

東京工芸大学女子短期大学部女性のキャリア開発実態調査委員会 (1995), 「女性の

キャリア開発に関する実態調査」,

東京都立労働研究所 (1994), 「大卒女性の職業選択行動と職業生活」, 『女性労働研
究』No. 9.

東京都労働経済局 (1994), 『平成5年度・東京の女性労働事情——コース別雇用管
理等企業における女性雇用管理に関する調査』.

富金原麻由里 (1992), 「女性の継続的就業の展望——女性総合職の就業問題」長銀
総合研究所.

脇坂 明 (1993), 『職場類型と女性のキャリア形成』御茶の水書房.

脇坂 明 (1994), 「女性ホワイトカラーと『総合職』問題」, 『大原社会問題研究所
雑誌』422号.

脇坂 明 (1996), 「コース別人事管理の意義と問題点」, 『日本労働研究雑誌』5月.

渡辺 峻 (1995), 『コース別雇用管理と女性労働』中央経済社.

9章 女性の就業選択*

家庭内生産と労働供給

永瀬 伸子

1. はじめに

女性の労働力率の上昇基調は世界的なものであり, 家族形態の変化, 少子化などの社会変化の原因あるいは結果として幅広い関心を集め, 女性の労働供給行動の計量分析が各国で活発に行われている。

本章は就業形態選択に焦点をあて, 日本の既婚女性の労働供給の特徴を具体的に明らかにしようとするものである。就業行動は「働くかどうかの選択」, 「労働時間の選択」として分析の枠組みが組まれることが多い。しかしながら, 日本の場合は, 正社員就業, パート就業, 非雇用就業など, 「就業形態」を明示的に考慮してはじめて明らかになる点があると筆者は考える。実際のところ, 「労働時間」を労働供給の尺度とした先行研究を見ると, 日本の既婚女性を対象とした分析に限っては必ずしも良好な結果が得られていない。例えば, 次節で示す通り, 幼い子供が増えるほど, 妻の雇用労働時間が伸びるという不思議な結果が日本については示されている。

就業が家庭内生産活動に与える影響は, 仕事の特性にも大きく依存するだろう。仕事場が家庭であれば, 通勤時間がかからず, 随時, 仕事と家事育児との切り替えができれば, 家庭の外で働く場合は, 通勤時間に加えて就業時間規則が厳格かどうか, 労働時間を自律的に設定できるかなどが, 仕

* 本章のもととなった研究は, 筆者の博士論文第3章であり, 石川経夫教授, 伊藤元重教授, 穂田和満助教授, 中馬宏之教授よりご指導をいただいた。本研究に用いたデータは今田幸子氏, 平田周一氏主催の日本労働研究機構のプロジェクト研究の中で使用したものであり厚くお礼を申し上げる次第である。

事と育児・介護活動等との両立に大きな影響を与えるに違いない。このような仕事特性の多様性は、労働時間とはまた別の側面から女性の就業行動に大きな影響を与えるだろう。

現状では、既婚女性の働き方として正社員、パート、非雇用就業（自営業、家族従業、内職など）がそれぞれ約3割ずつと拮抗している。非雇用就業の構成割合の高さは日本の特徴といえる。また近年台頭しているパート就業に関しては、正社員との賃金格差がしばしば指摘される。果たして、就業形態間に見られる平均賃金の差は、労働者の平均学歴や平均勤続年数の差や職種の違いによるものなのか、それとも同一の能力の者に対して生じているのだろうか。また同一の能力の者に賃金差があるとして、これは高賃金部門への参入が限られているため不本意に生じているのだろうか、それとも家庭内生産活動との両立のしやすさの代償として自ら選択したものと解釈できるのだろうか。

本章は、このような疑問に答えるために、第2節で先行研究や統計を踏まえた現状を見た上で、第3節で、個票データを用いて就業形態間の賃金差の有無を検証し、就業形態間で他の変数を一定として、約3割程度の賃金差があることを示した。第4節では、就業形態間の賃金差を自発的な選択の結果として見る補償賃金モデルを組み、続く第5節で、このモデルを利用した実証分析の結果を示し、正社員と非雇用就業間の賃金差は矛盾なく説明できるが、パートは必ずしもそう言えないことを明らかにした。最後に、第6節では、結果の要約と、本分析結果がM字型就業プロフィール、学歴と就業との弱い相関、大きい男女間の賃金差などの日本の女性労働の特徴にどのような解釈を付け加えるかを述べた。

2. 既婚女性の仕事選択

2.1 就業形態選択の現状

総務庁『就業構造基本調査』をもとに、既婚女性の有業率の推移を見ると、表1のように、1965年の38.7%から1992年の53.3%へと上昇している。

表1 既婚女性の就業選択

	1965	1971	1982	1992
有業率	38.7%	42.0%	50.2%	53.3%
有業者のうち仕事が必要な者	64.7%	52.9%	50.1%	50.6%
有業者のうち仕事に従業者	35.3%	47.1%	49.9%	49.4%
既婚女性総数に占める仕事が必要な者の割合	25.0%	22.2%	25.2%	26.7%

出所) 『就業構造基本調査』各年(世帯主の配偶者女性の系列を採用)。

注) 既婚女性の系列のうち、「世帯主の配偶者」の系列を採用した。非世帯主の配偶者、世帯主、単身者は除いた系列である。

一方仕事にコミットする既婚女性、「仕事を主とする」者は、1992年においても1965年当時とほとんど変わらず、既婚女性の約4人に1人にすぎない。つまり過去30年間の労働力率の上昇は「家事の傍らに」仕事をする既婚女性の増加によって起きている。この間、従業上の地位別構成(図1)を見ると、非雇用就業者の割合が大きく低下し、かわりにパートの身分での雇用者が増大している。家事を主とし、仕事を従とする働き方は、意外にも、家族従業、自営業など非雇用就業機会の縮小と雇用就業機会の拡大と同時に起こっている。

1992年現在の既婚女性の就業形態構成を見たものが図2である。近年都市化が進み、平均学歴が上昇している。にもかかわらず1992年においても、就業者の内訳を見ると、正社員は3分の1程度であり、非雇用就業(自営業、家族従業、内職など)、他の雇用就業形態(パート、アルバイト、嘱託など)もそれぞれ全体の3分の1を占める。比較的非雇用就業部門が大きいフランスと比較しても自営業主、家族従業者の女子就業者に占める割合の合計は、フランス15.9%、日本25.9%であり(OECD(1989), 1985-87年時点)、非雇用就業割合は依然高い。

図3では、就業形態によって働く意識に差があることが示される。仕事を主な活動ととらえる者が、正社員では9割弱を占めるが、他の就業形態では半数を割っている。

2.2 これまでの労働供給分析

労働供給分析に標準型と呼ぶものがあるとするれば、各人が市場労働から得

図1 既婚女性の従業上の地位構成の推移

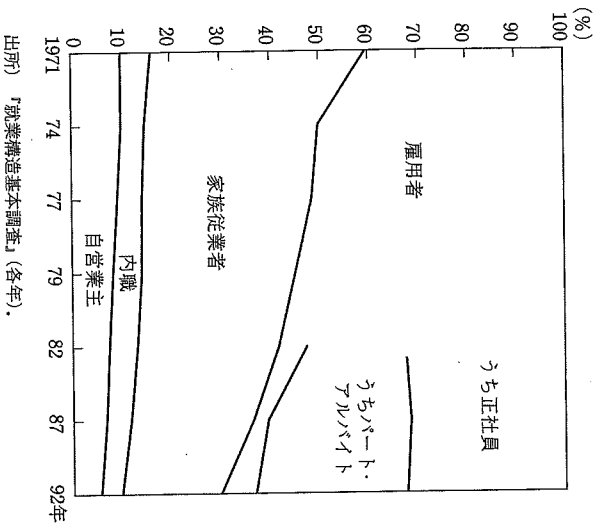
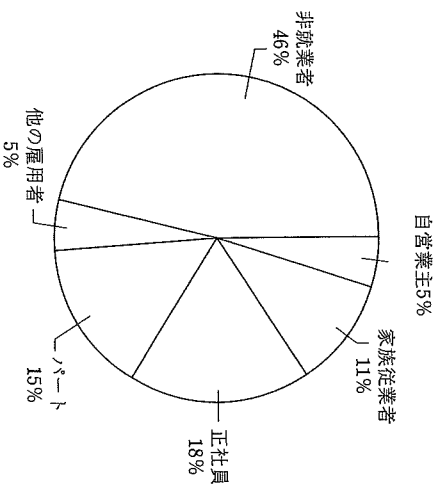
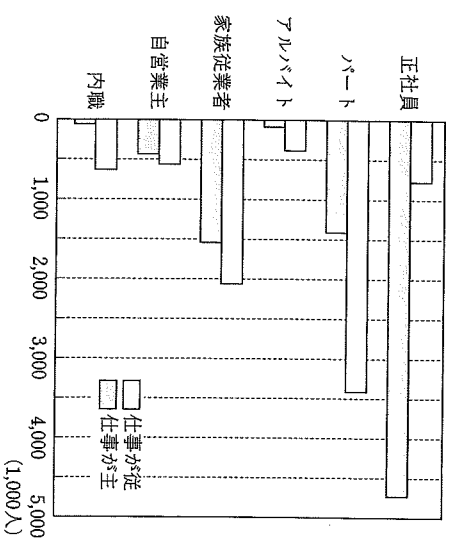


図2 既婚女性の就業形態構成



出所) 『就業構造基本調査 平成4年』(有配偶者女性)。

図3 既婚女性の就業形態と主な活動



出所) 『就業構造基本調査 平成4年』。

られる賃金率と非市場労働時間の価値(留保賃金率)とを比較し、労働時間0の時点で、留保賃金率が市場賃金率を上回る者は非就業を、下回る者は留保賃金率が市場賃金率に等しくなる点までの労働供給を行うというモデルがそれであろう。そして「労働時間」もしくは「就業・非就業」を被説明変数、学歴、子供の年齢、夫の所得、賃金率などを説明変数とする計量分析が数多くなされている。ただし、女性の場合、母集団の約半数が非就業者であり、労働時間データ、賃金率ともに観測されない。また、すべての女性がライフサイクルの途上で就業、引退を繰り返すというより、むしろ継続的に就業する者と非就業者に分かれる傾向があり、両者はかなり異なる性質を持つグループとしてとらえられる(Ben-Porath, 1973)。個人間の異質性は、選択肢が不連続な場合には、特に大きい差異をもたらす。このため実験が難しい社会科学における実証分析では、個人間の観測できない差異を何らかの形で取り入れた上で、現実データの分析を進める必要がある。トービット分析、Heckman (1974, 1979)の最尤法や二段階推定、McFadden (1974)の質的選択モデルは、こうしたデータの不観測の問題や、個人間の性向の差異を、個人間の誤差項の差として分析に取り入れるための工夫である。このような分

析手法を用いて女性の労働供給関数の推定が、米国 (Heckman (1979), Triest (1992)), カナダ (Nakamura and Nakamura(1981)), 英国 (Layard, Barton and Zabala(1980)) などについて数多く試みられ、既婚女性の就業に与える夫の所得の影響、賃金率の影響、子供の影響などが計測されている。

個票を用いた分析は、日本ではまだ必ずしも多いとはいえないが、この標準モデルに準拠した個票分析は、やや意外な特有の結果を示している。この標準モデルでは、夫の所得が高いほど(非市場労働時間が正常財である限り、所得効果から)妻の労働供給が抑制されることが予想される。また、米国、英国、カナダなどを対象とした分析では——前段で挙げた分析をはじめ——一致して家庭に幼い子供の数が多くいほど、妻の労働供給が抑制される事実が示されている。日本に関しても、労働供給を測る尺度として有業率を取り上げた場合は、同じような結果が見られる(島田他(1981), 樋口・早見(1984), 大沢(1992))。しかし労働供給を測る尺度として、供給労働時間を分析対象とした場合は、むしろ家庭内でケアする幼い子供の数が増加するほど、また夫の所得が高いほど、妻の労働時間が伸びるという不思議な結果がほぼ共通して見られるのである。総務庁『就業行動実態調査』(1977)を分析に用いた樋口・早見(1984)では、既婚女性の雇用労働時間に与える「幼い子供」の効果および「夫の所得」の効果はいずれも有意に正である。Hill(1988)の雇用就業女子に関する推計結果でも非有意ながら同じく正である(分析対象は雇用職業総合研究所『1975年職業移動と経歴調査』)。吉川・大竹(1989)の結果でも、幼い子供の数は有意に正、夫の所得は恒常所得が有意に正、可処分所得が有意に負と分かれている(分析対象は総務庁『全国消費実態調査(1984)』)。島田他(1981)では、正と負が年齢階級別に入り混じっている(分析対象は総務庁『就業構造基本調査』(1974, 1977))。

このような分析結果は、日本の場合、既婚女性の選択肢として、「労働時間」のみならず「働き方」が重要であり、分析に「就業形態」を明示的に取り入れる必要性を示しているのではなからうか。

既婚女性にとって、市場労働活動の決定は、家庭内生産活動の決定の裏返しでもある。この際、就業選択の裏で行われている家庭内生産活動の水準を、総賦与時間から労働時間を引いた差として表し、労働時間の増加とともに非

市場労働時間の希少性が増し限界生産性が高まる(留保賃金が高まる)ことを仮定するのが標準的なモデルである。しかし、家庭内生産活動の水準や質は、就業形態にも依存するのではないだろうか。勤労収入水準と家庭内生産水準を選択しようとした場合、選択肢は、労働時間のみならず、正社員、パート、内職、自営業、家庭従業などの就業形態も含むものとなるだろう。例えば、賃金が低くとも子供の面倒を見ながら任意に就業できる仕事と、賃金率が高いが、厳格に決められた就業時間以外ではか行えない就業形態との選択といった、就業形態と家庭内生産の組み合わせの選択としてとらえるのが実情に即しているのではないだろうか。

この見方に立てば、各人がそれぞれの労働生産性に見合った単一のオフライン賃金に面しているという通常の労働供給モデルの単純化も修正が必要となる。賃金に加えて、例えば労働の自律性、自由度が報酬の1つとして選択されるのであれば、仕事の合間に育児・家事の自由がきく就業形態では、低賃金が受け入れられるであろうし、一方、規則が厳しく、子供の急な病気に仕事を休むことさえも大きい心理的な葛藤をともなうような職場では、このような不都合の代償としてより高い賃金率が要求されるであろう。

もう1つ考慮すべきなのは、日本のパートの特殊性である。日本のパート労働が必ずしも労働時間の長短ではとらえられないことである。「パート労働者」といった場合、我々は、漠然と「短時間労働者」を思い浮かべる。英語の part-time workers とは、そういう意味だからである。ところが、短時間労働者でない呼称パート(パートという身分の労働者)労働者が日本には相当数いる。呼称パート労働者にしめる週35時間未満労働者は、総務庁『労働力調査特別調査』(1989)によれば、驚くことに呼称パートの過半数を割っている。また、労働省「パートタイム労働総合実態調査平成2年』によれば、呼称パート労働者のうち、同一事業所の正規従業員と同じ就業時間の者が女性では約15%存在する。このような実態を受けて、官庁統計ではパートの定義を従業上の地位上のパートの身分とする調査もある。管見の限り、諸外国やILOの掲げるパートの定義は、主に労働時間によって与えられている。この点を鑑みても、日本の分析では、労働時間のみではなく、就業の仕方としてのパート、正社員を明示的に考慮すべきと思われる。

いわゆる「標準型」に属する既婚女性の労働供給時間分析の主なものは、前節で紹介したが、パートとフルタイム雇用の就業の仕方の差に注目して、両者で分けて推計した分析に樋口(1981)、大沢(1989)、高山・有田(1992)がある。

しかし、1980年代以降の研究は、Hill(1988)を除くと、いずれも非雇用就業は分析対象から除外されている。1960年代から1970年代前半までは、非雇用就業者の分析は既婚女性の労働力率の分析に明示的に取り入れられていたが(西川(1974))、1970年代後半以降を対象にすると説明力は有意でなくなり(島田他(1981))、その後の分析では、家族従業、自営業といった働き方は、非就業と同列に扱われる場合が多い(樋口(1981)、八代(1983)、大沢(1988)、高山・有田(1992))。これは、雇用就業、非雇用就業とで、質的な差異があまりに大きく、同列には扱えないといった配慮からであったと思われる。さらに賃金データの取得など計測上の問題も非雇用就業の分析では看過することができない。

しかしここでは、あえて雇用就業、非就業(含む非雇用就業)という二分法ではなく、各人が、専業主婦、パート、内職、家族従業・自営業、正社員という選択肢から働き方を選択するというモデルを組み、この実証分析を試みることとした。これは、質的に異なる仕事選択を就業行動の分析に取り入れることで、日本の既婚女性の就業行動に別の側面から光をあてることができると考えるからである。

3. 就業形態間の賃金差の検定

本節では、果たして同一人物についても、就業形態の選択によって有意な賃金差があると考えて良いかどうかの簡単な検定を行った。「パート」や「内職」は「正社員」に比べて低賃金であるというのは、日本の一般通念である。しかし、これは、パートや内職者が未熟練で低学歴の労働者が多く、生産性が低いからなのか、それとも同一の学歴、職歴を持つ労働者でも、パート就業や内職を選択すると賃金率が大きく下がるのかどうかは、必ずしも明らかにされていない。個人の履歴を調べたパネル・データが利用可能では

ないため、ここでは簡便な方法をとる。すなわち個票データを利用して、就業形態ダミーを入れた賃金関数を推計し、就業形態間の賃金水準の格差が、教育年数、就業年数、職種などの分布の差を考慮することによって、どの程度縮小するかを推定する。大きく縮小するようであれば、平均賃金に見られる賃金差の大部分は、就業間熟練や職種分布の差によるものであろうが、縮小の度合いが小さい場合は、これ以外の理由を考える必要がある。

3.1 データについて

データは、雇用総合職業研究所が実施した『1983年職業移動と経歴(女子)調査』の個票を使用した。これは、本データが、雇用就業者、非雇用就業者、非就業者を含めて、学歴、家族属性など、詳細なデータがとれ、とくに、パートや非雇用就業者を分析に含めることができるという利点を持つからである。本調査は、全国からの層化抽出法によって3,000サンプルを抽出し、面接法によって2,400の回答を得たものである。なお、50歳代以降では、教育年数、自営業比率等の点で、若年層と大きく平均属性が異なるため、分析は、25-44歳の既婚者を対象とし、夫の収入について欠損値を持たない1,036データに限って行った。賃金率は、年間収入階級と、1週間の平均実労働日数、1日の平均実労働時間から推計した。ただし、年間収入階級は、すべて勤労所得とみなした。

本データにおいても、家族従業者や自営業者の賃金データの算出には特有の問題があることを付言しておく。家族従業者の37%は自分の収入を全く報告しておらず、また約2割が、労働時間が不規則なためもあると考えられるが、1週間の平均の実労働日数、または平均の1日実労働時間を回答していない。このため時間当たりの賃金率データが欠損値となる者は、家族従業者に限っては対象者の47%となってしまう。これ以外の就業形態では1割未満であるから非常に高い。賃金データが欠損する家族従業者の内容を見ると、職種としては農業従事者に多く、事務やサービス従事者に少ない傾向が見られる。地域的には地方に多く、都市部に少ない。また未就学児をかかえる家庭に多い傾向が見られた¹⁾。

国際的には、賃金不払いが家族従業者の定義に含まれる("unpaid fam-

ily worker”)ことが多い。しかし、日本では、本調査票においても、また総務庁『労働力調査』でも報酬の有無は家族従業者の定義に含まれない(『労働力調査』の定義は、「自営業主の家族で自営業主の事業に従事している者」である)。unpaidに限定しないこともあるが、家族従業者比率は、OECD(1986, p. 48)によれば、日本が1884年に6.7%(非農林漁業、民間、男女)と、20カ国中最大であり、20カ国平均の2.2%を大きく超えている²⁾。単純な国際比較はできないものの、日本においては家族従業者比率が高く、家族従業者がある程度の収入をともなう場合が多いことを一応結論づけることができる。このため、データの不備はあるものの家族従業者を就業分析に含めることは、既婚女子の就業行動の分析に不可欠であろう。さらに自営業主についてもその収入をどのように賃金部分と資本収益部分とに区別するかという問題がある。もっとも女子の場合は、投下資本が小さい個人営業主がほとん

1) 家族従業者のうち賃金率が算出できない者は平均で47.2%、農業従事者では77.7%と高く、事務従事者では37.2%、サービス従業者では42.8%とやや低い。また都市部の家族従業者では32.3%と低い。なお都市部の家族従業者は全体の4割である。また未就学児がいる世帯の家族従業者では、57.8%と高くなっている。

2) 例えば米国の「家族従業者」は、unpaid(無報酬)であることが定義に含まれ、それは同じくOECD(1986)によれば0.3%にすぎない。日本でも総務庁「就業構造基本調査」は、昭和43年調査までは家族従業者の定義に「無給」を入れてある(「個人商店や農家などで自分の家族の経営する事業を無給で手伝っている者(言う)」。しかし、昭和46、49年調査では「無給、有給を問わない」と変更されている。これは、家族従業者を自認する者で実質的に有給の者が無給で働いていたためではないだろう。昭和52年以降は、原則無給、ただし小遣い程度は含むと再度変更されている。「無給、有給を問わない」と一言加わった1970年代は、女性の雇用就業率が非雇用就業率を上回った時期でもある。都市化によって家族従業者に代わる雇用機会が増大するにともない、また家族従業者の中でも日銭が入る非農家比率が増大するに従い、報酬を受ける家族従業者が増加した可能性がある。総務庁統計局によれば、「家族従業者かどうか」の判断は、回答者が質問票の選択肢の中で「自家営業(個人経営の商店や農業など)を手伝っている」と回答するかどうかによる。加えて、例えば平成4年調査において「家族従業者」と回答した者の年収が500万円を超えた場合のみ「小遣い程度」を満たさないとして再確認を入れるという判断がとられていることである。日本においては、家族従業者の定義は、有償、無償を問わず、家業に従事するかどうかを判断基準になっているものと考えられる。なお、有償、無償に限らない総務庁「労働力調査」と、小遣い程度を含む総務庁「就業構造基本調査」を平成4年で比較すると、有配偶の女子家族従業者は、平成4年でそれぞれ356万人、343万人であり、就業者にしめる比率はそれぞれ21%であり、両者に差はない。

どであることから、この問題は無視してよいかもしれない。最後に、回答が実際の収入ではなく、節税上の配慮も含めた収入を示している可能性もある。このような問題は分析結果に無視できないバイアスを与える可能性があるが、以下では第3節で上記データを用いて賃金率の推計を行い、また第4節では就業選択の分析を試みた。これは先行研究のほとんどが賃金率データとして、労働省『賃金センサス』から属性別データをあてはめているため、非雇用就業者の賃金データが全く得られないのに対し³⁾、本データでは、年間所得階級値と通常週の平均週間労働時間からではあるが、一応非雇用就業者の賃金率データを求めることができるという利点があるためである。なお、第4節の分析では、賃金率は分析変数に含めず、学歴と就業年数を賃金の代理変数として用いる。データに関して詳しくは雇用職業総合研究所(1988)を参照されたい。

3.2 賃金差の定式化と推定結果

賃金関数を次のような推計式に従って推計する。

$$\ln W = \gamma\beta + D_s + D_p + D_n + D_u \quad (1)$$

$\ln W$ は賃金率の自然対数、 D_s , D_p , D_n は、それぞれ正社員、パート、内職を1とするダミーであり(ベースは家族従業・自営業主)、 u は誤差項である。個人間の能力、経験差を可能な限り取り除くため、説明変数 Y ベクトルとして教育年数、勤続年数、実就業年数、職種、地域、教育へのモチベーション、年齢ダミーなどを考慮し、説明変数の追加が、就業形態ダミーの係数をどのように縮小させるかを見ることにする⁴⁾。

表2の第1列から第3列は、 D_s , D_p , D_n の推定係数を示したものである。第1行で示した賃金関数では、 Y ベクトルは、定数項と勤続年数とその自乗項のみである。第2行では、これに教育年数を加えた。第3行では、さらに他企業での経験を含めた実就業年数や、職種、地域をも考慮した。最後に

3) 総務庁「就業構造統計調査」を用いた島田他(1981)、樋口・早見(1984)の研究や、『全国消費実態調査』を用いた吉川・大竹(1989)、高山・有田(1992)の研究では、賃金率がデータ内から求めがたいため、雇用者の賃金統計である労働省『賃金センサス』から、可能な限り属性をそろえた上で、平均賃金をあてはめる方法をとっている。この方法では、非雇用就業者に賃金データをあてはめることはできない。

表2 就業者間の就業形態、労働時間による賃金差

賃金関数の説明変数	就業者形態ダミー		調整済み決定係数
	正社員ダミー	パートダミー	
(1) 勤続と二次項	0.407*** (4.41)	-0.0161 (-0.150)	-0.378*** (3.09)
(2) (1)と教育年数	0.385*** (4.25)	0.0332 (0.314)	-0.327*** (2.72)
(3) (2)と就業年数、職種ダミー、都市部ダミー	0.321*** (3.63)	0.053 (0.521)	-0.102 (0.826)
(4) (3)と希望学歴とセレクトシヨンプ項	0.313*** (3.52)	0.030 (0.300)	-0.198 (1.53)

注) カッコ内はt値。***有意水準1%, **有意水準5%, *有意水準10%。(1)-(4)は432サンプル。

第4行の賃金関数には、これらにとらえられない、やる気、野心といった差異を考慮するために、義務教育終了時の希望学歴を、現実の学歴とともに説明変数に加え、また就業者のみから推計することのバイアス修正のために、Heckman (1979) にないセレクシヨンプ項を入れた(章末付録参照)⁹⁾。就業形態間で賃金差が発生する原因が、人的資本の分布の差や能力差にあるのであれば、就業形態間の平均の賃金格差が大きいにしても、説明変数を追加するに従って、就業形態ダミーの係数は大きく縮小するはずである。

推計結果を見ると、内職ダミーに関しては、たしかにこのような変化が見

4) ここでは就業形態間の賃金差は、主に賃金水準の差としてとらえられるというモデルを採用した。教育年数や勤続年数の賃金収益率が就業形態間で異なる可能性もあるが、本データで就業形態と勤続年数、就業形態と教育年数のクロス項を加えて計測した場合、有意でない係数も多く、結果が不明瞭となるため、ここでは賃金水準の差のみを仮定した。

5) 希望学歴を加えたのは、年齢階層があがるほど女性の高学歴者が単調減少するため、希望学歴が各人のやる気や能力のシグナルとならないかとの考えからである。結果として大きい係数の変化は見られないが、40-44歳階層では、実現学歴を考慮した上で、希望学歴との有意な相関は見られないが、40-44歳階層では、実現学歴を考慮した上で、希望学歴と賃金に有意な関係が見られる(永瀬, 1997 a)。またクロス表を作成すると、希望学歴が高い者に正社員選択者が多いという傾向が見られる。セレクシヨンプ項については、付表4に示したように、未就学児数、子供数、祖父・祖母との同居、夫の所得、夫が自営業ダミー、教育年数を説明変数としてプロビット分析した結果求められるミルズ比の逆数を入れた。

表3 雇用者間の「パート」呼称による賃金差

賃金関数の説明変数	パートダミー	調整済み決定係数
(1) 勤続と二次項	-0.385*** (4.49)	0.230
(2) (1)と教育年数	-0.326*** (3.68)	0.273
(3) (2)と就業年数、職種ダミー、都市部ダミー	-0.271*** (3.44)	0.391
(4) (3)と希望学歴、セレクトシヨンプ項	-0.283*** (3.60)	0.395
(5) (4)の推定を既婚者で未就学児なしのサンプルに行った場合	-0.231** (2.54)	0.468
(6) (4)の推定を既婚者で未就学児ありのサンプルに行った場合	-0.411** (2.58)	0.268

注) カッコ内はt値。***有意水準1%, **有意水準5%。(1)-(4)は269サンプル、(5)は175サンプル、(6)は94サンプル。

られる。勤続のみを考慮した場合、内職者と家族従業・自営業者の賃金格差は約4割あったが、職種等をも考慮した第4行では、統計的に有意な賃金差はなくなっている。ところが、①正社員ダミーの係数は、説明変数を増加してもほとんど縮小せず、家族従業者・自営業主よりも3割程度有意に賃金率が高い。②パートの賃金率は、家族従業、自営業主の賃金と統計的に有意な差はないことが示される⁹⁾。

また雇用者のサンプルに限って行った結果が表3である。就業形態ダミーのベースは「正社員」であり、第1列の係数は、パートダミーの係数である。説明変数の増加とともに4割近くあった賃金差は縮小するが、その度合はわずかであり、職種等を考慮した第4列でも、パートと正社員の間には約3割近い有意な賃金差が見られる⁹⁾。補償賃金差は、効用関数が同一の者に関して推定されるべきものである。このため、第5～6行では、雇用者を未就学児がいる者、いない者にサンプルを限定して同様の推定を行った。サンプル

6) なお、就業形態にかわって、「短時間就業ダミー(現実の短時間就業ダミーではなく、労働時間選択から推計された短時間就業確率の推定値)」を賃金関数に入れると、推計された賃金差は、勤続のみ考慮した場合で約2割、職種、教育年数などを考慮すると約1割に縮小するが、係数は不安定で、また説明変数の増加に従い有意でもなくなる。賃金差の推定式としては、「就業形態」の説明力の方がはるかに高い。

を分けた場合にも、正社員とパート間では、未就学児ありの女性間で約4割、未就学児なしの女子間で約2割の賃金差が見られた。

4. 補償賃金差モデル

4.1 補償賃金差モデル

前節では、可能な限り個人属性を考慮しても、大きい賃金差が、「正社員」とその他の就業形態に見られることが明らかになった。このように大きい賃金差があるにもかかわらず、なぜすべての既婚女性が正社員を選択しないのであるうか。ここでは特定の属性を持つ者は正社員を続けることの不効用が大きいという立場で次のモデルを組み、次節で実証分析を行う。

現在においても既婚女性の半数弱は非就業者である。その多くは家庭内で生産活動を専業とすることを望んで選択したものと考えられる。「専業主婦」を家庭内の生産・消費活動に多くのエネルギーを割く働き方とすると、「正社員」は市場労働に多くのエネルギーを割く働き方であり、「家族従業・自営業」、「内職」、「パート」などは、その中間領域の働き方と位置づけられるのではなからうか。つまり、家庭内の生産、消費活動との両立のしやすさが、賃金率や労働時間と同様に既婚女性の就業選択の重要な選択変数となっているというのが本節において検証される仮説である。

ここでは、家庭内活動の阻害の程度の差を、就業コストの差としてモデル化する。就業コストには、金銭費用(託児、衣料、通勤など)や、時間費用(通勤、託児の設定など)などがある。就業形態に依存する就業コストの例を挙げれば、託児費用が代表的なものである。仕事場が家庭であり、仕事時間に対する就業者本人の裁量が大きい内職、家族従業、自営業では、仕事の傍らに子供の世話をすることも可能だが、雇用就業では託児設定が就業に不可欠であろう。また、就業コストは子供の年齢や、同居成人の時間の融通性

7) なお、一般女性雇用者とパートタイム雇用者との平均賃金の格差を労働省『賃金構造基本調査』で調べると、1995年で、ボーナスを含めて40%、ボーナスを除くと30%、1983年当時では、それぞれ35%、25%である。

の幅など、家族属性によっても左右される。子供が幼いほど、病気になることも頻繁であるため、託児費用は就業時間の自由度に強く依存するものと考えられる。就業時間が厳しく定められている場合は、突然の病気に対処するための託児ネットワークづくりといった時間コスト、心理コストも高いであろう。また託児のコストは保育政策や保育施設への入所可能性にも依存する。低コストでの保育ケアが入手可能でない場合はとりわけ同居の祖父母など、成人家族が妻の時間を一部代替できれば、就業コストは下がると考えられる。

この問題はフオーマンには Gronau (1977) の家庭内生産と市場労働時間選択のモデルに、就業形態別の固定費用を入れて考えるのがよいだろう。家計は財 Z の最大化を行う。 Z は、財 X と消費時間 L の組み合わせで消費することができる。

$$Z = Z(X, L) \quad (2)$$

~~財 Z~~ は、家庭内で生産してもよく (X_n)、また市場で購入してもよいが (X_m)、完全代替的である。

$$X = X_n + X_m \quad (3)$$

妻は、就業形態 s の選択と労働時間 H の選択を行う。実質固定賃金率は就業形態に依存し W_s であり、就業コストは就業形態に依存し、時間コスト A_s 、財コスト C_s である。ただし、一般的に就業コストが高い就業形態ほど高い W_s が市場で成立している。

初期賦存は、非労働所得 I_0 、賦存時間 T である。予算制約式は、

$$X_m = W_s H + I_0 - C_s \quad (s=1, 2, \dots) \quad (4)$$

$$T = H + N + L + A_s \quad (5)$$

家庭内生産関数は、

$$X_n = G(N) \quad (6)$$

ここでは、家庭内生産にかかる時間 (N) と別に、快適さ (Z) を生み出すためには消費時間 (L) が必要なことに注意しよう。私たちが通常家庭内生産活動と考えるもの(料理、団らんなど)は、市場から同等のものが購入可能な財 X_n (以下、市場財と呼ぶ) と、市場財には完全には代替されない消費時間 L に分けて考慮されている。一階の条件

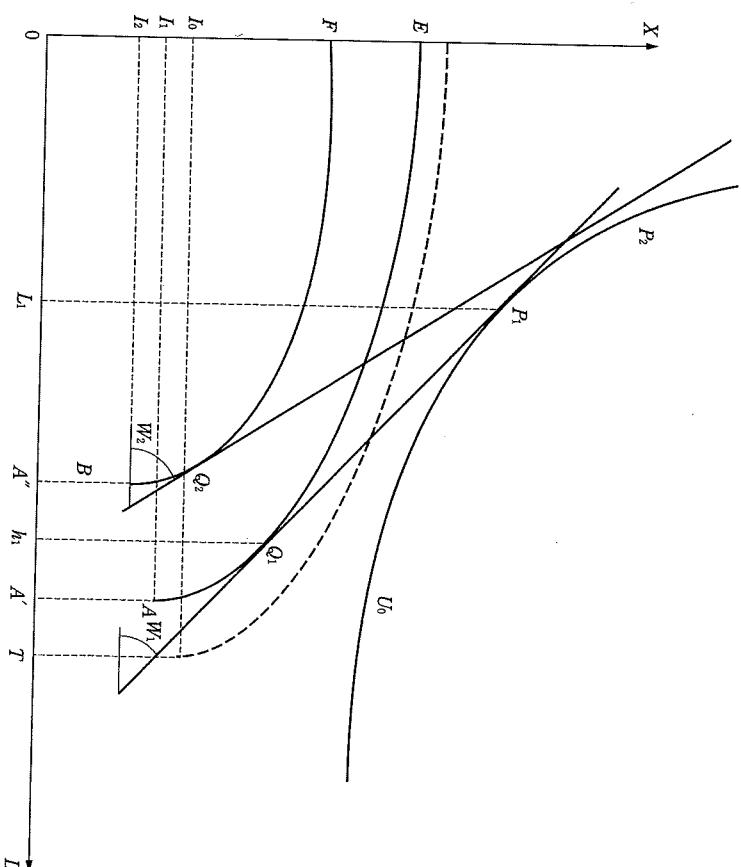
$$\partial Z / \partial L / \partial Z / \partial X = W_s \quad (7)$$

$$G'(N) = W_s \quad (8)$$

財 Z を味わうには、市場財 X と時間 L の投入が必要だが、最適な組み合わせは、限界的な時間投入と限界的な市場財投入の代替率 $\partial Z/\partial L / \partial Z/\partial X$ が就業形態 s の賃金率 W_s に等しくなる点である ((7)式)。また市場財 X は、家庭内での生産性が賃金率 W_s より高い限りは家庭内で生産されるというのが(8)式である。一階の条件を満たす最適な Z を Z_s^* ($s=1, 2, \dots$) とすると、各家計は、 $Z_s^* = \text{Max}(Z_s)$ である就業形態 s を選択する。同時に労働時間 H 、家庭内生産時間 N 、消費時間 L が、一階の条件を満たすように選択される。

図4は、このモデルを図示したものである。通常の労働供給モデルと異なる点は、家庭内生産と複数の就業機会、複数の就業コストが考慮されている点である。初期賦存財は I_0 である。 I_0 を所与として、妻は総賦与時間 T を、家庭内生産、市場労働、もしくは消費時間に振り向ける。 T から左へと時間を投入し、下向きの山形の破線(家庭内生産関数)に沿って財 X が家庭内で生産され、また時間の一部は消費時間に使われる。これが専業主婦の選択である。次に就業形態1では、賃金率 W_1 で時間と市場財を交換できるが、同時に、就業の時間コスト $T A_1$ 、金銭コスト $I_0 A_1$ がかかる。このため、図では家庭内生産曲線が下方にシフトしている。就業形態1を選択した場合、家庭内生産曲線の勾配が市場賃金率よりも急である Q_1 までは、妻は家庭内生産を行った方が有利である。結局、最適な家事時間は $A_1 h_1$ 、就業時間は $h_1 L_1$ である。家庭で作り出される幸せは、物量のみにあるのではなく、ゆとりや憩いにもあることに異論はないであろうが、それは、この図では原点0から T 方向への消費時間で表される。ここで最適な消費時間は $L_1 0$ となる。一方、就業形態2は、就業コストがより大きく、家庭内生産関数(山形のカーブ)はより大きく内側にシフトする。高い就業コストの代償として、就業形態1と同じ効用を生み出す補償賃金率は W_2 より高い W_2 である。市場では代表的個人に補償賃金が成立しているはずである。しかし現実には、就業コストは子供の年齢、同居家族の構成、夫の職業などによって家計間で異なるだろう。妻は、就業形態2での就業コストが図4よりも小さければ就業形態2を、より大きければ就業形態1を選択する。

図4 補償賃金差モデル
(就業コスト、補償賃金、就業形態選択と家庭内生産)



4.2 就業形態選択の定式化

現実の就業コストは観察できないが、人々の選択に現れる行動から、それを推し量ることができる。「パート」、「家族従業・自営業」、「内職」は就業コストの低さで低賃金を補償されているであろうか。

以下では既婚女性は人的資本を所与とし、子供の数や年齢、非労働所得、同居の成人の有無などを既決の外生変数として、市場で成立している就業形態間の賃金差と、家族構成によって決まる就業形態間の就業コストの差を比較して、効用を最大化する選択を行うものとして、以下では専業主婦を含めた5つの選択肢からの多項ロジット分析を行った。

Maddala (1983) に従い、 I_s^* が、個人 i が就業形態 s の選択から得られる間接効用であると考え、効用水準は説明変数 $E_i' \gamma_s$ で記述される線形部分と確率的な誤差項部分 η_{si} からなるとする。

$$I_s^* = E_i' \gamma_s + \eta_{si} \quad (i=1, 2, \dots, n) \quad (9)$$

なお、以下では個人 i の下添え字は省略する。

I_s^* は観察されないが、選択 s の選択は観察される。 $I = s$ なる変数を考慮する。選択肢 s を選ぶのは、

$$I = s \iff I_s^* > \text{Max}_{j \neq s} I_j^* \quad (j=1, 2, \dots, 5, j \neq s) \quad (10)$$

である。ここで、

$$e_s = \text{Max}_{j \neq s} I_j^* - \eta_s \quad (j=1, 2, \dots, 5, j \neq s) \quad (11)$$

とおくと、

$$I = s \iff e_s < E_i' \gamma_s \quad (12)$$

である。

η_j ($j=1, 2, \dots, 5$) の分布が iid で $F(\eta_j < c) = \exp(-\exp(c))$ の分布関数に従うと仮定すると、

$$\text{Prob}(e_s < E_i' \gamma_s) = \text{Prob}(I = s) = \frac{\exp(E_i' \gamma_s)}{\sum_{j \neq s} \exp(E_j' \gamma_j)} \quad (s=1, 2, \dots, 5) \quad (13)$$

となる。

e_s の分布関数は、

$$F_s(e) = \text{Prob}(e_s < e) = \frac{\exp(e)}{\exp(e) + \sum_{j \neq s} \exp(E_j' \gamma_j)} \quad (14)$$

と書ける。

各選択肢 s に対し、 $e_s < E_i' \gamma_s$ であれば、個人 i は s を選択する。就業形態 s の賃金 W_s の自然対数を $\ln w_s$ 、就業形態 s の労働時間選択を H_s とし、賃金関数 $\ln w_s = Y_i \beta_s + \mu_s$ と労働供給関数 $H_s = Q_i \theta_s + \epsilon_s$ の推計を行う。とこ

8) ロジットモデルについては、IIA (independence from irrelevant alternatives) が満たされなければならないという制約がある。すなわち、就業形態 i と就業形態 j の選択確率は、これ以外の就業形態 m ($m \neq i, j$) の選択とは独立でなくてはならない。この仮定が現在のケースで理論的に満たされるかどうかは疑問があり、ロジットモデルを用いるときの制約と言える。しかし理論的には疑問があっても実証結果は比較的ロバストである (McFadden (1984), p. 1414) とされる。

ろがデータが観察されるのは、就業形態 s を選択した者のみに限られる。この偏りを修正するため、セレクションバイアスの修正が必要となる。そこでここでは Hay (1979) の方法 (Maddala (1983), p. 276 にも記載) を用いてそれを修正する。

推定する式は、

$$I_s = E_i' \gamma_s + \eta_s \quad (15)$$

$$\ln w_s = Y_i' \beta_s - (\sigma_{ws} \rho_{ws} \phi [J_s(E_i' \gamma_s)] / F_s(E_i' \gamma_s)) + v_{ws} \quad (16)$$

$$H_s = Q_i' \theta_s - (\sigma_{hs} \rho_{hs} \phi [J_s(E_i' \gamma_s)] / F_s(E_i' \gamma_s)) + v_{hs} \quad (17)$$

である (σ_{ws} , σ_{hs} は μ_s , ϵ_s のそれぞれ標準偏差, ρ_{ws} , ρ_{hs} はそれぞれ μ_s と ϵ_s , ϵ_s と e_s の相関係数である)。

なお $F_s(E_i' \gamma_s)$ は (14) 式より算出されたものであり、 $\phi [J_s(E_i' \gamma_s)]$ は、ワイナル分布から求めたパラメータを、正規分布の逆関数をとって正規分布密度関数に直したものである。

考慮する外生変数は、「子供の数」、「未就学児の数」、「祖母の同居」、「祖父の同居」、「夫の所得」、「夫が自営業ダミー」、「妻の学歴」、「妻の実就業年数」である。

モデルの予想は次の通りである。未就学児数の増加や夫の所得の増大は、妻の就業を抑制することが知られている。しかし正社員、非雇用就業、パートとを比べると、補償賃金差の方向から後二者よりも前者の方が大きく抑制されると予想される。また妻の時間を代替する家族構成員が増えるほど、就業の時間コストが高い就業形態が選択されると考えられる。同居の祖父母が妻の時間を代替するとすれば、就業時間の厳格さや職場と自宅の距離といった点で就業コストが高いが賃金率も高い正社員就業が選択されるであろう。夫が自営業である場合は、夫婦間で非市場労働時間の調整が行え、また職探しのコストが小さくなることなどから家族従業・自営業の就業コストも下がると考えられる。教育年数と就業年数は人的資本の差が就業選択に与える影響を考慮するために加えたものであり、就業を促進すると予想される。ただし就業形態間の係数の差異については先験的な予想はない。

5. 推定結果

5.1 多項ロジット分析の結果

表4は多項ロジット分析を行った計測結果である。正社員の選択と、家族従業・自営業や、内職の選択を対比すると、おおむね期待通りの結果を得られた。一方、正社員とパートを対比すると、期待通りの結果は一部に限られた。

理論モデルと期待通りの結果は以下の通りである。

- ① 未就学児数の増加は非就業確率を大きく高めるが、内職、家族従業などは雇用就業に比べて有意に負の係数が小さい。子供が幼い場合、離職が増加するが、非雇用就業ではその度合いは低い。
- ② 祖母との同居は「正社員」の選択を大きく高め、反面内職の選択は非有意ながら減少する。賃金率が高い反面、就業の時間コストが高い正社員の選択は、家庭内生産、消費活動を既婚女性に代わって請け負う者がいる場合に増加する。祖母の同居は既婚女性の総就労時間の増加と類似の効果があると考えられる。
- ③ 夫の所得の増大は雇用就業の確率は下げるが、内職や家族従業の選択に与える影響は有意により小さい。家族従業・自営、内職などは、雇用就業と比べると、就業によって犠牲にされる家庭内活動がより小さいのであろう。
- ④ 夫が自営業の場合、家族従業・自営業選択確率が大きく高まる。夫妻間の時間調整など、所得外の面からも家庭内活動における夫との共業の利益があると考えられる。

一方、理論モデルの期待に反する結果は次の通りである。

- ① 未就学児の効果は補償賃金差が示す方向と異なり、「パート」と「正社員」では大きい差はなく、むしろ「パート」就業の方がより大きく抑制される可能性を示している。米国、フランス、西独などでは、未就学児を持つ母親のパートタイム就業が増加している(Mincer, 1985)のに対し、日本ではパート労働は子育てと就業を両立させるための選択肢

表4 就業形態選択のロジット分析(既婚者)

変数	正社員 $\log P_s/P_h$	パート $\log P_p/P_h$	家族従業 自営業 $\log P_k/P_h$	内職 $\log P_n/P_h$
定数	-4.064*** (4.27)	-0.182 (0.196)	-5.15*** (5.19)	-0.401 (0.377)
祖母と同居	1.383*** (5.41)	0.460 (1.60)	0.475* (1.71)	-0.623 (1.31)
祖父と同居	0.283 (0.993)	-0.174 (0.493)	0.787** (2.57)	0.129 (0.242)
未就学児数	-0.728*** (4.61)	-0.904*** (5.46)	-0.470*** (3.04)	-0.247 (1.39)
子供数	0.028 (0.212)	0.168 (1.26)	0.197 (1.55)	0.196 (1.13)
教育年数	0.264*** (4.05)	-0.031 (0.460)	0.190*** (2.69)	-0.172** (2.00)
就業年数	0.0738*** (3.92)	0.0483** (2.27)	0.089*** (4.35)	0.0188 (0.763)
夫が自営業	0.346 (1.26)	-0.255 (0.795)	2.74*** (11.85)	-0.274 (0.635)
夫の所得	-0.00435*** (5.50)	-0.00337*** (4.23)	-0.00227*** (4.03)	-0.00207*** (2.01)
標本数	156	130	176	64
Log L	1176.62			

注) カッコ内はt値。***有意水準1%, **有意水準5%, *有意水準10%, 非就業者標本数510, P_h : 非就業の確率, P_s : 正社員の確率, P_p : パートの確率, P_k : 家族従業・自営業者の確率, P_n : 内職者の確率。

とはなっていないのである。

- ② 夫の所得の上昇は「パート」と「正社員」の選択確率を同程度低下させる。推計係数は「パート」の方がやや小さいが、統計的に有意な差ではない。

その他の結果として次の点を指摘できる。

- ① 未就学児の影響を除くと、子供数の増大が就業に与える効果は非有意ながら正である。家庭内時間と労働所得の相対価値には子供の年齢が大きい影響を与えることが示唆される。
- ② 祖父との同居は「家族従業・自営業」の就業確率を有意に引き上げる。
- ③ 人的資本の効果を見ると、就業経験の増加は就業確率を上げるが、教

育の効果は就業形態間で異なっている。教育年数の増加は「正社員」と「家族従業・自営業」の選択を高めるが、反対に「内職」や「パート」は低学歴ほど選択されやすい。

次に推定された係数を用いて、外生変数の変化が就業選択に与える影響を見たものが表5である。同表の1は、祖母との同居の影響を示している。最左列は、推計された就業形態の選択確率の単純平均であり、これを基準点とし、すべての世帯が祖母と同居したときに選択確率がどのように変わるかを見たのが中央列である。非就業が大幅に減るが、就業の中では正社員の選択が大きく高まり、内職はやや減少する。賃、価格の面で祖母を代替するような家事育児が入手可能となれば、同様の変化が起ると期待される。

表5の2は学歴の影響であり、既婚女性のすべてが仮に中卒であった場合および高卒の場合、大卒の場合を比較したものである。教育水準の上昇は、正社員の選択確率と家族従業・自営業の選択確率を大きく上げるが、パートと内職の選択確率は下げる。両方向の変化があるため、労働力率の変化を見ると、中卒から高卒への変化は小幅な正の値にとどまるが(非就業者は52.7%から49.1%へ)、高卒から大卒への変化は、他の条件が一定であるとすれば大きく労働力率を上げる(非就業者は49.1%から39.0%)ことが示される。現実の学歴別の年齢別労働力率は、高学歴の女性ではへの字型であり、離職後の再就職が少ないことが指摘されている(樋口, 1991)。このシミュレーションは、他の変数(子供数、祖父母との同居、夫の所得など)を一定とした場合の結果であり、就業経路を考慮したものではないが、学歴水準の大卒への上昇は女子の就業率水準を底上げすることが予想される。

表5の3は、未就学児の影響である。自営業世帯では非就業確率そのものが低く31.5%であるが、未就学児が2人いても、非就業確率は44.6%であり、雇業者世帯の71.5%と大きく異なる。日本において、M字型の労働力率のプロファイルが頑固に20年間守られてきた背景の一因に、雇用機会の変化、自営業世帯の減少、雇業者世帯の増大があったと思われる。これに加え、核家族化が就業確率に与えるマイナスの影響が、高学歴化による就業率の底上げの影響を覆い隠してきたと推定できる。また祖父母を代替する乳幼児の保育方法が十分に供給されてこなかったことも、核家族化が就業確率を

表5 外生変数の変化が就業選択に与える影響のシミュレーション

1. 祖母との同居の影響 (%)		2. 学歴の影響				
推定選択確率 平均値	祖母と同居 する	祖母と同居 しない	中卒	高卒	大卒	
正社員	15.1	26.7	10.2	8.9	16.0	29.6
パート	12.5	13.3	12.4	14.7	11.9	7.6
家族従業・自営業	17.0	17.4	16.8	13.7	17.6	21.7
内職	6.1	3.3	7.5	1.0	5.5	2.1
主婦専業	49.2	39.6	53.0	52.7	49.1	39.0
3. 自営業世帯、非自営業世帯と未就学児が非就業確率に与える影響						
	推定値平均	未就学児数				
夫が自営業	31.5	0人	2人	23.9	44.6	
夫が自営業ではない	54.4	44.1	71.5			

低下させた要因の1つにあるだろう(永瀬, 1997b)。公的保育の供給は低年齢児層に特に数量制約があり、また保育時間帯にも供給制約が課せられている。「正社員」選択者の半数が祖母と同居している家計であることはこうした理由にもよるだろう。

これまでの結果では、非雇用就業と正社員の賃金差は補償賃金差モデルで矛盾なく説明できる。正社員の賃金率が高いが、家庭内生産活動は大きく抑制されない。「祖母と同居」の影響は両者で有意に異なるが、「未就学児」、「夫の所得」の係数はともに有意に異ならない。補償賃金によらない賃金格差のメカニズムが疑われる。

正社員とパートの賃金格差には、労働需要側の採用行動による数量制約も含まれているかもしれない。教育年数が高いほど、正社員就業が有意に増加

し、パート就業はむしろ減少することが示されたが、これを、正社員の入口が狭いことの1つの証左として、正社員の割り当て現象が賃金格差を生じさせているという解釈も可能である。子供の成長とともに家庭内生産活動の生産性が低下し、就業コストも縮小すると考えられる中期以降、高賃金部門の正社員就業への参入を希望する者が増加するであろう。しかし正社員への入口 (port of entry) は若年時に限られるのかもしれない。永瀬 (1995b) は、労働省『パートタイム総合実態調査』を用いて分析した結果、正社員の仕事が見つからないためにパートになったという非自発的パートが女性パートの15%前後いること、35歳以上の中高年、低学歴、かつ所得動機が高く労働時間が長い場合非自発的パートになりやすいことを指摘している。また本データで中年 (40-44歳)、離職の長いグループ (正社員の平均離職年数を基準とし離職年数7年以上とした) の者に限ると、平均教育水準がもっとも高いのは家族従業・自営業主グループである⁹⁾。離職年数が長く、かつ教育水準が高い者は、入口の狭い雇用就業より家族従業・自営業を選択するのかもしれない。

5.2 就業形態別労働時間供給関数

就業形態別に、賃金関数と労働供給関数を推計すると、これまでの分析とどのように異なる結果が出るだろうか。(16)式、(17)式に従い推計したが、個票数が少なく不安定になるため、正社員とそれ以外の就業形態 ($s=1, 2$) にまとめて推計を行った。

賃金関数の説明変数としては、教育年数、勤続年数とその二次項、実就業年数に加えて、3つの職種ダミー、都市部ダミー、およびセレクトシヨンを入れた。また、労働供給関数の説明変数としては、未就学児数、子供数、祖父・祖母との同居ダミー、夫の所得、夫が自営業ダミー、推計賃金率、セレクトシヨンを入れた。表6が賃金関数の推計結果、表7が労働供給関数の推

- 9) 40-44歳既婚女子の教育年数平均値は11.16年、離職年数9.07年である。これに對して、正社員はもっとも教育年数が高く、離職年数は短く、それぞれ11.5年、6.82年である。一方、家族従業・自営業者の当該年齢の平均値はそれぞれ11.16年、7.49年であるが、離職年数が7年以上の者に限ると家族従業・自営業の教育水準は11.3年と当該グループ内では最も高くなり、構成割合も30%と最大となる。

表6 就業形態別賃金関数の推計結果

説明変数	正社員	その他の就業形態
定数項	5.182*** (13.76)	5.012*** (11.45)
教育年数	0.0540* (1.855)	0.0156 (0.533)
勤続	0.0547** (1.966)	0.0496* (1.814)
勤続自乗	-0.000823 (0.796)	-0.001929 (1.572)
就業年数	0.00828 (0.514)	0.0152 (1.251)
専門職	0.422*** (3.396)	1.083*** (5.797)
事務職	0.172 (1.514)	0.562*** (4.576)
販売職	0.795*** (3.755)	0.439*** (2.812)
都市部	0.0989 (1.092)	-0.0330 (0.389)
セレクトシヨン項	-0.0181 (0.156)	0.131 (0.804)
サンプル数	148	283
調整済み決定係数	0.3350	0.2168
被説明変数の平均値	6.5334	6.0036

注) カッコ内はt値。***有意水準1%。**有意水準5%。*有意水準10%。

表7 就業形態別労働供給関数の推計結果

説明変数	正社員	その他の就業形態
定数項	57.76*** (3.473)	73.23*** (4.847)
未就学児数	3.095* (1.772)	-2.942** (2.156)
子供数	-1.271 (1.323)	-0.8416 (0.618)
祖母と同居	-0.1062 (0.045)	2.097 (0.704)
祖父と同居	-1.948 (0.830)	1.382 (0.432)
夫の所得	0.001263 (0.214)	-0.007838 (1.411)
推計賃金率	-2.648 (0.992)	-6.999*** (2.617)
夫自営	-0.6454 (0.354)	9.1601*** (3.447)
セレクトシヨン項	4.275** (2.526)	3.566 (1.428)
サンプル数	148	283
調整済み決定係数	0.1452	0.1132
被説明変数の平均値	45.122	35.02

注) カッコ内はt値。***有意水準1%。**有意水準5%。*有意水準10%。

計結果である。

賃金関数を見ると、勤続の効果は、0年で評価して1年の就業継続が約5%賃金を上昇させる効果が双方の就業形態で見られるが、他企業での経験を含めた実就業年数の効果は有意ではない。正社員に関しては、職種ダミーとは独立に、教育の賃金収益率が5%程度見られるが、その他の就業形態については教育の効果はほぼ職種の効果に吸収されており、独立に有意な効果は

ない。基本的には、各変数の効果は両者で大幅な差異は見られない。

大きい差異が見られるのは労働供給関数である。正社員とそれ以外の就業形態とで、未就学児数の効果は、符号が逆となっている。未就学児が多いほど労働時間が増えるという効果(第2節参照)は、主に正社員に関するものであり、これ以外の就業形態では、自主的な労働時間選択モデルに合致したマナスの係数が得られる。夫の所得の効果も有意ではないものの、ここでも両者で符号は反対である。

もう1つの大きい特徴は、賃金率の負の効果が正社員以外の就業形態で強く見られることである。この原因は、税制、社会保障制度等のコストを回避するための就業調整行動にもあるのではなからうか。非課税限度額を超えると、課税、社会保障料の賦課、配偶者手当の支給のストップなど、制度上大きい固定コストがかかるため、むしろ実質的な手取りが減少するという「逆転現象」がある。当時の非課税所得80万円を年間所得のターゲットとする行動が見られるとすれば、結果として高賃金の者ほど労働時間が短く、低賃金の者ほど労働時間が長くなる。もともと、本データは、賃金率そのものの報告があるわけではなく、年間所得階級値の中央値を分子とし、週の実労働時間から推計した年間労働時間を分母として賃金率を求めている。年収80万円未満では所得階級が少なかったため、賃金推定上バイアスがかかる可能性がある。労働省『パートタイム労働総合実態調査平成2年』によれば呼称パートの約3人に1人が所得ターゲットに収めるため就業調整行動を行っていることが報告されているが、この点の解明は本データとは別のデータでなされる必要がある。

6. おわりに

本章の目的は、現実の日本の女性の就業選択の規定要因について、正社員、パート、非雇用就業など、仕事の多様性を取り入れてとらえ直すことにある。

教育年数の差、経験年数の差、職種の違いなどさまざまな要因を勘案した上でもなお正社員の賃金率は、パート、家族従業、内職などと比べると約3割

高い。なぜ高賃金部門に就業者が殺到しないのか。本章では、正社員の賃金プレミアムを、家庭生活との両立のしにくさの代償としての補償賃金としてとらえることを試みた。

分析結果を要約すれば次の通りである。正社員と非雇用就業の賃金差は、補償賃金差としてとらえられるが、正社員とパート間の格差については、この枠組みでは賃金差の一部のみしかとらえられない。多項ロジック分析の結果は、非雇用就業は幼児の養育と両立しやすい就業形態であるが、パート就業はそうとはいえないこと、夫の所得水準の増加は、妻の非雇用就業を大きく抑制しないが、パート就業は正社員就業と同程度減少することを示している。ただし、主婦業を代替する祖母との同居は既婚女性の正社員就業を大きく増加させるため、パートについても補償賃金差としてとらえうる側面が含まれている。労働供給関数を推計すると、再び正社員のみ日本特有の結果が見られる。正社員以外の就業形態では、子供の年齢や夫の所得に応じて最適な労働時間を既婚女性が選択するというモデルで説明できるが、正社員では、幼児が増えるほど労働時間が増えることが示される。これは就業にともなう固定コストが大きい場合に予想される結果であり、正社員の高賃金を就業費用の大きさに求める補償賃金モデルと整合的である。

仕事と両立する家庭内活動水準の低さの代償としての低賃金が、賃金差の一部しか説明しないとすれば、残りは何によって説明できるだろうか。パートに対しては、税制や社会保障上、また配偶者手当などの雇用慣行上、被扶養主婦優遇策がとられており、これがパートの低賃金を助長していること(永瀬(1995c))、また企業側の選別によって、正社員の入口が狭いこと(永瀬(1995b))などが考えられる。

以上の推計結果は、日本の既婚女性の就業行動の解釈について次のような論点を加えることを要請している。第1に、年齢階級別のM字型就業率が解消されない一因に、家事と両立しやすい非雇用就業機会の縮小と雇用就業の拡大という変化が大きく影響していることを指摘できる。雇用就業機会が自営・家族従業に代わって拡大しているにもかかわらず、高賃金の正社員と低賃金のパートとに市場が分断されており、パートの就業コストが非雇用就業ほどには低くなく、その反面パート賃金率が低いことがM字型就労とな

る原因となっている。

第2に、労働者が各期に最適な労働時間を選択するという自主的労働時間選択モデルでは、正社員の就業行動は説明できない。企業からの就業時間指定はどの国にも存在するが、にもかかわらず第2節で挙げたように、米国、カナダ、英国などではこのモデルの枠組みで説明可能な分析結果が得られている。日本の「正社員」は同一企業内での労働時間短縮が難しいだけではなく、転職市場が未発達なために、転職を通じた労働時間調整も難しい(樋口(1991))、というような状況が見出されるからではなからうか。

第3に、学歴と就業の弱い相関は、就業確率への学歴の効果が就業形態別に正負に分かれるためと考えられる。Long (1998) はすでにその古典で、学歴の上昇が、家庭から外に出るに足る良好な仕事機会を女性に開くことを米国の例をもとに指摘している。しかし、日本の場合は、高賃金であり将来性もある仕事機会は、その反面で多くのコミットメントを要求し、時間調整が難しく、家庭内生産活動を大きく制約する正社員就業であり、近年大きく拡大しているパート就業は含まれない。このため、就業と学歴の相関は依然として弱い。

第4に、しばしば指摘される大きい男女賃金格差に関しては、補償賃金差も含まれている(つまり望んで低賃金職にある者もいる)ことを割り引いて考える必要がある。公的な場での日本の女性の地位の低さが海外から頻繁に指摘される。しかしその反面、女性への教育投資は活発であり生活への満足度には男女差はない(経済企画庁『国民生活満足度調査(平成6年)』)。正社員とその他の就業形態間に見られる約3割の賃金差が補償賃金差であるならば、実現できる家庭内生産活動の差に高い価値を日本の家計が与えるからこそ、賃金差が生まれると解釈できる。この賃金格差は、家計内における質の高い家庭内生産活動を示唆するものである。

ただし家庭生活と両立しやすい良好な雇用就業機会の獲得が、時間選択の自由度の上で欧米諸国よりも大きな制約を被っているのは今日明白な事実である。まさにこの状況が日本特有の女性の就業行動を生んでいると言えよう。それは言い換えれば、祖母、母親に代わる乳幼児保育の手段が十分に供給されてこなかったことの帰結でもある。この点に関しては、稿を改めて論じる

子定である(永瀬(1997b)参照)。

今後については、変化が予見される。その根拠の第1は、男子の雇用慣行の変化が見通されていることである。世帯主の時系列的な所得変動幅が広がれば、家庭内で專業化は進みにくくなるだろう。第2に、高齢化の進展と家族規模の縮小の中で、家族機能の外部化が進まざるを得ないと考えられることである。介護負担が高まり、介護の外部依存要求が高まると同時に社会保障料負担が増大するであろう。これは、労働需要と労働供給の両面から、既婚女性の生産をインフォーマルな部門からフォーマルな部門へと移動させる圧力となると考えられる。專業化が効率的であった前提条件が変化することを意味する。

このような状況の中で良好な雇用継続機会の拡大が望まれる。正社員の就業コストを引き下げ、また一方でパート就業機会が、子育て、介護などのライフサイクルの途上で女性の人的資本の減耗を防ぎ、将来展望のある仕事となることが望まれる。育児・介護休業法は、まさに正社員の仕事特性を法律によって変え、正社員の「就業コスト」を人為的に低下させる政策であった。補償賃金差仮説からは、この変更が正社員の相対賃金を引き下げることが予想される。ところが育児休業法施行後の1992年以降を見ると、正社員の相対賃金の低下は起こらず、むしろ所与の賃金のもとで、正社員の採用が減るといふ数量調整が行われているように見受けられる。賃金調整のかわりに正社員の入口が狭くなりパート雇用が増大したのである。これは、正社員とパートの賃金差が、税制や社会保険上、また配偶者手当などの雇用慣行上、被扶養主婦優遇策がとられていることから生じていることや、また企業側の選別にもよるからではなからうか。高齢化、少子化の進展の中で、就業と家庭生活の調和を意図した政策がどのような実効をあげるか、その分析は筆者に課せられた今後の検討課題としたい。

参考文献

Becker, G. (1981), *A Treatise of the Family*, Cambridge, Mass: Harvard University Press.

- Ben-Porath (1973), "Labor Force Participation Rates and the Supply of Labor," *Journal of Political Economy*, Vol. 81, No. 3, pp. 697-704.
- Blank, R. (1986), "Are Part-Time Bad Jobs?" *Future of Lousy Jobs*, Brookings Institution.
- Cogan, J. (1980), "Labor Supply with Costs of Labor Market Entry," J. P. Smith (ed.), *Female Labor Supply*, Princeton, N. J., Princeton University Press, pp. 90-118.
- 古郡新子 (1981), 「女子就業行動の実証分析」, 『日本労働協会雑誌』 No. 264, 27-37頁.
- Gronau, R. (1977), "Leisure, Home Production and Work—The Theory of Allocation of Time Revisited," *Journal of Political Economy*, Vol. 85, No. 6, pp. 1099-1123.
- Hay, J. (1979), "An Analysis of Occupational Choice and Income," Ph. D. dissertation, Yale University.
- Heckman, J. (1974), "Shadow Prices, Market Wages, and Labor Supply," *Econometrica*, Vol. 42, No. 4, pp. 679-694.
- Heckman, J. (1979), "Sample Selection Bias as a Specification Error," *Econometrica*, Vol. 47, No. 1, pp. 153-162.
- 樋口美雄 (1981), 「女子の短時間及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, 52-79頁.
- 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, 30-51頁.
- 樋口美雄 (1991), 『日本経済と就業行動』 東洋経済新報社.
- Hill, A. (1988), "Female Labor Supply In Japan: Implications of the Informal Sector for Labor Force Participation and Hours of Work," *The Journal of Human Resources*, Vol. 34, pp. 143-161.
- Killingworth and Heckman (1986), "Female Labor Supply: A Survey," Ashenfelter and Layard (eds.), *Handbook of Labor Economics*, Vol. 1, Amsterdam: North-Holland, pp. 101-204.
- 雇用職業総合研究所 (1988), 「女性の職業経歴」 1975, 1983年職業移動と経歴(女子)調査再分析」.
- Layard, R., M. Barton and A. Zabalza (1980), "Married Women's Participation and Hours," *Economica*, Vol. 47, pp. 51-72.
- Long, C. (1958), *The Labor Force under Changing Income and Employment*.
- Maddala, G. S. (1983), *Limited Dependent and Qualitative Variables in Econometrics*, Cambridge University Press, Cambridge.

- McFadden, D. L. (1974), "Conditional Logit Analysis of Qualitative Choice Behavior," P. Zarembka, eds., *Frontiers in Econometrics*, Academic Press.
- McFadden, D. L. (1984), "Economic Analysis of Qualitative Response Models," Griliches Z., eds., *Handbook of Econometrics*, Vol. II, pp. 1396-1457.
- Mincer, J. (1985), "Intercountry Comparisons of Labor Force Trends and of Related Developments: An Overview," *Journal of Labor Economics*, Vol. 3, No. 1, Part 2, S1-S32.
- 永瀬伸子 (1994), 「既婚女子の雇用就業形態の選択に関する実証分析」, 『日本労働研究雑誌』 No. 418, 31-42頁.
- 永瀬伸子 (1995a), 「女子の就業選択について」東京大学博士論文.
- 永瀬伸子 (1995b), 「パート選択の自発性と賃金関数」, 『日本経済研究』 No. 28, 162-184頁.
- 永瀬伸子 (1995c), 「パート選択の自発性と税制の影響」, 理論計量経済学会発表論文(於学習院大学).
- 永瀬伸子 (1997a), 「既婚女子の労働供給: 短時間, 長時間労働供給関数の推定」, 『経済研究』 Vol. 48, No. 1, 49-58頁.
- 永瀬伸子 (1997b), 「子どもの養育の経済分析: 研究系譜と展望」, 『経済論集』 第22巻2号, 69-96頁.
- Nagase, N. (1997), "Wage Differentials and Labor Supply of Married Women in Japan: Part-Time and Informal Sector Work Opportunities," *The Japanese Economic Review*, Vol. 48, No. 1, pp. 29-42.
- Nakamura, A. and M. Nakamura (1981), "A Comparison of the Labor Force Behavior of Married Women in the U. S. and Canada, with Special Attention to the Impact of Income Taxes," *Econometrica*, Vol. 49, pp. 451-490.
- 西川俊作 (1974), 「女子労働力率の変動要因」, 『日本労働協会雑誌』 No. 182, 12-21頁.
- 小尾恵一郎 (1969), 「臨界所得分布による勤労家計の労働供給の分析」, 『三田商学研究』 Vol. 62, No. 1, 17-45頁.
- OECD (1983), "Part-Time Employment in OECD Countries," *OECD Employment Outlook*, pp. 43-52.
- OECD (1986), "Self-Employment in OECD Countries," *OECD Employment Outlook*, pp. 43-65.
- OECD (1989), "Characteristics of Employment in Growing and Declining Industries," *OECD Employment Outlook*, pp. 161-203.

大沢真知子 (1988), 「既婚女子の労働供給分析」, 『労働市場における女子労働者の

将来展望に関する研究会報告書』156-193頁。

大沢真知子 (1992), 『経済変化と女子労働』 日本評論社。

労働省 (1989), 『労働白書 平成元年』。

Rosen S. (1986), "The Theory of Equalizing Differences," Ashenfelter and Layard (eds.), *Handbook of Labor Economics*, Vol. 1, Amsterdam: North-Holland, pp. 641-692.

島田晴雄・清家篤・古郡頼子・酒井幸雄・細川豊秋 (1981), 『労働市場機構の研究』 大蔵省印刷局。

Shimada and Higuchi (1985), "An Analysis of Trends in Female Labor Force Participation in Japan," *Journal of Labor Economics*, Vol. 3, No. 1, pp. 355-374.

高山憲之・有田富美子 (1992), 「共稼ぎ世帯の家計実態と妻の就業選択」, 『日本経済研究』 No. 22, 19-45頁。

Triest R. (1992), "The Effect of Income Taxation on Labor Supply in the United States," *The Journal of Human Resources*, Vol. 25, No. 3, pp. 491-516.

White, H. (1980), "A Heteroskedasticity—Consistent Covariance Matrix Estimator and a Direct Test for Heteroskedasticity," *Econometrica*, Vol. 48, pp. 817-838.

八代尚宏 (1983), 『女子労働の経済分析』 日本経済新聞社。

Yoshikawa H., and F. Ohtake (1989), "An Analysis of Female Labor Supply, Housing Demand and the Saving Rate in Japan," *European Economic Review*, Vol. 33, pp. 997-1030.

Zabalza, A. (1983), "The CES Utility Function, Non-Linear Budget Constraints and Labour Supply, Results on Female Participation and Hours," *The Economic Journal*, Vol. 93, pp. 312-330.

付表1 分析データの平均値と標準偏差

	正社員	パート	家族従業員 ・自営業	内職	非就業
年齢 (歳)	35.3 (5.69)	36.4 (4.82)	36.9 (5.08)	34.9 (4.27)	33.6 (5.00)
教育年数 (年)	11.9 (1.92)	11.3 (1.61)	11.5 (1.86)	11.1 (1.67)	11.9 (1.77)
希望教育年数 (年)	12.8 (2.06)	12.3 (1.83)	12.5 (1.97)	12.1 (1.84)	12.6 (1.86)
勤続年数 (年)	7.69 (5.81)	3.42 (3.21)	11.9 (9.35)	5.23 (5.50)	—
子供数 (人)	1.83 (0.89)	1.95 (0.73)	2.20 (0.95)	2.04 (0.72)	1.91 (0.92)
未就学児数 (人)	0.51 (0.70)	0.42 (0.66)	0.49 (0.83)	0.77 (0.85)	0.91 (0.86)
夫の所得 (万円)	344.6 (130.9)	356.0 (154.0)	400.0 (214.1)	358.6 (134.7)	412.1 (190.3)
夫自営業ダミー	0.18	0.12	0.72	0.11	0.14
祖父同居ダミー	0.33	0.15	0.32	0.11	0.15
祖母同居ダミー	0.53	0.27	0.39	0.14	0.22
都市部ダミー	0.37	0.50	0.40	0.50	0.60
サンプル数	150	130	176	64	510

カッコ内は標準偏差

付表2 分析データの平均値と標準偏差

(賃金率が欠損値のものを除く)

	正社員	パート	家族従業員 ・自営業	内職
賃金率	825.3 (538.4)	564.8 (963.7)	718.5 (750.2)	344.9 (273.2)
労働時間	45.1 (10.3)	32.5 (12.6)	42.2 (19.2)	27.8 (13.4)
専門職ダミー	0.24	0.03	0.05	0.04
事務職ダミー	0.32	0.25	0.26	0.03
販売職ダミー	0.12	0.15	0.22	0.02
農林職ダミー	0.01	0	0.18	0
サービス職ダミー	0.07	0.16	0.12	0
サンプル数	148	120	104	58

表2(4)の就業者全体についての賃金関数は以下の通り。

変数	推定係数	t値
定数項	4.579***	14.21
教育年数	0.0128	0.544
希望学歴	0.0229	1.172
勤続	0.0647***	3.448
勤続自乗	-0.00169***	2.014
就業年数	0.0184***	3.162
専門職ダミー	0.7067***	5.514
事務職ダミー	0.4026***	4.369
販売職ダミー	0.4736***	4.459
都市部ダミー	-0.0112	0.172
サービス職ダミー	0.0869	0.748
パートダミー	0.0304	0.300
正社員ダミー	0.3131***	3.519
内職ダミー	-0.1977	1.534
セレンシヨソ項	0.2876**	2.402
調整済み決定係数		0.34

4つの職種ダミー(管理専門職ダミー、事務職ダミー、販売職ダミー、サービス職ダミー(職種ダミーは技能労働職をベースとする))、
 就業形態ダミーとして正社員ダミー、内職者ダミーおよびパート・アルバイトと呼称される者ダミー(雇
 用者での推計では正社員をベースとし、就業者全体
 では家族従業者・自営業者をベースとする)。
 セレンシヨソ項 就業者、雇用人(非雇用就業者は非就
 業者に含まれる)の就業状態を1とするプロビット分
 析で求めたミルズ比の逆数。

セレンシヨソ項を導出するための第一段階のプロビット分析は以下の通り。

変数	推定係数	t値
定数項	0.2311	0.727
未就学児	-0.4896***	8.978
子供数	0.1907***	3.665
祖母と同居	0.3556***	3.068
祖父と同居	0.1677	1.259
夫の所得	-0.001667***	6.429
夫自営業	0.7005***	6.702
教育年数	0.0105	0.427
サンプル数	1036	有業者数 527

10章 アンペイド・ワークの議論と 女性労働

篠塚 英子

1. 本章の目的

最近、「アンペイド・ワーク」あるいは「アンペイド・ワークの計測」という言葉がマスコミや公的文书などに登場するようになった。労働に対して貨幣対価のある(paid)仕事(work)をペイド・ワーク(有償労働)というのに対して、貨幣対価のない(unpaid)仕事(work)を指して「無償労働」, アンペイド・ワークと呼び、その計測や評価を含めてアンペイド・ワークの問題といっている。労働経済学で論じる対象は賃金の対価のあるペイド・ワークだけである。ペイド・ワークの地位を高めるために教育訓練や雇用均等法などが効果を発揮する。しかし、このペイド・ワークを行う女性は育児や介護としても男性に比して賃金が低いのが一般的である。その理由には、女性には家族責任が重く課されるため残業や転勤を断り、そのため管理職など昇進の道から遠のくことなども大きな要因になっている。すなわち、女性のペイド・ワークの状況を説明する場合、女性のアンペイド・ワークが男性よりはるかに多いということと関係しており、いったいその価値がどれほどなのかを知る必要がある。本章でアンペイド・ワークを論じる理由はペイド・ワークとの関連が大いからである。

アンペイド・ワークが国際的な場で公式の議論に登場したのは約20年も前に開かれた第1回国連国際婦人年(1975年)の会議においてであった。つまり、このテーマは当初から女性の地位向上を図る重要なひとつの戦略的手段として議論されてきた。それが20余年を経た現在、大きな議論になり再