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

Title	家計の労働供給の分析 : 雇用機会の諾否の選択とその確率
Sub Title	An analysis of household labor supply : probability of accepting an employee opportunity
Author	宮内, 環
Publisher	慶應義塾経済学会
Publication year	1993
Jtitle	三田学会雑誌 (Keio journal of economics). Vol.85, No.4 (1993. 1) ,p.699(171)- 722(194)
JaLC DOI	10.14991/001.19930101-0171
Abstract	
Notes	論説
Genre	Journal Article
URL	https://koara.lib.keio.ac.jp/xoonips/modules/xoonips/detail.php?koara_id=AN00234610-19930101-0171

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.

「三田学会雑誌」85巻4号（1993年1月）

家計の労働供給の分析

——雇用機会の諾否の選択とその確率——

宮内　環

1　序　論

この稿では，宮内（1991a）において示された家計の各構成員の雇用機会の受諾または拒否の選択の確率を叙述するモデルの，改善および検証の結果について報告する。ここでは，夫婦家計の子供の有無及び夫・妻の就業の確率についての観測事実を吟味し，これに基づいて資料を統御して所得-余暇の選好関数の推定を行った。

家計の労働供給の観察される特性は Douglas（1934），有沢（1956）らによって明らかにされ，後に辻村，佐々木，中村（1959）によってダグラス-有沢法則として整理された。ダグラス－有沢法則によれば，労働供給の主体は家計であることが示唆され，労働供給における理論構成はこれと整合的であることが要請される。小尾（1969）は，臨界核所得概念を導入し，A型家計の所得-余暇の選好関数を明示的に設定して勤労家計の雇用就業についての計量経済学的分析を行った。この中で，1家計当たりの子供の人員数が所得及び余暇の限界効用を潜在的にシフトせしめる点が指摘された。Heckman（1974a），樋口（1982）は，子供の有無が既婚女子の労働供給行動に与える影響について計量経済学的分析を行った。Heckman はプロビットモデルを用いて女子の有業率方程式の推定を行い，“reservation wage”の概念を導入することによって，所得－余暇の無差別曲線の限界代替率の変化を，推定された有業率方程式が叙述するという解釈を示した。他方，樋口は所得－余暇の選好関数を構造方程式として明示し，既婚女子の年齢階層別，15歳未満の年齢階層別の子供の有無の別に選好関数のパラメータの特性を明らかにした。さらに松野（1988）は複数の非核所得者の雇用就業確率の叙述を試みる計量経済学的モデルを示した。これらの分析には，家計全体の選好関数が設定されていると理解される。

本稿では家計全体の所得－余暇の選好関数を用いず，家計構成員の各々の選好関数を設定した。このモデルにおいては，各構成員の雇用就業機会の諾否の選択は各自の選好関数に基づいてなされ，各構成員の選択は制約条件を通じて相互依存的である。ここでは分析対象を雇用に限定し，家計の各構成員の雇用労働供給確率を叙述する計量経済学的モデルの検証を行う。この稿では，当該図式

を夫婦家計の夫と妻の雇用就業機会の諾否の選択の図式として展開し，夫婦家計について観測される雇用就業の確率を叙述する。第2節では，供給限界および臨界保証所得の概念を用いて，二人の構成員から成る家計における雇用就業機会の諾否の選択の図式が，各構成員の所得－余暇の無差別曲線の特性との関係において示された。第3節では，選好関数のパラメータの領域に関しての理論制約の吟味がされた。第4節では，夫婦家計における自営および雇用の就業に関する観測事実についての若干の報告がなされ，これに基づいて資料の統御を行い，選好関数のパラメータの推定結果が報告された。第5節では結論として，雇用就業の諾否に関する確率の観測値と理論値との比較についての吟味がされた。

2　二人家計の雇用就業決定図式

一組の夫婦および15歳未満の不特定数の子供[(1)]とから成る家計（夫婦家計）の夫と妻の雇用就業－非就業の選択のモデルについて述べる。雇用就業機会においては，供給主体は自由に労働時間を選択できず，労働需要側によって労働時間は指定されていると考えられる。この場合，労働需要側が提示した時間当たり実質賃金率と指定労働時間の組み合わせの雇用就業機会を受諾し就業するか，拒否して就業しないかの選択を供給主体は行う。以下に示す図式は，夫婦家計の夫と妻が行う雇用就業機会の諾否の選択を叙述するものである。

2.1　夫と妻の所得－余暇の2次関数の選好関数と制約式

夫婦家計の夫に対しては，時間当たり実質賃金率 w_h，指定労働時間 $\bar{h}_h$ の雇用機会が，他方，妻には時間当たり実質賃金率 w_w，指定労働時間 $\bar{h}_w$ の雇用機会が需要者によって提示され，さらに，当該家計には単位期間に非就業所得 I_A（実質額）が得られるとする。夫婦家計の夫と妻は各々，仮説1に示す所得－余暇の選好関数と制約条件を持つという仮説を設定する。ただし記述の煩雑さを避けるために，本稿では以下，特に必要のない限り夫または妻を示す添字 h, w を添字 j で示す。即ち，$j=h, w$ である。

仮説を示すに先立ち，変数を次の様に定義する。

夫（妻）の所得-余暇の選好指標：ω_j

家計の実質総所得（内生変数）：$X(\geq 0)$

夫（妻）の余暇（内生変数）：$\Lambda_j\ (0\leq \Lambda_j\leq T)$

ただし，Tは単位期間における個人の処分可能な総時間である。さらに，

家計の非就業実質所得（外生変数）：I_A

夫（妻）の雇用就業機会の $\begin{cases}\text{時間当たり実質賃金率（外生変数）：}w_j\\ \text{指定労働時間（外生変数）：}\bar{h}_j\end{cases}$

注（1）　観測される夫婦家計の15歳未満の子供の人員数の扱いについては本稿で後述する。

夫（妻）の労働時間（内生変数）：h_j $\begin{cases}\text{夫（妻）が雇用就業しない場合：} h_j=0\\ \text{夫（妻）が雇用就業する場合：} \quad h_j=\overline{h}_j\end{cases}$

と定義すると，

仮説1　『夫または妻の選好指標関数は，

$$\omega_j=\frac{1}{2}\gamma_{j1}X^2+\gamma_{j2}X+\gamma_{j3}X\Lambda_j+\gamma_{j4}\Lambda_j+\frac{1}{2}\gamma_{j5}\Lambda_j^2 \qquad (1)$$

ただし　$\gamma_{j4}\equiv\gamma_{j4}^0+\overline{\gamma_{j4}}\cdot u_j$

$\gamma_{j1},\gamma_{j2},\gamma_{j3},\gamma_{j4}^0,\overline{\gamma_{j4}},\gamma_{j5}$ は家計間で共通の選好関数のパラメータ[(2)]である。γ_{j4} は，家計間で散らばる確率変数[(3)]である。u_j は確率変数で

$$\log_e u_j\sim N(m_j,\sigma_j^2) \qquad (2)$$

なる対数正規分布に従う。

制約条件は

$$X=I_A+w_hh_h+w_wh_w \qquad (3)$$

$$\Lambda_j=T-h_j \qquad (4)$$

ただし $h_j=0$　または $h_j=\overline{h}_j$

である』

(1)　式では，$\gamma_{j1}\equiv-1$ とノーマライズし，確率変数 u_j はその期待値が1である[(4)]とした。

(1)　式によって示される選好関数は，非就業所得 I_A および夫と妻が潜在的に稼得する雇用所得 w_hh_h, w_wh_w の和である総所得Xを共通に含んでいる。この事によって，夫と妻とは所得の変数を通じて一つの家計を形成していると考えることができる。即ち，夫と妻は各々に固有の所得－余暇の選好関数を持つが，制約式(3)，(4)の一方の(3)式に家計の総所得Xの変数が共通に入っているので，この意味において夫と妻の選好指標の極大化行動は独立ではない。

2.2　夫と妻の保証所得

夫の保証所得 I_h^0，妻の保証所得 I_w^0 を定義する。夫の保証所得 I_h^0 とは，夫が雇用就業しなくても得られる家計の総所得である。家計の非就業所得 I_A，妻の雇用機会の時間当たり実質賃金率 w_w と指定労働時間 $\overline{h}_w$ を用いると，夫の保証所得は，$I_h^0=I_A+w_wh_w$（$h_w=0$ または $h_w=\overline{h}_w$）と

注（2）　これらのパラメータが家計間で共通となるように，直接に観測可能な因子（年齢，子供の人数等）によって，家計群の資料を統御できることを意味する。

（3）　直接に観測可能な因子によって資料を統御してもなお，γ_{j4} のパラメータが家計間で散らばることを意味する。

（4）　対数正規分布の性質により，$E(u_j)=1$ である場合には，平均 m_j と分散 σ_j との間には，$m_j=-\frac{1}{2}\sigma_j^2$ という関係があるので，γ_{j4} の分布は $\gamma_{j4}^0,\overline{\gamma_{j4}}$ および σ_j の値によって定まる。

なり，I_h^0 を用いると，夫の所得-余暇の制約条件は，

$$X=I_h^0+w_hh_h \tag{5}$$

$$\Lambda_h=T-h_h\ (\text{ただし}\ h_h=0\ \ \text{または}\ \ h_h=\bar{h}_h) \tag{6}$$

と示される。他方，妻の保証所得 I_w^0 とは，妻が雇用就業せずとも得られる家計の総所得である。家計の非就業所得 I_A，および夫の雇用機会の時間当たり実質賃金率 w_h と指定労働時間 $\bar{h}_h$ を用いると，妻の保証所得は，$I_w^0=I_A+w_hh_h$（$h_h=0$ または $\bar{h}_h=\bar{h}_h$）となり，I_w^0 を用いると，妻の所得－余暇の制約条件は，

$$X=I_w^0+w_wh_w \tag{7}$$

$$\Lambda_w=T-h_w\ (\text{ただし}\ h_w=0\ \ \text{または}\ \ h_w=\bar{h}_w) \tag{8}$$

と示される。

2.3 夫婦家計の雇用就業-非就業の選択

夫は所得-余暇の制約条件(5)，(6)式の下で，(1)式で定義された選好指標 ω_h を最大にするように，自らの労働時間 h_h の値として，0 または $\bar{h}_h$ のどちらかを選択する。一方，妻は所得－余暇の制約条件(7)，(8)式の下で，(1)式で定義された選好指標 ω_w を最大にするように，自らの労働時間 h_w の値として，0 または $\bar{h}_w$ のどちらかを選択する。この時，夫と妻は，自分の雇用就業，雇用非就業の選択を次に示す仮説に基づいて行うとする。

仮説 2　『夫は保証所得 I_h^0 を与件として，自らの労働時間 h_h の値を選択し，一方，妻は保証所得 I_w^0 を与件として，自らの労働時間 h_w の値を選択する』[(5)]

2.4 供給限界

供給限界を定義し，この概念を用いて仮説 2 における雇用機会の諾否の行動を叙述する。

夫（妻）の供給限界は，所与の夫（妻）の保証所得 I_j^0，時間当たり実質賃金率 w_j のもとで，非就業と就業とが無差別となるような労働時間である。これを h_j^x と表す。選好指標関数が(1)式である場合の供給限界 h_j^x は

$$h_j^x=\frac{-(\gamma_{j1}w_j-\gamma_3)I_j^0+\{-(\gamma_{j2}+\gamma_{j3}T)\,w_j+\gamma_{j4}+\gamma_{j5}T\}}{\frac{1}{2}(\gamma_{j1}w_j^2-2\gamma_{j3}w_j+\gamma_{j5})} \tag{9}$$

である。(9)式を供給限界方程式と呼ぶ。

(9)式は次のようにして導出される。保証所得 I_j^0 のもとで非就業でいる場合には，

注（5）　夫も妻も自分の保証所得，時間当たり賃金率，指定労働時間のみの情報により，より高い選好指標を得るように，就業－非就業の選択を行うことを意味する。

$$\begin{cases} X = I_j^0 \\ \Lambda_j = T \end{cases} \tag{10}$$

であるから，この時の選好指標を ω_j^0 とすると，

$$\omega_j^0 = \frac{1}{2}\gamma_{j1}(I_j^0)^2 + \gamma_{j2}I_j^0 + \gamma_{j3}I_j^0\ T + \gamma_{j4}T + \frac{1}{2}\gamma_{j5}T^2 \tag{11}$$

である。他方，保証所得 I_j^0 の下で，時間当たり実質賃金率 w_j の就業機会に h_j 時間（指定労働時間 $\bar{h}_j$ ではない）だけ就業するとこの場合には，

$$\begin{cases} X = I_j^0 + w_j h_j \\ \Lambda_j = T - h_j \end{cases} \tag{12}$$

であるから，この時の選好指標を ω_j^x すると，

$$\omega_j^x = \frac{1}{2}\gamma_{j1}(I_j^0 + w_j h_j)^2 + \gamma_{j2}(I_j^0 + w_j h_j) + \gamma_{j3}(I_j^0 + w_j h_j)(T - h_j)$$
$$+ \gamma_{j4}(T - h_j) + \frac{1}{2}\gamma_{j5}(T - h_j)^2 \tag{13}$$

である。(11)，(13)式の左辺を等置し（$\omega_j^0 = \omega_j^x$），この方程式を h_j について解き，その解を h_j^x と置くと供給限界方程式(9)を得る。

仮説2における雇用機会の諾否の選択は，供給限界 h_j^x の領域と対応する。夫（妻）の保証所得 I_j^0 のもとで，所与の指定労働時間 $\bar{h}_j$，時間当たり実質賃金率 w_j の組み合わせの雇用機会に，就業する時の夫（妻）の選好指標を ω_j^1 とすると，

$$\omega_j^1 = \frac{1}{2}\gamma_{j1}(I_j^0 + w_j\bar{h}_j)^2 + \gamma_{j2}(I_j^0 + w_j\bar{h}_j) + \gamma_{j3}(I_j^0 + w_j\bar{h}_j)(T - \bar{h}_j)$$
$$+ \gamma_{j4}(T - \bar{h}_j) + \frac{1}{2}\gamma_{j5}(T - \bar{h}_j)^2 \tag{14}$$

である。

(9)式の h_j^x の符号について，$0 < h_j^x$ の時，無差別曲線の原点への凸性より，

$$\begin{cases} 0 < \bar{h}_j < h_j^x \rightarrow \omega_j^0 < \omega_j^1 \\ 0 \leq h_j^x < \bar{h}_j \rightarrow \omega_j^0 > \omega_j^1 \end{cases}$$

という関係を得る。また，$h_j^x < 0$ である場合[(6)]には，常に $\omega_j^0 > \omega_j^1$ である。従って，

$$\begin{cases} \bar{h}_j < h_j^x \rightarrow h_j = \bar{h}_j & \text{（雇用就業を選択）} \\ h_j^x < \bar{h}_j \rightarrow h_j = 0 & \text{（雇用非就業を選択）} \end{cases} \tag{15}$$

である。

なお，供給限界と保証所得の水準の関係については，

注（6） 供給限界が負であるというのは，(10)式の座標を通る所得－余暇の無差別曲線と制約線(12)との交点が，$\Lambda_j > T$ なる所得－余暇選好場の非有効領域に存在することを意味する。

仮説 3 $\left[\frac{\partial h_j^x}{\partial I_j^0} \overset{(7)}{<} 0\right]$

を設定する。

2.5 臨界保証所得

夫(妻)の臨界保証所得は，時間当たり実質賃金率 w_j，指定労働時間 $\bar{h}_j$ を与件とした時，夫(妻)が雇用就業する時と就業しない時の各々の所得-余暇の選好指標が，互いに等しくなる（$\omega_j^0=\omega_j^1$）ような保証所得の水準として定義される。これを，I_j^* と表す。

選好指標関数が(1)式である場合の臨界保証所得 I_j^* は

$$I_j^*=\frac{-\frac{1}{2}(\gamma_{j1}w_j^2-2\gamma_{j3}w_j+\gamma_{j5})\bar{h}_j+\{-(\gamma_{j2}+\gamma_{j3}T)w_j+\gamma_{j4}+\gamma_{j5}T\}}{\gamma_{j1}w_j-\gamma_{j3}} \tag{16}$$

である。(16)式を，臨界保証所得方程式[(8)]と呼ぶ。

臨界保証所得方程式(16)を，仮定 1 で定義された確率変数 u_j^* を用いて書き換えると，

$$I_j^*=H_{j0}+H_{j2}\cdot\exp(\sigma_j\cdot u_j^*) \tag{17}$$

ただし

$$H_{j0}\equiv\frac{-\frac{1}{2}(\gamma_{j1}w_j^2-2\gamma_{j3}w_j+\gamma_{j5})\bar{h}_j+\{-(\gamma_{j2}+\gamma_{j3}T)w_j+\gamma_{j4}^0+\gamma_{j5}T\}}{\gamma_{j1}w_j-\gamma_{j3}} \tag{18}$$

$$H_{j2}\equiv\frac{\overline{\gamma_{j4}}}{\gamma_{j1}w_j-\gamma_{j3}}\cdot\exp\left(-\frac{1}{2}\sigma_j^2\right) \tag{19}$$

である。(17)式から明らかな通り，I_j^* は家計間で散らばる確率変数である。

さて，臨界保証所得 I_j^* の定義より，

$$I_j^0=I_j^* \rightleftarrows \omega_j^0=\omega_j^1 \tag{20}$$

であり，一方，供給限界 h_j^x の定義より，

注（7） $\frac{\partial h_w^x}{\partial I_w^0}<0$ の条件は小尾（1969）において明らかにされたように，A型家計の妻の観測される雇用就業確率が家計の所得水準と負の相関をもつという観察事実（ダグラス－有沢法則）から要請されていた。他方，本稿で考察の対象となっている夫婦家計の夫について，$\frac{\partial h_h^x}{\partial I_h^0}$ の符号の正負は，今後の当該モデルの検証作業のなかで検討される必要がある。ダグラス－有沢法則については，Douglas(1934)，有沢（1956），辻村，佐々木，中村（1959）を参照。なお，所得－余暇の選好指標関数が（1）式の様に 2 次関数であるときには，この仮説は，消費者行動の理論における支出拡張線に相当するところの所得－余暇の軌跡が，所得－余暇の選好場において右上がりであることと同値である。この点については，宮内（1991b）を参照。

（8） 臨界保証所得の概念は小尾（1969）における臨界核所得の概念と類似である。臨界核所得は非核所得者の所得－余暇の選好関数の特性を示すために定義されるが，臨界保証所得は非核所得者の概念を用いずに，夫および妻の各々の所得－余暇の選好関数の特性を示すために定義される。なお，臨界保証所得方程式の導出についての詳細は宮内（1991a）を参照。

$$h_j^x=\bar{h}_j \rightleftarrows \omega_j^0=\omega_j^1 \tag{21}$$

である。従って，臨界保証所得 I_j^*は，供給限界 h_j^xが指定労働時間 $\bar{h}_j$ に等しくなるような，保証所得 I_j^0 の水準に一致する。そこで仮説3の下では，

$$\begin{cases} I_j^0<I_j^* \rightleftarrows \bar{h}_j<h_j^x \\ I_j^*<I_j^0 \rightleftarrows h_j^x<\bar{h}_j \end{cases} \tag{22}$$

が成立するから，(15)，(22)の関係より，

$$\begin{cases} I_j^0<I_j^* \rightarrow h_j=\bar{h}_j & \text{（雇用就業を選択）} \\ I_j^*<I_j^0 \rightarrow h_j=0 & \text{（雇用非就業を選択）} \end{cases} \tag{23}$$

を得る。

このように，保証所得と臨界保証所得との大小関係によって仮説2の下で選択される労働時間h_jの解が，$\bar{h}_j$または0のどちらかの値をとるかが決まり，これが各々雇用就業と非就業とに対応している。従って，夫の保証所得と妻の保証所得との関係は，(23)式より

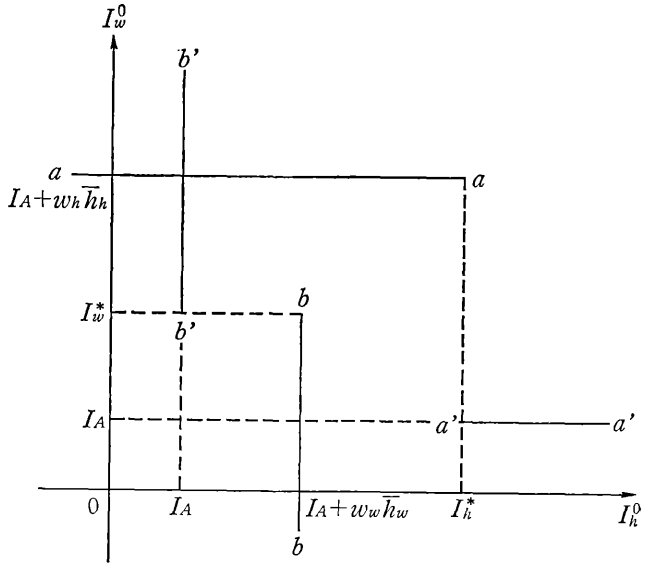
$$\begin{cases} I_h^0<I_h^* \rightarrow I_w^0=I_A+w_h\bar{h}_h \\ I_h^*<I_h^0 \rightarrow I_w^0=I_A \end{cases} \tag{24}$$

$$\begin{cases} I_w^0<I_w^* \rightarrow I_h^0=I_A+w_w\bar{h}_w \\ I_w^*<I_w^0 \rightarrow I_h^0=I_A \end{cases} \tag{25}$$

である。

(24)式が示すように，夫の保証所得 I_h^0 と臨界保証所得 I_h^* の大小関係によって，夫が雇用就業機会の諾否の選択を行い，この選択を通じて，妻の保証所得 I_w^0 の水準がシフトする。逆に，妻の保証所得 I_w^0 と臨界保証所得 I_w^* の大小関係によって，妻が雇用就業機会の諾否の選択を行い，この

図 1　夫・妻の雇用機会の諾否の選択と保証所得（I_h^0, I_w^0）の軌跡



選択を通じて，夫の保証所得 I_h^0 の水準がシフトするということを，(25)式は示している。この考察をもとに，仮説2のもとで，夫・妻の雇用機会の諾否がどの様に決定されるかを次に示す。

(17)式に示される様に，臨界保証所得 I_j^* は家計間で散らばる確率変数である。(24)，(25)式を同時に満足する (I_h^0, I_w^0) の値は，(I_h^*, I_w^*) の値の領域ごとに異なる。例として，

$$\begin{cases} I_h^* > I_A + w_w\bar{h}_w \\ I_A < I_w^* < I_A + w_h\bar{h}_h \end{cases} \tag{26}$$

である場合をとりあげて，この点を既述する。(24)，(25)の関係を満足する，夫・妻の保証所得 (I_h^0, I_w^0) の軌跡を図1に示す。図1の aa 線および $a'a'$ 線が(24)式を満足する (I_h^0, I_w^0) の軌跡であり，他方，bb 線および $b'b'$ 線が(25)式を満足する (I_h^0, I_w^0) の軌跡である。

図1より，(26)式で示される領域に夫と妻の臨界保証所得 (I_h^*, I_w^*) が存在する場合には，(24)，(25)の関係を満足する夫・妻の保証所得 (I_h^0, I_w^0) の軌跡は，ただ1点で交点を持ち，その座標は $(I_h^0, I_w^0) = (I_A, I_A + w_h\bar{h}_h)$ であることがわかる。即ち，夫と妻の臨界保証所得が(26)式の領域にある夫婦家計では，夫が雇用就業機会を受け入れて就業し，妻は拒否して就業しない場合にのみ，夫・妻の保証所得 (I_h^0, I_w^0) の値は，(24)，(25)を同時に満たす。この様に，(24)，(25)の関係を満足する夫・妻の保証所得 (I_h^0, I_w^0) の軌跡が，ただ1点で交点を持つならば，仮説2に従って夫婦家計の夫・妻の雇用就業-非就業の選択が決定する。

以上，(26)式の成立する場合について述べたが，仮説2に従った夫・妻の雇用就業－非就業の選択は，夫・妻の臨界保証所得 (I_h^*, I_w^*) の領域と対応が付けられる。この対応関係を図2に示す。？印で示した領域は，(24)，(25)式を同時に満す夫・妻の保証所得 (I_h^0, I_w^0) の軌跡の交点が2つあって，仮説2の下では，夫婦家計の夫・妻の雇用就業－非就業の選択がただ1つに決定出来ない領域である。(9)

注（9） 本稿において示された図式では，系統的因子として家計の実質総所得 I_A，夫および妻の雇用機会の時間当たり実質賃金率 w_h, w_w と，指定労働時間 $\bar{h}_h, \bar{h}_w$ が取り上げられた。これらの系統的因子のもとでは，家計を構成する夫と妻の臨界保証所得 I_h^*, I_w^* の組み合わせの領域のうち，図2の？印で示した領域以外の各領域に対応して家計の夫と妻の雇用機会の諾否が決定されることが示された。夫と妻の臨界保証所得 (I_h^*, I_w^*) の母集団分布においては，？印で示した領域は，本稿で取り上げた系統的因子以外の因子，即ち非系統的因子によって夫と妻の雇用機会の諾否が決定されていると考えられ，この領域において I_h^* と I_w^* の2次元確率密度分布を積分した値は，雇用機会の諾否の選択の確率の理論値と観測値との間の誤差となる。この意味で本稿で示すモデルは，ショックモデルである。

本稿の目的は，系統的因子として取り上げた家計の実質総所得 I_A，夫および妻の雇用機会の時間当たり実質賃金率 w_h, w_w と指定労働時間 $\bar{h}_h, \bar{h}_w$ の観察される変動によって，夫婦家計の雇用機会の諾否の選択の確率の観測値の変動を，どの程度叙述し得るかを確認することにある。この意味で，図2の？印で示した領域以外の各領域において計算される雇用機会の諾否の確率の理論値が，対応する確率の観測値の変動を，可能な観測期間においてどの程度叙述し得るか，更に，この不確定となる確率の理論値が，観測値の精度に比べて充分小さいか否かが当該図式の検証の一基準となる。

この不確定領域を狭めるためには，系統的因子として1年ごとのではなく，恒常的な時間当たり賃金率や指定労働時間を採用する，等の方法が考え得るであろう。この場合には，恒常的変数の観測方法が吟味される必要があるであろう。

図2における，

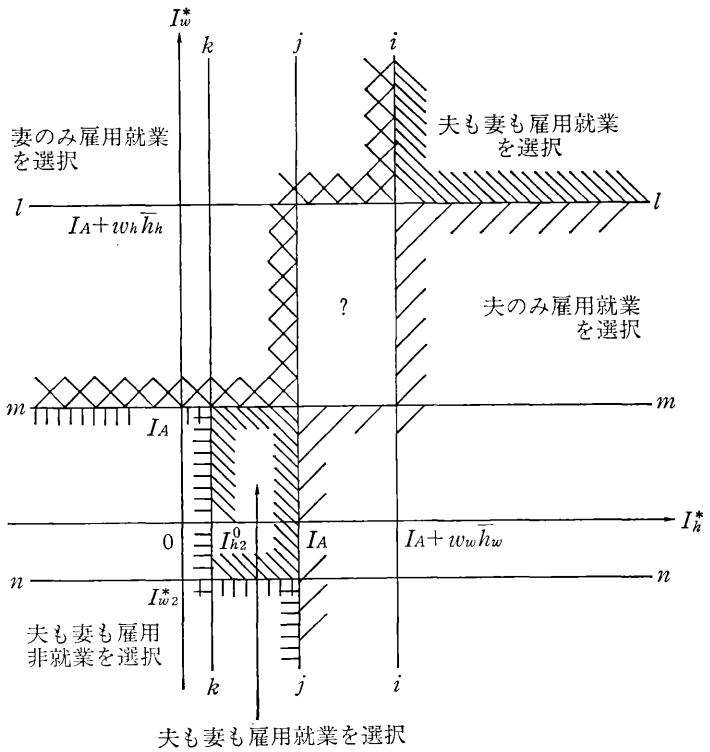
$$\begin{cases} I^0_{h2} < I^*_h < I_A \\ I^0_{w2} < I^*_w < I_A \end{cases} \tag{27}$$

の領域[10]においては，仮説2の下では，夫・妻共に雇用就業しない。夫・妻の雇用就業－非就業の選択について，さらに仮説4が設定され，(27)式の臨界保証所得の領域が仮説4の条件を満たしている。

仮説4『仮説2の下で，(24)，(25)の関係を満足する夫・妻の保証所得（I^0_h, I^0_w）の軌跡が，ただ1点で交点を持ち，夫婦家計の夫・妻の雇用就業－非就業の選択が決定する場合，その就業－非就業の選択を夫と妻とが同時に変更した時に，夫と妻が得る選好指標の水準がどちらも増加するならば，夫と妻は協力して仮説2に対応する夫と妻の就業－非就業の選択を同時に変更する』

図2に示された（I^*_h, I^*_w）平面の各々の領域において(17)式から導かれる I^*_h と I^*_w の2次元確率密度分布を積分することにより，夫も妻も雇用就業する等々の，選択の組み合わせの確率の理論値

図 2　夫と妻の雇用機会の諾否の選択と（I^*_h, I^*_w）の領域との対応



注（10）（27）式の I^0_{j2} は，仮説4の条件が成立するような，臨界保証所得 I^*_j の領域の下限である。この点についての詳細な議論は宮内（1991b）を参照。

が計算できる。[(11)] この理論値の計算のもととなる，臨界保証所得 I_h^* と I_w^* の2次元確率密度分布の形状は，(17)および(18)，(19)式から明らかな通り，選好関数のパラメータの値によって変化する。そこで，選好関数のパラメータの推定は，夫・妻の雇用就業－非就業の選択の組み合わせの割合の観測値に，より近い理論値を発生せしめるようなパラメータを，その理論制約の範囲内において求めることによって行う。

3　選好関数のパラメータについての理論制約

夫と妻の所得-余暇の選好関数のパラメータについての理論制約は次の通りである。

3.1　限界効用と無差別曲線の原点への凸性について

所得の限界効用が正　$\dfrac{\partial \omega_j}{\partial X}=\gamma_{j1}X+\gamma_{j2}+\gamma_{j3}\Lambda_j>0$

所得の限界効用の切片が正　所得の限界効用の切片は γ_{j2} であるから $\gamma_{j2}>0$ がその条件である。

余暇の限界効用が正　$\dfrac{\partial \omega_j}{\partial \Lambda_j}=\gamma_{j3}X+\gamma_{j4}+\gamma_{j5}\Lambda_j>0$

$\dfrac{\partial \omega_j}{\partial \Lambda_j}$ は γ_{j4} [ただし $\gamma_{j4}\equiv\gamma_{j4}^0+\overline{\gamma_{j4}}\cdot u_j$ で $u_j=\exp(-\frac{1}{2}\sigma_j^2+\sigma_j\cdot u_j^*)$] を含んでいる。

1. $\overline{\gamma_{j4}}>0$ の時

   u_j^* の実数値全体の範囲で，余暇の限界効用は最小値 $\gamma_{j3}X+\gamma_{j4}^0+\gamma_{j5}\Lambda_j$ を持ち，これが正であれば家計全体で夫または妻の余暇の限界効用は正である。

2. $\overline{\gamma_{j4}}<0$ の時

   u_j^* が実数値をとるとき，余暇の限界効用は最小値を持たない。しかし $u_j^*\leq 3$ の範囲，すなわち $u_j\leq \exp(-\frac{1}{2}\sigma_j^2+3\sigma_j)$ の範囲では夫または妻の全体の99.8% 以上が含まれる。u_j がこの範囲の値をとる時，X, Λ_j の値が互いに等しい家計群の中で，最小の余暇の限界効用の値は $\gamma_{j3}X+\{\gamma_{j4}^0+\overline{\gamma_{j4}}\exp(-\frac{1}{2}\sigma_j^2+3\sigma_j)\}+\gamma_{j5}\Lambda_j$ であり，この最小値が正であれば，余暇の限界効用がゼロまたは負となる夫または妻は全体の0.2%以下である。u_j^* のより広い範囲で余暇の限界効用が正であるという理論制約を設ければ，限界効用がゼロまたは負となる夫または妻の割合は，さらに小さくすることが出来る。

$\overline{\gamma_{j4}}$ の符号について場合分けした上の考察に基づいて，$\overline{\gamma_{j4}}<0$ なる選好指標関数の設定も先験的には排除されるものではない。しかし，本稿では理論構成の単純性の基準から，第1次接近として

仮説5　『$\overline{\gamma_{j4}}>0$』

注 (11)　仮説2，仮説4の下での夫・妻の雇用機会の諾否の選択，および I_h^* と I_w^* の2次元確率密度分布の導出についての立ち入った考察は，宮内（1991b）を参照。

を設定する。

余暇の限界効用の切片が正　余暇の限界効用の切片は，γ_{j4} である。余暇の限界効用が u_j^* の実数の領域において正であるための条件の吟味において，$\overline{\gamma_{j4}}>0$ を仮説として設定した。この時，余暇の限界効用の切片の最小値は，γ_{j4}^0である。従って，仮説5『$\overline{\gamma_{j4}}>0$』の下で，u_j^* の実数の領域において余暇の限界効用の切片が正であるという条件は，$\gamma_{j4}^0>0$ である。

無差別曲線が原点に対して凸　無差別曲線が原点に対して凸であることの必要十分条件は，

$$2\cdot\frac{\partial^2\omega_j}{\partial X\partial\Lambda_j}\cdot\frac{\partial\omega_j}{\partial\Lambda_j}\cdot\frac{\partial\omega_j}{\partial X}-\frac{\partial^2\omega_j}{\partial\Lambda_j^2}\cdot\left(\frac{\partial\omega_j}{\partial X}\right)^2-\frac{\partial^2\omega_j}{\partial X^2}\cdot\left(\frac{\partial\omega_j}{\partial\Lambda_j}\right)^2>0$$

であるから，

$$2\gamma_{j3}(\gamma_{j3}X+\gamma_{j4}+\gamma_{j5}\Lambda_j)(\gamma_{j1}X+\gamma_{j2}+\gamma_{j3}\Lambda_j)$$
$$-\gamma_{j5}(\gamma_{j1}X+\gamma_{j2}+\gamma_{j3}\Lambda_j)^2-\gamma_{j1}(\gamma_{j3}X+\gamma_{j4}+\gamma_{j5}\Lambda_j)^2>0$$

を得る。この条件は，γ_{j4} を左辺に含んでいるので，左辺の符号を

$-3\leq u_j^*\leq 3$，即ち $\exp(-\frac{1}{2}\sigma_j^2-3\sigma_j)\leq u_j\leq\exp(-\frac{1}{2}\sigma_j^2+3\sigma_j)$ の範囲においてチェックする。

以上の条件には所得Xと余暇 Λ_j の変数が含まれている。理論制約のチェックは，保証所得 I_j^0，時間当たり実質賃金率 w_j，指定労働時間 $\bar{h}_j$ の値を各々観測値より得，$(X,\Lambda_j)=(I_j^0,T)$，$(X,\Lambda_j)=(I_j^0+w_j\bar{h}_j,\ T-\bar{h}_j)$ の値の組み合わせをXと Λ_j に代入して符号を調べることにする。

3.2　供給限界方程式について

3.2.1　$\gamma_{j1}w_j^2-2\gamma_{j3}w_j+\gamma_{j5}$ の符号

供給限界方程式(9)は，変形して分子を w_j について整理すると，

$$h_j^x=\frac{-(\gamma_{j1}I_j^0+\gamma_{j2}+\gamma_{j3}T)w_j+(\gamma_{j3}I_j^0+\gamma_{j4}+\gamma_{j5}T)}{\frac{1}{2}(\gamma_{j1}w_j^2-2\gamma_{j3}w_j+\gamma_{j5})}\qquad(28)$$

を得る。(28)式の分子をPと置くと，保証所得 I_j^0 が与件である時

$$w_j=\frac{(\gamma_{j3}I_j^0+\gamma_{j4}+\gamma_{j5}T)}{(\gamma_{j1}I_j^0+\gamma_{j2}+\gamma_{j3}T)}\overset{\rightarrow}{\leftarrow}P=0\qquad(29)$$

である。(29)式で示される w_j の水準を w_j^* とすると，w_j^*は，保証所得 I_j^0 の下で就業しない場合の所得と余暇の限界代替率に等しい。

$$w_j^*\equiv\frac{\gamma_{j3}I_j^0+\gamma_{j4}+\gamma_{j5}T}{\gamma_{j1}I_j^0+\gamma_{j2}+\gamma_{j3}T}=\frac{\left.\dfrac{\partial\omega_j}{\partial\Lambda_j}\right|_{(X,\Lambda_j)=(I_j^0,T)}}{\left.\dfrac{\partial\omega_j}{\partial X}\right|_{(X,\Lambda_j)=(I_j^0,T)}}\qquad(30)$$

(30)式の分子と分母は各々，保証所得 I_j^0 の下で就業しない場合の所得の限界効用と余暇の限界効用

である。これらは共に正であるので，w_j, w_j^*の大小関係と(28)式の分子Pの符号との関係は

$$0<w_j<w_j^* \rightarrow P>0$$

$$w_j^*<w_j \rightarrow P<0$$

である。一方，w_j, w_j^*の大小関係と供給限界 h_j^x の符号の関係は，所得－余暇の無差別曲線の原点への凸性より，

$$0<w_j<w_j^* \rightarrow h_j^x<0$$

$$w_j^*<w_j \rightarrow h_j^x>0$$

である。$0<w_j<w_j^*$および$w_j^*<w_j$なる w_j の領域において(28)式の分子Pの符号と供給限界 h_j^x の符号は，互いに逆になっていることがわかる。従って，供給限界方程式の分母は負であることが要請される。

$$\gamma_{j1}w_j^2-2\gamma_{j3}w_j+\gamma_{j5}<0 \tag{31}$$

3.2.2 $\gamma_{j1}w_j-\gamma_{j3}$ の符号

供給限界方程式(9)については，$\frac{\partial h_j^x}{\partial I_j^0}<0$ であることが仮説3より要請されていた。(9)式より，

$$\frac{\partial h_j^x}{\partial I_j^0}=\frac{-(\gamma_{j1}w_j-\gamma_{j3})}{\frac{1}{2}(\gamma_{j1}w_j^2-2\gamma_{j3}w_j+\gamma_{j5})} \tag{32}$$

であり，かつ(31)式の条件から，$\frac{\partial h_j^x}{\partial I_j^0}<0$ が成立するためには，

$$\gamma_{j1}w_j-\gamma_{j3}<0 \tag{33}$$

でなければならない。

3.3 臨界保証所得方程式について

第3.1節の考察において設定された仮説5『$\overline{\gamma_{j4}}>0$』，および(33)式より，臨界保証所得方程式の係数 H_{j2} は負であることが(19)式よりわかる。(17)式の $\exp(\sigma_j \cdot u_j^*)$ の符号は正であるから，従って臨界保証所得 I_j^* の分布は上限を持ち，その上限が H_{j0} である。図2において示された積分限界のうち，$I_A+w_j\bar{h}_j$ が，もし臨界保証所得 I_j^* の分布の上限 H_{j0} をこえたならば，夫，妻ともに雇用就業を選択する確率の理論値はゼロになる。しかし，いずれの資料においても，夫，妻ともに雇用就業を選択する家計が観察された。従って，臨界保証所得の項 H_{j0} について

$$I_A+w_j\bar{h}_j<H_{j0} \tag{34}$$

でなければならない。(12)

注 (12) もし夫，妻ともに雇用就業を選択する家計が無いような資料が得られた場合には，この制約は成立しない。

4　資料の統御と選好関数の推定

4.1　夫婦家計の子供の有無と夫・妻の就業についての観測

子供のいる夫婦家計といない家計とに分けて，夫婦家計の夫と妻の雇用就業，自営業主として自営就業，および無業の確率の観測値として各々の就業，非就業の割合を調べた。資料は就業構造基本統計調査報告（昭和46年，49年，52年，54年，57年）によった。その結果おおよそ以下の点が明らかとなった。

妻の雇用就業確率に着目すると，0歳から5歳または6歳から11歳の子供のいる夫婦家計では，妻の雇用就業の割合が，子供のいない家計の妻の雇用就業割合に比べて有意に低く，その分，妻の無業の割合が，子供のいない家計の妻の雇用就業の割合に比べて有意に高くなっている。

他方，妻が自営業主として自営就業している確率について見ると，比較的子供の数の多い夫婦家計，または夫婦の同一年齢階層の家計群の中で，夫婦の年齢階層と比較的接近した年齢階層の子供のいる家計では，妻が自営業主として自営就業している割合が子供のいない夫婦家計に比べて若干高い。0歳から5歳の手のかかる子供のいる夫婦家計においても，妻の自営就業の割合は，子供のいない家計の妻の雇用就業確率に比べてほとんど有意な差が無く，同様のことは夫が自営業主として自営就業している確率についても観察される。以上二点を考え合わせると，夫婦家計の自営業主として自営就業している夫や妻は，手のかかる子供がいるから，労働時間が自由に選択できるという理由によって雇用就業より，自営就業を選択したとは考えにくい。むしろ，自営就業の選択は，資産の保有等の差による労働の限界生産力曲線の高さの差によって，自営就業が選択されたり，されなかったりするのではないか，と考えられよう。

本稿の雇用就業機会の諾否の選択の図式には，自営就業における労働の限界生産力曲線の概念は登場しないので，以上の理由により，本稿では，自営業主として自営就業している夫または妻のいる夫婦家計における就業の選択は，外生的に扱うことにする。

4.2　資料の統御と夫婦家計の所得-余暇の選好関数の推定

所得－余暇の選好関数のパラメータの推定に用いる，夫と妻の雇用就業確率に関する観測値の資料は，第4.1節の議論により，0歳～5歳，6歳～11歳，または12歳～14歳の子供の有無について統御する必要がある。

夫婦家計の夫と妻の雇用就業確率に関する観測値の資料は，表1にあるとおり，資料0，および資料Ⅰ～Ⅴに分けられた。ただし，第4.1節の議論により，自営業主として自営就業している夫や妻のいる夫婦家計をどの資料からも除いた。(13)

注（13）宮内（1991a, 1991b）においては自営業主として自営就業している夫や妻のいる夫婦家計を含み，かつ子供の有無を統御しない資料を用いて，夫婦家計の夫と妻の所得－余暇の選好関数の推定が行われた。

表 1　子供の年齢階層別の有無による資料の統御

資料の名前	子供の年齢階層 0歳～5歳	6歳～11歳	12歳～14歳
資　料　0	無　し	無　し	無　し
資　料　I	有　り	無　し	無　し
資　料　II	無　し	有　り	無　し
資　料　III	無　し	無　し	有　り
資　料　IV	有　り	有　り	無　し
資　料　V	無　し	有　り	有　り

表1に示された資料0～資料Vによれば，子供の年齢階層別の有無によって夫婦家計の雇用就業率の観測値が大きく異なっていることが分かる（図3～8の観測値を参照）。そこで本稿では，これらの差異を夫・妻の選好関数のパラメータのシフトによって叙述することを試みることにする。一般的には子供の有無によって，夫・妻の選好関数の各々についてシフトするパラメータは複数個あることも考え得るが，本稿では，

仮説 6　『資料0～資料Vに示される夫婦家計の雇用就業率の観測値の差異は，子供がいることによって，夫・妻の選好関数のパラメータの組 $\gamma_{j2}, \gamma_{j3}, \overline{\gamma_{j4}}, \gamma_{j5}, \gamma^0_{j4}, \sigma_j$（ただし $j=h, w$）の各々のなかで，一つのみがシフトすることによって発生する。』

という仮説を設定し，これらの資料の夫婦家計の雇用就業率の叙述を試みることにする。ただし，この様な仮説を設定しても，6個の夫の選好指標関数のパラメータのどの一つがシフトするのか，6個の妻の選好指標関数のパラメータのどの一つがシフトするのかに関して，先験的情報を我々は持っていない。そこで，上の仮説6と整合的な手続きによって，選好指標関数のパラメータのシフトについての情報を経験的に得るために，次に述べる順序でパラメータ推定の予備作業を行った。

1. 子供のいない夫婦家計について，即ち資料0を用いて，第3節において考察された理論制約の範囲内で，夫婦家計の雇用就業率の観測値に良い当てはまりを示す選好関数のパラメータの推定値を得た。
2. 資料Iの夫婦家計の雇用就業率の観測値に良い当てはまりを示す選好関数のパラメータの推定値を次の方法で得る。夫の選好指標関数の6個のパラメータと，妻の選好指標関数の6個のパラメータの中から，一つずつを選んで，これらを第3節において考察された理論制約を満たす領域内において動かす。さらに確率変数（u^*_h, u^*_w）の2次元確率分布のパラメータ ρ も同時に動かす。この時，他のパラメータは，1で資料0を用いて得たパラメータの値に固定する。他のパラメータを固定したままで，動かすパラメータの理論制約の範囲内において資料Iの観測値に最良の当てはまりを示すようなパラメータの値を探索する。この時，動かすパラメータの初期値は，1で資料0を用いて得たパラメータの値を用いる。
3. 動かすパラメータの組み合わせを変え，同じく2の方法で資料Iの観測値に最良の当てはま

りを示すような値を探索する。夫の選好指標関数の6個のパラメータと，妻の選好指標関数の6個のパラメータの全ての組み合わせについて，これを繰り返す。

4. 上の2および3と同様の手続きを資料Ⅱ～Ⅴを用いて繰り返す。

5. 夫・妻の動かすパラメータの組み合わせのうち，資料Ⅰ～資料Ⅴのいずれにおいても理論制約を充足し，かつ良い当てはまりを示す選好関数のパラメータの推定値を得るような，夫・妻の動かすパラメータの組み合わせを選ぶ。これを年齢階層別の子供の有無によってシフトするパラメータとして選ぶことにする。

先ず，資料0を用いて行った，15歳未満の子供のいない夫婦家計の夫・妻の所得－余暇の選好関数の推定の手順は次の通りであった。

夫婦家計の夫と妻の雇用就業確率の観測値は就業構造基本統計調査（昭和46年，49年，52年，54年，57年）によった。賃金および労働時間は賃金センサスによった。また夫婦家計の非就業所得の資料として，貯蓄動向調査により，世帯主の年齢階層別貯蓄残高を求め，これに全国銀行約定金利をかけて，非就業所得の観測値を得た[(14)]。これらの資料を夫・妻の年齢階層別に整理し資料0を得た。パラメータの推定方法は，最尤法によった。

夫と妻の雇用就業に関する選択の確率の理論値のもとで，夫と妻の雇用就業に関する選択に関して観測された家計数が得られる確率を叙述する確率分布として多項分布を用いた。尤度関数Lは，この多項分布の積を採用し，この尤度関数を極大にするパラメータを探索した。パラメータの探索は3節の理論制約をチェックしながら，理論制約が充足されるパラメータの領域においておこなった。そしてこの領域の内部において，尤度関数Lの極大値を見出せなかった場合には，パラメータの探索を中断した。

資料0を用いて行った構造パラメータの推定値は以下の通りである。このパラメータ値は理論制

γ_{h2}	=	21763.2107	γ_{w2}	=	1506.7198
		(27.7475)			(15.2477)
γ_{h3}	=	406.2005	γ_{w3}	=	−40.8236
		(1.3062)			(−0.9088)
$\overline{\gamma_{h4}}$	=	813757.356	$\overline{\gamma_{w4}}$	=	269669.904
		(2199.6711)			(29.6232)
γ_{h5}	=	−80161.133	γ_{w5}	=	−2916.3626
		(−612.6583)			(−2.9153)
γ^0_{h4}	=	79698.9268	γ^0_{w4}	=	26951.4416
		(505.3407)			(18.9336)
σ_h	=	2.3119	σ_w	=	1.0678
		(41.4512)			(33.9392)
ρ	=	0.0482			
		(0.5222)			

注 (14) 貯蓄動向調査の調査対象となっていない，実物資産によって得られる家計の資産所得等は，資料として得ることが困難であるために，本稿では観測からもれている。この部分の観測されなかった家計の非就業所得の散らばりが，推定された選好関数の分布に含まれている可能性がある。

約を全て満足し，かつ尤度関数は極大条件を満たすことが確かめられている。またカッコ内の数値は漸近的 t 値である。

次に，夫と妻の選好関数の動かすパラメータの組み合わせ全体の36組のうち，資料Ⅰ～Ⅴのいずれにおいても，理論制約の範囲内で尤度関数の極大値が見出せた対は6組あり，それらは$(\gamma_{h2},\gamma_{w2})$，$(\gamma_{h3},\gamma_{w2})$，$(\gamma_{h2},\overline{\gamma_{w4}})$，$(\gamma_{h3},\overline{\gamma_{w4}})$，$(\overline{\gamma_{h4}},\gamma_{w2})$，$(\gamma_{h2},\gamma_{w3})$ である。資料Ⅰ～Ⅴの各々について，これ

表2　動かすパラメータと資料Ⅰ～Ⅴにおける収束値

資料Ⅰ

順位	$L/Lmax$	夫のパラメータ		妻のパラメータ		ρ
1	1.00000	γ_{h2}	51909.7 (16.8823)	$\overline{\gamma_{w4}}$	68331.0 (29.8213)	−0.0436 (−0.4508)
2	0.93480	γ_{h3}	48688.3 (9.8114)	$\overline{\gamma_{w4}}$	682935. (29.9380)	−0.0159 (−0.1667)
3	0.23153	γ_{h2}	50786.8 (17.0398)	γ_{w2}	781.262 (29.0607)	−0.0311 (−0.3050)
4	0.10031	γ_{h3}	55653.5 (11.9977)	γ_{w2}	781.673 (28.7446)	0.0013 (0.0159)
5	0.02415	$\overline{\gamma_{h4}}$	813730. (18.4044)	γ_{w2}	800.960 (25.7845)	−0.0725 (−1.2262)
25	0.00000	γ_{h2}	21763.2 (19.7541)	γ_{w3}	−46.0375 (−1.8286)	−0.2120 (−4.5780)

資料Ⅱ

順位	$L/Lmax$	夫のパラメータ		妻のパラメータ		ρ
3	0.97874	γ_{h2}	34409.6 (4.4866)	$\overline{\gamma_{w4}}$	376244. (4.2467)	−0.0427 (−0.1270)
4	0.97108	γ_{h3}	21230.0 (1.6491)	$\overline{\gamma_{w4}}$	376188. (4.2661)	−0.0231 (−0.0715)
6	0.74156	$\overline{\gamma_{h4}}$	519381. (19.8369)	γ_{w2}	1170.40 (11.9827)	−0.0367 (−0.1135)
7	0.74026	γ_{h2}	34272.2 (4.5070)	γ_{w2}	1170.40 (11.9819)	−0.0370 (−0.1161)
8	0.73080	γ_{h3}	21011.8 (1.6871)	γ_{w2}	1170.53 (11.9375)	−0.0177 (−0.0589)
36	0.00000	γ_{h2}	21745.5 (12.2613)	γ_{w3}	−52.1911 (−0.8272)	−0.1007 (−0.6011)

資料Ⅲ

順位	$L/Lmax$	夫のパラメータ		妻のパラメータ		ρ
26	0.61063	$\overline{\gamma_{h4}}$	788753. (0.4989)	γ_{w2}	1562.10 (6.6016)	0.0280 (0.1292)
31	0.60802	γ_{h2}	21764.2 (9.0078)	γ_{w3}	602.019 (0.4722)	0.1297 (0.5275)
32	0.60655	γ_{h2}	22501.9 (9.5353)	γ_{w2}	1562.11 (6.5980)	0.0280 (0.1295)
34	0.60523	γ_{h3}	1640.33 (0.3826)	γ_{w2}	1562.11 (6.5781)	0.0294 (0.1313)
35	0.60454	γ_{h2}	22496.0 (9.5412)	$\overline{\gamma_{w4}}$	257658. (5.6650)	0.0286 (0.1847)
36	0.60316	γ_{h3}	1631.15 (0.3816)	$\overline{\gamma_{w4}}$	257657. (5.6607)	0.0299 (0.1847)

資料Ⅳ

順位	$L/Lmax$	夫のパラメータ		妻のパラメータ		ρ
2	0.95278	γ_{h2}	41967.9	$\overline{\gamma_{w4}}$	577162.	−0.0175
			(4.0392)		(17.7031)	(−0.0504)
4	0.93016	γ_{h3}	32771.8	$\overline{\gamma_{w4}}$	576993.	0.0072
			(2.0348)		(17.7186)	(0.0232)
6	0.50996	γ_{h2}	41398.9	γ_{w2}	868.982	−0.0050
			(4.1894)		(11.9432)	(−0.0119)
7	0.50962	$\overline{\gamma_{h4}}$	429185.	γ_{w2}	868.980	−0.0047
			(1.1148)		(11.9404)	(−0.0112)
8	0.49054	γ_{h3}	31386.6	γ_{w2}	868.896	0.0206
			(2.0175)		(11.8193)	(0.0654)
31	0.00000	γ_{h2}	21763.2	γ_{w3}	−45.0002	−0.1842
			(13.3384)		(−1.0412)	(−2.0345)

資料Ⅴ

順位	$L/Lmax$	夫のパラメータ		妻のパラメータ		ρ
15	0.64478	γ_{h2}	30042.8	$\overline{\gamma_{w4}}$	294888.	−0.0112
			(9.2180)		(5.0905)	(−0.0767)
16	0.64075	γ_{h3}	13973.5	$\overline{\gamma_{w4}}$	294877.	0.0000
			(2.4250)		(5.0114)	(−0.0003)
17	0.63313	$\overline{\gamma_{h4}}$	591793.	γ_{w2}	1405.79	−0.0099
			(0.6741)		(8.0638)	(−0.0498)
18	0.63040	γ_{h2}	30021.9	γ_{w2}	1405.80	−0.0101
			(9.2189)		(8.0635)	(−0.0509)
19	0.62532	γ_{h3}	13954.8	γ_{w2}	1405.84	0.0011
			(2.4264)		(7.9806)	(0.0054)
33	0.19822	γ_{h2}	21782.1	γ_{w3}	−53.7502	−0.0139
			(4.1577)		(−0.4063)	(−0.0582)

らの対となった動かすパラメータと，それらの収束値を表2に示す。表頭の順位とは，夫と妻の選好関数の動かすパラメータの組み合わせの36組の各々について，最終的に得られた尤度関数の値の大きい方からの順番である。表頭の L/L_{max} とは，得られた36個の尤度関数値のなかで，その値が最大のものに対する，個々の尤度関数の値の比率である。

表2より，資料Ⅲを除いては[15]，動かすパラメータの対が $(\gamma_{h2}, \overline{\gamma_{w4}})$ または $(\gamma_{h3}, \overline{\gamma_{w4}})$，である場合に，尤度関数の値が他の対に比べて大きく，良い当てはまりを得ている[16]。γ_{h2} 及び γ_{h3} の漸近的 t 値に着目すると，γ_{h3} の漸近的 t 値は γ_{h2} に比べて低いことがわかる。さらに ρ はゼロに近い収束値が得られている場合が多く，漸近的 t 値も小さいので，推定値の相互の差は有意ではないと考えて良いであろう。この結果から，年齢階層別の子供の有無によって $(\gamma_{h2}, \overline{\gamma_{w4}})$ や $(\gamma_{h3}, \overline{\gamma_{w4}})$ のパラメータがシフトするという仮説を設定することが，現在得られている観測事実と整合的であると考える。

さらに，資料Ⅰ～Ⅴにおけるこれらのパラメータの収束値を比較すると，資料Ⅳ（0～5歳，6～

注 (15) 資料Ⅲでは，夫・妻の雇用供給確率の観測値は資料0と良く似ているので，どのパラメータを動かしても最終的に得られる尤度関数の値はほとんど差が無い。

(16) 資料Ⅱ，Ⅳ，Ⅴでは $(\gamma_{h2}, \gamma_{w2})$，$(\gamma_{h3}, \gamma_{w2})$，$(\overline{\gamma_{h4}}, \gamma_{w2})$ もこれについで良い。

11歳の子供のみ有り，の家計群）における収束値は，資料Ⅰ（0～5歳の子供のみ有り，の家計群）と資料Ⅱ（6～11歳の子供のみ有り，の家計群）における収束値の間の領域にある。そして，資料Ⅴ（6～11歳，12～14歳の子供のみ有り，の家計群）における収束値は，資料Ⅱ（6～11歳の子供のみ有り，の家計群）と資料Ⅲ（12～14歳の子供のみ有り，の家計群）における収束値の間にある。この結果は，パラメータのシフトが1家計あたりの15歳未満の子供の人員数の合計の平均値に必ずしも比例的ではないということを示しており，この点は選好関数の特定化に有効な情報である。(17)

以上の結果からのみでは，観測事実との対応において，年齢階層別の子供の有無によってどのパラメータがシフトするのかについての仮説を，一つに限定することはできないが，$(\gamma_{h2}, \overline{\gamma_{w4}})$ と $(\gamma_{h3}, \overline{\gamma_{w4}})$ のパラメータの組み合わせの漸近的 t 値を比較すると，γ_{h3} の漸近的 t 値は $\gamma_{h2}, \overline{\gamma_{w4}}$ に比べて低い。そこで本稿では第一段階として，年齢階層別の子供の有無によって，夫は γ_{h2} が，妻は $\overline{\gamma_{w4}}$ の選好関数のパラメータがシフトするという仮説を，以上の結果をもとに仮説6をさらに具体化して設定する。

仮説6′　『仮説1における夫と妻の選好関数のパラメータが年齢階層別の子供の有無によってシフトする。シフトする夫のパラメータは γ_{h2}，妻については $\overline{\gamma_{w4}}$ である。これらを，各々次のように定義しなおす。

$$\gamma_{h2} \equiv \gamma_{h20} + \gamma_{h21} \cdot R_1 + \gamma_{h22} \cdot R_2 + \gamma_{h23} \cdot R_3 \tag{35}$$

$$\overline{\gamma_{w4}} \equiv \overline{\gamma_{w40}} + \overline{\gamma_{w41}} \cdot R_1 + \overline{\gamma_{w42}} \cdot R_2 + \overline{\gamma_{w43}} \cdot R_3 \tag{36}$$

$\gamma_{h20}, \gamma_{h21}, \gamma_{h22}, \gamma_{h23}$ および $\overline{\gamma_{w40}}, \overline{\gamma_{w41}}, \overline{\gamma_{w42}}, \overline{\gamma_{w43}}$ は，家計間で共通の選好関数のパラメータである。

R_1, R_2, R_3 は各々，個々の夫婦家計における0～5歳，6～11歳，12歳～14歳の子供の人員数の構成比率の，資料Ⅰ～Ⅴとして標本にとられた家計群内の平均値である。ただし，0～14歳の子供がまったくいない家計群（資料0）では，これらの値はどれもゼロであるとする』

以上の仮説6′に基づいて資料0および資料Ⅰ～Ⅴの全てを用いてパラメータの推定を行った。推定の手続きは，資料0を用いてのパラメータの推定の手順に類推的である。結果は，次の通りである。カッコ内の数値は漸近的 t 値である。(18) これらのパラメータ値において，尤度関数の極値条件は充足されている。

注 (17)　この点は，（仮説6′）において具体化された。

(18)　$\overline{\gamma_{h4}}$，γ_{h5}，γ^0_{h4}，$\overline{\gamma_{w41}}$ の推定値の漸近的 t 値は，いずれも非常に大きな絶対値を示している。本稿での選好関数のパラメータ推定作業の結果，推定値として得られたパラメータセットの下では，$\overline{\gamma_{h4}}$，γ_{h5}，γ^0_{h4}，$\overline{\gamma_{w41}}$ のパラメータはモデルの体系全体に与える影響が大きく，雇用機会の諾否の選択の確率の理論値は，これらのパラメータの値の変動に対し非常に敏感に影響を受ける点は銘記を要する。従って，これらのパラメータの推定値には，他のパラメータに比べ高い精度が要求され，大きな t の絶対値は，この点におけるモデルの性質に対応している。

γ_{h20}	=	14142.5019	γ_{w2}	=	1513.1253
		(131.4345)			(284.7207)
γ_{h3}	=	470.3271	γ_{w3}	=	−53.6935
		(17.4713)			(−15.1419)
$\overline{\gamma_{h4}}$	=	813757.380	$\overline{\gamma_{w40}}$	=	284540.614
		(11233.3339)			(414.6844)
γ_{h5}	=	−80202.958	γ_{w5}	=	−3140.3799
		(−3719.3211)			(−18.3653)
γ^0_{h4}	=	79648.5227	γ^0_{w4}	=	23932.1853
		(3078.9466)			(115.8004)
γ_{h21}	=	32786.1911	$\overline{\gamma_{w41}}$	=	463369.0209
		(126.7036)			(1223.3302)
γ_{h22}	=	19660.9371	$\overline{\gamma_{w42}}$	=	109326.8767
		(34.7294)			(151.7265)
γ_{h23}	=	5039.0171	$\overline{\gamma_{w43}}$	=	−24115.5009
		(7.3216)			(−27.9385)
σ_h	=	2.418695	σ_w	=	1.063171
		(204.2186)			(562.0240)
ρ	=	−0.0064472			
		(−1.9958)			

つぎに，最終的に得られたこのパラメータを用いて，資料0および資料Ⅰ～Ⅴにおける夫と妻の雇用就業確率の理論値と観測値を各年について，比較を行った結果を図3から図8に掲げる[19]。図の各年の上段は観測値，下段が理論値を示す。

5. 結　論

1. 観測値が示す様に，年齢階層別の15歳未満の子供の有無の違いによって，夫婦家計の夫と妻の雇用就業の選択の確率の観測値にはかなりの差異が見られる。ここで示したモデルは，夫婦とも雇用就業している場合，夫または妻のみが雇用就業する場合，いずれも雇用就業しない場合について，その確率の水準の差異を良く説明している。
2. 観測された就業確率の時系列的変化の傾向について見ると，夫妻ともに雇用就業する割合が序々に増加しているが，就業確率の理論値の時系列的変化の傾向もこれに似ている。観測期間内において選好関数のパラメータは変動せず，就業確率の時系列的変化の傾向を，時間あたり実質賃金率と指定労働時間，および子供の人員比率の外生変数のみによって説明し得たことが注目される。
3. 宮内（1991 a）における，夫・妻の雇用就業確率の理論値と観測値の間の大幅な系統的乖離は見られない。

注（19）　パラメータの推定には，夫・妻の年齢階層別の資料が用いられ，推定結果に基づいて，理論値も年齢階層別に計算された。しかしここでは紙面の制約上，夫と妻の年齢階層は集計して雇用就業確率の理論値と観測値を示す。

4. しかし，1971，1982年の夫妻ともに雇用就業する確率の理論値は，資料0～Vのいずれにおいても観測値を下回っている。逆に，1974年は理論値が上回っており，なお若干の系統的誤差が見られる。

5. 夫・妻の年齢階層別については，夫15歳-24歳，妻15歳-24歳の家計群では，夫も妻も共に雇用就業する確率の理論値がその観測値に比べ過小である。(20)

6. 自営業主を除いた資料の場合には，子供の有無によって，所得－余暇の選好関数のパラメータがシフトするという仮説1および仮説6′を棄却する強い証拠は，この段階では見出せない。

7. 選好関数のパラメータ領域に関する仮説3，仮説5は，観測事実と非整合的であるという強い証拠はこの段階では見いだせない。(21)

8. 夫婦家計の雇用就業の選択が不定となる確率の理論値は各年，各年齢階層で0.0001未満であった。(22) この大きさは，雇用就業－非就業の選択の確率の観測値の精度と比較して充分小さいと考えられる。

9. しかし，資料0～Vの別，各年別の家計群において，観測される夫婦家計群がモデルの示す母集団から無作為に抽出された，という帰無仮説に対し，カイ二乗統計量を用いて分布の適合度検定を行うと，有意水準1％でも帰無仮説が棄却されるものが多い。

10. 仮説4の下で発生すると考えられる，夫と妻が共に雇用就業する家計の確率の理論値は，0.01未満で非常に小さく，仮説4についての検証は今のところ困難である。

注 (20) 本稿で示した図式では，家計における所得の最低必要量の概念は取り入れられていない。年齢が非常に若い夫婦家計においては夫の雇用就業所得のみでは家計の所得の最低必要量を充足しない可能性がある。この様な場合には，雇用就業を選択する確率の叙述のために本稿で導入された臨界保証所得の概念は，その定義の拡張が必要となる。この点については以後の課題である。

(21) この議論を厳密に進めるためには，尤度比検定などを行う必要がある。当該図式の構造パラメータに関する尤度関数は非常に複雑な形をしているが，尤度比検定を行うためには，この尤度関数の性質を，できる限り解析的に吟味する必要がある。今後，この点に関しての検討が残されている。

(22) 雇用就業－非就業の選択の確率の観測値は，標本の家計群において，全部で4通りある夫と妻の雇用就業－非就業の選択肢のうち，一つを選択した家計数の標本の大きさに対する比率として得，これは，夫婦家計の母集団における選択の確率の点推定値である。夫と妻の雇用就業－非就業の選択肢のうち，一つを選択する家計数が多項分布に従うとすると，家計数の標本の大きさに対する比率の標準偏差（の推定値）は標本によって異なるが，約0.0003～0.0096の範囲であった。

図 3　夫婦家計の労働供給（資料0：子供　0-5歳:無　6-11歳:無　12-14歳:無 の家計群）

(i) 夫と妻が共に雇用就業する確率　　(iii) 妻のみ雇用就業する確率
(ii) 夫のみ雇用就業する確率　　(iv) 夫も妻も雇用就業しない確率

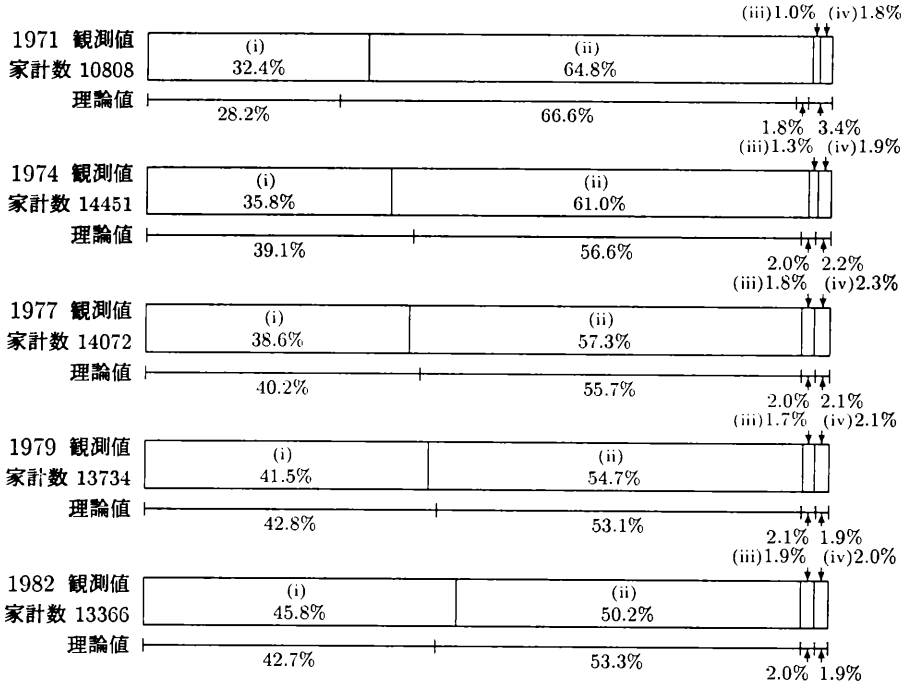


図 4　夫婦家計の労働供給（資料Ⅰ：子供　0-5歳:有　6-11歳:無　12-14歳:無 の家計群）

(i) 夫と妻が共に雇用就業する確率　　(iii) 妻のみ雇用就業する確率
(ii) 夫のみ雇用就業する確率　　(iv) 夫も妻も雇用就業しない確率

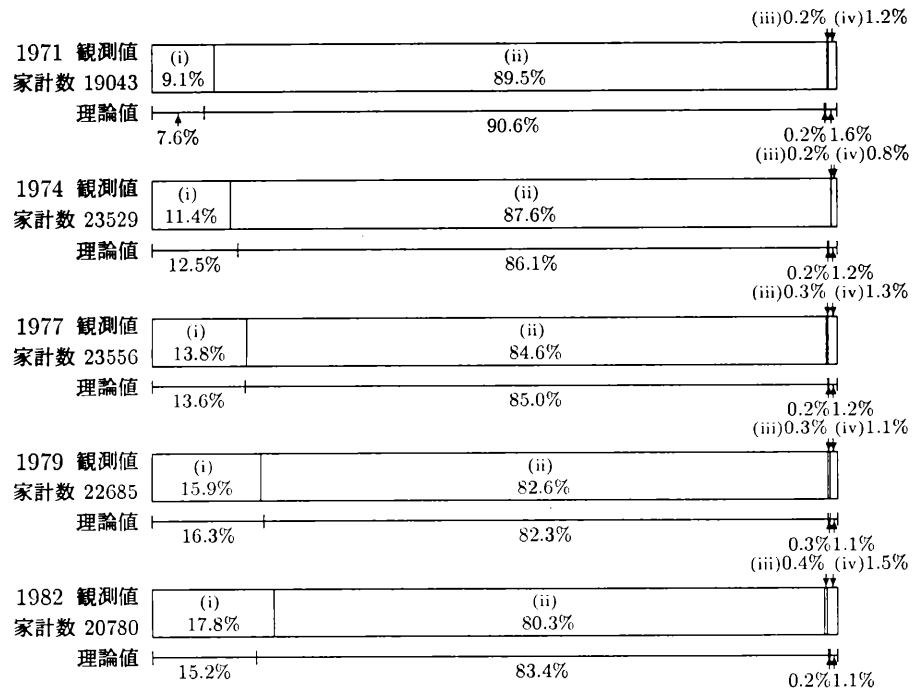


図 5　夫婦家計の労働供給（資料Ⅱ：子供　0-5歳:無　6-11歳:有　12-14歳:無 の家計群）

(i) 夫と妻が共に雇用就業する確率　　(iii) 妻のみ雇用就業する確率
(ii) 夫のみ雇用就業する確率　　(iv) 夫も妻も雇用就業しない確率

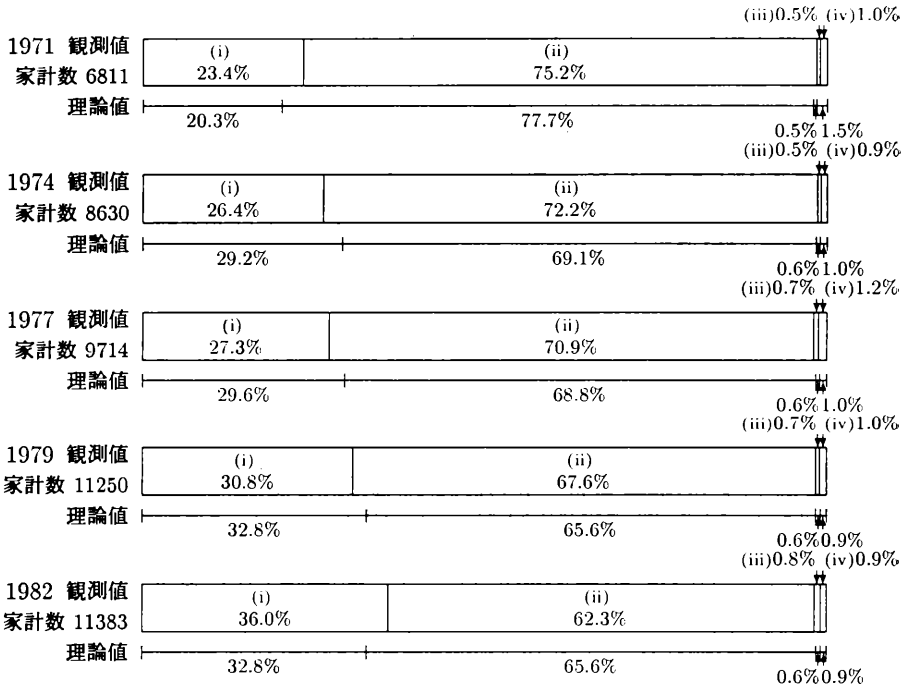


図 6　夫婦家計の労働供給（資料Ⅲ：子供　0-5歳:無　6-11歳:無　12-14歳:有 の家計群）

(i) 夫と妻が共に雇用就業する確率　　(iii) 妻のみ雇用就業する確率
(ii) 夫のみ雇用就業する確率　　(iv) 夫も妻も雇用就業しない確率

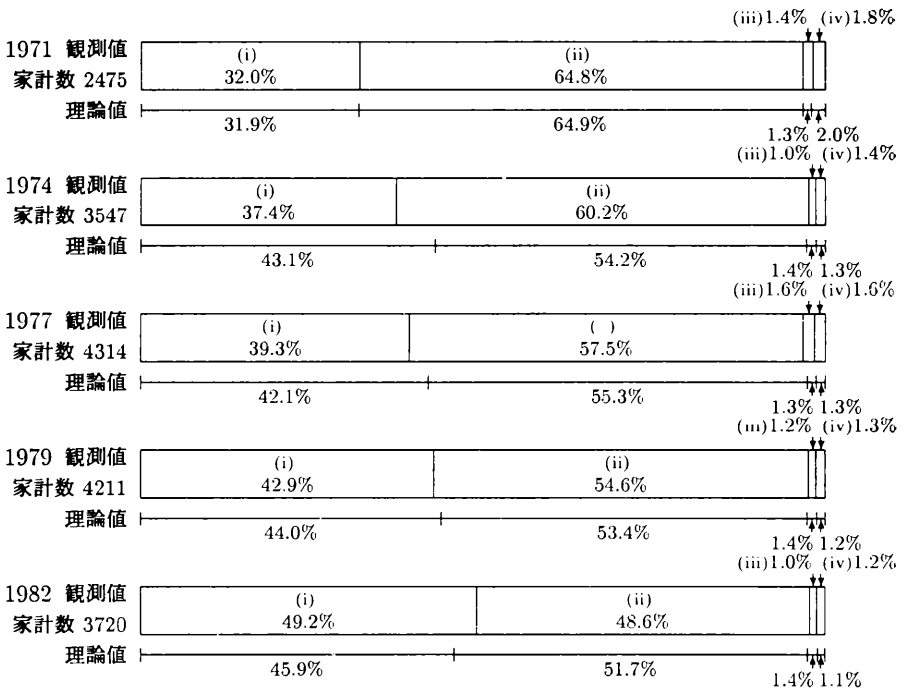


図 7　夫婦定計の労働供給（資料Ⅳ：子供　0-5歳:有　6-11歳:有　12-14歳:無 の定計群）

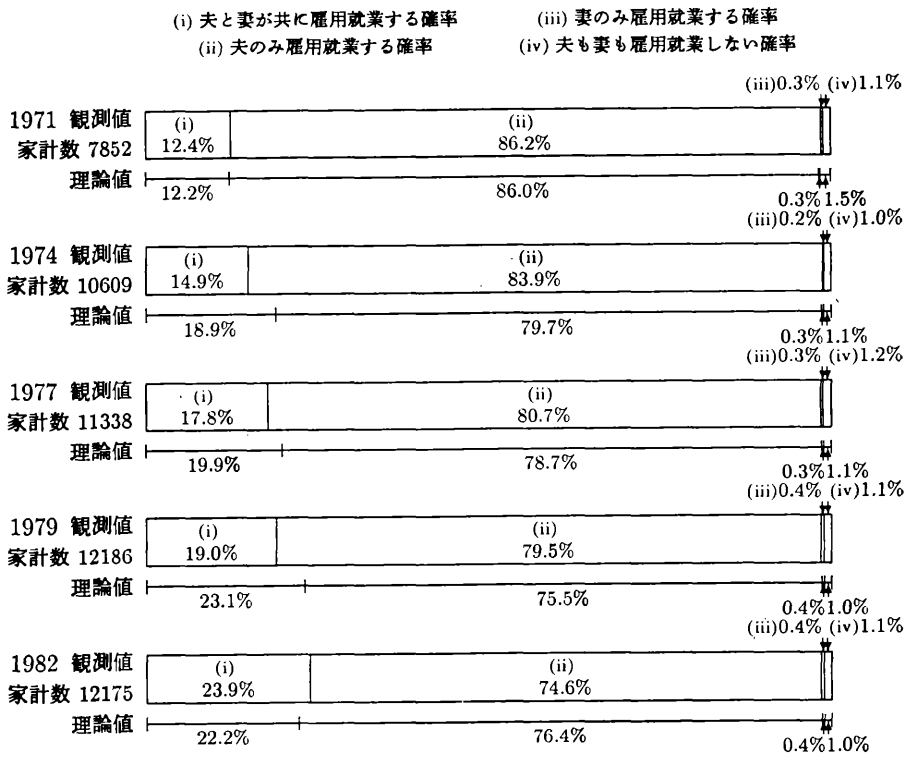
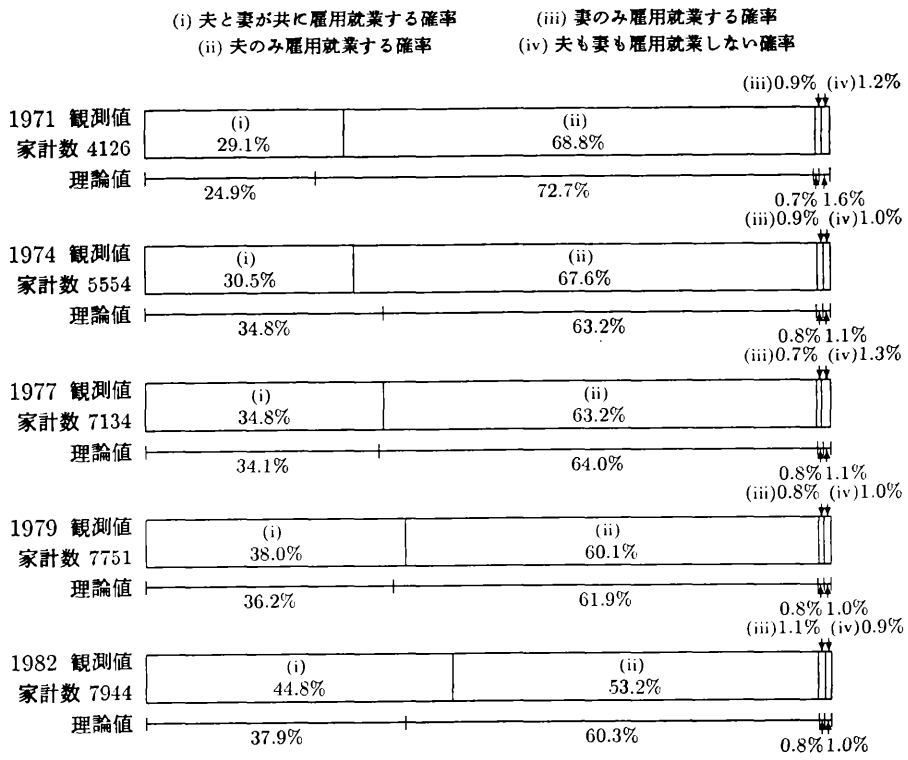


図 8　夫婦定計の労働供給（資料Ⅴ：子供　0-5歳:無　6-11歳:有　12-14歳:有 の家計群）



参考文献

[1] Douglas, Paul H. *The Theory of Wages.* New York: Kelley and Milman Inc., 1934.

[2] Frisch, Ragnar. *New Methods of Measuring Marginal Utility.* reprinted. Philadelphia: Porcupine Press, 1978.

[3] Heckman, James J. "Effects of Child—Care Programs on Woman's Work Effort", *Journal of Political Economy* 82, no. 2, part II (March/April 1974): S 136-163. (a)

[4] ——— "Shadow Prices, Market Wages, and Labor Supply". *Econometrica* 42, no. 4 (July 1974): 679-694. (b)

[5] Mincer, Jacob. "Labor Force Participation and Unemployment: A Review of Recent Evidence". In *Prosperity Unemployment*, edited by R. A. Gordon and M. S. Gordon. New York: John Willey and Sons Inc., 1962.

[6] 有沢広己「賃金構造と経済構造—低賃金の意義と背景」中山伊知郎編『賃金基本調査』東洋経済新報社，1956年。

[7] 小尾恵一郎「臨界核所得分布による勤労家計の労働供給の分析」『三田学会雑誌』62巻1号（1969年1月）: 17-45。

[8] ———「家計労働供給の観測と理論の構成」*Keio Economic Observatory Review*, 4.5号, 1983年。

[9] 辻村江太郎，佐々木孝男，中村厚史「景気変動と就業構造」『経済企画庁 経済研究所シリーズ』第2号，経済企画庁経済研究所編，1959年。

[10] 樋口美雄「既婚女子の労働供給行動」『三田商学研究』25巻4号（1982年10月）: 454-485。

[11] 松野一彦「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」『三田学会雑誌』81巻3号（1988年10月）: 116-144。

[12] 宮内環「家計の労働供給の計量経済学的モデルとその検証」『三田学会雑誌』84巻3号(1991年10月): 572-602. (a)

[13] ———「家計の雇用労働供給の確率のモデルとその検証—家計構成員間の相互依存と雇用機会の諾否の選択—」*Keio Economic Observatory Occasional Paper*, J. 22, 1991年12月。(b)

（経済学部専任講師）