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

Title	有配偶女子雇用就業確率への実証的アプローチ
Sub Title	
Author	樋口, 美雄(Higuchi, Yoshio) 松野, 一彦(Matsuno, Kazuhiko)
Publisher	慶應義塾大学産業研究所
Publication year	1985
Jtitle	Keio Economic Observatory review No.No.6 (1985. 9) ,p.53- 93
JaLC DOI	
Abstract	本稿は、現代におけるわが国の雇用制度をふまえた有配偶女子の労働供給モデルを提示し、これを実証的に分析することを目的としている。本稿では、企業から提示される雇用機会は普通雇用と短時間雇用と二種類あると仮定する。しかもHeckmanらのモデルと違って、両者には賃金格差が存在することを認める。供給者は、企業から賃金率と組み合わされて提示された「短時間雇用」と「普通雇用」さらにはいずれにも就業しない無業の三者の状態から選択を行なうというモデルを作る。モデルは、伝統的な効用理論に立ち返り効用関数を具体化
Notes	
Genre	Journal Article
URL	https://koara.lib.keio.ac.jp/xoonips/modules/xoonips/detail.php?koara_id=AN00390376-00000006-0053

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.

2．有配偶女子雇用就業確率への実証的アプローチ

樋　口　美　雄
松　野　一　彦

2. 「有配偶女子雇用就業確率への実証的アプローチ」

樋口美雄
松野一彦

1. 分析の目的と概要

本稿は、現代におけるわが国の雇用制度をふまえた有配偶女子の労働供給モデルを提示し、これを実証的に分析することを目的としている。

労働供給分析の歴史は長い。W. S. Jevons（1871）をはじめ多くの研究者が、すでに19世紀のうちから効用と労働供給の関係について理論的なメスをいれていた。その後、理論的な展開は R. Frisch（1932）によってますます精緻化された。現実のデータを使った包括的な実証分析は、P. H. Douglas（1934）によって着手され、有沢広己（1956）や C. Long（1958）らの手で時間的にもまた空間的にも幅広い観察が繰り返された。

その分析過程で、いくつかの事実関係も明らかにされてきた。たとえば、成人男子の労働力率は、本人の賃金や他の世帯員とは無関係に高水準で安定しているということや、有配偶女子をはじめとする世帯主以外の世帯員の労働力率は世帯主所得と負の、自らの賃金率とは正の相関関係にあるということなどが明らかにされてきた。とくに後者は広く安定した関係であることが認められ、いまではダグラス＝有沢法則という名で知られるようになった。

その後の労働供給の分析は、アメリカを中心としたマイクロ（個票）データの利用により、一層精緻化された。そこでは J. Heckman（1974）や M. Killingsworth（1983）の分析に見られるように統計学の進んだ手法が開発され、推定・検定の面での改善は著しい。これらの分析で採用されている分析枠組は、概ね次のようである。市場で決定された賃金率を与件として、各家計は自らの効用を最大にするように供給行動を決める。労働時間ゼロのときの所得と余暇の限界代替率と賃金率を見比べ、限界代替率の方が大きいならば一切就業しない。逆に賃金率の方が大きいならば就業を決意する。しかも労働時間は限界代替率と賃金率が等しくなるように、言いかえれば自らの効用が最大になるように供給者によって決められるという枠組になっている。言うまでもなく、この枠組では供給者は労働時間を自由に選択できると仮定している。

ところが現代のわが国の産業社会を見回すと、このような仮定は必ずしも妥当しているようには思

えない。企業は協同作業の必要性や教育訓練費あるいは福祉厚生費といった労働時間に左右されない固定費部分を重視し、労働時間を賃金率とともに指定しているのが一般的なように見受けられる。一方、個々の企業は労働時間を指定していても、企業間で指定した労働時間が異なれば、供給者は自らの効用に照らし合わせて労働時間を選択できるという反論もある。だがわが国では、企業によって異なる労働時間の幅は、アメリカに比べ小さいように見える。事実 Heckman（1974）の提示した最適労働時間選択モデルをテストしてみると、わが国の場合、妥当性を認めにくいという結論を得ている（樋口・早見（1984））。そこで本稿では、労働時間は供給者によって自由に選べると仮定するかわりに、小尾（1983）にならい、企業から賃金率と組み合わされて指定されると仮定することにする。これが、「現代におけるわが国の雇用制度をふまえたモデル」と最初に但し書きを付けた第1の点である。

第2の点も労働時間に関するものだが、企業から指定される労働時間は一律であると考えてよいかという点である。「短時間雇用者」として就業する女子が増えていることはよく知られている。週あたり労働時間が35時間未満の者を短時間雇用者とすれば、非農林女子雇用者に占める彼女らの割合は、昭和35年に8.9％だったものが、45年に12.2％、58年に21.1％に達している。それは「普通雇用」の場が限られているという見方も可能であろうが、他方で供給の側においてこのような就業形態を選択しているという事実もまた否定できない。『賃金構造基本調査』によれば、短時間雇用者の賃金率は明らかに低い。しかも、パートタイマーの多い卸小売業を見ると、彼女らの時間あたり賃金率は45年に一般女子の89％であったものが50年には75％、57年には67％へと低下している。にもかかわらず短時間雇用へ就業希望者は集中しているのであり、このような点にわが国の女子労働進出の鍵は隠されている。

そこで本稿では、企業から提示される雇用機会は普通雇用と短時間雇用と二種類あると仮定する。しかも Heckman らのモデルと違って、両者には賃金格差が存在することを認める。供給者は、企業から賃金率と組み合わされて提示された「短時間雇用」と「普通雇用」さらにはいずれにも就業しない無業の三者の状態から選択を行なうというモデルを作る。

モデルは、伝統的な効用理論に立ち返り効用関数を具体化したうえで議論を進める。どのような形状の無差別曲線をもつ家計が、いずれの状態を選択するのかを吟味し、これらの選択結果を集計することによって各雇用就業率を導出する（2節）。本稿ではダグラス＝有沢法則の安定性を確認することが一つの目的となっている。いったいこれが効用理論ではどのように表現されるのかも合わせて検討し、推定結果の吟味にあてる。

ところで、これまで女子の労働供給分析に携わってきた多くの研究者から、次のような問題が投げかけられている。それは横断面データに基づく分析結果を用いて、時系列の外挿テストを行なってみると、過小予測に陥る傾向があるという指摘である（詳しくは樋口（1981）を参照のこと）。すなわち

多くの先進諸国から、女子の労働力率は大幅に上昇していると報告されているが、横断面分析の推定パラメータを用いて時系列予測にあたったのでは、時系列的な上昇を十分かつ適切に説明することはできない。このギャップを埋めるために多くの仮説が研究者から提示されている。

実は本稿の分析でも、13の家計類型について、昭和49年および52年の『就業構造基本調査』を用いてそれぞれの年の横断面分析を行なったのだが、上述の指摘と同じことが生じている。すなわち各年の横断面分析では後述する統計学的検定および理論制約のいずれをも満足する結果を得ている（3節、4節)。だが、両年をプールしたデータを用い同じモデルをテストしてみると、必ずしもうまい結果が得られない（5節)。すなわち先にも述べたようにこれまでの多くの分析で認められた、あるいは本稿の横断面分析でも確認されたダグラス＝有沢法則を理論制約として用いると、プール・データによる分析ではこの制約を満たさない結果となってしまう。そこでこの乖離を埋めるために本稿では、消費分析で有効性が確かめられている「所得の習慣形成仮説」のテストを試みた（6節)。

最後の7節では、プール・データを使った推定結果を用いて、家計類型間における無差別曲線の形状の違い、世帯主所得、女子賃金率、労働時間の各雇用就業率に与える影響を比較する。たとえば子供の年齢構成や妻の年齢、学歴によって各雇用就業率の水準がどのように異なるのか、あるいは外生変数に対して短時間雇用供給弾性、普通雇用供給弾性はどのように異なるのかを比較検討し、短時間雇用者増加の背景を探る。

2. 理論モデル

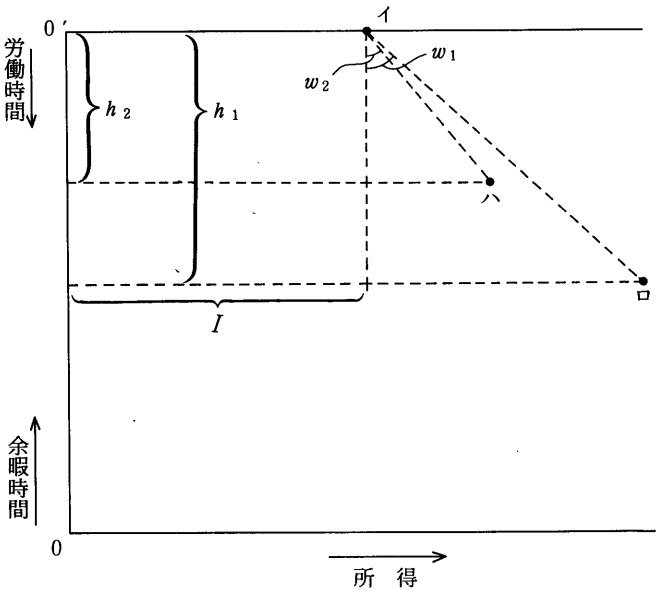
本稿は、勤労者世帯における有配偶女子を分析対象とする。これまでの分析により、世帯主の就業率は他の世帯員の所得状況や本人に提示される賃金率の高低によって影響を受けにくく、高水準で安定していることが確かめられてきた（Long（1958)、島田他（1981))。しかも本稿の対象とする勤労者世帯では、定義上、世帯主は雇用就業しており、労働時間は企業から指定されていると考えられるから、これを供給者の意思によって大きく調整することは容易でないはずである。したがって就業率、労働時間のいずれにおいても世帯主の労働供給行動、ひいては世帯主所得は、妻の就業、非就業にかかわりなく、彼女らの行動を分析するときには与件として扱うことが許されよう。

またこの分析では、有配偶女子の雇用者についても「労働時間は企業から指定されるのであって、供給者の意思によって自由に変えられるものではない」と考える。企業から提示される指定労働時間と賃金率のセットは二つあり、一方は短時間の雇用機会、他方は通常の労働時間を要する雇用機会であるとする。短時間雇用の場合、労働時間が企業から指定されているとするのはおかしいという指摘があるかもしれない。だが『雇用管理調査』など多くの調査結果を見ると、勤労日数や所定労働時間

はすべてのパートタイマーについて一律であるとする企業は多い。また本稿で扱う短時間雇用者は、データ上、いわゆるパートタイマーすべてを含んでいるわけではなく、年間200日以上就業するか、あるいは規則的な就業者であるから、労働時間や労働日数の選択幅は限られているだろう。そこで以下では、世帯主所得を与件とし、妻は企業から指定される短時間雇用、普通雇用のいずれかに就業するか、あるいは無業者の状態でいるかの三者からの選択問題を扱うことになる。

図1は、この様子を示す。横軸に家計所得、縦軸に点0から上に妻の余暇時間、点0′から下に労働時間をとる。この図で、縦軸に家計全体の余暇時間ではなく、妻の余暇時間をとったのは、妻個人の選好関数を考えているからではない。労働供給を決定する主体はあくまで家計であるとし、家計全体の選好関数を考える。ただ、先にも述べたように、この分析の対象とする勤労者世帯では世帯主の労働時間は企業により決められており、しかも簡単化のために家計の選好関数はこの変数に関して分離可能性（separability）を満たしていると仮定する。すなわち、世帯主の労働時間の長短は妻の就業行動には影響せず、彼の就業状態は所得を通じてのみ影響を与えると単純化して考えている。

図1　保証所得と雇用条件



そこで図1では、縦軸の長さ00′は、妻の処分可能な時間（たとえば1週間ならば7×24時間）T とする。いま妻が一切就業しなくとも確保できる家計所得、たとえば世帯主所得や資産所得を保証所得と呼び、I とする。さらに妻に提示される普通雇用機会の労働時間を h_1、時間あたり賃金率を w_1、短時間雇用機会のそれを h_2, w_2 とする。すると図1のように、妻がいずれの雇用機会にも就業しないときには点イ、普通雇用機会に就業したときには点ロ、短時間雇用ならば点ハに位置することになる。それぞれの家計は、点イ、ロ、ハのうち最大の選好指標を与える点を選択するはずである。

たとえば図2－1のように勾配の緩い、言いかえれば時間に対する選好の強い無差別曲線をもつ家計では、点イを通る ω_0 が最北東に位置するから妻は無業を選択するはずである。所得に対する選好の強い家計では、無差別曲線は急勾配になっている。したがって図2－2、2－3のように勾配が急

になるにつれ、短時間雇用、さらには普通雇用への就業を選択する傾向が強まる。

われわれがデータとして直接観察できるのは、個々の家計の選択結果ではない。それを家計類型や世帯主所得などの基準に従って集計した短時間雇用あるいは普通雇用の就業率である。そこで問題となるのは、これらの観察された雇用就業率から、その背後に潜む無差別曲線の形状や分布の状態を知り、これを通じて外生変数が各就業率に与える影響をどのようにすれば把握できるかということになる。

この問題を、選好関数およびその分布状態を次のように二次関数に具体化して考えてみたい。

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

y は実質の家計所得、Λ は妻の余暇時間、γ_1 から γ_5 は選好パラメータとする。ただし $\bar{\gamma}_4$ だけに棒線がついているのは、他のパラメータは各世帯で共通であると仮定しているのに対し、$\bar{\gamma}_4$ だけは異なるとしたためである。すなわち図2－1、2－2、2－3のような無差別曲線の形状の違いは、$\bar{\gamma}_4$ の差異により記述されると仮定した。$\bar{\gamma}_4$ は(1)式を Λ で微分すればわかるように、余暇の限界効用曲線の切片である。所得に比べ余暇に対する選好の弱い図2－3のような家計は、小さな $\bar{\gamma}_4$ をもつ。逆に図2－1のような余暇に対する選好の強い家計は、大きな $\bar{\gamma}_4$ をもっているはずである。$\bar{\gamma}_4$ は平均 γ_4 分散 σ^2 の正規分布に従って家計間で分布していると仮定する。

では、いかなる $\bar{\gamma}_4$ をもつ家計が普通雇用を選

図2－1　無業を選択する家計

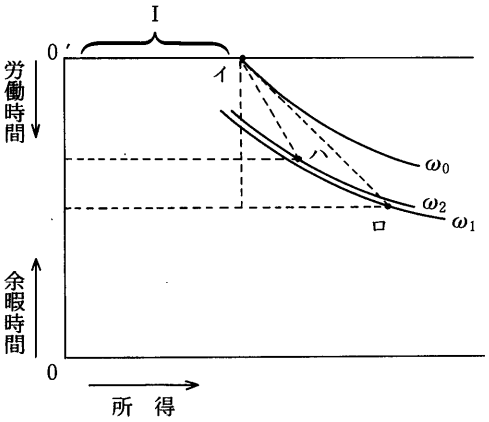


図2－2　短時間雇用を選択する家計

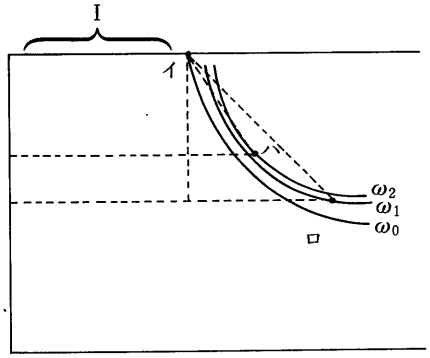
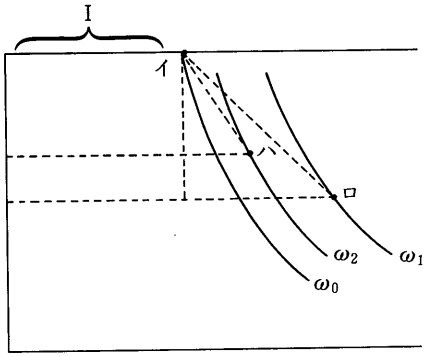


図2－3　普通雇用を選択する家計



択し、短時間雇用を選択するのか。(1)式の選好関数に即して検討してみよう。図1から、いずれにも就業しない状態（点イ）、普通雇用に就業した状態（点ロ）、短時間雇用に就業した状態（点ハ）の所得、余暇時間は、それぞれ (I, T), $(I+h_1w_1, T-h_1)$, $(I+h_2w_2, T-h_2)$ であることがわかる。それらを(1)式の選好関数の y, Λ に代入すると、それぞれを選択したときの選好指標 ω_0, ω_1, ω_2 が求まる。

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

(3) $$\omega_1=\frac{1}{2}\gamma_1(I+h_1w_1)^2+\gamma_2(I+h_1w_1)+\gamma_3(I+h_1w_1)(T-h_1)+\bar{\gamma}_4(T-h_1)+\frac{1}{2}\gamma_5(T-h_1)^2$$

(4) $$\omega_2=\frac{1}{2}\gamma_1(I+h_2w_2)^2+\gamma_2(I+h_2w_2)+\gamma_3(I+h_2w_2)(T-h_2)+\bar{\gamma}_4(T-h_2)+\frac{1}{2}\gamma_5(T-h_2)^2$$

これら三者のうち、ω_1 が最大の値をとるような家計では、妻は普通雇用就業を選択しているはずである。したがって

(5) $\omega_1>\omega_2$ かつ $\omega_1>\omega_0$

という不等式をこのような家計では満たしていることになる。(5)式を $\bar{\gamma}_4$ について解いた次式を満足するような $\bar{\gamma}_4$ をもつ家計の妻は、普通雇用に就業していると言える。

(6) $\bar{\gamma}_4<\{I(m-n)+(i-j)\}/(h_1-h_2)$

かつ(7) $\bar{\gamma}_4<(Im+i)/h_1$

ただし $m\equiv h_1(\gamma_1w_1-\gamma_3)$, $n\equiv h_2(\gamma_1w_2-\gamma_3)$

$$i\equiv\frac{1}{2}\gamma_1h_1^2w_1^2+\gamma_2h_1w_1+\gamma_3h_1w_1(T-h_1)-\gamma_5h_1(T-\frac{1}{2}h_1)$$

$$j\equiv\frac{1}{2}\gamma_1h_2^2w_2^2+\gamma_2h_2w_2+\gamma_3h_2w_2(T-h_2)-\gamma_5h_2(T-\frac{1}{2}h_2)$$

とする。普通雇用就業率は(6)、(7)式を同時に満たす $\bar{\gamma}_4$ をもつ家計の全体に占める割合である。(6)、(7)式の右辺は各家計の保証所得 I、妻に提示された普通および短時間労働の雇用条件 h_1, w_1, h_2, w_2 の大きさに依存するから、普通雇用就業率はこれらの変数に影響されることがわかる。

次に短時間雇用の選択について検討すると、同様の理由から、これを選択している家計では ω_2 が最大となっている。したがって

(8) $\omega_2>\omega_1$ かつ $\omega_2>\omega_0$

すなわち

(9) $\bar{\gamma}_4>\{I(m-n)\}/(h_1-h_2)$

かつ(10)　$\bar{\gamma}_4<(In+j)/h_2$

を同時に満たす $\bar{\gamma}_4$ を、妻が短時間雇用就業している家計はもつはずである。

いずれの雇用機会にも妻が就業しない家計では、同様にして

(11)　$\omega_0>\omega_1$　かつ　$\omega_0>\omega_2$

が成立しており、$\bar{\gamma}_4$ は

(12)　$\bar{\gamma}_4>(Im+i)/h_1$

かつ(13)　$\bar{\gamma}_4>(In+j)/h_2$

を満足している。

ところで、任意の I, h_1, w_1, h_2, w_2 が与えられたときの(6)、(7)、(10)式の右辺を、A, B, C とし、各々の大小関係を比較してみる。

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

(15)　$B-C=\{(Im+i)h_2-(In+j)h_1\}/h_1h_2$

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 h_2 より大きいはずであるから、分母はともに正の値をとる。したがって(14)、(15)式は同符号になるはずであるから、A, B, C の大小関係は以下の二つのケースしか存在しえない。

(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が成立していたとする。この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、(9)、(10)式が同時に成立することはありえない。すなわち、(9)式から $\bar{\gamma}_4$ は A より大きく、かつ(10)式から C より小さくなければならないが、(16)式に示される A, C の大小関係のもとではこのような $\bar{\gamma}_4$ は存在しない。だが現実には短時間雇用就業者は存在するのであるから、A, B, C の大小関係は観測値の近傍ではケースⅠのようになっておらず、逆にケースⅡが成立しているはずである。

そこでケースⅡについて検討を加える。A, B, C の間にこのような大小関係があると、普通雇用を選択するための条件、すなわち(6)、(7)式を同時に満たすということは、(6)式の方が強い条件となり(7)式の条件は(6)式に包含される。したがって(6)式を満たせば(7)式も必然的に満足するから、ケースⅡのもとでは(6)式が普通雇用選択のための条件となる。同様にして考えていくと、先の各条件は、(i)普通雇用を選択する家計では $\bar{\gamma}_4<A$, (ii)短時間雇用を選択する家計では $A<\bar{\gamma}_4<C$, (iii)いずれにも就業しない家計では $\bar{\gamma}_4>C$ となっている、と書きかえられる。

このようにして、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がわかる。また逆にすべての家計は三つの条件のうちいずれかを必ず満たすから、ある家計はどれをも選択しないという状態はありえない。換言すれば、この理論スキームが妥当なものである

図3　$N(r_4, \sigma^2)$ 分布と各就業確率

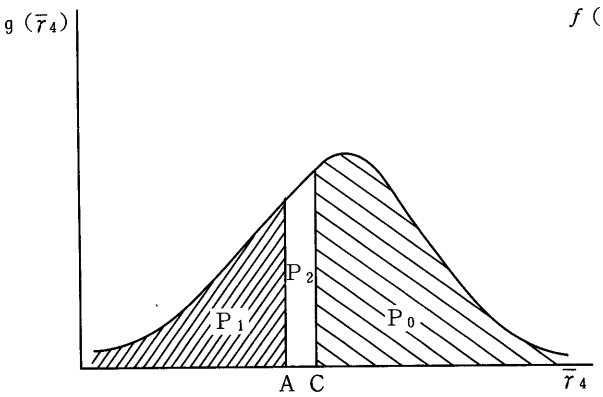
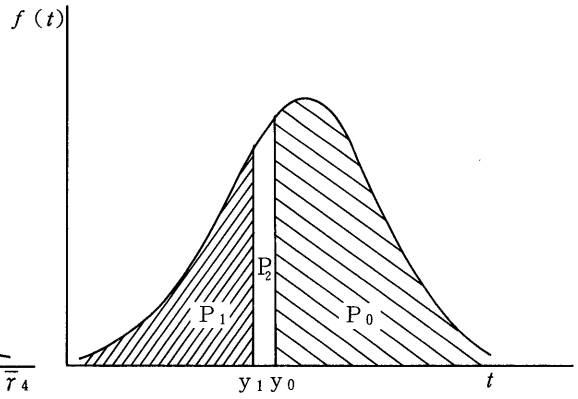


図4　$N(0, 1)$分布と各就業確率



ためには、観察される I, h_1, w_1, h_2, w_2 の範囲内で、推定されたパラメータ r_1, r_2, r_3, r_5 がケースⅡに示された条件を満たしていなければならない。

そこでケースⅡを前提にして、普通雇用就業率 P_1, 短時間雇用就業率 P_2, 非雇用就業率（無業率）P_0 はこの理論スキームでどのように記述されるかを考えてみたい。図3は平均 r_4, 分散 σ^2 の値が与えられたとしたときの $\bar{r}_4$ の分布である。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 の値は(6)、(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たす $\bar{r}_4$ をもつ家計の構成比が P_1, P_2, P_0 となる。$N(r_4, \sigma^2)$ の確率密度関数を $g(\bar{r}_4)$ とすると、普通雇用就業率 P_1 は、

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

と示される。これを $N(0, 1)$ に基準化すると、

(19)　$$P_1 = \int_{-\infty}^{y_1} f(t)\, dt$$

となる。ただし、

(20)　$$y_1 \equiv (A - r_4)/\sigma$$

(21)　$$f(t) \equiv (\sqrt{2\pi})^{-1}\, exp(-t^2/2)$$

とする。同様に短時間雇用就業率 P_2 は次のように示される。

(22)　$$P_2 = \int_{A}^{C} g(\bar{r}_4)\, d\bar{r}_4 = \int_{y_1}^{y_0} f(t)\, dt$$

ただし

(23) $y_0 = (C - \gamma_4)/\sigma$

とする。また非就業確率 P_0 は

(24) $P_0 = \int_C^{\infty} g(\bar{\gamma}_4)\, d\bar{\gamma}_4 = \int_{y_0}^{\infty} f(t)\, dt$

である。図4は平均0、分散1の正規分布である。この図は図3と違い γ_4 や σ の値が決まらなくとも描ける。観察値 p_1, p_2, p_0 が与えられると一義的に y_0, y_1 は決まる。一方、(20)式および(21)式、(6)式、(10)式から、y_0, y_1 は観察値 I, h_1, w_1, h_2, w_2 および $\gamma_1, \gamma_2, \gamma_3, \gamma_4, \gamma_5', \sigma$ と(25)、(26)式のような関係になっているから、この関係を使って各パラメータを推定することができる。

(25) $y_0 = [\gamma_1(h_2 w_2^2/2 + w_2 I) + \gamma_2 w_2 + \gamma_3\{w_2(T - h_2) - I\} - \gamma_4 + \gamma_5(h_2/2 - T)]/\sigma$

(26) $y_1 = [\gamma_1\{(h_1^2 w_1^2 - h_2^2 w_2^2)/2(h_1 - h_2) + (h_1 w_1 - h_2 w_2) I/(h_1 - h_2)\}$
$+ \gamma_2\{(h_1 w_1 - h_2 w_2)/(h_1 - h_2)\} + \gamma_3[\{h_1 w_1(T - h_1) - h_2 w_2(T - h_2)\}/(h_1 - h_2) - I]$
$- \gamma_4 + \gamma_5\{(h_1 + h_2)/2 - T\}]/\sigma$

3. 実験計画

前節で述べた理論モデルを推定可能なものにするためには、表1のような保証所得階層別の普通雇用就業率 P_1, 短時間雇用就業率 P_2, 非雇用就業率 P_0, およびそれぞれの雇用条件 h_1, w_1, h_2, w_2 のデータが必要である。基本的には本稿ではこれらを昭和49年および52年の『就業構造基本調査』(以下『就調』と呼ぶ) に求めるが、そのときの手順を簡単に述べておこう。

このモデルを推定するに際しては、選好パラメータ $\gamma_1, \gamma_2, \gamma_3, \gamma_5$ の等しい世帯について、表1のような諸変数のデータをとらなければならない。そこでまず仮定の第1として、次のような基準に従っ

表1　推定に必要な諸変数

a. 世帯主所得階層 (I)	I	II	III	……	XV
b. サンプル・サイズ	N_1	N_2	N_3	……	N_{15}
c. 短時間雇用就業者	S_1	S_2	S_3	……	S_{15}
d. 普通雇用就業者	L_1	L_2	L_3	……	L_{15}
e. 短時間雇用就業率	P_2^1	P_2^2	P_2^3	……	P_2^{15}
f. 普通雇用就業率	P_1^1	P_1^2	P_1^3	……	P_1^{15}
g. 非就業確率	P_0^1	P_0^2	P_0^3	……	P_0^{15}
h. 平均世帯主所得	I_1	I_2	I_3	……	I_{15}

て区分された家計は、みな等しい選好パラメータをもっているとみなす。

(イ) 家族構成：親の同居しない核世帯に分析を限定する。

(ロ) 妻の年齢区分：(1)20～29歳、(2)30～39歳、(3)40～49歳、(4)50～59歳

(ハ) 妻の学歴区分：(1)中学卒業、(2)高校卒業、(3)短大・大学卒業

(ニ) 子供の年齢構成区分：(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

以下では、これらの基準をクロスさせることによって分けた家計群を家計類型と呼ぶ。したがって全部で家計類型は48（1×4×3×4）となり、表1のような表が48枚できる。ところが、このうちサンプル・サイズの小さなものは統計的安定性を欠くきらいがあるため分析対象からはずし結局、表3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なった。

第2の仮定は、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可能な所得であるから、資産所得なども含むはずである。だが『就調』にはこれらのデータはないから、年間世帯主勤労所得で代理させる。区分基準は、サンプル・サイズの都合から、表2の通りとした。ただし、所得は52年基準の消費者物価指数で実質化してある。また家計類型によってはサンプル・サイズの小さな階層もあり、標本の大きさが100以下の階層はデータからはずした。このため、家計類型によって階層数は異なる。

第3は短時間雇用と普通雇用の区分基準である。『就調』では年間200日以上就業者あるいは規則的就業者についてのみ、通常週における労働時間を調査している。そこでこれを基準とし、妻の労働時間が週あたり35時間未満で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時間以上の

表2　世帯主所得階層区分

（単位：万円）

49年	第Ⅰ階層	Ⅱ	Ⅲ	Ⅳ	Ⅴ	Ⅵ	Ⅶ	Ⅷ
	50～ 80	80～100	100～120	120～140	140～160	160～180	180～200	200～230
	Ⅺ	Ⅹ	Ⅸ	Ⅻ	XIII	XIV	XV	
	230～260	260～290	290～330	330～380	380～450	450～600	600～800	
52年	Ⅰ	Ⅱ	Ⅲ	Ⅳ	Ⅴ	Ⅵ	Ⅶ	Ⅷ
	70～100	100～120	120～140	140～160	160～180	180～200	200～230	230～260
	Ⅺ	Ⅹ	Ⅸ	Ⅻ	XIII	XIV	XV	
	260～290	290～320	320～350	350～420	420～520	520～650	650～800	

雇用者である家計を普通雇用機会を選択した家計と見なす。したがってこれ以外の不規則的就業者や自営業主・家族従業者は、他の無業者と同様、非雇用就業者として扱う。本稿のモデルでは、労働時間は企業から指定されていることを前提にしているから、これにあわせてこのように処置したのは当然のことであろう。

第4は、雇用条件に関する仮定である。この分析では、同一の家計類型に属するすべての家計には、共通の雇用条件が提示されていると仮定する。この仮定は、従来の分析から賃金率に大きな影響を与えることが明らかな学歴や年齢が同一家計類型内では等しいために、さしあたってさほどの支障をきたさないと考えられる。『就調』には時間あたり賃金率に関する調査項目がない。このため『賃金構造基本調査』から、それぞれの家計類型に提示されたと思われる雇用条件を推計して用いた。たとえば普通雇用の賃金率 w_1 は、同調査より該当する年齢、学歴の一般女子労働者に支払われた特別給与も含めた月間給与をとり、これを実労働時間で割って時間あたりに換算して用いた。なお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49年の賃金率をデフレートし実質化している。次に企業の指定する労働時間 h_1 であるが、これは世帯主所得が1年を調査単位としているため、これに合わせ、同調査の該当する一般女子労働者の月間実労働時間を年単位に直して求めた。他方、短時間雇用機会の賃金率 w_2 および指定労働時間 h_2 は、同調査のパートタイム女子労働者の給与、月間労働時間より、普通雇用と用じ方法で推計した。

これら四つの仮定、近似のもとに表1の世帯主所得階層別各雇用就業率と雇用条件のデータを家計類型ごとに用意し、理論モデルの推定にあてる。

4. 横断面分析

この節では上で展開された理論モデルをもとに、横断面資料を用いたときのパラメタの推定方法およびモデルをテストする為の統計的方法を提示する。かつ推定及び検定の結果を吟味することにしたい。

P_0, P_1, P_2 は、それぞれ(24)、(19)、(22)式で与えられるように、確率的パラメタ $\bar{\gamma}_4$ の密度関数についての積分となる。積分領域を定める y_0 及び y_0 は(20)、(23)式で示された。今 y_0 と y_1 をもう一度、明示するならば、次のように書ける。

$$(27) \qquad y \equiv \begin{pmatrix} y_0 \\ y_1 \end{pmatrix} = ZX\theta$$

ただし

$$Z=\begin{bmatrix}1 & I & 0 & 0\\ 0 & 0 & 1 & I\end{bmatrix}$$

(28)
$$X=\begin{bmatrix}\frac{h_2w_2^2}{2} & w_2 & w_2(T-h_2) & -1 & \frac{h_2}{2}-T\\ w_2 & 0 & -1 & 0 & 0\\ \frac{h_1^2w_1^2-h_2^2w_2^2}{2(h_1-h_2)} & \frac{h_1w_1-h_2w_2}{h_1-h_2} & \frac{h_1w_1(T-h_1)-h_2w_2(T-h_2)}{h_1-h_2} & -1 & \frac{h_1+h_2}{2}-T\\ \frac{h_1w_1-h_2w_2}{h_1-h_2} & 0 & -1 & 0 & 0\end{bmatrix}$$

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

(27)を書き換えると

(29) $y = Z\pi$

となる。ただし

(30) $$\pi \equiv \begin{bmatrix}\pi_{00}\\ \pi_{01}\\ \pi_{10}\\ \pi_{11}\end{bmatrix} = X\theta,$$

とする。あるいは(27)式は

(31) $y = Y\theta$

ただし

(32) $Y = ZX$

と書ける。(31)のパラメタ θ は選好関数のパラメタ $\gamma_1, \gamma_2, \gamma_3, \gamma_5$、及び確率分布のパラメタ γ_4, σ から成っており、より基本的な構造パラメタと呼ばれる。一方(29)の π はこの構造パラメタ θ と外生変数からなる行列 X の積である。したがって行列 X の値が変化すれば π の値も変化する。一つの cross-section において X が近似的に一定とみなせれば、π も一定の値をとるパラメタと考えられる。θ を π よりも自律度の高い構造パラメタと呼んだのは、このような理由があったためである。以下の統計的分析では、1時点の横断面資料だけを用いるときには誘導型パラメタ π を推定の対象とし、プールデータを用いるときには構造パラメタ θ を推定の対象とする。

この節では π の把握を目的とするが、これはダグラス＝有沢法則のパラメトリックな検定を行うと

いうことに通じる。今、(19)、(22)、(24)及び(29)から次式を導びくことができる。

$$
(33)\quad
\begin{aligned}
\partial P_0/\partial I &= -f(y_0)\cdot \pi_{01} \\
\partial P_2/\partial I &= f(y_0)\pi_{01} - f(y_1)\pi_{11} \\
\partial P_1/\partial I &= f(y_1)\pi_{11}
\end{aligned}
$$

ただし f は標準化された正規分布の密度関数であり常に正の値をとる。ダグラス＝有沢法則を定式化すれば、$\partial(P_1+P_2)/\partial I<0$ または $\partial P_1/\partial I<0$ と書けよう。従って、(33)より

$$
(34)\quad
\begin{aligned}
&\pi_{01}<0 \\
&\pi_{11}<0
\end{aligned}
$$

ならばダグラス＝有沢法則と理論モデルは整合的であることになる。横断面資料によって π を推定し、(34)が満たされているかどうかを見極めることによって、ダグラス＝有沢法則が成立しているかどうかを検証することができる。

前節で述べたうちの１つの家計類型についての横断面資料を考える。これに含まれる家計の数を N とする。N 個の家計はその世帯主所得の値に応じて K 個の所得階層に分類されている。第 k 番目の所得階層の世帯主所得を $I_k(k=1, \cdots\cdots, K)$ とする。この時、(19)、(22)、(24)及び(29)から、第 k 階層の普通雇用就業率 P_{1k}, 短時間雇用就業率 P_{2k}, 及び非就業率 P_{0k} は、

$$
(35)\quad
\begin{aligned}
P_{1k} &= \int_{-\infty}^{y_{1k}} f(t)\,dt \\
P_{2k} &= \int_{y_{1k}}^{y_{0k}} f(t)\,dt \\
P_{0k} &= \int_{y_{0k}}^{\infty} f(t)\,dt \qquad k=1, \cdots\cdots, K,
\end{aligned}
$$

ただし

$$
(36)\quad
\begin{aligned}
y_k &\equiv \begin{pmatrix} y_{0k} \\ y_{1k} \end{pmatrix} = Z_k\pi \\
Z_k &= \begin{bmatrix} 1 & I_k & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 1 & I_k \end{bmatrix}
\end{aligned}
$$

となる。年齢・学歴等によって統御された家計類型についてのデータを用いる為、それらの家計類型に提示された賃金率・指定労働時間、w_1, w_2, h_1, h_2, は統御を行なわない場合よりも共通の値をとると考えられる。従って w、及び h からなる行列 X は横断面内では一定であり、従って $\pi = X\theta$ はパラメタであるとみなすことが許されよう。

ここで $P_k' = [P_{0k}, P_{1k}]$ と定める。K 個のベクトル $P_1, \cdots\cdots, P_K$ は $y_1, \cdots\cdots, y_K$ を一意に定め

る。というのは、変換(35)は正規密度関数についての積分であり、P_k と y_k は一対一の対応関係にあるからである。更に $y_1, \cdots\cdots, y_K$ とパラメタ π の対応は、(36)より

$$(37) \qquad y^* \equiv \begin{bmatrix} y_1 \\ \vdots \\ y_K \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} z_1 \\ \vdots \\ z_K \end{bmatrix} \pi \equiv Z^* \pi$$

と書ける。したがって、もし行列 $Z^{*\prime} \equiv [Z_1' \cdots\cdots Z_K'] = (4 \times K)$ のランクが4であるならば $y^{*\prime} \equiv [y_1 \cdots\cdots y_K]$ は一意に π を決定することができる。そして行列

$$(38) \qquad Z^0 = \begin{bmatrix} 1 & \cdots\cdots & 1 \\ I_1 & \cdots\cdots & I_K \end{bmatrix}$$

のランクが2であれば Z^* のランクは4である。以上は直感的な議論であるが、行列 Z^0 がランク2を持てば $P_1 \cdots\cdots P_K$ はパラメタ π を一意に決定し、したがって π は識別可能である。なお、表2に見られる実験計画により、Z^0 のランクは2であるように I_k 水準が決められている。

誘導型パラメタ π と構造パラメタ θ の関係は(30)で $\pi = X\theta$ と示された。ここで行列 $X = (4 \times 5)$ のランクは最大限4であるから5次元ベクトル θ を決定することはできない。したがって、1時点の横断面資料を用いた分析において、構造パラメタ θ は識別可能ではない。

次に横断面資料を用いてパラメタ π を推定する為の最尤推定法を説明する。第 k 階層に含まれる家計数を N_k とする。N_k 個の家計のうち、妻が普通雇用機会に就業している家計数を L_k, 短時間雇用機会に就業している家計数を S_k, そしていずれの就業機会にも就かず無業である家計数を M_k とする（$N_k = L_k + S_k + M_k$)。第 k 階層についてこのような観察結果を得る確率は三項分布で与えられる。

$$(39) \qquad F_k = \frac{N_k!}{L_k!\, S_k!\, M_k!} P_{1k}{}^{L_k} P_{2k}{}^{S_k} P_{0k}{}^{M_k},$$

ただし P_{1k}, P_{2k}, P_{0k} は、(35)で求められる。なお

$$(40) \qquad \begin{aligned} p_{1k} &= L_k / N_k \\ p_{2k} &= S_k / N_k \\ p_{0k} &= M_k / N_k \end{aligned}$$

はそれぞれ P_{1k}, P_{2k}, P_{0k} の推定値である。

各階層ごとの確率構造が独立であるという仮定のもとに、K 階層全体にわたっての確率分布

$$(41) \qquad F = \prod_{k=1}^{K} F_k$$

を得る。F は観察値（L_1, S_1, M_1), ……, (L_K, S_K, M_K) を得る確率であり、π を推定するための尤度関数となる。

微分演算の後、整理すると尤度方程式

$$(42)\qquad \frac{\partial \mathrm{l_n} F}{\partial \pi} = \sum_{k=1}^{K} \frac{\partial y_k{}'}{\partial \pi} \Phi_k{}^{-1} N_k \begin{pmatrix} \dfrac{p_{0k}}{P_{0k}} - \dfrac{p_{2k}}{P_{2k}} \\ \\ \dfrac{p_{1k}}{P_{1k}} - \dfrac{p_{2k}}{P_{2k}} \end{pmatrix} = 0$$

を得る。ここで

$$(43)\qquad \Phi_k{}^{-1} = \begin{pmatrix} f(y_{0k}) & 0 \\ 0 & f(y_{1k}) \end{pmatrix}, \qquad \frac{\partial y_k{}'}{\partial \pi} = Z_k{}'$$

である。さらに

$$(44)\qquad \Gamma_k = \frac{1}{N_k} \begin{pmatrix} P_{0k}(1-P_{0k}) & -P_{1k}P_{0k} \\ -P_{0k}P_{1k} & P_{1k}(1-P_{1k}) \end{pmatrix}, \qquad \varphi_k = \Phi_k{}^{-1} \begin{bmatrix} p_{0k} - P_{0k} \\ p_{1k} - P_{1k} \end{bmatrix}, \qquad \Omega_k{}^{-1} = \Phi_k{}^{-1} \Gamma_k{}^{-1} \Phi_k{}^{-1}$$

と定める。すると Γ_k は $p_k{}' = [p_{0k},\ p_{1k}]$ の分散・共分散行列であり、また $\Omega_k{}^{-1}$ は y_k の近似的な分散・共分散行列であることがわかる。この記号のもとで尤度方程式(42)を書き換えると、

$$(45)\qquad \frac{\partial \mathrm{l_n} F}{\partial \pi} = \sum_{k=1}^{K} Z_k{}' \Omega_k{}^{-1} \varphi_k = 0$$

となる。

π についての非線型方程式(45)を解けば最尤推定値は得られる。そのために Scoring 法を採用する。Scoring 法は

$$(46)\qquad \pi^{(i+1)} = \pi^{(i)} + I(\pi^{(i)})^{-1} \frac{\partial \mathrm{l_n} F}{\partial \pi}\bigg|_{\pi^{(i)}}, \quad i = 1,\ 2,\ \cdots\cdots$$

による逐次近似によって(45)の解を求める方法である。ここで $\pi^{(i+1)}$ は第 $i+1$ 番目の近似解であり、$I(\pi)$ は情報行列である。

$$(46\text{—A})\quad I(\pi) = -E\left\{\frac{\partial^2 \mathrm{l_n} F}{\partial \pi \partial \pi'}\right\} = -\sum Z_k' \Omega_k{}^{-1} Z_k$$

逐次近似の初期値 $\pi^{(1)}$ を得るために尤度方程式を線型近似する。まず $\eta_k{}' = [\eta_{0k},\ \eta_{1k}]$ を次のよ

うに定義する。

$$\int_{-\infty}^{\eta_{1k}} f(t)\,dt = p_{1k}$$

(47)

$$\int_{\eta_{0k}}^{\infty} f(t)\,dt = p_{0k}$$

p_k が P_k の近似値（推定値）であるのと同じく η_k は y_k の近似値である。p_k を P_k の回りで Taylor 展開し、その第一項までをとると、

(48) $$p_k \approx P_k + \Phi(y_k)(\eta_k - y_k)$$

を得る。従って(44)の φ_k の定義式及び(36)より次式を得る。

(49) $$\varphi_k \approx \eta_k - y_k = \eta_k - Z_k \pi$$

以上より線型化された尤度方程式は、(45)、(44)から、次のように書かれる。

(50) $$\sum_{k=1}^{K} Z_k' \Omega_k^{-1} \eta_k - \sum_{k=1}^{K} Z_k' \Omega_k^{-1} Z_k \pi \approx 0$$

これを解いて、初期値

(51) $$\pi^{(1)} = [\sum Z_k' \Omega_k^{-1} Z_k]^{-1} [\sum Z_k' \Omega_k^{-1} \eta_k]$$

とする。

観察値、L_k, S_k, M_k , が与えられれば(40)より p_{0k}, p_{1k}, p_{2k} が求まる。そして(47)式より求まった p_k から η_k を逆算し、これを(51)に代入する。又(51)の Ω_k は(44)に見られるように P_k を含むが、計算にはその推定値 p_k を用いる。さらに Ω_k は $f(y_{0k})$, $f(y_{1k})$ を含むが、それについては $f(\eta_{0k})$, $f(\eta_{1k})$ を用いる。以上のように、η_k 及び p_k は y_k 及び P_k に対する第 0 次近似

$$y_k^{(0)} = \eta_k$$

(52) $$P_k^{(0)\prime} = p_k' = \left[\int_{-\infty}^{y_{0k}^{(0)}} f(t)\,dt, \int_{y_{1k}^{(0)}}^{\infty} f(t)\,dt\right]$$

とみなし、初期値 $\pi^{(1)}$ を(51)によって計算する。

ひとたび $\pi^{(i)}$ が求まった後は y_k 及び P_k の第 i 次近似値として

$$y_k^{(i)} = Z_k \pi^{(i)} \qquad i \geqq 1$$

(53) $$P_{0k}^{(i)} = \int_{-\infty}^{y_{0k}^{(i)}} f(t)\,dt$$

$$P_{1k}^{(i)} = \int_{y_{1k}^{(i)}}^{\infty} f(t)\,dt$$

を使う。(46)により $\pi^{(i+1)}$ を求める際に Ω_k, φ_k の値、すなわち y_k, P_k の値が、必要になってくる。その時に(53)の第 i 次近似値、$y_k^{(i)}$, $P_k^{(i)}$ を利用する。

逐次計算を繰り返す過程で、$(i+1)$ 次と i 次の計算結果の差を、π のそれぞれの要素について、

(54) $$d^{(i+1)} = |\pi^{(i+1)} - \pi^{(i)}/\pi^{(i)}|$$

と定める。便宜上、π の全ての要素について $d^{(i+1)} < 1/100$ となった時に収束計算を終了し、最終的に得られた π の値を最尤推定値 $\hat{\pi}$ とみなすことにした。

最尤推定値 $\hat{\pi}$ の標本特性に関しては、最尤法一般についての古典的議論を採用する。我々の非古典的ケースについての正則性条件が、いまのところ明確にはされていないための次善の策である。古典的な議論によれば最尤推定値は漸近的に正規分布に従い、その平均は π に等しい。また分散・共分散行列は情報行列の逆行列に等しいことがわかっている。したがってダグラス=有沢法則のパラメトリックな表現である(34)をテストする為に正規分布を用いた有意性検定を行う。

三項分布(39)に関する適合度検定には Pearson の χ^2 一統計量。

(55) $$\chi^2 = \sum_{k=1}^{K} \left\{ \left(\frac{L_k - N_k P_{1k}}{N_k P_{1k}} \right)^2 + \left(\frac{S_k - N_k P_{2k}}{N_k P_{2k}} \right)^2 + \left(\frac{M_k - N_k P_{0k}}{N_k P_{0k}} \right)^2 \right\}$$

を利用する。ここで P_{0k}, P_{1k}, P_{2k} はモデルにもとずく理論値である。古典的枠組において、この χ^2 一統計量は漸近的に自由度 n(= 独立なセルの数－推定されたパラメタの数 $= (3-1)K-4$)を持つ χ^2 分布に従うことが知られている。なお計算上は、

(56) $$\chi^2 = \sum_{k=1}^{K} \varphi_k' \Gamma_k^{-1} \varphi_k$$

とすればよい。

以上に示した統計的方法により次のような統計量がえられる。まず $\pi' = [\pi_{00}, \pi_{01}, \pi_0, \pi_{11}]$ の4つの要素についての推定値 $\hat{\pi}$、及びその標準誤差（これは情報行列の逆行列の対角要素の平方根である）がえられる。両者によって、仮説 $\pi = 0$ の有意性検定を行なえる。更に仮説 $\pi_{01} < 0$, $\pi_{11} < 0$ を検定することにより、ダグラス=有沢法則と理論モデルの整合性のテストを行なうことが可能である。また適合度検定の為の χ^2 一統計量も得られる。

昭和49年の A 型から M 型までの13の家計類型ごとに統計的方法を適用した結果は、表3－1に与えられている。昭和52年についての統計量は表3－2のとおりである。

まず適合度検定について、χ^2 の値に「＊」がついているものは有意水準5％で有意でないもの「＊＊」がついているものは有意水準0.5％で有意でないものを表わす。χ^2 一統計量は大きい値ほど理論と観察のギャップが大きいことを意味するから、「＊」の印のついているもの程、そのギャップは小さく良好な適合度を示していることになる。「＊＊」は適合度が非常によいとは言えないもの、「＊」印の

表 3 — 1　横断面分析の推定結果(昭和 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　率
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)**	− 0.646850 (6.5641)**
π_{01}	− 0.443018 *E*-2 (13.0115)**	− 0.446613 *E*-2 (10.3198)**	− 0.187976 *E*-2 (9.4539)**	− 0.136785 *E*-2 (2.1894)**	− 0.158662 *E*-2 (4.5080)**	− 0.223469 *E*-2 (13.6767)**	− 0.205044 *E*-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)**	− 0.859580 (7.8406)**
π_{11}	− 0.481188 *E*-2 (13.6870)**	− 0.490439 *E*-2 (10.6929)**	− 0.260022 *E*-2 (12.1663)**	− 0.252435 *E*-2 (3.6753)**	− 0.174892 *E*-2 (4.7486)**	− 0.269280 *E*-2 (14.8271)**	− 0.203651 *E*-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 *	58.3770	17.5985 *
(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 %でモデルが棄却されなかったことを、** は 0.5 %で棄却されなかったことを示す。)

表 3 — 1 (つづき)　横断面分析の推定結果(昭和 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	中　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)**	0.688481 *E*-1 (1.4742)	0.188901 (3.7711)**	0.145046 (2.3149)**	− 0.239155 (6.5805)**	− 0.419739 (7.5497)**	
π_{01}	− 0.192212 *E*-2 (11.6629)**	− 0.216030 *E*-2 (10.0051)**	− 0.244606 *E*-2 (14.9229)**	− 0.266427 *E*-2 (12.7741)**	− 0.180946 *E*-2 (9.5588)**	− 0.143641 *E*-2 (7.1084)**	
π_{10}	0.417320 *E*-1 (1.1025)	− 0.654399 *E*-3 (0.0137)	0.143411 (2.7966)**	0.762571 *E*-2 (0.1162)	− 0.330181 (8.8667)**	− 0.525639 (9.1537)**	
π_{11}	− 0.207537 *E*-2 (12.3487)**	− 0.265005 *E*-2 (11.8329)**	− 0.282109 *E*-2 (16.5356)**	− 0.284506 *E*-2 (12.8149)**	− 0.193761 *E*-2 (9.9013)**	− 0.146406 *E*-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3－2　横断面分析の推定結果(昭和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)	−0.798692 *E*-1 (1.8054)	−0.311284 (4.2649)**
π_{01}	−0.315081 *E*-2 (8.9229)**	−0.340972 *E*-2 (12.6646)**	−0.148061 *E*-2 (7.7744)**	−0.238823 *E*-2 (6.1197)**	−0.977042 *E*-3 (1.5147)	−0.185405 *E*-2 (13.3968)**	−0.258908 *E*-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}	−0.325186 *E*-2 (9.0988)**	−0.354419 *E*-2 (12.5285)**	−0.198630 *E*-2 (9.9574)**	−0.308657 *E*-2 (7.1277)**	−0.153404 *E*-2 (2.3265)**	−0.226710 *E*-2 (14.9141)**	−0.262536 *E*-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)

表3－2(つづき)　横断面分析の推定結果(昭和52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	中　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}	0.286416 (7.6838)**	0.376253 *E*-1 (0.8794)	0.377122 (7.7171)**	0.302646 (5.6156)**	−0.222342 (6.9079)**	−0.268992 (5.5833)**	
π_{01}	−0.193541 *E*-2 (14.1365)**	−0.154827 *E*-2 (9.1058)**	−0.234779 *E*-2 (17.2271)**	−0.240145 *E*-2 (15.3749)**	−0.136250 *E*-2 (9.7800)**	−0.131518 *E*-2 (9.5810)**	
π_{10}	0.238371 (6.3376)**	−0.435312 *E*-1 (0.9969)	0.276605 (5.5617)**	0.154264 (2.7576)**	−0.276292 (8.4306)**	−0.375701 (7.5810)**	
π_{11}	−0.214219 *E*-2 (15.3838)**	−0.185757 *E*-2 (10.5963)**	−0.246607 *E*-2 (17.5855)**	−0.259094 *E*-2 (15.7185)**	−0.155161 *E*-2 (10.8352)**	−0.132946 *E*-2 (9.3422)**	
収束回数	2	2	2	2	2	2	
χ^2	39.4664 **	38.8525 **	23.1164 *	33.3042 *	30.6809 *	31.0659 *	
(自由度)	(22)	(22)	(22)	(22)	(22)	(24)	

ないものは0.5％有意水準で棄却すべきものを意味する。昭和49年の推定結果については F, J 型の家計、昭和52年の結果については A, F 型の家計が仮説を棄却すべきであることになる。残りの、昭和49年については10類型、昭和52年についても同様10類型に関して、理論モデルは十分な説明力をもっていると判断できる。

パラメタ π についての有意性検定の為の t 統計量は括弧の中の数値として与えられている。正規分布を用いて5％水準で有意になるものは「＊＊」がつけられている。仮説 $\pi_{00}=0, \pi_{01}=0$ が有意でないものが26ケース中8ケースみられる。仮説 $\pi_{01}=0, \pi_{11}=0$ が有意でないものは26ケースの内1ケースだけである。その1ケースは昭和52年の E 型家計の π_{01} である。その他のケースでは世帯主所得 I の係数 π_{01}, π_{11} はいずれも有意であり、世帯主所得は各確率を決定する主要な要因であることを示していると評価できる。

さらに、推定された π_{01}, π_{11} の値をみると、全てのケースで負の値をとっていることがわかる。かつ1つのケースを除いて全て有意であるから、昭和49、52年の各家計類型のほとんど類型に関して、ダグラス＝有沢法則が成立していることが確かめられた。

なお、横断面資料によるテストではこれ以上のテスト基準を求めるわけにはいかない。例えば、パラメタ π は雇用条件 w, h が変化すれば一諸に変化する誘導形パラメタであり、昭和49年についての推定値と52年の推定値を比較するということには意味がない。また例えば、49年の推定値 $\hat{\pi}$ を用いて52年の各就業率を外挿するということもできない。その為には構造パラメタ θ を推定しなければならないのである。したがって今の段階では一時点の cross-section に対する理論モデルの説明力をテストしただけに留まらざるをえない。

5. プールデータによる分析

前節では理論モデルが一時点の横断面資料については高い説明力を有することを確かめた。この節では、理論モデルが二時点にわたる横断面資料の動きをも説明することができるかどうかをテストする。その為に理論モデルに登場するパラメタ θ を推定する方法を提示し、また適合度検定の為の統計量を導く。

添字 $t=1,2$ によって昭和49年、52年を示すことにする。特定の家計類型に含まれる家計数を各年、それぞれ $N_t(t=1,2)$ とする。N_t の家計は世帯主所得水準に応じて K_t 個の所得階層に分類されている。第 k_t 番目の階層の世帯主所得水準は $I_{k_t t}$ とする。ただし $k_t=1, \cdots\cdots, K_t$。第 t 年における普通雇用機会の雇用条件は (w_{1t}, h_{1t})，短時間雇用については (w_{2t}, h_{2t}) とする。賃金率は両年について差が存在するものとする $(w_{11} \neq w_{12}, w_{21} \neq w_{22})$。

第 t 年の第 k_t 階層における就業確率は、(19)、(22)、(24)より、

$$P_{1k_tt} = \int_{-\infty}^{y_{1k_tt}} f(s)\,ds$$

(57) $$P_{2k_tt} = \int_{y_{1k_tt}}^{y_{0k_tt}} f(s)\,ds$$

$$P_{0k_tt} = \int_{y_{0k_tt}}^{\infty} f(s)\,ds \qquad \begin{pmatrix} k_t = 1, \cdots\cdots, K_t \\ t = 1, 2, \end{pmatrix}$$

と示される。ここで、(27)より

(58) $$y_{k_tt} = \begin{pmatrix} y_{0k_tt} \\ y_{1k_tt} \end{pmatrix} = Z_{k_tt} X_t \theta$$

が成立する。ただし

(59) $$Z_{k_tt} = \begin{bmatrix} 1 & I_{k_tt} & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 1 & I_{k_tt} \end{bmatrix}$$

であり、X_t は(28)で定義される行列 X の要素であるところの w, h に添字 t をつけたものである。(58)を書き換えると

(60) $$y_{k_tt} = Y_{k_tt}\theta$$

(ただし $Y_{k_t} = Z_{k_t}X_t$)となる。X_t は同一時点の横断面データでは一定であるが、時点間では異なった値となる。

(60)の内容をもう一度あらためて書き直すと、次のようになる。

(61) $$y^{**} \equiv \begin{bmatrix} y_{11} \\ \vdots \\ y_{K_11} \\ y_{12} \\ \vdots \\ y_{K_22} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} Y_{11} \\ \vdots \\ Y_{K_11} \\ Y_{12} \\ \vdots \\ Y_{K_22} \end{bmatrix} \theta \equiv Y^{**}\theta$$

ただし

$$Y^{**} \equiv \begin{bmatrix} Z_1^* & 0 \\ 0 & Z_2^* \end{bmatrix} \begin{bmatrix} X_1 \\ X_2 \end{bmatrix} \equiv Z^{**}X^*$$

(62) $$Z_t^* \equiv \begin{bmatrix} Z_{1t} \\ \vdots \\ Z_{K_tt} \end{bmatrix}$$

$P_{k_t t}' \equiv [P_{0k_t t}, P_{1k_t t}]$ $(k_t = 1, \cdots\cdots, K_t, t = 1, 2)$ がすべて与えられれば、(57)より、各 $y_{k_t t}$ は一意的に決まる。すなわち(61)の左辺の y^{**} は確定する。θ の識別性は(61)の解の一意性の問題と置き換えられる。いま、行列

$$(63) \qquad Z_t^{\circ} = \begin{bmatrix} 1 & \cdots\cdots & 1 \\ I_{1t} & \cdots\cdots & I_{K_t t} \end{bmatrix}$$

のランクが、$t = 1, 2$ に対して、2であるとすると、$Z_1^* = (2K_1 \times 4)$ と $Z_2^* = (2K_2 \times 4)$ は共にランク4となり、さらに $Z^{**} = (2(K_1 + K_2) \times 8)$ のランクは8となる。行列 $X^* = (8 \times 5)$ がフルランクであり、かつ掛算 $Y^{**} = Z^{**} X^*$ を行なった後 Y^{**} の要素に関して共線性が生じないとすれば Y^{**} のランクは5となる。そしてこのときに限り θ は(61)によって一意に決定され、識別可能となる。実際のデータにあたってみると、計算途中で得られる Y^{**} のランクはフルランク5の条件を満している。

第 k_t 階層における家計数を $N_{k_t t}$ とする。そして $N_{k_t t}$ の家計の内 $L_{k_t t}, S_{k_t t}, M_{k_t t}$ の家計がそれぞれ普通雇用、短時間雇用、無業を選択していたとする。ただし $N_{k_t t} = L_{k_t t} + S_{k_t t} + M_{k_t t}$ が成立している。一時点のときの尤度関数は、前節で示されたように

$$(64) \qquad F_{(t)}^* = \prod_{k_t=1}^{K_t} \frac{N_{k_t t}!}{L_{k_t t}!\, S_{k_t t}!\, M_{k_t t}!} P_{1k_t t}^{L_{k_t t}} P_{2k_t t}^{S_{k_t t}} P_{0k_t t}^{M_{k_t t}}$$

である。ただし各 P は(57)で与えられるとする。$t = 1$ と $t = 2$ の確率構造が独立であるならば、2時点におよぶプールデータにとっての尤度関数は

$$(65) \qquad F^* = F_{(1)}^* \cdot F_{(2)}^*$$

で与えられる。

θ の最尤推定値 $\hat{\theta}$ を得る為の尤度方程式は、直接に微分演算を施し整理してみると、

$$(66) \qquad \frac{\partial \ln F^*}{\partial \theta} = \sum_{t=1}^{2} \sum_{k_t=1}^{K_t} \frac{\partial y_{k_t t}'}{\partial \theta} \Phi_{k_t t}^{-1} N_{k_t t} \begin{pmatrix} \dfrac{p_{0k_t t}}{P_{0k_t t}} - \dfrac{p_{2k_t t}}{P_{2k_t t}} \\ \\ \dfrac{p_{1k_t t}}{P_{1k_t t}} - \dfrac{p_{2k_t t}}{P_{2k_t t}} \end{pmatrix} = 0$$

となる。ここで、

$$(67) \qquad \begin{aligned} p_{1k_t t} &= L_{k_t t}/N_{k_t t} \\ p_{2k_t t} &= S_{k_t t}/N_{k_t t} \\ p_{0k_t t} &= M_{k_t t}/N_{k_t t} \end{aligned}$$

であり、$p_{1kt}, p_{2kt}, p_{0kt}$ それぞれ $P_{1k_t t}, P_{2k_t t}, P_{0k_t t}$ の推定値でもある。さらに

$$\Phi_{k_t t} = \begin{bmatrix} f(y_{0k_t t}) & 0 \\ 0 & f(y_{1k_t t}) \end{bmatrix}$$

(68)

$$\frac{\partial y_{k_t t}'}{\partial \theta} = Y_{k_t t}'$$

でもある。

ここで、次式を定義する

$$\Gamma_{k_t t} = \frac{1}{N_{k_t t}} \begin{pmatrix} P_{0k_t t}(1-P_{0k_t t}) & -P_{0k_t t}P_{1k_t t} \\ -P_{1k_t t}P_{0k_t t} & P_{1k_t t}(1-P_{1k_t t}) \end{pmatrix}$$

(69)

$$\varphi_{k_t t} = \Phi_{k_t t}^{-1} \begin{pmatrix} p_{0k_t t} - P_{0k_t t} \\ p_{1k_t t} - P_{1k_t t} \end{pmatrix}$$

$$\Omega_{k_t t}^{-1} = \Phi_{k_t t}^{-1} \Gamma_{k_t t}^{-1} \Phi_{k_t t}^{-1},$$

すると尤度方程式は次のように書ける。

(70) $$\frac{\partial \mathrm{l_n} F^*}{\partial \theta} = \sum_t \sum_{k_t} Y_{k_t t}' \Omega_{k_t t}^{-1} \varphi_{k_t t} = 0$$

θ について非線型の尤度方程式(70)を解くには、情報行列

(71) $$I(\theta) = -\sum \sum Y_{k_t t}' \Omega_{k_t t}^{-1} Y_{k_t t}$$

を使った、Scoring 法

(72) $$\theta^{(i+1)} = \theta^{(i)} + I(\theta^{(i)})^{-1} \frac{\partial \mathrm{l_n} F^*}{\partial \theta}\bigg|_{\theta^{(i)}}, \qquad i = 1, 2, \cdots\cdots$$

による逐次近似を用いるのが便利である。逐次近似の初期値 $\theta^{(1)}$ は第4節の場合と同じように求められ、

(73) $$\theta^{(1)} = [\sum_t \sum_{k_t} Y_{k_t t}' \Omega_{k_t t} Y_{k_t t}]^{-1} [\sum \sum Y_{k_t t}' \Omega_{k_t t} \eta_{k_t t}]$$

となる。ただし $\eta_{k_t t}' = [\eta_{0k_t t} \cdot \eta_{1k_t t}]$ は

$$\int_{-\infty}^{\eta_{1k_t t}} f(s)\,ds = p_{1k_t t}$$

(74)

$$\int_{\eta_{0k_t t}}^{\infty} f(s)\,ds = p_{0k_t t}$$

で定義される $y_{k_t t}$ に対する〝第0次〟近似である。$P_{k_t t}$ に対する第0次近似は $p_{k_t t}$ である。

ひとたび $\theta^{(i)}$ $(i \geqq 1)$ が計算されると、$y_{k_t t}$ 及び $P_{k_t t}$ の第 i 次近似は、

$$
(75)\quad
\begin{aligned}
y_{k_t t}{}^{(i)} &= Y_{k_t t}\theta^{(i)} \\
P_{0k_t t}{}^{(i)} &= \int_{-\infty}^{y_{1k_t t}{}^{(i)}} f(s)\,ds \\
P_{1k_t t}{}^{(i)} &= \int_{y_{0k_t t}{}^{(i)}}^{\infty} f(s)\,ds
\end{aligned}
$$

として計算し、(74)式の右辺の各項を計算するのに利用される。

第 i 回目から第 $i+1$ 回目の逐次計算の差、$d^{(i+1)} = |\theta^{(i+1)} - \theta^{(i)}/\theta^{(i)}|$ が、θ の全ての要素に関して、1/100 より小さくなった時に収束計算を終了し、最尤推定値 $\hat{\theta}$ に到達したと見なす。以上のような手順を踏んで、構造パラメータ $\hat{\theta}$ の推定を試みる。

古典的な正則条件の下で、最尤推定値は、漸近的に平均θ、分散共分散行列 $I(\theta)^{-1}$ の正規分布に従うことが知られている。θ についての有意性検定にはこの結果を用いる。

二時点にわたる横断面資料に対して、理論モデルがどの程度の説明力をもつかを検定するには Pearson の χ^2 適合度検定量を用いる。その検定量は、

$$
(76)\quad \chi^2 = \sum_{t=1}^{2}\sum_{k_t=1}^{K_t}\left\{\left(\frac{L_{k_t t} - N_{k_t t}P_{1k_t t}}{N_{k_t t}P_{1k_t t}}\right)^2 + \left(\frac{S_{k_t t} - N_{k_t t}P_{2k_t t}}{N_{k_t t}P_{2k_t t}}\right)^2 + \left(\frac{M_{k_t t} - N_{k_t t}P_{0k_t t}}{N_{k_t t}P_{0k_t t}}\right)^2\right\}
$$

と定められるが、計算上は

$$
(77)\quad \chi^2 = \sum_{t=1}^{2}\sum_{k_t=1}^{K_t}\varphi_{k_t t}{}'\Gamma_{k_t t}{}^{-1}\varphi_{k_t t}
$$

を用いる。一般に χ^2 一統計量は漸近的に自由度 n(= 独立なセルの数—推定されたパラメタの数 = $(3-1)(K_1+K_2)-5$) の χ^2 分布に従うことが知られている。この性質を以下の検定では用いる。

A 型の家計類型どおし、あるいは B 型の家計類型どおし、という具合に同一の類型について昭 49 年の横断面資料と 52 年の横断面資料を一つにまとめてプールデータとする。それに上述の統計的方法を適用して、最尤推定値 $\hat{\theta}' = [\hat{\gamma}_1/\sigma, \hat{\gamma}_2/\sigma, \hat{\gamma}_3/\sigma, \hat{\gamma}_4/\sigma, \hat{\gamma}_5/\sigma]$ および適合度検定量 χ^2 を得る。A から M までの各家計類形について求めた統計量が表 4 に与えられている。

適合度検定の結果を見ると、D 型及び G 型家計以外については、全て理論モデルは棄却されることになる。検定量を用いるまでもなく、観察値と理論値をプロットしてみると、理論モデルの妥当性は疑わしいことがわかる。図 5 は C 型家計に関しての観察値と理論値の適合度を表わしている。両者のギャップはランダムに散ばっているのではなく、システマティックに理論値と観察値が乖離している様子を見ることができる。さらに進んでパラメタ θ についての有意性検定を検討することはあまり意味はないと思うが、一応、括弧内の t 一統計量によってこの検定を行なっておこう。(**) 印は有意水準 5 %で有意なものを表わす。前節の一時点の横断面データを用いたときの π の検定結果と比

表4　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	−0.210610 *E*-2 (1.9402)	−0.291112 *E*-2 (2.3350)**	−0.738635 *E*-2 (7.7598)**	−0.104590 *E*-1 (4.1094)**	−0.274951 *E*-2 (1.6538)	−0.528854 *E*-2 (6.3236)**	−0.220506 *E*-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	0.382312 *E*-2 (14.9439)**	0.351551 *E*-2 (14.6240)**	0.116329 *E*-2 (7.7269)**	0.137475 *E*-2 (3.8230)**	0.136291 *E*-2 (4.1843)**	0.152362 *E*-2 (13.1034)**	0.225677 *E*-2 (9.7043)**
γ_4/σ	9.020178 (5.4106)**	5.789858 (2.4536)**	−2.748570 (3.8028)**	0.384755 (0.2348)	−0.582128 *E*-1 (0.0417)	−1.180756 (1.4811)	−0.335359 (0.2395)
γ_5/σ	−0.103266 *E*-2 (5.3444)**	−0.582050 *E*-3 (2.1290)**	0.357073 *E*-3 (4.2495)**	0.516255 *E*-4 (0.2708)	0.510833 *E*-4 (0.3151)	0.176489 *E*-3 (1.8993)	0.103057 *E*-3 (0.6335)
収束回数	19	4	2	3	6	3	3
χ^2	387.4443	68.8709	118.9529	37.0551 *	94.1352	272.1064	66.4771 **
(自由度)	(35)	(41)	(47)	(39)	(37)	(49)	(41)
理論的制約	○	○	×	×	×	×	×

表4（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	−0.259501 *E*-2 (4.2540)**	−0.547033 *E*-2 (5.8890)**	−0.350976 *E*-2 (5.1642)**	−0.275108 *E*-2 (2.7879)**	−0.252231 *E*-2 (3.5342)**	−0.397389 *E*-3 (0.5321)	
γ_2/σ	−11.304245 (13.0145)**	−8.490391 (7.2155)**	−12.851684 (13.6223)**	−13.330527 (10.7494)**	−10.470661 (9.4706)**	−8.509156 (6.2416)**	
γ_3/σ	0.164326 *E*-2 (14.7320)**	0.142643 *E*-2 (9.7322)**	0.201579 *E*-2 (17.9528)**	0.217442 *E*-2 (15.6106)**	0.132008 *E*-2 (10.9470)**	0.118520 *E*-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	0.169899 *E*-3 (7.9828)**	0.851874 *E*-4 (2.9593)**	0.160051 *E*-3 (5.8157)**	0.662431 *E*-4 (1.8555)	0.208067 *E*-3 (4.8534)**	0.758730 *E*-4 (1.1253)	
収束回数	2	2	3	3	2	3	
χ^2	122.3540	79.6940	160.2053	139.4902	77.6887	103.6605	
(自由度)	(47)	(47)	(49)	(45)	(47)	(51)	
理論的制約	×	×	×	×	×	×	

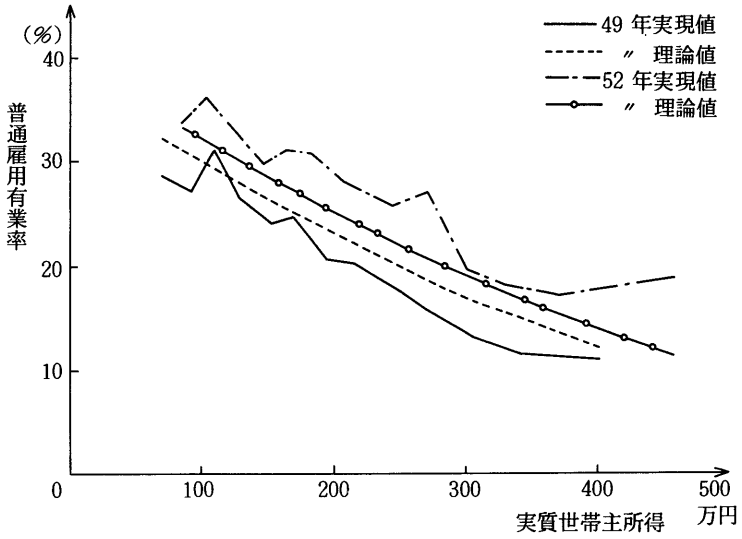
較すると、パラメタの有意性はかなり低下していることがわかる。

一方、ダグラス=有沢法則とモデルが整合的である為には $\pi_{01}<0$, $\pi_{11}<0$ となっていなければならない。これを構造パラメタに関して書き表わすと

$$\pi_{01}=\frac{\gamma_1}{\sigma}w_2-\frac{\gamma_3}{\sigma}<0 \tag{78}$$

$$\pi_{11}=\frac{\gamma_1}{\sigma}\left(\frac{h_1w_1-h_2w_2}{h_1-h_2}\right)-\frac{\gamma_3}{\sigma}<0$$

図5　C型家計における普通雇用有業率の実現値と理論値
（習慣形成効果導入前）



となる。推定された γ_1/σ と γ_3/σ を用いて π_{01}, π_{11} の値を上式に従って逆算してみる。その値が共に負になっている時、ダグラス=有沢法則に基づいた理論制約を満しているということになる。A から M の13種類のうち、この理論制約を満しているものは A 型と B 型の2つの類型だけにすぎない。横断面資料の分析によって確認されたダグラス=有沢法則ではあったが、構造パラメタまで推定を進めていくと、その推定値ではダグラス法則は認められないことになる。横断面分析の結果を重視するかぎり、このことは推定された θ の値の信頼性が低いという意味と解釈せざるをえない。以上の諸結果からして、理論モデルは一層の改善の余地がありそうに考えられる。実際、図5の如くシステマティックな誤差が見られるという事が改善の依り処である。

6. 習慣形成仮説

この節を始めるにあたって、(19)、(22)、(24)から次式を導いておく。

$$\frac{\partial P_1}{\partial w_1}=f(y_1)\frac{h_1}{(h_1-h_2)\sigma}[(I+w_1h_1)\gamma_1+\gamma_2+(T-h_1)\gamma_3] \tag{79}$$

ここで $f(y_1)>0$, $h_1-h_2>0$, $\sigma>0$, であるから、図2の点ロにおける所得の限界効用 $=(I+w_1h_1)\gamma_1+\gamma_2+(T-h)\gamma_3$ が正ならば $\partial P_1/\partial w_1>0$ である。すなわち、普通雇用機会の賃金率が上昇すれば、普通雇用に対する就業率は上昇することになる。この理論的帰結と図5における就業率曲線の上

方変位は整合的である。実際図5の理論値も昭和49年から52年にかけて上方変化を示している。ところが同図における観察値の上方変位は、理論値の上方変位を上回るものである。理論値は昭和49年については過大予測、昭和52年については過小予測である。もう1つこの図で特徴的なことは予測誤差と世帯主所得の相関である。昭和49年については、世帯主所得の高い階層で予測誤差が大きい。昭和52年については世帯主所得の低い階層で予測誤差は大きい。これら2つの特徴はC型家計に限らず、他の家計類型についても見い出されている。

2時点にわたる就業率曲線の変位を説明する為には、次の2点について理論モデルを改善させなければならない。すなわち、(i)昭和49年から52年にかけての就業率曲線の上方変位は賃金率の上昇だけで説明することはできず、これ以外の上昇要因の導入が必要であること。(ii)予測値の就業率曲線が昭和49年ではより急勾配になり、昭和52年ではより緩やかになるような要因の導入が必要であると、この2つの基準を充足するような要因を理論モデルに導入することが必要となる。分析に使われた資料は家計類型毎に分類されている為、モデルの中に家計の人口学的変数を持ち込んで問題を処理できる可能性は少い。

問題の形式的表現は、1つの理論図式で2時点以上の横断面資料の動きを説明するということである。全く同じ形式の問題が、消費需要分析の分野でも生じていたことを我々は知っている。以下では消費の分野で展開された習慣形成仮説を労働供給の問題にも適用して、その有効性を確認することにしたい。

今までの議論では、選好関数(1)は時点間についても、また所得階層間についても一定であるという前提がおかれていた。以下では、この前提を取り除き、時点間あるいは所得階層間において各家計の選好関数には差異があるものとする。かつその差異はランダムに生じたものではなく、過去の所得経歴にもとずいて造り出された差異であると考える。すなわち「所得の習慣形成効果」によって各家計ごとの選好場には変位があるものとする。理論モデルの他の側面、例えば制約式に相当する部分は従前通りのものとして手をつけない。

習慣形成効果を表わす変数 H を用い、選好関数 ω を

$$\omega=\frac{1}{2}\gamma_1 y^2+(\alpha+\beta H)y+\gamma_3 y\Lambda+\gamma_4\Lambda+\frac{1}{2}\gamma_5\Lambda^2 \tag{80}$$

と書き、選好関数の変位を導入する。ここでは、特に所得の限界効用 $\left(\frac{\partial\omega}{\partial y}=\gamma_1 y+(\alpha+\beta H)+\gamma_3\Lambda\right)$ の切片項が習慣形成と共にシフトする形をとる。この形にするのが、一番単純な修正である。その上、これによって習慣形成という定性的な仮説をパラメトリックにテストすることが可能となり、また以下に述べるように、上述の問題点(i)、(ii)を一拠に解決することもできる。

ここでのモデル修正は従前のモデルの γ_2 を $\alpha+\beta H$ で置き換えたものであり、各就業確率を定める方程式も次の通り簡単に求めることができる。

$$
\begin{aligned}
P_1 &= \int_{-\infty}^{y_1} f(s)\,ds \\
P_2 &= \int_{y_1}^{y_0} f(s)\,ds \qquad (81) \\
P_0 &= \int_{y_0}^{\infty} f(s)\,ds
\end{aligned}
$$

ただし

$$
y = \begin{pmatrix} y_0 \\ y_1 \end{pmatrix} = ZX\theta
$$

$$
Z = \begin{bmatrix} 1 & I & H & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 1 & I & H \end{bmatrix}
$$

$$
X = \begin{bmatrix}
\frac{h_2 w_2}{2} & w_2 & 0 & w_2(T-h_2) & -1 & \frac{h_2}{2}-T \\
w_2 & 0 & 0 & -1 & 0 & 0 \\
0 & 0 & w_2 & 0 & 0 & 0 \\
\frac{h_1{}^2 w_{12}^2 - h_2{}^2 w_2{}^2}{h_1-h_2} & \frac{h_1 w_1 - h_2 w_2}{h_1-h_2} & 0 & \frac{h_1 w_1 (T-h_1) - h_2 w_2 (T-h_2)}{h_1-h_2} & -1 & \frac{h_1+h_2}{2}-T \\
\frac{h_1 w_1 - h_2 w_2}{h_1-h_2} & 0 & 0 & 1 & 0 & 0 \\
0 & 0 & \frac{h_1 w_1 - h_2 w_2}{h_1-h_2} & 0 & 0 & 0
\end{bmatrix} \qquad (82)
$$

$$
\theta' = [\gamma_1/\sigma \quad \alpha/\sigma \quad \beta/\sigma \quad \gamma_3/\sigma \quad \gamma_4/\sigma \quad \gamma_5/\sigma],
$$

とする。

あるいはこれを書き換えて

$$
y = \begin{bmatrix} \pi_{00} + \pi_{01} I + \pi_{02} H \\ \pi_{10} + \pi_{11} I + \pi_{12} H \end{bmatrix}, \qquad (83)
$$

$$
\pi' = (X\theta)' = [\pi_{00},\ \pi_{01},\ \pi_{02},\ \pi_{10},\ \pi_{11},\ \pi_{12}].
$$

としてもよい。

過去において高い所得を経験した家計は、そのことが記憶となって残り現在の所得に対する選好を強めるであろう。したがって習慣形成 H はプラスの係数 β を伴って、所得の限界効用曲線を上方に変位させると考えられる。β がプラスであるならば、(83)における H の係数もプラス、すなわち

$$\pi_{02} = w_2\beta/\sigma > 0$$

(84)
$$\pi_{12} = \frac{h_1w_1 - h_2w_2}{h_1 - h_2} \quad \frac{\beta}{\sigma} > 0$$

と考えられる。

次に習慣形成項 H を導入した効果を、数式上確かめておきたい。就業確率 P_1, および P_1+P_2 は外生変数（w, h, I, H）が変われば、その値を変化させる。w_1 の変化に対して P_1 がどう変るかは(79)で見た通りである。ただ w の変化にもとずくだけでは二時点間の就業率曲線の変位を追うのに十分でないことは、前節の計量分析が示していた。そこで、w 及び I を一定にしておいたときに、H の効果がどれだけ働くか検討してみると

(85)
$$\frac{\partial P_1}{\partial H} = f(y_1)\frac{\partial y_1}{\partial H} = f(y_1)\cdot\pi_{12}$$
$$\frac{\partial(P_1+P_2)}{\partial H} = f(y_0)\frac{\partial y_0}{\partial H} = f(y_0)\pi_{02}$$

となる。(84)から $\beta>0$ のときは $\pi_{12}>0$　$\pi_{02}>0$ であったから、(85)より次式が導かれる。

(86)
$$\frac{\partial P_1}{\partial H} > 0 \qquad \frac{\partial(P_1+P_2)}{\partial H} > 0$$

すなわち習慣形式が増大した場合、就業確率は拡大すると言える。この拡大効果の〝量〟としては、それぞれ $\frac{\partial P_1}{\partial H}dH$, および $\frac{\partial(P_1+P_0)}{\partial H}dH$ である。

第 t 年・第 k_t 世帯主所得階層の習慣形成を $H_{k_t t}$ と書き

(87)
$$H_{k_t t} = \sum_{\tau=\tau^0}^{t-1} D_{k_t\tau}$$

と定式化する。ここで $D_{k_t\tau}$ は τ 年における第 k_t 階層の実質可処分所得とする。習慣形成は基準年 τ^0（例えば昭和48年）から $t-1$ 年までの可処分所得の累積とする。例えば $H_{k_{49}49} = D_{k_{49}48}$, あるいは $H_{k_{52}52} = D_{k_{52}48}+D_{k_{52}49}+D_{k_{52}50}+D_{k_{52}51}$ となる。なお、個々の家計の $D_{k_t\tau}$ はわからないから、家計は各年において同一の所得階層に属し、他の所得階層には移らないと仮定する。この仮定のもとでは、$t=$ 49年及び $t=52$ 年に同一の階層 $k=k_{44}=k_{52}$ に属していた家計の習慣形成について

(88)
$$H_{k49} < H_{k52}$$

が成り立つ。何故なら $H_{k52}=H_{k49}+D_{k49}+D_{k50}+D_{k51}$ である。習慣形成は(86)の様にプラスの効果をもつ。$\tau^0=48$ 年の就業確率（P_1 及び P_1+P_2）を基準に考えると、49年には習慣形成効果のみによっても P_1 及び P_1+P_2 は拡大する。そして(88)を考慮すると、48年から52年の就業確率の拡大は48年から49年のそれを一層上回ることになる。相対的に言えば52年の P_1 及び P_1+P_2 は49年の P_1 及び P_1+P_2 よりも拡大の仕方が大きい。このようにして習慣形成導入によって、前述(i)の基準をクリアできることになる。このようなメカニズムを習慣形成の横断面間（intra-cross-section)効果と呼んでよいであろう。

次にのべるのは、いわば習慣形成の横断面内（inner-cross-section）効果である。時点 t を固定して、同一時点の cross-section 内の第 k' 階層と第 k'' 階層を考える（ただし $k'<k''$)。したがって両者にとっての習慣形成は

$$H_{k't}=\sum_{\tau=\tau^0}^{t-1}D_{k'\tau}$$

(89)

$$H_{k''t}=\sum_{\tau=\tau^0}^{t-1}D_{k''\tau}$$

である。両式の右辺は共に同数の項をもつ。通常現在の所得 I と過去の所得 D には短期的にみて正の相関があるだろう。これを認めるならば、両階層の現在所得の大小関係（$I_{k'}<I_{k''}$）は過去の所得の大小関係

(90) $D_{k'\tau}<D_{k''\tau}$

を意味し、従ってそれらの累積についても次の大小関係が成り立つ。

(91) $H_{k't}<H_{k''t}$

習慣形成のプラスの効果(86)にもとずけば、(91)より、同一時点のクロスセクション内におりて高所得階層（k''）の方が低所得階層（k'）よりも就業率拡大の効果は大きい。t が52年を示すものとすれば、以上の議論から、52年の就業率曲線は低所得水準で上昇幅は小さく、高所得水準でより大きく上昇する。すなわち前節図5の曲線よりもゆるやかな勾配となる。相対的に、昭和49年に関してはこの効果は小さく、急勾配な就業率曲線を得ることになる。以上の議論によって前述の基準(ii)をクリアできる。勿論、習慣形成の効果がデータの動きを充分説明できるかどうかは後の定量的分析で確かめられなければならない。

習慣形成導入後、第 t 時点、第 k_t 所得階層の各就業確率は先の(57)で定められる。ただし、y, Z, θ' の内容は変わり

$$y_{k_t t} = Z_{k_t t} X_t \theta$$

(92) $$Z_{k_t t} = \begin{bmatrix} 1 & I_{k_t t} & H_{k_t t} & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 1 & I_{k_t t} & H_{k_t t} \end{bmatrix}$$

$$\theta' = [\gamma_1/\sigma \quad \alpha/\sigma \quad \beta/\sigma \quad \gamma_3/\sigma \quad \gamma_4/\sigma \quad \gamma_5/\sigma]$$

となり、X_t は(82)の X の w_1, w_2, h_1, h_2 に添え字 t をつけたものである。定量的分析では構造パラメタ θ が推定の対象となる。その為に(92)を書き換えて

(93) $$y_{k_t t} = Y_{k_t t} \theta$$

$$Y_{k_t t} = Z_{k_t t} X_t$$

とする。モデルのテストの為には両年とも同数の所得階層を採るから $K_1 = K_2 \equiv K$ である。ここで(93)をすべて書き出すと、次のようになる。

$$y^{**} = (y_{k_t t}) = Y^{**}\theta$$

$$Y^{**} = (Y_{k_t t}) = \begin{bmatrix} Z_{11} & 0 \\ \vdots & \vdots \\ Z_{K1} & 0 \\ 0 & Z_{12} \\ \vdots & \vdots \\ 0 & Z_{K2} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} X_1 \\ X_2 \end{bmatrix} \equiv \begin{pmatrix} Z_1^* & 0 \\ 0 & Z_2^* \end{pmatrix} X^* = Z^{**} X^*$$

θ の識別性の為には、前節の議論と同様な筋道を通って $Y^{**}(2K \times 6)$ のランクが6でなければならないことがわかる。まず $X^* = \begin{pmatrix} X_1 \\ X_2 \end{pmatrix} = (12 \times 6)$ は外生変数だけからなる行列で、一般にランク6をもつことが観察値より確かめられる。さらに行列

(94) $$Z_t{}^0 = \begin{bmatrix} 1 & \cdots\cdots & 1 \\ I_{1t} & \cdots\cdots & I_{Kt} \\ H_{1t} & \cdots\cdots & H_{Kt} \end{bmatrix}$$

が $t = 1, 2$ についてフルランク3であるならば、$Z_1^*(2K \times 6)$ と $Z_2^*(2K \times 6)$ もそれぞれフルランク6をもつ。したがって $Z^{**}(2K \times 12)$ もフルランク12である。掛け算 $Z^{**} X^*$ において行列 Y^{**} のランクが下がらないならば、Y^{**} はランク6をもつ。実際、推定の計算過程において得られる Y^{**} はすべてフルランクをもつことが確かめられている。

習慣形成効果導入後も、モデルの形式はそれ以前のものとまったく変わらず、推定・検定の手続きは第5節の方法がそのまま採用される。その結果が第5表に示されている。

表5　習慣形成効果を導入したモデルの推定結果

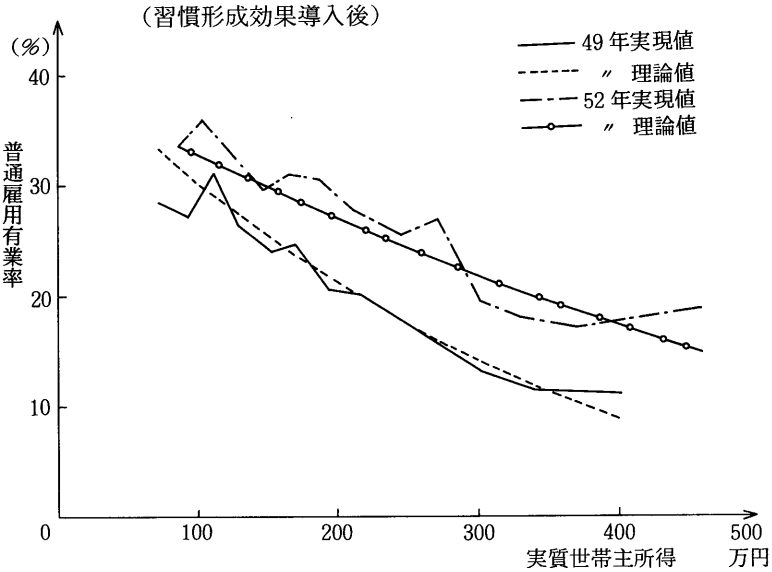
家計類型	*A*	*B*	*C*	*D*	*E*	*F*	*G*
年　齢	20～29歳	20～29歳	30～39歳	30～39歳	30～39歳	30～39歳	30～39歳
学　歴	高　卒	高　卒	中　卒	中　卒	高　卒	高　卒	高　卒
0～5歳児	な　し	あ　り	な　し	あ　り	な　し	な　し	あ　り
6～14歳児	な　し	な　し	あ　り	あ　り	な　し	あ　り	あ　り
γ_1/σ	−0.999008 *E*-2 (4.2644)**	−0.100022 *E*-1 (3.0909)**	−0.136083 *E*-1 (10.7724)**	−0.171781 *E*-1 (5.0510)**	−0.939871 *E*-2 (4.5932)**	−0.127791 *E*-1 (11.6696)**	−0.693929 *E*-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	0.293028 *E*-2 (3.2979)**	0.271717 *E*-2 (2.3936)**	0.329102 *E*-2 (7.7643)**	0.304581 *E*-2 (2.9672)**	0.564711 *E*-2 (6.0797)**	0.372532 *E*-2 (10.4533)**	0.291733 *E*-2 (4.1311)**
γ_3/σ	0.362119 *E*-2 (14.0877)**	0.348457 *E*-2 (14.5347)**	0.130900 *E*-2 (8.6490)**	0.162439 *E*-2 (4.4383)**	0.140638 *E*-2 (4.2765)**	0.172905 *E*-2 (14.7086)**	0.239440 *E*-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	0.251475 *E*-2 (2.3014)**	0.268917 *E*-2 (1.9472)	−0.111911 *E*-2 (5.3588)**	−0.120352 *E*-2 (2.6101)**	−0.290453 *E*-2 (5.7164)**	−0.184849 *E*-2 (8.5332)**	−0.140691 *E*-2 (3.4905)**
収束回数	19	7	3	3	5	3	3
χ^2	370.8490	65.9931 **	58.0952 *	29.4782 *	55.5428 *	170.2020	54.5352 *
(自由度)	(34)	(40)	(46)	(38)	(36)	(48)	(40)
理論的制約	×	×	○	○	○	○	○

表5（つづき）　習慣形成効果を導入したモデルの推定結果

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	中　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	−0.504120 *E*-2 (5.7883)**	−0.864351 *E*-2 (7.0914)**	−0.798255 *E*-2 (8.9394)**	−0.840056 *E*-2 (6.6598)**	−0.554084 *E*-2 (4.8459)**	−0.426317 *E*-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	0.127750 *E*-2 (3.7827)**	0.181639 *E*-2 (4.0612)**	0.269773 *E*-2 (7.7584)**	0.308605 *E*-2 (7.1546)**	0.129508 *E*-2 (3.3036)**	0.172905 *E*-2 (3.9978)**	
γ_3/σ	0.172109 *E*-2 (15.1603)**	0.155199 *E*-2 (10.3719)**	0.223552 *E*-2 (19.4038)**	0.239377 *E*-2 (16.7032)**	0.135776 *E*-2 (11.2024)**	0.127477 *E*-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	0.160278 *E*-4 (0.3476)	−0.124543 *E*-3 (2.1057)**	−0.249897 *E*-3 (4.1308)**	−0.409638 *E*-3 (5.4069)**	−0.521819 *E*-4 (0.5785)	−0.398127 *E*-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	×	○	○	○	○	○	

習慣形成を含まないモデルでは、適合度検定によると2つの家計類型（D と G）を残し他の全家計類型について、モデルは棄却された。習慣形成を考慮すると、8つの家計類型（B, C, D, E, G, I, L, M）について良い適合度を得ることがわかる。そして13のどの家計類型についても適合度は一様に改善されている。C 型家計を例にとって、適合度の改善具合を示したのが図6であり、これを習慣形成導入前の図5と対比して見ると、図5に見られた、49年の過大推定及び52年の過小推定は消えている。さらに図5に比べ、昭和49年の予測値は急勾配の就業率曲線となり52年の予測値は緩やかな就業率曲線を示すようになっているから、実現値の動きを一層正確に追うことが可能となったと言える。すなわち図5の理論図式では、49年から52年にかけての P_1 の予測値はほぼ各所得階層について一様に上昇することを示していた。これに比べ、図6の理論図式では、予測値 P_1 の上昇は各所得階層で一様ではない。高所得階層ほど P_1 の上昇幅は大きい。これはモデルに導入した習慣形成効果の特徴といえる。

図6　C型家計における普通雇用有業率の実現値と理論値
（習慣形成効果導入後）



パラメタの有意性については、表4では17個のパラメタが、水準5％で有意でなかったが、習慣形成導入後は推定されたパラメタの個数が増えたのにも関わらず9個に減っている。さらに習慣形成の係数 β について見ると、どの家計類型に関しても有意であり、また当初の期待どおりプラスの推定値を得ている。

習慣形成導入前のモデルでは、推定結果が理論的制約を満たすのは2つの類型（A 及び B 型の若い家計）だけであった。既ち、ダグラス＝有沢法則によると、自らの賃金率の上昇に伴って就業確率は上昇しなければならないし、世帯主所得の上昇があれば就業確率は下がらなければならないはずである。だが、推定されたパラメタを用いてシミュレーションを行なってみると、特に前者について、ほとんどの家計類型で逆に賃金率の上昇により就業確率は低下してしまうという推定結果になっていることがわかる。習慣形成を導入したモデルではこの点の改善が著しい。3類型（A と B と H）を除いて残りの10家計類型すべてにおいて、推定値はダグラス＝有沢法則と整合的な結果を示している（表6参照）。A 型・B 型家計では、逆に、習慣形成導入後の結果は、ダグラス法則との整合性を失な

表6　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	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	なし	なし
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	×	○	○	○	○	×	○	○	○	○	○	○	○
プールデータによる分析	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	×	○	○	○	○	×	○	×	○	×	×	○	○

っている。妻の年齢が20歳～29歳の若い世帯について習慣形成の効果を期待するという処に無理があるとも考えられる。勿論、習慣形成の導入の有無に関わらず、両モデルとも A・B 型家計については適合度検定に合格しておらず、今後改善すべきところが大きい。

7. 推定結果の吟味

前節の推定結果にもとづき、理論制約に合格した家計類型について、外生変数の効果を吟味したい。

まず各家計類型のもつ無差別曲線の形状を比較してみよう。図7は例示として C 型家計と D 型、E 型家計の無差別曲線を示している。無差別曲線は各類型の平均世帯（$\bar{\gamma}_4 = \gamma_4$ の家計）のものである。無差別曲線の形状は、次の三つの視点から比較可能である。まず第1は無差別曲線の勾配、言いかえれば所得―余暇の限界代替率についてである。これが急勾配であればそれだけ所得選好的ということになる。表7の第2欄の数値は、図7の点ロにおける限界代替率である。図7の点ロとは、点イ（家計所得＝200万、余暇時間＝8,760時間）を通る無差別曲線が、余暇時間7,760時間（労働時間1,000時間）の水平線と交わる点である。表7の第1欄は点ロの所得座標を示しているから、これを見れば余暇8,760時間から7,760時間にかけての平均代替率がわかる。

第2の視点は、余暇時間は一定としたとき、所得の増加によって限界代替率はどの程度変わるかと

図7　*C, D, E* 型家計類型別平均家計における無差別曲線

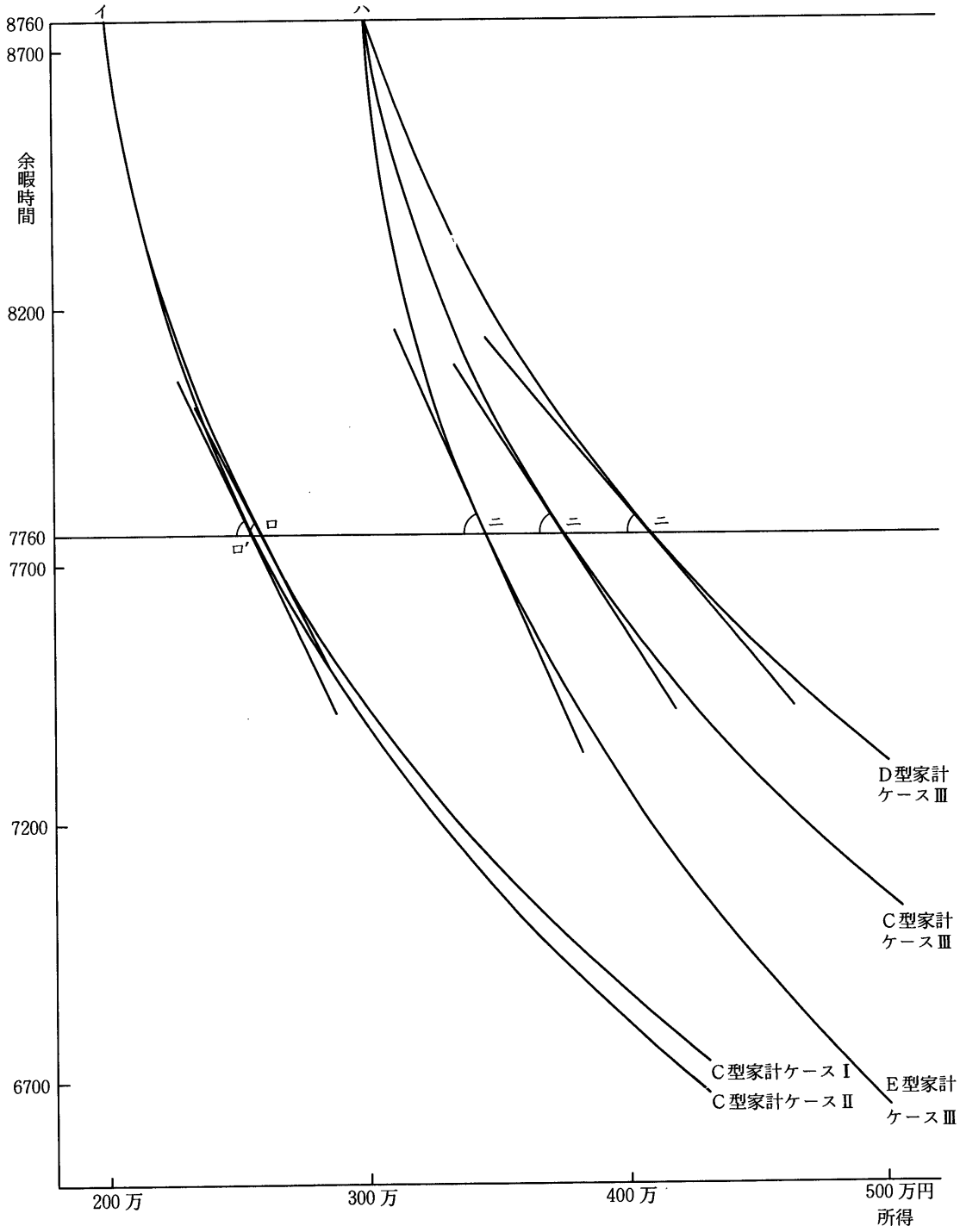


表 7　無差別曲線の家計類型間比較

	点イ（家計所得＝200万円、余暇時間＝8,760時間）を通る無差別曲線の形状				点ハ（家計所得＝300万円、余暇時間＝8,760時間）を通る無差別線の形状			
家計類型	ケースⅠ（点ロ）習慣形成＝230		ケースⅡ（点ロ′）習慣形成＝468		ケースⅢ（点ニ）習慣形成＝230		ケースⅣ（点ニ′）習慣形成＝468	
	所得座標	接線の勾配	所得座標	勾　配	所得座標	勾　配	所得座標	勾　配
C	259.7	− 9.74	256.8	−10.28	374.9	− 7.98	370.9	− 8.49
D	287.8	− 7.38	284.2	− 7.74	408.6	− 5.97	403.6	− 6.31
E	240.7	−12.42	239.3	−12.87	345.5	−11.55	343.9	−11.98
F	248.8	−11.26	247.1	−11.68	358.5	− 9.83	356.4	−10.21
G	271.0	− 8.82	268.7	− 9.14	385.2	− 7.62	382.4	− 7.91
I	310.3	− 5.48	299.6	− 6.35	503.2	− 2.25	472.5	− 3.07
J	261.6	−10.43	257.1	−11.45	399.7	− 6.46	391.4	− 7.23
K	262.8	−10.04	258.5	−10.92	394.8	− 6.80	387.6	− 7.50
L	423.0	− 2.41	398.5	− 2.95	717.0	− 0.57	623.0	− 1.27
M	308.4	− 6.54	303.2	− 6.93	431.0	− 5.44	424.3	− 5.79

いう点である。これを数式で示せば、

$$\partial\left(\frac{dy}{dA}\bigg|_{\bar{\omega}}\right)\Big/\partial y \tag{95}$$

となる。図7の点ハ（家計所得＝300万、余暇時間＝8,760時間）を通る無差別曲線と、余暇7,760時間を示す水平線の交点を点ニとし、この点における勾配を、点ロにおける勾配と比較すれば、おおよそのところ(95)の値の家計類型比較はできる。表7の第6欄の数値が点ニにおける勾配であるから、これを第2欄と比較すればよい。

第3は、習慣形成の拡大によって無差別曲線の形状がどのように変わるかである。習慣形成の拡大は所得に対する選好を強めるから、無差別曲線の勾配はきつくなる。図7における C 型のケースⅠの無差別曲線は $H=230$ のときのものであり、ケースⅡの無差別曲線は $H=468$ を想定したものである。したがって点ロと点ロ′における勾配を比較すれば、習慣形成の無差別曲線に与える影響を知ることができる。表7では第4欄に、点ロ′における勾配を掲載している。これを第2欄の数値と比較すれば、限界代替率の変化はわかる。

各家計類型を個別にすべて比較しても、話は複雑になるだけであるから、年齢や学歴、子供の有無

図8－1　普通雇用就業確率（P_1）のシミュレーション結果

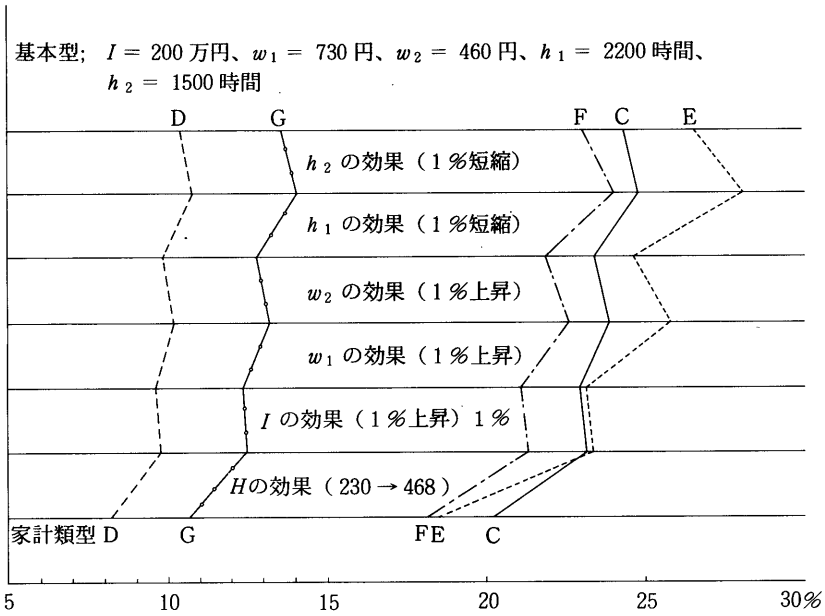


図8－2　普通雇用就業確率（P_1）のシミュレーション結果

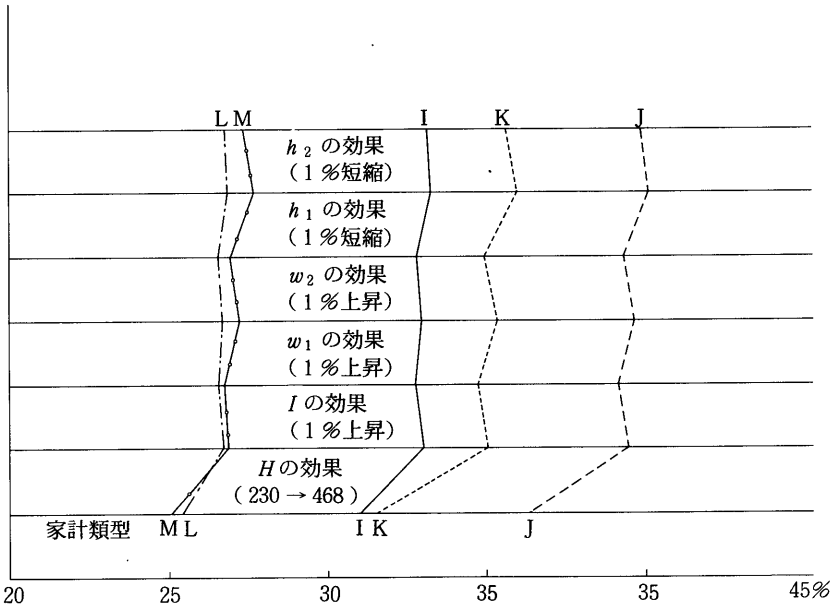


図8－3　短時間雇用就業確率（P_2）のシミュレーション結果

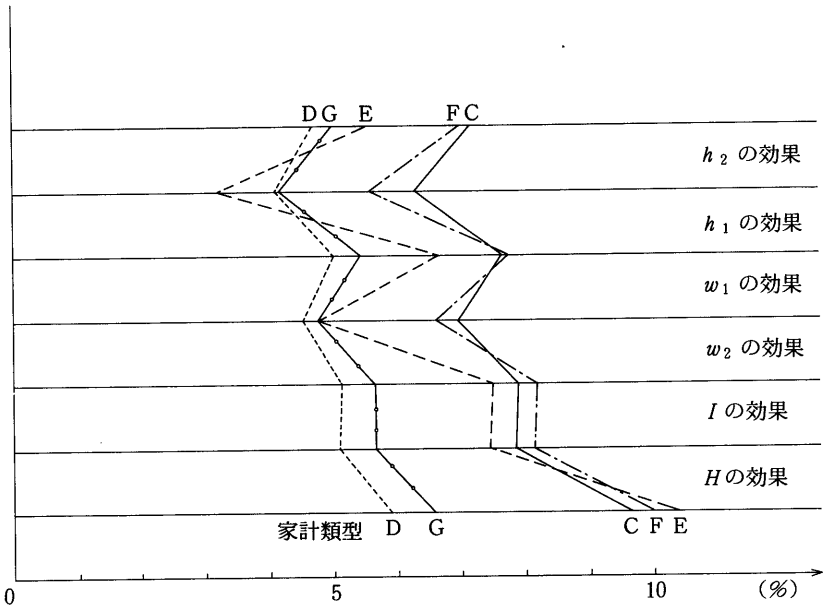


図8－4　短時間雇用就業確率（P_2）のシミュレーション結線

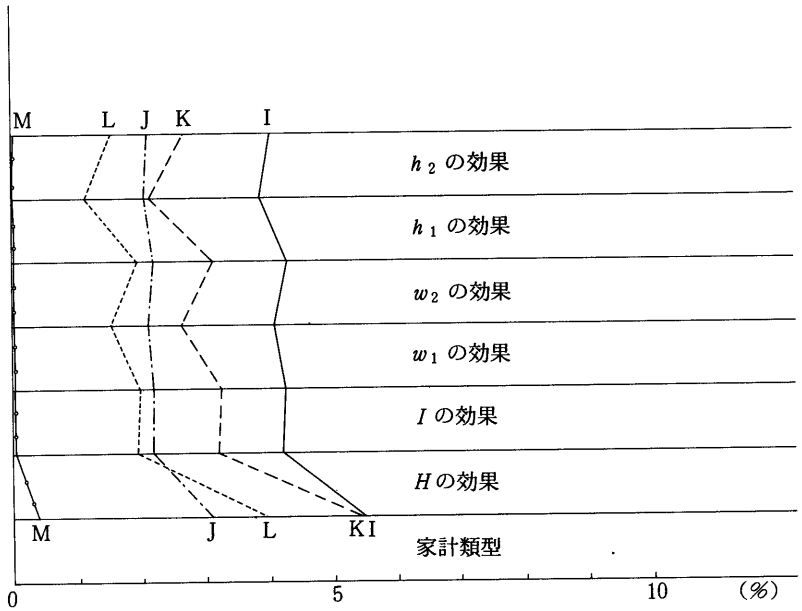


表8　家計類型間の推定結果の比較

	平均家計における無差別曲線の特徴（横軸＝所得、縦軸＝余暇時間）			就業確率水準		外生変数による就業確率（P_1、P_2）の変化		
	どちらが急勾配か（所得選好的か）	世帯主所得上昇による勾配の変化はどちらが大きいか（緩やかになる）	習慣形成の拡大による勾配の変化はどちらが大きいか（急勾配になる）	普通雇用就業率（どちらが高いか）	短時間雇用就業率（どちらが高いか）	世帯主所得の影響（どちらがより大きくP_1を低下させP_2を上昇させるか）	雇用条件の影響（どちらが賃金率上昇、労働時間短縮によりP_1、P_2は上昇するか）	習慣形成の影響（どちらが、所得の習慣形成の増加によりP_1は上昇するか）
家計特性								
(i) 妻の年齢								
a．30代対40代	30　代	40　代	40　代	40　代	30　代	40　代	30　代	30　代
b．40代対50代	40　代	?	50　代	40　代	40　代	40　代	40　代	40　代
(ii) 妻の学歴								
a．中卒対高卒	高卒者	中卒者	中卒者	?	?	高卒者	高卒者	高卒者
(iii) 子供の年齢構成								
a．5歳以下の子供をもつ家計対もたない家計	存在しない家計	存在する家計	存在する家計	存在しない家計	存在しない家計	存在しない家計	存在しない家計	存在しない家計
b．6歳以上の子供をもつ家計対もたない家計	?	?	?	?	?	?	?	?

という視点から系統だてて比較することにする。たとえば年齢による差を見るためには、他の属性が同じで年齢だけが異なった E 型家計と J 型家型、F 型家計と K 型家計をそれぞれ比較すればよい。比較の結果は、表8の第1、第2、第3欄にまとめてある。まず限界代替率を見ると、年齢別には若年者の方が、学歴別には高卒者の方が、子供の有無別では幼児のいない家計の方が代替率は大きい。すなわち相対的にこれらの家計は所得選好的であると言える。他方、所得や習慣形成の限界代替率に与える影響は、逆に年齢の高い、幼児をもつ中卒の家計類型で一層大きく現われている。

このように無差別曲線の形状は家計類型間で異なっているのだが、はたしてこの違いは各雇用就業確率にどのような影響をおよぼしているのだろうか。無差別曲線の勾配が急であるならば、図2からも明らかなようにそれだけ非就業状態を選ぶ人は少なく、逆に就業を選択する人は多いはずである。そこで基本型として世帯主所得200万円、普通雇用の賃金率730円、指定労働時間2,200時間、短時間雇用の賃金率460円、指定労働時間1,500時間、習慣形成230と外生変数を決め、このときの各雇用就業確率を計算した。図8の最下段の点は、このようにして求められた家計類型ごとの雇用就業確率である。

表8の第4欄、5欄は年齢、学歴、子供の有無別に基本型にもとづいて計算された各雇用就業率水

準であり、無差別曲線の形状から予想されるとおり幼児の存在しない若年者の家計で各雇用就業率は高い。注目されるのは学歴の効果と6歳以上の子供の効果である。中卒者と高卒者を比較してみると、もし提示された賃金率が等しいとするならば、両者の雇用就業確率には系統的な差異は見られない。また5歳以下の幼児のいる家計といない家計では両者に明らかな差異が観察されるのに比べ、6歳以上の子供になるとほとんど差はなくなる。

次に各外生変数の就業率に与える効果について検討しておく。習慣形成の増大は普通雇用就業確率を押し上げ、短時間雇用就業確率を下げる。計測の結果では、前者の効果の方が後者よりも大きいから、全体の就業確率は上昇する。他方、世帯主所得の増加は就業確率を押し下げる。普通雇用の賃金率の上昇、指定労働時間の短縮は、この雇用機会へ多くの人を引きつけ、普通雇用就業確率を拡大する反面、短時間雇用就業確率は低下する。逆に短時間雇用機会の雇用条件の改善はこの雇用機会を選ぶ者を増やし、普通雇用機会を選択する者を減らす。

図8の下から2段目より上の点は、これら外生変数を順次変更していったときのシミュレーション結果を示している。年齢別に比較してみると、世帯主所得の影響は40代で一番大きく、雇用条件の改善にともなう自らの雇用機会への誘因効果、習慣形成の効果はともに若年層で大きい。学歴別に見てみると、いずれの効果も中卒者よりも高卒者で大きく、また幼児のいない家計で顕著であることがわかる。

最後にシミュレーションの結果に照らし合わせながら、女子の雇用就業確率が上昇しているという実態について考えてみよう。まずその一因として、世帯主所得上昇の伸び悩みが挙げられる。世帯主所得の水準は同じであったとしても、それが高度成長期のように大幅に伸びてきた局面と、第1次石油ショックのように伸び悩んでいる局面では、就業確率に与える影響は大きく違う。大幅に上昇してきた局面では、過去の所得水準は低かったはずであり習慣形成 H は小さく、それだけ就業確率を引き上げる効果は小さい。ところが所得のさほど伸びない局面では、過去においても現在とさほど変わらない所得を確保していたはずであるから、所得に対する習慣形成はすでに確立されており就業率を押し上げる効果は大きく現われる。

他方、短時間雇用を選択する者が増えているという事態は、どのように説明されるだろうか。シミュレーションの結果によると、世帯主所得 I の短時間雇用就業率への影響は大きくない。むしろ各雇用条件の与える影響の方が大きく現われている。なかでも指定労働時間の与える効果は顕著であり、普通雇用の労働時間の延長、短時間雇用の労働時間の短縮は短時間雇用就業確率を大幅に引き上げる。このように女子の雇用就業確率は、所得、賃金率の他に労働時間の長短に敏感に反応するという特性が読みとれ、これが最近の短時間雇用者増加の現象となって現われていると考えられる。

以上は昭和49年、52年の『就業構造基本調査』を使った分析結果であるが、対象期間が石油ショ

ック直後の二時点にかぎられていることを考えると、この結論には多くの留保条件が必要である。その後も続いている女子の労働市場進出が同様な理由で生じているのかどうかを言うためには、石油ショック以前の高度成長期やその後の安定成長期も含め、対象期間を延長することが必要であり、もう少し時点を増やしてはじめてモデルの妥当性を吟味できる側面もある。以上の結論が暫定的なものであることは言うまでもない。

さらに本稿の提示した習慣形成仮説は、本来動学的モデルとしてとらえるべきものであり、供給者の入職・離職・転職行動との関連をさらに分析することによって、仮説の妥当性を吟味することが今後の課題として残されている。

【参考文献】

有沢広己（1956）「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

Douglas, P. H., (1934) *The Theory of Wages*. N. Y. Kelley & Millman, Inc.

Frisch, R., (1932) *The New Methods of Measuring Marginal Utility*. Tubingen, Mohr.

Heckman, J., (1974) "Shadow Prices, Market Wages, and Labor Supply." *Econometrica*. Vol.42.

樋口美雄（1981）「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・早見均（1984）「女子労働供給の日米比較」『三田商学研究』27巻5号

Jevons, W. S., (1871) *The Theory of Political Economy*. London. Macmillan.

Killingsworth, M., (1983) *Labor Supply*. Cambridge University Press.

Long, C., (1958) *The Labor Force Under Changing Income and Employment*. National Bureau of Economic Research, N. Y. The Johns Hoppkins Univ. Press.

小尾恵一郎（1983）「家計労働供給の観測と理論の構成」*Keio Economic Observatory Review* No.4.5

島田晴雄他（1981）『労働市場機構の研究』経済企画庁経済研究所