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ってのみ用意されるであろう。

最近 C. D. Long（注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（注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。

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

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

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ことが見出されている。また前記 Long の分析においても妻の有業率と夫の収入の間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（注）において、余暇と所得の選好場を導入して、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）

（注） 企業家計行動分析プロジェクト 尾崎巌、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)(二)」（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)

核所得階層別家計調査資料の核所得階層 i に属する代表家計は、

(1.1) 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。

貯蓄をふくむ財の処分量を x_s $(s=1,\ldots\ldots S)$、その価格を Ps 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。

$$\sum_{1}^{S} p_s \cdot x_s \equiv P \cdot X \quad (P:\ \text{C.P.I index})$$

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

$$\sum_{j=1}^{J} W_j N\mu_j \equiv W.N\sum_{1}^{J}\mu_j$$

をみたすWを非核収入機会の収入率と定義し、また $\sum_{1}^{J}\mu_j \equiv \mu$ とかけば、家計の余暇率 Λ は

$$1-\mu \equiv \Lambda$$

と定義される。家計の選好場

(a) $\omega=\omega(\Lambda_1,\ldots\ldots\Lambda_J,\ N,\ x_1,\ldots\ldots x_S,\ \sigma)$

σ: 家計特性

は、

(b) $\omega=\omega(N\Lambda, X, \sigma)$

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 i に属する代表家計 H_i と j に属する H_j は夫々相異なる選好場 ω^j、ω^i 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関係するような仕方で起きている。

(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) $\omega=\frac{\gamma_1}{2}X^2+\gamma_2X+\gamma_3XN^*A+\gamma_4N^*A+\frac{\gamma_5}{2}(N^*A)^2$

で把握する。

X：所得

N^*：非核家計人員

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

$\gamma_c(c=1, 2, 3, 4, 5)$：選好場常数

所得の稼得額と処分額についての恒等式は

(2) $PX\equiv I+W_iN\mu+\alpha$

P：C.P.I. index

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

α：資産又はその他を源泉とする不労働収入

仮説(4)により(2)を制約として ω 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) $\frac{\partial\omega}{\partial X}\Big/P=\frac{\partial\omega}{\partial N_*A}\Big/W_i$

をみたす。(3)に(1)を適用すれば

(4) $\frac{\gamma_1X+\gamma_2+\gamma_3(N_*A)}{P}=\frac{\gamma_5(N_*A)+\gamma_4+\gamma_3X}{W_*}$

この式に(2)の関係を代入して、μ について解けば、

(5) $N_i\mu=\frac{-\gamma_1W_*(I+\alpha)-\gamma_2W_*-\gamma_3(W_*N_*-I-\alpha)+\gamma_5N_*+\gamma_4}{\gamma_1W_*^2-2\gamma_3W_*+\gamma_5}$

これは第 i 核収入階層の家計の労働供給スケデュルである。(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収入 α に対して線型の関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 α 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)式から選好場常数 $\gamma_c(c=1, 2, \ldots\ldots, 5)$ 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、α の間の関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 σ 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ない。特性 σ の函数 δ を家計特性指標として、

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

とあらわし、δ の意味を次の式で定義しよう。

(7) $N\delta\equiv N_*$

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 k 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。

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) $\delta=\delta(W, W_*)$

とくに最も簡単な表現として次の函数形を採ろう。

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

(7)と(9)を(5)に代入すると供給函数

(10) $N\mu=\frac{1}{\Omega}\left[\frac{W_*}{P}\left(-\gamma_1\frac{W_*}{P}+\gamma_3\right)\frac{I}{W}-W_*\left(\gamma_2\frac{W_*}{P}-\gamma_4\right)\frac{1}{W}+\left(\gamma_5-\gamma\frac{W_*}{P}\right)N\right]$

$\Omega\equiv\gamma_1\left(\frac{W_*}{P}\right)^2-2\gamma_3\frac{W_*}{P}+\gamma_5$

を得る。

〔4〕 選好場常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 $1/W$ 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) $N\mu=C_1N+C_2\frac{I}{W}+C_3\frac{1}{W}$

ここに

$$(12)\quad\begin{cases} C_1 \equiv \dfrac{1}{\Omega}\left(r_5 - r_3\dfrac{W_*}{P}\right) \\ C_2 \equiv \dfrac{1}{\Omega}\,\dfrac{W_*}{P}\left(-r_1\dfrac{W_*}{P} + r_3\right) \\ C_3 \equiv \dfrac{-1}{\Omega}\left(r_2\dfrac{W_*}{P} - r_4\right) \\ \Omega \equiv r_1\left(\dfrac{W_*}{P}\right)^2 - 2r_3\left(\dfrac{W_*}{P}\right) + r_5 \end{cases}$$

または余暇の需要量NΔであらわせば

$$(13)\quad N\Delta = \mathring{C}_1 N + \mathring{C}_2\frac{I}{W} + \mathring{C}_3\frac{1}{W}$$

ここに

$$(14)\quad\begin{cases} \mathring{C}_1 \equiv \mathring{C}_2 \equiv \dfrac{1}{\Omega}\,\dfrac{W_*}{P}\left[r_1\left(\dfrac{W_*}{P}\right)^2 - r_3\right] \\ \mathring{C}_3 \equiv \dfrac{1}{\Omega}\,\dfrac{W_*}{P}\left(r_2\dfrac{W_*}{P} - r_4\right) \end{cases}$$

パラメタ $C_s(s=1,\ 2,\ 3)$ 又は $\mathring{C}_s$ を制約を課さずに推定するために⑾又は⒀式を

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

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

または

$$(16)\quad \Delta = \mathring{C}_1 + \mathring{C}_2\frac{I}{WN} + \mathring{C}_3\frac{1}{WN} + u_2$$

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

の形に導いて C_s 又は $\mathring{C}_s$ の推定を行なう。

方程式⒃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、r_2 および r_4 は仮説⑶によって n 個の階層で夫々相異なる値 $r_4^j\ r_2^j$（$j=1,\ 2,\ 3,\ \cdots\cdots,\ n$）をもつものとされている。

関係式⑿又は⒁からは各階層の $r_2^j\ r_4^j$ を推定出来ない（under identifiable）が仮説⑶によって、r_2^j と r_4^j を夫々第 j 核収入階層の核収入 I^j と次の関係

$$\begin{cases} (17.1)\quad r_2^j = \Delta_0 + \Delta_1\dfrac{I^j}{P} & (\Delta_0,\ \Delta_1,\ \Gamma_0,\ \Gamma_1\ \text{は選好場の変位パラメタ}) \\ (17.2)\quad r_4^j = \Gamma_0 + \Gamma_1\dfrac{I^j}{P} \end{cases}$$

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⒃式の形に導かれる。

$$(18)\quad N\Delta = \frac{1}{\Omega}\left[r_1\left(\frac{W_*}{P}\right)^2 - r_2\left(\frac{W_*}{P}\right)\right]N + \frac{1}{\Omega}\left[(r_1+\Delta_1)\left(\frac{W_*}{P}\right)^2 - (r_3+\Gamma_1)\left(\frac{W_*}{P}\right)\right]\frac{I}{W} + \frac{1}{\Omega}\left[\Delta_0\left(\frac{W_*}{P}\right)^2 - \Gamma_0\left(\frac{W_*}{P}\right)\right]\frac{1}{W}$$

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

両辺をNで除せば

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

ただし

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

$$(20.2)\quad C_2^* \equiv \frac{1}{\Omega}\left[(r_1+\Delta_1)\left(\frac{W_*}{P}\right)^2 - (r_3+\Gamma_1)\frac{W_*}{P}\right]$$

$$(20.3)\quad C_3^* \equiv \frac{1}{\Omega}\left[\Delta_0\left(\frac{W_*}{P}\right)^2 - \Gamma_0\left(\frac{W_*}{P}\right)\right]$$

⒆式は形式上は⒃とおなじであるから

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

によって $C_i^*(i=1,\ 2,\ 3)$ 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

$$(22.1)\quad r_1(C_1^*-1)\left(\frac{W_*}{P}\right)^2 + r_3(2C_1^*-1)\left(\frac{W_*}{P}\right)^2 + C_1^* r_5 = 0$$

$$(22.2)\quad r_1\left(\frac{W_*}{P}\right)^2 + \Delta_1\left(\frac{W_*}{P}\right)^2 - r_3\left(\frac{W_*}{P}\right) - \Gamma_1\left(\frac{W_*}{P}\right) = \Omega C_2^*$$

$$(22.3)\quad \Delta_0\left(\frac{W_*}{P}\right)^2 - \Gamma_0\left(\frac{W_*}{P}\right) = \Omega C_3^*$$

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

(22.1)～(22.4) は $r_c(c=1,\ 2,\ 3,\ 4,\ 5)$ に関する線型方程式である。$C_i^*(i=1,\ 2,\ 3)$ 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 $r_c(c=1,\ 2,\ \cdots\cdots,5)$ である。しかし、一ヵ年の $C_i^*(i=1,\ 2,\ 3)$ と W_* を知っただけでは未知数 $r_c(C=1,\ \cdots\cdots,5)$ を決定するに十分でない。二つの年度の回帰係数 C_{it}^* と $C_{i,t+1}^*(i=1,\ 2,\ 3)$ が計測され、両年度の $W_*(W_{*t}$ と $W_{*t+1})$ と $P(P_t,\ P_{t+1})$ が知られれば $r_c(c=1,\ \cdots\cdots,5)$ は完全に決定されることがわかる。すなわち、(20.1) 式に W_{*t}, W_{*t+1}, C_{it}^*, $C_{it+1}^*(i=1,\ 2,\ 3)$ を代入して t, $t+1$ 両時点に関する二つの方程式

$$(23\cdot1)\quad\begin{cases} r_1(C_{1t}^*-1)\left(\dfrac{W_{*t}}{P_t}\right)^2 - r_3(2C_{1t}^*-1)\left(\dfrac{W_{*t}}{P_t}\right) + C_{1t}^* r_5 = 0 \\ r_1(C_{1t+1}^*-1)\left(\dfrac{W_{*t+1}}{P_{t+1}}\right)^2 - r_3(2C_{1t+1}^*-1)\left(\dfrac{W_{*t+1}}{P_{t+1}}\right) + C_{1t+1}^* r_5 = 0 \end{cases}$$

を得る。この式から r_c のうちの任意の一つ例えば r_5 を1とおけば、r_1 と r_3 が求められる。次に、求められた r_1 と r_3 を (20.4) に代入して

$$(23\cdot2)\quad\begin{cases} \Omega_t = r_1\left(\dfrac{W_{*t}}{P_t}\right)^2 - 2r_3\left(\dfrac{W_{*t}}{P_t}\right) + r_5 \\ \Omega_{t+1} \equiv r_1\left(\dfrac{W_{*t+1}}{P_{t+1}}\right)^2 - 2r_3\dfrac{W_{*t+1}}{P_{t+1}} + r_5 \end{cases}$$

によって Ω_t と Ω_{t+1} が計算される。Ω_t, Ω_{t+1}, P_t, P_{t+1}, W_{*t}, W_{*t+1}, r_1, r_3 を C_{it}^*, $C_{it+1}^*(i=1,\ 2,\ 3)$ とともに (20.2) に代入

して、

(24·1)
$$\left\{\begin{aligned}&\gamma_1\left(\frac{W_{*t}}{P_t}\right)^2+\Delta_1\left(\frac{W_{*t}}{P_t}\right)^2-\gamma_3\left(\frac{W_{*t}}{P_t}\right)-\Gamma_1\left(\frac{W_{*t}}{P_t}\right)\\&\qquad=\Omega_t C^*_{2,t}\\&\gamma_1\left(\frac{W_{*t+1}}{P_{t+1}}\right)^2+\Delta_1\left(\frac{W_{*t+1}}{P_{*t+1}}\right)^2-\gamma_3\left(\frac{W_{*t+1}}{P_t}\right)-\Gamma_1\left(\frac{W_{*t+1}}{P_{t+1}}\right)\\&\qquad=\Omega_{t+1}C^*_{2,t+1}\end{aligned}\right.$$

から変位パラメタΔ_1とΓ_1が求められる。最後にΔ_1, Γ_1, γ_1, γ_3, Ω_t, Ω_{t+1}を（23.3）式にW_{*t}, P_t, W_{*t+1}, P_{t+1}, C^*_{it}, C^*_{it+1} ($i=1, 2, 3$) とともに代入すれば次の二つの方程式を得る。

(24·2)
$$\left\{\begin{aligned}&\Delta_0\left(\frac{W_{*t}}{P_t}\right)^2-\Gamma_0\left(\frac{W_{*}}{P_t}\right)=\Omega_t C^*_{3,t}\\&\Delta_0\left(\frac{W_{*t+1}}{P_{t+1}}\right)^2-\Gamma_0\left(\frac{W_{*t+1}}{P_{t+1}}\right)=\Omega_{t+1}C^*_{3,t+1}\end{aligned}\right.$$

これからΔ_0、Γ_0を求めることができる。

かくて、選好場常数γ_1、γ_3、γ_5と変位パラメタΔ_0、Δ_1、Γ_0、Γ_1の推定方法の問題は、W^*_t, W^*_{t+1}, P_t, P_{t+1}の把握にしぼられる。P_tとP_{t+1}には生計費指数を用いることができよう。

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）の二ヵ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低所得に偏っていたため（所得階層区分も家計調査資料は四千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、⒇〜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、tおよび$t+1$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ない。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歩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、昭和二十九年度および三十年度は第11階層まで、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。

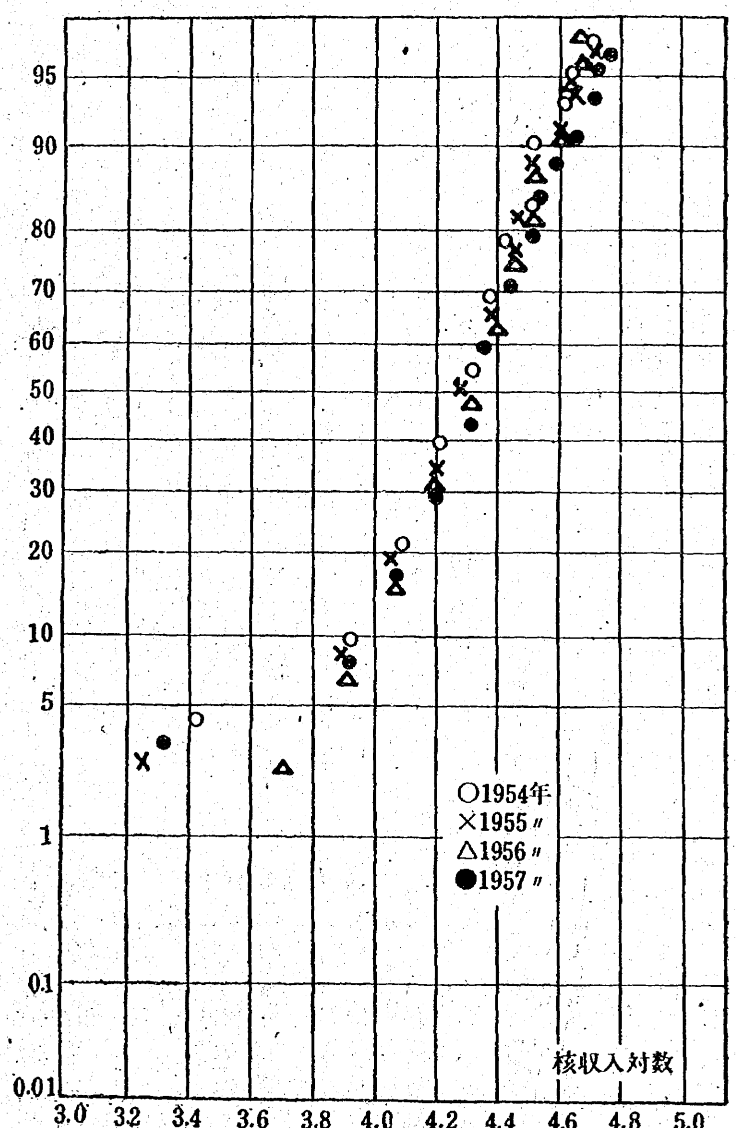
第1表は方程式⒆の左辺を、μであらわした変形式

㉕　$$\mu=C_1^{**}+C_2^{**}\frac{1}{WN}+C_3^{**}\frac{1}{WN}+u_3$$

u_3は$N(0, \sigma_3^2)$に従う random variable

の係数C_i^{**} ($i=1, 2, 3$) を上記の方法で選択された方法によって

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、

$C_1^*\equiv 1-C_1^{**}$, $C_2^*=C_2^{**}$, $C_3^*=C_3^{**}$ である。

次に仮説(6)によって昭和二十九〜三十二各年度の累積所得分布の同一百分位点に位置する家計をとれば、相等しい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、相等しい家計特性をもつと期待される各年度における核所得I_t^*, I_{t+1}^*が求められる。I_t^*, I_{t+1}^*をもつ家計（階層）の非核収入W_t, W_{t+1}は直接資料の上にあらわれていないからこれを 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

機会の収入率の変化率がシステマティ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りうる。第1表に掲げるような W^*_τ（τ＝昭和二十九年、三十、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 $A\binom{23.1}{\sim 24.2}$ 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_i^*［C_i^{**}（i＝1, 2, 3）を用いて求めた］から推定したときの値であり、B欄は三十～三十一年度の C_i^*（C_i^{**} から求めた）を用いた場合の結果である。

第1表　$\mu=C_1^{**}+C_2^{**}\dfrac{I}{WN}+C_3^{**}\dfrac{1}{WN}$ 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.	ジブラ分布平均値 C.P.I.	同左指数 W*/P
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

推定結果AおよびBによれば、

①$\gamma_5\equiv-1$ すなわち、余暇の限界効用は逓減するとnormalizeした時、所得の限界効用もまた逓減する。（$\gamma_1<0$）

②余暇と所得とは代替財の関係にある。（$\gamma_3<0$）

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。（$\varDelta_0$, $\varGamma_0$, $\varDelta_1$, $\varGamma_1>0$）

第3表　選好場常数と変位パラメタ

	計 測 A	計 測 B
γ_5	−1.000000	−1.000000
γ_1	−1.620885	−2.351851
γ_3	−0.955304	−0.902686
$\varDelta_1$	+2.235739	+2.519522
$\varGamma_1$	+1.646429	+1.236422
$\varDelta_0$	+21793.87	+26636.06
$\varGamma_0$	+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三十二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 $\binom{23.1}{\sim 24.2}$ 式を用いて二十九～三十年度の C_i^{**}、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(19)の係数 C_i^{**}（i＝1, 2, 3）は推定誤差を含んでいると考えられるから、この C_i^{**} を $\binom{23.1}{\sim 24.2}$ 式に逐次代入して解いて求めた γ_c（c＝1, 2, 3, 4, 5）と変位パラメタ $\varDelta_0$、$\varDelta_1$、$\varGamma_0$、$\varGamma_1$ の値は（$\gamma_5\equiv-1$ 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 γ_1、γ_3、γ_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)昭和三十二年の有業率（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、(25)式（又は(18)式）に代入して得られた供給方程式は、昭和三十二年の有業率（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度に観測されるであろう回帰方程式を計算する。まず W_{*32} の値は三十二年度の家計調査資料から

$$W_{*32}=1.01722$$

と計算される。また C. P. I によって、

$$P_{32}=1.035\quad (P_{30}=1.000)$$

W_{*32} と P_{32} を(25)に代入すると、

(26) $\mu=0.03857-0.08994\dfrac{I}{WN}+4511\dfrac{1}{WN}$

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。(26)の右辺に、三十二年度の観測値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。

第4表

階層	$\hat{\mu}$	u_3
2	0.2176	0.0643
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(1〜4)の実測値の差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。

(26)と対比するために三十二年度資料に直接(25)式をあてはめて推定した回帰方程式は、

(27) $\mu=0.046861-0.096394\dfrac{I}{WN}+6373.87\dfrac{1}{WN}$

$$R=0.935$$

である。(27)式の相関係数0.935と(26)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γ_1、γ_3、γ_5は昭和三十二年度の観測事実をもかなりよく説明することが知られる。

しかし、(27)式の係数と(26)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、γ_1、γ_3、γ_5の推定結果が妥当するとしてもなお係数の実測値と選好物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を注意する必要がある。期待される乖離要因はW_{*32}と$\varDelta_0$、$\varDelta_1$、$\varGamma_0$、$\varGamma_1$とに存する。

W_{*32}について。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（ジブラ分布密度曲線—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、三十二年度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、三十一〜三十二年度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、γ_1、$\varDelta_0$、$\varGamma_0$の推定値の符号と order が計測AおよびBにおける推定値のと異なること、$\varGamma_1$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$\varDelta_0$、$\varDelta_1$、$\varGamma_0$、$\varGamma_1$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把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ので、階層間変位の規則性をあらわすパラメタ$\varDelta_0$、$\varDelta_1$、$\varGamma_0$、$\varGamma_1$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が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化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ところである。

(26)式と(27)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ろうが、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) 炭坑労務者家計との照応

計測結果の普遍性を吟味する第三の方法として炭坑労務者家計の労働供給行動が、全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務者家計（昭和三十年一月）の労働供給方程式—(25)式—は次のとおりである。*

(28) $\mu=0.034235-0.074108\dfrac{I}{WN}+2216.02\dfrac{1}{WN}$

$$R=0.9897$$

これより、(25)式の形は炭坑労務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。さらに一歩進めて都市勤労者家計調査（FIES）から把握した選好場が、はたして炭坑労務者家計のそれと異なるかどうかを見るには炭坑労務者家計のW_{*30}がわかっていなければならない。しかし、この場合には前項のW_*計算法は適用できないから、間接的にW_*を推定する方法を採ろう。(22.1)式にP_{30}(=1.00) FIES 資料から推定した計測値（A又はB）と炭坑労務者家計のC^*_i ($i=1, 2, 3$) ((28)式）を代入してW_*を逆算する。Aによれば$W^c_*=1.0544$, Bによれば$W^c_*=1.0780$を得る。これは、炭坑労務者家計が FIES 家計と同

第5表

核収入階層（世帯主本業収入）	世帯数	核収入（平均）	非核収入率	非核有業率
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）

* 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。

じ γ_1、γ_2、γ_3をもっているとしたならばW^c_*は 1.05〜1.08（FIES の$W_*=1.00$）でなければならないということである。このW^c_*を（22.4）に代入すると $\Omega^c=-0.787$〜-1.787 が求められるΩ^c_*とすでに計算されたW^c_*と FIES 家計の γ_1、Δ_1、γ_3とを（22.2）に炭坑世帯のC^*_2とともに代入して、Γ^c_1が計算される。（22.3）をもちいて、同様に炭坑におけるΓ_0の値Γ^c_0が計算される。結果は、

$$(29)\quad \Gamma^c_1=1.659\sim1.206 \qquad \Gamma^c_0=21324\sim25040$$

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C^*_i（$i=1, 2, 3$）を生み出すには）いくらでなければならないかを示している。(29)のΓ_1とΓ_0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_*を1としたとき）炭坑労務者家計のW_{*30}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範囲を決定した。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範囲であった。観測範囲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	
$\gamma_5=-1.000$	$\Delta_0=42967$	$\gamma_5=-1.000$	$\Delta_0=21035$
$\gamma_1=\ \ 6.032$	$\Delta_1=-11.294$	$\gamma_1=+1.452$	$\Delta_1=-1.597$
$\gamma_3=-1.586$	$\Gamma_0=-7763$	$\gamma_3=+0.962$	$\Gamma_0=18771$
	$\Gamma_1=-3.116$		$\Gamma_1=-1.0710$

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。計測範囲を一律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、相互比較可能の家計群を把握するために仮説(6)によって計測対象を選択した場合は一律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のは、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。

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

$$(30)\quad \frac{\partial\omega}{\partial X}=(-1.6\sim-2.4)X+(-0.96\sim-0.90)N\Delta+\gamma_2 \quad \text{（所得の限界効用）}$$

$$(31)\quad \frac{\partial\omega}{\partial N\Delta}=(-1.0)N\Delta+(-0.96\sim-0.90)X+\gamma_4 \quad \text{（余暇の限界効用）}$$

$$(32)\quad \gamma_2=(2.2\sim2.5)I/P+(2.2\sim2.7)10^4 \quad (\gamma_2\ \text{の階層間変位})$$

$$(33)\quad \gamma_4=(1.6\sim1.2)I/P+(1.9\sim2.0)10^4 \quad (\gamma_4\ \text{の}\quad〃\quad)$$

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されていないが、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(25)）に沿って動かずに、方程式(34)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。

$$(34)\quad N\mu=-0.93707\frac{I}{W}+1.40790(\gamma_2-\gamma_4)\frac{1}{W}+0.062927$$

に従って労働供給の変化をおこす。ここにγ_2 γ_4は(32)(33)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, 8000, I=21953, 10,000, 30,000 を代入したときの(34)式を掲げる。

第 6 表

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

① I=21,953 に対する $\gamma_2\gamma_4$ の値をもつとき
② I=10,000 に対する $\gamma_2\gamma_4$ 〃
③ I=30,000 に対する $\gamma_2\gamma_4$ 〃

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。

〔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

（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