.324	3.43	30,274
40	11	282	5.20	1.63	0.313	3.57	33,652
44	12	161	5.08	1.56	0.307	3.52	38,413
48	13	209	5.00	1.56	0.312	3.44	40,774
52	14	127	5.30	1.76	0.332	3.54	42,740
56	15	76	5.24	1.61	0.307	3.63	45,867
60	16	74	5.43	1.84	0.339	3.59	44,521
64	17	46	5.63	1.85	0.329	3.78	51,750
68	18	49	5.49	1.78	0.324	3.71	54,281
72	19	56	5.66	1.71	0.302	3.95	61,211
76	20	24	5.79	1.79	0.309	4.00	59,272
80～	21	113	5.80	1.79	0.309	4.01	86,884

$\frac{\mu+1}{N+1}$ の減少も見ることは出来ず、むしろ $(\mu+1)$ は増大傾向、$\frac{\mu+1}{N+1}$ はランダムという様相を示している。

この相違は異時点資料のゆえに生じたものであるか、あるいは階層区分の異なるために生じたものかを見るための一つの手がかりとして、FIES 29. 9. 資料に着目した。

二十九年九月には、通常の現金実収入階層別資料と、前記第一表の世帯主収入階層別の二種類の階層区分が行われているが、当然のこととして、その標本対象は同一のものである。そこで階層区分による資料のあらわれ方の相違をこの資料を類推し、この結果を他の各年度資料に対する考察に適用することにした。

第三表は、FIES 29. 9. の現金実収入階層別資料である。この表においても、$\mu+1$ と $\mu+1/N+1$ の動きは緩漫で、明らかに特別集計のような右下り曲線を示さない（第二図）。

そこで次のように推論を進める。「何故、賃金率の上昇に伴う有業率の低下が資料に表われないのであるか？」

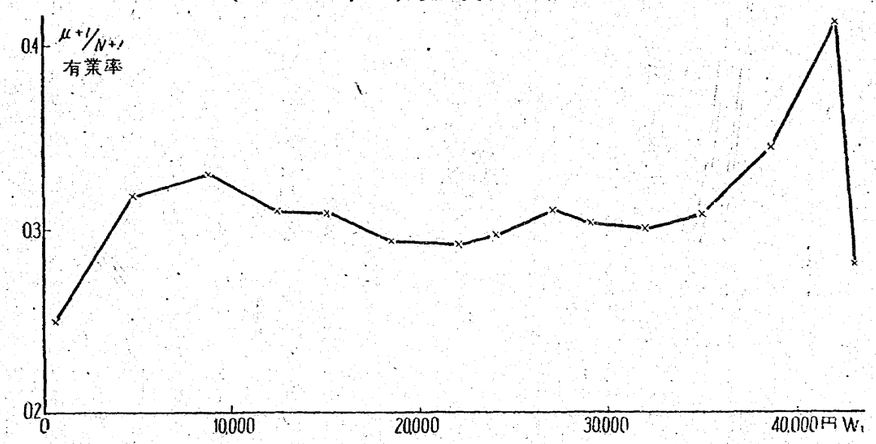
第三図は簡単化のため世帯主賃金と非世帯主賃金を合成して、家計に対する賃金率Wと人員Nのみが外生変数として作用する場合の所得—余暇の無差別図を画いたものである。横軸に所得 q、縦軸に余暇人員 Λ を目盛る。効用指標は、各無差別線に対応して $u_1 u_2 u_3$ と画かれている。家計人員Nの家計に対しては、縦軸にN点が目盛られ、図の角度 θ をもって価格線 l_1 が引かれる。このとき賃金率W

第 三 表　昭和 29 年 9 月現金実収入別資料　（全都市）

階層	世帯数 n	人員 N+1	有業人員 $\mu+1$	有業率 $\frac{\mu+1}{N+1}$	余暇 Λ	世帯主賃金 W_1	非世帯主賃金 W_2
1	53	4.70	1.19	0.253	3.51	352	200
2	51	3.76	1.22	0.324	2.54	4,723	1,964
3	138	3.87	1.26	0.325	2.61	8,428	3,119
4	320	4.27	1.33	0.311	2.94	12,195	2,718
5	375	4.47	1.40	0.313	3.07	15,110	3,720
6	379	4.66	1.37	0.294	3.29	18,637	4,808
7	285	4.93	1.44	0.292	3.49	22,134	5,114
8	201	5.22	1.55	0.297	3.67	24,401	6,349
9	168	5.06	1.60	0.316	3.46	26,934	6,992
10	113	5.36	1.63	0.304	3.73	29,244	8,860
11	87	5.59	1.68	0.301	3.91	32,359	9,615
12	52	5.94	1.83	0.308	4.11	35,667	9,030
13	37	6.03	2.08	0.345	3.95	38,682	9,176
14	30	5.60	1.57	0.280	4.03	43,609	14,979
15	20	5.75	2.40	0.417	3.35	42,013	9,185
16	71	5.63	2.11	0.375	3.52	54,828	12,341

第 二 図　世帯主賃金率と有業率

（FIES 29 年 9 月現金実収入階層別資料）



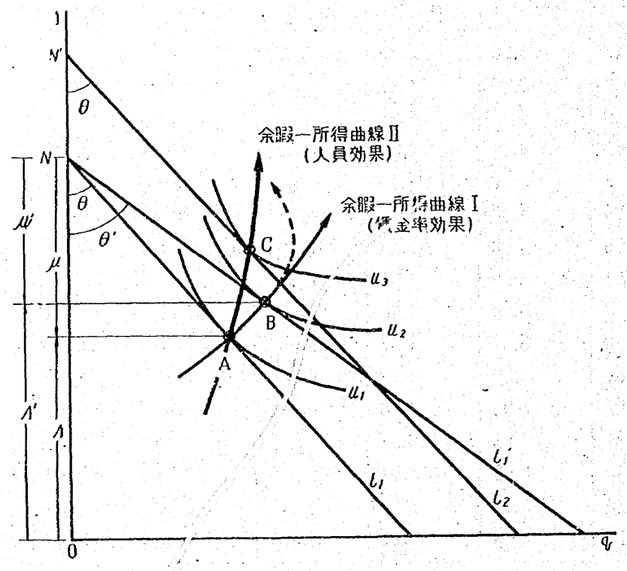
と生計費（qの価格）の相対価格は

$$\tan\theta=\frac{W}{P}$$

で示される。l_1線と接する無差別面上の点Aが均衡点で、そのとき

第三図

$\tan\theta=\frac{W}{P}$



の効用指標はu_1、均衡余暇人員は、原点からはかったΛ人、有業人員は、N点から下方に向ってはかられた$\mu=(N-\Lambda)$人である。賃金率がW→W'したがって$\theta\rightarrow\theta'$の勾配をもつ価格線l_2'に上昇した場合均衡点は、AからBに移行する。余暇は$\Lambda\rightarrow\Lambda'$に増大し、有業人員は$\mu\rightarrow\mu'$に減少する。賃金率上昇にもとづく均衡点の軌跡（A、Bを結ぶ線）を余暇所得曲線(I)と呼び、簡単にこの移行を「賃金率効果」と呼ぼう。図では右上りの expansion path が画かれているが、かならずしもこのような形になるとは限らない。（ヴォルトの場合は、右上方で点線の如く方向転換する場合があげられている。）若し余暇—所得曲線(I)が図の実線の如くであれば、賃金率上昇は、余暇Λを増大せしめ、有業人員μを減少せしめる。家計人員Nは一定であるから、このときには有業率 $\frac{\mu}{N}$ は着実に減少するだろう。

次に資料の構造的性格に関する限り賃金率一定で人員Nの上昇は、価格線l_1をl_2に上方に高める。このときの均衡点の移動（A→C）を「人員効果」にもとづく所得—余暇曲線(II)と呼ぶことにしよう。図では、人員の上昇が、余暇—所得共に増大せしめる場合を画いてある。けれども先の「賃金率効果」と異なり、この場合には必ずしも、有業人員μの減少を伴うとは限らない。何故ならば、余暇$\Lambda\rightarrow\Lambda'$の増大に比して、人員N→N'の増大がより大であるならば$\mu=(N-\Lambda)$と$\mu'=(N'-\Lambda')$を比較して、逆に有業者は増大するからである。当然のこととして「人員効果」に基く有業率変化の増減を一概に定めることはできないであろう。

上記の推論は階層分類の異なった二つの資料に対して次のような

二つの説明を与える。

(1)若し各階層毎の比較で人員Nの上昇率が異なれば、Nの上昇率の高い資料は「人員効果」が大きく影響して他よりもμの変動が攪乱され、有業率はランダムとなる傾向があろう。勿論、余暇は両資料共に増大する。

(2)世帯主賃金率の階層毎の上昇率が高い程、μは増大し、有業率を低める作用をもたらす（「賃金率効果」）。

この推論は、余暇—所得曲線の形状が第三図の如き場合になるとの想定に基づいており、また現実の資料は(1)と(2)の複合的結果であることは論をまたない。何れも計測結果に依存すべき性格のものである。

さて上記推論の下に FIES 二十九年九月の両資料につき、構成人員Nの階層毎上昇率を比較図示したものが、第四図である。図から知られることは実収入階層別資料の方が人員の上昇率が大、また各資料の階層区分の性格から当然賃金率W_1の上昇率は小であるから、

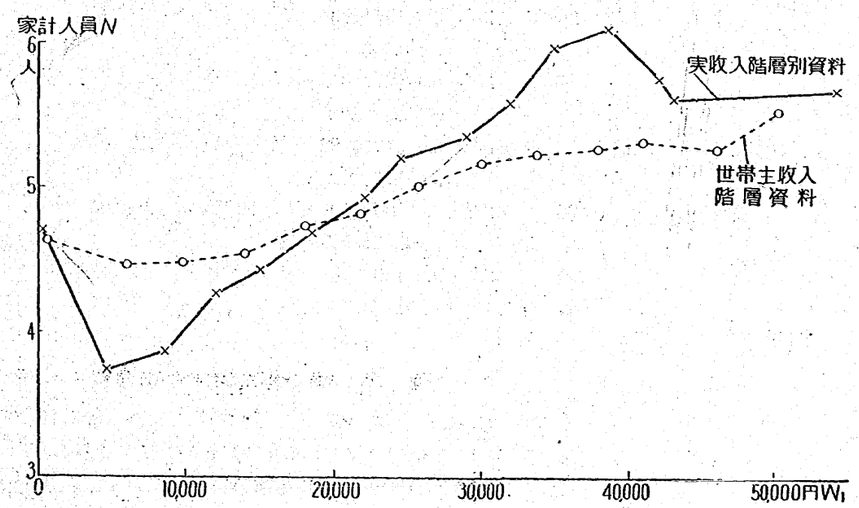
	賃金率効果	人員効果
世帯主収入階層別	小	大
実収入〃	大	小

であり、この関係は推論の示すところに従えば、実収入階層別のμを増大せしめ$\frac{n+1}{N+1}$の変動を攪乱することを理由づける。

若しこの推論が両資料の相違をもたらす主要因であるならば、実収入階層別資料の使用は世帯主収入別資料を使用することと、理論的に差異のないことを示唆してくれる。更に FIES 二十九年九月

第四図 W_1—N の関係

人員と世帯主所得（FIES 29 年 9 月全国）



の資料についてのこの比較は、われわれが利用しようとしている昭和二十六年—三十年資料の性格を明らかにし、その利用をある程度理由づけているものと考えられる。

勿論、階層区分はあくま

で最初の二条件のうちの(A)項を充たすべきであり、若しわれわれの実収入階層別の資料が考えられる標本誤差の範囲内で許されたとしても、それはあくまで僥倖以外の何物でもなく、統計学的見地からすれば許さるべくもない実験資料の使用をあえて行っていることになる。

以上、われわれがあえて実収入階層別資料の使用を行わざるを得なかった事情と、その資料の構造的性格は明らかになったと思う。

（ハ） 三十六年—三十年度資料による誘導形の計測結果

この項で後に考えられる幾つかの仮説に対応する計測結果を検討しておく。

計測された式は

$$\text{(33)}\quad \Delta W=\Delta^{*}W^{*}=A+B(W_1+NW)$$

であった。

第四表第五表は家計調査現金実収入階層別昭和二十六年—三十年度資料によるその計測値である。

各年度共に、回帰の相関は極めて高い。A及びBの時系別変動は、われわれの模型では相対価格の変化に基くものと理解される。もし、シフト要因が考慮された場合には、計測さるべき式は

$$\Delta W=\Delta^{*}W^{*}=A_1(W_1+NW)+A_2W_1+A_3$$

となることが、ストラクチュアにおけるシフト項の定式化から導かれる。この誘導形の計測にもとづく、諸パラメタの推定は、後節(ハ)項模型(Ⅲ)で展開される。

Ⅳ 計 測

（イ） 模型 (Ⅰ)——独立財及び変位を考慮しないときの撰好場パラメタの導出

ストラクチュアは次で示される。

第四表 $\Delta W=A+B\ (W_1+NW)$ の計測値

26 年	$\Delta W=0.451041460$	(W_1+NW)	$-\ 339.042$
	$r=0.993355$		
27 年	$\Delta W=0.4722772012$	(W_1+NW)	$-1{,}915.332$
	$r=0.986323$		
28 年	$\Delta W=0.3921310202$	(W_1+NW)	$+1{,}127.083$
	$r=0.975333$		
24 年	$\Delta W=0.388333690$	(W_1+NW)	$+2{,}055.062$
	$r=0.985327$		
30 年	$\Delta W=0.397402070$	(W_1+NW)	$+\ 81.789$
	$r=0.991024$		

第五表 統計局家計調査報より作成

	C. P. I.	W*		$W/P=\mathring{W}$	
26 年	100	3,921.467	(1.000000)	3,921.467	(1.00000)
27 年	105.0	4,426.508	(1.128789)	4,215.722	(1.07504)
28 年	111.9	5,393.109	(1.375278)	4,819.579	(1.22903)
29 年	119.1	6,562.510	(1.167348)	5,510.584	(1.40511)
30 年	117.8	5,935.964	(1.513710)	5,039.019	(1.28498)

（ロ） 模型(Ⅱ)——撰好場に変移要因を考慮した場合のパラメタの導出

所得—余暇の撰択模型では、所得は aggregate consumption として定義された。しかるに消費行動理論の実証的研究では post-Keynsion を中心とする論争を中心にして、消費撰好場の一義的な安定性が相次いで否定され、撰好場を変移せしめる要因分析に、習慣形成仮説と資産仮説、絶対所得仮説と相対所得仮説の対立をめぐって、多くの研究が成果をあげてきた。家計行動を消費行動とその前提となる所得を決定するための労働供給行動の結合としてとらえる所得—余暇撰好の模型では、これ等の経験的事実に基く諸研究の結果との理論的統合が当然なされなければならない。

所得（あるいは消費）—余暇の撰好場は果たして時系列に対し安定的であろうか？

前項の計測結果は、独立財の仮定と相まって少なくとも撰好場パラメタの不安定性を立証している。以下若干の変移要因分析の意味を考察したい。

その第一は、所得（消費）と余暇の独立財の仮定を否定することである。所得を所与とした消費行動理論における消費撰好場の変移は、この独立財の仮定を否定することによって余暇の影響による変移を惹起せしめるだろう。その第二は逆に消費行動自体がその内部で自動的に生み出す変移要因が、所得—余暇撰好場に変移を生ぜしめることの可能性についてである。

structure (Ⅰ)
- 限界効用 $u_9=a_1+a_{11}q^{*}$
- バランス式 $u_A=a_2+a_{22}\Delta^{*}$

$$P^{*}q^{*}+\Delta^{*}W^{*}=W_1^{*}+N^{*}W^{*}\quad(=W_1+NW)$$

reduced form

$$\Delta W=\Delta^{*}W^{*}=\frac{\mathring{W}^{*}(\mathring{W}a_1-a_2)}{a_{11}\mathring{W}^2+a_{22}}+\frac{W^{*}(\mathring{W}a_{11})}{a_{11}\mathring{W}^2+a_{22}}(W_1+NW)$$

$a_{11}=+1$ と normarize すれば各時点毎に、第六表に示される a_{22} を導出し得た。

この結果からは、所得の限界効用を逓減するものと考えれば、$a_{11}=-1$ と normarize したとき、余暇の限界効用も逓減し、その大きさは大巾に変動していることが見られる。逆もまた成立つ。これと第五表の賃金率変動指数を比較すれば、この a_{22} の変動がランダムなものではなく、何かの要因に支配されてシステマティックに動いていると考えられる。

この撰好場パラメタの不安定性を支配する要因として、一つは独立財の仮定、他は撰好場の a_{11} a_{22}（変移）要因を考えた。これ等を考慮した結果が次項で検討される。

第六表 $a_{22}=\pm1$（符号同順）

	26年	27年	28年	29年	30年
a_{22}	±1.871	±1.919	±3.601	±4.782	±3.850

所得—余暇撰好場の測定

後者の影響は前者に比しより重大な要因と思われる。

すでに(1)独立財、変移なしの計測は前項でなされた。次に(2)独立財の仮定を否定し、一方変移要因を考えない場合の計測を行い、さらに(3)独立財の仮定をとり、他方変移要因を考慮した場合の計測を行って、両者を比較検討する必要があると思われる。けれどもここでは(2)、(3)の段階を越え、一挙に(4)独立財の仮定を否定し、更に消費の変移要因を考慮した場合の計測結果をとり上げることにしよう。

独立財の仮定をとり去ったとき所得と余暇の限界効用の式は次で示される（以下記号の簡単化の為に＊印をとりのぞくことにする。）

$$(24)\quad \begin{cases} u_g = a_1 + a_{12}g + a_{12}\Lambda \\ u_\Lambda = a_2 + a_{22}\Lambda + a_{12}g \quad a_{12} \neq 0 \end{cases}$$

ここに $a_{12} > 0$ ならば Λ と g は補完財 $a_{12} < 0$ ならば代替財の性格をもち $a_{12} = 0$ ならば独立財である。

次に消費の動的行動自体がその撰好場を変移せしめる要因変数を z で示せば、z は明らかにその消費主体の過去の消費水準に依存するものであるから t 期前の消費量を g_{-t} として

$$(25)\quad z = z(g_{-1}, g_{-2}, \cdots\cdots g_{-t}, \cdots\cdots)$$

と表わせる。z が今期の消費の効用に変移を与えるのであるから、われわれは z の作用過程を効用場の定式化に次の様な形で導入する。

$$(26)\quad u = a_0 + a_1(g+z) + \frac{a_{11}}{2}(g+z)^2 + a_{12}(g+z)\cdot\Lambda + a_2\Lambda + \frac{a_{22}}{2}\Lambda^2$$

限界効用の式は

$$(27)\quad \begin{cases} u_g = a_1 + a_{11}(g+z) + a_{12}\Lambda \\ u_\Lambda = a_2 + a_{22}\Lambda + a_{12}(g+z) \end{cases}$$

あるいは

$$(28)\quad \begin{cases} u_g = (a_1 + a_{11}z) + a_{11}g + a_{12}\Lambda \\ u_\Lambda = (a_2 + a_{22}z) + a_{22}\Lambda + a_{12}g \end{cases}$$

$z > 0$ で作用すれば、(28)の形から資産仮説的な変移の解釈がなされ、若しさらに $a_{11} < 0$ ならば、所得の限界効用 u_g を $a_{11} \cdot z < 0$ で年々引き下げる働きをもつ。

又 $z < 0$ の値をもてば、(28)の定式化から習慣仮説的（あるいは中毒的）解釈が現実の変移要因として把握され、更に $a_{11} < 0$ ならば $a_{11} \cdot z > 0$ の大きさで、所得の限界効用 u_g を年々押し上げる作用をもつ。

$a_{12} \gtrless 0$ に応じて、同様に余暇の限界効用の載片を変移せしめることは勿論である。

さて、この仮説に基づくストラクチュアの構成を考えよう。

変移変数 z は構造的には $g_{-1}, g_{-2}, \cdots\cdots, g_{-t}, \cdots\cdots$ なるすべての過去の消費形態の今期消費水準への影響度を示すものであるが、周知のごとく家計調査資料では各階層に属する家計を年々追跡することができない。景気の波に応じて変動する所得分布の特定位置に出入する各家計を、各時点毎に独立に抑えたものである。

そこで、各年度毎に得られる稼得可能所得階層に対し

$$(29)\quad z_t = \alpha_t(W_1 + NW)_t + \beta_t$$

と、外生変数の一次の関係におく。ここに $(W_1 + NW)$ は各家計人員全部が W_1 と W の賃金率のもとに就業したと考えられるときは得らるべき稼得可能所得を表わしている。

限界効用式は（添字 t と＊印を省略して）

$$\begin{cases} u_g = (a_1 + a_{11}z) + a_{11}g + a_{12}\Lambda \\ u_\Lambda = (a_2 + a_{12}z) + a_{22}\Lambda + a_{12}g \end{cases}$$

（但し $z = \alpha(W_1 + NW) + \beta$）

制約式は $Pg + W\Lambda = (W_1 + NW)$

限界効用均等式は

$$\frac{(a_1 + a_{11}z) + a_{11}g + a_{12}\Lambda}{P} = \frac{(a_2 + a_{12}z) + a_{22}\Lambda + a_{12}g}{W}$$

計測式に対応する誘導形は

$$(30)\quad \Delta W = \Delta^* W^* = \frac{W^*(\mathring{W}a_{11} - a_2) + W^*(\mathring{W}a_{11} - a_{12})\beta}{a_{11}\mathring{W}^2 - 2a_{12}\mathring{W} + a_{22}} + \frac{W^*(\mathring{W}a_{11} - a_{12})(1+\alpha)(W_1 + NW)}{a_{11}\mathring{W}^2 - 2a_{12}\mathring{W} + a_{22}}$$

この式から $a_{11}, a_{12}, a_{22}, a_1, a_2, \alpha, \beta$ を推定するには少なくとも三時点の計測式を必要とする（ワルト法）。

われわれは、二十六、二十七、二十八年の三ヵ年で得た計測値と、二十七、二十八、二十九年の三ヵ年で得られる計測値を比較することによって、その安定性を検定しようと試みた。

第七表に計測結果が記載されている。両計測では、共に $a_{11} = -1$ と normarize したものであるが a_{12}, a_{22}, α は共にその誤差範囲は極めて小と考えられ、撰好場パラメタの安定した推定値と見なしうるだろう。

$a_{11} < 0$, $a_{12} < 0$, $a_{22} < 0$ の値は「所得、余暇共にその限界効用は逓減し、かつ両者は互に代替財としての性格をもつ」ことを示している。さらに $\alpha < 0$ は、所得の限界効用に対しては $a_{12}\alpha > 0$、余暇の限界効用に関しては $a_{12}\alpha > 0$ だけ、所得階層の上るにつれてその載片を上方にシフトせしめている。以上は撰好場を変転せしめる要因として、消費行動における習慣形成の仮説が妥当することを表わしていよう。

第七表最下欄を見ると、シフト変数の常数項 β_t は年毎に増大している。この事実は何に起因するか。景気上昇（下降）期の所得分布変動に対する、各家計の適応過程の時間的ズレに、β_t 変動の要因が存在するのだろうと推論される。けれどもこの推論は未だ統計的に確認された訳ではない。

第七表 シフトを考慮した場合の計測値表

26年 27年 28年の3ヵ年

$a_{11} = -1$, $a_{12} = -1.1325$, $a_{22} = -1.2847$ $\alpha = -1.0082$

27年 28年 29年の3ヵ年

$a_{11} = -2$, $a_{12} = -1.1150$, $a_{22} = -1.2516$ $\alpha = -1.0135$

$a_{11} = -1$, $a_{12} = 1.1325$, $a_{22} = -1.2847$ をとると β_t は

$\beta_1 = 0$, $\beta_2 = 0.0087379$, $\beta_3 = 0.13078$, $\beta_4 = 0.20368$

第八表 $\Delta W = A_1(W_1+NW)+A_2W_1+A_3$（千円単位）

	A_1	A_2	A_3	R
26 年	0.88002456	−0.9533750	1.2190300	0.9986
27 年	0.88132508	−0.98102188	1.5591220	0.9989
28 年	0.83366580	−0.86181673	1.2978970	0.9987
29 年	(0.65342618)	(−0.57992343)	(3.2120960)	(0.9865)
30 年	0.78990050	−0.76357271	1.0214830	0.9942

（ハ） 模型（Ⅲ）——$z=\alpha W+\beta$ の仮説

模型（Ⅰ）（Ⅱ）においては、第四表に示された、単純回帰の誘導型 $\Delta W=A+B(W_1+NW)$ の式について、構造係数の推定が行われた。

第八表は、第七表の（W_1+NW）の項を分解して、W_1 項と NW 項の二変数を独立変数にとりその重回帰から

(29) $\Delta W=A_1(W_1+NW)+A_2W_1+A_3$

を作成したものである。

若し、模型（Ⅱ）の $z=\alpha(W_1+NW)+\beta$ の定式が正しいならば、$\Delta W=B_1NW+B_2W_1+B_3$ の重回帰のあてはめにおいて $B_1 \neq B_2$ したがって第八表で $A_1 \neq 0$ の値が期待されるにもかかわらず実際には、A_2 の負の数値が得られた。この事実は先程の β_t の時系列変動の結果と相まって $z=\alpha(W_1+NW)+\beta$ に代り、新たに

$z=\alpha W_1+\beta$

の定式化を導入させる。

第八表の計測で、昭和29年式は明らかに multi-colinearity の生じていることがほぼ検証されたので、構造係数の検定方式には採り上げなかった。

structure $\begin{cases} u_{t1}=a_1+a_{11}q_{t1}+a_{12}\Delta+z_1 \\ u_{t1}=a_2+a_{22}\Delta+a_{12}q+z_2 \\ u_{t3}/P=u_{t\Delta}/W+v \cdots\cdots \text{等等式} \end{cases}$ 限界効用式

shift variable $\begin{cases} z_1=\alpha_1W_1+\beta_1 \\ z_2=\alpha_2W_1+\beta_2 \end{cases}$

第八表の $\Delta W=A_1(W_1+NW)+A_2W_1+A_3$ に対応して reduced form

(30) $$\Delta W=\frac{W^*(\mathring{W}a_{11}-a_{12})}{a_{11}\mathring{W}^2-2a_{12}\mathring{W}+a_{22}}(W_1+NW)+\frac{W^*(\mathring{W}\alpha_1-\alpha_2)}{a_{11}\mathring{W}^2-2a_{12}\mathring{W}+a_{22}}+\frac{W^*\{\mathring{W}(\alpha_1+\beta_1)-(\alpha_2+\beta_2)\}}{a_{11}\mathring{W}^2-2a_{12}\mathring{W}+a_{22}}$$

$a_{11}=-1$ と normarize して、各 a_{ij} を検定するには、この場合二時点の回帰線を必要とする。

昭和二十七年二十八年度回帰から得られた結果が第九表に示される。

この結果を検定する為に、二十六年と三十年の予測を行った。第九表の各 a_{ij} α_k を用い、二十六年と三十年の労働供給函数を導き、そのパラメタを第八表の実測値と比較したものが第十表である。何れも差は10％以内である。

三十年度に対する ΔW と $\widehat{\Delta W}$ の比較は第十一表に示される。

以上偏差は正に偏ってはいるが何れも約5％の範囲にあり、これによって第九表に得られた結果の安定性はほぼ確証されたと見られよう。

第九表 27 年，28 年度資料より

限界効用式 $\begin{cases} \dfrac{\partial u}{\partial q}=-3.9232-q \qquad -2.3312\Delta+2.11090W_1 \\ \dfrac{\partial u}{\partial \Delta}=-6.4046+2.1522\Delta-2.3312\Delta+3.64539W_2 \end{cases}$

但し $z_1=\alpha_1W_1+\beta_1,\ z_2=\alpha_2W_1+\beta_2$

$\begin{cases} a_{11}=-1 \\ a_{22}=2.152208 \\ a_{12}=-2.331223 \end{cases}$ $\begin{matrix} a_1+\beta_1=-3.923255 \\ a_2+\beta_2=-6.404638 \end{matrix}$ $\begin{matrix} \alpha_1=2.110908 \\ \alpha_2=3.64539 \end{matrix}$

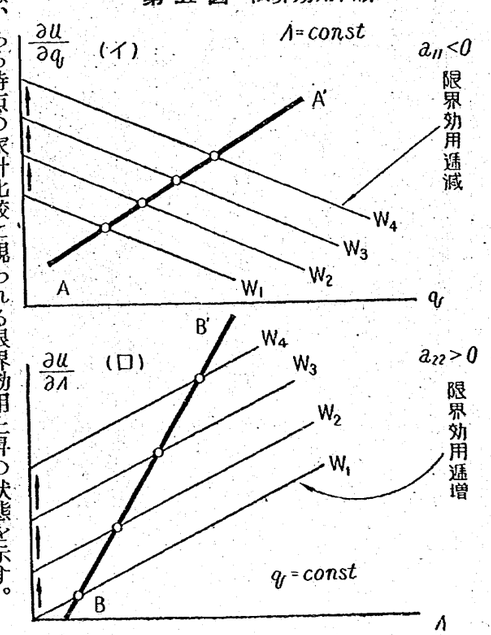
第十表 26 年，30 年度に対する予測

		A_1	A_2	A_3
26 年	実測式（A）	0.880024	−0.953375	1.219030
	理論式（Â）	0.897792	−1.034872	1.673472
	$\Delta A=A-\hat{A}$	−0.017768	+0.081497	−0.454418
		A_1	A_2	A_3
30 年	実測式（A）	0.789900	−0.763573	1.021483
	理論式（Â）	0.812058	−0.796559	1.164066
	$\Delta A=A-\hat{A}$	−0.022160	+0.032986	−0.1425836

第十一表（30 年）
相関係数＝0.9880

ΔW（実）円	$\widehat{\Delta W}$（理）円	$\Delta=\Delta W-\widehat{\Delta W}$
7,322	7,882	55
9,444	9,663	219
10,106	10,582	476
13,254	13,325	71
15,060	15,073	13
15,740	16,013	274
21,287	21,509	221
25,889	26,641	951
30,708	31,023	315
33,911	33,678	−233
32,109	32,115	6
30,053	31,471	1,417
33,836	33,753	−1,080
39,644	41,580	1,936
41,945	42,523	578
46,042	47,254	1,212
39,405	40,107	702
38,795	39,808	1,013
57,977	58,867	890

第五図 限界効用曲線



余暇の限界効用は第五図(イ)のように、逓減し、習慣形成の効果により、所得階層の上昇と共に上方にシフトせしめられる。図の A—A′線は、特定時点にみられる各家計間の限界効用上昇線である。余暇の限界効用も逓増し（労働の限界不効用は逓増）、さらに消費の習慣形成効果は、限界効用線を上方にシフトさせる。(ロ)の B—B′線は、ある時点の家計比較に現われる限界効用上昇の状態を示す。

更に q と Δ は互に代替財として作用する。以上が模型（Ⅲ）による構造係数の推定と、その安定性に対する検定の概要である。

V 結語

われわれの研究は、直接の目的として労働供給の機構を明らかにすることから出発した。序文においても既にのべた如く、労働供給函数を自律的な基本構造から導く為には、所得—余暇の撰好場パラメタの統計的導出が必要不可欠のものである。この撰好場を実際に計測するに当り、多くの問題が提起された。

その第一は余暇と total-expenditure としての所得は、互に独立財であるか否かの問題である。もし独立財でないならば、余暇は消費の限界効用をシフトせしめるであろう。

その第二は、逆に、消費理論でその効果が確認されつつある消費撰好場のシフト要因が、所得—余暇撰好場——したがって労働供給函数を変位せしめるのではないか。もしそうならば、その要因は習慣仮説的解釈に基づくものであるか、あるいは資産仮説的解釈に妥当するものであるかが確認されなければならない。

これ等の問題に対して得られた、上記計測の結果は次のように要約される。

(1)所得 q の限界効用は逓減し（$\alpha_{11}<0$）、余暇の限界効用は逓増する（$\alpha_{22}>0$）。（労働の限界効用は逓増）

(2)所得と余暇は互に連関財であり、かつ代替的である。（$\alpha_{12}<0$）

このことは余暇が、消費の限界効用をシフトせしめることを示している。

(3)消費撰好場をシフトせしめる要因の導出は、習慣形成仮説の妥当性を示した。（$\alpha_1, \alpha_3>0$）

(4)シフト項を考慮しない場合（模型）に導出された結果のシステマティックな変動は模型（Ⅱ）及び（Ⅲ）の計測において、独立財仮定の否定と、シフト要因の導入により処理された。第四表と第七表の回帰線の比較から、模型（Ⅲ）の結果が、最も良好なものと考えられる。

(5)模型（Ⅲ）ではシフト項の $\beta_1\ \beta_2$ が計測されていない。模型（Ⅱ）の β_t の変動する結果とともに、所得分布変動の影響が次に考慮されなければならない。

使用された実収入階級別資料に関する限り、以上の結果は互によく一致していると考えられる。けれども最初にのべられたように、この資料を用いることの正当性が積極的に実証された訳ではない。安定条件やその他の統計的処理に関する諸問題が残されている。[注1] これらについては、さらに展開さるべき、賃金決定機構の問題と共に次稿にゆづることにする。[注2] 最後に計測に使用された諸資料を掲げておく。

（注1） 安定条件やその他の年度に対する予測等は、この稿では残された。これらについては、拙稿「家計行動における所得決定」生産性本部参照。

（注2） この稿に対しては、同研究室辻村江太郎氏、小尾恵一郎氏、佐藤保氏から多くの助言を頂いた。深甚の謝意を表する。

26 年 Tokyo　（E: Earners per family　L: Leisures）

階層		n	N+1	μ+1	Λ	W_1	μ+1/N+1
～3.9	1	166	4.42	1.17	3.25	691	0.265
4～	2	72	4.26	1.15	3.11	4,416	0.270
6～	3	176	4.09	1.29	2.80	6,013	0.315
8～	4	269	3.80	1.20	2.60	7,895	0.316
10～	5	362	4.08	1.22	2.86	9,862	0.299
12～	6	438	4.21	1.20	3.01	11,627	0.285
14～	7	471	4.62	1.26	3.36	13,208	0.273
16～	8	341	4.69	1.35	3.34	14,723	0.288
18～	9	281	4.78	1.36	3.42	16,543	0.285
20～	10	261	4.99	1.43	3.56	17,456	0.287
22～	11	181	4.80	1.43	3.37	19,095	0.298
24～	12	146	5.17	1.62	3.55	19,815	0.313
26～	13	93	5.16	1.72	3.44	21,194	0.333
28～	14	92	5.36	1.82	3.54	23,424	0,340
30～	15	322	5.83	1.76	4.07	32,946	0.302
計 or 平均		3,505					

27 年 Tokyo

階層		n	N+1	μ+1	Λ	W_1	$\frac{\mu+1}{N+1}$
～3.9	1	123	4.55	1.36	3.19	424	0.299
4～	2	170	4.11	1.29	2.82	5,042	0.314
8～	3	362	4.25	1.25	3.00	8,714	0.294
12～	4	592	4.27	1.26	3.01	12,554	0.295
16～	5	643	4.47	1.29	3.18	15,995	0.289
20～	6	550	4.73	1.44	3.29	18,440	0.304
24～	7	342	5.06	1.50	3.56	21,967	0.296
28～	8	251	5.08	1.93	3.15	25,099	0.380
32～	9	153	5.28	1.73	3.55	26,228	0.327
36～	10	122	5.48	1.75	3.73	29,169	0.319
40～	11	246	5.68	1.81	3.87	41,872	0.319
計 or 平均		3,431					

28 年 Tokyo

階　層	n	N+1	μ+1	Λ	W_1	$\frac{\mu+1}{N+1}$
～3.9 1	63	4.38	1.27	3.11	852	0.290
4～ 2	113	4.08	1.32	2.76	4,545	0.324
8～ 3	203	3.99	1.30	2.69	8,394	0.326
12～ 4	401	4.10	1.26	2.84	12,071	0.307
16～ 5	492	4.41	1.33	3.08	15,588	0.302
20～ 6	495	4.71	1.34	3.37	18,667	0.285
24～ 7	392	4.94	1.47	3.47	21,802	0.298
28～ 8	317	5.02	1.53	3.49	24,507	0.305
32～ 9	272	4.97	1.51	3.46	28,408	0.304
36～ 10	218	5.16	1.70	3.46	30,176	0.329
40～ 11	110	4.86	1.60	3.26	32,775	0.329
44～ 12	106	5.12	1.76	3.36	36,712	0.344
48～ 13	63	4.94	1.65	3.29	39,933	0.334
52～ 14	42	5.36	1.83	3.53	41,465	0.341
56～ 15	34	4.91	1.68	3.23	47,768	0.342
60～ 16	100	5.22	1.77	3.45	63,939	0.339
計 or 平均	3,358					

29 年 Tokyo

階　層	n	N+1	μ+1	Λ	W_1	$\frac{\mu+1}{N+1}$
～3.9 1	66	4.17	1.12	3.05	268	0.268
4～ 2	38	3.74	1.18	2.56	4,638	0.315
8～ 3	149	3.83	1.22	2.61	8,482	0.318
12～ 4	324	3.94	1.26	2.68	12,275	0.319
16～ 5	392	4.16	1.25	2.91	15,451	0.300
20～ 6	496	4.54	1.38	3.16	18,611	0.304
24～ 7	445	4.76	1.42	3.34	22,046	0.298
28～ 8	376	4.95	1.53	3.42	23,920	0.309
32～ 9	303	5.05	1.57	3.48	26,901	0.311
36～ 10	240	5.15	1.72	3.43	29,552	0.334
40～ 11	208	5.14	1.53	3.61	34,292	0.298
44～ 12	161	5.13	1.57	3.56	37,563	0.306
48～ 13	107	5.29	1.51	3.78	42,504	0.285
52～ 14	65	5.45	1.72	3.73	40,443	0.316
56～ 15	71	5.31	1.79	3.52	44,912	0.337
60～ 16	62	5.52	1.82	3.70	48,537	0.330
64～ 17	48	5.69	1.69	4.00	53,619	0.297
68～ 18	35	5.89	2.11	3.78	51,818	0.358
72～ 19	28	5.86	2.04	3.82	54,742	0.348
76～ 20	25	6.08	2.80	3.28	50,568	0.461
80～ 21	81	6.09	2.05	4.04	85,067	0.337
計 or 平均	3,654					

資料

資本主義的拡大再生産の歴史的考察

――ドイツ科学アカデミー・経済科学研究所年報第I巻（一九五七年）所収・Jürgen Kuczynski; Zur Geschichte der erweiterten Reproduktion unter dem Kapitalismus.――

常盤政治

一

経済の拡大再生産の物質的基礎として生産財生産部門の発展が消費財生産部門の発展に先行しなければならないという命題は経済社会の全歴史を貫く経済法則であるが、それはそれぞれの社会経済的フォルマチオンに規定され、特殊歴史的な形態において貫徹することはいうまでもない。従って、かかる命題は単に抽象的な命題としてではなく、歴史的な具体的姿態において把握されねばならない。とくに資本主義的な拡大再生産においては現実的な諸恐慌と体制的危機によって特殊な発展を行うことはしばしば指摘されてきたところであるが、その具体的な資料的把握の試みは従来必ずしも十分に行われてきたとは言えなかったのである。

かかる従来の研究のヴィークポイント[1]を補塡するものとして、ユルゲン・クチンスキーの研究 „Zur Geschichte der erweiterten Reproduktion unter dem Kapitalismus" (Deutsche Akademie der Wissenschaften, Bd. I, „Probleme der politischen Ökonomie" Akademie-Verlag, Berlin 1957, SS. 9～24.) は注目すべきものというべきであろう。アメリカ、イギリス及びドイツという主要資本主義国の長期にわたる拡大再生産の姿を抱括的に広汎な資料によって浮彫りにしているこの労作は、単に、消費財生産に対する生産財生産の優先性の法則を実証しているという点においてのみならず、資本主義的経済恐慌の理論的歴史的研究の上において洵に有用な資料というべきである。ここにできるだけ忠実に紹介して参考に供せんとする所以である。

読者はクチンスキーの行っている比較のための時期区分については必ずしも賛同し難いものがあるであろうが、その資料の計算の根拠及び出所がかかげられていることによって、有意義に利用できるし、また出典をひもといて疑義を正すこともできるであろう。