Title	離散的選択の理論による家計労働供給モデルの解析と実証
Sub Title	An econometric analysis of household labor supply and a theory of discrete choice
Author	松野, 一彦
Publisher	慶應義塾経済学会
Publication year	1988
Jtitle	三田学会雑誌 (Keio journal of economics). Vol.81, No.3 (1988. 10) ,p.476(116)- 504(144)
JaLC DOI	10.14991/001.19881001-0116
Abstract	
Notes	論説
Genre	Journal Article
URL	https://koara.lib.keio.ac.jp/xoonips/modules/xoonips/detail.php?koara_id=AN00234610-19881001-0116

「三田学会雑誌」81巻3号（1988年10月）

離散的選択の理論による
家計労働供給モデルの解析と実証

松　野　一　彦*

1　序

この稿の目的は，家計行動における一般的な「離散的選択の理論」の理論的性質を調べることとモデルの実証的適用のテストを行なうことである。実証分析においては家計の労働供給行動をとりあげる。

従来，経済主体の質的選択を説明する為に Conditional Logit Model 及び Conditional Probit Model が提示されていたが，これに代わる効用最大化理論にもとづく離散的選択の理論を示す。その応用として幾つかの労働供給モデルを導き出す。非核世帯員の就業・非就業行動を記述する二者択一の臨界核所得分布モデルが導かれる。また非核世帯員の三者択一モデル，すなわち非就業・短時間雇用就業・普通時間雇用就業行動を説明するモデルが導かれる。さらに非核世帯員が2名いる場合の両者の就業・非就業行動を記述するモデルが導かれる。これは四者択一の選択モデルである。

これら3種類のモデルの計量経済学的実証分析がなされる。はじめの2つのモデルについての計量分析はすでに『家計調査』，『就業構造基本調査』を用いた分析がなされており，ここでは別のクロス・セクションデータを用いた追試をすることになる。これは勤労者世帯の妻の就業行動の分析である。幾つかの代替的な特定化，実験計画の下でのモデルの説明力がテストされる。すなわち確率分布の特定化，核所得の変数の取り方に関する実験である。そして非核世帯員2名の四者択一労働供給モデルのテストがなされる。勤労者世帯における妻と16歳以上の子女両名の就業行動が分析

* 統計資料の利用に関し総務庁統計局消費統計課の御配慮を頂き，また資料の整備について慶應義塾大学牧厚志教授，宮内環助手の援助を頂いた。深く感謝する。

の対象となる。このモデルに従って統計資料が整備される。両名に関する就業率曲線が描かれ，モデルの説明力が確かめられる。利用する資料は昭和54年『全国消費実態調査』である。

第2節では，離散的選択の理論の概略と諸性質が示される。第3節では，二者択一モデルが示され，労働供給のデータによってテストされる。第4節では三者択一モデルが導かれ，テストされる。第5節では，四者択一モデルの分析とテストがなされる。

2　離散的選択の理論

次節以後でテストされる種々の労働供給モデルは，本節で提示する「離散的選択のモデル」の応用例とみなせる。ここでは，一般的な枠組みにおける離散的選択のモデルを示し，その性質を調べておく。(1)

2.1　特定の家計群πを考え，この家計群はすべてJ個の選択肢から1つを選び出すという選択問題に直面しているものとする。家計群πは，経済特性（例えば所得水準等）SによってK個のグループ$\pi_1, \cdots\cdots, \pi_K$に分けられる。第$k$グループは特性$S_k$をもつものとする。家計群$\pi$全体に共通に開かれている$J$個の選択肢の特性（例えば，賃金率，労働時間等）は$V$で表わされるものとする。第$j$選択肢の特性は$V_j$で表わされるものとする。

家計群π_kの中の家計が第j選択肢を選ぶということは，選択肢$X_j^{(k)}$を選ぶということで表わされる，ただし$X_j^{(k)}$は関数

$$X_j^{(k)}=X(S_k, V_j)$$

として表わされる。$X_j^{(k)}$自身n次元ベクトル$X_j^{(k)}=[X_{1j}^{(k)}, \cdots, X_{nj}^{(k)}]$である。そして家計群$\pi_k$は選択肢集合$\Xi_k=\{X_1^{(k)}, \cdots, X_J^{(k)}\}$から1つの選択肢$X_j^{(k)}$を選ぶという問題に直面している。家計は$\Xi_k$の中から効用最大をもたらす選択肢を選ぶものとする。

選択肢$X_j^{(k)}$が選ばれた時の効用水準は，

$$(2.1)\quad \omega_j^{(k)}=\sum_{a=1}^{n}\beta_a X_{aj}^{(k)}$$

であるとする。すなわち，$X_j^{(k)}$の要素$X_{aj}^{(k)}$の一次式であり，かつパラメタβ_aの一次式である。このパラメタβ_aが推定の対象となる。あるいは，クロス・セクション分析ではβ_aの一次結合（誘導型パラメタ）が推定の対象となる。特定化(2.1)はその特殊ケースとしていわゆる二次形式効用関数を含んでいる。後節では，二次形式効用関数を用いた場合の労働供給モデルを扱うが，そこでの議論は本節の議論の特殊ケースとなっている。

効用関数（2.1）のパラメタβ_aの内の1つ，例えばβ_1は確率的であり連続的確率分布に従うも

注（1）　詳しくは，松野一彦「複数雇用機会に対する労働供給モデルの解析及び Polytomous Probit モデルの構成」，『三田学会雑誌』，第77巻1号（1984）を参照。

のとする。そしてその密度関数を

(2.2)　$\beta_1 \sim f(\beta_1) > 0,\ r < \beta_1 < R$

$\qquad = 0,$ その他

と特定化する。ここで区間 (r, R) は分布のレンジである。今のところ分布型 f はいかなるものであるかは設定しないでおく。後節においては f は正規分布，あるいは対数正規分布という特定化を採用する。

確率的パラメタ β_1 に伴う変数 $X_{1j}^{(k)}$ について便宜的に

(2.3)　$X_{11}^{(k)} > X_{12}^{(k)} > \cdots > X_{1J}^{(k)},\ k=1, \cdots, K$

と仮定する。すなわち J 個の $X_{1j}^{(k)}$ はその大きさによって順序付けられるものとする。

家計群 π_k 内の家計が選択肢 $X_i^{(k)}$ を選んだ時の効用 $\omega_i^{(k)}$ と $X_j^{(k)}$ を選んだ時の効用 $\omega_j^{(k)}$ の差を (2.1) より求めると

(2.4)　$\omega_i^{(k)} - \omega_j^{(k)} = (X_{1i}^{(k)} - X_{1j}^{(k)})(\beta_1 - z_{ij}^{(k)})$

となる。ここで

(2.5)　$z_{ij}^{(k)} = \sum_{a=2}^{n} \beta_a Z_{aij}^{(k)}$

ただし

(2.6)　$Z_{aij}^{(k)} = (X_{ai}^{(k)} - X_{aj}^{(k)})/(X_{1j}^{(k)} - X_{1i}^{(k)})$

である。特定の j に対し

(2.7)　$\omega_i^{(k)} < \omega_j^{(k)},\ i=1, \cdots, j-1, j+1, \cdots, J$

であれば π_k の家計は効用最大をもたらす選択肢 $X_j^{(k)}$ を選ぶ。

選択肢集合 Ξ_k を所与としても，(2.4) にみられるように $\omega_i^{(k)} - \omega_j^{(k)}$ は確率的要素 β_1 を含むから，π_k の家計がすべて同一の選択肢を選ぶとは限らない。特定の家計にとってどの選択肢が効用最大をもたらすかは，その家計の選好を表わすパラメタ β_1 に依存して確率的に決定される。$X_j^{(k)}$ が Ξ_k の中で効用最大をもたらし，従って $X_j^{(k)}$ が選択される確率を $P_j^{(k)}$ とする。すなわち

$$P_j^{(k)} = \mathrm{P_r}\{\omega_j^{(k)} > \omega_i^{(k)};\ i=1, \cdots, j-1, j+1, \cdots, J\}$$

である。$P_j^{(k)}$ は家計群 π_k の内何パーセントが選択肢 $X_j^{(k)}$ を選ぶかという確率であり，選択確率と呼ぶ。労働供給モデルの文脈でいうなら $P_j^{(k)}$ は第 j 就業機会に就業する確率である。

2.2　選択確率 $P_j^{(k)}$ の性質に関する諸定理が得られており，次のようにまとめられる。

定理1。$P_1^{(k)} > 0$ であるための必要十分条件は，

$R > z_{1l}^{(k)},\ l=2, \cdots, J$

である。$P_j^{(k)} > 0$ $(j=2, \cdots, J-1)$ であるための必要十分条件は，

$R > z_{jl}^{(k)} \qquad l=j+1, \cdots, J$

$z_{ij}^{(k)} > z_{jl}^{(k)} \qquad i=1, \cdots, j-1$

$z_{ij}{}^{(k)} > r$

である。$P_J{}^{(k)} > 0$ であるための必要十分条件は

$z_{iJ}{}^{(k)} > r,\ i = 1, \cdots, J-1$

である。

定理2。$P_1{}^{(k)} > 0, P_2{}^{(k)} > 0, \cdots, P_J{}^{(k)} > 0$ であるための必要十分条件は

(2.8) $R > z_{12}{}^{(k)} > z_{23}{}^{(k)} > \cdots > z_{J-1J}{}^{(k)} > r$

である。この時,

$$P_1{}^{(k)} = 1 - F(z_{12}{}^{(k)})$$

(2.9) $P_j{}^{(k)} = F(z_{j-1j}{}^{(k)}) - F(z_{jj+1}{}^{(k)}),\ j = 2, \cdots, J-1$

$$P_J{}^{(k)} = F(z_{J-1J}{}^{(k)})$$

と書ける。ただし $F(y) = \int_r^y f(x)dx$ である。

定理3。選択肢集合 Ξ_k を G_k と $\bar{G}_k$ の2つに分割する。ただし $G_k = \{X_{lj}{}^{(k)},\ j = 1, \cdots, M\}$, $X_{1l_1}{}^{(k)} > X_{1l_2}{}^{(k)} > \cdots > X_{1l_M}{}^{(k)}$ である。そして $\bar{G}_k$ の要素の選択肢すべての選択確率はゼロであるとする。この時, $P_{l_1}{}^{(k)} > 0,\ P_{l_2}{}^{(k)} > 0, \cdots, P_{l_M}{}^{(k)} > 0$ であるための必要十分条件は

$$R > z_{l_1l_2}{}^{(k)} > z_{l_1l_2}{}^{(k)} > \cdots > z_{l_{M-1}l_M}{}^{(k)} > r$$

である。更に,各選択確率は

$$P_{l_1}{}^{(k)} = 1 - F(z_{l_1l_2}{}^{(k)})$$

$$P_{l_j}{}^{(k)} = F(z_{l_{j-1}}{}^{(k)}) - F(z_{l_jl_{j+1}}{}^{(k)}),\ j = 2, \cdots, M-1$$

$$P_{l_M}{}^{(k)} = F(z_{l_{H-1}l_M}{}^{(k)})$$

と書ける。

2.3 労働供給モデルの経験的含意を調べる上ではとくに定理1と3が有用である。これらの定理によっていかなる選択(就業)確率が正値をとるかが調べられる。但し後節の計量分析においては,標本抽出誤差の範囲内で,すべての選択確率は正値であるという結果を得ることになる。このことをも考慮して,定理2の利用例を示す。

家計群 π_k から N_k 個の家計を抽出し,その内 N_{k1} 個が選択肢 $X_1{}^{(k)}$ を選び,N_{k2} 家計が $X_2{}^{(k)}$ を選び,…,N_{kJ} 家計が $X_J{}^{(k)}$ を選んでいる確率は多項分布

(2.10) $L_k \equiv \dfrac{N_k!}{N_{k1}!\,N_{k2}!\cdots N_{kJ}!}[P_1{}^{(k)}]^{N_{k1}}[P_2{}^{(k)}]^{N_{k2}}\cdots\cdots[P_J{}^{(k)}]^{N_{kJ}}$

で与えられる。ここで各 $P_j{}^{(k)}$ は(2.9)で与えられる。この実験(標本抽出)を独立に $\pi_1, \cdots, \pi_K$ について繰り返すと,全体としての確率分布は

(2.11) $L = \prod_{k=1}^{K} L_k$

で与えられることになる。

選択確率を集計して，ある j に対し，

$$P^{(k)}=P_1^{(k)}+\cdots+P_j^{(k)}$$

$$Q^{(k)}=1-P^{(k)}=P_{j+1}^{(k)}+\cdots+P_J^{(k)}$$

とする。$P^{(k)}$ は選択肢 $X_1^{(k)},\cdots,X_j^{(k)}$ の内のいずれか1つの選択肢を選ぶ確率であり，$Q^{(k)}$ は，$X_{j+1}^{(k)},\cdots,X_J^{(k)}$ の内のいずれか1つを選ぶ確率である。同様に抽出結果を表わす確率変数も集計して，

$$m_k=N_{k1}+\cdots+N_{kj}$$

$$N_k-m_k=N_{kj+1}+\cdots+N_{kJ}$$

とする。

家計群 π_k から N_k 個の家計を抽出し，その内 m_k 家計は $X_1^{(k)},\cdots,X_j^{(k)}$ の内のいずれか1つを選び，N_k-m_k は $X_{j+1}^{(k)},\cdots,X_J^{(k)}$ の内のいずれか1つを選んでいる確率は二項分布

$$(2.12)\quad L_k=\frac{N_k!}{m_k!(N_k-m_k)!}[P^{(k)}]^{m_k}[Q^{(k)}]^{N_k-m_k}$$

で与えられる。この抽出を $\pi_1,\cdots,\pi_K$ について独立に繰り返した時の確率分布は

$$(2.13)\quad L=\prod_{k=1}^{K}L_k$$

で与えられる。そして，(2.9) より

$$(2.14)\quad \begin{aligned} P^{(k)}&=1-F(z_{jj+1}^{(k)}) \\ Q^{(k)}&=F(z_{jj+1}^{(k)}) \end{aligned}$$

となる。ただし，(2.5) と (2.6) より，$z_{jj+1}^{(k)}$ は $z_{ajj+1}^{(k)}$ と β_a の一次関数であって，

$$(2.15)\quad z_{jj+1}^{(k)}=\left[\frac{X_{2j}^{(k)}-X_{2j+1}^{(k)}}{X_{1j+1}^{(k)}-X_{1j}^{(k)}},\cdots,\frac{X_{nj}^{(k)}-X_{nj+1}^{(k)}}{X_{1j+1}^{(k)}-X_{1j}^{(k)}}\right]\begin{pmatrix}\beta_2\\ \vdots \\ \beta_n\end{pmatrix}$$

と書ける。

以上より，選択確率を集計しない場合で尤度関数が (2.10)，(2.11) と表わされるなら，モデルは ordered polytomous quantal response モデルに帰着する。選択確率を集計して尤度関数が (2.12)，(2.13) となるケースでは ordered dichotomous quantal response モデル，すなわち通常の Probit モデルになる。

後節の計量分析における統計的方法としては，パラメタ推定のためには最小－χ^2 法を用いる。又適合度検定には χ^2－法を採用する。(2)

3　非核世帯員1名の雇用就業

前節の一般的な離散的選択の理論の適用例として非核世帯員が1名である場合のモデルを提示し，

注（2） J. O. Irwin, "Statistical Method Applied to Biological Assays", *Journal of the Royal Statistical Society*, Supplement Vol. 4, No. 1 (1937)，を参照。

計量分析の結果を示す。(3)

3.1 勤労者世帯において非核世帯員が1名いるものとし，この世帯員の雇用機会に対する労働供給すなわち就業—非就業選択行動を考える。まず，家計の余暇=所得に関する選好は効用関数

$$(3.1)\quad \begin{aligned}\omega&=\gamma_1\frac{1}{2}\xi_1{}^2+\gamma_2\xi_1+\gamma_3\xi_1\xi_2+\gamma_4\xi_2+\gamma_5\frac{1}{2}\xi_2^2\\&=\beta_1X_1+\beta_2X_2+\beta_3X_3+\beta_4X_4+\beta_5X_5\end{aligned}$$

で表わされるものとする。ここで，

$$\xi_1=\text{家計の所得}$$

$$(3.2)\quad \xi_2=\text{非核の余暇時間}$$

$$[X_1,\cdots,X_5]=\left[\xi_1,\frac{1}{2}\xi_1{}^2,\xi_1\xi_2,\xi_2,\frac{1}{2}\xi_2^2\right]$$

と対応させると，(3.1) は所得 ξ_1 と余暇 ξ_2 についての二次形式効用関数である。またパラメタ γ_2 は確率的パラメタで，$\gamma_2\sim f(\gamma_2)$ であるとしておく。

家計の保証所得が I_k であるとき，非核世帯員に賃金率 w と労働時間 h を持つ雇用機会が開かれているものとする。非核世帯員はこの雇用機会に就業するか，非就業を選択するかのいずれか一方だけが可能である。保証所得 I_k の非核世帯員が就業を選ぶことは，選択肢ベクトル

$$(3.3)\quad X_1{}^{(k)}=\left[(I_k+wh),\frac{1}{2}(I_k+wh)^2,(I_k+wh)(T-h),(T-h),\frac{1}{2}(T-h)^2\right]$$

を選ぶことであり，非就業を選ぶことは選択肢ベクトル

$$(3.4)\quad X_2{}^{(k)}=\left[I_k,\frac{1}{2}I_k{}^2,I_k\cdot T,T,\frac{1}{2}T^2\right]$$

を選ぶことである。ただし T は非核世帯員の総持ち時間である。なお前節のパラメタ β と (3.1) のパラメタ γ は

$$(3.5)\quad [\beta_1,\beta_2,\cdots,\beta_5]=[\gamma_2,\gamma_1,\gamma_3,\gamma_4,\gamma_5]=\gamma$$

と対応させている。

I_k 階層の家計群に開かれた選択肢集合 Ξ_k は $\{X_1{}^{(k)},X_2{}^{(k)}\}$ であり，$z_{12}{}^{(k)}$ が定義される。(2.15) 及び (3.3)〜(3.5) より次のように計算される。

$$(3.6)\quad \begin{aligned}z_{12}{}^{(k)}&=\left[-\frac{wh}{2}-I_k,\ -(T-h)+\frac{1}{w}I_k,\ \frac{1}{w},\frac{1}{w}\left(T-\frac{1}{2}h\right)\right]\begin{pmatrix}\gamma_1\\\gamma_3\\\gamma_4\\\gamma_5\end{pmatrix}\\&=A'+B'I_k\end{aligned}$$

ただし

$$(3.7)\quad \begin{aligned}A'&=-\frac{1}{2}wh\,\gamma_1-(T-h)\gamma_3+\frac{1}{w}\gamma_4+\frac{1}{w}\left(T-\frac{1}{2}h\right)\gamma_5\\B'&=-\gamma_1+\frac{1}{w}\gamma_3\end{aligned}$$

注 (3) この枠組みは，小尾恵一郎，「臨界核所得による勤労家計の労働供給の分析」，『三田学会雑誌』，第62巻1号 (1969)，において展開された。

定理２より次の命題を得る；I_k 所得階層において $P_1^{(k)}=P_r\{$就業$|I_k, w, h\}>0$, $P_2^{(k)}=P_r\{$非就業$|I_k, w, h\}>0$ となるための必要十分条件は，

$$R>z_{12}^{(k)}>r$$

であり，また

$$(3.8)\quad \begin{aligned} P_1^{(k)}&=1-F(z_{12}^{(k)}) \\ P_2^{(k)}&=F(z_{12}^{(k)}) \end{aligned}$$

と書ける。

(3.6)，(3.7)，(3.8) より

$$\frac{\partial P_2^{(k)}}{\partial I_k}=f(z_{12}^{(k)})\left(-\gamma_1+\frac{1}{w}\gamma_3\right)$$

であり，ダグラス＝有沢第１法則 $(\partial P_2^{(k)}/\partial I_k>0)$ は $B'=-\gamma_1+\frac{1}{w}\gamma_3>0$ という式で表わされる。

3.2 γ_2 の分布 f を平均 μ，分散 σ^2 の正規分布とすると，(3.8) より

$$(3.9)\quad \begin{aligned} P_1^{(k)}&=\int_{y_{12}^{(k)}}^{\infty}\phi(t)dt \\ P_2^{(k)}&=\int_{-\infty}^{y_{12}^{(k)}}\phi(t)dt \end{aligned}$$

となる。ここで $\phi(t)$ は標準正規分布の密度関数，$\phi(t)=\exp-\frac{1}{2}t^2/\sqrt{2\pi}$ であり，また

$$(3.10)\quad \begin{aligned} y_{12}^{(k)}&=\frac{z_{12}^{(k)}-\mu}{\sigma}=A+BI_k \\ A&=\frac{A'-\mu}{\sigma},\quad B=B'/\sigma \end{aligned}$$

である。そしてK個のI_k水準にわたる尤度関数は

$$\prod_{k=1}^{K}\frac{N_k!}{m_k!(N_k-m_k)!}[P_1^{(k)}]^{m_k}[P_2^{(k)}]^{N_k-m_k}$$

となる。ここで N_k は抽出された家計数，m_k は就業状態を選択している家計数である。得られたモデルはいわゆる probit model である。誘導型パラメタAとBが推定の対象となる，また理論値 $P_1^{(k)}$ と観察値 m_k/N_k の適合度検定がなされる。

γ_2 の分布 f を対数正規分布とするケースも扱われる。$\log\gamma_3$ が平均 μ，分散 σ^2 の正規変数であるとすると，$P_1^{(k)}>0$，$P_2^{(k)}>0$ の時，

$$(3.11)\quad P_1^{(k)}=\int_{y_{12}^{(k)}}^{\infty}\phi(t),\quad P_2^{(k)}=1-P_1^{(k)}$$

ただし

$$(3.12)\quad y_{12}^{(k)}=\frac{\log z_{12}^{(k)}-\mu}{\sigma}=\frac{1}{\sigma}\log(Ae'^{\mu}+B'e^{\mu}I_k)$$

である。ここで識別性のために $\sigma=1$ とする。この時

(3.13)　$\exp\{y_{12}{}^{(k)}\}=C+DI_k,\quad C=A'e^{\mu},\quad D=B'e^{\mu}$

である。対数正規分布を用いたモデルではパラメタ C, D が推定の対象となる。

3.3　以上のモデルを検証するためには，観察値のセット $\{N_k, m_k, I_k, k=1,\cdots,K\}$ が必要となる。そして利用する観察値は昭和54年『全国消費実態調査』によるクロス・セクションデータである。この調査は元来，消費者世帯の家計収支・耐久消費財保有・貯蓄を把握するためのものであるが，世帯員の構成に関する調査項目の中に必要とされる労働供給についての情報を得ることができる。

『全国消費実態調査』は普通世帯及び単身者世帯という消費世帯を調査対象にしており，又これらの世帯を勤労者世帯と一般世帯に分割している。以下の分析では，普通世帯の中の勤労者世帯についてモデルを適用することにした。そして，この勤労者世帯の男の就業中の世帯主を核所得者とみなし，女の配偶者すなわち妻をモデルに登場する非核世帯員1名と見なす。従って分析対象となる家計は核家族（夫＋妻＋15歳以下の子女）である。なお16歳以上の子女がいる場合の分析は第5節で行なわれる。

このような世帯の保証所得 I_k とは妻の労働供給以前の段階で得られている家計の所得である。『全国消費実態調査』では I_k とみなされる調査項目が何種かある。①世帯主の勤め先からの年間収入。これは調査時点以前の1年間（昭和53年12月から昭和54年11月）における年間収入である。②世帯主の勤め先収入。これは調査時点（54年9月～11月）における3カ月の勤め先収入の平均月額である。③上の②に実収入以外の収入（貯金引出，保険取金，借入金，財産売却等）を含めたもの。④上の③に更に他の実収入（財産収入，年金恩給，社会保障給付等）を含めたもの。これら4種類の変数をそれぞれ $I_k{}^{(1)},\cdots,I_k{}^{(4)}$ とする。理論モデルからはどの変数を用いるべきかについて明示的な示唆が得られないので4変数とも測定の際利用してみる。結果としては $I_k{}^{(1)}$，すなわち先行する1年間における世帯主の年間収入を採ることがよいと認められる。

保証所得 I_k の大きさによって分析対象の家計は15(＝K)階層に分割される。各階層に属す家計数が N_k であり，これは妻の人数である。そして m_k が N_k の内就業している妻の人数であり，m_k/N_k が就業率すなわち $P_1{}^{(k)}$ の観察対応物となる。『全消』の調査項目では就業・非就業の別と共に勤務状態（普通勤務，パート）の調査項目がある。本節の計量分析では勤務状態に係わらず就業・非就業の区分だけに注目して m_k のデータを作ってある。探職中も非就業に含めてある。なお普通勤務とパートの別を明示的に扱うモデルは次節で扱われる。

その他の点についてのデータ統御方法は次の通りである。夫及び妻について本業以外の勤め先・事象・内職のあるものはデータから除外してある。週休2日制の有無に関する情報についてはまったく統御していない。15歳以下の子供の有無及び年齢についても統御していない。ただし，妻の年齢については，年齢別のサンプルをつくり個別的分析結果を示してある。

3.4 以上のデータ統御の下で得られた16236家計 $\left(=\sum_{k=1}^{15} N_k\right)$ についての観察結果を図1に示す。横軸は $I_k^{(1)}$＝世帯主勤め先年間収入であり，タテ軸は原点から非就業率を目盛っている。[4] これが『全国消費実態調査』から得られる就業率曲線である。昭和30年代後半の『家計調査』，昭和50年代前半の『就業構造基本調査』から得られる結果と同様な特徴を示している。[5] しかしこれらよりも就業率は全体的に高くなっている。なお曲線が右上りになっているのはタテ軸に非就業率をとっているためである。

この図が就業確率 $P_2^{(k)}$ の対応物である。そして，(3.9)，(3.10) より

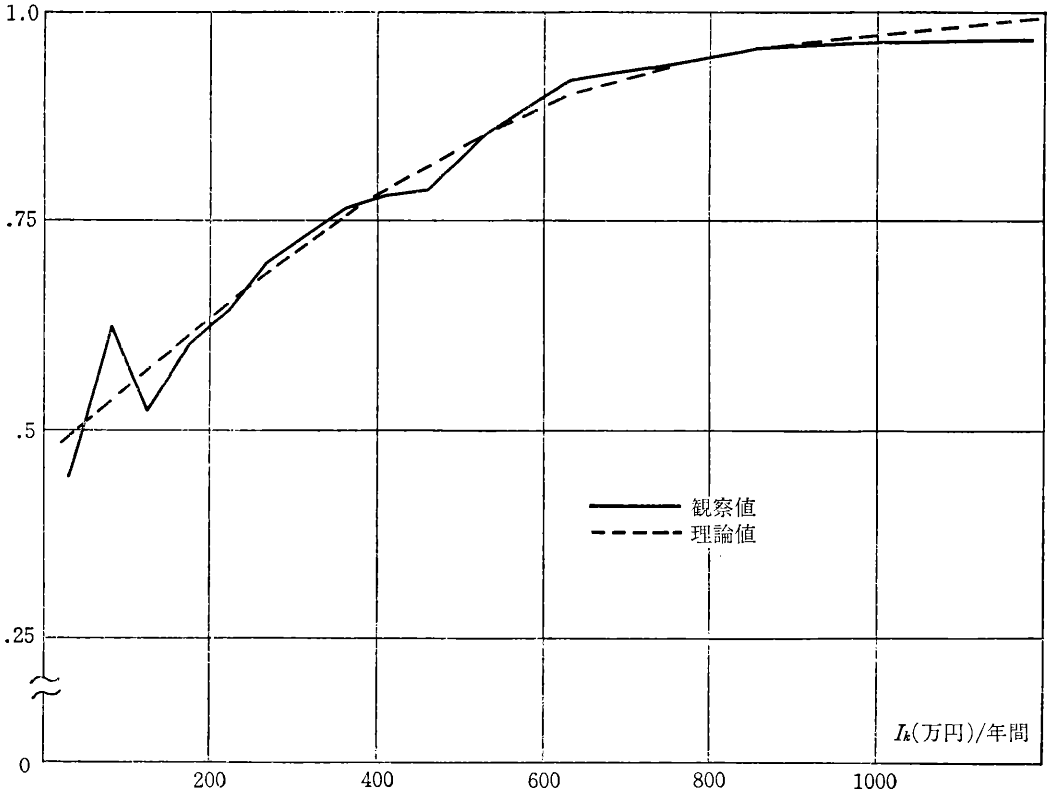


図 1　非就業率曲線，ケース（a）

注（4） 所得階層は下の通り15階層に分けてある。いわゆる "zero response" がある場合にはその階層を推定の際除外している。従って自由度は一定でない。

k	I_k(万円)	k	I_k	k	I_k	k	I_k
1	～ 50	5	200～250	9	400～450	13	700～ 800
2	50～100	6	250～300	10	450～500	14	800～1000
3	100～150	7	300～350	11	500～600	15	1000～
4	150～200	8	350～400	12	600～700		

（5） 『家計調査』の分析については，小尾恵一郎（1969）前掲論文を参照。『就業構造基本調査』の分析については，樋口美雄，「女子の短時間および普通雇用機会への供給確率決定図式とその計測」，『三田商学研究』第24巻4号（1981）を参照。

表1　就業・非就業モデルの統計量（a～e）

$y_{12}^{(k)}=\hat{A}$	$+\ \hat{B}I_k$	χ^2値	$d.f.$	P値	備　考
(a) −0.087495 (−2.19)	+0.00213260 (17.92)	18.24	13	0.16	全年齢
(b) −0.324895 (−2.65)	+0.00422382 (9.33)	25.46	9	0.005以下	20～29歳
(c) −0.361807 (−4.28)	+0.00289977 (11.80)	208.10	12	0.005以下	30～39歳
(d) −0.834035 (−9.17)	+0.00286938 (12.32)	13.42	11	0.25	40～49歳
(e) −0.613764 (−73)	+0.00158058 (6.58)	8.20	11	0.69	50～

$$P_2^{(k)}=\int_{-\infty}^{y_{12}^{(k)}}\phi(t)dt,\quad y_{12}^{(k)}=A+BI_k$$

であった。最小－χ^2法による A，B の推定結果及び他の統計量が表1に示されている。推定値の下のカッコ内の値は t－値であるが，いまの場合係数の有意性検定は t－値の漸近的正規性を用いて行なう。適合度検定のための χ^2 値は漸近的に自由度（$d.f.$）$=K-2$ の χ^2 分布に従うという性質をもつ。また P 値はモデルの下での $\mathrm{P_r}\{\chi_n{}^2>\chi^2\}$ を示す(6)。

妻の年齢を統御していない(a)のケースでは，$\hat{B}=0.00213260$ としてダグラス－有沢法則と合致する推定値を得，また t 値は17.92であり非常に有意である。また $\chi^2=18.24$ は自由度13であり，χ^2 がこれ以上大きい値を得る確率すなわち P 値は0.16である。従って有意水準を0.05，0.1とするならば，モデルは棄却されないと判断される。図にみられるように，第1，2，10，15階層，特に第10階層の適合度が χ^2 の値を大きくしている。他の階層は良好である。また系統的な当て嵌め誤差も発生しているわけではない。最低階層と最高階層のサンプルサイズはそれぞれ $N_1=69$，$N_{15}=30$ であり，これらをサンプルサイズが小さいとしてデータから除いたならばより小さい χ^2 の値が得られるところである。なお，$-\hat{A}/\hat{B}\fallingdotseq$40万の核所得水準で就業率50%になると計算される。

(a)のデータを妻の年齢で統御し細分化してモデルを当て嵌めた結果が表1の(b)～(e)である。これは妻の年齢毎に効用関数のパラメタが異なると思われると同時に，年齢毎に提示される雇用機会も異なると思われるためである。母集団を均一化するための統御である。区分は，(b)；妻の年齢が20歳～29歳，(c)；30～39，(d)；40～49，(e)；50歳以上，としてある。従って，(b)～(e)をひとまとめにしたものがデータ(a)である。

妻の年齢20～29の(b)については11階層が推定に使われている。係数 B は有意に正の値をとり，かつ他の年齢層とくらべて大きな値をとっている。すなわち I_k の変化に対し就業率も大きく変化する。χ^2 による適合度検定では水準0.005以下で有意であり，モデルの説明力は悪い。χ^2 の値25.46

注（6）　適合度検定の為の χ^2 は一般に

$$\chi^2=\sum_{k=1}^{K}\frac{(r_k-n_kP_k)^2}{n_kP_k(1-P_k)}$$

で計算されるが，今の場合 $r_k=N_k-m_k$，$n_k=N_k$，$P_k=P_k^{(k)}$ と対応する。

の内14.75は上位2階層の悪さに起因する。他の階層における適合度は良好である。なお若年世帯の動きがとられにくいことは他の分析においても見られる特徴である。(7)

年齢30～39の(c)では $K=15$ である。Bは有意に正値をとっているが，適合度検定では水準0.025においてモデルは棄却される。χ^2 の値208.1の内6.24は第14階層，183.77は第15階層の当て嵌りの悪さに起因している。低い I_k および中位の I_k 水準における適合度は良好であり系統的な誤差も見られない。

年齢40～49歳の(d)では $K=13$ である。Bは有意に正値をとっており，χ^2 検定によるモデルの適合度は良好である。年齢50歳以上の(e)についても良好な検証結果を得ている。

概して，若年・中年家計(b), (c)においては，モデルの説明力は不十分な点がある。これは高い I_k 水準（上位1つか2つ）の適合度の悪さに起因している。中・高年家計(d), (e)についてはモデルの良好な説明力を見い出すことができている。なお就業率50%を達成する核所得水準はいずれのケースでもプラスの値であると計算されている。

3.5 保証所得 I_k のデータとして前項では世帯主の年間収入を使った。理論上は I_k は妻の労働供給以外から稼得される収入を指す。『全消』の収支表にはこれらのデータが含まれている。ただし，事業・内職をもつ家計はデータから除外してあるから，これらによる収入は考慮しない。

そこで I_k の観察値として次の3通り(f), (g), (h)を考える。すなわち

(f) I_k＝世帯主の月間勤め先収入

(g) I_k＝同上＋実収入以外の収入

(h) I_k＝同上＋他の実収入

(f)は，先の(a)とくらべて，短期的な核収入が非核の労働供給に影響を与えるという考え方である。今現在の非核世帯員の労働供給が，今現在の核所得に反応するのか，あるいは過去1年の核所得に反応するのか，という判定を分析の目的とする。(g)は貯金引出，借入金等の多少も核所得と見なしうるかの判断である。実際にはこれらの金額は小さい。(h)は財産収入等も含め文字通り非核労働以外の所得すべてが核所得と見なせるかの分析である。なお分析対象の家計は前項の(a)で扱われたものと同じである。

特徴的な(h)のケースの非就業率曲線を図2に示す。この図でもダグラス＝有沢法則がみられる。しかしその曲線はモデルの意味する累積正規分布関数の形状は示さず，双曲線あるいは他の累積分布関数であるかのように考えられる。

種々の統計量は表2に示されている。推定値 $\hat{B}$ の単位が表1と異なるのは I_k の単位が異なるためである。表1では I は1万円単位，表2では1円単位で推定している。

(f), (g), (h)のいずれのケースでも，ダグラス―有沢法則が有意に表われている。そして，いずれ

注（7） 樋口美雄・松野一彦「有配偶女子雇用就業率への実証分析」, *K. E. O. Review* 第6巻（1985），を参照。

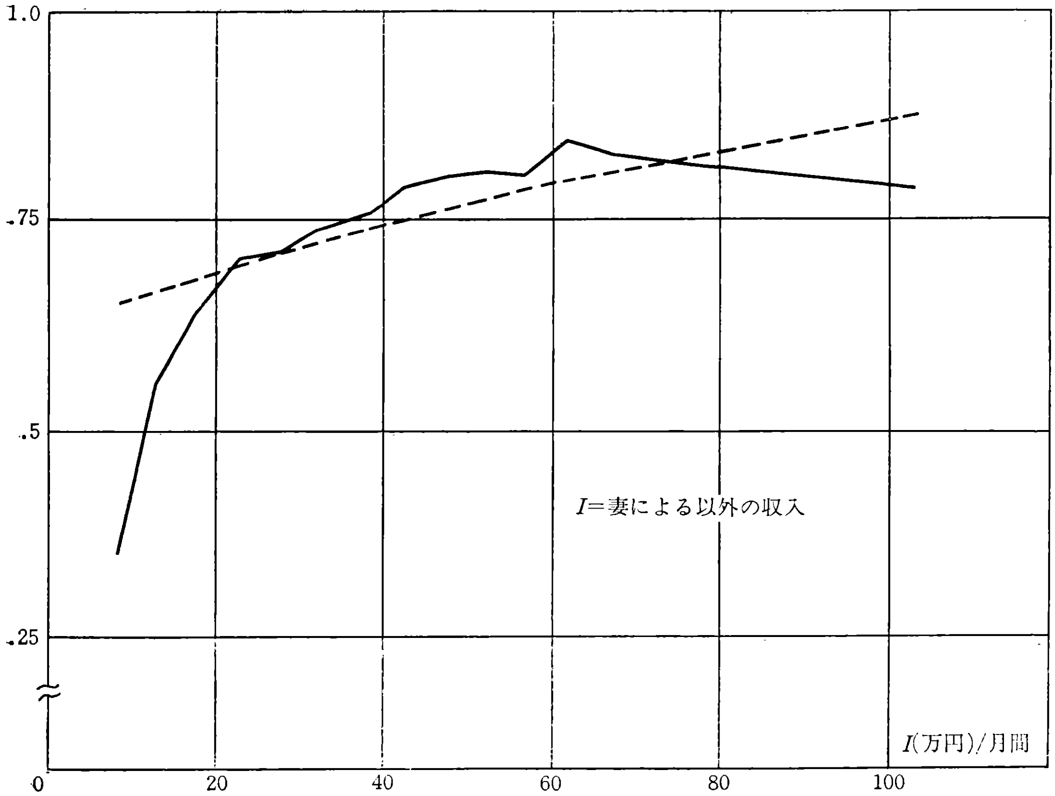


図 2　非就業率曲線，ケース（h）

表2　就業・非就業モデルの統計量（f～h）

	$\hat{A}$	$\hat{B}$	χ^2 値	$d.f.$	P値
(f)	−0.290485 (−2.04)	0.00000438483 (6.98)	243.20	14	0.005以下
(g)	0.168729 (3.11)	0.00000139471 (8.30)	128.9	12	0.005以下
(h)	0.329863 (4.52)	0.000000797687 (4.09)	126.99	12	0.005以下

の場合でも，適合度検定の χ^2 は非常に大きい値をとり，モデルは棄却されることになる。§3.4の表1の例でも棄却すべき例があった。しかしこれらは I_k の高い水準での適合度が不良であったためである。表2の例では，I_k の水準全体にわたって適合度の悪さが認められる。かつ図2に見られるように，当て嵌め誤差は系統的である。以上の結果からして，§3.4で示されたように，核所得 I_k には世帯主の年間収入をとることが良いと判断される。非核世帯員の労働供給は短期的な世帯主所得の値を目やすにして決められているとは認められない。更に，核“所得”は核世帯員の定期的な勤め先からの収入を指すと考えられる。

3.6　以上では γ_2 の分布形 f として正規分布を用いてきた。次に f の特定化として対数正規分布

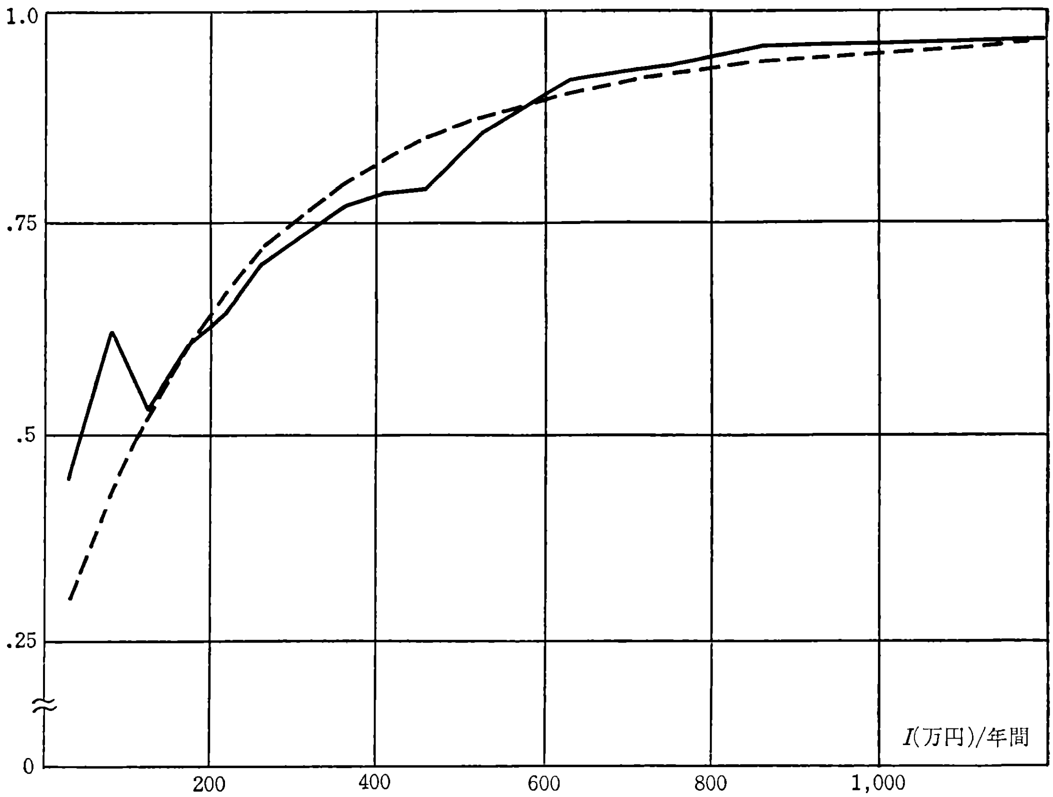


図 3　非就業率曲線，対数正規分布

をとった場合を考える。モデルは，(3.11)，(3.12)，(3.13) で与えられている。推定の対象は係数 C と D である。先の(a)のデータを用いると，

$$\exp\{y_{12}^{(k)}\}=0.412878+0.00512744\ I_k,\quad \chi^2=111.175$$
$$(2.44)\qquad (16.02)\qquad d.f.=13$$

となる。推定値 $\hat{D}$ は有意でありダグラス—有沢法則を示している。適合度検定の為の χ^2 値は今の場合統計量としては適当ではないが，値は非常に大きな値を示し適合度は不良と考えられる。図3に適合度を示す図を与える。この図より，特定の I —水準だけでなく全体的に適合度が悪いことが見てとれる。低い I —水準では過小推定，中位の I —水準では過大推定，高い I —水準では過小推定となる。従って系統的な当て嵌め誤差が生じている。そこで対数正規分布の累積分布関数の形状を考慮すると，図2のデータに対してならば対数正規分布の特定化を使った方が良くなるかもしれないと考えられる。

しかし，実際の計測結果は次に示すように良い結果をもたらすことはない。前述の(f)，(g)，(h)のデータに，対数正規分布の特定化を適用したのが次の結果である。

(f) $$\exp\{y_{12}^{k}\}=0.526445+0.00000729942\ I_k,\quad \chi^2=261.52$$
$$(2.29)\qquad (11.39)\qquad d.f.=13$$

(g) $$\exp\{y_{12}^{k}\}=1.29420+0.00000160852\ I_k,\quad \chi^2=95.07$$
$$(6.37)\qquad (3.87)\qquad d.f.=11$$

(h)　$\exp\{y_{12}{}^{k}\} = 1.21034 + 0.00000175288$,　$\chi^2 = 96.09$
$\qquad\qquad\qquad(6.18)\qquad\quad(4.36)\qquad d.f. = 11$

先の表2では，γ_2が正規分布に従うという特定化の下での結果であった。これとくらべて対数正規分布という特定化を採用した上の結果は，それ程大きな改善をもたらすことになっていない。

3.7　前項まではγ_2を確率的パラメタと考えていた。次にγ_4が確率的パラメタである場合のモデルを展開する。

この時，効用関数（3.1），（3.2）に立ち戻って展開しなおすと，

$$(3.14)\quad \begin{aligned} X_1{}^{(k)} &= \left[T,\ \frac{1}{2}I_k{}^2,\ I_k,\ I_k\cdot T,\ \frac{1}{2}T^2\right] \\ X_2{}^{(k)} &= \left[T-h,\ \frac{1}{2}(I_k+wh)^2,\ (I_k+wh),\ (I_k+wh)(T-h),\ \frac{1}{2}(T-h)^2\right] \end{aligned}$$

が2つの選択肢となる。そして

$[\beta_1, \beta_2, \cdots, \beta_5] = [\gamma_4, \gamma_1, \gamma_2, \gamma_3, \gamma_5]$

である。選択肢集合$\Xi_k = \{X_1{}^{(k)}, X_2{}^{(k)}\} = \{$非就業，就業$\}$に対し$z_{12}{}^{(k)}$が定義される。(2.15）より，

$$(3.15)\quad \begin{aligned} z_{12}{}^{(k)} &= \left[\frac{1}{2}w^2h + wI_k,\ w,\ w(T-h) - I_k,\ -\left(T - \frac{h}{2}\right)\right]\begin{bmatrix}\gamma_1\\ \gamma_2\\ \gamma_3\\ \gamma_5\end{bmatrix} \\ &= A'' + B''I_k \end{aligned}$$

ただし

$$(3.16)\quad \begin{aligned} A'' &= \frac{1}{2}w^2h\gamma_1 + w\gamma_2 + w(T-h)\gamma_3 - \left(T - \frac{h}{2}\right)\gamma_5 \\ B'' &= (w\gamma_1 - \gamma_3) = -wB' \end{aligned}$$

となる。そして定理2より，I_k所得階層において$P_1{}^{(k)} = \mathrm{P_r}\{$非就業$|I_k, w, h\} > 0$，$P_2{}^{(k)} = \mathrm{P_r}\{$就業$|I_k, w, h\} > 0$ となるための必要十分条件は

$R > z_{12}{}^{(k)} > r$

であり，

$P_1{}^{(k)} = 1 - F(z_{12}{}^{(k)})$，$P_2{}^{(k)} = F(z_{12}{}^{(k)})$

と書ける。そして

$$\frac{\partial P_1{}^{(k)}}{\partial I_k} = f(z_{12}{}^{(k)})wB'$$

であるから，ダグラス一有沢法則は $B' > 0$ という式で表わされる。

ここでγ_4の分布を平均μ_4，分散$\sigma_4{}^2$の正規分布とすると，各選択確率は

$$(3.17)\quad P_1{}^{(k)} = \int_{y_{12}{}^{(k)}}^{\infty}\phi(t)dt,\quad P_2{}^{(k)} = \int_{-\infty}^{y_{12}{}^{(k)}}\phi(t)dt$$

と書ける。ただし

$y_{12}{}^{(k)} = z_{12}{}^{(k)} - \mu_4/\sigma_4$

更に $\phi(t)=\phi(-t)$ であるから

$$P_1^{(k)}=\int_{-\infty}^{x_{12}^{(k)}}\phi(t)dt,\quad P_2^{(k)}=\int_{x_{12}^{(k)}}^{\infty}\phi(t)dt \tag{3.18}$$

ただし

$$\begin{aligned} x_{12}^{(k)}&=-y_{12}^{(k)}=\mu_4-z_{12}^{(k)}/\sigma_4 \\ &=A\left(\frac{\sigma}{\sigma_4}w\right)+B\left(\frac{\sigma}{\sigma_4}w\right)I_k=A^*+B^*I_k \end{aligned} \tag{3.19}$$

γ_4 を正規分布に従う確率パラメタとした場合，選択確率は (3.18)，(3.19) のように導かれる。γ_2 を正規分布に従う確率パラメタとした場合は (3.9)，(3.10) のように選択確率が導びかれた。後者のパラメタはAとBであり後者のパラメタは $A^*=\frac{\sigma}{\sigma_4}wA$ と $B^*=(w\sigma/\sigma_4)B$ である。§3.4，§3.5で行なわれた推定結果はγ_4を確率パラメタとしたモデルでのパラメタ A^*，B^*の推定値であるとみなせる。すなわち，確率パラメタの分布を正規分布とした場合，又は一般に偶関数の密度関数とした場合は，γ_2 のモデルと γ_4 のモデルでは識別不能である。言い換えると，余暇の限界効用を確率化したγ_4のモデルと所得の限界効用を確率化したγ_2のモデルは観察値に関し同等である。

4　非核世帯員１名の普通時間雇用就業・短時間雇用就業

本節では非核世帯員１名に対し普通時間雇用就業機会と短時間雇用就業機会が開かれている時，この世帯員が如何なる労働供給行動をとるかを問題とする。(8) この問題に離散的選択のモデルを適用しモデルの説明力をテストする。

4.1　家計の効用関数は前節 (3.1)，(3.2) で与えられるものとする。そして非核構成員に対し賃金率 w_1 と労働時間 h_1 が指定された短時間雇用機会と，賃金率 w_2 と労働時間 h_2 が指定された普通時間雇用機会が開かれているとする。ここで $h_1<h_2$ としておく。両者の内いずれの機会を選ぶのか，あるいはどちらをも拒否し非就業となるのかが問題である。なお両就業機会を同時に選ぶことはないものとする。

効用関数の余暇時間の係数 γ_4 を確率的パラメタとみなす。すなわち§2のβと (3.1) のγとの対応は

$$[\beta_1,\beta_2,\cdots,\beta_5]=[\gamma_4,\gamma_1,\gamma_2,\gamma_3,\gamma_5]$$

とする。余暇時間の長い方から選択肢は $X_1^{(k)}, X_2^{(k)}, X_3^{(k)}$ と順序付けられる。すなわち

$$X_1^{(k)}=\left[T,\ \frac{1}{2}I_k^2,\ I_k,\ I_kT,\ T,\ \frac{1}{2}T^2\right]$$

注 (8)　この問題に対するモデルと実証分析結果については次を参照せよ。樋口美雄 (1981) 前掲論文，樋口美雄「既婚女子の労働供給行動」，『三田商学研究』第25巻4号 (1982)，及び樋口美雄・松野一彦 (1985) 前掲論文。

(4.1) $X_2^{(k)}=\left[T-h_1,\ \frac{1}{2}(I_k+w_1h_1)^2,\ I_k+w_1h_1,\ (I_k+w_1h_1)(T-h_1),\ \frac{1}{2}(T-h_1)^2\right]$

$X_3^{(k)}=\left[T-h_2,\ \frac{1}{2}(I_k+w_2h_2),\ I_k+w_2h_2,\ (I_k+w_2h_2)(T-h_2),\ \frac{1}{2}(T-h_2)^2\right]$

が選択肢集合の要素である。この時 $z_{12}^{(k)}$, $z_{23}^{(k)}$, $z_{13}^{(k)}$ が定義される。(2.15) より

$$\begin{aligned} z_{12}^{(k)}&=\left[w_1I_k+\frac{w_1^2h_1}{2},\ w_1,\ w_1(T-h_1)-I_k,\ -\left(T-\frac{h_1}{2}\right)\right]\begin{pmatrix}\gamma_1\\ \gamma_2\\ \gamma_3\\ \gamma_5\end{pmatrix}\\ &=A_1'+B_1'I_k\end{aligned}$$

(4.2) $$\begin{aligned} z_{23}^{(k)}&=\left[\left(\frac{w_1h_1-w_2h_2}{h_1-h_2}I+\frac{w_1^2h_1^2-w_2^2h_2^2}{2(h_1-h_2)}\right),\ \frac{w_1h_1-w_2h_2}{h_1-h_2},\right.\\ &\qquad\left.\left(-I+\frac{w_1h_1(T-h_1)-w_2h_2(T-h_2)}{h_1-h_2}\right),\ \frac{h_1+h_2}{2}-T\right]\begin{pmatrix}\gamma_1\\ \gamma_2\\ \gamma_3\\ \gamma_5\end{pmatrix}\\ &=A_2'+B_2'I_k\end{aligned}$$

ただし

$$A_1'=\frac{1}{2}w_1^2h_1\gamma_1+w_1\gamma_2+w_1(T-h_1)\gamma_3-\left(T-\frac{h_1}{2}\right)\gamma_5$$

$$B_1'=w_1\gamma_1-\gamma_3$$

(4.3) $$A_2'=\frac{w_1^2h_1^2-w_2^2h_2^2}{2(h_1-h_2)}\gamma_1+\frac{w_1h_1-w_2h_2}{h_1-h_2}\gamma_2+\frac{w_1h_1(T-h_1)+w_2h_2(T-h_2)}{h_1-h_2}\gamma_3+\left(\frac{h_1+h_2}{2}-T\right)\gamma_5$$

$$B_2'=\frac{w_1h_1-w_2h_2}{h_1-h_2}\gamma_1-\gamma_3$$

となる。

定理2より， $P_1^{(k)}=\mathrm{P_r}\{$非就業$\}>0$, $P_2^{(k)}=\mathrm{P_r}\{$短時間雇用就業$\}>0$, $P_3^{(k)}=\mathrm{P_r}\{$普通時間雇用就業$\}>0$ となるための必要十分条件は

$$R>z_{12}^{(k)}>z_{23}^{(k)}>r$$

である。そしてこの時

$$P_1^{(k)}=\int_{z_{12}^{(k)}}^{R}f(\gamma_4)d\gamma_4,\quad P_2^{(k)}=\int_{z_{23}^{(k)}}^{z_{12}^{(k)}}f(\gamma_4)d\gamma_4,\quad P_3^{(k)}=\int_{r}^{z_{23}^{(k)}}f(\gamma_4)d\gamma_4$$

と書ける。又 $P_2^{(k)}$ と $P_3^{(k)}$ を集計して就業確率は

(4.4) $$P_2^{(k)}+P_3^{(k)}=\int_{r}^{z_{12}^{(k)}}f(\gamma_4)d\gamma_4$$

となる。

分布 f を平均 μ, 分散 σ^2 の正規分布とすると,

(4.5) $$P_2^{(k)}+P_3^{(k)}=\int_{-\infty}^{y_{12}^{(k)}}\phi(t)dt$$

(4.6) $$P_3^{(k)}=\int_{-\infty}^{y_{23}^{(k)}}\phi(t)dt$$

ただし

(4.7)　$y_{12}^{(k)}=z_{12}^{(k)}-\mu/\sigma=A_1+B_1I_k$

(4.8)　$y_{23}^{(k)}=z_{23}^{(k)}-\mu/\sigma=A_2+B_2I_k$

$$A_1=A_1'-\mu/\sigma,\quad A_2=A_2'-\mu/\sigma,\quad B_1=B_1'/\sigma,\quad B_2=B_2'/\sigma$$

となる。第3節と同じ方法で A_1, A_2, B_1, B_2 を推定することが出来る。また $P_2^{(k)}+P_3^{(k)}$ および $P_3^{(k)}$ の適合度検定が行なえる。(9)

核所得 I_k の上昇が $P_3^{(k)}, P_2^{(k)}+P_3^{(k)}$ を減少させるかは，次の計算からパラメタ B_1, B_2 の符号に依存することによる。すなわち

$$\frac{\partial(P_2^{(k)}+P_3^{(k)})}{\partial I_k}=f(z_{12}^{(k)})(w_1\gamma_1-\gamma_3)$$

$$\frac{\partial P_3^{(k)}}{\partial I_k}=f(z_{23}^{(k)})\left(\frac{w_1h_1-w_2h_2}{h_1-h_2}\gamma_1-\gamma_3\right)$$

となり，推定結果が $B_1=w_1\gamma_1-\gamma_3/\sigma<0$，$B_2=(w_1h_1-w_2h_2/h_1-h_2)\gamma_1-\gamma_3<0$ を示していれば，就業機会が2つある場合でのダグラス＝有沢法則についての有意性検定が行なわれたことになる。

4.2　モデルのテストに用いたデータは§3.3で説明したものである。『全消』の勤務状態に関する調査項目に従い，「普通勤務」を普通時間雇用就業，「パート」を短時間雇用就業に対応させる。

表3　普通時間・短時間雇用就業モデルの統計量（a～e）

		$\hat{A}_i$	$\hat{B}_i$	χ^2 値	$d.f.$	P値
(a)	$i=1$	+0.059914 (1.37)	−0.00217642 (−16.57)	24.77	13	0.025
	$i=2$	−0.279599 (−4.75)	−0.00241191 (−13.25)	62.94	13	0.005以下
(b)	$i=1$	+0.307605 (2.40)	−0.00424433 (− 8.96)	27.80	9	0.005以下
	$i=2$	−0.0272478 (−0.21)	−0.00393324 (− 7.92)	26.17	9	0.005以下
(c)	$i=1$	+0.330713 (3.82)	−0.00291793 (−11.57)	248.77	12	0.005以下
	$i=2$	−0.153853 (−1.35)	−0.00298105 (− 8.59)	1237.38	11	0.000以下
(d)	$i=1$	+0.798715 (8.46)	−0.00289352 (−11.94)	13.67	11	0.250
	$i=2$	+0.220604 (2.88)	−0.00265830 (−13.05)	8.52	10	0.579
(e)	$i=1$	−0.0609357 (−0.58)	−0.00155238 (− 5.14)	11.63	11	0.451
	$i=2$	−0.440390 (−4.57)	−0.00134035 (− 4.81)	8.73	11	0.646

注（9）　以下では（A_1, B_1）の推定，（A_2, B_2）の推定は別々に行なう。（A_1, A_2, B_1, B_2）を同時に推定する最尤法については樋口・松野（1985）前掲論文を参照。

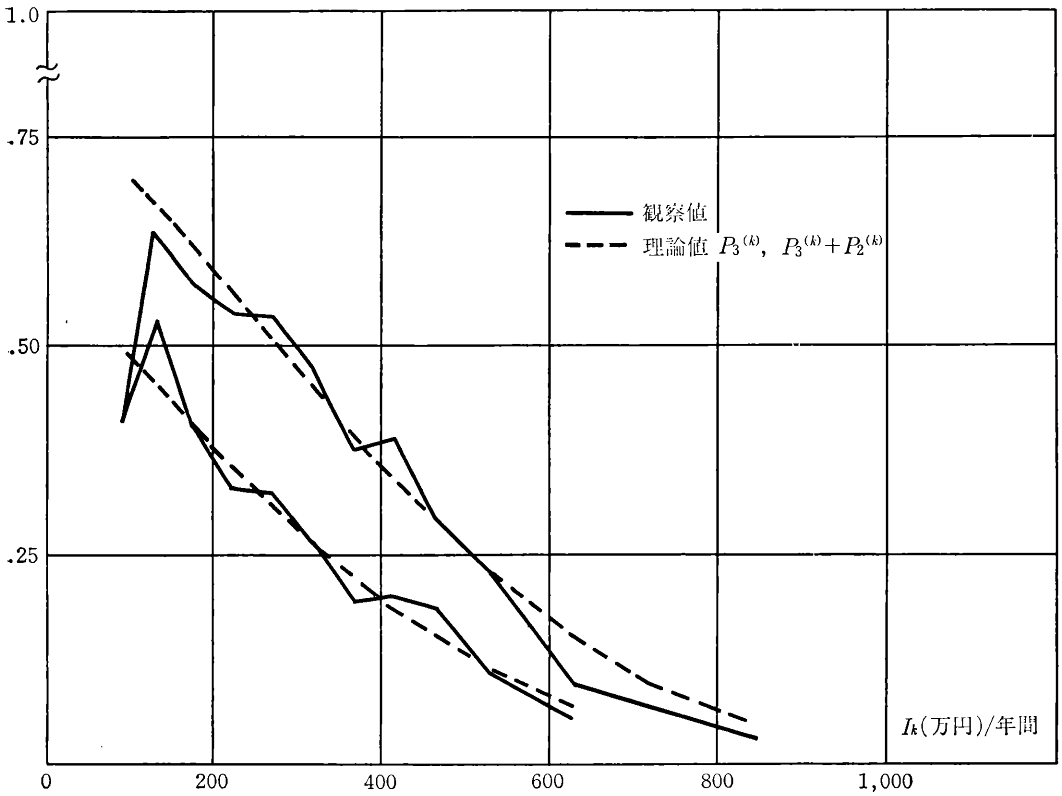


図 4　普通時間―短時間雇用就業率曲線，ケース（d）

なお就業しているが勤務状態の項目に解答のないものはサンプルから除外した。第 3 節での分析ではこのようなサンプルは就業者の中へ分類してある。

前節で利用したデータ(a)～(e)にモデルを適用して得られた分析結果が表 3 に示されている。なお I_k は世帯主の年間勤め先収入である。表 3 には，$P_2^{(k)}+P_3^{(k)}$ の理論式（4.5），（4.7）におけるパラメタ A_1, B_1 の推定値と t―値及び適合度検定のための χ^2 値が示されている。同様に $P_3^{(k)}$ の理論（4.6），（4.8）式のパラメタ A_2, B_2 の推定値，t― 値及び χ^2―値が示されている。図 4 は適合度の良い(d)のケースである。図 4 では横軸に核所得 I_k をとり，タテ軸は m_{1k}/N_k，$m_{2k}+m_{1k}/N_k$ をグラフ化している。ただし N_k は抽出家計数，m_{2k}/N_k は普通勤務状態，m_{1k}/N_k はパート勤務状態にある家計数であり，それぞれ $P_3^{(k)}, P_2^{(k)}$ の対応物である。$1-(m_{2k}+m_{1k})/N_k$ は非就業の家計の比率である。なお，今までの図とは非就業率を原点から計っている点が異なっている。同じように，表 1 とでは推定値の符号が逆になっている。これらは γ_4 を確率パラメタとしたためである。

全年齢層を含めた(a)の $i=1$ のケースは，短時間雇用と普通時間雇用をひとまとめにした $P_2^{(k)}+P_3^{(k)}$ についてのテストである。$i=2$ は普通時間雇用についての $P_3^{(k)}$ を対象としたものである。B_1, B_2 はともに有意な負の値をとっており，ダグラス＝有沢法則が認められる。約27万の核所得水準で $P_2^{(k)}+P_3^{(k)}$ は 50%となり，約−116 万円の水準で $P_3^{(k)}$ は 50%となる。$i=1$ では有意水準

0.025でモデルは棄却される。$i=2$ では有意水準 0.005 以下で棄却される。適合度をグラフ上で見るとさほど悪い結果でもないが，$i=1$ の χ^2 値 24.77 の内の 4.05 が第15階層のフィットの悪さに起因する。また $i=2$ の χ^2 値62.94の内の38.92が第15階層のフィットの悪さに起因する。年齢を細分化したデータで見ると，20～29歳及び30～39歳の年齢層のフィットの悪さが全体としてのケース(a)の適合度を低下させている。ただし系統的な当て嵌め誤差は生じていない。

ケース(b) $i=1$ についてもダグラス＝有沢法則が有意に認められる。$\chi^2=27.80$の内，16.5が上位2階層のフィットの悪さに由来する。$i=2$ についても $\chi^2=26.17$の内15.52が上位2階層のフィットの悪さに由来する。ケース(c)についても同様の結果が生じている。$i=1$ の $\chi^2=248.77$の内224.85は第15階層に起因しており，$i=2$ の $\chi^2=2137.38$の内2120が第15階層に起因している。この階層を除けば χ^2 の値はそれぞれ 23.92と17.38 以下となるはずである。第3節の分析でも見られたが若年・中年家計の高所得階層での適合度は不良である。

以上に比して中・高年の妻に関するデータ(d)と(e)については，モデルはは全階層にわたって良好な実証結果を示している。

4.3 ここでは，前項と同じモデルの検証をするのに核所得 I_k の観察値を別のものに代えてみる。前節(a)のデータに比較し，(f)は I_k として $I_k^{(2)}$ を用いる。(g)は $I_k^{(3)}$ を用い，(h)は $I_k^{(4)}$ を用いる。§3.3を参照。結果は表4に示される。

(f), $i=1$ のケースは $P_3^{(k)}+P_2^{(k)}$ をデータに当て嵌めたものである。有意に $\hat{B}_1<0$ となっており，ダグラス＝有沢法則が確かめられる。$-\hat{A}_1/\hat{B}_1 \fallingdotseq 46500$円の I_k 水準で50%の就業率が達成され徐々に就業率は減少していく。χ^2 値は42.73と大きく，適合度検定は非常に小さい有意水準で棄却される，すなわちモデルの適合度は悪いと判断される。各階層の適合度をグラフ上で見ると，高い I_k 水準での当て嵌りが悪い。しかし当て嵌め誤差が系統的に発生しているというものではない。すなわち当て嵌め誤差はランダムに発生しているが，誤差の大きさが著しく適合度検定で棄却されるというものである。(f), $i=2$ は $P_3^{(k)}$ をデータに当て嵌めたものである。ここでも $\hat{B}_2<0$ として

表4　普通時間・短時間雇用就業モデルの統計量（f～h）

		$\hat{A}_i$	$\hat{B}_i$	χ^2値	$d.f.$	P値
(f)	$i=1$	+0.169965 (2.73)	−0.00000365583 (−13.44)	42.73	14	0.005以下
	$i=2$	−0.116668 (−1.41)	−0.00000425264 (−11.34)	64.70	14	0.005以下
(g)	$i=1$	−0.379980 (−5.37)	−0.000000792364 (− 4.07)	115.69	12	0.005以下
	$i=2$	−0.794137 (−9.06)	−0.000000746407 (− 3.06)	149.23	12	0.005以下
(h)	$i=1$	−0.361613 (5.04)	−0.000000825708 (− 4.29)	118.40	12	0.005以下
	$i=2$	−0.782316 (−8.72)	−0.000000760541 (− 3.13)	151.36	12	0.005以下

ダグラス—有沢法則が認められる。計算上は $-\hat{A}_2/B_2 \doteqdot -27,000$円の I_k 水準で50％の普通時間雇用就業率が達成される。このケースも χ^2 値は大きい値となる。それは低い I_k 水準の当て嵌りの悪さに由来する。ただし当て嵌め誤差はランダムに発生している。

(g), $i=1$, $i=2$ 及び(h), $i=1$, $i=2$ のケースでは，係数Bの推定値はいずれも有意に負の値をとっている。しかし χ^2 値はいずれも大きな値をとっており適合度検定には不合格である。当て嵌りは，低いI_k水準では過少推定，中位のI_k水準では過大推定，高いI_k水準では過小推定となっている。従って当て嵌めの誤差は系統的なものとなっている。単なる抽出誤差とは考えられない。

§4.2の結果と比較して，I_kを世帯主の年間収入以外の変数とした場合のモデルの説明力は悪くなると判断される。

5　非核世帯員２名の雇用就業

勤労者家計の非核世帯員２名，例えば第１非核世帯員妻と第２非核世帯員16歳以上の子女１名，それぞれに雇用機会が開かれている場合を考える。両者とも雇用就業するのか，一方だけ雇用就業するのか，あるいは両者とも非就業となるのかが問題である。この問題に離散的選択のモデルを適用し，導びかれたモデルのテストを行なう。(10)

5.1　家計全体の所得を ξ_1，第１非核世帯員の余暇時間を ξ_2，第２非核世帯員の余暇時間を ξ_3とする。家計の効用関数は（2.1）の特殊形としての二次形式効用関数

$$
\begin{aligned}
(5.1)\quad \omega =\ & \gamma_1\xi_1+\gamma_{11}\frac{1}{2}\xi_1^2+\gamma_{12}\xi_1\xi_2+\gamma_{13}\xi_1\xi_3 \\
& +\gamma_2\xi_2 \qquad +\gamma_{22}\frac{1}{2}\xi_2^2+\gamma_{23}\xi_2\xi_3 \\
& +\gamma_3\xi_3 \qquad\qquad +\gamma_{33}\frac{1}{2}\xi_3^2 \\
& \equiv \sum_{a=1}^{9}\beta_a X_a
\end{aligned}
$$

と特定化する。所得の限界効用の切片項 γ_1 を分布fに従う確率的パラメタとし，第２節のパラメタ β との対応関係は

$$[\beta_1, \cdots, \beta_9]=[\gamma_1, \gamma_2, \gamma_3, \gamma_{11}, \gamma_{12}, \gamma_{13}, \gamma_{22}, \gamma_{23}, \gamma_{33}]$$

である。ξ とXの対応も同じようにつける。

第１非核世帯員に対し賃金率 w_1，労働時間 h_1 の雇用機会が開かれ，第２核世帯員にはそれぞれ

注（10）　モデルの詳しい検討には，松野一彦「離散的選択のモデル及び多変数効用関数による複数非核世帯員の労働供給モデル」，『商学論纂』第28巻１号（1986）を参照。

w_2, h_2 の雇用機会が開かれている。そして $w_2h_2>w_1h_1>0$ と仮定する。2名とも雇用機会を受諾すれば労働時間はそれぞれ h_1, h_2 で収入は $w_1h_1+w_2h_2$ である。2名とも拒否すれば労働時間はそれぞれ 0, 0 で収入もゼロである。保証所得を I_k, 2名各人の総持時間をそれぞれ T とする。家計にとって4つの選択肢が可能であって，それぞれの ξ_1, ξ_2, ξ_3 の値は

$$\begin{pmatrix}\xi_1\\ \xi_2\\ \xi_3\end{pmatrix}=\begin{pmatrix}I_k+w_1h_1+w_2h_2\\ T-h_1\\ T-h_2\end{pmatrix},\ \begin{pmatrix}I_k+w_2h_2\\ T\\ T-h_2\end{pmatrix},\ \begin{pmatrix}I_k+w_1h_1\\ T-h_1\\ T\end{pmatrix},\ \begin{pmatrix}I_k\\ T\\ T\end{pmatrix}$$

である。

2名就業という選択肢のベクトルは

$$X_1^{(k)}=[I_k+w_1h_1+w_2h_2,\ T-h_1,\ T-h_2, \frac{1}{2}(I_k+w_1h_1+w_2h_2)^2, (I_k+w_1h_1+w_2h_2)(T-h_1),$$
$$(I_k+w_1h_1+w_2h_2)(T-h_2),\ \frac{1}{2}(T-h_1)^2,\ (T-h_1)(T-h_2),\ \frac{1}{2}(T-h_2)^2]$$

と表わされる。第2非核世帯員だけ就業するという選択肢は

$$X_2^{(k)}=[I_k+w_2h_2,\ T,\ T-h_2,\ \frac{1}{2}(I_k+w_2h_2)^2,\ (I_k+w_2h_2),\ T,\ (I_k+w_2h_2)(T-h_2),$$
$$\frac{1}{2}T^2,\ T(T-h_2), \frac{1}{2}(T-h_2)^2]$$

となる。第1非核世帯員だけが就業するという選択肢は

$$X_3^{(k)}=[I_k+w_1h_1,\ T-h_1,\ T,\ \frac{1}{2}(I_k+w_1h_1)^2,\ (I_k+w_1h_1)(T-h_1),\ (I_k+w_1h_1)T,$$
$$\frac{1}{2}(T-h_1)^2,\ (T-h_1)T, \frac{1}{2}T^2]$$

となり，2名とも非就業であるという選択肢は

$$X_4^{(k)}=[I_k,\ T,\ T,\ \frac{1}{2}I_k^2,\ I_kT,\ I_kT\frac{1}{2}T^2,\ T^2,\ \frac{1}{2}T^2]$$

と書ける。第 k 階層の選択肢集合は $\{X_1^{(k)}, X_2^{(k)}, X_3^{(k)}, X_4^{(k)}\}$ である。対応して，$P_1^{(k)}=\mathrm{P_r}$\{第1, 2非核世帯員就業\} $P_2^{(k)}=\mathrm{P_r}$\{第2非核世帯員就業\}, $P_3^{(k)}=\mathrm{P_r}$\{第1非核世帯員就業\}, $P_4^{(k)}=\mathrm{P_r}$\{両者非就業\}となる。4つの要素をもつ選択肢集合に関し，6つの関数 $z_{ij}^{(k)}$ が定義される。そして§2でみたように，各 $z_{ij}^{(k)}$ と分布 f の上限・下限の大小関係によって各選択確率の値が決定される。

(2.5), (2.6) を用いて計算すると，例えば，

$$z_{12}^{(k)}=A'_{12}+B'_{12}I_k$$
$$(5.2)\quad z_{23}^{(k)}=A'_{23}+B'_{23}I_k$$
$$z_{34}^{(k)}=A'_{31}+B_{34}I_k$$

と導かれる。ここで

$$B'_{12}=B'_{34}=-\gamma_{11}+\frac{1}{w_1}\gamma_{12}$$

$$B'_{23}=-\gamma_{11}+\frac{h_1}{w_1h_1-w_2h_2}\gamma_{12}-\frac{h_2}{w_1h_1-w_2h_2}\gamma_{13}$$

(5.3) $$A'_{12}=\frac{1}{w_1}\gamma_2-\left(\frac{w_1h_1}{2}+w_2h_2\right)\gamma_{11}+\left(\frac{w_1h_1+w_2h_2}{w_1}-T\right)\gamma_{12}+(h_2-T)\gamma_{13}+\frac{2T-h_1}{2w_1}\gamma_{22}+\frac{T-h_2}{w_1}\gamma_{23}$$

$$A'_{12}-A'_{34}=\frac{h_2}{w_1}[-\gamma_{11}w_1w_2+\gamma_{12}w_2+\gamma_{13}w_1-\gamma_{23}]$$

である。他の $z_{ij}{}^{(k)}$ も $z_{ij}{}^{(k)}=A'_{ij}+B'_{ij}I_k$ と書かれ，その係数は，

$$B'_{13}=B'_{24}=-\gamma_{11}+\frac{1}{w_2}\gamma_{13}$$

(5.4) $$B'_{14}=-\gamma_{11}+\frac{h_1}{w_1h_1+w_2h_2}\gamma_{12}+\frac{h_2}{w_1h_1+w_2h_2}\gamma_{13}$$

$$A'_{13}-A'_{24}=\frac{w_1h_1}{w_2h_2}(A'_{12}-A'_{34})$$

と書かれる。各選択確率の性質は $z_{ij}{}^{(k)}$ の大小関係に依存し，これはまた各係数 A'_{ij}, B'_{ij} の大きさに依存する。

如何なる選択確率が生じるのかは次のような組み合わせが可能である。

5.2 係数Bは3種類に分けられ，$B'_{12}=B'_{34}, B'_{23}, B'_{13}=B'_{24}$ である。大きさによる並び方は6通りであり，

(イ) $B'_{12}=B'_{34}>B'_{23}>B'_{13}=B'_{24}$

(ロ) $B'_{12}=B'_{34}>B'_{13}=B'_{24}>B'_{23}$

(ハ) $B'_{23}>B'_{12}=B'_{34}>B'_{13}=B'_{24}$

(ニ) $B'_{23}>B'_{13}=B'_{24}>B'_{12}=B'_{34}$

(ホ) $B'_{13}=B'_{24}>B'_{23}>B'_{12}=B'_{34}$

(ヘ) $B'_{13}=B'_{24}>B'_{12}=B'_{34}>B'_{23}$

である。又係数Aの値のとり方としては，(5.4) を考慮して，次の2つの可能性を考える。

(i) $\mathrm{sgn}(A'_{12}-A'_{34})=\mathrm{sgn}(A'_{13}-A'_{24})=+$

(ii) $\mathrm{sgn}(A'_{12}-A'_{34})=\mathrm{sgn}(A'_{13}-A'_{24})=-$

(イ)と(i)の組み合わせ<イ, i>から(ヘ)と(ii)の組み合わせ<ヘ, ii>まで12通りの可能性がある。これらに応じて $z_{ij}{}^{(k)}$ の大小関係が定まる。

1例として(ニ)と(i)の組み合わせを考える。特に，$B'_{23}>B'_{13}=B'_{24}>B'_{12}=B'_{34}>0$ であり，$A'_{12}>A'_{34}, A'_{13}>A'_{24}$ という例を考える。この時，各 $z_{ij}{}^{(k)}$ は図5のように I_k の一次式として描かれることがわかる。交点 a, b, c, d の横軸の大きさを I_a, I_b, I_c, I_d とする。

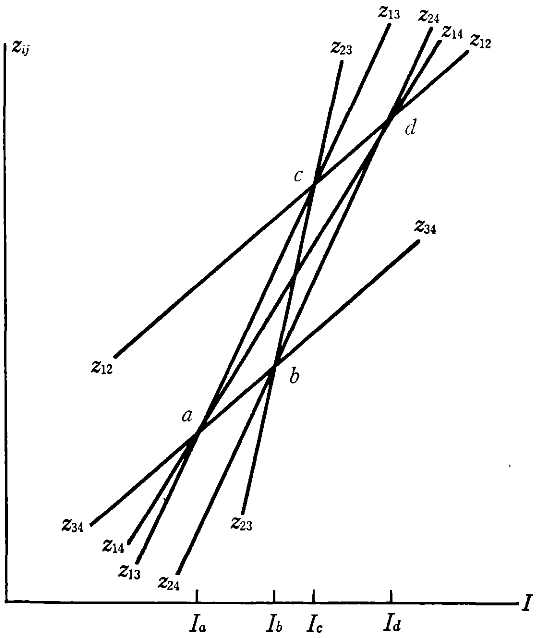


図 5　保証所得と関数 z_{ij} の関係

$I_k<I_b$ の場合；この時 $P_3{}^{(k)}>0$ であるための必要条件（定理1）$z_{i3}>z_{3m}$ $(i<3<m)$ が満たされない。従って $P^{3(k)}=0$ である。$X_3{}^{(k)}$ を除いた他の3つの選択肢 $X_1{}^{(k)}, X_2{}^{(k)}, X_4{}^{(k)}$ について，この範囲では，$R>z_{12}{}^{(k)}>z_{24}{}^{(k)}>r$ が満たされる。従って定理3より，$P_1{}^{(k)}>0$，$P_2{}^{(k)}>0$，$P_3{}^{(k)}>0$ であり，

$$P_1{}^{(k)}=1-F(z_{12}{}^{(k)}),\quad P_2{}^{(k)}=F(z_{12}{}^{(k)})-F(z_{24}{}^{(k)})$$

$$P_3{}^{(k)}=0,\quad P_4{}^{(k)}=F(z_{24}{}^{(k)})$$

と表わされる。加えて $B_{24}>0$ ならば，ダグラス—有沢法則

$$\frac{\partial P_4{}^{(k)}}{\partial I_k}=f(z_{24}{}^{(k)})\cdot B'_{24}>0$$

が成立する。

同じように定理1，2，3を利用すると，$I_b<I_k<I_c$ の時，$P_j{}^{(k)}>0$，$j=1,2,3,4$ であって

$$P_1{}^{(k)}=1-F(z_{12}{}^{(k)}),\quad P_2{}^{(k)}=F(z_{12}{}^{(k)})-F(z_{23}{}^{(k)})$$

$$P_3{}^{(k)}=F(z_{23}{}^{(k)})-F(z_{34}{}^{(k)}),\quad P_4{}^{(k)}=F(z_{34}{}^{(k)})$$

となる。$B'_{34}>0$ ならば $\partial P_4{}^{(k)}/\partial I_k>0$ となる。

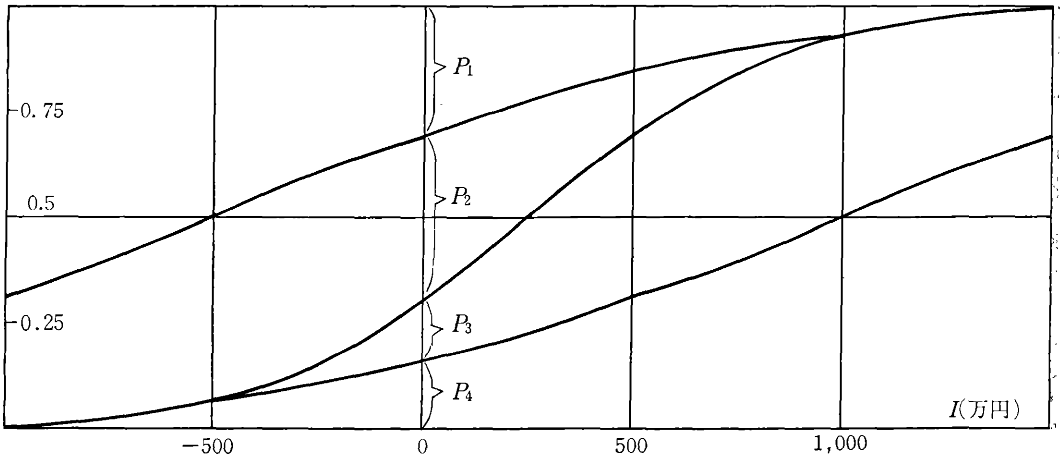
$I_c<I_k$ の範囲でも，同じようにして，

$$P_1{}^{(k)}=1-F(z_{13}{}^{(k)}),\quad P_2{}^{(k)}=0$$

$$P_3{}^{(k)}=F(z_{13}{}^{(k)})-F(z_{34}{}^{(k)}),\quad P_4{}^{(k)}=F(z_{34}{}^{(k)})$$

となる。

㈡と(i)の組み合わせに相当するパラメタの数値例として



P_1＝２名就業の確率，P_2＝第２非核世帯員就業確率
P_3＝第１非核世帯員就業確率，P_4＝２名非就業確率

図 6　4 就業確率の数値計算

$$z_{12}^{(k)}=0.5+0.001\,I_k,\qquad z_{13}^{(k)}=0+0.0015\,I_k$$
$$z_{23}^{(k)}=-0.5+0.002\,I_k,\qquad z_{34}^{(k)}=-1.0+0.001\,I_k$$
$$z_{34}^{(k)}=-1.0+0.001\,I_k,\qquad z_{24}^{(k)}=-0.75+0.0015\,I_k$$

となる場合を考える。この時，各選択確率が I_k の変化に応じて図６のように変化することが導き出される。−500 より低い I の水準では $P_3=0$，1000 より高い I の水準では $P_2=0$ となり，−500 と 1000 の間の水準では４つの確率は正値をとる。そして P_1，P_1+P_2，$P_1+P_2+P_3$ はそれぞれ I の減少関数となる。

モデルは，図のような曲線の近辺に観察値が出るということを予測している。勿論，先の組み合わせの12通りの内のどのケースが発生するのかは予知できない。これを確かめるのが次項以下の課題である。実証分析の結果は(ロ)と(i)の組み合わせで近似できることを示している。

5.3 実証分析に用いたデータは，§3.3で説明したものである。

核所得 I_k は§3と４の結果を踏えて世帯主の勤め先年間収入とし，15階層に層別する。階級値も前節までのものとする。

第１非核世帯員，第２非核世帯員は勤労者世帯の妻，16歳以上の子女に対応させる。第１と第２の違いは提示される賃金 w_1h_1 と w_2h_2 の大小であるが，資料上この区別はできない。又一般論としても供給者の特性が識別できない限り妻と子のどちらが高い賃金を提示されているか判定できない。この段階では，一方が第１で他方が第２非核世帯員であるとみなすだけで，これ以上は特定化しない。

勤務状態に関する普通勤務とパート勤務の区別はせず，いずれをも就業状態とみなす。すなわち，妻・子女が就業しているかしていないかだけの区別をデータとする。

N_kを第 k 階層において妻1人と16歳以上の子女1人がいる家計数とする。m_{1k} は妻子共に雇用就業している家計数，m_{2k} は妻が就業している家計数，m_{3k} は子が就業している家計数であり，m_{4k} $(=N_k-m_{1k}-m_{2k}-m_{3k})$ は妻子共に非就業である家計数とする。ただし m_{2k} と m_{3k} を入れ換える分析をも行なう。m_{jk}/N_k は $P_j^{(k)}$ の経験的対応物，すなわち $P_j^{(k)}$ の推定値である。上述のように，妻子のいずれが高い賃金を得ているかを区別していなくても，$m_{2k}+m_{3k}/N_k$ は $P_2^{(k)}+P_3^{(k)}$ の推定値にはなっている。

5.4 15コの階層の内，サンプルサイズN_1は1であり第1階層のサンプルは以後の分析では除外する。そして $m_{1,15}=0$, $m_{1,16}=0$, $m_{2,16}=0$ であるから，第2階層から第14階層までのデータをまず分析の対象にする。この階層については，抽出誤差の範囲内で，$P_1^{(k)},\cdots,P_4^{(k)}$ は正値をとっている。従って，定理1より

$$R>z_{12}^{(k)}>z_{23}^{(k)}>z_{34}^{(k)}>r$$

が必要条件として成立する。そして各選択確率は，

$$P_1^{(k)}=1-F(z_{12}^{(k)}),\quad P_2^{(k)}=F(z_{12}^{(k)})-F(z_{23}^{(k)})$$
$$P_3^{(k)}=F(z_{23}^{(k)})-F(z_{34}^{(k)}),\quad P_4^{(k)}=F(z_{34}^{(k)})$$

と書ける。γ_1 の分布を平均 μ，分散 σ^2 の正規分布とすると，

$$P_2^{(k)}+P_3^{(k)}+P_4^{(k)}=\int_{-\infty}^{y_{12}^{(k)}}\phi(t)dt$$

$$\text{(5.5)}\quad P_3^{(k)}+P_4^{(k)}=\int_{-\infty}^{y_{23}^{(k)}}\phi(t)dt$$

$$P_4^{(k)}=\int_{-\infty}^{y_{34}^{(k)}}\phi(t)dt$$

となる。ここで

$$y_{12}^{(k)}=z_{12}^{(k)}-\mu/\sigma=A_{12}+B_{12}I_k$$
$$\text{(5.6)}\quad y_{23}^{(k)}=z_{23}^{(k)}-\mu/\sigma=A_{23}+B_{23}I_k$$
$$y_{34}^{(k)}=z_{34}^{(k)}-\mu/\sigma=A_{34}+B_{34}I_k$$

ただし

$$A_{12}=A'_{12}-\mu/\sigma,\quad B_{12}=B'_{12}/\sigma$$
$$\text{(5.7)}\quad A_{23}=A'_{23}-\mu/\sigma,\quad B_{23}=B'_{23}/\sigma$$
$$A_{34}=A'_{34}-\mu/\sigma,\quad B_{34}=B'_{34}/\sigma,\quad B_{12}=B_{34}$$

である。(5.5) の第1式は観察値 $m_{2k}+m_{3k}+m_{4k}/N_k$ に対するモデルであり，第2式は $m_{3k}+m_{4k}/N_k$，第3式は m_{4k}/N_k に対するモデルである。そして最小$-\chi^2$法によるAとBの推定と χ^2 値による適合度検定を行なうことができる。

統計量を (5.6) 式の形式で示すと，

$$y_{12}^{(k)}=0.428724 \quad +0.00210779\,I_k, \quad \chi^2=11.76 \quad P\text{値}=0.312$$
$$\qquad (4.92) \qquad\qquad (8.72) \qquad\qquad d.f.=10$$

$$(5.8) \quad y_{23}^{(k)}=-0.538168+0.00208891\,I_k, \quad \chi^2=32.76 \quad P\text{値}<0.005$$
$$\qquad (-4.56) \qquad\qquad (6.82) \qquad\qquad d.f.=10$$

$$y_{34}^{(k)}=-1.28801 \quad +0.00272189\,I_k, \quad \chi^2=8.00 \quad P\text{値}=0.629$$
$$\qquad (-21.06) \qquad\qquad (18.04) \qquad\qquad d.f.=10$$

となる。各Bは有意に正の値として推定される。これは $P_2^{(k)}+P_3^{(k)}+P_4^{(k)}$, $P_3^{(k)}+P_4^{(k)}$, $P_4^{(k)}$ は I_k の増加関数であり，ダグラス—有沢法則が認められることを示す。$y_{12}^{(k)}$ の式の適合度検定量 χ^2 によればこの式は良好な適合度を示している。$y_{23}^{(k)}$ の式については，第１・第２非核世帯員の区別関する統御がなされていないためか有意水準 0.005 以下でモデルは棄却される。$y_{34}^{(k)}$ の式は良好な適合度を示している。そして理論上（5.3）のように $B_{12}=B_{34}$ の制約が課されるが，推定値はこの制約に近い結果を示している。

データを第２階層から第15階層までとすると，$y_{12}^{(k)}$ の式は "zero response" があるために無理だが，$y_{23}^{(k)}$ と $y_{34}^{(k)}$ の式を推定することができる。次がその結果である。

$$y_{23}^{(k)}=-0.561253+0.00216032\,I_k, \quad \chi^2=37.19 \quad P\text{値}<0.005$$
$$(5.9) \qquad (-4.76) \qquad\qquad (7.10) \qquad\qquad d.f.=11$$
$$y_{34}^{(k)}=-1.27615 \quad +0.00268714\,I_k, \quad \chi^2=8.25 \quad P\text{値}=0.689$$
$$\qquad (-22.62) \qquad\qquad (19.76) \qquad\qquad d.f.=11$$

となる。結果は(5.8)と同じ評価が下せるものである。第２～第16階層までのデータでは $y_{34}^{(k)}$ を推定でき

$$y_{34}^{(k)}=-1.21770+0.00252461\,I_k, \quad \chi^2=22.17, \quad P\text{値}=0.038$$
$$\qquad (-16.29) \qquad (14.24) \qquad\qquad d.f.=12$$

第16階層を含めたため χ^2 値は大きくなる。22.17の内12.93が第16階層に由来する。最高所得階層についてまでの説明力はもっていない。

今までは妻を第１非核世帯員としてきた。逆に，子を第１非核世帯員，妻を第２非世帯員として $y_{23}^{(k)}$ の当て嵌めを試みても，適合度は $\chi^2=28.60$, $d.f.=10$ となり，それ程改善されないという結果を得ている。

いずれの階層を用いた推定でも $\hat{B}_{12}$ と $\hat{B}_{34}$ は近似した結果を得ている。ここで，理論上の制約 $B_{12}=B_{34}$ を課して推定を行うと次の結果を得る。データは第２～14階層である。

$$(5.10) \quad \begin{aligned} y_{12}^{(k)}&=0.284046+0.00253232\,I_k, & \chi^2&=15.596 \\ y_{34}^{(k)}&=-1.21623+0.00253232\,I_k, & \chi^2&=9.092 \end{aligned}$$

推定法は，$B_{12}=B_{34}$ の制約の下で $P_2^{(k)}+P_3^{(k)}+P_4^{(k)}$ のフィットと $P_4^{(k)}$ のフィットについての χ^2 統計量を同時に最小化するというものである。この方法の推定値特性は明らかでないため標準誤差は提示されない。又計算された χ^2 値も大まかな目やすである。制約を課していない時の χ^2 値とは大きく離れた値とはなっていない。実際フィットの図７よりすると，系統的な当て嵌め誤差は生じていない。

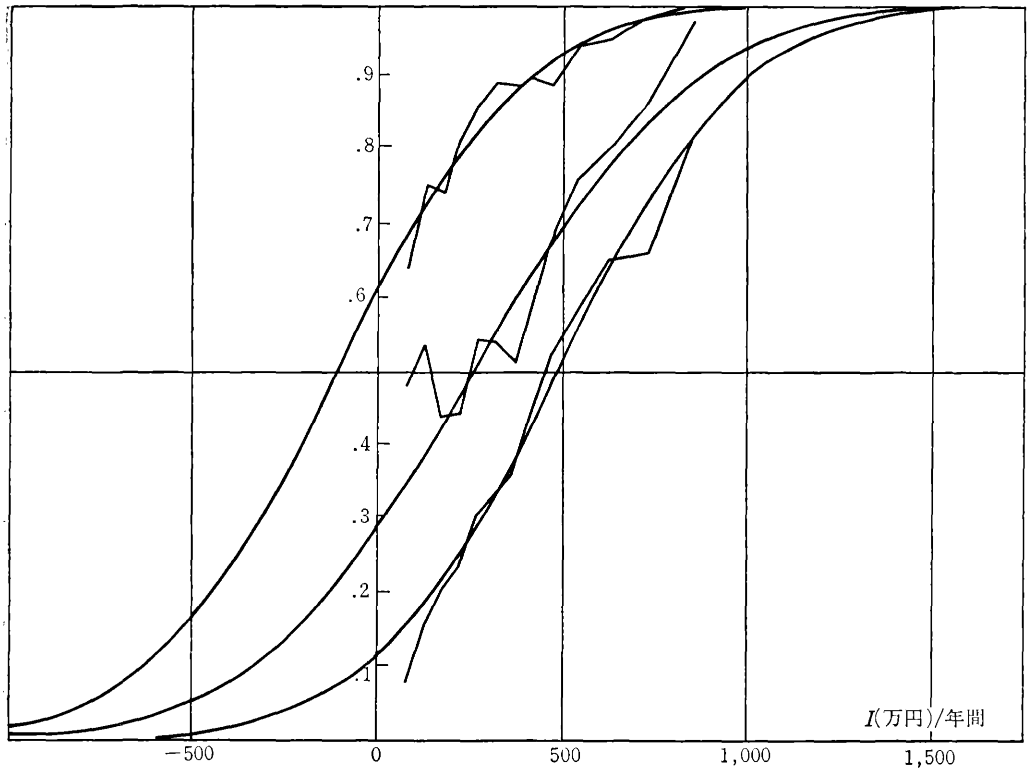


図 7　非核世帯員妻と子の就業率曲線

理論的制約を課した推定結果（5.10）の $y_{12}{}^{(k)}$, $y_{34)}{}^{k)}$, 及び（5.8）の $y_{23}{}^{(k)}$ の推定結果の適合度を示したものが図7である。曲線は推定値から得られる $P_2{}^{(k)}+P_3{}^{(k)}+P_4{}^{(k)}$, $P_3{}^{(k)}+P_4{}^{(k)}$, $P_4{}^{(k)}$ を表わす。$P_3{}^{(k)}+P_4{}^{(k)}$ は前述のように，観察値とは離れたものとなっている。妻・子の2人就業率を示す理論値 $P_2{}^{(k)}+P_3{}^{(k)}+P_4{}^{(k)}$ と妻・子の2人非就業率を示す理論値 $P_4{}^{(k)}$ は，制約の下でも良好な当て嵌まりを示している。

なお，$P_4{}^{(k)}$ の観察値 m_{4k}/N_k は0.1以下から0.8以上という幅広い値域をもっている。従来の労働供給分析の観察値はもっとせまい値域をとるものであった。本分析のように幅広い値をとる観察値に対しても，正規分布の特定化にもとづく離散的選択のモデルは柔軟な適合度を持っているものであると考えられる。

以上では子女の性別は統御していない。ここで子女の性別を統御したデータにモデルを当て嵌めてみる。性別を統御しても，図7と同じかたちの就業率曲線が得られる。まず，16歳以上の子女は男子であるとしたデータを扱う。種々の統計量は次のようにまとめられる。

$$\begin{array}{lllll} & y_{12}{}^{(k)}= & 0.323047+0.00241466\,I_k, & \chi^2=10.35, & P\text{値}=0.335 \\ & & (2.71)\qquad\quad (2.06) & d.f.=9 & \\ (5.11) & y_{23}{}^{(k)}= & -0.551176+0.00208417\,I_k, & \chi^2=19.78, & P\text{値}<0.033 \\ & & (-4.31)\qquad\quad (6.19) & d.f.=10 & \end{array}$$

$$y_{34}^{(k)} = -1.32487 + 0.00274107\, I_k, \quad \chi^2 = 15.40, \quad P値 = 0.228$$
$$\qquad (-16.037) \qquad (13.85) \qquad d.f. = 12$$

この場合でも，各Bは有意に正の値として推定されている。$y_{12}^{(k)}$ の式は χ^2 統計量より，良好な適合度を示していると考えられる。$y_{23}^{(k)}$ の式については，第１・２非核世帯員についての統御が不十分なためか適合度は良くない。$y_{34}^{(k)}$ についての χ^2 値15.40の内10.39は第16階層に起因するものである。推定においてこの階層を除けばより一層良好な適合度を示す。理論的な制約 $B_{12} = B_{34}$ を課して推定した結果は次の通りである。

使われたデータは第３～13階層のものである。

$$(5.12) \quad \begin{aligned} y_{12}^{(k)} &= 0.171443 + 0.00289296\, I_k, \quad \chi^2 = 13.46 \\ y_{34}^{(k)} &= -1.37665 + 0.00289296\, I_k, \quad \chi^2 = 3.62 \end{aligned}$$

先の（5.11）を得たデータとは用いられた階層が異なるために推定値は比較できない。制約を課した推定においても適合度の目安である χ^2 値は大きな増加を示していない。むしろ，y_{34} の式に関しては14～16階層を用いていないため χ^2 の値は非常に小さくなっている。

次に子女を女子だけに限った場合の推定結果を示す。

$$y_{12}^{(k)} = 0.571718 + 0.00168864\, I_k, \quad \chi^2 = 7.47, \quad P値 = 0.680$$
$$\qquad (5.59) \qquad (6.11) \qquad d.f. = 10$$

$$(5.13) \quad y_{23}^{(k)} = -0.534726 + 0.00212237\, I_k, \quad \chi^2 = 20.18, \quad P値 = 0.044$$
$$\qquad (-4.27) \qquad (6.68) \qquad d.f. = 11$$

$$y_{34}^{(k)} = -1.08098 + 0.00224404\, I_k, \quad \chi^2 = 13.04, \quad P値 = 0.299$$
$$\qquad (-11.527) \qquad (10.17) \qquad d.f. = 11$$

適合度については（5.10）とほぼ同じ結論が下せる。ただし，今の場合では，推定結果は理論的制約 $B_{12} = B_{34}$ をよく満たしているかははっきり判断できない。そこでこの理論的制約を課して推定し，適合度検定量を求める。第４～14階層のデータについて次の結果を得る。

$$(5.14) \quad \begin{aligned} y_{12}^{(k)} &= 0.395149 + 0.00219249\, I_k, \quad \chi^2 = 10.07 \\ y_{34}^{(k)} &= -1.05394 + 0.00219249\, I_k, \quad \chi^2 = 9.43 \end{aligned}$$

各 χ^2 の値からすると，制約を課しても適合度はそれほど大きくなっておらず，理論モデルは良い説明力を示していると考えられる。

測定に用いられた $m_{3k} + m_{4k}/N_k$ は妻の非就業確率，$m_{1k} + m_{2k}/N_k$ は妻の就業確率を表わす。ただし，この場合子女の就業状態は無視した妻だけの周辺分布の確率である。そしてこの確率に対する当てはめ式 $y_{23}^{(k)}$ は（5.8），（5.11），（5.13）いずれにおいても良い適合度を示さない。ここで，§３の非核世帯員妻だけに関するモデルから得られる理論式

$$P^{(k)} = \int_{y^{(k)}}^{\infty} \phi(t)\,dt$$

$$Q^{(k)} = \int_{-\infty}^{y^{(k)}} \phi(t)\,dt$$

を考えてみる。ただし $P^{(k)}$ は妻の周辺就業確率であり，本節の $y_{23}^{(k)}$ は上式の $y^{(k)}$ に対応する。

$y_{23}{}^{(k)}$ は良い適合度を示さないことになった。このことは，非核世帯員2名の家計について，その内1名だけを扱う§3 の周辺分布モデルを適用しても良い測定結果が得られず，2名同時の行動を記述する同時分布モデルが必要であることを示唆していると考えられる。

6 結　　語

離散的選択の理論にもとづき3種類の労働供給行動のモデルが導びかれた。クロス・セクションデータを用いた実証分析の結果は次のようにまとめられる。

勤労者世帯の妻の就業・非就業について；就業・非就業の二者択一のモデルは妻の年齢が20～29歳及び30～39歳でありかつ核所得水準の中間層に位置する家計にとって良い説明力をもたらす。しかし同じ年齢階層の高核所得階層についての説明力は良くない。妻の年齢が40～49歳，50歳以上の家計についてはどの核所得階層についても良い説明力をもつ。そしてこの時，核所得としては世帯主の（調査時点までの1年間における）勤め先年間収入を説明変数としている。説明変数である保証所得を世帯主の所得というものより拡張し（調査月の）資産所得までをも含めると，いずれの測定においてもモデルの説明力は低下する。また選好パラメタの確率分布の特定化として対数正規分布を採用した場合には，理論的就業確率は観察値が示す以上にダグラス一有沢の第1法則を誇張して発生せしめたものとなる。

妻の勤務状態を普通勤務とパート勤務に分け，これに普通時間雇用就業・短時間雇用就業・非就業という三者択一モデルを適用した場合についても上の二者択一のモデルの場合と同様な結論が得られる。すなわち，20～29歳，30～39歳の高核所得階層妻のデータ対にする説明力は乏しい。40～49歳，50歳以上の年齢層のデータについては説明力は十分といえる。これも核所得を世帯主の勤め先年間収入とした場合である。他の保証所得変数を用いた場合，良い結果が得られない。系統的な当て嵌め誤差が生じる。

非核世帯員2名の4者択一のモデルではモデルの含意通りの正確なデータ統御は行なえないが，従ってテスト基準は弱くなるが，その範囲内では理論の予測に近い観察結果が得られている。子女の性別を統御したデータについても，良い説明力を示していると考えられる。厳密な統計的判定をするには，離散的選択のモデルについての“多変量推定法”が工夫される必要がある。

いずれの形式の分析においても，ダグラス＝有沢第1法則は有意に観察される。

（中央大学商学部教授）