

Title	既婚女子の労働供給行動： 横断面データ,および横断面・時系列のプール・データによる分析(商学部創立25周年記念号(4))
Sub Title	Labor Supply Behavior of Married Women : An Analysis Using Cross-section Data, and Pooling Cross-section and Time-series Data(Special Issue 4 Commemorating the Twenty-Fifth Anniversary)
Author	樋口, 美雄(Higuchi, Yoshio)
Publisher	
Publication year	1982
Jtitle	三田商学研究 (Mita business review). Vol.25, No.4 (1982. 10) ,p.454- 485
JaLC DOI	
Abstract	
Notes	
Genre	Journal Article
URL	https://koara.lib.keio.ac.jp/xoonips/modules/xoonips/detail.php?koara_id=AN00234698-19821030-04051723

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.

既婚女子の労働供給行動¹⁾

——横断面データ, および横断面・時系列のプール・データによる分析——

樋口 美雄

1. 分析目的

数多くの女子労働供給に対する分析が繰り広げられてきた中で, 次のような疑問も, これまた多くの研究者が取り組んできた共通テーマの1つである。すなわち女子労働供給を分析してみると, なぜ横断面の分析結果と時系列の分析結果とに食い違いが生じてしまうのだろうかという疑問である。この間の事情をかいつまんで述べれば, 横断面分析の結果では世帯主所得の上昇が与える女子有業率引き下げ効果は大幅なものであると推定されており, たとえ女子賃金率の上昇を考慮に入れても, この推定結果を用いて時系列の外挿テストを行うと, 過小予測となってしまうことが多い(詳しくは, 樋口 (1981, a)を参照のこと)。

このような経緯を踏まえ, この分析は, 既婚女子の労働供給に焦点をあて, 彼女らの短時間雇用有業率, 普通雇用有業率の両者を, 横断面においても, また異時点間においても一元的, 統一的に説明しうる理論スキームの構築を目的とする。ここで短時間雇用, 普通雇用を区別して分析したのには, 主に次の2つの理由がある。第1は, 社会面あるいは現象面からの要請である。女子の労働市場進出の過程にあって, この中でも特に短時間雇用者が急速に増加しているという現象は各国から共通に報告されてきており, この行方を探ることは女子労働の内容を吟味するためにも, また労働市場全体の将来像を占う上でも必要であり, 社会的にも急務とされているからである。第2は分析面からの要請であり, 短時間雇用, 普通雇用といった労働時間や賃金率が相異なる雇用条件を提示された時, 各家計がどのような反応を示すかを検討することは, 種々雑多な雇用機会が存在する時にどのような家計がどの種の雇用機会を選択するかといった点を明らかにするためにも, 理論スキームを拡大しておくことが望まれていると判断したからである。

1) 本稿において使用した推定法, 検定法は, 松野一彦氏 (中央大学) によって開発されたところにその多くを負っている。したがって本稿は, 内容的には同氏との共作にひとしいものである。ただしその内容にもし誤りがあるとすれば, 当然筆者にその責任があることは言うまでもない。

とは言っても、短時間雇用有業率、普通雇用有業率を、家計の効用概念を基礎とした統一的な理論スキームで分析しようとした試みは、今回が初めての経験ではない。すでに本誌24巻4号(樋口(1981, b))でこの問題を取り扱ったことがあり、今回の分析はその延長線上に沿ったものであるから、その時の経験をふまえて分析を行うことになる。では、その時と比べどのような点を修正、拡張したのか。それは次の4点に要約されよう。

第1は推定および検定方法についての修正である。今回の分析では、次節以降で展開するであろう理論スキームに基づいた最尤推定法、およびその検定方法を開発し、これを用いた推定、検定を行う。

第2は理論スキームの修正である。前回の分析では、子供の年齢構成が異なる家計間の効用場の違いを、後述する選好関数において、余暇の限界効用曲線における切片の差だけで説明しようと仮定していた。今回はこの仮定を緩め、子供の年齢構成が異なる家計はまったく別個の家計類型に属するという分類を行い、また推計も家計類型ごとに別個に進めたので子供の年齢構成によって選好関数のパラメータはすべて異なりうることを許容したことになる。

さらに第3点は分析対象の拡張である。前回の分析では、妻の年齢が30歳代の高校卒業者に限定されていた。これに対し、今回は年齢学歴ともに対象の範囲を広げ、標本の大きさを考慮に入れた結果、結局、年齢、学歴、子供の年齢構成によって区分した13の家計類型について分析を行う。

第4点も資料に関することなのだが、前回は昭和52年の横断面分析にとどまっていたのに対し、今回は49年のデータを追加してまず兩年の横断面分析を行い、さらにはこれらをプールしたデータによって理論スキームを再検討した。その結果、横断面分析で合格した理論スキームも、プールデータを用いて検討すると十分なものではないことがわかり、より包括的な理論図式を求めて、所得の習慣形成効果導入の妥当性を吟味するという経過をたどった。

2. 理論スキーム

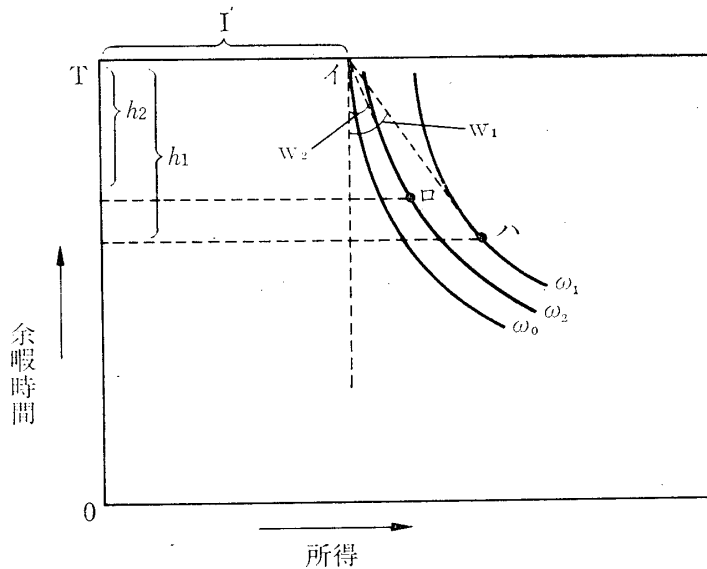
本稿で採用した理論スキームは、すでに樋口(1981, b)において展開した図式に、多少の修正を加えたものである。したがって詳しくはこれに譲ることとし、ここではその概要だけを説明したい。

まず、本稿では、「雇用者の労働時間は基本的には企業から指定されるものであって、雇用者の意思によってこれを自由に調整することはできない」との認識に立っている(詳しくは小尾(1982)を参照のこと)。したがって本稿で分析の対象となる家計の妻は、この指定労働時間とこれに対応して企業から示された賃金率の2つの要素から成る雇用条件を受諾しこの雇用機会に就業するか、これを拒否して就業しないでいるかの択一的選択に迫られていることになる。ただし本稿では、この雇用機会が指定労働時間の違った短時間のもので普通雇用機会のもの2つがあるというように、雇用

条件の相異なった2つが存在している場合を想定している。このため、家計は自らの所得—余暇の選好に基づき、非就業も含めた3者からの選択に直面していると仮定する。

図1は、この間のような示している。横軸に家計所得、縦軸に妻の余暇時間をとる。分析対象となる妻がいずれの雇用機会に就業しなくとも獲得することができる所得、たとえば世帯主所得や資産所得の合計を保証所得 I とし、妻の処分可能な総持ち時間を T とする。さらに、普通雇用機会の指定労働時間を h_1 、時間あたり賃金率を w_1 、短時間雇用機会のそれぞれを h_2 、 w_2 とする。図では妻がいずれの雇用機会にも就業していない状態を点イ、短時間雇用機会に就業した状態を点ロ、普通雇用機会に就業した状態を点ハで示している。すると、個々の家計は点イ、ロ、ハの3者から選好示度が最も高いものを選択することになる。

図1 家計の無差別曲線と雇用機会の選択



たとえばもしある家計の無差別曲線群が図1のような ω_0 、 ω_1 、 ω_2 という形状であるならば、無差別曲線は北東に位置するほど選好示度は高いからこの家計の妻は点ハすなわち普通雇用機会を選択することになる。しかし、無差別曲線の形状は家計ごとに異なっている。余暇時間をより強く選好する家計では、無差別曲線の勾配が緩やかであるため非就業の状態(点イ)を選択する。またある家計では逆に所得に対する選好度が強く、短時間雇用機会(点ロ)を、さらには図1のように普通雇用機会を選択するかもしれない。そしてわれわれがデータから直接観察することができるのは、個々の家計における選択の結果を何らかの基準に従って集計した短時間および普通雇用有業率である。そこで問題となるのは、これらの観察された雇用有業率から、その背後に潜む無差別曲線の形状やその分布の状態を把握し、これを通じて外生変数が有業率に与える影響を把握することができるかどうかということになる。

この問題を、選好関数およびそれが分布している状態を次のように2次関数に具体化して考えて

2) みたい。

$$(1) \quad \omega = -\frac{1}{2}\gamma_1 y^2 + \gamma_2 y + \gamma_3 y A + \bar{\gamma}_4 A + -\frac{1}{2}\gamma_5 A^2$$

また $\bar{\gamma}_4$ は平均 γ_4 , 分散 σ^2 の正規分布に従うとする。ただし, y は実質の家計所得, A は妻の余暇時間, $\gamma_1, \gamma_2, \gamma_3, \gamma_4, \sigma, \gamma_5$ はパラメータとする。すると個々の家計は特定の値によって示される $\bar{\gamma}_4$ をもっており,これが与えられれば一義的に無差別曲線の形は確定する。たとえば, 所得に比べ余暇に対する選好が弱い家計では, $\bar{\gamma}_4$ が小さな値をとることになる。このように家計間の選好場の違いは $\bar{\gamma}_4$ の差, すなわち余暇の限界効用曲線における切片の差によって記述されうると仮定することになる。³⁾

では, いかなる $\bar{\gamma}_4$ をもつ家計が普通雇用機会に就業しているのであろうか。図1のように妻が普通雇用に就業したとする時 (点ハ) の選好示度を ω_1 , 短時間雇用の時 (点ロ) の選好示度を ω_2 , いずれにも就業しない時 (点イ) のそれを ω_0 とすると, 点ハの座標は $(I+h_1\omega_1, T-h_1)$, 点ロは $(I+h_2\omega_2, T-h_2)$, 点イは (I, T) となるから, 各選好示度は次式によって示される。

$$(2) \quad \omega_1 = \frac{1}{2}\gamma_1 (I+h_1\omega_1)^2 + \gamma_2 (I+h_1\omega_1) + \gamma_3 (I+h_1\omega_1) (T-h_1) + \bar{\gamma}_4 (T-h_1) + -\frac{1}{2}\gamma_5 (T-h_1)^2$$

$$(3) \quad \omega_2 = \frac{1}{2}\gamma_1 (I+h_2\omega_2)^2 + \gamma_2 (I+h_2\omega_2) + \gamma_3 (I+h_2\omega_2) (T-h_2) + \bar{\gamma}_4 (T-h_2) + -\frac{1}{2}\gamma_5 (T-h_2)^2$$

$$(4) \quad \omega_0 = \frac{1}{2}\gamma_1 I^2 + \gamma_2 I + \gamma_3 IT + \bar{\gamma}_4 T + -\frac{1}{2}\gamma_5 T^2$$

するとこれら3者のうち, ω_1 が最も大きな値をとる家計では, 妻が普通雇用就業を選択しているはずである。したがって,

$$(5) \quad \omega_1 \geq \omega_2 \quad \text{かつ} \quad \omega_1 \geq \omega_0$$

という不等式を $\bar{\gamma}_4$ について解いた次式を満たすような $\bar{\gamma}_4$ をもつ家計が普通雇用に就業する。

2) 本稿で何故, 選好関数として2次関数を用いたのかという理由は, 樋口 (1981, b) に詳しいのでこれに譲ることにしたい。またこの選好関数の説明変数として家計全体の所得と妻の余暇時間が用いられているわけだが, いかなる前提に立ってこうしたのかについても同論文は言及をしている。

3) 家計間における選好場の違いを $\bar{\gamma}_4$ の差によって記述しようと仮定したのは, これまでの実証研究における経験的蓄積に負っている。たとえば小尾 (1982) は, 同様に選好関数を2次関数に具体化して家計の労働供給行動を分析しているが, この中で家計間における選好場の違いを所得の1次項におけるパラメータの差, すなわち γ_2 の差として最初扱おうとしたがうまくいかなかったことを指摘している。そこで本稿ではこの経験を生かし, またスキームを単純に扱いうることも考え, 第1次接近として余暇の1次項におけるパラメータ $\bar{\gamma}_4$ だけに差があるという仮定を採用した。

$$(6) \quad \bar{r}_4 \leq \{I(m-n) + (i-j)\} / (h_1 - h_2)$$

$$\text{かつ (7)} \quad \bar{r}_4 \leq (Im+i) / h_1$$

ただし, $m \equiv h_1(\gamma_1 w_1 - \gamma_3)$, $n \equiv h_2(\gamma_1 w_2 - \gamma_3)$

$$i \equiv \frac{1}{2} \gamma_1 h_1^2 w_1^2 + \gamma_2 h_1 w_1 + \gamma_3 h_1 w_1 (T - h_1) - \gamma_5 h_1 \left(T - \frac{1}{2} h_1 \right)$$

$$j \equiv \frac{1}{2} \gamma_1 h_2^2 w_2^2 + \gamma_2 h_2 w_2 + \gamma_3 h_2 w_2 (T - h_2) - \gamma_5 h_2 \left(T - \frac{1}{2} h_2 \right)$$

とする。普通雇用有業率は、全体の家計に占める、(6), (7)式を同時に満たす \bar{r}_4 をもつ家計の比率であるし、また、(6), (7)式の右辺はその家計のもつ保証所得 I , および妻に提示された普通および短時間雇用条件 h_1, w_1, h_2, w_2 に依存して決まるから、普通雇用有業率もこれらの要因に左右されることになる。

次に短時間雇用を選択する家計を見ると、同様の理由から、このような家計では ω_2 が最大となっている。したがって

$$(8) \quad \omega_2 \geq \omega_1 \quad \text{かつ} \quad \omega_2 \geq \omega_0$$

すなわち、

$$(9) \quad \bar{r}_4 \geq \{I(m-n) + (i-j)\} / (h_1 - h_2)$$

$$\text{かつ (10)} \quad \bar{r}_4 \leq (In+j) / h_2$$

を満たす \bar{r}_4 をもつ家計では、妻が短時間就業している。

また同様にして、いずれの雇用機会にも妻が就業していない家計では、

$$(11) \quad \omega_0 \geq \omega_1 \quad \text{かつ} \quad \omega_0 \geq \omega_2$$

が成立しており、 \bar{r}_4 は

$$(12) \quad \bar{r}_4 \geq (Im+i) / h_1$$

$$\text{かつ (13)} \quad \bar{r}_4 \geq (In+j) / h_2$$

を満足する。

ところで、任意の I, h_1, w_1, h_2, w_2 が与えられた時の、(6), (7), (10) 式の右辺の値をそれぞれ A, B, C とし、各々の大小関係を比較してみる。すると、

$$(14) \quad A - B = \{(Im+i)h_2 - (In+j)h_1\} / h_1(h_1 - h_2)$$

$$(15) \quad B - C = \{(Im+i)h_2 - (In+j)h_1\} / h_1 h_2$$

であり、(14), (15)式の分子は共通、また定義から普通雇用の労働時間 h_1 は短時間雇用のそれ h_2 より長いから、分母はともに正の値をとり、(14), (15)式の値は同符号となる。したがって A, B, C の大小関係は、 I, h_1, w_1, h_2, w_2 の大きさにかかわらず、以下の2つのケース以外は成立しえない。

(16) ケース I ; $A \geq B \geq C$

(17) ケース II ; $A \leq B \leq C$

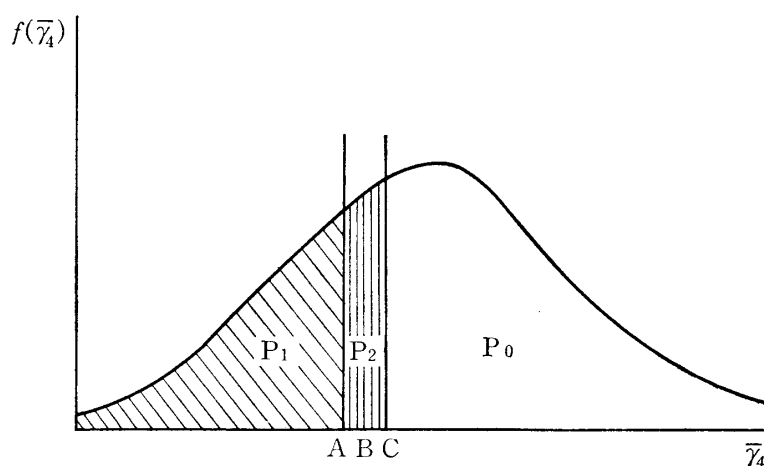
いまケース I が成立しているとする。このような大小関係のもとでは、短時間雇用就業者であるための条件、すなわち (9) 式 (10) 式が同時に成立することはない。したがって現実に短時間雇用者が存在することが観察される以上、 A, B, C の大小関係は観測値の近傍でケース I のようにはなっておらず、逆に必ずケース II が成立しているはずである。

そこでケース II について検討を試みる。このような大小関係のもとで、普通雇用就業者であるための条件、すなわち (6), (7) 式を同時に満たすということは、(6) 式 ($\bar{r}_4 \leq A$) を満足すればよいというように置きかえられる。このようにして、先の各条件は、(i) 普通雇用を選択する家計では $\bar{r}_4 \leq A$, (ii) 短時間雇用を選択する家計の \bar{r}_4 は $A \leq \bar{r}_4 \leq C$, (iii) いずれにも就業しない家計の \bar{r}_4 は $\bar{r}_4 \geq C$ となっているというように、書きかえられる。

したがってケース II の下では普通雇用、短時間雇用、非就業いずれをも選択する家計が存在することになるし、逆にすべての家計はこの 3 者のうちのいずれかを必ず選択することになるので、理論的内部整合性が保たれる。換言すれば、この理論スキームが妥当なものであるためには、 I, h_1, w_1, h_2, w_2 が観測される範囲において選好関数のパラメータ r_1, r_2, r_3, r_5 がケース II に示された A, B, C の大小関係を満足するものでなければならないことが確認される。

そこでケース II を前提にして、普通雇用有業率 P_1 、短時間雇用有業率 P_2 、非雇用有業率(無業率) P_0 がこの理論スキームではどのように記述されるかを考えてみたい。図 2 は、平均 r_4 、分散 σ^2 が与えられたとした時の \bar{r}_4 の正規分布である。任意の保証所得 I をもつ家計群にそれぞれの雇用条件 (h_1, w_1, h_2, w_2) が共通に提示されたとする。 r_1, r_2, r_3, r_5 がわかっているとすれば、 A, C は (6) 式、(10) 式によって一義的に決まる。したがって全体の家計に占める、先の (i)(ii)(iii) のそれぞれの条件を満足する \bar{r}_4 をもつ家計の比率が P_1, P_2, P_0 であるから、 $N(r_4, \sigma^2)$ の確率密度関数を $f(\bar{r}_4)$ とすると、

図 2 \bar{r}_4 の分布と雇用有業率



$$(18) \quad P_1 = \int_{-\infty}^A f(\bar{r}_4) d\bar{r}_4$$

$$(19) \quad P_2 = \int_A^C f(\bar{r}_4) d\bar{r}_4$$

$$(20) \quad P_0 = \int_C^{\infty} f(\bar{r}_4) d\bar{r}_4$$

$$\text{ただし (21) } \quad P_1 + P_2 + P_0 = 1$$

というように示される。A, C は保証所得, 各労働時間, 賃金率に依存して決まるから, これらが違えば P_1, P_2, P_0 も変わるし, また家計類型によって選好パラメータが違えば, これまた P_1, P_2, P_0 も異なることになる。

3. 推定方法と推定結果

3.1 資料

前節で提示した理論スキームを推定するためには, 次のような手順を踏むことになる。まず普通および短時間雇用条件が共通に提示された状態における, 保証所得を同一とししかも r_1, r_2, r_3, r_5 が等しい家計群の妻の普通雇用有業率, 短時間雇用有業率を観察する。さらに, (18), (19), (20) 式の積分範囲にあたる A, C の現実対応値を観察された p_1, p_2 から逆算し, これを従属変数として(6), (10) 式の各雇用条件, 保証所得にそれぞれ観察値を代入して, 構造パラメータを推定すればよい。すなわち, r_1, r_2, r_3, r_5 を等しくする家計ごとに, 表1のような理論変数, および各供給者に潜在的, あるいは陽表的に提示された雇用条件の各変数に対応した観測データが用意されれば, 理論スキームの推定は可能となる。

表1 推定にとって必要な資料

a. 保証所得階層	I	II	III	K
b. サンプル・サイズ	N_1	N_2	N_3		K_K
c. 短時間雇用有業者	S_1	S_2	S_3		S_K
d. 普通雇用有業者	L_1	L_2	L_3		L_K
e. 非雇用有業者	M_1	M_2	M_3		M_K
f. 短時間雇用有業率	$p_{21} \left(\frac{S_1}{N_1} \right)$	p_{22}	p_{23}		p_{2K}
g. 普通雇用有業率	$p_{11} \left(\frac{L_1}{N_1} \right)$	p_{12}	p_{13}		p_{1K}
h. 非雇用有業率	$p_{01} \left(\frac{M_1}{N_1} \right)$	p_{02}	p_{03}		p_{0K}
i. 平均保証所得	I_1	I_2	I_3		I_K

但し $N_i = S_i + L_i + M_i$ したがって $p_{1i} + p_{2i} + p_{0i} = 1$ となる。

ところがこのようなデータは直接実験しないかぎり今のところ入手することはできない。いやそれよりも前に r_1, r_2, r_3, r_5 を等しくするという基準によって家計を分類することは、これ自体推定した結果をもって初めて判断しうることである。そこでこれら理論変数に現実データを対応させる際には、実はこれらを昭和49年、52年の『就業構造基本調査』(以下『就調』とする)と『賃金構造基本調査』(以下『賃構』とする)からとることにするのだが、その際、何らかの仮定をおいたり近似を行う必要性が生じる。そこでこれらの仮定や、実際にどのように各理論変数に観察値を対応させたかについて、次に具体的に説明する。

まず仮定の第1は、妻の年齢や学歴、さらに家族構成が次の基準に従っていずれも等しい家計では、 r_1, r_2, r_3, r_5 が等しいとする。

(i) 家族構成；2世代世帯に分析を限る。

(ii) 子供の年齢構成；1) 0～5歳児なし、6～14歳児なし

2) 0～5歳児あり、6～14歳児なし

3) 0～5歳児なし、6～14歳児あり

4) 0～5歳児あり、6～14歳児あり

(iii) 妻の年齢；1) 20～29歳、2) 30～39歳、3) 40～49歳、4) 50～59歳

(iv) 妻の学歴；1) 中卒者 2) 高卒者

以下では、これらの基準によって分けられた各家計群を家計類型と呼ぶ。したがって全部で家計類型は32個 ($1 \times 4 \times 4 \times 2$) となり、表1のような表が32枚できる。ところが、このうち標本の大きさが小さなものはデータの信憑性を欠くきらいがあるから分析対象からはずし、結局、表2以降に示されるA型からM型の勤労者世帯13家計類型について分析を行う。

第2は、保証所得に関するものである。理論的にはこの変数は、妻が就業しなくとも稼得しうる所得であるから、そこには資産所得なども含まれるはずであるが、『就調』にはこれらの情報が無い。このため年間世帯主所得⁴⁾でこれを代理させる。そしてさらにこれを52年基準価格で実質化し、49年、52年ともに15区分に階層分けをした上で、表1のような各変数に対応するデータをそれぞれの階層ごとに求める。ただし家計類型によってはサンプル・サイズが小さな階層もあり、データの信憑性を確保しようとして、標本の大きさが100以下の階層は分析対照からはずしたため、家計類型によって階層数は異なる。

第3は短時間雇用有業者、普通雇用有業者の区分基準である。『就調』では年間200日以上就業者あるいは規則的就業者に対して、通常週における労働時間を調査しているから、これを基準とす

4) 49年の年間世帯主所得(52年基準価格)における階層はサンプル数の均等化を考え次のような基準となっている。第1階層；50～80万円、2；80～100万円、3；100～120万円、4；120～140万円、5；140～160万円、6；160～180万円、7；180～200万円、8；200～230万円、9；230～260万円、10；260～290万円、11；290～330万円、12；330～380万円、13；380～450万円、14；450～600万円、15；600～800万円。他方、52年の階層は同様に次の15区分となっている。1；70～100万円、2；100～120万円、3；120～140万円、4；140～160万円、5；160～180万円、6；180～200万円、7；200～230万円、8；230～260万円、9；260～290万円、10；290～320万円、11；320～350万円、12；350～420万円、13；420～520万円、14；520～650万円、15；650～800万円。

ことにする。そして妻のこれが34時間以下でありかつ雇用者である家計を短時間雇用機会を選択した家計、35時間以上である雇用者を普通雇用機会を選択した家計と見なす。そしてこれ以外の不規則的就業者あるいは自営就業者は、理論スキームの性質上、これが指定労働時間をもつ雇用機会の諾否を扱ったものであるため、1次近似として他の無業者と同様、雇用有業者に非ざる者として扱う。

第4の仮定は、各家計に潜在的、あるいは陽表的に提示された雇用条件に対するものである。この分析では、1つの家計類型に属する個々の家計には、同一の普通雇用あるいは短時間雇用条件それぞれが提示されたと仮定する。この仮定は、ある家計類型に属する家計間では、従来からの分析で賃金率に大きな影響を与える要因とされてきた学歴や年齢が等しいはずであるから、さしあたっての分析にはさほどの支障はきたさないであろう。そこでこの仮定を採用し、『賃構』からそれぞれ⁵⁾の家計類型に提示されたとと思われる雇用条件を推計した。たとえば普通雇用機会の賃金率 w_1 は、同調査より一般女子労働者の特別給与も含めた年齢階層別給与を取り、これを時間あたりに換算した上で、49年、52年の推定結果を比較できるように、52年基準の消費者物価指数でデフレートして求めた。次に指定労働時間 h_1 であるが、これは世帯主所得が1年を観察単位期間としているため、これに合わせて、同調査の一般女子労働者の月間実労働時間に12を乗じて求めた。他方、短時間雇用機会の賃金率 w_2 および労働時間 h_2 は、同調査のパートタイム女子労働者の給与、月間労働時間から、普通雇用機会の雇用条件 w_1 , h_1 と同様の方法で推計した。

このようないくつかの仮定、近似のもとに表1のような世帯主所得階層別の有業率および雇用条件のデータを家計類型ごとに用意し、理論スキームの推定、検定にあてる。

3.2 横断面分析

まず、昭和49年、52年の資料を使って、それぞれの年ごとに横断面分析を行う。なお以後の推定方法、検定方法についての詳しい説明は、Matsuno, K. and Higuchi, Y. (1982) に譲ることにし、ここではその考え方および手順を簡単に述べておく。

いま、ある家計類型における第 i 世帯主所得階層の家計群に着目する。すると、先の理論スキーム

5) 労働時間は、『就業構造基本調査』でも、就業している者に対して個別に実際の週あたり労働時間および年間就業日数を調査している。しかし、ここで求めようとしている理論変数 h_1 , h_2 は、供給者が1年の間に労働市場を出入りしたりして供給者の都合によって調整された実際の労働時間というよりも、むしろ就業していない者も含めて潜在的供給者に提示された雇用条件でなければならない。このため標準的労働者について企業を調査対象とした『賃金構造基本調査』から各雇用条件を推計することにした。短時間雇用者、普通雇用者の区分を、『就調』の労働時間によって行ったのも、この労働時間が通常週のものであったからである。というのも、たとえばある就業者が理論スキームにおける普通雇用機会を選択しているながら、就業者の都合でいつも35時間以下でしか働かないとすると、その人がこの雇用機会に継続就業すること自体がおぼつかなくなる可能性が高いと考えられる。したがって、通常週における労働時間が35時間以下の者は、そのような雇用機会を最初から選択したと考えた方が自然であるように思われるから、通常週の労働時間を基準としたのである。

ムの下で、このような個々の家計の妻が普通雇用、短時間雇用に就業する確率およびいずれの雇用機会にも就業しない確率は、(18), (19), (20)式に示された P_{1i} , P_{2i} , P_{0i} である。ここでこれらの式を平均ゼロ、分散1の正規分布に標準化し、このような分布の密度関数を $\phi(t)$ として書き直すと、

$$(22) \quad P_{1i} = \int_{-\infty}^{y_{1i}} \phi(t) dt$$

$$(23) \quad P_{2i} = \int_{y_{1i}}^{y_{0i}} \phi(t) dt$$

$$(24) \quad P_{0i} = \int_{y_{0i}}^{\infty} \phi(t) dt$$

となる。ただし、

$$(25) \quad y_{1i} = (A_i - \gamma_4) / \sigma$$

$$(26) \quad y_{0i} = (C_i - \gamma_4) / \sigma$$

$$(27) \quad \phi(t) = e^{-\frac{t^2}{2}} / \sqrt{2\pi}$$

とする。

するとこの理論スキームの識別問題は、観測データ p_{1i} , p_{2i} , p_{3i} に対応した y_{1i} , y_{0i} を標準正規分布表から求め、先の(6)式、(8)式の右辺で定義された A_i , C_i を通じて構造パラメータが決定されるかどうかという問題となる。そこでこれまでの理論スキームを行列の形で表現し、この問題を検討してみたい。まず、(25), (26)式および(6), (10)式の右辺から、

$$(28) \quad y_i = \begin{pmatrix} y_{0i} \\ y_{1i} \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} 1 & I_i & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 1 & I_i \end{pmatrix} \begin{pmatrix} \pi_{00} \\ \pi_{01} \\ \pi_{10} \\ \pi_{11} \end{pmatrix} \equiv Z_i \pi \equiv Z_i X \theta$$

となる。ただし

$$(29) \quad \pi \equiv \begin{pmatrix} \pi_{00} \\ \pi_{01} \\ \pi_{10} \\ \pi_{11} \end{pmatrix}, \quad Z_i \equiv \begin{pmatrix} 1 & I_i & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 1 & I_i \end{pmatrix}$$

$$\theta' \equiv [\gamma_1/\sigma \quad \gamma_2/\sigma \quad \gamma_3/\sigma \quad \gamma_4/\sigma \quad \gamma_5/\sigma]$$

$$X \equiv \begin{pmatrix} \frac{h_2 w_2^2}{2} & w_2 & w_2(T-h_2) & -1 & \frac{h_2}{2} - T \\ w_2 & 0 & -1 & 0 & 0 \\ \frac{h_1^2 w_1^2 - h_2^2 w_2^2}{2(h_1 - h_2)} & \frac{h_1 w_1 - h_2 w_2}{h_1 - h_2} & \frac{h_1 w_1(T - h_1) - h_2 w_2(T - h_2)}{h_1 - h_2} & -1 & \frac{h_1 + h_2}{2} - T \\ \frac{h_1 w_1 - h_2 w_2}{h_1 - h_2} & 0 & -1 & 0 & 0 \end{pmatrix}$$

とする。前項で見たように、1つの家計類型内では世帯主所得階層が違っていても同一の雇用条件が提示されていると仮定しているから、 X は各階層で共通である。したがって各年の横断面分析では、誘導形パラメータ π は π_{00} , π_{01} , π_{10} , π_{11} の4個であり、世帯主所得階層が K 個あるとすると、 $[Z_1 Z_2 \dots Z_K]'$ は $2K \times 4$ のフル・ランクの行列となるから π は識別可能である。他方、構造パラメータ θ は γ_1/σ , γ_2/σ , γ_3/σ , γ_4/σ , γ_5/σ の5個から成り、 $[Z_1 Z_2 \dots Z_K]'X$ は $(2K \times 4) \times (4 \times 5)$ の行列となるのでランクは4であり、このため世帯主所得階層は違っていても雇用条件すなわち X が同一家計類型内では一定であると仮定した横断面分析では、 θ は識別不能 (under identifiable) である。したがって以下の横断面分析では、世帯類型ごとに各年の誘導形パラメータ π を推定することにする。なお推定方法としては最尤推定法を採用したが、その概要は補論1に示しておく。

表2-1, 2-2はこの推定結果と同時に、補論1に述べた次の2つの検定結果をも示している。まず第1は、理論スキーム全体が現実に対する説明力をどの程度もっているかを見ようとしたカイ自乗検定法による適合度検定である。この検定結果は表の最下欄に自由度とともに χ^2 の値として示してある。表2-1に掲げられた49年のこの検定結果、および表2-2の52年のこの検定結果に着目すると、49年では F 型、 J 型家計、52年では A 型、 F 型の合計4つの家計類型が0.5%水準で有意であり、モデルは棄却されるという結果となっているが、残りの22の家計類型ではいずれもこの理論スキームが現実に対する説明力を十分にもっていることを示唆している。

第2の検定は、個々のパラメータの最尤推定値 $\tilde{\pi}_{00}$, $\tilde{\pi}_{01}$, $\tilde{\pi}_{10}$, $\tilde{\pi}_{11}$ についての正規性を使った有意性検定である。この結果は各パラメータの下の括弧の中に示されている。これを見ると、なかにはいくつかのパラメータで有意ではないものもあるが、ほとんどの家計類型では各パラメータとも有意な結果となっている。

このように各年の横断面分析の結果を見ると、先に提示した理論図式が統計的検定に耐えうるだけの説明力を兼ね備えていると判断される。

推定されたパラメータにおいても1つ調べておかなければならないのは、理論的制約条件を満たすかどうかという点である。ところで労働供給の分野では、次のような2つの現象が「法則」という名で呼ばれるまでに、古くからしかも安定的に繰り返し観察されてきた。その1つは、他の条件が一定なら世帯主所得の高い家計群におけるその他世帯員の有業率は、世帯主所得が低い家計よりも低い、ということである。さらにもう1つは、一定の世帯主所得階層に属する家計群の有業率は、世帯主以外の家計構成員本人の賃金上昇にもなって上昇する、という観察事実である。以上の2つの経験法則を辻村他(1959)に従って、ダグラス=有沢の第1法則、第2法則と呼び、これを以後、理論スキームが満たさなければならない理論制約とする。横断面分析では、構造パラメータが識別不可能なため、第2法則は検証できない。そこで第1法則が確認されうるかについて検討する。これが成立しているかどうかは、 π_{01} , π_{11} の符号によって判断される。たとえば推定結果

において $\tilde{\pi}_{01}$ が負であれば、世帯主所得の増大は (28) 式の y_{1i} を小さくし、これは (22) 式に示された積分範囲を縮小させることにつながるから、 P_{1i} すなわち普通雇用有業率は低下することになる。またもし仮に $\tilde{\pi}_{11}$ もマイナスであるとすれば、世帯主所得が増大するほど y_{0i} は小さくなり、(24) 式に示される積分範囲が広がるため、いずれの雇用機会にも有業していない確率 P_0 が拡大し、逆に P_1 と P_2 の合計、すなわち全体の雇用有業率は低下する。このように、 $\tilde{\pi}_{01}$ 、 $\tilde{\pi}_{11}$ が負の値となっていれば、ダグラス - 有沢の第 1 法則が確認されたことになる。

そこで π_{01} 、 π_{11} の推定結果を見てみると、いずれの家計類型において兩年ともマイナスの値となっており、しかも 52 年の E 型家計を除けばすべて 5% 水準で有意な結果となっている。したがって 49 年、52 年の横断面分析の結果は、先に見た統計的検定と同時に、本分析で採用したダグラス第 1 法則という理論制約をも満足していることがわかる。

3.3 プール・データによる分析

前項における横断面分析の結果、先に提示した理論スキームがまずまずの説明力をもっていることを確認した。この項ではさらに、前項で使用した 49 年、52 年の 2 年次にわたる世帯主所得階層別横断面データをプールして理論スキームの妥当性を検討する。

このように横断面分析において適当であると判断された理論スキームについて、プール・データによって再検討を重ねようとしたのは、経験科学において理論は、単にある種の観察を説明すればよいというばかりではなく、より幅広い事実を統一的、一元的に説明しうることが要請されるとの認識に立つためである。したがって、もし仮に、プール・データによってこのスキームが適当でないと判断されたならば、統一的、一元的に両者を説明しうる理論を求めて、スキームの修正も余儀なくされる。

そこでまず具体的に資料の扱いについて述べる。表 2—1、2—2 を比較してみればわかることだが、たとえば兩年の A 型家計は、ともに妻の年齢が 20~29 歳の高卒者で子供がいないという共通の家計類型となっており、これらの家計特性は一致している。そこで兩年の A 型は A 型家計どおし、B 型は B 型家計どおしというように家計類型ごとにデータをプールし、理論スキームの計測、検定を行う。なお、世帯主所得と賃金率は、これまで通り、52 年基準の消費者物価指数でデフレートした実質値を使う。

次にプール・データを使用した場合の構造パラメータの識別可能性を吟味する。各年次を t という添字によって示すと、横断面における (28) 式は、プール・データを使う時には次式のように書き直される。

$$(30) \quad y_{it} = Z_{it} X_t \theta = Y_{it} \theta \quad i=1, \dots, K_t, \quad t=1, 2$$

表 2-1 横断面分析の推定結果 (49年)

* 5%水準で有意なもの
 ** 0.5%水準で有意なもの
 (以下の各表でも同様の表示方法に従う)

家計類型	A	B	C	D	E	F	G
年 齢	20~29歳	20~29歳	30~39歳	30~39歳	30~39歳	30~39歳	30~39歳
学 歴	高 卒	高 卒	中 卒	中 卒	高 卒	高 卒	高 卒
0~5 歳児	な し	あ り	な し	あ り	な し	な し	あ り
6~14歳児	な し	な し	あ り	あ り	な し	あ り	あ り
π_{00}	0.143017 (2.0905)**	-0.387773 (4.4986)**	-0.213105 (5.0395)**	-0.848854 (6.9376)**	-0.373924 (4.3335)**	-0.223612 (5.0233)**	-0.646859 (6.5641)**
π_{01}	-0.443018E-2 (13.0115)**	-0.444613E-2 (10.3198)**	-0.187976E-2 (9.4539)**	-0.136785E-2 (2.1894)**	-0.158662E-2 (4.5080)**	-0.223469E-2 (13.6767)**	-0.205044E-2 (5.5246)**
π_{10}	0.140904 (2.0080)**	-0.403453 (4.4552)**	-0.293823 (6.5895)**	-0.845024 (6.4208)**	-0.469477 (5.2335)**	-0.342035 (7.0876)**	-0.859585 (7.8406)**
π_{11}	-0.481188E-2 (13.6870)**	-0.490439E-2 (10.6929)**	-0.260022E-2 (12.1663)**	-0.252435E-2 (3.6753)**	-0.174892E-2 (4.7486)**	-0.269280E-2 (14.8271)**	-0.203651E-2 (4.8801)**
収束回数	2	6	2	2	2	2	3
χ^2	12.3679*	25.4683*	12.0158*	14.5842*	16.0688*	53.3770	17.5986*
(自由 度)	(14)	(18)	(22)	(18)	(20)	(24)	(20)

(カイ自乗検定の結果については、*が危険率5%で、**は0.5%で、モデルが棄却されなかったことを示す。)

表 2-1(つづき) 横断面分析の推定結果 (49年)

家計類型	H		I		J		K		L		M	
年齢	40~49歳		40~49歳		40~49歳		40~49歳		50~59歳		50~59歳	
学歴	中	卒	中	卒	高	卒	高	卒	中	卒	高	卒
0~5歳児	な	し	な	し	な	し	な	し	な	し	な	し
6~14歳児	な	し	あ	り	な	し	あ	り	な	し	な	し
π_{00}	0.134716 (3.6021)**		0.688481E-1 (1.4742)		0.188901 (3.7711)**		0.145046 (2.3149)**		-0.239155 (6.5805)**		-0.419739 (7.5497)**	
π_{01}	-0.192212E-2 (11.6629)**		-0.216030E-2 (10.0051)**		-0.244606E-2 (14.9229)**		-0.266427E-2 (12.7741)**		-0.180946E-2 (9.5588)**		-0.143641E-2 (7.1084)**	
π_{10}	0.417320E-1 (1.1025)		-0.654399E-3 (0.0137)		0.143411 (2.7966)**		0.762571E-2 (0.1162)		-0.330181 (8.8667)**		-0.525639 (9.1537)**	
π_{11}	-0.207537E-2 (12.3487)**		-0.265005E-2 (11.8329)**		-0.282109E-2 (16.5356)**		-0.284506E-2 (12.8149)**		-0.193761E-2 (9.9013)**		-0.146406E-2 (6.9616)**	
収束回数	2		3		3		2		1		2	
χ^2	27.0009*		17.2905*		59.7249		30.7682*		21.1609*		43.5963**	
(自由度)	(22)		(22)		(24)		(20)		(22)		(24)	

表 2-2 横断面分析の推定結果 (52年)

家計類型	A	B	C	D	E	F	G
年齢	20~29歳	20~29歳	30~39歳	30~39歳	30~39歳	30~39歳	30~39歳
学歴	高卒	高卒	中卒	中卒	高卒	高卒	高卒
0~5歳児	なし	あり	なし	あり	なし	なし	あり
6~14歳児	なし	なし	あり	あり	なし	あり	あり
π_{00}	0.372695 (5.0006)**	-0.465163 (7.8427)**	-0.119742 (2.6241)**	-0.499873 (5.7210)**	-0.152782 (0.9779)	-0.798692E-1 (1.8054)	-0.311284 (4.2649)**
π_{01}	-0.315081E-2 (8.9229)**	-0.340972E-2 (12.6646)**	-0.148061E-2 (7.7744)**	-0.238823E-2 (6.1197)**	-0.977042E-3 (1.5147)	-0.185405E-2 (13.3968)**	-0.258908E-2 (10.0106)**
π_{10}	0.320492 (4.2628)**	-0.531305 (8.5832)**	-0.187013 (3.9619)**	-0.560942 (5.9153)**	-0.163963 (1.0310)	-0.184627 (3.8891)**	-0.499955 (6.3149)**
π_{11}	-0.325186E-2 (9.0988)**	-0.354419E-2 (12.5285)**	-0.198630E-2 (9.9574)**	-0.308657E-2 (7.1277)**	-0.153404E-2 (2.3265)**	-0.226710E-2 (14.9141)**	-0.262536E-2 (9.2600)**
収束回数	2	2	2	2	2	3	2
χ^2	40.9880	25.2512*	26.5170*	10.9848*	8.3099*	69.2273	21.7232*
(自由度)	(18)	(20)	(22)	(18)	(14)	(22)	(18)

$$(31) \quad \begin{pmatrix} y_{11} \\ \vdots \\ y_{K_11} \\ y_{12} \\ \vdots \\ y_{K_22} \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} Z_{11} & 0 \\ \vdots & \vdots \\ Z_{K_11} & 0 \\ 0 & Z_{12} \\ \vdots & \vdots \\ 0 & Z_{K_22} \end{pmatrix} \begin{pmatrix} \pi_1 \\ \pi_2 \end{pmatrix} \equiv \begin{pmatrix} Z_1 & 0 \\ 0 & Z_2 \end{pmatrix} \begin{pmatrix} X_1 \\ X_2 \end{pmatrix} \theta = \mathbf{Z} \mathbf{X} \theta$$

ただし

$$(32) \quad \begin{pmatrix} \pi_1 \\ \pi_2 \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} X_1 \\ X_2 \end{pmatrix} \theta, \quad \theta = \begin{pmatrix} \gamma_1/\sigma \\ \gamma_2/\sigma \\ \gamma_3/\sigma \\ \gamma_4/\sigma \\ \gamma_5/\sigma \end{pmatrix}$$

$$\mathbf{Z} \equiv \begin{pmatrix} Z_1 & 0 \\ 0 & Z_2 \end{pmatrix}, \quad \mathbf{X} = \begin{pmatrix} X_1 \\ X_2 \end{pmatrix}$$

すると $\mathbf{Z}\mathbf{X}$ は $[2(K_1+K_2) \times 8] \times [8 \times 5]$ のフル・ランクの行列であるからランクは5となり、5個の構造パラメータ θ は識別可能である。したがってプール・データを使うと、各雇用有業率および雇用条件の観察値から無差別曲線の形状やこれが分布している状態を推定することができる。そこで横断面分析の時と同様の推定方法、つまり最尤推定法を用いて構造パラメータ θ の計測を試みる。推定法について詳しくは補論2を参照されたい。

表3はこの推定および検定の結果を示している。まずカイ自乗値による適合度検定の結果を見ると、横断面の結果とは対照的に、0.5%有意水準でモデルが棄却されなかったのは、わずかにD型、G型の2家計類型だけである。したがって残りの11家計類型では、観察値を十分に説明するだけの力が、先の理論スキームには備わっていないことになる。次に各パラメータの有意性検定の結果に着目すると、これも横断面分析の結果と比べ個々のパラメータの有意性が圧倒的に低下していることがわかる。

他方、横断面分析で確認されたダグラス法則を理論的制約条件として推定結果を見ると、先に述べた第1、第2法則をとともに満たしているのは、A型、B型家計だけにすぎない。以上の検定結果を総合してみると、先の理論スキームはプール・データの観察値を説明するのにはこれだけでは適当でないとの判断が下される。

では横断面分析で十分な説明力をもっていた理論図式が、プール・データを使って分析すると何故適当でなくなってしまうのだろうか。またどのような仮説の修正を行う必要があるのだろうか。この点を考察するため、49、52年における普通雇用有業率、短時間雇用有業率、非有業率それぞれの実現値と、3表の推定結果が与える理論値を対比してみたい。図3は例示としてC型家計の普通雇用有業率について示している。まず実現値に着目すると、49年から52年にかけて普通雇用有業率の線は上方に変位している。つまり実質世帯主所得が両年で同一であったとしても、雇用有業率は52年

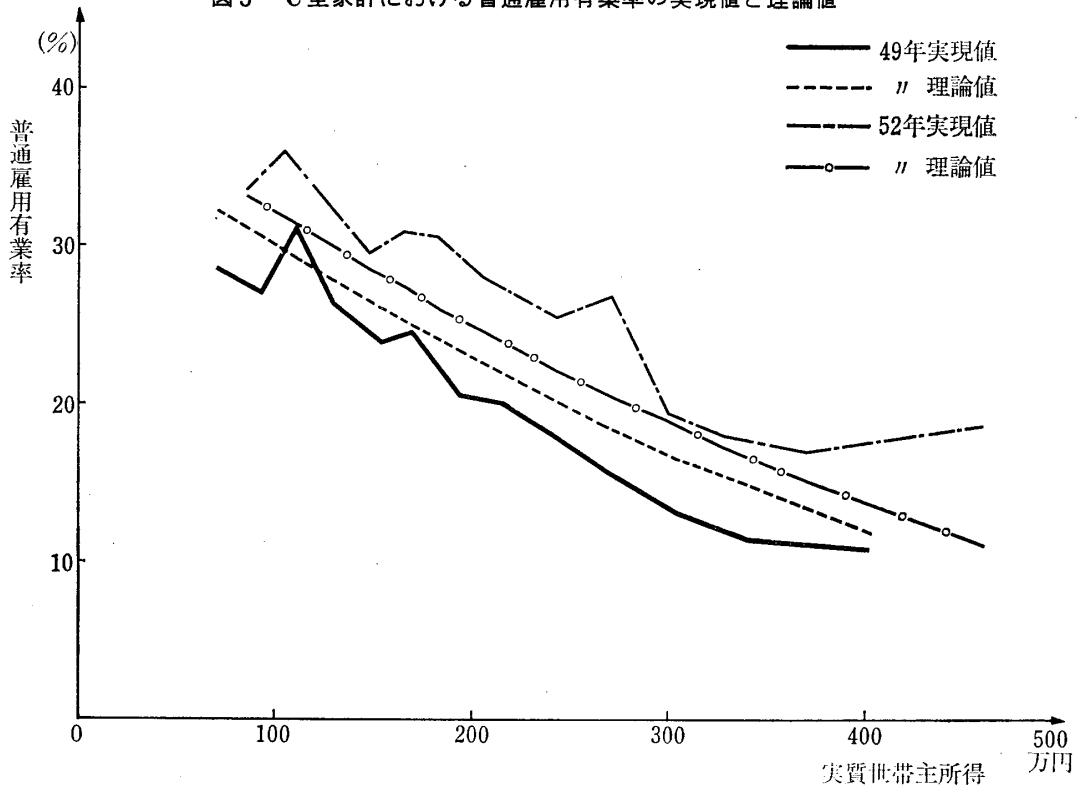
表3 プールデータによる推定結果

家計類型	A	B	C	D	E	F	G
年齢	20~29歳	20~29歳	30~39歳	30~39歳	30~39歳	30~39歳	30~39歳
学歴	高卒	高卒	中卒	中卒	高卒	高卒	高卒
0~5歳児	なし	あり	なし	あり	なし	なし	あり
6~14歳児	なし	なし	あり	あり	なし	あり	あり
γ_1/σ	-0.210610E-2 (1.9402)	-0.291112E-2 (2.3350)**	-0.738635E-2 (7.7598)**	-0.104590E-1 (4.1094)**	-0.274951E-2 (1.6538)	-0.528854E-2 (6.3236)**	-0.220506E-3 (0.1368)
γ_2/σ	-6.546196 (2.1292)**	-10.994171 (2.7288)**	-10.476751 (6.8843)**	-6.781215 (1.9390)	-8.447696 (2.7331)**	-10.858538 (7.5718)**	-15.751899 (5.7725)**
γ_3/σ	0.382312E-2 (14.9439)**	0.351551E-2 (14.6240)**	0.116329E-2 (7.7269)**	0.137475E-2 (3.8230)**	0.136291E-2 (4.1843)**	0.152362E-2 (13.1034)**	0.225677E-2 (9.7043)**
γ_4/σ	9.020178 (5.4106)**	5.789858 (2.4536)**	-2.748570 (3.8028)**	0.384755 (0.2348)	-0.582128E-1 (0.0417)	-1.180756 (1.4811)	-0.335359 (0.2395)
γ_5/σ	-0.103266E-2 (5.3444)**	-0.582050E-3 (2.1290)**	0.357073E-3 (4.2495)**	0.516255E-4 (0.2708)	0.510833E-4 (0.3151)	0.176489E-3 (1.8993)	0.103057E-3 (0.6335)
収束回数	19	4	2	3	6	3	3
χ^2 (自由度)	387.4443 (35)	68.8709 (41)	118.9529 (47)	37.0551* (39)	94.1352 (37)	272.1064 (49)	66.4771** (41)
理論的制約	○	○	×	×	×	×	×

表3 (つづき) プールデータによる推定結果

家計類型	H	I	J	K	L	M
年齢	40~49歳	40~49歳	40~49歳	40~49歳	50~59歳	50~59歳
学歴	中卒	中卒	高卒	高卒	中卒	高卒
0~5歳児	なし	なし	なし	なし	なし	なし
6~14歳児	なし	あり	なし	あり	なし	なし
γ_1/σ	-0.259501E-2 (4.2540)**	-0.547033E-2 (5.8890)**	-0.350976E-2 (5.1642)**	-0.275108E-2 (2.7879)**	-0.252213E-2 (3.5342)**	-0.397389E-3 (0.5321)
γ_2/σ	-11.304245 (13.0145)**	-8.490391 (7.2125)**	-12.851684 (13.6223)**	-13.330527 (10.7494)**	-10.470661 (9.4706)**	-8.509156 (6.2416)**
γ_3/σ	0.164326E-2 (14.7320)**	0.142643E-2 (9.7322)**	0.201579E-2 (17.9528)**	0.217442E-2 (15.6106)**	0.132008E-2 (10.9470)**	0.118520E-2 (9.8371)**
γ_4/σ	-1.509718 (7.8404)**	-0.628994 (2.4325)**	-1.425678 (5.7425)**	-0.591970 (1.8480)	-1.460791 (3.8573)**	-0.225613 (0.3803)
γ_5/σ	0.169899E-3 (7.9828)**	0.851874E-4 (2.9593)**	0.160051E-3 (5.8157)**	0.662431E-4 (1.8555)	0.208067E-3 (4.8534)**	0.758730E-4 (1.1253)
収束回数	2	2	3	3	2	3
χ^2	122.3540 (47)	79.6940 (47)	160.2053 (49)	139.4902 (45)	77.6887 (47)	103.6605 (51)
(自由度)	x	x	x	x	x	x
理論的制約						

図3 C型家計における普通雇用有業率の実現値と理論値



の方が高くなっていることを観察値は示している。ところで先に示した理論スキームでは、この上方変位は女子の雇用条件、すなわち両雇用機会における賃金率と指定労働時間の変化だけによって説明しようとの仮定をおいていたのである。ところがプール・データによって実際にその理論スキームを計測してみると、両年の理論値を比較すればわかるように、雇用有業率は多少は上昇することを予測しているが、観察値にみられる上昇をすべて説明するだけの力はその中には備わっていない。この結果、理論値は49年には過大推計に、52年には過小推計になっている。もう1つこの図で興味をひくのは、世帯主所得階層間の実現値と理論値の乖離程度の差である。世帯主所得が高い階層と低い層を比べると、全体的に49年には高い階層で逆に52年には低い階層で乖離幅は大きい。ここに見られた2つの特徴は、他のほとんどの家計類型においても程度の差こそあれ、一般に見受けられる。

そこで先の理論スキームを手直ししようと思うならば、それは次の2つの基準を満たすものでなければならない。(i)49年から52年にかけて雇用有業率の上昇を説明しようる要因の導入、(ii)その要因の導入によって、図3のように世帯主所得を横軸にとった有業率曲線が、49年ではより急勾配に、52年では逆に緩やかになるもの、すなわち両年の有業率曲線の勾配を変化させようる修正、でなければならない。

次項では、本稿でこれまで置いてきたいくつかの仮説の中から、ここで示した手直しの際の2つの基準にもとづいて、修正すべき個所の検討を試みる。

3.4 所得の習慣形成効果の導入

これまでも多くの分析者によって、女子労働供給分析における横断面と時系列の乖離を埋めようという努力が繰り返され、またそこに提示された仮説もいまや多くを数えるまでになってきた(樋口(1981, a))。そこでまず、これまでの経過をふまえ、さらに前項で新たに付け加えられた基準をもとに、最小にして十分となるスキーム修正の候補者を探してみる。すると、先の理論図式のうち選好関数の1つの手直しとして、所得の習慣形成仮説の導入が、現在入手可能な資料の範囲内で検討しうる有力な候補として浮かびあがってくる。

この間の経緯を具体的に見ていきたい。前項までの議論では、選好場は(1)式に示されたように時点間でもまた所得階層間でも不変のままであると仮定してきた。ところがプール・データによる検定の結果は、まず第1にこの仮定自身を疑うことから始める必要があることを示唆している。すなわち何らかの要因が選好場を系統的に変化させていると考える方が検定の結果や個々の現象にあたった場合自然であるように思われる。すると本稿に課せられた課題は、今回の分析でこれまで統御してきた家計構成や子供の年齢構成、妻の年齢や学歴以外の要因の中から、選好場に影響を与えている系統的要因を探し出すこととなる。

ところで消費分析の分野では、従来から選好場を変える1つの要因として、習慣形成効果が考えられてきた。たとえば Duesenberry, J. S. (1948) は、消費関数論争の最中であって、長期時系列データと横断面データの乖離という見掛け上異なった事実を、消費者選好可変の仮説を導入することによって矛盾なく説明しようとした。彼は消費者選好が変化しうる理由として、デモンストレーション効果とともに、ここで取り上げる習慣形成効果を挙げている。デューゼンベリによれば、消費者の選好は過去の消費経歴によって影響を受けるため、消費性向は過去の最高所得に対する現在所得の相対水準で決まるはずだと考え、これを習慣形成効果と呼んで消費分析に組み込んだ。以後、習慣形成仮説の妥当性は、費目別需要分析でも Houthakker, H. S. (1966) や辻村 (1968) らの、幅広い資料に基づいた実証研究によって繰り返し確認されてきた。

そこで本稿では、労働供給の分野においてこの仮説の有効性を検討することにする。すなわち、前項まで前提としてきた選好場不変の仮定を取り除き、所得階層間あるいは時点間において選好場に系統的影響を与えている要因として過去の所得経歴をとり、「所得の習慣形成効果」の妥当性を吟味する。

もう少し具体的にどのような形式で所得の習慣形成効果を導入したかについて述べておきたい。本稿では、この要因を辻村 (1968) にならって、各世帯主所得階層ごとに過去における可処分所得をある基準年次以降について累積するという方法で具体化する。ここでは基準年次を昭和48年としたために、たとえば49年における第 i 階層の習慣形成変数 H_i^{49} は48年の実質可処分所得を観察変

数として対応させ、52年の第 j 階層の習慣形成 H_j^{52} は48, 49, 50, 51年の4年分の可処分所得を合計して求めた。すなわち習慣形成要因は、⁶⁾ 実質可処分所得を D_i とすると次のように示すことになる。

$$(33) \quad H_{it} = \sum_{\tau=48}^{t-1} D_{i\tau}$$

そして検証のための1次接近として、この習慣形成要因が所得の限界効用曲線における切片にのみ⁷⁾ 影響を与えると仮定した。このようにすると従来の選好関数(1)式は、

$$(34) \quad \omega = \frac{1}{2} \gamma_1 y^2 + (\alpha + \beta H) y + \gamma_3 y A + \gamma_4 A + \frac{1}{2} \gamma_5 A^2$$

と修正され、 y の1次項が書きかえられる。このように選好関数を修正することによって、先の(28), (29)式の π , Z_i , θ' , X は次のように変更される。

$$(35) \quad y_{it} = \begin{pmatrix} y_{0it} \\ y_{1it} \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} 1 & I_{it} & H_{it} & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 1 & I_{it} & H_{it} \end{pmatrix} \begin{pmatrix} \pi_{00t} & \pi_{01t} & \pi_{02t} & \pi_{10t} & \pi_{11t} & \pi_{12t} \end{pmatrix}'$$

$$\equiv Z_{it} \pi_t = Z_{it} X_t \theta^*$$

$$(36) \quad \pi_t' = (\pi_{00t} \ \pi_{01t} \ \pi_{02t} \ \pi_{10t} \ \pi_{11t} \ \pi_{12t}) \quad \theta^* \equiv (\gamma_1/\sigma \ \alpha/\sigma \ \beta/\sigma \ \gamma_3/\sigma \ \gamma_4/\sigma \ \gamma_5/\sigma)$$

$$Z_{it} \equiv \begin{pmatrix} 1 & I_{it} & H_{it} & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 1 & I_{it} & H_{it} \end{pmatrix}$$

$$X_t \equiv \begin{pmatrix} h_{2t} w_{2t}^2 / 2 & w_{2t} & 0 & w_{2t} (T - h_{2t}) & -1 & \frac{h_{2t}}{2} - T \\ w_{2t} & 0 & 0 & -1 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & w_{2t} & 0 & 0 & 0 \\ \frac{h_{1t}^2 w_{1t}^2 - h_{2t}^2 w_{2t}^2}{2(h_{1t} - h_{2t})} & \frac{h_{1t} w_{1t} - h_{2t} w_{2t}}{h_{1t} - h_{2t}} & 0 & \frac{h_{1t} w_{1t} (T - h_{1t}) - h_{2t} w_{2t} (T - h_{2t})}{h_{1t} - h_{2t}} & -1 & \frac{h_{1t} + h_{2t}}{2} - T \\ \frac{h_{1t} w_{1t} - h_{2t} w_{2t}}{h_{1t} - h_{2t}} & 0 & 0 & -1 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & \frac{h_{1t} w_{1t} - h_{2t} w_{2t}}{h_{1t} - h_{2t}} & 0 & 0 \end{pmatrix}$$

6) 各家計についての過去の所得系列は『就業構造基本調査』からは取れない。そこで次のような手続を踏み、これを推計することにした。まず『家計調査年報』の世帯主所得階層別資料によって48年以降年別に、世帯主所得を独立変数とした可処分所得の回帰式を推定しておく。さらに、同調査から各年の平均世帯主所得の伸び率を計算しておき、これを除数として『就調』における49年、52年の各階層の世帯主所得を除し、48年以降の各階層ごとの世帯主所得系列を求める。そしてこれを先に推定した回帰式に代入して各年の階層別可処分所得を推計した。

7) このように仮定したのも、まず単純な形から出発し、推定結果を見てからその妥当性を論じようとしたためである。いうまでもなくこの仮定の是非を、理論図式を設定しただけのこの段階で論ずることは何ら意味をもたない。

そこでこの理論スキームの識別可能性を検討しておく。(31)式と同様に2時点をプールした方程式体系にまとめこの式の ZX に該当する部分のランクを検討すれば6個の構造パラメータ θ^* は識別可能であることは容易にわかる。

このように修正された理論スキームの下では、もし仮に過去に所得が高かった家計では現在の所得に対する選好も強いとすると、このような家計では所得の限界効用曲線は相対的に上位に位置することになるから、(34)式の β の符号はプラスであると期待される。すると(35)式から π_{02t} , π_{12t} は一般にプラスであることがわかる。そこで49年、52年を比較してみると(33)式からわかるように、同じ所得階層では48年から累積された所得は52年の方が大きいから H は52年の方が大きい。したがって y_{0i} , y_{1i} は他の条件が一定なら52年の方が大きく、これに続いて普通雇用有業率および両雇用有業率を加えたものも49年から52年にかけて上昇することになる。このように習慣形成を導入したスキームは、前項で検討した修正のための基準(i)に合致していることがわかる。では(ii)の基準はどうだろうか。通常、現在所得と過去の所得の間には短期的には正の相関があるように思われる。これを認めるならば、現在、世帯主所得が高い家計では平均すれば習慣形成 H も大きい。しかも49年と52年を世帯主所得階層別に比べると、両年の H の差は48年からの累積の程度の差であるから、世帯主所得が高い層の方が累積の程度は大きく、両年の H の差も大きいことになる。 β はもともとプラスであることが期待されているので、49年に比べ52年では世帯主所得の高い階層で相対的に有業率を押し上げることになり、世帯主所得を横軸にとった有業率曲線は49年に比べ52年で緩やかな負の勾配になる。したがって、(ii)の基準にも合致する。というよりもむしろ(i), (ii)の基準に合致するからこそ、所得の習慣形成効果を導入することに踏み切ったといった方が正確かもしれない。

このように修正された図式をこれまでと同様、最尤推定法によって計測した結果が表4である。これを修正前の推定結果、表3と対比させると驚くほど改善されている。第1にカイ自乗による適合度検定の結果では、0.5%水準でモデルが棄却されなかった家計類型は従来の図式では2つであったが、修正後には8つになっている。さらに各パラメータの有意性検定の結果は、表3では17個のパラメータが5%水準で有意でなかったものが表4では全体のパラメータ個数が増えたにもかかわらず9個に減少している。

ここで先に見た習慣形成効果を導入する以前と説明力を対比させるため、図3と同じC型家計について普通雇用有業率の実現値と理論値を示したのが図4である。一見して説明力が増していることがわかる。たとえば、図4では、図3に見られた49年の過大推計、52年の過小推計も改められる。また図4では49年の有業率曲線の勾配は急に、逆に52年の勾配は緩やかになることによって、世帯主所得階層間に見られた系統的な乖離は消え失せている。このように説明力の観点から比較すると、習慣形成効果の導入は大幅に推定結果を改善したことになる。

それにもまして注目されるのは、ダグラス法則の視点からながめた時の変わり様である。修正前

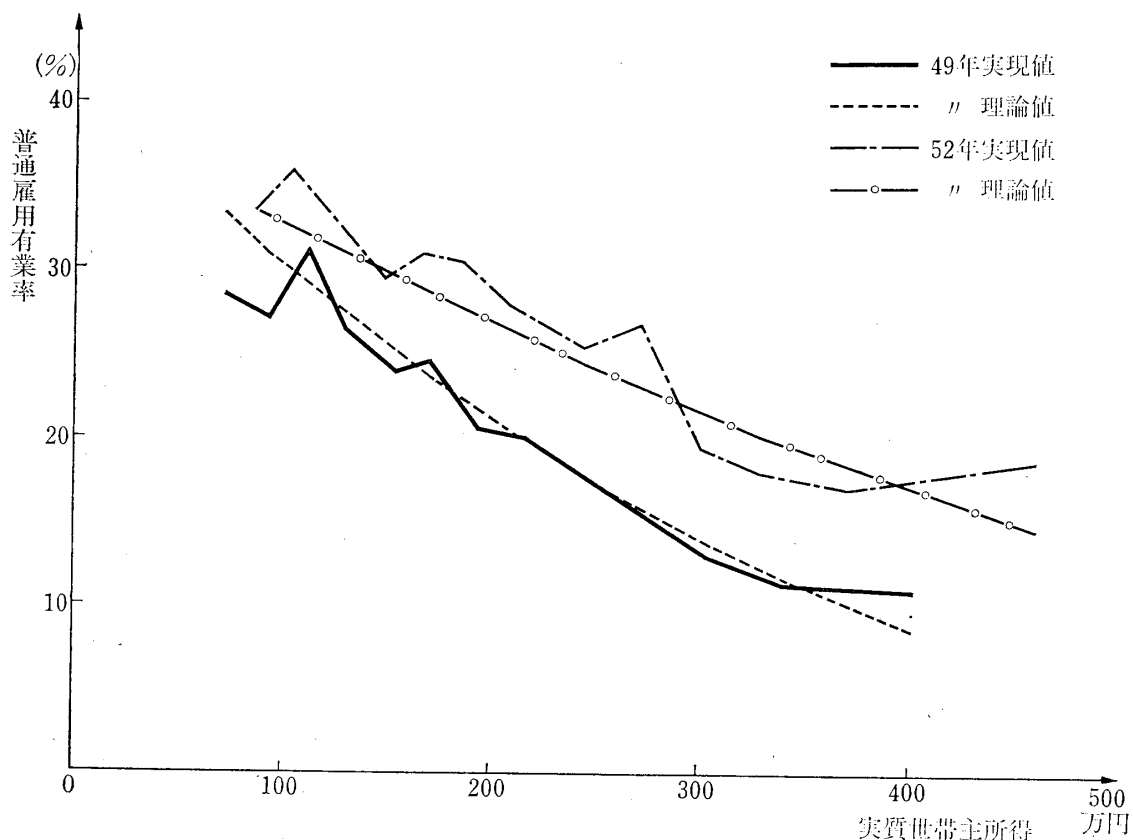
表4 習慣形成効果を導入した図式の推定結果

家計類型	A	B	C	D	E	F	G
年齢	20~29歳	20~29歳	30~39歳	30~39歳	30~39歳	30~39歳	30~39歳
学歴	高卒	高卒	中卒	中卒	高卒	高卒	高卒
0~5歳児	なし	あり	なし	あり	なし	なし	あり
6~14歳児	なし	なし	あり	あり	なし	あり	あり
γ_1/σ	-0.999008E-2 (4.2644)**	-0.100022E-1 (3.0909)**	-0.136083E-1 (10.7724)**	-0.171781E-1 (5.0510)**	-0.939871E-2 (4.5932)**	-0.127791E-1 (11.6696)**	-0.693929E-2 (2.9297)**
α/σ	-51.994054 (3.6104)**	-53.821782 (2.9559)**	8.007482 (2.8548)**	8.620718 (1.3993)	28.155549 (4.2357)**	14.496896 (5.2181)**	3.656419 (0.6670)
β/σ	0.293028E-2 (3.2979)**	0.271717E-2 (2.3936)**	0.329102E-2 (7.7643)**	0.304581E-2 (2.9672)**	0.564711E-2 (6.0797)**	0.372532E-2 (10.4533)**	0.291733E-2 (4.1311)**
γ_3/σ	0.362119E-2 (14.0877)**	0.348457E-2 (14.5347)**	0.130900E-2 (8.6490)**	0.162439E-2 (4.4383)**	0.140638E-2 (4.2765)**	0.172905E-2 (14.7086)**	0.239440E-2 (10.1652)**
γ_4/σ	-21.510538 (2.2858)**	-22.380856 (1.8816)	9.924865 (5.5354)**	11.173978 (2.8194)**	25.268118 (5.8012)**	16.186057 (8.7168)**	12.652062 (3.6476)**
γ_5/σ	0.251475E-2 (2.3014)**	0.268917E-2 (1.9472)	-0.111911E-2 (5.3588)**	-0.120352E-2 (2.6101)**	-0.290453E-2 (5.7164)**	-0.184849E-2 (8.5332)**	-0.140691E-2 (3.4905)**
収束回数	19	7	3	3	5	3	3
χ^2	370.8490 (34)	65.9931** (40)	58.0952* (46)	29.4782* (38)	55.5428* (36)	170.2020 (48)	54.5352* (40)
(自由度)							
理論的制約	x	x	o	o	o	o	o

表 4 (つづき) 習慣形成効果を導入した図式の推定結果

家計類型	H	I	J	K	L	M
年 齢	40~49歳	40~49歳	40~49歳	40~49歳	50~59歳	50~59歳
学 歴	中 卒	中 卒	高 卒	高 卒	中 卒	高 卒
0~5 歳児	な し	な し	な し	な し	な し	な し
6~14 歳児	な し	あ り	な し	あ り	な し	な し
γ_1/σ	-0.504120E-2 (5.7883)**	-0.864351E-2 (7.0914)**	-0.798255E-2 (8.9394)**	-0.840056E-2 (6.6598)**	-0.554084E-2 (4.8459)**	-0.426317E-2 (3.4264)**
α/σ	-9.208804 (9.1222)**	-5.814501 (4.3769)**	-7.757513 (6.9612)**	-6.978966 (4.7439)**	-6.062174 (3.5477)**	-0.820369 (0.3501)
β/σ	0.127750E-2 (3.7827)**	0.181639E-2 (4.0612)**	0.269773E-2 (7.7584)**	0.308605E-2 (7.1546)**	0.129508E-2 (3.3036)**	0.172905E-2 (3.9978)**
γ_3/σ	0.172109E-2 (15.1603)**	0.155199E-2 (10.3719)**	0.223552E-2 (19.4038)**	0.239377E-2 (16.7032)**	0.135776E-2 (11.2024)**	0.127477E-2 (10.4632)**
γ_4/σ	-0.162540 (0.4002)	1.208309 (2.3203)**	2.132879 (4.0370)**	3.555208 (5.3623)**	0.838701 (1.0529)	3.942399 (3.2631)**
γ_5/σ	0.160278E-4 (0.3476)	-0.124543E-3 (2.1057)**	-0.249897E-3 (4.1308)**	-0.409638E-3 (5.4069)**	-0.521819E-4 (0.5785)	-0.398127E-3 (2.8974)**
収束回数	4	3	5	3	3	5
χ^2	107.5162	64.5632*	108.3923	91.3298	66.4893**	77.1098**
(自由度)	(46)	(46)	(48)	(44)	(46)	(50)
理論的制約	x	○	○	○	○	○

図4 C型家計における普通雇用有業率の実現値と理論値



には多くの家計類型で本人の賃金率の上昇が、他の条件が一定のもとで有業率を低下させることになり、13家計類型中たったの2つがダグラス法則を満たしていただけであった。これに比べ、習慣形成効果を入れた後には10家計類型でこれに従うことになる。このようにダグラス法則を理論的要請としてみても、習慣形成仮説の導入は有効であるということが出来る。ただここで気になるのは、妻の年齢が20歳台の若いA型、B型家計では、他の家計類型とは対照的に、修正前の理論スキームではダグラス法則に従う推定結果となっていたのに対し、むしろ習慣形成を持ち込むと満足なものではなくなってしまうことである。この点、世帯を形成して間もない若い家計に、習慣形成仮説を導入しようという理論設定自身に無理があることも十分考えられ、さらに多くの検討を必要とするところではあるのだが。

ところで習慣形成効果とは、一体どのようなインプリケーションをもっていたのだろうか。 β の符号を見てみると、いずれの家計類型においても、当初期待したとおりの有意なプラスの値となっている。つまり過去において所得の高かった家計では、それによって家計行動に習慣が形成され、現在の所得に対する選好も増強され所得の限界効用曲線は上方に引きあがっていることになる。したがって世帯主所得や雇用条件が同じでもこのような家計の有業率は高い。この意味を経済成長の視点から考えてみたい。もし低成長下で世帯主所得が伸び悩んだ結果として今の世帯主所得が達成さ

れたとすると、世帯主所得が大幅に上昇してきた局面に比べ、現在の世帯主所得も含めて他の条件が同じであっても前者の方が過去の所得は高い。したがって H も大きいはずであるから、それだけ有業率は高いことになる。このように習慣形成効果を導入するとその時点だけの雇用条件、所得の状態ばかりではなく、過去の所得経歴、これを換言して国全体の経済レベルからながめれば、経済成長の速度自身が有業率を決める重要なファクターとなり、この意味で理論スキームは動態化されたと言える。すなわち、現時点の世帯主所得だけではなく、これが大切であるのと同時にむしろ過去における所得との相対的兼ね合いも重要であることが確認されたことになる。

4. 結 語

以上の分析結果をまとめたのが表5である。この表では、理論的制約条件としてダグラス=有沢の第1、第2法則を採用し、両者にも合格していれば○印を、不合格ならば×印をつけている(ただし横断面分析は識別可能性の制約から第1法則だけを基準とした)。さらに統計的検定の可否は、先に述べた適合度検定の結果をもって判断した。

この表を見れば一目瞭然として次のことがわかる。まず(i)従来の理論スキームは横断面データをもって検討するかぎり、検定基準に十分合格する、(ii)49年、52年の横断面データをプールして、同じスキームを再度検討してみると、ほとんどの家計類型で理論制約も満たさないし、統計的検定にも合格しなくなる、(iii)同じデータによって、所得の習慣形成効果を導入したスキームが妥当であるかどうかを検討すると、3つを除いた10家計類型で理論制約を満足するようになるし、また8家計類型で統計的検定にも合格するので、一応、この仮説の導入はそれなりに有効であったと判断される。

ただ今後とも分析においてさらに詰めていかねばならない課題も多々残されている。特に妻が20歳台の家計では、習慣形成効果を入れても依然統計的検定結果はさほど改善されていないし、むしろ導入前のスキームではダグラス法則に従う推定結果となっていたのが、導入後は他の家計類型とは対照的にこれを満足しない結果となっている点である。第2は習慣形成仮説が一応有効であると判断されたわけだが、とは言っても理論制約、統計的検定にも合格したのは13家計類型中、7類型にすぎない点である。すなわち、その陰には若年家計を除いてもいまだ4家計類型で説明力の補強が必要であることを示しており、さらに検討が必要とされる。第3は、データの制約からくる問題である。すなわち今回の計測では、プール・データを使ったとは言え、それが石油ショック直後の日本経済が混乱に陥っていた2時点に限られていた。したがってここに得た結論を一般化して言うためには、さらに多くの幅広い資料に基づいた分析が必要とされることは言うまでもない。この意味において、また紙幅の都合からいって、今回の計測結果における家計間の比較や各種のシ

表5 分析結果のまとめ

家計類型		A	B	C	D	E	F	G	H	I	J	K	L	M
年齢		20~29歳			30~39歳				40~49歳			50~59歳		
学歴		高卒		中卒		高卒		中卒		高卒		中卒		高卒
子供の年齢構成		0~5歳児		なし	あり	なし	あり	なし	なし	あり	なし	なし	なし	なし
		6~14歳児		なし	なし	あり	あり	なし	あり	あり	なし	あり	なし	あり
横断面分析	49年	理論制約		○	○	○	○	○	○	○	○	○	○	○
		統計的検定		○	○	○	○	○	×	○	○	○	×	○
	52年	理論制約		○	○	○	○	○	○	○	○	○	○	○
		統計的検定		×	○	○	○	○	×	○	○	○	○	○
プによるデータ分析	横断面分析と同一の理論図式		理論制約		○	○	×	×	×	×	×	×	×	×
			統計的検定		×	×	×	○	×	×	○	×	×	×
	Habit formationを考慮した理論図式		理論制約		×	×	○	○	○	○	○	×	○	○
			統計的検定		×	○	○	○	○	×	○	×	○	×

ミュレーション結果を本稿に掲載することは差し控え、別の機会に譲ることにした。第4は理論スキームに関することである。本稿では最初から、自営内職就業者としての就業形態は考慮の外におかれている。今回の分析では雇用市場への女子の進出あるいはその内容の変化に焦点をあてるという目的上、これは今のところやむをえない近似であると判断した。しかし今後さらに経済発展過程における就業行動の変化を長期的に考察してゆこうと思うならば、この点は内生的に扱わなければならない問題である。

補論 1 横断面分析における推定方法・検定方法の概要

本文表1のように、第*i*番目の世帯主所得階層に属する家計の数を N_i とし、このうち妻が普通雇用機会に就業している家計数を L_i 、短時間雇用就業の家計数を S_i 、いずれの雇用にも就業していない家計数を M_i とする。さらにそれぞれが生じる確率を P_{1i} 、 P_{2i} 、 P_{0i} とすると、いま述べたような事象が生ずる確率は、次式の密度関数によって記述される3項分布となる。

$$(A.1) \quad f(L_i, S_i, M_i) = \frac{N_i!}{L_i! S_i! M_i!} P_{1i}^{L_i} P_{2i}^{S_i} P_{0i}^{M_i}$$

いま分析対象としている家計類型において、世帯主所得階層が第1階層から第*K*階層までであるとすると、尤度関数は

$$(A.2) \quad L = \prod_{i=1}^K f(L_i, S_i, M_i)$$

となる。したがって最尤推定法によって本文(28)式のパラメータ π を推定することにすれば、

$$(A.3) \quad \frac{\partial \log L}{\partial \pi} = \sum_{i=1}^K \left(\frac{\partial y_i'}{\partial \pi} \right) (\Phi_i^{-1}) N_i \begin{pmatrix} \frac{p_{0i}}{P_{0i}} - \frac{p_{2i}}{P_{2i}} \\ \frac{p_{1i}}{P_{1i}} - \frac{p_{2i}}{P_{2i}} \end{pmatrix} = 0$$

を得るから、これを π について解けばよい。ただし、 p_{ji} ($j=1, 2, 0$) は P_{ji} の観察対応物、さらに

$$(A.4) \quad \frac{\partial y_i'}{\partial \pi} = \begin{pmatrix} \frac{\partial y_{0i}}{\partial \pi_{00}} & \frac{\partial y_{1i}}{\partial \pi_{00}} \\ \frac{\partial y_{0i}}{\partial \pi_{01}} & \frac{\partial y_{1i}}{\partial \pi_{01}} \\ \frac{\partial y_{0i}}{\partial \pi_{10}} & \frac{\partial y_{1i}}{\partial \pi_{10}} \\ \frac{\partial y_{0i}}{\partial \pi_{11}} & \frac{\partial y_{1i}}{\partial \pi_{11}} \end{pmatrix} \equiv Z_i', \quad \Phi_i^{-1} = \begin{pmatrix} \phi(y_{0i}) & 0 \\ 0 & \phi(y_{1i}) \end{pmatrix}$$

とする。また、

$$(A.5) \quad \Gamma_i \equiv \frac{1}{N_i} \begin{pmatrix} P_{0i}(1-P_{0i}) & -P_{0i}P_{1i} \\ -P_{1i}P_{0i} & P_{1i}(1-P_{1i}) \end{pmatrix}, \quad \varphi_i \equiv \Phi_i \begin{pmatrix} p_{0i} - P_{0i} \\ p_{1i} - P_{1i} \end{pmatrix}$$

$$\Omega_i^{-1} \equiv \Phi_i^{-1} \Gamma_i^{-1} \Phi_i^{-1}$$

とすると、 Γ_i は p_{0i} と p_{1i} の共分散行列であり、 Ω_i^{-1} は y_{0i} と y_{1i} の共分散行列である。すると、(A.3) 式は、

$$(A.6) \quad \frac{\partial \log L}{\partial \pi} = \sum_{i=1}^K Z_i' \Omega_i^{-1} \varphi_i$$

と書き直せる。この式は誘導形パラメータ π について非線型式となっているため、 π を Scoring 法によって推定することにした (詳しくは、Dhrymes, P. J. (1980) の p.316 以降を参照のこと)。

Scoring 法は、テーラー展開により

$$(A.7) \quad \frac{\partial \log L}{\partial \pi} \doteq \frac{\partial \log L}{\partial \pi} \Big|_{\pi^0} + \frac{\partial^2 \log L}{\partial \pi \partial \pi'} \Big|_{\pi^0} (\pi - \pi^0) \\ \doteq \frac{\partial \log L}{\partial \pi} \Big|_{\pi^0} + E \left\{ \frac{\partial^2 \log L}{\partial \pi \partial \pi'} \right\} \Big|_{\pi^0} (\pi - \pi^0) = 0$$

と近似し、(A.7) 式を π について解いた式、すなわち

$$(A.8) \quad \pi = \pi^0 - E \left\{ \frac{\partial^2 \log L}{\partial \pi \partial \pi'} \right\}^{-1} \Big|_{\pi^0} \frac{\partial \log L}{\partial \pi} \Big|_{\pi^0} \\ = \pi^0 + I(\pi^0)^{-1} \frac{\partial \log L}{\partial \pi} \Big|_{\pi^0}$$

によって収束演算を行う方法である。ただし

$$(A.9) \quad I(\pi) = -E \left\{ \frac{\partial^2 \log L}{\partial \pi \partial \pi'} \right\}$$

とする。故に I は情報行列であり、

$$(A.10) \quad I(\pi) = -\sum_{i=1}^K \frac{\partial y_i'}{\partial \pi} \Omega_i^{-1} \frac{\partial y_i}{\partial \pi'} = -\sum_{i=1}^K Z_i' \Omega_i^{-1} Z_i$$

となる。そこで (A.8) 式の初期値を次の手順で求める。

$$(A.11) \quad \begin{aligned} \frac{\partial \log L}{\partial \pi} &= \sum \frac{\partial y_i'}{\partial \pi} \Omega_i^{-1} \varphi_i = \sum Z_i' \Omega_i^{-1} (\eta_i - y_i) \\ &= \sum Z_i' \Omega_i^{-1} Z_i \pi - \sum Z_i' \Omega_i^{-1} y_i = 0 \end{aligned}$$

ただし (A.12) $y_i = Z_i \pi$

また、 η_i は各雇用有業率の観察値 p_{1i} , p_{2i} , p_{0i} から次の式で一義的に決まる積分範囲を与える変数とする。

$$(A.13) \quad \begin{aligned} \int_{-\infty}^{\eta_{1i}} \frac{1}{\sqrt{2\pi}} e^{-\frac{x^2}{2}} dx &= p_{1i} \\ \int_{\eta_{0i}}^{\infty} \frac{1}{\sqrt{2\pi}} e^{-\frac{x^2}{2}} dx &= p_{0i} \end{aligned}$$

そこで (A.11) 式を π について解いた

$$(A.14) \quad \pi^0 = \left[\sum_{i=1}^K Z_i' \Omega_i^{-1} Z_i \right]^{-1} \left[\sum_{i=1}^K Z_i' \Omega_i^{-1} \eta_i \right]$$

を初期値として用いる。ここで Ω_i の中味の P , y にはそれぞれ観察対応物の p , η を入れる。そして (A.8) 式に示した収束プロセスを繰り返し、次の (A.15) 式に示された刻み幅が全パラメータについて 1/100 より小さくなった時に、収束値に達したと見なす。

$$(A.15) \quad d_j = |(\pi^j - \pi^{j-1}) / \pi^{j-1}| \quad (j \text{ はステップ回数})$$

次に検定方法について述べる。検定は 2 つの方法によって行う。第 1 は、理論スキーム全体の説明力を見るためのもので、次の (A.16) 式が示す統計量が大量標本の時、自由度 $[K(3-1)-4]$ のカイ自乗分布に従うという性質を用いた適合度検定である。

$$(A.16) \quad \begin{aligned} \chi^2 &= \sum_{i=1}^K \left\{ \left(\frac{M_i - N_i P_{0i}}{N_i P_{0i}} \right)^2 + \left(\frac{L_i - N_i P_{1i}}{N_i P_{1i}} \right)^2 + \left(\frac{S_i - N_i P_{2i}}{N_i P_{2i}} \right)^2 \right\} \\ &= \sum \varphi_i' \Gamma_i^{-1} \varphi_i \end{aligned}$$

第 2 は、各パラメータの有意性検定である。これは各世帯主所得階層の標本の大きさ N_i が大きくなるにつれて、推定量 $\tilde{\pi}$ の分布が $N(\pi, I(\pi)^{-1})$ という正規分布に漸近的に近づくという性質

を使っている (ただし $I(\pi)^{-1}$ は先に示した情報行列で $\text{Cov}(\tilde{\pi})$ となっている)。そこで本文表 2 以降の各パラメータの下の括弧の中には、 $\tilde{\pi}/I(\tilde{\pi})^{-1}$ という統計量の値を示し、 π の個々の要素が有意にゼロから離れているかどうかを検証した。

なおこれらの推定法・検定法は、Gurland, J. (1960) で述べられている Tricotomous Probit Model の最小カイ自乗推定法を参考にして展開した。

補論 2. プール・データによる推定方法・検定方法の概要

理論スキームの仮定から、49年と52年のデータの間には統計的独立性が保たれているから、両年をプールした時の尤度関数は、補論 1 で示した各年の横断面分析における尤度関数 (A. 2) 式の積の形で示される。

$$(A. 17) \quad L = \prod_{t=1}^2 L_t$$

したがって構造パラメータ θ の最尤推定値 $\tilde{\theta}$ は、本文 (30) から (32) までの式、および補論 1 の各式によって、

$$(A. 18) \quad \frac{\partial \log L}{\partial \theta} = \sum_{t=1}^2 \frac{\partial \log L_t}{\partial \theta} = \sum_{t=1}^2 \sum_{i=1}^{K_t} \frac{\partial y_{it}}{\partial \theta} \cdot \Omega_{it}^{-1} \varphi_{it}$$

$$= \sum_t \sum_i Y'_{it} \Omega_{it}^{-1} \varphi_{it} = \sum_t \sum_i X'_i Z'_{it} \Omega_{it}^{-1} \varphi_{it} = 0$$

を θ について解いた式によって示される。ところで (A. 18) 式は θ についての非線型式となっているから、横断面分析の時と同様、これを Scoring 法によって次のような収束演算を繰り返し、 $\tilde{\theta}$ を推定した。すなわち、

$$(A. 19) \quad I(\tilde{\theta}) = \sum_t \sum_i Y'_{it} \Omega_{it}^{-1} Y_{it} = \sum_t \sum_i X'_i Z'_{it} \Omega_{it}^{-1} Z_{it} X_i$$

とすると、その収束プロセスは

$$(A. 20) \quad \theta^j = \theta^{j-1} + I(\theta^{j-1})^{-1} \frac{\partial \log L}{\partial \theta} \Big|_{\theta^{j-1}}$$

という式によって示される。

また検定も、これまた横断面分析の時と同様、次の 2 つの統計量によって、適合度検定、有意性検定を行う。第 1 の適合度検定は、両年の個々の階層における標本の大きさ N_{it} が大きい時、補論 1 の (A. 16) 式に示された両年の χ^2 の和、すなわち

$$(A. 21) \quad \chi^2 = \sum_{t=1}^2 \chi_t^2$$

が、自由度 $[(3-1)(K_1+K_2)-5]$ のカイ自乗分布に従うという性質を使って行う。第 2 の有意性

検定は、個々のパラメータ θ (γ_1/σ γ_2/σ γ_3/σ γ_4/σ γ_5/σ) がゼロから有意に離れているかという検定である。これは推定量 $\tilde{\theta}$ が N_{it} が大きい時、 $N(\theta, I(\theta)^{-1})$ に従うという性質から、 $\tilde{\theta}/I(\tilde{\theta})^{-1}$ という統計量によってこれを検定した。

<引用文献>

- Drymes, P. J., (1980) *Econometrics — Statistical Foundations and Applications*. Springer-Verlag, N. Y.
- Duesenbery, J. S., (1949) *Income, Saving, and the Theory of Consumer Behavior*. Harvard Univ. Press.
- Gurland, J., Ilbox, Lee, and P. A. Dahm (1960) "Polychotomous Quantal Response in Biological Assay. *Biometrics*, Vol. 16, pp. 382-398.
- 樋口美雄(1981, a) 「女子労働供給分析の展望」『三田商学研究』23巻6号
- 樋口美雄(1981, b) 「女子の短時間および普通雇用機会への供給確率決定関式とその計測」『三田商学研究』24巻4号
- Houthakker, H. S. and Taylor, L. D., (1957) *Consumption Demand in the United States*. Harvard Univ. Press.
- Matsuno, K. and Higuchi, Y., (1982) "A Theory and Measurement of Labor Supply of Married Women." *Keio Economic Observatory Discussion Paper*. forthcoming.
- 小尾恵一郎(1982) 「家計の労働供給の理論」*Keio Economic Observatory Review*, No. 4, 近刊
- 辻村江太郎, 佐々木孝男, 中村厚志 (1959) 『景気変動と就業構造』経済企画庁経済研究シリーズ, 第2号
- 辻村江太郎(1968) 『消費構造と物価』勁草書房