



『ダグラス＝有澤法則』に関する一考察

A Note of Douglas-Arisawa's law

December 4, 2006

武内真美子

大阪大学大学院国際公共政策研究科（OSIPP）

【キーワード】 Douglas-Arisawa's law Panel analysis

【要約】 This paper surveys prior papers about married women's labor supply theory "Douglas-Arisawa's law" and considers the future view of this theory.

JEL Classification: J21 J22 J23

本稿は、2004 年 10 月(財)家計経済研究所に提出した「研究報告書」に若干の修正を加えたものであり、分析時にデータ使用の許可をいただいたことにお礼を申し上げます。投稿にあたり、松繁寿和氏の許可をいただいたことにお礼を申し上げます。内容に関する誤りは著者の責めに帰します。

1.はじめに

日本では、配偶者の所得水準や結婚・出産といったライフイベントが少なからず既婚女性の就業行動に影響を与えていると考えられる。本稿では、(財)家計経済研究所が実施した『消費生活に関するパネル調査』の93年から99年の個票データを使用し、配偶者の所得が既婚女性の就業決定に与える影響、およびライフイベントを通過する既婚女性の就業決定における判断が、その後の就業行動に与える影響を考察する。また、武内(2004)が行ったパネル分析の問題点を把握し、今後の課題をとりまとめる。

1.1. 既婚女性の労働供給と配偶者所得効果-『ダグラス＝有澤法則』

本節ではまず、妻の労働供給に与える夫の所得効果に関して、わが国の先行研究を概観する。家計間に比較において夫の所得水準の高さと妻の就業確率に負の相関があることは『ダグラス＝有澤法則』として知られている。この法則は、Douglas(1934, pp.279-294)により横断面分析では、特定の家計構成員の層について、家計の所得水準の高低によりその労働供給が変化することが観察され、有澤(1956)も戦後の日本において世帯主の所得水準と世帯の有業人員数に負の相関があることを示したことから、その後辻村、佐々木、中村(1959)により『ダグラス＝有澤法則』として整理された¹。この観察事実は、家計構成員の労働供給行動は必ずしも独立ではなく、従って労働供給の分析には家計の概念を導入する必要性のあることが示唆されたものと言える(宮内 1991)。以下に牧・宮内・浪花・縄田(2001)の記述を引用しながら、この法則を簡単にまとめたい。

1. 家計には中核的収入稼獲者(核構成員)があり、非核構成員(核構成員以下の家計構成員)の賃金率を所与とするとき、核所得者の稼得する収入(核収入)のより低い家計群の非核構成員の有業率はより高い。(第1の法則)
2. 核収入が一定の家計群について、非核構成員の就業機会における賃金率のより高い家計群では非核構成員の有業率がより高い。(第2の法則)
3. 核構成員にあたる壮年男子層の有業率はその就業機会の賃金率に対して不感応的である。(第3の法則)

『ダグラス＝有澤法則』は、“人員単位”の労働供給の変化を分析する際の、賃金の観測の

¹ 包括的な追試を行ったLong(1958)においても同様の法則性が確認されたことから『ダグラス-ロング-有澤の法則』と呼ばれることもある。川口(2002)でも、この法則が丁寧に整理されている。

方法を指定している。すなわち、賃金の観測の方法として、市場全体での集計的な平均賃金ではなく、家計内での核・非核構成員別の賃金を観測することが必須であることを示している。『ダグラス＝有澤法則』は、核所得者層において短期的な実質賃金の減少が発生すると、人員単位の労働供給量が増加しはじめ、この結果、市場における実質賃金の発散的下落が発生する可能性のあることを示唆している。

牧・宮内・浪花・縄田(2001)によれば、実質賃金の下方発散が発生する条件を「労働需要の側面」から見れば、おもに実質賃金に対する人員単位の核・非核労働の需要の弾力性、および家計の核構成員にあたる壮年男子層と、非核構成員のあいだの市場全体における労働需要の代替の弾力性の大きさにより結果が異なる。

次に、「労働供給の側面」から見れば、第1の法則と第2の法則の関係を以下のようにまとめられている。つまり、第1の法則によれば、核収入の減少を契機として引き起こされる非核構成員の供給人員数の増加は、非核構成員の実質賃金の下落をもたらす。この非核構成員の実質賃金の下落は、逆に非核構成員の供給人員数を減少させる(第2の法則)効果がある。まず、核収入1%下落に対する非核の供給人員数の増加の割合を示す弾力性、次に非核の実質賃金率1%の下落に対する非核の供給人員数の減少の割合を示す弾力性の2つの弾力性による2つの相反する効果が合成された結果が、実際の非核構成員の供給人員の変動となっており²。

このように、『ダグラス＝有澤法則』の作動の結果、市場の実質賃金率の変動を明らかにするために、労働需要・労働供給の両側面における数量的条件を明らかにする必要がある。また、非核構成員の有業率の増加や減少が、核所得や賃金率のいかなる数量的条件のもとで発生するかを分析的に明らかにする必要性を示唆していた。

わが国では、小尾(1969a, 1969b, 1979)により家計における核所得者と非核所得者の概念が明示的に示されるが、その後樋口(1982)、松野(1988)により複数の雇用機会(非就業、パート、正規就業)の選択モデルが構築されている。宮内(1991)は、家計における夫と妻が個々に所得・余暇の効用関数を持ち、所得・余暇についての制約条件を通じて相互依存性であるという仮説を導入している。さらに宮内(1993)では、子供の年齢で夫婦の選好パラメータがシフトするモデルが構築されている。これらの研究が提示している理論および実証分析は、横断面における配偶者の所得水準と既婚女性の就業確率の関係を示したものと解される³。

² 『ダグラス＝有澤法則』の含意については、小尾・宮内(1998)でも丁寧に説明されている。そこでは、第1の法則は、「労働市場に潜在的に不安定性のあることを示唆しており、核収入者の名目賃金の上昇率が物価のそれを下回ったり、解雇による離職などを理由に実質核収入が減少する場合に、第1の法則により非核構成員の供給人員数が増加する。」という記述がなされている。

³ 実際に、小尾(1969)が提示していることは、A型家計の妻の観測される雇用就業確率が家計の所得水準と

わが国では初めての試みである(財)家計経済研究所のパネルデータが整備されると、小原(2001)は2時点(93-96年)を比較し、夫婦の所得水準や妻の就業行動によって分類された家計の subgroup 間において所得格差が広がっていること、さらに夫の所得水準の高さと妻の就業確率における負の相関、つまり『ダグラス=有澤法則』が成立しにくくなる傾向を見出し、少なくとも短期的には、妻の時系列的な労働供給は、夫の所得の弾力性に不感応である可能性を示唆した。一方で樋口(2001)も、3年間の夫の長期所得水準と変動所得を変数として使用した就業決定関数の推計において、妻の労働市場への入退出に夫の所得水準が有意に働いていることを確認するものの、時系列的な所得の変化指標となる変動部分は有意な影響を与えていないことを示す。

時系列の側面から既婚女性の労働供給を分析した80年代の研究では、古郡(1981)が挙げられ、夫の所得の変動に対し妻が労働供給の調整を行っている可能性が示唆される。行武・大橋(2004)は、より明示的に時系列の側面から労働供給分析を行っている。彼らは、20年間の集計データである総務省『家計調査報告』(1980-99)を用いて、夫の過去3年間の移動平均所得が妻の労働供給に正に近い効果を与えている可能性を提示した。さらに、Duesenberry(1949)の『相対所得仮説』を労働供給に応用した分析が展開され、ある程度の説明力を持つとし、既婚女性の労働供給について、「横断面と時系列分析における乖離」の可能性を指摘する。また武内(2004)は、個表データを用いて5年間の限定的な期間におけるパネル分析を行ったが、若い年代の既婚女性が夫の単年度の所得変動に対し就業決定をもって対処していることを統計的に示すことはできなかった。『ダグラス=有澤法則』の第1の法則と第2の法則について、家計間の比較における配偶者の所得水準と既婚女性の就業確率ではなく、その解釈(含意)について、牧・宮内・浪花・縄田(2001)の言う「核収入1%下落に対する非核の供給人員数の増加の割合を示す弾力性」を見ようとした場合、行武・大橋(2004)および武内(2004)の実証結果は、クロスセクション分析における妻の就業決定に与える夫の所得効果(弾力性)が過大に評価されている可能性を示すものと解釈される。

1.2.海外の先行研究にみられるパネル分析

Mincer(1962)はライフタイム仮説を導入し⁴、Heckman(1974)は、“reservation wage”の概念を用いて女性の就業—非就業の選択と労働時間の選択を同時に叙述している。これらの研究の特徴は、厳密には“人員単位”の労働供給における法則である『ダグラス=有澤の法

負の相関をもつという観察事実(ダグラス=有澤)である。

⁴ 一生をlife・horizonとして、労働市場に参加する比率を問題とする。つまり、所得と余暇の長期的選好や稼働能力の同じ人は、生涯を通じて見れば就業する期間の長さは同じであるが、短期的には子供の存在や年齢、本人の年齢などに応じて就業のタイミングが異なる。

則』とは異なり労働供給の単位が“man-hour”または“hour”であるという点である(宮内1993)。

後述のとおり、本稿では既婚女性の就業決定に関してパネル分析の検証をおこなう。そのため、同様の分析手法を用いた先行研究を紹介する。Heckman and Macurdy(1980)は、既婚女性の労働供給について完全情報(夫の将来所得の予測が可能)を仮定したモデルのもとで Fixed-effect Tobit推計を行い、個別効果に含まれる夫の恒常所得水準の効果を測定して、有意であること認めるが、変動所得は妻の労働時間に有意な影響を与えていないとする結果を導いた。推計結果は、就業決定関数を推計した樋口(2001)の結果と一致する⁵。

Shaw(1992)は、各家計の流動性制約を仮定した既婚女性のライフサイクルモデルにおいて、Probit 推計を行い、変動所得と比較して夫の恒常所得の負の影響が大きいことを認めながら、その効果が若い年代のコーホートほど薄れていることを明らかにする。さらに、小さな子供を持つ母親や、高学歴の女性の就業決定ほど夫の所得に敏感であることが示される。また Shaw(1994)は、女性のライフスタイルに対する選好、及び就業状態における従属性に着目し、時系列の側面から就業行動を分析するにあたり、動学モデルによる Fixed-effect モデルを使用した。その結果、既婚女性の就業状態に有意な継続性が示唆される。そしてその効果は、lifestyle persistence(個別効果)と period-to-period persistence(State Dependence)に区別されている。

同様に、Hyslop(1999)も既婚女性の就業決定関数について、動学モデルにおける Random-effectモデルの推計を行い、従属変数のラグ項が有意に正の値を示し、夫の変動所得(ここでは、current nonlabor income)の負の効果が恒常所得を下回ることから、時系列的な既婚女性の就業行動には個々人の異質性が影響を与えているとする仮説を提示する⁶。

本稿の主な目的は、以上の先行研究の結果を踏まえ、既婚女性の就業決定に与える配偶者所得効果および既婚女性の就業状態の持続性について議論した武内(2004)の問題点に触れ、今後の課題を考察することにある。続く2節で、女性の時系列的な就業行動を概観し、3節で使用するデータ及び変数に関する説明を行い。4節で分析モデルを説明する。5節は分析結果を提示し、先行研究との結果の相違について考察する。6節で研究結果を総括し、本

⁵ Heckman and Macurdy(1980)は、この結果を“permanent income hypothesis”(恒常所得仮説)と一致すると述べている。これは変動所得の効果について、消費の恒常所得仮説と同様の結果が得られたという意味で使用されているものと解釈される。

⁶ Hyslop(1999)において、変動所得に認められるこのような結果から導かれる結論は、遡ればCain(1966, pp.91 -pp.115)の研究に見られる。ライフサイクルにおける所得変動の負の効果は、失業等の例外を除き夫の所得が予測(期待)できる場合、通常恒常所得(permanent or predicted income)の負の効果より弱まるとされる。樋口(1991)や行武・大橋(2004)では、Mincer(1962)の労働供給モデルについて丁寧な叙述がなされている。Cain(1966)によれば、変動所得の負の効果が恒常所得効果を上回ったMincer(1962)の分析結果は、変動所得を“weeks worked by the husband”とし、変動所得が夫の失業の効果を検証した為であるとする。

研究において十分に対処できなかった課題をまとめる。

2. 既婚女性の労働供給一時系列の側面から

出産・育児及び再就業といったライフステージが就業行動に与える影響に関してもこれまで数多くの研究の蓄積がなされている。なかでも近年、本稿と同じパネルデータを用いた研究では、大沢・鈴木(2000)が、結婚・出産を通じた就業行動の変化に関する分析を行っており、就業継続の要因として人的資本の蓄積（学歴）及び夫の職業に説明力があるとする結果を提示する。また駿河・西本(2001)は既婚女性の再就業に関する分析において、1)末子が低学年になった時。2)夫の所得水準が相対的に低い。等を再就業の要因として挙げている。これらの研究の着眼点は一貫しており、既婚女性の出産・育児終了といったライフステージにおける節目が、実際に労働市場からの入退出を行う重要なポイントであることを示唆している。

図表1から図表3は、調査第5年度(97年)の過去に遡って就業行動を尋ねている設問を利用し、80年代に19歳から30歳で結婚した既婚女性を対象に結婚前年度から概ね90年代にかけての既婚後の就業行動を集計した⁷。このような分析を行う目的は、本稿で行うパネル分析だけでは、女性の時系列的な就業行動の特徴を捉えきれない為である。

図表1は、既婚後10年までの就業行動が捉えられた者を対象に時系列的な就業継続者の対前年度就業継続率と既婚後3年以内にいったん離職した場合の対離職時無業者比率の推移を既婚後経過年数ごとに示している。結婚前年度に就業している女性（結婚前年度無業の者を除く）の対前年度就業継続率は結婚後1年目(結婚翌年)で約60%まで低下する。しかしその後、4年目を経過すると対前年度に対する就業継続率は90%を超え、高い就業継続率が続くことになる。一方、既婚後3年以内に離職した者の内平均約40~60%(平均53.8%)が結婚10年目でも無業を継続することになる。既婚後の10年間一貫して就業を継続している者は、約21%であり、既婚後3年以内に無業になり、その後10年目まで継続して無業の者は約38%である。つまり、少なくとも双方計約60%の女性の既婚後10年目の就業行動は、結婚から3年以内の判断と連動(同値)しており、就業か無業のいずれかに分化していることになる。一方、既婚後3年以内にいったん離職経験した者の内半数近くは、10年以内に再び就

⁷ 調査5年度では、18歳までの過去に遡って現在までの各年度の代表的な就業行動を尋ねる設問が設けられている。あらかじめ、自営業または内職など(就業行動に継続性が高い)の回答値のある者や離婚経験のある者などは除外している。なお、第6、7年度の調査に回答している者は、ここで利用した調査5年度の回答に、各年度調査時点の就業行動をその年の就業行動の代表値として、追加した上で集計を行った。結婚年齢の分布は若い年齢に偏りがある点、及び離職行動には転職などによる一時的な休職期間が長い場合もその年の行動は無業とカウントされる可能性がある点、記憶と実質値の間に誤差がある可能性には留意する必要がある。

業行動を起こしている。図表 2 は、結婚前年度で就業している女性の内、既婚後いったん就業を離れ、その後再就業を継続する女性の対前年度就業継続率を示す⁸。

再就業 1 年目を 100% とすると 2 年目で就業継続する者の割合は、70% まで下降する。いったん再就業しながら、なんらかの事由で無業に戻る女性(一時的な就業をする女性の存在)がいることが示唆される。しかし、3 年目以降では就業継続率は対前年度比 90% から 100% となり、再就業(既婚後の離職回数が 1 回に限定される)においては 2 年を経過すると就業を継続していく女性が多いことが伺える。

クロスセクションでみた就業確率は図表 3 の通りである。結婚前年度の就業者 100% に対し就業確率は低下するが、既婚後 5 年目の約 34% を下限に就業確率がなだらかに上昇するのは、図表 1 に見られるように、再就業をし、比較的継続就業をする女性が増えてくることを反映していると思われる。就業確率は、既婚後 10 年目で約 48% まで回復する⁹。他方、正規就業をしている者は、20% 前後を推移する。図表では示されていないが、就業継続者の内、一部は途中で非正規に転向しており、一時的な離職を含む再就業を行う者の中に正規就業する者がいるため、両方を併せてこのような水準の推移となっている。

以上は、既婚女性の就業行動を時系列の側面から概観したが、サンプルが若い年齢で結婚した者に限られており、結婚年及び年齢をすべてプールしていることから、あくまでも既婚後の時系列的な労働供給の一側面を捉えたにすぎない。これらの分析の意義は以下のパネル分析の説明・結果とあわせて述べていきたい。

3. データ及び変数

続く実証分析にあたり用いたデータは(財)家計経済研究所が実施している『消費生活に関するパネル調査』の 1993 年から 1998 年の 6 年間の個票である。この調査は、初年度 93 年に 24 歳から 34 歳の全国から無作為抽出された 1500 人の女性を対象に始められ、同一個人を追跡調査したパネルデータとなっている。調査は毎年 10 月に実施され、設問は女性自身の就業行動から、配偶者、両親、子供、家計の状況など多岐に渡る。本研究では、分析対象を観察期間中に同一配偶者を持つ既婚女性に限定し、就業決定関数を推計する。使用する被説明変数は、調査時点で就業しているかどうかであり、説明変数は本稿と同様の手法を用いて就業決定関数を推計している Hyslop(1999)等の先行研究を参照し、変数は絞って推計を行う。

⁸ 図表 3 の作成は、既婚後年数 10 年以上が経過して再就業しているサンプルを含めている。

⁹ 10 年目(1 時点)で無業である者の内、11 年目以降の就業行動が観察できる者の約 63% はその後の観察期間(平均 3.2 年)を通じて無業であり、残りの 37% は 10 年目以降に再就業している。なお、別途統計をとっているが全体としては、未婚時の経験年数と既婚後の就業年数に明確な関連は見られなかった。

2節で示された通り妻の就業決定は、長期的な視野で行われているか、または過去(前年度)と同じような傾向を持つ可能性が高いと思われる。このような傾向は前期の被説明変数を当該年度の説明変数に組み込んだ動学パネル分析を行ったShaw(1994)、Hyslop(1999)でも指摘されている¹⁰。だが、パネル期間が短いデータを使用したFixed-effectモデルの説明変数で、就業経験年数を変数として使用する場合は、少なからず内生性の問題が含有される¹¹。例えば、出産などで就業を中断した場合、それは就業経験を積んだことで直接効用が下がる訳ではなく、出産を通じた中断により経験年数の積上げが遮断されると解釈するほうが妥当である。妻の就業決定が長期的な視野で行われる場合にも同様の問題が生じる。分析手法の工夫により、このような問題は回避できる可能性はある。しかし本稿では、調査対象者が出産・育児、育児期後の再就業といったライフイベントを通過し、その為に就業行動に変化をきたす者が比較的存在し、女性のライフステージの平均的な期間と比較して、利用できるパネル観察期間が十分ではないことから、就業経験年数を直接説明変数として使用せず分析することにした。なお、夫の所得値に関しては、次年度の調査結果を使用する。これは、当該調査年度において前年度の税込み年収を問う設問になっているためである。この為、パネル分析は実質5年間のデータ期間によりおこなう。

4. モデル

この節では、Random-effect probit、Fixed-effect logit モデルを使用したパネル分析を行う。分析の主眼である、夫の所得値として使用する変数は前述のとおりであるが、長期所得(long-run または permanent income)を *Pincome*、使用する長期所得から現在所得の差分である変動所得(transitory income)を *Tincome* とし、武内(2004)では、長期所得を3年間としたが、ここでは5年間として推計結果を検証する。各モデルは下記のようになる。

4.1 Random-effect probit モデル

確率変数とされる個別効果Random effects ν_{it} について、正規分布 $N(0, \sigma_\nu^2)$ を仮定する

¹⁰ 本来女性が備えている労働に対する志向や選好がたとえ同一であっても、過去の経験の相違により現在の行動が起こる確率が変動する可能性が高いため、動学パネル分析の必要性が生じる。例えば、労働意欲及び配偶者の長期所得が全く同一の2人の女性を想定しても、何らかの事情で就業行動が異なった時点から、2人の将来に渡る行動確率は、変化する可能性がある。近年は、動学モデルについて観察期間初期条件 y_{i0} が想定された研究も見られる。このような視点における初期の代表的な研究には、Heckman(1981)が挙げられる。Shaw(1994)の分析対象は、25歳から64歳の女性であり、87年までの21年間のパネルデータが使用されている。一方、Hyslop(1999)では、17歳から65歳を対象とした7年間のパネルデータが使用される。動学モデルによるfixed-effectモデルの推計では十分な観察期間が必要だと思われる。

¹¹ 就業経験年数が内生性の問題を含有する点については、Heckman and Macurdy (1980)及びKorenman and Neumark (1992)等でも触れられている。

と、

$$\Pr(y_i | x_i, \text{Hincome}_i, \text{Tincome}_i) = \int_{-\infty}^{\infty} \frac{e^{-v_i^2 / 2\sigma_v^2}}{\sqrt{2\pi}\sigma_v} \left\{ \prod_{t=1}^{n_i} F(\beta x_{it} + \beta_h \text{Hincome}_{it} + \beta_t \text{Tincome}_{it} + v_i) \right\} dv_i$$

ここで、 $F(\bullet)$ は累積正規分布関数を示す。

以下において対数尤度は、エルミート・ガウスの求積法を用いて近似する。

$$L \approx \sum_{i=1}^n w_i \log \left\{ \frac{1}{\sqrt{\pi}} \sum_{m=1}^M \omega_m^* \prod_{t=1}^{n_i} F(\beta x_{it} + \beta_h \text{Hincome}_{it} + \beta_t \text{Tincome}_{it} + \sqrt{2 \frac{\rho}{1-\rho}} a_m^*) \right\}$$

積分点におけるウエイト ω_m^* 及び横座標位置 a_m^* は、近似による誤差が少なくなるように求められる。Random-effectモデルでは、積分点の数 M が推計結果に影響を与える¹²。本稿はこの数値を12と固定するが、数値の操作により夫の所得値に関する推計結果に基づく議論(符合及び有意水準)が異なることを確認する。

4.2 Fixed-effect logit モデル

下記のとおり、Fixed-effect logitモデルにおいては¹³、誤差項に含まれる個別効果を α_{it} 、真の攪乱部分を ε_{it} とし、 α_{it} と ε_{it} は互いに独立とする。Fixed-effectモデルでは個別効果 α_{it} は時点を通じて一定であり、かつ少なくとも一つの説明変数と相関すると仮定される。

$$y_{it}^* = \beta' X_{it} + \beta_h \text{Hincome}_{it} + \beta_t \text{Tincome}_{it} + \alpha_i + \varepsilon_{it} \quad : \mu_{it} = \alpha_i + \varepsilon_{it}$$

ロジスティック累積分布関数は下記のように表されることになる。

¹² 武内(2004)の分析では、積分点の数を固定した上で、予測値が実質値に近くなるようにモデルが設定されている。ただし、random-effectモデルについて「志向」を変数として使用した分析は、「志向」が個別効果と相関しないという強い仮定を強いていることになる。

¹³ 通常、fixed-effect probit及びtobitモデルは、大標本の推計において一致推定量を得られないとされるが、Monte Carlo法を使用したテストでほぼ一致性を満たす結果が認められる場合もあり、分析に使用している研究もある(Shaw 1994)。なお、fixed-effectモデルで単年度所得を使用することは、変動所得を扱う場合とほぼ同値になる。

$$\Pr(y_{it} = 1) = \frac{\exp^{\beta' X_{it} + \beta_h \text{Hincome}_{it} + \beta_t \text{Tincome}_{it} + \alpha_i}}{1 + \exp^{\beta' X_{it} + \beta_h \text{Hincome}_{it} + \beta_t \text{Tincome}_{it} + \alpha_i}}$$

Fixed-effect logit モデルについては、条件付尤度関数を平易に記述すると下記のとなり、この条件付尤度を最大にすることで個別効果 α_{it} を取り除く。

$$L_c = \prod_{i=1}^N \Pr(y_{i1}, \dots, y_{iT}, / \sum_{t=1}^T y_{it})$$

ここで、Fixed-effect モデルの推計においては、観察期間中の欠損値や無回答を除く有効な観察値について、同一個人の中で被説明変数に変化が見られないサンプルは除外される。これらが条件付尤度関数には何の影響も及ぼさず、対数をとると欠落し推計に含まれないのである。また、学歴及び長期所得 (*Hincome*) は、観察期間を通じて変化しないため個別効果に含まれることになる。

5. 推計結果

5.1 分析結果

分析に使用した変数の記述統計を図表 4 に、推計結果を図表 5 に記す。夫の所得及び出産、育児に関する変数に注目する。Random-effect モデルにおいても学歴などの観察期間中に変化しない変数は含めず、変数は絞った推計結果を提示している。

推計の結果は、武内(2004)とほぼ同様の値を示している。Random-effect モデルでは、5 年間の長期所得水準は有意に負の効果を与えるが、変動部分は 10% の有意水準では有意と云えない。一方で、出産や育児に関する変数は、一律で有意に負の効果を示している。2 節で見たように、既婚後まもない時期に下した就業行動における決定により、その後長期間に渡る行動が左右されている女性が存在することは、この推計結果と整合的と言える。海外における研究との相違点は、このように若い年代のサンプルを使用した推計においては、夫の変動所得も有意な値をとらなかった点にある。

5.2 先行研究の結果との相違点について

樋口(2001)は、わが国で初めてパネルデータを用いて 3 年間の長期（恒常）所得と変動所得を変数として使用した既婚女性の就業決定に関する実証分析をおこなった。その結果、長

期（恒常）所得水準が有意であるにもかかわらず、変動部分は有意でないことが見出される。本稿が参照した樋口(2001)及び Shaw(1992)と Hyslop(1999)の結果を図表 6 に示す。これら 3 つの研究では、いずれも就業決定関数の説明変数に「恒常所得」と「変動所得」が使用されている。そして、すべての分析で「恒常所得(permanent income)」の係数は、負に大きく有意であり、既婚女性の就業確率は夫の恒常所得の水準は深く結びつきがあることが実証されている。しかし、海外における研究では概ね、短期所得変動である「変動所得」も負に有意な結果となっており、そして、その効果は「恒常所得」よりも弱い。樋口(2001)の分析や、限られた観察期間ではあるが本稿において、少なくとも海外における研究とほぼ同様の推計をおこなった場合に限っては、短期所得変動が有意とならなかった点について、考察をおこなっておきたい。

考えられる可能性の一つとして、樋口など (2003)が示唆するとおり、近年の日本において、相対的な所得階層の固定化が進む傾向にあれば、単発的な所得変動は(相対的な)所得水準の変化を暗示するほどのシグナルになっていない可能性がある。本稿の結果は、このような構造を反映しているかもしれない。

二つめは、パネル調査が対象としている世代が直面している社会的背景が考えられる。夫の労働時間の習慣的な長さや、夫婦の性別分業観、幼い子供に対する育児のこだわりや考え方などは、妻が一時的な労働さえ、容易におこなえるかどうかに関わるだろう。また住宅の購入における長期的なローンの組み方や、若い勤務者世代に多い転勤にともなう住居の遠隔移転等は、妻が長期的に就業するかどうかに関係していると思われる。加えて、育児期間中は、夫の所得が低下しても貯蓄や消費を変化させることで対応し、その分を補うケースを含めて、育児期後は夫の所得の変動(減少・増加)に関わらず労働市場に参入している可能性も高いと考えられる。いずれにしても、育児期の女性が労働市場へ入退出するコストが高ければ、夫の所得の変動と妻の就業行動の間にはタイムラグが生じる。以上の推測が妥当であれば、既婚女性の労働供給を分析するにあたっては、日本の家計における性別役割分業観や消費・貯蓄の構造を含めた多面的な分析が必要であるといえる。

6.まとめ

本稿では、武内(2004)の問題点をできる限り把握し、分析内容を補足するために、基本分析及びパネル分析をおこなった。その結果、少なくとも本稿で使用できたパネル調査の期間(93-98 年)では、妻が夫の短期所得の変化に就業決定(就業か無業の移動選択)をもって、対応していることが確認できなかった。標本の年齢層が限定的であることを考慮すれば、それぞれのライフコースにおいて、就業か無業かのいずれかの状態に従属する傾向にあることや、過

去にとった行動が現在の就業確率に影響を与える構造(State Dependence)が分析結果に反映されている可能性がある。2節では、妻の就業行動にはある程度の時系列的な傾向性があることが示されたが、実証分析において、海外の研究と同様の観察期間と推計をおこなった場合に、変動所得に有意な結果を得られなかったことから、海外における既婚女性の労働供給の構造と比較して、特に日本の若い世代では、このような就業状態における従属性にある傾向が示唆される。そして、このような時系列的観測により確認される就業行動の構造も、クロスセクションで観察した場合には『ダグラス＝有澤法則』として認められる“人員単位”の法則性の一要因になり得る。同様に、この法則の解釈において、行武・大橋(2004)が指摘した『横断面と時系列分析における乖離』の要因となる。

本研究では、もっともベーシックなパネル分析の手法を使用して分析をおこなったが、推計上の課題も残されている。したがって、今後より精緻な手法により検証をおこなうことが必要である。特に、二値選択モデルの特徴として、説明変数の数値の変化がある程度の境界(threshold-level)を超えなければ、被説明変数の変化は期待できない場合が多い。そして、そのレベルは世帯主の年齢や学歴をはじめとする各家計の属性により異なることが考えられる。変数の工夫により、このような区別は十分対処できると思われる。“State Dependence”については、労働市場への入退出にかかる固定費用、就業経験年数を重ねることによる人的資本の蓄積などを含め様々な仮説の設定が可能である。また、動学モデルによるパネル分析や不況が本格化している 2000 年度以降のデータを含み、十分な標本観測期間を利用した分析により結果がより厳密に確認されることが必要である。

また、各家計を追跡調査するパネルデータを使用した分析では、多様な設問項目を使用して、個々の家計の状況を把握することは可能であっても、牧・宮内・浪花・縄田(2001)に叙述されているとおり、経済変動の影響を加味し、市場全体における核・非核構成員の賃金率と労働供給の関係を把握するには集計データと合わせた分析も不可欠である。さらに、横断面でも時系列分析でも捉えられない分析として、パネルデータを使用したコーホート間の比較によるライフサイクル仮説(Mincer 1962)の検証も課題として挙げることができる。

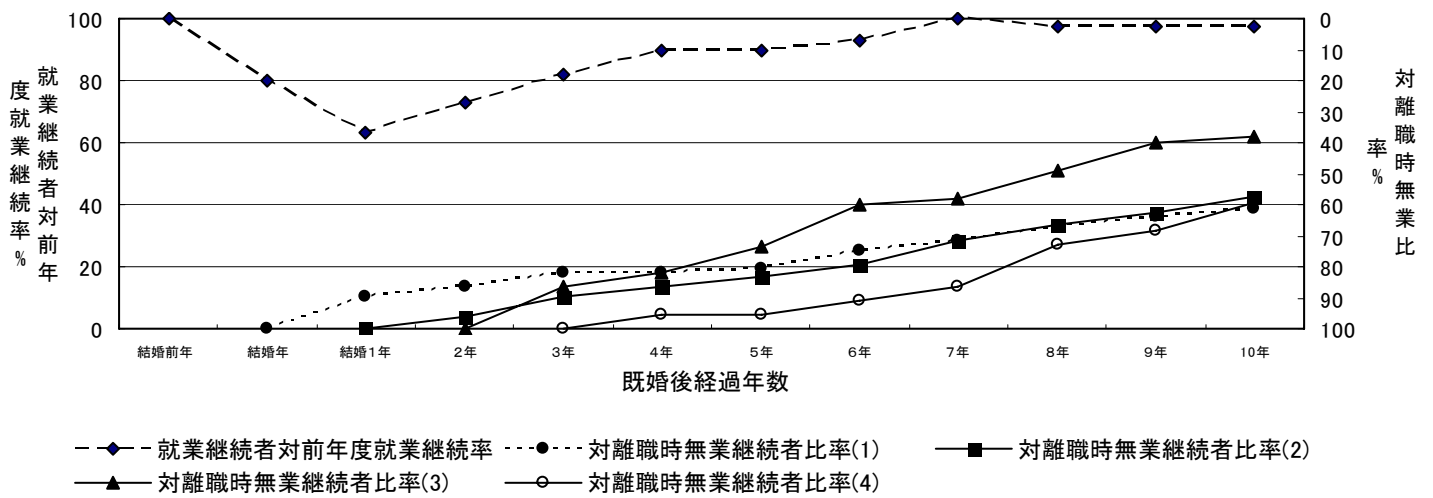
景気の悪化により、既婚女性の就業意欲が高まってきていることも指摘されている。なによりも重要なことは、個々の家計の状況を精密に確認した上で、既婚女性の労働市場の整備と所得再分配における政策課題について言及していかなければならない。本研究で十分に対処できなかったこれらの課題については今後の研究課題としたい。

【参考文献】

- Cain Glen. (1966), *Married women in the labor force*, University of Chicago Press.
- Duesenberry, J.S.(1949), *Income, Saving, and the Theory of Consumer Behavior*,
Harvard University Press.
- Douglas, Paul H.(1934), *The Theory of Wages*. New York : Kelley and Milman Inc.
- Heckman, James J.(1981) “Heterogeneity and State Dependence” *Studies in Labor Markets*, Sherwin Rosen.Chicago, University of Chicago Press.
- Heckman, James J. and Macurdy Thomas, E.(1980), “A Life Cycle Model of Female Labour Supply,” *Review of Economic Studies*, 47.
- Hyslop, Dean R.(1999), “State Dependence, Serial Correlation and Heterogeneity in Intertemporal Labor Force Participation of Married Women,” *Econometrica*, Vol.67. No6.
- Klein Roger.W and Spady Richard.H(1993) “An Efficient Semiparametric Estimator for Binary Response Models” *Econometrica*, Vol61.No.2.
- Korenman, S and Neumark, D (1992), “Marriage, Motherhood, and Wages,” *The Journal of Human Resources*, 27.
- Long, C. D. (1958) *The Labor Force under Changing Income and Employment*, Chapter 5, 6, Princeton, N.J. : Princeton University Press.
- Shaw Kathryn(1992), “The Life-cycle labor supply of married women and Its Implications For Household Income Inequality” *Economic Inquiry*, vol30
- Shaw Kathryn(1994), “The Persistence of Female Labor Supply-Empirical Evidence and Implications,” *The Journal of Human Resources*, Vol.29. No.2.
- Mincer Jacob(1962), “Labor Force Participation of Married Women: A Study of Labor Supply,” *Aspects of Labor Economics*, Princeton University Press.
- 大沢真知子・鈴木春子(2000)「女性の結婚・出産および人的資本の形成に関するパネルデータ分析」『季刊家計経済研究』秋号
- 川口 章(2002)「ダグラス＝有澤法則は有効なのか」『日本労働研究雑誌』第 501 号
- 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分析」『三田学会雑誌』第 62 卷 1 号
- 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 卷 8 号
- 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 卷 6 号

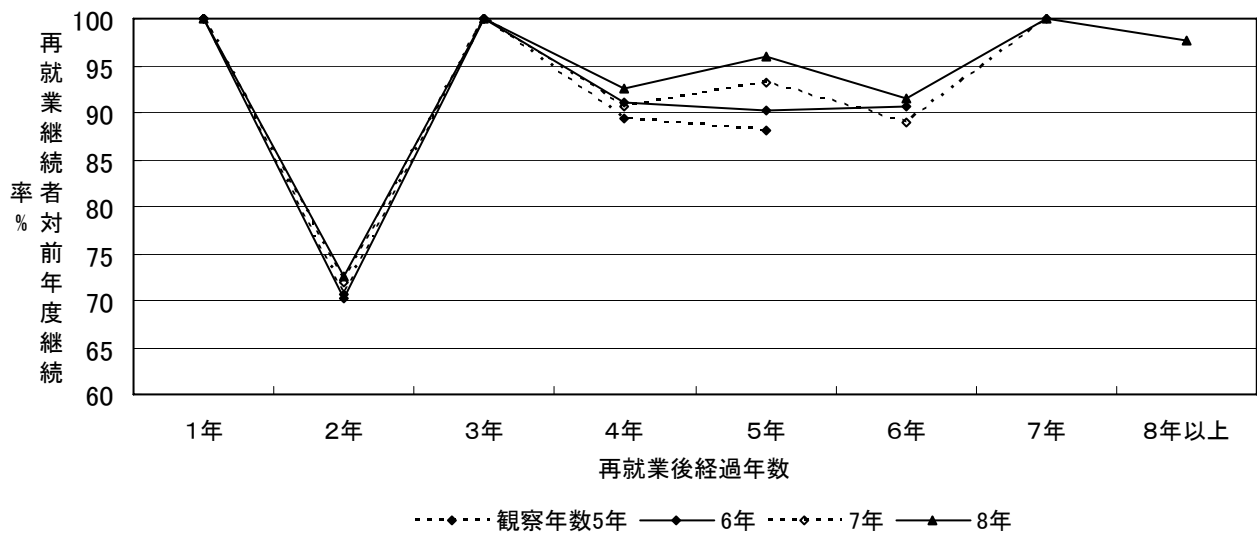
- 小尾恵一郎・宮内環(1998)「労働市場の理論」第1章『労働市場の順位均衡』東洋経済新報社
- 小原美紀(2001)「専業主婦は裕福な家庭の象徴か？-妻の就業と所得不平等に税制が与える影響」『日本労働研究雑誌』第493号
- 駿河輝和・西本真弓(2001)「既婚女性の再就業に関する実証分析」『季刊家計経済研究』2001/春
- 武内真美子(2004)「女性就業のパネル分析—配偶者所得効果の再検証」『日本労働研究雑誌』第527号
- 樋口美雄(1982)「既婚女子の労働供給行動」『三田商学研究』第25巻4号
- 樋口美雄(1991)「既婚女性の短時間・普通雇用機会の選択図式」『日本経済と就業行動』第7章、東洋経済新報社
- 樋口美雄(2001)「家計は企業リストラにどう対応しようとしているのか-所得格差・消費行動・就業行動・能力開発の変化」『雇用と失業の経済学』第4章、日本経済新聞社
- 樋口美雄・法専充男・鈴木盛雄・飯島隆介・川出真清・坂本和靖(2003)「パネルデータに見る所得階層の固定性と意識変化」樋口美雄・財務省財務総合政策研究所編『日本の所得格差と社会階層』第3章、日本評論社
- 牧厚志・宮内環・浪花貞夫・縄田和満(2001)「労働供給分析」『応用計量経済学Ⅱ』第2章、多賀出版株式会社
- 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号3号
- 古郡鞆子(1981)「女子就業行動の実証分析」『日本労働研究雑誌』第246号
- 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』第84巻3号
- 宮内環(1993)「家計の労働供給の分析・雇用機会の諾否の選択とその確率」『三田学会雑誌』第85巻4号
- 行武憲史・大橋勇雄(2004)「既婚女性の労働供給行動—横断面と時系列」Hi-stat Discussion paper series No.17 (一橋大学)

図表1 既婚後の就業継続と無業継続(時系列)

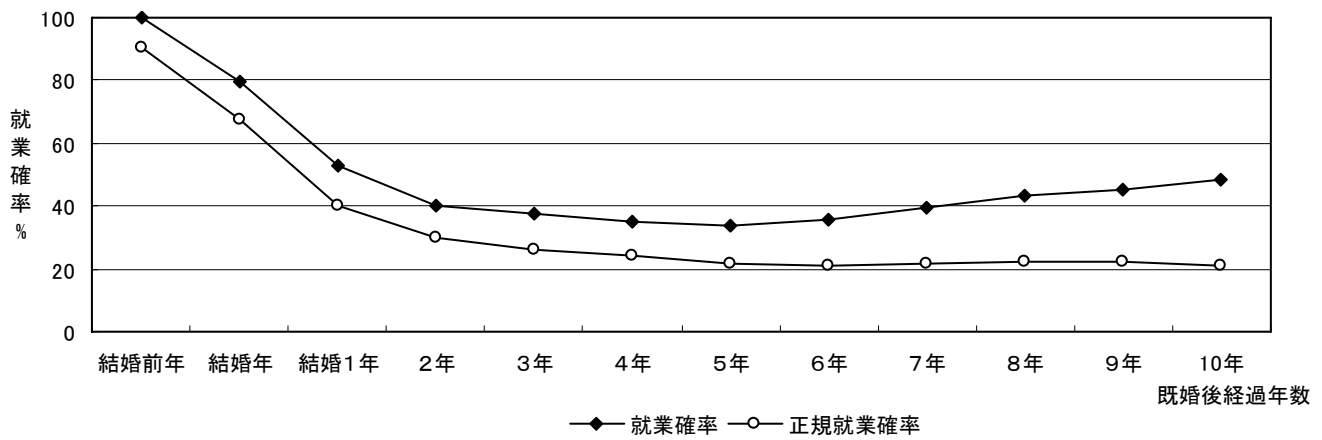


注)使用したデータがパネルデータであるため、各人により再就職後の経過年数(観察年数)が異なる。そのため、下記図表2は、観察年数ごとの数値を記す。使用したサンプルは、再就職した者のみである。

図表2 再就業継続率(時系列)



図表3 就業確率と正規就業確率(クロスセクション)



図表4 記述統計量

random-effectモデル		
	平均	標準偏差
就業	0.428	
夫・5年間長期所得	537.358	194.034
変動所得	3.375	126.578
通勤時間	65.589	58.022
労働時間	603.963	119.218
自営業	0.126	0.332
子供の数	1.879	0.743
末子乳児	0.145	0.352
幼児(1歳～3歳)	0.423	0.494
幼児(4歳～就学前)	0.220	0.414
小学校低学年	0.142	0.349
妻の年齢	31.963	3.243
親と同居	0.389	0.488
住宅ローン有	0.325	0.469
大都市居住	0.222	0.416
市町村居住	0.555	0.497

fixed-effectモデル		
	平均	標準偏差
就業	0.476	0.4997641
3年間長期所得	528.068	180.600
子供の数	1.732	0.914
末子乳児	0.106	0.308
幼児(1歳～3歳)	0.343	0.475
幼児(4歳～就学前)	0.239	0.427
小学校低学年	0.158	0.365
妻の年齢	32.076	3.201

図表 5 推計結果

random-effectモデル			
被説明変数: 就業=1, 無業=0	係数	限界効果	P値
夫・5年間長期所得	-0.009	-0.002	0.000
変動所得	-0.001	-1.6E-04	0.182
通勤時間	-0.001	-1.4E-04	0.694
労働時間	1.6E-04	2.9E-05	0.865
自営業	0.264	0.052	0.433
子供の数	-0.492	-0.092	0.006
末子乳児	-3.583	-0.344	0.000
幼児(1歳～3歳)	-2.772	-0.456	0.000
幼児(4歳～就学前)	-1.162	-0.182	0.030
小学校低学年	-0.147	-0.027	0.750
妻の年齢	0.352	0.066	0.000
親と同居	1.919	0.382	0.000
住宅ローン有	1.111	0.225	0.000
大都市居住	-1.742	-0.250	0.000
市町村居住	-1.644	-0.315	0.000
観察数		2786	
サンプル数		632	
対数尤度		-1059.5871	
fixed-effectモデル			
被説明変数: 就業=1, 無業=0	係数	限界効果	P値
説明変数			
3年間長期所得	-0.002	-2.4E-06	0.338
子供の数	-0.505	-6.5E-05	0.226
末子乳児	-3.751	-0.004	0.000
幼児(1歳～3歳)	-2.334	-0.001	0.000
幼児(4歳～就学前)	-0.976	-1.7E-04	0.000
小学校低学年	-0.057	-7.5E-07	0.083
妻の年齢	0.382	4.9E-05	0.904
観察数		727	
サンプル数		198	
対数尤度		-209.00838	

図表 6 先行研究の分析結果の比較

樋口(2001)		
	恒常所得(permanent income)	変動所得(transitory income)
Coef.	-1.33E-04	1.79E-05
t statistics	(-3.344)	(0.314)
N	2056	
Age	25-38	
Observed years	5	
Model	Pooled probit	

新規雇用就業決定関数の推定結果 変数:学歴、失業率、提示賃金率、年齢

Shaw(1992)		
	恒常所得(permanent income)	変動所得(transitory income)
Coef.	-0.420	-0.0138
standard error	(0.0031)	(0.0035)
N	19103	
Age	18-64	
Observed years	4-14	
Model	Probit	

Variable: education, experience, (experience)² dummy for child under age 6, number of child, year dummies

Hyslop(1999)		
	恒常所得(permanent income)	変動所得(transitory income)
Coef.	-0.283	-0.101
standard error	(0.06)	(0.03)
N	1812	
Age	17-65	
Observed years	7	
Model	Static random effects probit	

Variable: a quadratic in age, race, years of education, number of kids