Title	家計労働供給の理論と検証(2) : 観測と理論構成
Sub Title	A theory and verification of household labor supply (2)
Author	宮内, 環(Miyauchi, Tamaki)
Publisher	慶應義塾経済学会
Publication year	2003
Jtitle	三田学会雑誌 (Keio journal of economics). Vol.96, No.1 (2003. 4) ,p.25- 60
JaLC DOI	10.14991/001.20030401-0025
Abstract	自営・ 雇用の就業機会に関する選択の確立を叙述するモデルが、労働供給の四者択一モデルとして提示される。当該モデルは労働時間に関する連続的・ 離散的な選択の確立を叙述する。小尾（1969a）は、雇用機会に関する二者択一モデルが「ダグラス＝ロング＝有澤の法則」（DLA 法則）なる観測事実と整合的となるための所得-余暇選好関数のパラメータ領域を吟味したが、本稿では、当該パラメータ領域が、四者択一モデルとDLA 法則とが整合的となる十分条件であることを示した。当該領域における所得-余暇選好関数のパラメータ探索を、家計単位の観測資料を用いて行った結果も併せて報告する。 A model describing the probability of selections on work opportunities between self-employment and employment can be presented as a four-alternative model for labor supply. The proposed model describes the probability of continuous and discrete selections concerning labor hours. While Obi (1969a) examined the parameter domain of the income–leisure preference function wherein the two-alternative model concerning employment opportunities conforms to the observed facts called the "Law of Douglas–Long–Arisawa" (DLA Law), this study shows that such a parameter domain is a sufficient condition for a four-alternatives model to conform to the DLA Law. In addition, it uses the observational data by household unit to report the result of our search for a parameter in the income–leisure preference function.
Notes	論説
Genre	Journal Article
URL	https://koara.lib.keio.ac.jp/xoonips/modules/xoonips/detail.php?koara_id=AN00234610-20030401-0025

家計労働供給の理論と検証(2) ―観測と理論構成―

A Theory and Verification of Household Labor Supply (2)

宮内 環(Tamaki Miyauchi)

自営・雇用の就業機会に関する選択の確立を叙述するモデルが、労働供給の四者択一モデルとして提示される。当該モデルは労働時間に関する連続的・離散的な選択の確立を叙述する。小尾（1969a）は、雇用機会に関する二者択一モデルが「ダグラス＝ロング＝有澤の法則」（DLA 法則）なる観測事実と整合的となるための所得 - 余暇選好関数のパラメータ領域を吟味したが、本稿では、当該パラメータ領域が、四者択一モデルと DLA 法則とが整合的となる十分条件であることを示した。当該領域における所得 - 余暇選好関数のパラメータ探索を、家計単位の観測資料を用いて行った結果も併せて報告する。

Abstract

A model describing the probability of selections on work opportunities between self-employment and employment can be presented as a four-alternative model for labor supply. The proposed model describes the probability of continuous and discrete selections concerning labor hours. While Obi (1969a) examined the parameter domain of the income–leisure preference function wherein the two-alternative model concerning employment opportunities conforms to the observed facts called the “Law of Douglas–Long–Arisawa” (DLA Law), this study shows that such a parameter domain is a sufficient condition for a four-alternatives model to conform to the DLA Law. In addition, it uses the observational data by household unit to report the result of our search for a parameter in the income–leisure preference function.

「三田学会雑誌」96巻1号（2003年4月）

家計労働供給の理論と検証（2）*

——観測と理論構成——

宮内　　環

要　　旨

自営・雇用の就業機会に関する選択の確率を叙述するモデルが，労働供給の四者択一モデルとして提示される。当該モデルは労働時間に関する連続的・離散的な選択の確率を叙述する。小尾（1969a）は，雇用機会に関する二者択一モデルが「ダグラス＝ロング＝有澤の法則」（DLA 法則）なる観測事実と整合的となるための所得-余暇選好関数のパラメータ領域を吟味したが，本稿では，当該パラメータ領域が，四者択一モデルと DLA 法則とが整合的となる十分条件であることを示した。当該領域における所得-余暇選好関数のパラメータ探索を，家計単位の観測資料を用いて行った結果も併せて報告する。

キーワード

労働供給，ダグラス＝ロング＝有澤の法則，連続的・離散的選択，供給確率（選択確率），四者択一モデル，A 型家計

第5節　労働供給の観測と理論構成

ここでは先ず，労働供給の数量分析における分析史的背景について述べ，本稿の労働供給モデルの位置付けとその分析的意義を明らかにしておきたい。

新古典派理論における労働供給分析は，すでに Jevons（1871）によって理論的解明が行なわれ，周知のごとく実質賃金率の下での余暇時間の選択図式によって主体の最適労働時間が叙述された。この後，Frisch（1932）は自身が開発した限界効用の測定法を余暇-所得の選択に適用し，労働供給に関する最初の数量的分析を行なっている。他方，労働供給に関する広範な観測は，Douglas（1934）に見いだすことができる。彼は1919年のアメリカ合衆国の41都市の製造業における１人当り平均賃金と性別・年齢階層別の有業率との関係を横断面的に観測し，(a) 壮年女子層の有業率が壮年男子層の有業率よりも１人当り平均賃金の水準に対し弾力的である (b) １人当り平均賃金と

＊　本稿は，故小尾惠一郎先生の「家計労働供給の理論と検証（1）―理論の位置づけ―」（『三田学会雑誌』85巻2号所収）の完結編としてまとめたものである。

壮年女子層の有業率は負の相関関係があること，を統計的に確認している。一方日本においても，有澤（1956）は1954年『家計調査』により世帯主本業収入の増加に伴い世帯有業人員が減少する傾向があることを確認している。辻村・佐々木・中村（1959）はこれら観測事実を追認し，

「家計は世帯主（最多収入者）を核として，それに家計補助的労働力（非核労働力）と被扶養者（非労働力世帯員）とからなっており，核労働力がそれ自身の収入率（雇用者の場合は賃金率）について非弾力的である(1)」［第１法則］

「特定家計に関して非核労働供給（家計補助的労働供給）シェジュールは核収入の増加に伴って減少し核収入の減少に伴って増加する(2)」［第２法則］

「特定家計に関して核収入が一定の場合，非核労働供給は，供給限界との関係で，それ自身の収入率と同方向に増減する(3)」［第３法則］

として「ダグラス＝有澤の法則」と名付けた。ただし，上記文中の［第１法則］，［第２法則］，［第３法則］の言葉は筆者が補ったものである。一方 Long（1958）は，Douglas（1934）の分析をふまえ，*Census of Population, Monthly Labor Review* を用いて1900～1950年の間の10年毎の各時点におけるの横断面分析により同様の法則性を確認している。このため，この法則は「ダグラス＝ロング＝有澤の法則」（以後は DLA 法則と略記）と呼ばれることもある。また，Saito（1981）は18世紀イギリスの横断面経済資料を用いて DLA 第２法則を確認している。

さて，Long（1958）は横断面分析によって DLA 法則を確認する一方で，非核労働供給にあたる女子有業率の長期時系列増加が横断面分析による測定結果によって説明できないことも同時に指摘している。すなわち横断面分析によって得られた DLA 第２法則・第３法則に関する所得弾性値・価格弾性値の推定結果は，人口学的因子の変動を加味してもなお，女子有業率の急速な上昇傾向を説明できないことを示した。

これに対し，Mincer（1962）は Friedman（1957）の恒常所得仮説に基づき，世帯主収入を恒常所得と変動所得とに分け，DLA 第２法則に関して世帯主収入の変動部分増加に対する女子有業率減少の弾性値が，恒常所得増加に対する弾性値よりも有意に大であると主張した。横断面分析では世帯主収入は恒常部分のほかに変動部分も含み，一方，世帯主収入の長期時系的変動は恒常部分のみの変動と考えられるから，世帯主収入に対する女子有業率の弾性値は，世帯主収入の恒常部分と変動部分を区別せずに行なう横断面分析では時系列分析に比べて過大に推定されてしまう，と結論付けた。

さらに，Cain（1966）は女子賃金も恒常部分と変動部分に分け，世帯主収入だけでなく女子賃金

（１） 辻村，佐々木，中村（1959），p.45.
（２） Ibid., p.48.
（３） Ibid.

の各々の恒常部分と変動部分が女子有業率に与える効果の大きさを比較した。まず，世帯主収入と女子賃金の各々の変動部分を失業率の関数として，女子有業率を被説明変数とし，世帯主収入と女子賃金の各々の恒常部分と失業率を説明変数とする回帰分析，次に，世帯主収入の恒常部分を求めるための世帯主の賃金関数の回帰分析を行なって次のように結論付けた。第一に，世帯主収入の恒常部分の増加による女子有業率減少に比べ，女子賃金の恒常部分の増加による女子有業率増加が大きく，したがって女子有業率の長期時系列上昇の大部分はこれで説明できること。第二に，世帯主収入の観測値と賃金関数の理論値との乖離をその変動部分とすると，女子有業率の世帯主収入に対する弾力性は，Mincer（1962）の主張とは逆に，世帯主収入の恒常部分に対してが大きく，その変動部分に対しての弾力性が小さい値となると結論付けた。

一方，Dusenbery（1949）の相対所得仮説に準えてMorgan（1968）は相対賃金仮説を提示した。消費の習慣形成効果によって世帯主収入の水準に時系列的変化がなくとも家計の労働供給は増加すること，さらに社会の所得分布が時系列的に右方へシフトするに従い，デモンストレーション効果によって女子労働供給を誘引するのに必要な賃金水準も上昇するという図式によって，女子有業率の横断面的傾向と時系列的傾向の間の乖離を埋めることができるとしたのである。この議論を踏まえ，Wachter（1972）は女子賃金に関する恒常賃金仮説に対して相対賃金仮説の妥当性を検証しようとした。彼は女子有業率を従属変数とし，女子実質賃金率，この変数の分布ラグを用いた過去の系列の加重平均，失業率を主な独立変数とした回帰分析により，女子の有業率には賃金の恒常部分による効果の方が，変動部分による効果よりも大きく，これを論拠に恒常賃金仮説を棄却し，相対賃金仮説を採択すると結論付けたのである。

以上の女子労働供給をめぐる横断面的傾向と長期時系列的傾向の乖離を埋める努力にもかかわらず，この乖離を生みだす機構が解明されたとは言い難い。すなわち，世帯主収入についての恒常所得仮説，女子自身の賃金についての恒常賃金仮説，相対賃金仮説のいずれにおいても，理論に登場する変数を観測値に対応せしめる実験計画上の困難のために，観測結果について相異なる解釈の余地が生じてしまう。そのため理論の検証をしようにも恒常部分，変動部分という変数にいかなる観測方法を適用するかによってこれらの効果の大小が入れ代わってしまうので，議論に決着をつけることができないのである。観測方法を一層限定できる仮説の設定が要求されるところである。

さて，労働供給に関する計量経済学的研究は，一方で政策的要請に基づいて一層加速されることになった。1969年にニクソン政権のもとでFamily Assistance Planが提唱され，旧来の所得保障政策にかわり，Friedman and Friedman（1979）の提案による負の所得税（negative income tax）の政策体系が新たに盛り込まれたのである。「負の所得税」とは，低所得層家計の所得金額がある水準に満たない場合には，当該家計がより多い勤労所得を稼得すれば社会保障給付は減額されるのだが，受け取る給付額と勤労所得との合計がより多くなるようにすることにより，勤労意欲を引き出すことを意図した体系であった。したがって当該政策が有効に作動するためには，労働供給に関

する所得効果と代替効果についての厳密な測定に基づく政策パラメータの選択が必要であった。「負の所得税」導入を契機として，Cain and Watts (1973)，Ashenfelter and Heckman (1974) らによる労働供給の所得弾力性，価格弾力性の測定が一層促進されることになった。

ここまでの分析において，新古典派の主体均衡図式が叙述するところの最適供給時間という変数には，有業率の観測値が対応せしめられてきた。この理由は，Mincer (1962) にあるようにライフ・サイクルモデルに求めることができる。供給主体は恒常所得（恒常賃金）の下で生涯にわたる効用指標を最大にするように，生涯の総時間に対して労働時間の総量を決め，さらに実際に労働供給をいつ行なうかのタイミングは，所得（賃金）の変動部分と結婚，出産等のライフ・サイクルによって決まる所得-余暇の限界代替率によって決める，という認識である。ここでもし，個々の供給主体がある期間（たとえば一年間）に供給する労働時間の分布がランダムで，主体間で統計的に独立であるならば，主体の総数 n が無限大に近づくにつれ，当該期間に含まれる時点 t における有業率は，当該期間の総時間（たとえば一年間の総時間365日）に対する労働時間の平均値の比率に確率収束する。この結論を有限の大きさをもつ標本にも援用し，ある時点の有業率は，一定期間における総時間に対する労働時間の比率に読みかえられ，主体均衡論により導かれる最適供給時間の観測値として有業率がそのまま用いられるのである。

こうした労働時間と有業率の無差別的扱いには，その前提条件の妥当性が検証されなくてはならない。折しも，合衆国においては NLS (*National Longitudinal Survey of Labor Market and Educational Experience*)，PSID (*Panel Study of Income Dynamics*) 等の個票データやパネル・データの整備が進められていた。こうしたデータでは，個人の有業・無業だけでなく，有業の場合の労働時間も併せて報告されており，労働供給の理論と測定に新たな展開がもたらされた。

本来，有業・無業の選択と，労働時間の選択とは独立したものではなく，互いに密接に関連していることは所得-余暇の選好場に立ち戻って考えれば明らかなことである。こうした視点に立ち，Gronau (1973 ; 1974)，Heckman (1974a, b) らは，選好場における就業選択の図式を踏まえ，留保賃金 (reservation wage) W_r という新たな分析概念により，これと市場賃金 W との差により主体の供給選択を叙述する図式を提示した。さらに，$W_r > W$ の主体は無業であるから，その主体に提示された市場賃金率は直接に観察されないから，有業を選択した主体に限って市場賃金率の分布を観察すると，それは $W_r < W$ の条件を充たす市場賃金率 W の分布となる。したがって，W の観察される分布は，潜在的な就業機会を含めた市場賃金率の母集団からの無作為標本ではなくなり，その結果 selectivity bias の問題を生じせしめる，と指摘した。さらに，この W に関する selectivity bias は，$W_r - W < 0$ の場合に限って W の観測値が発生するという機構にその問題の所在があることを明らかにしたのである。

留保賃金という分析概念上の進展，selectivity bias という測定上の問題の指摘は，いずれも就業選択の理論を選好場にまで立ち戻って構成して，はじめて明らかにされたことである。しかし，

このような理論の構成における緻密さに比べ，測定においてはad hocに誘導形方程式を特定化するという方法がとられた。選好指標関数の段階では方程式の特定化を行なわず，一般的に記述された選好指標関数から形式的に誘導形方程式を導き，実際の測定の段階にいたって留保賃金（W_r）方程式や賃金（W）方程式を一次式で特定化し，W_r と W との差 W_r-W の確率分布を特定化して，二値選択のプロビット・モデルを導く，という接近法がとられたのである。これは，すでに生物学や心理学などの領域においてプロビット・モデルやロジット・モデルの利用と統計学的特性の解明がすでに進んでいたからである。さらに Abramovits *et al.* (1972)，Jonson and Kots (1972) らによって正規分布に打ち切り（censoring）や切断（truncation）がある場合のモーメントが解析的に解明済みであったことから，プロビット・モデルを用いる限り，selectivity biasの補正に関しては越えなければならない問題はすでに皆無であった。すなわち，労働の供給確率をプロビット・モデルで推定し，この推定値から計算されるミルズ比の逆数（inverse Mills' ratio）(4) を賃金方程式の右辺に追加して回帰分析を行なうという手法がselectivity bias補正の作法として確立されたからである。このように測定上の技術的・統計学的問題はすでにほとんど解決済みであったのであるが，実際の測定に用いる方程式は，陰伏的に想定された家計の選好関数から演繹される留保賃金 W_r と，市場の需給関係を反映した賃金 W の各方程式の両方から形式的に導出されているために，測定結果を選好場や市場の需給関係にまで立ち返って解釈することはほとんど不可能である。McFadden (1973)，Hausman and Wise (1978) は主体均衡論的にロジット・モデル，プロビット・モデルを演繹しているが，測定する方程式に対応する選好指標関数がどのような解析的形を与えられているかは不明のままであるために，測定結果について相異なる解釈の余地を残すことになる。

以上に見たように，欧米における労働供給に関する数量的分析は，DLA法則をめぐる横断面的測定と時系列的測定の関係，さらには有業・無業の選択と労働時間選択との主体均衡論的関連の解明，そして就業の選択機構がもたらす賃金分布のselectivity biasといった追求すべき問題の所在を示すという点で大いに貢献があった。しかしその一方で，説明のために用いられる仮説あるいは分析概念が観測と一体となって設定されていないために，仮説の検証のために採用される理論変数の観測方法に対しては研究者自身によって実に様々な解釈が与えられ，その結果として相対立する検証結果が並立してもそれらの中から妥当な仮説を選択する決め手を欠くことになってしまう。

これに対し，小尾（1968；1969a）は妻の雇用機会選択に関して，観測方法から曖昧さをできる限り排除できるように理論を構成し，さらに選好指標関数を二次関数に特定化し，そこから女子の有業確率方程式を演繹する，という接近法をとった。小尾は，ライフ・サイクルにわたる最適労働時間の選択図式が想定する単位期間が長過ぎることがその検証を困難ならしめていることから，この図式を採用せず，観測の単位期間を一年に限定することにより検証可能性を維持し，一方でこの単

（4） 詳細は Amemiya（1984）を参照されたい。

位期間において妥当する可能性の高い理論構成を選択したと言ってよい。この意味で，短期労働供給の理論である。一年という観測期間においては，雇用労働市場では供給主体が遅刻や欠勤，長時間の残業を続けることは困難であり，労働時間は基本的には需要側すなわち企業によって指定されている，という認識をとる。そのため供給主体は，所与の指定労働時間と賃金率の組み合わせで提示される雇用就業機会を受諾するか拒否するかの選択に直面すると考える。労働時間が固定されているので，労働供給量の変動は人（man）単位の記述で十分となる。これを潜在的供給主体を含む（就業が禁止されていない主体を含む）労働可能人口で除したものが，無名数の有業率である。世帯類型，核収入水準等が互いに等しい非核労働力（その特殊ケースとして勤労家計の妻）の母集団における供給確率，さらにその供給確率を積分によって与えるところの確率密度分布を，特定化された選好指標関数から演繹によって導くように理論が構成される，という特徴を持っている。

小尾（1968；1969a）の提示した理論モデルは，選好指標関数の段階で関数形の特定化を行ない，そこから就業確率を与える確率分布を演繹するという際立った特徴がある[(5)]。こうした特徴を維持しながら，その後の展開はおおよそ三つの方向に要約されよう。まず，樋口（1981；1982），松野（1984；1988），Matsuno（1992）は，非核所得者の就業選択について複数雇用機会への拡張と，欧米で開拓が進んでいたプロビット・モデルをはじめとする統計学的方法の適用をすすめた。次に，小尾（1969b；1979；1983；1992），Obi（1987-88）は，労働時間が指定された雇用機会と労働時間の選択が自由な自営機会およびこれらの兼業，さらに無業も含め，非核所得者の就業選択について四種の選択確率を叙述する理論を提示した。この理論は経済発展過程において広く観察されるところの自営就業から雇用就業への移行メカニズムを，労働供給の側面から首尾一貫して主体均衡論的に叙述することを試みたものである[(6)]。この理論においては，四種のいずれの選択確率がゼロとならないために選好指標関数のパラメータに課される先験的条件が大変に厳しく，妥当なパラメータ領域が狭い領域に限定されているという利点がある。さらにこの理論は，労働時間に関して離散的選択と連続的選択の両方を含むメニューの選択確率を叙述するもので，この意味に限定すれば，離散的選択のプロビット・モデルと伝統的な主体行動方程式を組み合わせたDuncan（1980），Hanemann（1984）に類似であると言えよう。最後は，前二者がもっぱら非核所得者の供給確率のみの叙述に焦点をあて，核所得者の就業選択を外生的に扱っていたのに対し，宮内（1991；1993；2000）では，核所得者の就業選択も内生的に扱い，二名の家計構成員の交渉を通じて家計の就業パターン発生と

（5） 所得-余暇の選好指標関数のパラメータ，すなわち所得-余暇に関する嗜好が，勤労世帯・自営世帯，子供の有無等の属性を相等しくコントロールした家計グループ内でもランダムに異なる，という認識をとる。この家計間でランダムに異なるパラメータを確率変数としてその確率分布を特定化し，就業確率を与える確率分布を選好指標関数から導出している。

（6） Ranis and Fei（1961）等で示された経済発展に伴う部門間の労働移動は，小尾（1978；1983b）では労働市場の順位均衡の概念によって示され，自営，雇用に関する労働供給確率のモデルは労働市場の順位均衡モデルにおける供給を叙述する方程式としての位置付けが与えられる。

その確率分布を示すものである。プロビット・モデル等により二者の交渉の解の確率分布を示すモデルには Bjorn and Vuong (1984), Bresnahan and Reiss (1990), Berry (1992) 等がある。

以上の小尾 (1992) に代表される労働供給のモデル(7)は，短期労働供給に関する法則性を見いだすことをその目的としている。すなわち，ライフ・サイクルといった長期にわたる主体均衡論の仮説を採択せず，検証可能性を維持するために一年といった比較的短期の観測単位期間を設け，この期間に成立するであろう仮説を設定する点に第一の特徴がある。こうした短期の単位期間においては，雇用機会では労働時間は需要主体に指定されているという認識をとり，したがってこの場合，労働量の測定単位は人 (man) である。労働可能人口を与件とすれば，労働供給確率をそれに掛け合わせることによって人 (man) 単位の労働供給量の理論値が得られるから，人 (man) 単位の供給に関する条件付き予測は，供給確率を理論が提示することによって可能となる。

この供給確率を，具体的な解析的形を仮説として与えた選好指標関数から演繹を経て導く点が，第二の特徴である。ひとたび選好関数のパラメータを測定しておけば，仮に供給主体が労働時間を自由に選択可能な就業形態が支配的となったとしても，すでに測定された無差別曲線群から就業確率のみならず，選択される労働時間の分布も導出することができる。この点は誘導形の段階で有業率方程式をプロビット・モデル等に特定化して行なう接近法とは明らかに異なっている。

一方，短期労働供給に関する観測事実としては，横断面資料に基づいてすでに確認されているところのDLA法則があるが，このDLA法則と整合的な理論構成を行なう点が第三の特徴である。まず，DLA法則は有業率に関する法則性であるから，人 (man) を単位として労働量を測定しており，これに対し，小尾 (1992) に代表される労働供給理論は，首尾一貫してある属性を持つ労働可能人口の母集団の供給確率を叙述する。供給確率に労働可能人口の観測値を掛け合わせれば供給人員数が得られるから，この意味で観測と理論の間には曖昧さがない。次にDLA法則は，家計内には供給行動の相異なる核構成員と非核構成員とがおり，とくに非核構成員の労働供給スケジュールは独立ではなく，核所得の水準に依存してシフトすることが示されている。この点は，伝統的な労働供給の理論が想定するような平均的個人を主体とする理論の構成では不十分であることを示していると解される。この理解を踏まえ，小尾 (1992) に代表される労働供給モデルは家計構成員を，壮年男子層に相当する核世帯員と，壮年女子層を中心とする非核世帯員とに分け，主に後者に分析の焦点をあてていると言えよう。

以上に見たように，小尾 (1992) に代表される労働供給理論はDLA法則と不可分な形で構成されている。そこで次にDLA法則の含意について検討し，理論構成および観測方法に関する指針を考察する。

---

(7) 小尾 (1968；1969a；1969b；1979；1983；1992), Obi (1987 - 88), 樋口 (1981；1982), 松野 (1984；1988), Matsuno (1992), 宮内 (1991；1993) 等を指す。

[1] DLA 法則の含意：理論構成・観測の指針

DLA 法則の含意として，次の 2 点が挙げられよう。

第 1 点：労働供給の主体は個人ではなく，家計であること。

第 2 点：人員単位の短期供給スケジュールは賃金に対して右上がりではなく，右下がりである可能性もあること。

DLA 法則の含意，上記の第 2 点は，労働市場に潜在的に不安定性のあることを示唆している。家計の核収入者の実質賃金が下落したり，解雇による離職などの理由で実質核収入が減少する場合，第 2 法則により，非核構成員の供給人員数が増加する。すなわち，核構成員に対する需要減退は，非核構成員層の供給人員数を増加させる。不況期には，壮年男子層の正規雇用が削減され，壮年女子層を中心とするパートタイマーに代替されることがよく見られるが，こうした現象の供給側面における要因はこの第 2 法則の作動である。第 2 法則の作動は核構成員の雇用機会の回復を妨げ，核構成員の実質賃金をいっそう低下させる可能性を持つ。核収入の実質値が低下すると，ふたたび非核構成員層の供給増を引き起こすという悪循環過程が作動するのである。このとき，非核構成員の実質賃金も同時に下落するのであれば，第 3 法則により非核構成員の供給は抑制されるのであるから，非核構成員の供給の増減は第 2 法則による供給促進的な作用と第 3 法則による供給抑制的な作用の合成によって決まる。結局，短期労働供給曲線が右下がりであることのために労働市場に不安定性が潜在するかは，第 2 法則と第 3 法則との相互作用の大きさによって決まることになる。家計労働供給のスケジュールについて，高い精度の測定が要請される所以がここにある。

さらに観測方法と条件付き予測の視点で言えば，DLA 法則は労働供給人員の変動を市場全体の賃金の平均値との関係で叙述することが，分析手法としては不適切であることを示している。平均賃金の上昇が，核構成員の賃金の上昇によってもたらされたのであれば，供給人員は全体として減少する。第 1 法則によって核構成員の供給人員は変化せず，第 2 法則によって非核構成員の供給人員が減少するから，全体として減少するのである。しかし，非核構成員の賃金の上昇によって平均賃金が上昇したのであれば，供給人員は増加する，という逆の結果となる。この場合には第 3 法則の作動によって非核構成員の供給人員が増加するから，全体として増加するのである。したがって，市場全体の平均賃金が上昇したという情報のみでは，全体の供給人員の変化を分析的に予測することができないのである。(8)

[2] 本稿の位置付けと構成

本稿において示される家計労働供給のモデルは，あるパラメータセットを持つ余暇-所得選好関数から演繹を経て労働供給確率に関する条件付き予測を与えるものである。以上に示された DLA 法則と矛盾のない理論構成を得るための必要条件は，DLA 法則と矛盾のない条件付き予測を与え

るパラメータセットの集合を，推定に先立つ先験的情報として得ていることである。そのような集合の中からパラメータセットを得ることによって，DLA 法則と整合的な条件付き予測の結果を生み出す余暇-所得選好関数のパラメータ推定値を得ることができる。こうした選好関数のパラメータ領域と DLA 法則との関係は，労働供給の四者択一モデルと，四者択一の機構の近似としての二者択一モデルとの両モデルを踏まえて考察される必要がある。小尾（1992）では家計労働供給のモデルとして自営機会と雇用機会とを組み合わせて選択する確率を叙述する四者択一モデルのみが示されているが，小尾（1983）では雇用機会の諾否確率を叙述する二者択一モデルも併せて提示されている。これらモデルはいずれも二次関数に特定化した同一の余暇-所得選好関数から演繹されるので，推定される選好関数のパラメータセットは二者択一モデルにおいても四者択一モデルにおいても DLA 法則を充足する領域内になければならない。四者択一モデルが妥当するための選好パラメータの条件は小尾（1992）第 2 節［6］項にすでに詳細な議論がなされているが，四者択一モデルにより生みだされる A 型家計(9)の妻の供給確率 μ^d, μ^e, μ^{ed} の変動が，DLA 第 2，第 3 法則と整合的であるかについての体系的な記述は本稿で行なうことにしたい。

二者択一モデルにおいては第 3 法則は無差別曲線の原点への凸性の条件からのみ演繹されることが示される(10)。それに対して第 2 法則は第 3 法則ほどは自明ではなく，無差別曲線の特性（選好関数のパラメータ領域）についての考察が必要となる。第 5 節では以下，小尾（1983）の労働供給の二者択一モデルにおける「供給限界」，「臨界核所得」の概念を用いて議論を進め，二者択一モデルが DLA 法則と整合的となるパラメータセットの条件を明示し，次に当該の条件のもとで四者択一モデルにおける DLA 第 2，第 3 法則の成立を吟味する。第 6 節ではモデルの測定結果を示し，第 7 節では残された課題について考察する。

[3] 労働供給の二者択一モデルにおける供給限界

供給限界の概略と（2-1）式(11)の選好関数のもとでの供給限界方程式を示す。妻の時間当り実質賃

---

(8) 特にこの点は，新古典派の最適労働供給時間が賃金率に対して増加関数となるか，減少関数となるか，どちらとも言えない，という結論と混同されがちであるが，これらは本質的にその意味するところが異なるので注意を要する。新古典派理論の最適供給時間の叙述においては，平均的個人の選好指標関数と制約条件が正しく測定されていさえすれば，平均の賃金率に対しての労働供給関数が増加関数・減少関数のいずれとなるかを，いささかの曖昧さもなく述べることができることを主張しているのである。しかし，「ダグラス－有澤法則」の意味することは，核・非核構成員の選好指標関数と制約条件を正しく測定していたとしても，賃金の変動を核・非核構成員の別に述べないままに，平均賃金の変化と全体の供給人員数の関係を示すことが分析的に不可能であることを示しているのである。

(9) 小尾（1992）p.20.

(10) 小尾，宮内（1998）第 2 章を参照。

(11) 小尾（1992）第 2 節［4］項。

金率が所与の水準 w にあり，核所得（実質）が任意の水準 I にあるとせよ。いま，妻の雇用機会の労働時間が h として企業によって指定されているとき，妻が就業しない場合の効用指標を ω_0，妻が当該の雇用機会を受け入れて就業する場合の効用指標を ω_1 とする。このとき，ω_0 は核所得 I のみの関数になるが，ω_1 は核所得 I の他に賃金率 w と指定労働時間 h の関数になる。

$$\omega_0 = \omega_0(I|\Gamma)$$
$$\omega_1 = \omega_1(I, w, h|\Gamma)$$

ただし，Γ は選好関数のパラメータベクトル $\Gamma \equiv (\gamma_1, \gamma_2, \gamma_3, \gamma_4, \gamma_5)$ で，γ_4 は家計間でランダムに相異なる確率変数である。[12] このとき I, w を与件として，h に関する方程式 $\omega_0(I|\Gamma) = \omega_1(I, w, h|\Gamma)$ を充足する h の解を供給限界と定義する。このように定義される供給限界は（2-7）式[13]で示される $H(m)$ に等しい。したがって，以下の議論では供給限界を $H(m)$ で示すことにする。

無差別曲線の原点への凸性の条件から，$\omega_0(I|\Gamma) = \omega_1(I, w, h|\Gamma)$ を充足する h は重複解の場合も含めて2個あり，そのうちの1個は常に0（ゼロ）である。重複解の場合を除いては，$H(m)$ は0以外の解とする。[14] 換言すれば，供給限界 $H(m)$ は所与の核所得 I，時間当り実質賃金率 w のもとで，妻の非就業と就業とが無差別となるような妻の指定労働時間である。核所得 I，妻の賃金率 w を与件とすれば，無差別曲線の原点への凸性の条件から

$$\begin{cases} H(m) > \bar{h} & \rightleftarrows \quad \omega_0 < \omega_1 \\ H(m) = \bar{h} & \rightleftarrows \quad \omega_0 = \omega_1 \\ H(m) < \bar{h} & \rightleftarrows \quad \omega_0 > \omega_1 \end{cases} \tag{5-1}$$

である。

選好関数が（2-1）式である場合の供給限界方程式は

$$H(m) = \frac{-(\gamma_1 w - \gamma_3)I + \{-(\gamma_2 + \gamma_3 T)w + \gamma_4 + \gamma_5 T\}}{\frac{1}{2}(\gamma_1 w^2 - 2\gamma_3 w + \gamma_5)} \tag{5-2}$$

---

(12) Ibid.

(13) Ibid.

(14) 所得 X と余暇の限界代替率を，観測単位期間当り処分可能総時間を T（1日なら24時間，1年ならば365日という値）として，所得-余暇選好場における非就業の点 $(X, \Lambda) = (I, T)$ で評価した $\left|\frac{\partial X}{\partial \Lambda}\right|_{(X,\Lambda)=(I,T)}$ とする。この限界代替率と妻の賃金率 w との大小関係について，$\left|\frac{\partial X}{\partial \Lambda}\right|_{(X,\Lambda)=(I,T)} > w$ の場合には，$\omega_0(I|\Gamma) = \omega_1(I, w, h|\Gamma)$ を充足する0以外の h の解は負値であるが，$\left|\frac{\partial X}{\partial \Lambda}\right|_{(X,\Lambda)=(I,T)} < w$ の場合には，$\omega_0(I|\Gamma) = \omega_1(I, w, h|\Gamma)$ を充足する0以外の h の解は正値である。そして $\left|\frac{\partial X}{\partial \Lambda}\right|_{(X,\Lambda)=(I,T)} = w$ の場合に限り，$\omega_0(I|\Gamma) = \omega_1(I, w, h|\Gamma)$ は h について0という重複解を持ち，$H(m) = 0$ である。

である。

なお，供給限界 $H(m)$ が核所得 I に対して増加関数であるか，減少関数であるかについては，$\frac{\partial H(m)}{\partial I}<0$ の場合と $\frac{\partial H(m)}{\partial I}>0$ の場合のいずれもが先験的には排除できないことに注意されたい。

［4］労働供給の二者択一モデルにおける臨界核所得

臨界核所得の概念について概略を述べ，（2-1）式の選好関数のもとでの臨界核所得方程式を示す。妻の雇用機会が所与の賃金率 w と指定労働時間 $\bar{h}$ との組み合わせで提示されているとせよ。ある水準の核所得 I のもとで当該の雇用機会に妻が就業しない場合の効用指標を ω_0 と，妻が雇用機会を受け入れて就業する場合の効用指標を ω_1 とする。ω_0 は核所得 I のみの関数で，ω_1 は核所得 I，賃金率 w と指定労働時間 $\bar{h}$ の関数である。このとき妻の非就業と就業とが無差別となる，そのような水準の核所得を臨界核所得 I^* と定義する。すなわち $w, \bar{h}$ を与件として，I についての方程式

$$\omega_0(I|\Gamma)=\omega_1(I,\, u,\, \bar{h}|\Gamma) \tag{5-3}$$

の解が臨界核所得 I^* である。

さて，臨界核所得 I^* の定義より

$$I=I^* \;\rightleftharpoons\; \omega_0=\omega_1 \tag{5-4}$$

であり，さらに（5-4）式と（5-1）式とにより

$$I=I^* \;\rightleftharpoons\; \omega_0=\omega_1 \;\rightleftharpoons\; H(m)=\bar{h} \tag{5-5}$$

である。すなわち，核所得 I がちょうど臨界核所得 I^* の水準に一致するとき，指定労働時間 $\bar{h}$ は供給限界 $H(m)$ に等しくなる。

（5-5）式に示された関係は無条件に成立するが，これに対し核所得 I が臨界核所得 I^* に一致していない場合の指定労働時間 $\bar{h}$ と供給限界 $H(m)$ との大小関係，したがって非就業の時の選好指標 ω_0 と就業の時の選好指標 ω_1 との大小関係は，$\frac{\partial H(m)}{\partial I}$ の符合によって異なる。$\frac{\partial H(m)}{\partial I}<0$ の場合には $H(m)$ は I に関する減少関数であるから，（5-5）式の関係をベンチ・マークとして

$$\frac{\partial H(m)}{\partial I}<0 \longrightarrow \begin{cases} I<I^* \;\rightleftharpoons\; H(m)>\bar{h} \;\rightleftharpoons\; \omega_0<\omega_1 \\ I>I^* \;\rightleftharpoons\; H(m)<\bar{h} \;\rightleftharpoons\; \omega_0>\omega_1 \end{cases} \tag{5-6}$$

であり，他方 $\frac{\partial H(m)}{\partial I}>0$ の場合には $H(m)$ は I に関する増加関数であるから

$$\frac{\partial H(m)}{\partial I}>0 \rightarrow \begin{cases} I<I^* \rightleftharpoons H(m)<\bar{h} \rightleftharpoons \omega_0>\omega_1 \\ I>I^* \rightleftharpoons H(m)>\bar{h} \rightleftharpoons \omega_0<\omega_1 \end{cases} \tag{5-7}$$

という関係を得る。

いま，妻が当面する雇用機会の賃金率 w と指定労働時間 $\bar{h}$ が互いに等しく，核所得 I が互いに等しい A 型家計の母集団を考える。当該の母集団における妻の供給確率を $\mu(w, \bar{h}, I)$ とすると $\mu(w, \bar{h}, I)=P_r[\omega_0<\omega_1|w, \bar{h}, I]$ であるから，この母集団における臨界核所得 I^* の密度分布関数を $f(I^*)$ とすると $\mu(w, \bar{h}, I)$ は（5-6)，(5-7) 式の関係より

$$\frac{\partial H(m)}{\partial I}<0 \quad \rightarrow \quad \mu(w, \bar{h}, I)=\int_{I^*=I}^{+\infty} f(I^*|w, \bar{h})dI^* \tag{5-8}$$

$$\frac{\partial H(m)}{\partial I}>0 \quad \rightarrow \quad \mu(w, \bar{h}, I)=\int_{-\infty}^{I^*=I} f(I^*|w, \bar{h})dI^* \tag{5-9}$$

である。(5-8)，(5-9) 式から直ちに

$$\frac{\partial H(m)}{\partial I}<0 \quad \rightarrow \quad \frac{\partial \mu}{\partial I}<0 \tag{5-10}$$

$$\frac{\partial H(m)}{\partial I}>0 \quad \rightarrow \quad \frac{\partial \mu}{\partial I}>0 \tag{5-11}$$

が導かれる。

DLA 第 2 法則は $\frac{\partial \mu}{\partial I}<0$ であることを要求しているから，$\frac{\partial H(m)}{\partial I}<0$ が DLA 第 2 法則と整合的であり，$\frac{\partial H(m)}{\partial I}>0$ は DLA 第 2 法則と矛盾する。したがって，測定される効用関数のパラメータ領域は

$$\frac{\partial H(m)}{\partial I}<0 \tag{5-12}$$

を充足していることが DLA 第 2 法則によって要請される。

選好関数が（2-1）式である場合の臨界核所得方程式は

$$I^*=\frac{-\frac{1}{2}(\gamma_1 w^2-2\gamma_3 w+\gamma_5)\bar{h}+\{-(\gamma_2+\gamma_3 T)w+\gamma_4+\gamma_5 T\}}{\gamma_1 w-\gamma_3} \tag{5-13}$$

である。

[4]-1 $\boldsymbol{\gamma_1 w^2-2\gamma_3 w+\gamma_5}$ の符号

供給限界方程式（5-2）は，変形して分子を w について整理すると

$$H(m)=\frac{-(\gamma_1 I+\gamma_2+\gamma_3 T)w+(\gamma_3 I+\gamma_4+\gamma_5 T)}{\frac{1}{2}(\gamma_1 w^2-2\gamma_3 w+\gamma_5)} \tag{5-14}$$

を得る。

あるA型家計について見れば，選好関数のパラメータ $\gamma_1, \cdots, \gamma_5$ は固定されており，さらに核所得 I が与件とされている。このとき，(5-14) 式の分子を P と置くと，P は賃金率 w の一次式であり

$$w=\frac{(\gamma_3 I+\gamma_4+\gamma_5 T)}{(\gamma_1 I+\gamma_2+\gamma_3 T)} \rightleftharpoons P=0 \tag{5-15}$$

である。(5-15) 式の分子と分母は各々，選好関数が (2-1) 式で示される二次関数である場合の余暇と所得の限界効用であるから，これらは共に正値であり，したがって (5-14) 式の分子 P は w に関する減少関数であることに注意されたい。

(5-15) 式で示される w の水準を w^* とすると，w^* は核所得 I の下でA型家計の妻が就業しない場合の所得と余暇の限界代替率に等しい。

$$w^* \equiv \frac{\gamma_3 I+\gamma_4+\gamma_5 T}{\gamma_1 I+\gamma_2+\gamma_3 T}=\frac{\left.\frac{\partial\omega}{\partial\Lambda}\right|_{(X,\Lambda)=(I,T)}}{\left.\frac{\partial\omega}{\partial X}\right|_{(X,\Lambda)=(I,T)}} \tag{5-16}$$

(5-16) 式の分子と分母は共に正であるので w^* は正で，P は w に関して減少関数であるから

$$\begin{aligned} 0<w<w^* &\rightarrow P>0 \\ w^*<w &\rightarrow P<0 \end{aligned}$$

である。一方，w の領域 $0<w$ における供給限界 $H(m)$ は，所得-余暇の無差別曲線の原点への凸性より，

$$\begin{aligned} 0<w<w^* &\rightarrow H(m)<0 \\ w^*<w &\rightarrow H(m)>0 \end{aligned}$$

であるから，(5-14) 式の分子 P の符号と供給限界 $H(m)$ の符号は，互いに逆になっていることがわかる。したがって，供給限界方程式 (5-2) の分母は負であることが要請される。

$$\gamma_1 w^2-2\gamma_3 w+\gamma_5<0 \tag{5-17}$$

(5-17) 式と同等の条件が小尾 (1992) 第2節 [6] 項に四者択一モデルにおける理論制約の吟味によって (R-8) 式として示されているが，二者択一モデルにおいても (R-8) 式と同じ条件がDLA

第2法則成立の要件として必要となることを銘記しておきたい。

[4]-2 $\gamma_1 w-\gamma_3$ の符号

供給限界方程式（5-2）については（5-12）式に示される通り，$\frac{\partial H(m)}{\partial I}<0$ であることがDLA第2法則との整合性により要請されていた。(5-2) 式より，

$$\frac{\partial H(m)}{\partial I}=\frac{-(\gamma_1 w-\gamma_3)}{\frac{1}{2}(\gamma_1 w^2-2\gamma_3 w+\gamma_5)} \tag{5-18}$$

であり，かつ（5-17）式の条件から $\frac{\partial H(m)}{\partial I}<0$ が成立するためには

$$\gamma_1 w-\gamma_3<0 \tag{5-19}$$

でなければならない。

[5] $\frac{\partial H(m)}{\partial I}$ の符号と二次関数の選好関数の特性

DLA第2法則との整合性により要請される供給限界方程式（5-2）についての $\frac{\partial H(m)}{\partial I}<0$ の条件

$$\frac{\partial H(m)}{\partial I}=\frac{-(\gamma_1 w-\gamma_3)}{\frac{1}{2}(\gamma_1 w^2-2\gamma_3 w+\gamma_5)}<0 \tag{5-20}$$

は，選好関数が（2-1）式で示される二次関数である場合には，余暇 Λ が正常財であることと同値であることを示すことができる。

A型家計の所得-余暇に関する制約条件

$$X=I+w(T-\Lambda) \tag{5-21}$$

のもとで（2-1）式の選好指標を極大にする最適労働時間 h^* を求めると

$$h^*=\frac{-(\gamma_1 w-\gamma_3)}{\gamma_1 w^2-2\gamma_3 w+\gamma_5}I+\frac{\gamma_5 T+\gamma_4-(\gamma_2+\gamma_3 T)w}{\gamma_1 w^2-2\gamma_3 w+\gamma_5} \tag{5-22}$$

である。(5-22) 式より

$$\frac{\partial h^*}{\partial I}=\frac{-(\gamma_1 w-\gamma_3)}{\gamma_1 w^2-2\gamma_3 w+\gamma_5} \tag{5-23}$$

であるから $\frac{\partial h^*}{\partial I}<0$ の成立する必要十分条件として次式を得る。

$$\frac{\partial h^*}{\partial I}=\frac{-(\gamma_1 w-\gamma_3)}{\gamma_1 w^2-2\gamma_3 w+\gamma_5}<0 \tag{5-24}$$

すなわち余暇が正常財である条件は，供給限界について $\dfrac{\partial H(m)}{\partial I}<0$ が成立するための必要十分条件と一致することが（5-20）式と（5-24）式とを比較して明らかとなる。

[6] 第2節［1］項への補足

小尾（1992）第2節［1］項ではA型家計の妻が，雇用就業，自営就業，雇用自営兼業，および非労働力化の選択肢から一つを選ぶ就業パターン決定の条件について考察が述べられているが，この考察の過程で余暇 Λ が正常財であるという条件が重要な役割を果たしている。

選好関数が二次関数である場合には，前項でDLA第2法則と整合的な選好関数のパラメータ領域として（5-20），（5-24）式が互いに同値な条件として示された。(5-24）式の条件は，二次関数の余暇-所得選好関数の場合には賃金率 w の就業機会における最適労働時間 h^* は核所得 I の減少関数，すなわち余暇が正常財であることを要求していた。この条件は $0<w$ なる妻の雇用機会の任意の賃金率 w について成立せねばならないから，$0<v<w$ なる妻の自営所得造出力 v についても同様の条件が要求される。したがって，（2-3）[15]式に示された自営所得造出力 v が正値である妻の自営機会における最適労働時間 $H(d)$ についても $\dfrac{\partial H(d)}{\partial I}<0$ が成立せねばならない。

$$\frac{\partial H(d)}{\partial I}=\frac{-(\gamma_1 v-\gamma_3)}{\gamma_1 v^2-2\gamma_3 v+\gamma_5}<0 \tag{5-25}$$

（5-25）式の条件[16]は，第2節に示された $H(d)$ と $H(e)$ との間の大小関係について，$H(d)>H(e)$ なる制約を与える。(2-21)[17]式には $H(e)$ と $H(d)$ との関係式が ψ 関数として示されているが，（2-21）式右辺第2項は $w>v$, $\bar{h}>0$ および（5-25）式の条件により負値であることから，直ちに

$$H(e)<H(d) \tag{5-26}$$

が導かれる。

（5-26）式は，二次関数の選好関数（2-1）式がDLA第2法則と整合的であるためには，余暇が正常財となるパラメータセットを（2-1）式が持つ必要があるという前項における議論から導かれ

(15) 小尾（1992）第2節［4］。

(16) （5-25）式の条件は小尾（1992）第2節［6］項の（R-10），(R-15）式を組み合わせて導くことができる。

(17) 小尾（1992）第2節［4］。

た条件である。この条件は第2節［1］項図2-2～図2-7における自営所得造出力曲線 AB 上における無差別線との接点 d が，雇用に次いで自営も兼業する場合の自営所得造出力曲線 CD 上における無差別線との接点 e よりも，余暇-所得選好場の座標平面上で常に下方に位置せねばならない，という制約を与えている。この制約のために，第2節［1］項における就業パターンの決まる条件を簡潔に整理することができる。第2節［1］項ではA型家計の妻が核所得 I のもとで就業しない場合の所得-余暇選好場における座標を a 点とし，a 点における余暇 Λ と所得 X との限界代替率 $\left.\frac{dX}{d\Lambda}\right|_a$ が自営所得造出力 v より大きい家計グループを「グループＩの家計」，v より小さい家計グループを「グループIIの家計」とに分けて，各々のグループについて場合分けをして就業パターン決定の条件を考察している。小尾（1992）においてこの点を記述した部分について，(5-26) 式の条件がどのように係わっているかを以下に示す。なお，以下の項目の記号・番号は第2節［1］項のものに対応している。

（イ）グループＩの家計：

交点 m が k より下にあるとき（図2-3），接点 d は a より上であるから (5-26) 式の条件より接点 e は線分 kJ 上にはない。したがって点 k が選択される（雇用機会にのみ就業）。

（ロ）グループIIの家計：

(1) 接点 d が ap 間にある家計

(b) m' が k より下方にある家計（図2-5）

ω_d と kD の交点を J とかく。接点 d は k より上であるから (5-26) 式の条件より kJ 間の無差別曲線との接点 e はありえない。したがって k 点が選択される。（雇用機会にのみ就業）

［6］-1　$\gamma_1 v^2 - 2\gamma_3 v + \gamma_5$ の符号

(5-17) 式の条件を導いた第5節［4］-1項の議論と同様に，無差別曲線の原点への凸性から $\gamma_1 v^2 - 2\gamma_3 v + \gamma_5 < 0$ であることを示すことができる。

第2節［4］項の $H(d)$ 方程式 (2-3) は，変形して分子を v について整理すると

$$H(d) = \frac{-(\gamma_1 I + \gamma_2 + \gamma_3 T)v + (\gamma_3 I + \gamma_4 + \gamma_5 T)}{\gamma_1 v^2 - 2\gamma_3 v + \gamma_5} \qquad (5\text{-}27)$$

を得る。

あるA型世帯について見れば，選好関数のパラメータ $\gamma_1, \cdots, \gamma_5$ は固定されており，さらに保証所得 I が与件とされているから，(5-27) 式の分子を Q と置くと，Q は自営所得造出率 v の一次式であり

$$v=\frac{(\gamma_3 I+\gamma_4+\gamma_5 T)}{(\gamma_1 I+\gamma_2+\gamma_3 T)} \rightleftharpoons Q=0 \tag{5-28}$$

である。(5-28) 式の分子と分母は各々，選好関数が (2-1) 式に示される二次関数である場合の余暇と所得の限界効用であるから，これらは共に正値であり，したがって (5-27) 式の分子 Q は v に関する減少関数である。

(5-28) 式で示される v の水準を v^* とすると，v^* は核所得 I の下で A 型家計の妻が就業しない場合の所得と余暇の限界代替率に等しく，これらは共に正であるので

$$\begin{aligned} 0<v<v^* &\rightharpoonup Q>0 \\ v^*<v &\rightharpoonup Q<0 \end{aligned}$$

である。一方，$H(d)$ は，所得-余暇の無差別曲線の原点への凸性より，

$$\begin{aligned} 0<v<v^* &\rightharpoonup H(m)<0 \\ v^*<v &\rightharpoonup H(m)>0 \end{aligned}$$

であったから，(5-27) 式の分子 P の符号と $H(d)$ の符号は互いに逆であるので，(2-3) 式の分母は負であることが要請される。

$$\gamma_1 v^2-2\gamma_3 v+\gamma_5<0 \tag{5-29}$$

(5-29) 式と同等の条件が小尾 (1992) 第 2 節 [6] 項に四者択一モデルにおける φ 関数の勾配が正であるための必要条件として (R-10) 式に示されているが，(5-29) 式の条件が無差別曲線の原点への凸性からのみ導かれることに注意されたい。

[6]-2　$\gamma_1 v-\gamma_3$ の符号

自営所得造出力 v の自営機会における最適労働時間を叙述する $H(d)$ 方程式 (2-3) については，(5-25) 式に $\dfrac{\partial H(d)}{\partial I}<0$ であることが DLA 第 2 法則との整合性により要請されていた。(5-29) 式の左辺は (5-25) 式の左辺分母に等しいから，これら条件より

$$\gamma_1 v-\gamma_3<0 \tag{5-30}$$

であることが導かれる。[18]

---

(18)　(5-30) 式の条件は第 2 節 [6] 項の (R-15) 式と同等であるが，ここでは無差別曲線の原点への凸性と，労働供給の二者択一モデルが DLA 第 2 法則と整合的であるための条件（余暇-所得選好関数が二次関数である場合には，余暇が正常財であるという条件）から (5-30) 式が導かれることに注意されたい。

[7] 四者択一モデルと DLA 法則

前項で A 型家計の労働供給の二者択一モデルにおける DLA 法則成立の要件について吟味を行い，(5-17)，(5-19) 式の必要十分条件を得た。これらは二者択一モデルが DLA 第 2 法則と整合的な理論値を生み出すために，余暇-所得選好関数のパラメータ領域について課される条件であった。さらにこの条件を充足する余暇-所得選好関数のパラメータセットは自営所得造出力 v の自営機会についても (5-29)，(5-30) 式の条件を充たすことが示された。推定された余暇-所得選好関数は，そのままで二者択一モデルにも四者択一モデルにも適用され，理論値と観測値との突き合わせによる検証作業を経て A 型家計の妻の有業率についての予測に用いられるので，(5-17)，(5-19)，(5-29)，(5-30) の各式は四者択一モデルが DLA 法則と整合的になるための少なくとも，十分条件となっていなくてはならない。

第 2 節 [7] 項には A 型家計の妻が，雇用就業，自営就業，雇用自営兼業，および非労働力化の選択肢から 1 つを選ぶ供給確率関数がおのおの μ^e, μ^d, μ^{ed} として，これらが $H(d)$ の確率分布の積分で与えられることが (2-52) ～ (2-54) 式によって示されている。労働供給の四者択一モデルにおいて DLA 第 2 法則成立の条件を吟味するにあたり，DLA 法則として観察される妻の有業率の理論的対応物であるところの μ^e, μ^d, μ^{ed} の値が (5-17)，(5-19)，(5-29)，(5-30) を充足するパラメータセットを持つ選好関数から生み出された時に，これらが DLA 法則と整合的であるかは，別途吟味を要する。

DLA 法則における非核構成員は A 型家計の妻に相当する。DLA 法則で示される非核構成員の有業率の四者択一モデルにおける理論的対応物が A 型家計の妻の雇用就業確率 ($\mu^e+\mu^{ed}$) に対応するのか，自営と雇用を合わせた就業確率 ($\mu^d+\mu^e+\mu^{ed}$) に対応すると理解するのかによって，解釈が分かれるところである。そこで以下では

ケース (i)：DLA 法則の非核構成員の有業率を A 型家計の妻が自営就業であるか雇用就業であるかを問わずに，少なくとも一方の就業機会を選択する確率 ($\mu^d+\mu^e+\mu^{ed}$) に対応せしめる場合。この確率を $\mu^{(\mathrm{i})} \equiv \mu^d+\mu^e+\mu^{ed}$ と定義する。

ケース (ii)：自営と雇用を共に兼業して就業するか否かを問わず，雇用就業を選択する確率 ($\mu^e+\mu^{ed}$) に対応せしめる場合。この確率を $\mu^{(\mathrm{ii})} \equiv \mu^e+\mu^{ed}$ と定義する。

の 2 つのケースに分けて，四者択一モデルにおける DLA 法則の成立を吟味する。

妻の就業機会選択確率 μ^d, μ^e, μ^{ed} は各々，$H(d)$ の所与の区間における確率密度関数の積分として図2-9の第 4 象限の S_2, S_3, S_4 の面積によって与えられる。したがって，DLA 法則との四者択一モデルの整合性は，I や v, w の変化に伴うこの区間における積分値の変化を調べればよい。この目的のために，まず $H(d)$ の確率分布の積分の計算について述べておかねばならない。

[8] 標準化された u に関する $H(d)$ 方程式

家計の余暇-所得選好特性の固体間の差異は，選好関数のパラメータ γ_4 の家計間の差異として示され，γ_4 が対数正規分布に従う確率変数 u の一次式（2-44）[19] であるという仮説を小尾（1992）では設定していた。これは，γ_4 が余暇の限界効用 $\gamma_3 X+\gamma_4+\gamma_5\Lambda$ の切片であることから，限界効用の負値を排除するために設けられた仮説である。確率変数 γ_4 は，（2-43）式により確率変数 $H(d)$ に変換されるから，$H(d)$ は対数正規分布に従う確率変数 u の（2-45）式による変数変換によって与えられる。[20]

さて，$\log u$ は正規分布に従うから，$\log u$ の平均と分数をそれぞれ m, σ^2 とすれば

$$\log u \sim N(m, \sigma^2) \tag{5-31}$$

ここで，$\log u$ を標準化し，標準化された確率変数を u^* であらわせば

$$\frac{\log u-m}{\sigma}\equiv u^* \tag{5-32}$$

であり u^* は，分散 1，平均 0 の正規分布に従うから，$u^*\sim N(0,1)$ と示される。

（5-32）から，次式を得る。

$$u=e^m\cdot e^{\sigma u^*} \tag{5-33}$$

（5-33）を（2-45）式に代入すると

$$H(d)=K_0+K_1\cdot e^{m+\sigma u^*} \tag{5-34}$$

ただし

$$K_0\equiv\frac{-(\gamma_1 v-\gamma_3)I-(\gamma_2+\gamma_3 T)v+\gamma_4^0+\gamma_5 T}{\Omega(v)} \tag{5-35}$$

$$K_1\equiv\frac{\bar{\gamma}_4}{\Omega(v)} \tag{5-36}$$

である。

四者択一モデルでは対数正規分布に従う確率変数 u について，$E(u)=1$ と基準化がされている。この時対数正規分布の性質により平均 m と分散 σ^2 との間には，$m=-\dfrac{1}{2}\sigma^2$ という関係を得るので，これを（5-34）に代入すると

---

(19) 以下では，(2-44) 式の変数の添字 i は省略して記述する。

(20) (2-45) という式番号は小尾（1992）では u の確率密度関数 ℓ と，u を $H(d)$ に変換する式の両方に付されているが，ここで参照している（2-45）式は後者である。

$$H(d)=K_0+K_1e^{-\frac{1}{2}\sigma^2+\sigma u^*} \tag{5-37}$$

である。

前述のように，γ_4 は余暇の限界効用の切片であるから，すべての $u>0$ なる値に対して $\gamma_4>0$ であるためには

$$\gamma_4^0>0 \tag{5-38}$$

$$\bar{\gamma}_4>0 \tag{5-39}$$

であることが必要である。さらに（5-29）式より $\Omega(v)<0$ であるから（5-36）式の K_1 の符号は負である。したがって（5-37）式より，$K_0>H(d)$ であることがわかる。[21]

$K_1<0$ であることを考慮しながら（5-37）を u^* について解くと

$$u^*=\frac{1}{\sigma}\log\left[\frac{K_0-H(d)}{-K_1'}\right] \tag{5-40}$$

ただし，$K_1'\equiv K_1e^{-\frac{1}{2}\sigma^2}$, $K_1'<0$ である。

$u^*, H(d)$ の確率密度関数を各々 f, g とする。[22] 妻の自営所得造出力 v，雇用機会における賃金率 w と指定労働時間 $\bar{h}$ が互いに等しく，かつ核所得の水準が I で互いに等しい A 型家計の母集団における妻の $\mu^{(\mathrm{i})}, \mu^{(\mathrm{ii})}$ は

$$\mu^{(\mathrm{i})} = \lim_{b\uparrow K_0}\int_0^b g(x)dx \tag{5-41}$$

$$\mu^{(\mathrm{ii})} = \lim_{b\uparrow K_0}\int_{H(d)_{q1}}^b g(x)dx \tag{5-42}$$

と示される。ただし $H(d)_{q1}$ は（2-25）式によって与えられている。

（R-13），（R-14）式の条件により $0<\bar{h}<H(d)_a$ で，（2-44）式による γ_4 の定式化のもとでは $H(d)_a$ は K_0 に一致し，かつ $0<K_0$ であるから（5-41）式右辺の積分は正値である。したがって $\mu^{(\mathrm{i})}>0$ であることが保証される。$\Omega(v)<0$ なので K_0 の分子は負であるから

(21) γ_4 分布の定式化によって $H(d)$ は最大値をとる場合，最大値を持たず上界のみを持つ場合とに分かれる。（2-44）式が示す γ_4 の定式化のもとでは，$H(d)$ は上界のみを持つ。K_0 は $H(d)$ 分布の上界で，（2-27）式左辺 $H(d)_a$ に相当する。（2-27）式中の γ_4^{min} は家計群の母集団における γ_4 の下界で γ_4^0 に等しい。（2-27）式分母 $\Omega(v)$ は（R-27）または（5-29）式により負であるから，$\gamma_4\to\gamma_4^{min}$ の時には，$H(d)\to K_0$ となる。

(22) $H(d)$ の確率密度関数 g は，（2-50）式の右辺 $\ell_{H(d)}\{H(d), \gamma_1, \gamma_2, \gamma_3, \bar{\gamma}_4, \gamma_4^0, \gamma_5|v, I, \sigma\}\left|\frac{1}{\bar{\gamma}_4\Omega(v)}\right|$ である。

$$-(\gamma_1 v-\gamma_3)I-(\gamma_2+\gamma_3 T)v+\gamma_4^0+\gamma_5 T<0 \tag{5-43}$$

を得る。さらに（R-12）式の条件により $0<H(d)_{q1}<\bar{h}$ であるから $H(d)_{q1}<H(d)_a\equiv K_0$，したがって（2-44）式の定式化のもとでは $H(d)_{q1}<K_0$ なので，（5-42）式右辺も正値である。したがって $\mu^{(\mathrm{ii})}>0$ であることが保証される。

（5-41），（5-42）式の積分は，$K_1'<0$ であることにより

$$\frac{du^*}{dH(d)}<0 \tag{5-44}$$

となることに注意して，置換積分により

$$\mu^{(\mathrm{i})} = \int_{-\infty}^{J_0} f(z)dz \tag{5-45}$$

$$\mu^{(\mathrm{ii})} = \int_{-\infty}^{J_1} f(z)dz \tag{5-46}$$

と変換される。ただし，

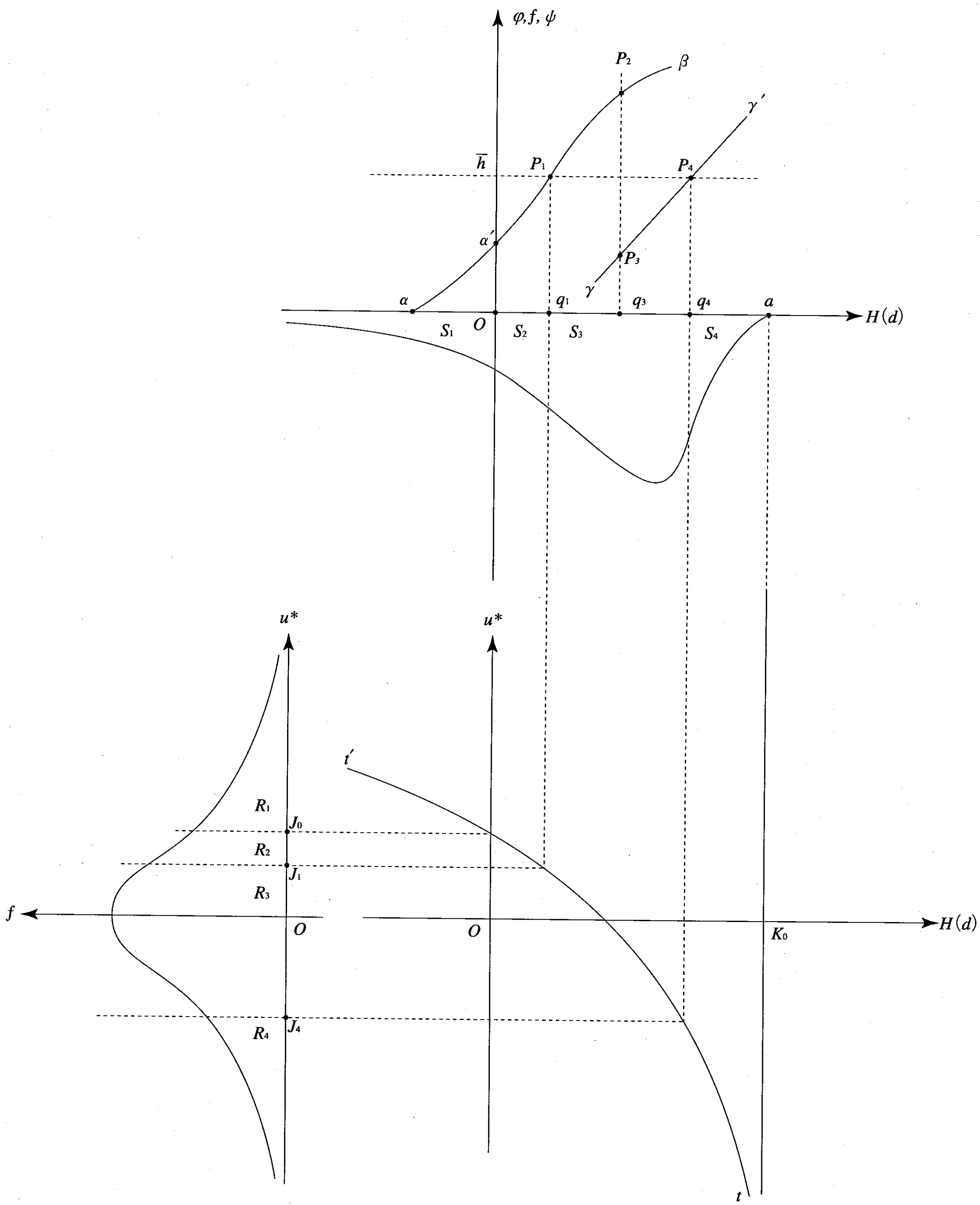
$$J_0 \equiv \frac{1}{\sigma}\log\left[\frac{K_0}{-K_1'}\right] \tag{5-47}$$

$$J_1 \equiv \frac{1}{\sigma}\log\left[\frac{K_0-H(d)_{q1}}{-K_1'}\right] \tag{5-48}$$

である。

$H(d)$ 上における確率密度関数 $g[H(d)]$ の積分による供給確率の計算（5-41），（5-42）式と，（5-40）式による $H(d)$ の u^* への変数変換により u^* 上において確率密度関数 $f(u^*)$ を積分する供給確率の計算（5-45），（5-46）式との関係を図5-1に示した。図5-1上部の横軸が $H(d)$，縦軸が φ, f, ψ の座標平面には図2-9に示された供給確率の図が再掲されている。図5-1下部右の横軸が $H(d)$，縦軸が u^* の座標平面には，標準正規分布に従う確率変数 u^* と $H(d)$ との関数関係（5-34）式または（5-40）式が曲線 tt' で図示してある。図5-1下部左の u^* 軸と f 軸からなる座標平面には，標準正規分布に従う確率変数 u^* の確率密度関数 $f(u^*)$ が図示してある。図5-1上部の $H(d)$ 分布 $g[H(d)]$ の積分によって得た面積 S_1, S_2, S_3, S_4 が各々供給確率 $\mu^0, \mu^d, \mu^e, \mu^{ed}$ を与えることは本稿第2節［3］項で述べた通りである。これら供給確率の値は，$H(d)$ を（5-40）式によって標準正規分布に従う確率変数 u^* に変換し，u^* 軸上の J_0, J_1, J_4 によって仕切られた区間における確率密度関数 $f[u^*]$ の積分値

$$R_1=\int_{J_0}^{\infty} f(z)dz \tag{5-49}$$



φ, f, ψ
P₂
β
γ′
h̄
P₁
P₄
α′
P₃
γ
α
q₁
q₃
q₄
a
H(d)
S₁
O
S₂
S₃
S₄
u*
u*
t′
R₁
J₀
R₂
J₁
R₃
f
O
O
K₀
H(d)
J₄
R₄
t

図5-1　供給確率の計算

$$R_2 = \int_{J_1}^{J_0} f(z)dz \tag{5-50}$$

$$R_3 = \int_{J_4}^{J_1} f(z)dz \tag{5-51}$$

$$R_4 = \int_{-\infty}^{J_4} f(z)dz \tag{5-52}$$

によっても与えることができる。ただし，

$$J_4 \equiv \frac{1}{\sigma} \log\left[\frac{K_0 - H(d)_{q4}}{-K_1'}\right] \tag{5-53}$$

であり $R_1 = S_1$，$R_2 = S_2$，$R_3 = S_3$，$R_4 = S_4$ である。

さて，核所得 I や妻の自営所得造出力 v，雇用機会の賃金率 w の変化に伴う $\mu^{(i)}$ の値の変動がDLA 法則と整合的であるかは，(5-45)，(5-46) 式右辺の $f(z)$ が標準正規分布の確率密度関数で不変であるから，各々 (5-47)，(5-48) 式で与えられる積分限界 J_0，J_1 の増減を調べればよい。

ケース (i)：DLA 法則として観測される非核構成員の有業率を，自営と雇用を合わせた就業確率 ($\mu^d + \mu^e + \mu^{ed}$) に対応せしめる場合。ここでは，(5-45) 式によって与えられる標準正規分布 $f(z)$ の積分の積分限界 J_0 の増減について調べる。(5-47) 式の K_0 に (5-35) 式右辺を代入し，さらに $K_1' \equiv K_1 e^{-\frac{1}{2}\sigma^2}$ と (5-36) 式より

$$J_0 = \frac{1}{\sigma} \log[B] \tag{5-54}$$

$$\text{ただし } B \equiv \frac{-(\gamma_1 v - \gamma_3)I - (\gamma_2 + \gamma_3 T)v + \gamma_4^0 + \gamma_5 T}{-\bar{\gamma}_4 e^{-\frac{1}{2}\sigma^2}} \tag{5-55}$$

を得る。B の分母は負，(5-43) 式により B の分子も負であるから $B > 0$ である。

1. DLA 第 2 法則の成立について

(5-54) 式より

$$\frac{\partial J_0}{\partial I} = \frac{1}{\sigma[B]} \frac{\gamma_1 v - \gamma_3}{\bar{\gamma}_4 e^{-\frac{1}{2}\sigma^2}} \tag{5-56}$$

となり，$\sigma[B] > 0$，(5-39) 式より $\bar{\gamma}_4 > 0$，(5-30) 式より $\gamma_1 v - \gamma_3 < 0$ であるから $\frac{\partial J_0}{\partial I} < 0$ なので，(5-45) 式より

$$\frac{\partial \mu^{(i)}}{\partial I} < 0 \tag{5-57}$$

を得る。(5-57) 式は DLA 第 2 法則と整合的である。

2. DLA 第 3 法則の成立について

(5-54) 式より

$$\frac{\partial J_0}{\partial v}=\frac{1}{\sigma[B]}\frac{\gamma_1 I+\gamma_2+\gamma_3 T}{\bar{\gamma}_4 e^{-\frac{1}{2}\sigma^2}} \tag{5-58}$$

となり，$\sigma[B]>0$，(5-39) 式より $\bar{\gamma}_4>0$, $\gamma_1 I+\gamma_2+\gamma_3 T>0$ (所得の限界効用は正) であるから $\frac{\partial J_0}{\partial v}>0$ なので，(5-45) 式より

$$\frac{\partial \mu^{(i)}}{\partial v}>0 \tag{5-59}$$

を得る。(5-59) 式は DLA 第 3 法則と整合的である。なお，w の変化に伴う妻の雇用就業確率は次の「ケース (ii)」において考察する。

ケース (ii)：DLA 法則として観測される非核構成員の有業率を，A 型家計の妻の雇用就業確率 $(\mu^e+\mu^{ed})$ に対応せしめる場合。ここでは，(5-46) 式によって与えられる標準正規分布 $f(z)$ の積分の積分限界 J_1 の増減について調べる。(5-48) 式の K_0 に (5-35) 式右辺を，$H(d)_{q1}$ に (2-25) 式右辺を各々代入し，さらに $K_1'\equiv K_1 e^{-\frac{1}{2}\sigma^2}$ と (5-36) 式より

$$J_1=\frac{1}{\sigma}\log\left[B+\frac{\bar{h}-\sqrt{E}}{\bar{\gamma}_4 e^{-\frac{1}{2}\sigma^2}/\Omega(v)}\right] \tag{5-60}$$

$$\text{ただし } E\equiv(\bar{h})^2-\frac{\bar{h}\,[\Omega(w)\bar{h}+2(w-v)(\gamma_1 I+\gamma_2+\gamma_3 T)]}{\Omega(v)} \tag{5-61}$$

を得る。(5-60)，(5-61) 式中の B，$\Omega(w)$，$\Omega(v)$ は各々 (5-55)，(2-23)，(2-23') 式で定義された通りである。(R-11) 式の条件により $E>0$ である。

1. DLA 第 2 法則の成立について

(5-48) 式から

$$\frac{\partial J_1}{\partial I}=\frac{1}{\sigma[C]}\left[\frac{\gamma_1 v-\gamma_3}{\bar{\gamma}_4 e^{-\frac{1}{2}\sigma^2}}+\frac{\frac{1}{\sqrt{E}}\gamma_1(w-v)\bar{h}}{\bar{\gamma}_4 e^{-\frac{1}{2}\sigma^2}}\right] \tag{5-62}$$

を得る。ただし，(5-62) 式中の C は (5-60) 式右辺の対数の [ ] 中の変数で $C\equiv B+\frac{\bar{h}-\sqrt{E}}{\bar{\gamma}_4 e^{-\frac{1}{2}\sigma^2}/\Omega(v)}$ と定義し，$C>0$ である。したがって，$\sigma[C]>0$，(5-39) 式より $\bar{\gamma}_4>0$，(5-30) 式より $\gamma_1 v-\gamma_3<0$，$w-v>0$ で，$\gamma_1\equiv-1$ と基準化してあるから $\frac{\partial J_1}{\partial I}<0$ である。したがって (5-46) 式より

$$\frac{\partial \mu^{(\mathrm{ii})}}{\partial I} < 0 \tag{5-63}$$

という結果を得る。(5-63) 式は DLA 第 2 法則と整合的である。

2. DLA 第 3 法則の成立について

(5-60) 式より

$$\frac{\partial J_1}{\partial w} = \frac{1}{\sigma[C]}\left[\frac{1}{\sqrt{E}} \cdot \frac{\bar{h}\,[\gamma_1(I+w\bar{h})+\gamma_2+\gamma_3(T-\bar{h})]}{\bar{\gamma}_4 e^{-\frac{1}{2}\sigma^2}}\right] \tag{5-64}$$

となり，$\sigma[C]>0$, (5-39) 式より $\bar{\gamma}_4>0$, $\gamma_1(I+w\bar{h})+\gamma_2+\gamma_3(T-\bar{h})$ は核所得 I のもとで妻が賃金率 w, 指定労働時間 $\bar{h}$ の雇用機会に就いた場合の所得の限界効用であるから正である。したがって $\frac{\partial J_1}{\partial w}>0$ であるから (5-46) 式より

$$\frac{\partial \mu^{(\mathrm{ii})}}{\partial w} > 0 \tag{5-65}$$

を得る。(5-65) 式は DLA 第 3 法則と整合的である。

以上により，(5-17), (5-19), (5-29), (5-30) 式が，四者択一モデルが DLA 法則と整合的であるための十分条件であることが示された。

第 6 節　家計労働供給理論の検証

小尾 (1969) における二者択一モデルでは，1961-64年の家計調査資料（以下「旧資料」と呼ぶ）を用いてパラメータ推定作業を行なっている。ここでは，「旧資料」に対し，1971-87年の新資料に基づいて行なわれた家計労働供給理論の検証について，現在のところまでに明らかとなった点の概略を示すことにする。

[1] 家計の選好関数のパラメータ推定

(2-55) ～ (2-57) 式によって計算される家計の妻の就業確率が，観測される妻の有業率のよい近似となるように，選好関数のパラメータセット $\{\gamma\}, \sigma$ の推定作業を行なった。パラメータの推定値は，(5-17), (5-19), (5-29), (5-30) 式および第 2 節 [6] 項に示された理論制約の領域内で得ることにする。

推定作業に用いた新資料は次の通りである。A 型家計の夫の所得と妻の有業率の資料は総務省統計局『就業構造基本調査』，妻の雇用機会の指定労働時間と賃金の資料は厚生労働省『賃金構造基本統計調査』より得た。核所得と時間当り賃金率は1961年の固定価格とした。(23) デフレータは総務省統計局『消費者物価指数』に報告された総合消費者物価指数 (CPI) を加工して得た。観測の単

位期間は1年である。

推定の方法は最尤法を用いた。第 j 核所得階層の核所得の観測値を $I_j^{obs.}$，A型家計の世帯数を N_j，標本として得たA型家計の N_j 世帯のうち，妻が内職就業，雇用就業，兼業就業をしている家計数の観測値 n_j^d，n_j^e，n_j^{ed} とする。さらに妻が内職就業も雇用就業もせず無業であるA型家計の家計数の観測値を n_j^0 とすれば $n_j^0=N_j-(n_j^d+n_j^e+n_j^{ed})$ である。他方，A型家計の妻の内職機会の所得創出率，そして雇用機会の指定労働時間および時間当り賃金率の観測値を各々 $v^{obs.}$，$\bar{h}^{obs.}$，$w^{obs.}$ とする。$v^{obs.}$，$\bar{h}^{obs.}$，$w^{obs.}$ はA型家計の母集団に属する家計にとって共通の値である。

いま（2-55）～（2-57）式のモデルが n_j^d，n_j^e，n_j^{ed} に関する観測値の真の発生機構を叙述しており，選好関数のパラメータセット $\{\gamma\}, \sigma$ の値が与えられているとする。核所得が $I_j^{obs.}$ であるA型家計の母集団の妻に対して，所得創出率の値が $v^{obs.}$ である内職機会と，指定労働時間が $\bar{h}^{obs.}$，時間当り賃金率が $w^{obs.}$ である雇用機会との，両方の就業機会が提示された時，この母集団における妻の真の供給確率は（2-55）～（2-57）式にこれらの値を代入して

$$\mu^d = \mu^d[\{\gamma\}, \sigma, v^{obs.}, w^{obs.}, I_j^{obs.}, \bar{h}^{obs.}] \tag{6-1}$$

$$\mu^e = \mu^e[\{\gamma\}, \sigma, v^{obs.}, w^{obs.}, I_j^{obs.}, \bar{h}^{obs.}] \tag{6-2}$$

$$\mu^{ed} = \mu^{ed}[\{\gamma\}, \sigma, v^{obs.}, w^{obs.}, I_j^{obs.}, \bar{h}^{obs.}] \tag{6-3}$$

である。このとき当該母集団の妻の無業確率 μ^0 と（6-1）～（6-3）式の μ^d，μ^e，μ^{ed} との関係は

$$\begin{aligned}\mu^0 = 1 &- \mu^d[\{\gamma\}, \sigma, v^{obs.}, w^{obs.}, I_j^{obs.}, \bar{h}^{obs.}] \\ &- \mu^e[\{\gamma\}, \sigma, v^{obs.}, w^{obs.}, I_j^{obs.}, \bar{h}^{obs.}] \\ &- \mu^{ed}[\{\gamma\}, \sigma, v^{obs.}, w^{obs.}, I_j^{obs.}, \bar{h}^{obs.}]\end{aligned} \tag{6-4}$$

であるから（6-4）式の右辺を書き換えて，無業確率 μ^0 は

$$\mu^0=\mu^0[\{\gamma\}, \sigma, v^{obs.}, w^{obs.}, I_j^{obs.}, \bar{h}^{obs.}] \tag{6-5}$$

と記すことができる。

A型家計の当該母集団から，無作為に合計で N_j 家計からなる標本を抽出したときに，妻が無業である家計，妻が内職就業のみする家計，妻が雇用就業する家計，そして妻が兼業就業する家計の家計数が各々 n_j^0，n_j^d，n_j^e，n_j^{ed} であったとせよ。そのような標本が得られる確率は，多項分布に

---

(23) 小尾（1969）における二者択一モデルでは，1961年の固定価格として1961-64年の家計調査資料を用いてパラメータ推定作業を行っている。1971-87年の新資料を用いたパラメータ推定作業においても1961年の固定価格表示の資料とした。その理由は，旧資料と新資料との両方で用いる価格指数（デフレータ）の基準年を1961年にそろえることによって，新資料に基づくパラメータ推定値と旧資料のパラメータ推定値とを直接に比較可能とするためである。

従うから

$$\frac{N_j!}{n_j^0!\cdot n_j^d!\cdot n_j^e!\cdot n_j^{ed}!}\cdot(\mu^0)^{n_j^0}\cdot(\mu^d)^{n_j^d}\cdot(\mu^e)^{n_j^e}\cdot(\mu^{ed})^{n_j^{ed}} \tag{6-6}$$

である。(6-6) 式に (6-5), (6-1), (6-2), (6-3) 式を代入すると

$$\begin{aligned}\frac{N_j!}{n_j^0!\cdot n_j^d!\cdot n_j^e!\cdot n_j^{ed}!}&\times(\mu^0[\{\gamma\},\sigma,v^{obs.},w^{obs.},I_j^{obs.},\bar{h}^{obs.}])^{n_j^0}\\&\times(\mu^d[\{\gamma\},\sigma,v^{obs.},w^{obs.},I_j^{obs.},\bar{h}^{obs.}])^{n_j^d}\\&\times(\mu^e[\{\gamma\},\sigma,v^{obs.},w^{obs.},I_j^{obs.},\bar{h}^{obs.}])^{n_j^e}\\&\times(\mu^{ed}[\{\gamma\},\sigma,v^{obs.},w^{obs.},I_j^{obs.},\bar{h}^{obs.}])^{n_j^{ed}}\end{aligned} \tag{6-7}$$

を得る。同様の無作為抽出を第 j 核所得階層のA型家計の母集団すべてについて繰り返し，大きさ $N_j(j=1,2,\cdots,m)$ の標本において妻が無業である家計，妻が内職就業のみする家計，妻が雇用就業する家計，そして妻が兼業就業する家計の家計数が各々 n_j^0, n_j^d, n_j^e, n_j^{ed} であるという結果が得られたとする。この結果を得る確率は，第 j 核所得階層において当該の標本を得る事象が核所得階層間で独立であるならば，確率 (6-7) 式の $(j=1,2,\cdots,m)$ についての積で与えられる。そこで標本抽出が核所得階層間で独立であるとすると，当該の標本を得る尤度関数 L は

$$\begin{aligned}L=\prod_{j=1}^{m}\frac{N_j!}{n_j^0!\cdot n_j^d!\cdot n_j^e!\cdot n_j^{ed}!}&\times(\mu^0[\{\gamma\},\sigma,v^{obs.},w^{obs.},I_j^{obs.},\bar{h}^{obs.}])^{n_j^0}\\&\times(\mu^d[\{\gamma\},\sigma,v^{obs.},w^{obs.},I_j^{obs.},\bar{h}^{obs.}])^{n_j^d}\\&\times(\mu^e[\{\gamma\},\sigma,v^{obs.},w^{obs.},I_j^{obs.},\bar{h}^{obs.}])^{n_j^e}\\&\times(\mu^{ed}[\{\gamma\},\sigma,v^{obs.},w^{obs.},I_j^{obs.},\bar{h}^{obs.}])^{n_j^{ed}}\end{aligned} \tag{6-8}$$

である。選好関数パラメータの推定は，第2節 [6] 項において吟味した選好関数のパラメータの理論制約の領域内で目的関数 (6-8) 式を最大にするような $\{\gamma\}$, σ の値を繰り返し計算によって探索した。

[2] パラメータ推定結果について

所得-余暇の選好指標関数のパラメータの推定値は表6-1に掲げた。表6-1のパラメータ推定値は，(6-8) 式の尤度関数の極値の近傍に位置すると考えられるが，いずれもパラメータに関する理論制約を充足するパラメータ空間の境界付近に位置し，このために極値条件を厳密には満たしてはいない。したがって表6-1にはパラメータ推定値の標準誤差は示していない。

パラメータの推定作業の過程で，新資料を1971，1974，1977年のグループ（以後これを新資料Iと呼ぶ）と，1979，1982，1987年のグループ（おなじく新資料IIと呼ぶ）の，二つのグループに分割してパラメータ推定を行なうと，比較的良好な推定結果が得られることがわかった。

表6-1　選好指標関数のパラメータ推定値

	1971年	1974年	1977年
γ_2	3947.8891	3947.8891	3947.8891
γ_3	1947.1713	1947.1713	1947.1713
$\bar{\gamma}_4$	1320607.7	2432788.4	2712544.6
γ_5	-770900.67	-1666412.1	-1979043.8
γ_4^0	64669.403	64669.403	64669.403
σ	0.12618002	0.12618002	0.12618002

	1979年	1982年	1987年
γ_2	32903.517	33297.318	33387.337
γ_3	12456.550	14315.597	8899.0471
$\bar{\gamma}_4$	19382184.	20631813.	20110508.
γ_5	-28010880.	-29695918.	-33285971.
γ_4^0	13281171.	13714521.	17747849.
σ	0.13144126	0.12618002	0.12618002

新資料Iによるパラメータ推定結果は，表6-1の上段に示されている。1971，1974，1977年の新資料Iに基づくパラメータ推定においては，この期間におけるパラメータ値の変化に関する種々の仮説が試みられた。その結果，$\bar{\gamma}_4$，γ_5の二つのパラメータを除くγ_2，γ_3，γ_4^0，σの値は，新資料Iの1971，1974，1977年をつうじて共通であり，この間には$\bar{\gamma}_4$，γ_5の二つのパラメータのみが時系列的に変化するという仮説に基づく推定が最も良好な結果を得た。

さらに新資料IIによるパラメータ推定結果は表6-1の下段の通り。1979，1982，1987年の新資料IIにおいても同様にパラメータの変化に関する種々の仮説が試みられたが，できるだけ少数個のパラメータの時系列的変動によってこの期間の就業率の変化を叙述するという仮説のもとでの推定は，いまのところ良好な結果を得ていない。したがって，新資料IIによるパラメータ推定値は新資料Iによるパラメータ推定値と比較すると時系列的変動が大きいように見える。しかし，σの値は1979年をのぞいては新資料の1971～1987年の期間中安定していること，γ_2の値は比較的安定しており，新資料IIの1979～1987年の期間では大きな変化は見られないこと，さらにγ_5の時系列的変化には，その絶対値が序々に増加するという新資料I，IIをつうじての一貫した傾向が見られ，$\bar{\gamma}_4$の変化にも同様の傾向が観察される点，そして，γ_4^0の時系列的変化にも増加傾向が観察されるなど注目すべき点がある。

[3] 測定された無差別曲線群の形状と就業確率

図6-1～図6-9にはA型家計の妻の雇用就業確率の観測値とその理論値が新資料I（1971，1974，1977年）の分について示されている。就業率による就業確率の点推定値を□印で，その点推定値の推定標準誤差の大きさを□印を通る垂線の長さで示した。さらに図6-10～図6-18にはA型家計の

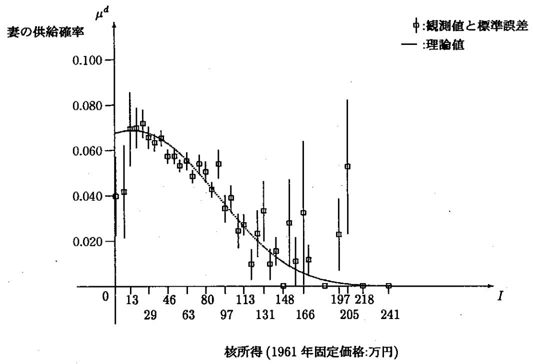


図6-1　内職就業率の観測値と内職就業確率 (μ^d) の理論値 (1971年)

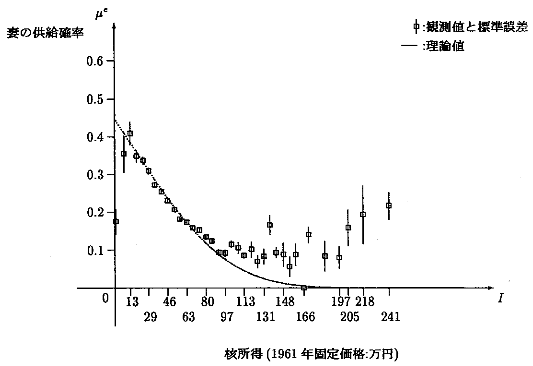


図6-2　雇用就業率の観測値と雇用就業確率 (μ^e) の理論値 (1971年)

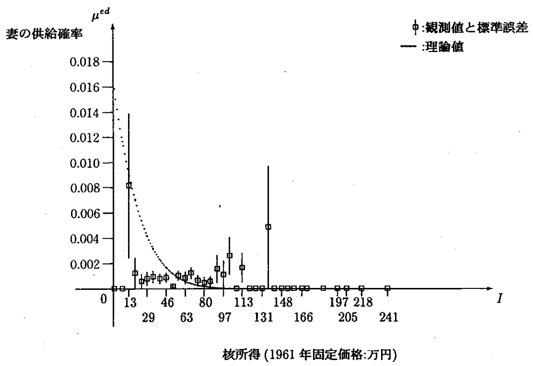


図6-3　兼業就業率の観測値と兼業就業確率 (μ^{ed}) の理論値 (1971年)

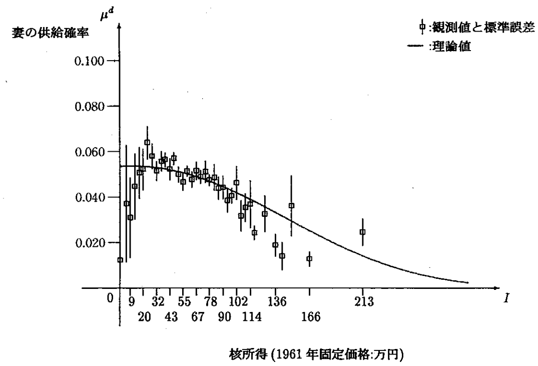


図6-4　内職就業率の観測値と内職就業確率 (μ^d) の理論値 (1974年)

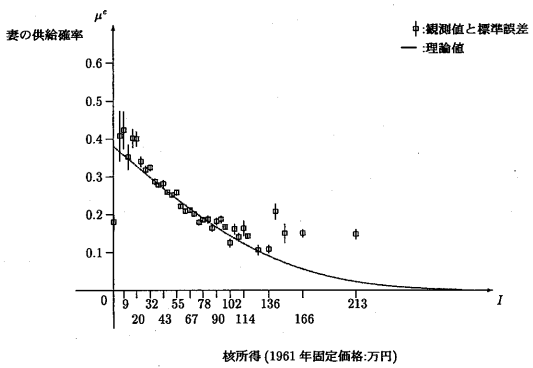


図6-5　雇用就業率の観測値と雇用就業確率 (μ^e) の理論値 (1974年)

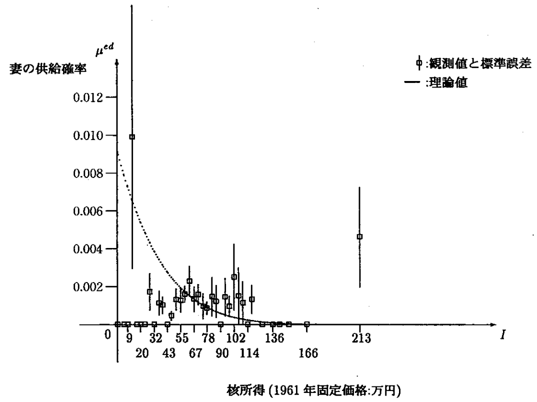


図6-6　兼業就業率の観測値と兼業就業確率 (μ^{ed}) の理論値 (1974年)

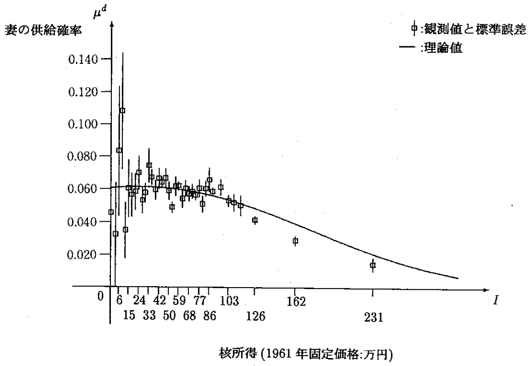


図6-7　内職就業率の観測値と内職就業確率 (μ^d) の理論値 (1977年)

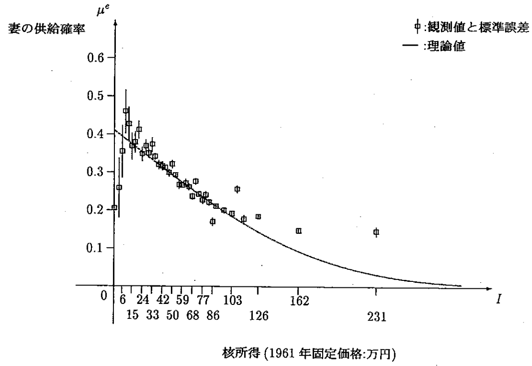


図6-8　雇用就業率の観測値と雇用就業確率 (μ^e) の理論値 (1977年)

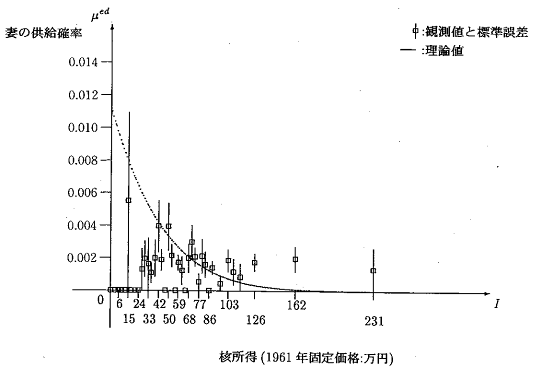


図6-9　兼業就業率の観測値と兼業就業確率 (μ^{ed}) の理論値 (1977年)

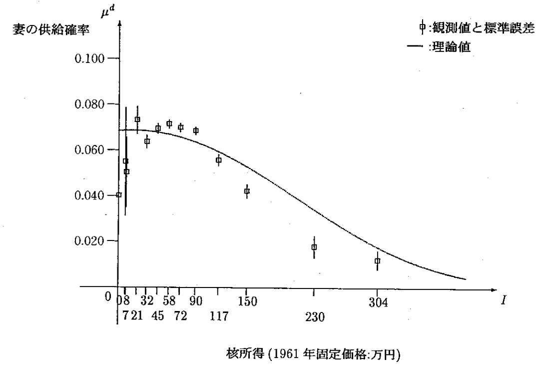


図6-10　内職就業率の観測値と内職就業確率 (μ^d) の理論値 (1979年)

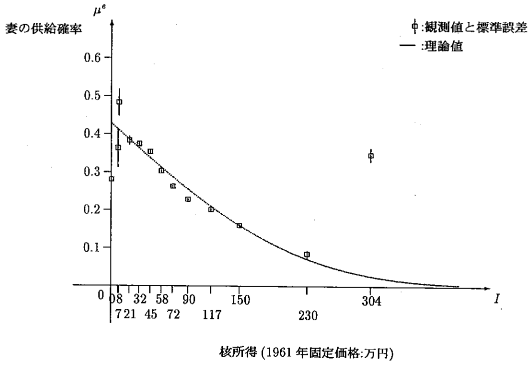


図6-11　雇用就業率の観測値と雇用就業確率 (μ^e) の理論値 (1979年)

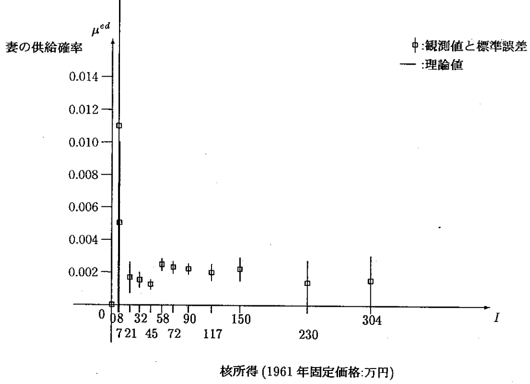


図6-12　兼業就業率の観測値と兼業就業確率 (μ^{ed}) の理論値 (1979年)

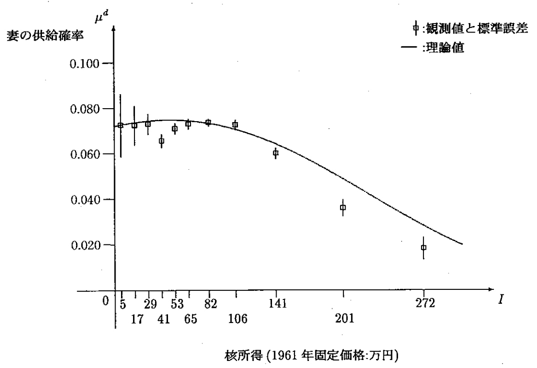


図6-13　内職就業率の観測値と内職就業確率 (μ^d) の理論値（1982年）

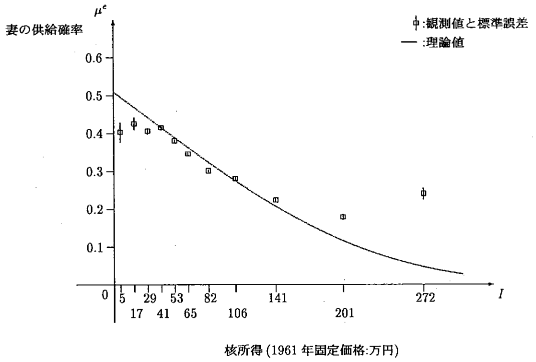


図6-14　雇用就業率の観測値と雇用就業確率 (μ^e) の理論値（1982年）

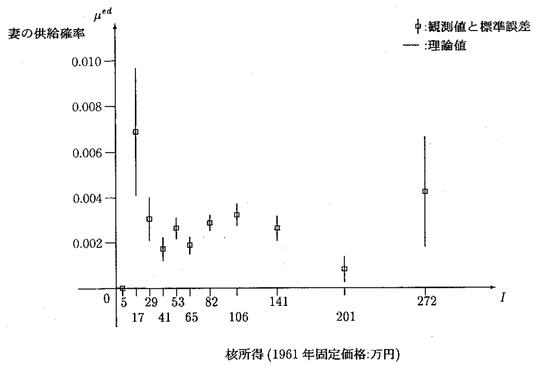


図6-15　兼業就業率の観測値と兼業就業確率 (μ^{ed}) の理論値（1982年）

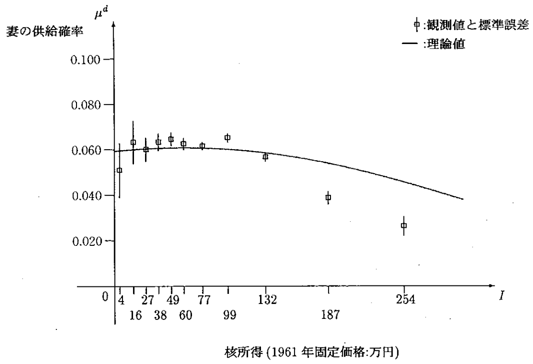


図6-16　内職就業率の観測値と内職就業確率 (μ^d) の理論値（1987年）

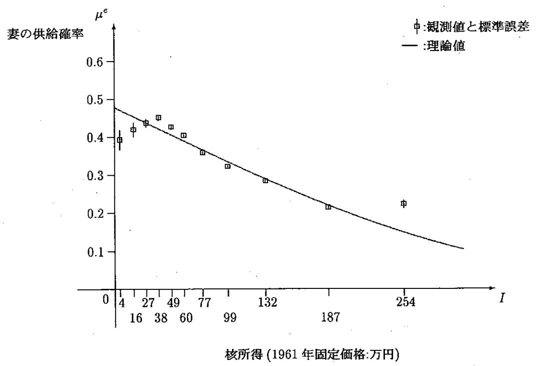


図6-17　雇用就業率の観測値と雇用就業確率 (μ^e) の理論値（1987年）

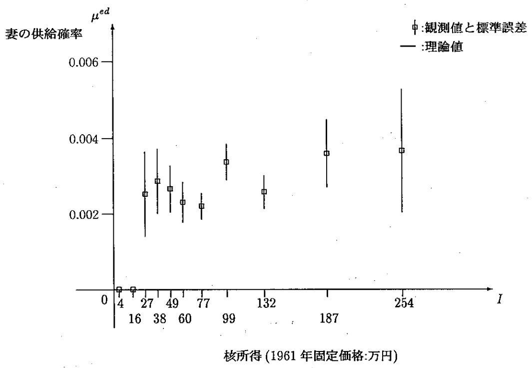


図6-18　兼業就業率の観測値と兼業就業確率 (μ^{ed}) の理論値（1987年）

妻の雇用就業確率の観測値とその理論値が新資料II（1979，1982，1987年）の分について示されている。

図6-1～図6-18を見ると，所与の観測年では観測された核所得の範囲の全てにおいて就業確率の観測値と理論値とは良い一致を示し，安定的な法則性の存在と，本稿で示された理論の経験的妥当性を示唆していると理解される。

図6-1～図6-18では，就業確率の様子は1971，1974，1977年（新資料I）で大きく変化している。この点は，本稿では選好関数のパラメータ $\bar{\gamma}_4, \gamma_5$ の時系列変化として叙述された。選好関数のこれらのパラメータの時系列的変化によって無差別曲線群の形状も変化する。無差別曲線群の時系列変化が，観測者の予知しえないような不規則的な場合には，設定された理論の妥当性を疑う根拠になるであろう。しかし，本稿で観測した限りにおいては，選好関数のパラメータの時系列変化にも一定の規則性が見いだされる。

7節　結語

図6-1～図6-18を見ると，核所得が比較的高い階層ではA型家計の妻の有業率の観測値が理論値よりも著しく上方に乖離している。この上方への乖離は，妻の当面する就業機会の賃金率分布（雇用機会の w 分布，内職機会の v 分布）について次の仮説の根拠となろう。すなわち，核所得の低い家計グループの妻に提示される賃金率分布よりも核所得の高い家計グループの妻に提示される賃金率分布が上方に位置する，という仮説である。すなわち，核所得が高い家計のグループでは高賃金の良好な雇用機会に当面している妻の比率が，より低い核所得の家計グループにおける比率よりも著しく大きく，そのために，高い核所得階層では妻の有業率が上方に乖離すると理解されるのである。

この点は，第1節に示された労働市場の順位均衡理論（賃金較差理論）の図式に則して理解するとすれば，核所得者の選択順位指標 G とその家計の非核所得者（妻）の選択順位指標 G の値が，統計的に独立に分布するのではなく，これらの間に高い正の相関があることを示唆していると考えられる。

一方，核所得が極端に低い階層においては非核所得者の内職就業率，雇用就業率ともに観測値が理論値よりも著しく下方に乖離している。この観測事実はおもに二つの異なった視点から理解する必要があると考えられる。

ある家計で核所得が極端に低くなる理由は何であろうか[(24)]。核所得の極端に低い家計のなかには，その家計の核所得者の選択順位指標 G が選択順位指標分布の下限付近に位置し，その結果，核所得者は賃金較差の下端に近い就業機会しか得ることができなかった，そのような家計も少なからず含まれているであろう。

このような世帯の妻の有業率が低くなる理由は，主に二つの視点から理解される。第1は，労働市場の順位均衡理論（賃金較差理論）の図式に則した視点である。すなわち，核所得者の選択順位指標と非核所得者の選択順位指標とが，それらの間に高い正の相関をもって分布しているとすれば，核所得が極端に低い階層の核所得者の家計に属する非核所得者の選択順位指標分布は上位の核所得階層の非核所得者の選択順位指標の分布よりも下方に位置することになる。この場合，非核所得者もその核所得者と同様に，賃金較差の下端に近い就業機会しか得ることができないか，場合によっては就業機会から排除されてしまう非核所得者が，核所得が極端に低い家計には多くなる。したがって，非核所得者の多くは就業機会の賃金率（雇用機会ならば w，内職機会ならば v）が低すぎて就業を拒否したか，あるいは就業機会から排除されてしまったという非核所得者の比率が，上位の核所得階層の家計におけるよりも多く，このために有業率の観測値が理論値より著しく下方に乖離した，と考えられるのである。

第2点は，第1点に述べた理由のために，就業して得られる家計所得が辻村（1977）に示された「所得の最低必要量」に満たない家計が，核所得の極端に低い家計の中に少なからず混在している可能性が考えられる。このような家計では，非核所得者はその当面する就業機会にたとえ就業したとしても，得られる所得を核所得者の稼得する所得と合計してもなお所得の最低必要量に満たないために，就業をあきらめて社会補償給付によって生活するという選択をせざるをえないであろう。

核所得が極端に低い階層の就業率の観測値がその理論値よりも大きく下方に乖離する理由は，上述の二つのまったく性質の異なった視点に求めることができると考えられる。先に述べた高い核所得階層における就業率の観測値の著しい上方への乖離に関する考察とあわせて，これらの視点を検証可能な理論として構成することが，次に取り組むべき重要な課題として残されている。

（経済学部助教授）

参 考 文 献

[1] Abramovits, Milton and Stegun (1972); *Handbook of Mathematical Functions*, New York: Wiley, 1972.

[2] Amemiya, T. (1984) “Tobit Models: A Survey,” *Journal of Econometrics* 24(1/2), pp.3-61, Ams-terdam, North-Holland.

[3] 有澤広己（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』

---

(24) 実験計画においては，世帯主として報告されている世帯構成員を核所得者としたのだが，ふだんは世帯主（核所得者）の稼得する所得は低くなくても，たまたま観測資料の調査年には健康上などの理由のために世帯主（核所得者）が就業せず，そのために核所得が極端に低くなってしまった，という家計もこのなかには含まれるであろう。しかし，核所得が極端に低い家計が発生する系統的な理由についても指摘しておく必要があろう。

東洋経済新報社，pp.40-57.
[4] Ashenfelfter, O. and J. Heckman (1974); "The Estimation of Income Substitution Effects in a Model of Family Labor Supply," *Econometrica*, 42(1), Jan. 1974, pp.73-86, Chicago: Econometrics Society.
[5] Berry, S.T. (1992); "Estimation of a Model of Entry in the U.S. Airline Industry," *Econometrica*, July 1992, 60(4), pp.889-917, Chicago: Econometrics Society.
[6] Bjorn, P.A. and Q.H. Vuong (1984); "Simultaneous Equations Models for Dummy Endogenous Variables: A Game Theoretic Formulation with an Application to Labor Force Participation." Social Science Working Paper no.537, July 1984, California Institute of Technology, Division of the Humanities and Social Sciences.
[7] Bresnahan, T.F. and Reiss, P.C. (1990); "Entry in Monopoly Markets," *Review of Economic Studies*, October 1990, 57(4), pp.531-553, Oxford.
[8] Cain, G.G. (1966); *Married Women in the Labor Force*, Chicago: The University of Chicago Press.
[9] Cain, G.G. and H.W. Watts (1973); "Toward a Summary and Synthesis of the Evidence," in G. G. Cain and H.W. Watts eds., *Income Maintenance and Labor Supply —Econometric Studies—*, pp.328-367, Chicago: Rand McNally College Publishing Co.
[10] Duncan, G. (1980); "Formulation and Statistical Analysis of the Mixed Continuous/Discrete Model in Classical Production Theory," *Econometrica*, 48, pp.839-852, Chicago: Econometrics Society.
[11] Dusenbery, J.S. (1949); *Income, Saving, and the Theory of Consumer Behavior*, Cambridge: Har - vard University Press.
[12] Douglas, P.H. (1934); *The Theory of Wages*, New York : Kelley and Milman Inc.
[13] Friedman, M. (1957); *A Theory of the Consumption Function*, Princeton, N.J.: Princeton University Press.
[14] Friedman, M. and R. Friedman (1979); *Free to Choose, A Personal Statement*, Harcourt Brace Jovanovich.（西山千明訳『選択の自由』日本経済新聞社）
[15] Frisch, R. (1932); *New Methods of Measuring Marginal Utility*, Tübingen : Mohr, 1932. reprinted 1978, Philadelphia : Porcupine Press.
[16] Gronau, R. (1973); "The Intrafamily Allocation of Time: The Value of the Housewives' Time," American Economic Review, 63(4), pp.634-651.
[17] Gronau, R. (1974); "Wage Comparisons — a Selectivity Bias," *Journal of Political Economy*, 82 (6), pp.1119-1143.
[18] Hanemann, W.M. (1984); "Discrete/Continuous Models of Consume Demand," *Econometrica*, 52 (3), pp.541-561, Chicago: Econometrics Society.
[19] Hausman, J. and D. Wise (1978); "A conditional probit model for qualitative choice: Discrete decisions recognizing interdependent heterogeneous preferences," *Econometrica*, 46(2), pp.403-426, Chicago: Econometrics Society.
[20] Heckman. J. (1974a); "Life Cycle Consumption and Labor Supply: An Explanation of the Relationship between Income and Consumption over Life Cycle," *The American Economic Review*, 64(1), Mar. 1974, pp.188-194, Princeton, N.J.: American Economic Association.
[21] Heckman. J. (1974b); "Shadow Prices, Market Wages and Laobor Supply," *Econometrica*, 42 (4), Jul.1974, pp.679-694, Chicago: Econometrics Society.
[22] 樋口美雄（1981）；「女子の短時間および普通雇用機会への供給確率決定図式とその計測」『三田商学研究』24巻4号，pp.52-79.

[23] 樋口美雄（1982）；「既婚女子の労働供給行動」『三田商学研究』25巻4号，pp.28-59.
[24] Jevons, W.S. (1871); *The Theory of Political Economy*, London : Macmillan, 1st ed. 1871. 4th ed. 1911.（小泉信三・寺尾琢磨・永田清訳，『経済学の理論』 日本評論社，1944：寺尾琢磨改訳，『小泉信三全集』第24巻，文芸春秋，1969）
[25] Jonson, L. and S. Kotz (1972); *Distributions in Statistics, Volume 2,3,* New York: Wiley.
[26] Long, C.D. (1958); *The Labor Force under Changing Income and Employment*, Princeton, N.J.: Peinceton University Press.
[27] 松野一彦（1984）；「複数雇用機会に対する労働供給モデルの解析及び Polytomous Probit モデルの構成」『三田学会雑誌』第77巻1号，pp.77-96.
[28] 松野一彦（1988）；「離散的選択の理論による家計労働供給モデルの解析と実証」『三田学会雑誌』第81巻3号，pp.116-144.
[29] Matsuno, K. (1992); "Bayesian Estimation of Discrete Choice Models: Labor Supply of Multiple Household Members," *Keio Economic Observatory Occasional Paper*, April 1992.
[30] McFadden, D. (1973); "Conditional Logit Analysis of Qualitative Choice Behavior," in P. Zarembka ed., *Frontiers in Econometrics*, pp.105-141, New York: Academic Press.
[31] Mincer, J. (1962); "Labor Force Participation of Married Women," in *Aspects of Labor Economics*, pp.63-105, Princeton, N.J.: Princeton University Press.
[32] 宮内環（1991）；「家計の労働供給の計量経済学的モデルとその検証」『三田学会雑誌』84巻3号，pp.572-602.
[33] 宮内環（1993）；「家計の労働供給の分析」『三田学会雑誌』85巻4号，pp.699-722.
[34] 宮内環（2000）；「夫婦家計における連続的・非連続的就業機会選択の分析(1)」『三田学会雑誌』93巻1号，pp.161-187.
[35] Morgan, J.N. (1968); "The Supply of Effort, The Measurement of Well Being, and the Dynamics of Improvement," *American Economic Review*, 58(2), Papers and Proceedings of the Eightieth Annual Meeting of the American Economic Association, pp.31-39.
[36] 小尾恵一郎（1968）；「労働供給の理論—その課題および帰結の含意—」『三田学会雑誌』第61巻1号，pp.1-25.
[37] 小尾恵一郎（1969a）；「臨界核所得分布による勤労家計の労働供給の分析」『三田学会雑誌』第62巻1号，pp.17-45.
[38] 小尾恵一郎（1969b）；「家計の労働供給の一般図式について」『三田学会雑誌』第62巻8号，pp.150-165.
[39] 小尾恵一郎（1979）；「家計の労働供給の一般理論について—供給確率と就業の型の決定機構」『三田学会雑誌』第72巻6号，pp.58-83.
[40] 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, 慶應義塾大学産業研究所.
[41] Obi, K. (1987-88); "Observation vs. Theory of Household Labor Supply 1-2," *Keio Economic Ob - servatory Occasional Paper*, no.7, no.9, 慶應義塾大学産業研究所.
[42] 小尾恵一郎（1992）；「家計労働供給の理論と検証(1)—理論の位置付け—」『三田学会雑誌』第85巻2号，pp.140-165.
[43] 小尾恵一郎，宮内環（1998）；『労働市場の順位均衡』東洋経済新報社.
[44] Ranis, G. and J.C.H. Fei. (1961); "A Theory of Economic Development," *American Economic Review*, 51, pp.639-647.
[45] Saito, O. (1981); "Labour Supply Behaviour of the Poor in the English Industrial Revolution," *Journal of European Economic History*, 10, pp.633-652.
[46] 辻村江太郎（1977）；『経済政策論』筑摩書房.

[47] 辻村江太郎，佐々木孝男，中村厚史（1959）；『景気変動と就業構造』経済企画庁経済研究所シリーズ，第2号.
[48] Wachter, M.L. (1972); "A Labor Supply Model for Secondary Workers," *Review of Economics and Statistics*, 54(2), pp.141-151, Mass.: The MIT Press.