

# 既婚女子の労働供給

—短時間、長時間労働供給関数の推定—

永瀬 伸子

## 1. はじめに

女子の労働供給行動の計測は、社会変化の中で一層重要性を増しており、個票データを用いた労働供給関数の推計は、米国、カナダ、英国をはじめ広く諸外国で行われている。その分析の枠組みには共通性が見られ、生産性に応じた市場賃金率に面した労働者は、各人の余暇時間のシャドープライスが市場賃金率に一致するまで、労働供給を行うというモデルが原型である。日本においては個票データを利用した分析の数はまだ少ないものの、基本的には同一のモデルの推計がなされている。しかしながら、推計結果を見ると、欧米とは異なり、理論の先験的な予想に反するものが多い。すなわち、夫の所得が高いほど妻の時間のシャドープライスが上昇し労働供給時間は減少することがモデルから予想され、実際、欧米では実証的にその仮説が支持されている。ところが、日本の実証結果では、むしろ夫の所得が高いほど妻の労働時間が増加するという結果を示すものが多い(島田ほか(1981)、樋口・早見(1984)、Hill(1988)、Yoshikawa and Ohtake(1989))<sup>1)</sup>。また妻の労働供給行動に大きな影響を及ぼすのは家計内の子供の年齢や人数であるが、欧米では、幼い子供の数が増えると、妻の労働供給時間が有意に減少するという結果がほぼ一致して見られる。けれども、日本に関しては、雇用就業者の労働時間は、幼い子供が増えるほどむしろ増える結果(島田ほか(1981)、樋口・早見(1984)、Hill(1988)、Yoshikawa and Ohtake(1989))が多く得られている。

これらの結果を踏まえて、Shimada and

Higuchi(1985)は、日本においては「労働時間選択」モデルよりも、「就業—非就業」モデルの方が現実的であると主張する。つまり、労働供給は、労働時間の微調整を通じて、最適な労働時間選択をするという図式で行われるのではなく、企業の指定する固定的な労働時間と賃金率を受け入れるか否かといった離散的な選択として行われるというのである。たしかに、雇用就業者の場合就業規則があるため、現実の労働時間が、希望労働時間と一致するとは限らない。しかしこれは日本に限らず、欧米でも一般的な現象であり、事実、この点は日本(小尾(1969))と同様に、米国でも指摘されている(Lundberg(1984)、Dickens and Lundberg(1985))。しかし欧米諸国では、希望労働時間の選択というモデルの大枠で現実の労働時間を説明できるのに対し、日本では良好な結果を得られない。Nagase(1997.3 forthcoming)は、正社員、パート、内職、家族従業、自営業など諸外国と異なり、多様な就業形態があること、就業形態間で就業コストの差があることが日本特有の結果を生むと説明する。では、自主的な労働時間選択モデルは日本の現実とは大きく乖離しているのだろうか。

本論は、自主的な労働時間選択モデルに従い、女子の労働供給関数の推定を行うことを目的とするものである。その際に、先行研究を踏まえて、次の2点にとくに留意した。第1に、短時間就業者と長時間就業者の区別である。短時間就業者と長時間就業者では、就業コスト、就業に対する意欲などが異なる可能性がある。もし短時間を選択した者と長時間を選択した者に関し、説明変数ではとらえられない特性にランダ

ムでない差異があるとすれば、両者をあわせて分析するこれまでの分析では、正しく係数を推定しきれない。なお両者を分けて推計することによって生じるバイアスの修正に関しては Nakamura and Nakamura(1983)の方法を踏襲する。

第2に、本論で計測に用いるデータは、これまでの分析で採用されたデータにない利点がある。先行研究が依拠した総務庁「就業構造基本調査」や総務庁「全国消費実態調査」は、賃金データがなく、労働省「賃金センサス」から、都道府県別、年齢、学歴別の平均雇用者賃金率を当てはめることを余儀なくされている。この方法では、重要な賃金決定要因である就業経験が考慮できない上、1992年においてもなお既婚女子就業者の約3割をしめる非雇用就業者<sup>2)</sup>は、賃金データがないこともあって、分析から除外せざるをえないという制約があった。これに対して本論が用いる雇用職業総合研究所「1983年職業移動と経歴(女子)調査」は、年収階級と実労働時間から賃金率を推計できる。

以下、本論の構成は、2で、労働供給モデルとその定式化について述べ、3で、データと説明変数について述べる。4では労働時間で分けた賃金関数、労働供給関数の推計結果を示し、5は、結びである。

## 2. モデルとその定式化

女子の労働供給関数の推定は、Heckman(1974)らによって、女子間の観察できない差異を取り入れる方向で発展した。今や古典的ともいえるモデルは次の通りである。既婚女子は、財  $Z$  と非市場労働時間  $L$  からなる効用  $U$  を最大化するように労働供給時間  $H$  を決定する。ただし、財や非市場労働時間から得られる効用は、子供の年齢や数、通念などの社会経済的要因  $E$  に依存する。初期賦存は、夫の所得  $I$ 、時間  $T$  であり、賃金率が  $W$ 、財価格が  $P$  である。

$$\text{Max } U(Z, L; E) \quad (1)$$

$$\text{予算制約 } PZ = WH + I \quad (2)$$

$$\text{時間制約 } L = T - H \quad (3)$$

効用最大化のラグランジェアンを  $\lambda$  とする

と、一階の条件は、

$$U_z/\lambda = P \quad (4)$$

$$U_l/\lambda = W \quad (5)$$

であり、最適な労働時間(図1では  $T$  引く  $L_i$ )が決定される( $U_z$ ,  $U_l$  は、それぞれ、 $U$  を  $Z$ ,  $L$  で微分したものである)。  $U_l/\lambda$  は、労働時間  $H$  における非市場労働時間の価値であり、労働時間  $H$  のもとで、正の労働供給がなされる最低の賃金水準(留保賃金)である。

女子が市場労働によって獲得できる賃金は、時間あたり賃金  $W$  の対数  $\ln W$  を被説明変数とし、教育年数、就業年数、都市ダミーなど  $X$  を説明変数とする線形関数として記述されうると仮定する。  $u_i$  は、これらの説明変数で表されない個人間の賃金率の差であるが、 $X$  とは独立であり、平均は0である。

$$\ln W = a_0 + a_1 X + u_1 \quad (6)$$

一方、留保賃金  $W^*$  は、その対数  $\ln W^*$  を被説明変数とし、労働時間  $H$ 、夫の所得  $I$ 、家族・社会変数  $E$  を説明変数とする線形関数で表されると仮定する。

$$\ln W^* = b_0 + b_1 H + b_2 I + b_3 E + u_2 \quad (7)$$

$u_2$  は、個人間の非市場時間と財との選好に関する好みの差であるが、平均は0である。

自由な労働時間選択が可能であれば、一階の条件より、各人の留保賃金率  $W^*$  が市場賃金  $W$  と等しくなるよう労働時間  $H$  が選択される。

$$\ln W^* = \ln W \quad (8)$$

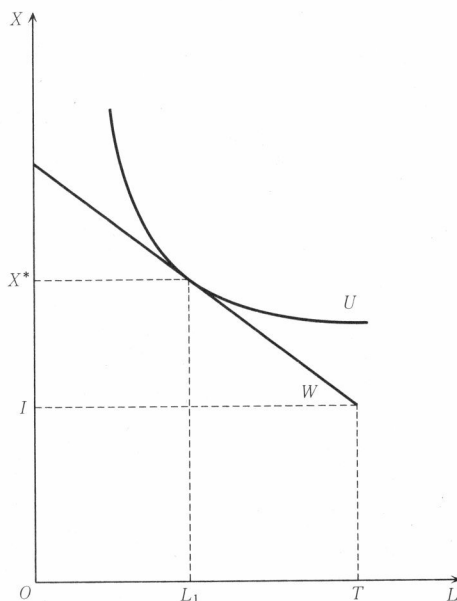
これより選択される最適な労働時間は、

$$H = (1/b_1)(a_0 + a_1 X - b_0 - b_2 I - b_3 E) + (1/b_1)(u_1 - u_2) \quad (9)$$

となる。

推計上の問題は、賃金率、労働時間のデータが、母集団全体ではなく、就業者のみからしか得られないことである。女子は、仕事に定着志向が高い者と家事専業の者とに分離する傾向があり(Ben-Porath(1973))、女子の労働供給関数の推計には、学歴、年齢、家族属性等に表されない個人間の異質性を考慮する必要がある。Gronau(1973 a, 1973 b)、Heckman(1974, 1979)は、観察可能な変数ではあらわしえない労働供給行動に関する女子間の差異を、誤差項

図1 労働時間選択の基本モデル



の期待値の差としてとらえる方法を考案，発展させ，女子の労働供給推計手法として確立させた。

本論文では，この基本モデルを，さらに短時間労働者（週35時間未満の労働時間を選択した者）と長時間労働者（週35時間以上の労働時間を選択した者）のサンプルに分けて分析する。この場合，前段と同様に，データが短時間労働者を選択した者と長時間労働者を選択した者のみから構成されることが，個人間の性向の異質性として誤差項に与える影響を考慮しなければ正しい係数値が得られない。このため，Heckman (1979)の応用であるNakamura and Nakamura (1983)の二段階推定法を用いる。

すなわち賃金の対数の推定値を  $\ln W'$  とし，

$$H^* = (1/b_1)(\ln W' - b_0 - b_2I - b_3E) \text{ とおき，}$$

$$u_3 = (1/b_1)(u_1 - u_2) \text{ とおくと，}$$

長時間労働を選択する確率は

$$P[(H^* + u_3) \geq 35] = 1 - \phi[(35 - H^*)/\sigma] \quad (10)$$

就業を選択する確率は

$$P[(H^* + u_3) > 0] = 1 - \phi[(-H^*)/\sigma] \quad (11)$$

$\sigma$  は  $u_3$  の標準偏差， $\phi[*]$  は標準正規密度関数である。

長時間労働者の賃金関数，労働供給関数の計測は，長時間就業者のみのサンプルを用いて行

われるため，このサンプルにおける誤差項の期待値は0ではなく，推定値にバイアスがかかる (Appendix 参照)。そこでセレクション修正項 ( $\lambda_1$ ) を入れると賃金関数は，

$$\ln W = a_0 + a_1X + E(u_1|H \geq 35) \quad (12)$$

$$= a_0 + a_1X + (\sigma_{hw}/\sigma)\lambda_1 + v_1$$

$$\lambda_1 = \phi[(35 - H^*)/\sigma] / [1 - \phi[(35 - H^*)/\sigma]]$$

$\sigma_{hw}$  は  $u_3$  と  $v_1$  の共分散， $\phi[*]$  は標準正規分布関数

労働供給関数は，

$$H = (1/b_1)(\ln W' - b_0 - b_2I - b_3E) + \sigma\lambda_1 + v_2 \quad (13)$$

$v_1, v_2$  は期待値0の誤差項

短時間労働者は同様に，

$$\ln W = a_0' + a_1'X + E(u_1|35 > H > 0) \quad (14)$$

$$= a_0' + a_1'X + (\sigma'_{hw}/\sigma')\lambda_2 + v_1'$$

$$\lambda_2 = \{[\phi(35 - H^*)/\sigma'] - \phi[(-H^*)/\sigma']\} / \{\phi[(-H^*)/\sigma'] - \phi[(35 - H^*)/\sigma']\}$$

$\sigma'_{hw}$  は  $u_3$  と  $u_1$  の共分散

$$H = (1/b_1')(\ln W' - b_0' - b_2'I - b_3'E) + \sigma'\lambda_2 + v_2' \quad (15)$$

である。

### 3. データ及び説明変数

#### 3.1 データについて

本研究の推計に用いるデータは、雇用職業総合研究所「1983年職業移動と経歴(女子)調査」であり、全国から層化多段抽出法によって3000サンプルを抽出、面接法によって約2400サンプルの解答を得たものである。非雇用就業者、非就業者などのデータを含み、また、本人の学歴や経験などの個人属性、家族構成などの詳細な変数が得られる。

分析対象は、20歳から44歳の既婚女子1035サンプルに限った。これは、若年層と高年層では、学歴、自営業比率などに大きい差があり、データ属性がかなり異なるためである。非雇用就業者(内職者、家族従業者、自営業者など)も就業者として分析の対象に含め、欠損値のあるデータは除いた<sup>3)</sup>。

労働時間は1日の平均実労働時間と1週間の平均実労働日数から算出した週間実労働時間を用いた。また賃金率は、21に分かれた年間収入階級値を年間に引き直した実労働時間で割って推計したものである。ちなみに週の実労働時間が35時間未満である短時間就業者を就業形態別に見ると、「呼称パート・アルバイト」の約半数、「内職者」の約7割、「自営業主・家族従業者」の約3割、「正社員」の1割弱である。

本データについて、詳しくは雇用職業総合研究所(1988)を参照されたい。

#### 3.2 説明変数について

ここでは推計する関数の説明変数について簡単に説明する。(12)式、(14)式の賃金の説明変数  $X$  としては、教育年数、通算の実就業年数、年齢ダミー、都市部ダミーといった一般的なものに加えて、教育アスピレーションを採用する。

教育年数、実就業年数は、人的資本の代理変数である。

教育アスピレーションとは、義務教育終了時に、本人が希望していた学歴である。実現値と希望学歴の差は、流動性制約によって希望学歴を達成できなかった場合は「やる気」を、怠慢

によって初志を貫徹できなかった場合はむしろ努力水準の低さを表す情報と考えられ、努力水準や熱意などが賃金に与える影響を計る指標とする。俗に「女に学歴は要らない」という言葉があるが、このような考え方をする親をもてば、男子に比べて女子は教育の流動性制約が強い可能性がある。しかも、このような考え方は、昔ほど広く信じられていたかもしれない。このような世代間での差異を考慮するため、教育アスピレーションは年齢ダミーとクロス項をとる。加えて、年齢差による影響を見るため、20~24歳をベースとする年齢ダミーを入れる。

また地域による労働需要の差異を考慮するため、都市圏を1とする都市部ダミーを入れる。

次に(13)式、(15)式の労働供給関数に影響を与える変数として、推計賃金率、夫の所得の他に、未就学児数、子供数、夫の所得、祖母、祖父との同居ダミー(夫もしくは本人の母親、父親をそれぞれ「祖母」、「祖父」と呼ぶこととする)、就業に対する志向ダミー、夫が自営業ダミーをとる。

夫の所得の上昇や、未就学児数の増加は、家庭内の時間の価値を高めると考えられるため、期待する符号条件は負である。

祖父母との同居は、祖父母が既婚女子の家庭内労働を代替するのであれば、既婚女子の留保賃金を下げ、介護を必要とするのであれば、むしろ高めるだろう。

志向ダミーには、一般的に女子が職業を持つて外で働くことについての意見として、子供ができて可能限り続けた方がよいと答えた者は、これを1とする継続志向ダミーを、子供が小さい間はやめて、ある程度大きくなったら再就職の方が良いとした者は、これを1とする再就職ダミーをいれた(これ以外の者とは、職業を持たない方がよい、就業期間は子供ができるまでなどと限定した意見を選択した者である)。就業経験や家族構成などが、意見形成に影響を及ぼす側面を現実には無視できないが、ここでは家庭内時間に対する個人的な価値観を表すものとする。

また夫が自営業の場合は、家族従業者として

表 4-1 長時間、短時間で分けた二段階推定法による賃金関数

	短時間(週 35 時間未満)		長時間(週 35 時間以上)	
定数項	3.432***	(2.781)	4.449***	(8.282)
教育年数	0.104**	(2.500)	0.105***	(4.147)
就業年数	0.0601**	(2.236)	0.0297**	(2.294)
年齢 30~34 歳	0.260	(0.186)	0.297	(0.275)
年齢 35~39 歳	0.203	(0.155)	-0.478	(0.686)
年齢 40~44 歳	0.187	(0.124)	-1.178*	(1.826)
25~29 歳*アスピレーション	0.0840	(0.793)	-0.0023	(0.548)
30~34 歳*アスピレーション	0.0536	(0.895)	-0.0387	(0.520)
35~39 歳*アスピレーション	0.0742	(1.390)	0.0371	(0.916)
40~44 歳*アスピレーション	0.0511	(0.665)	0.0861***	(2.687)
都市部	-0.0630	(0.514)	-0.0223	(0.250)
セクション項	-0.1253	(0.707)	0.1654	(1.295)
標本数	143		285	
調整済決定係数	0.1232		0.1794	

注：( )内は t 値 有意水準 \*\*\* 1%, \*\* 5%, \* 10%.

働く選択肢があり、雇用就業と比べて就業コストが小さく、留保賃金は下がると予想される。

#### 4. 推定結果

賃金関数の推定結果は表 4-1、労働供給関数の推定結果は表 4-2 である。Nakamura and Nakamura(1983)の米国とカナダについての推計結果では、短時間労働者と長時間労働者として労働供給の定数項に差があることが指摘されたものの、両方で推定パラメータの符号が逆転する結果は報告されていない。一方本データは規模が小さいため同論文のように多数の年齢グループ別推計はできないので厳密には比較不可能だが、労働供給関数では短時間就業者と長時間就業者とで推定係数の符号が「未就学児数」、「夫の所得」、「夫が自営業ダミー」などについて逆転していることが示された。これは日本では米国やカナダと違って、短時間就業者と長時間就業者の労働供給行動が大きく異なることを意味する。

まず賃金関数を見ると、教育年数や就業年数の収益率は賃金センサスを用いた先行研究に比べると全般に高く(それぞれ年あたり 10~11%、3~6%)、対象を非雇用就業者も入れ、従来の研究の中でもっとも高い係数を得ている大沢(1990)にほぼ比肩する<sup>4)</sup>。

また 40~44 歳の長時間就業者のみに関しては、教育アスピレーション(希望教育年数)の効

果が有意に正である。この年齢では教育の流動性制約が顕著であったのではないかと考えられる。換言すれば、中年女子に関しては、能力があっても教育を受けられなかった者がいるが、若年層では、このような制約は有意に見られない。

次に、労働供給関数の推定結果から注目されるのは、短時間労働者と長時間労働者に分けて推定すると、短時間労働者については、区別せずに推計した場合に比べて決定係数が大幅に改善され、符号も理論と整合的な係数が得られることである。短時間労働者の場合は、幼い子供が増えるほど、また非有意ではあるが夫の所得が高いほど労働時間は減少する。一方長時間労働者については、これまでの研究(樋口・早見(1984)など)と同様、これらの変数に関して、予想される符号と正反対の結果が得られている。このことは自由な労働時間選択という理論モデルが短時間就業者にのみあてはまることを示唆する。

さらに長時間就業者のサンプルを「正社員」だけに限定して同様の推定作業を行った場合が、表 4-2 の最右列である。夫の所得、未就学児数のパラメータは、期待した符号条件は満たされず、しかも 5% の有意水準に達している。一方ここには掲げていないが、「非雇用就業者・パート」に限定した場合は有意ではなくなる。短時間労働(実労週 35 時間未満)の正社員は 1 割に満たないことを勘案すると、自主的な労働時

間選択の理論があてはまらないのは、長時間就業者一般と言うよりも「正社員」の特徴であろう。正社員を選択すると、より大きい就業コストを要するという、Nagase(1997.3 forthcoming)の理論仮説を間接的に支持する結果である。

また短時間就業者のサンプルについて、「非雇用就業者」、「パート」にそれぞれ限定した場合との比較、並びに、「自営業世帯」、「雇用者世帯」にそれぞれ限定した場合との比較を行い、就業形態間の差異を見たが、どの結果においても、未就学児や夫の所得などの説明変数の符号は、労働時間調整モデルの予想通りであった。短時間就業に関しては、「自営業」、「家族従業」、「内職」などの非雇用就業も「パート就業」も、ともに自主的な労働時間調整モデルで説明可能である。

ただし「夫が自営業」ダミーが、短時間就業者では負、長時間就業者では正の逆転したパラメータが推定されていることに示されるように、自営業主の妻の就業時間は、短時間の者はより短時間に、長時間の者はより長時間に分布している。自営業者の妻は、非雇用就業を選択するケースが多いが、通勤コストなどの固定コストが小さいこと、家庭内時間と就業時間の融通がきくことなどの理由で、一般の雇用就業に比べて就業時間分布が広がるものと思われる。

賃金率の影響を見ると、賃金率の上昇は、短時間労働者に関しては、労働時間を有意に大き

く減少させるという強い負の係数を得た。女子労働者の賃金弾性値が正か負かという問題は未解決の問題である。欧米では男子は負であるが女子は正と一般的に考えられており、日本の実証結果は正と負と入り混じっている。ただし欧米に関しても女子も負であるとする実証結果(例えば、Nakamura and Nakamura(1981))がある。

強い負の係数が、短時間就業者に特に顕著に見られる理由は、非課税所得を目指した就業調整行動にあるのではないだろうか。非課税限度額を越えると、課税、社会保険料の賦課、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<sup>5)</sup>、むしろ実質的な手取りが減るという「逆転現象」が存在する。このため、特に短時間就業者に関しては、当時の非課税所得 80 万円をターゲットとする(つまり、高賃金の者ほど労働時間は短く、低賃金の者ほど労働時間が長い)行動が顕著に見られ、賃金率に対する強い負の係数としてあらわれているのではないだろうか。ただし本データは、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。このため、短時間就業者に関しては、所得階級分布の少なさが賃金推定上にバイアスを生んでいる可能性は無視できない。しかし、制度上非課税所得を超えるコストが、よ

表 4-2 長時間、短時間で分けた二段階推定法による労働時間供給関数

	短時間 (週 35 時間未満)		長時間 (週 35 時間以上)		うち正社員	
定数項	86.5***	(5.623)	50.5***	(3.381)	54.9***	(4.011)
未就学児数	-2.357**	(2.062)	1.706*	(1.734)	3.479***	(2.617)
子供数	1.214	(1.257)	-1.179	(1.418)	-0.761	(0.949)
祖母と同居	-3.544*	(1.750)	1.023	(0.562)	-0.157	(0.069)
夫の所得	-0.0987	(1.569)	0.0611	(1.423)	0.0105**	(2.177)
就業継続志向	-2.33	(0.965)	-2.331	(1.252)	-0.315	(0.171)
再就職志向	-3.047**	(2.314)	-3.026**	(2.157)	-0.814	(0.572)
祖父と同居	1.589	(0.658)	-3.002*	(1.701)	-2.250	(1.006)
夫が自営業	-2.601	(1.596)	2.932**	(1.980)	-2.342*	(1.886)
推定賃金	-9.394***	(3.679)	-0.980	(0.376)	-2.256	(1.016)
セレクション項	2.257	(1.614)	3.713	(1.574)	4.407**	(2.078)
標本数	143		285		135	
調整済決定係数	0.243		0.0437		0.0719	

注：( )内はt値 有意水準 \*\*\* 1%, \*\* 5%, \* 10%.



り大きいと考えられる雇用者世帯と、より小さいと考えられる自営業世帯に区別して労働供給関数を推定すると、推定賃金にかかる負の係数は、雇用者世帯の方が大きな負の係数となる。これは税制の歪みによる説明の傍証となろう。より詳細な計量分析は、非課税限度枠以下の所得階級が少ないため、本データでは、限界がある。

この他に有意な係数を持つのは、再就職ダミーで、望ましい女子の就業形態として子育て終了後に再就職するべきと考える者はそうでないものよりも有意に労働時間が短い。このような価値観の持ち主は、家庭時間を優先させると考えられる。セレクションの効果は、正社員に関しては有意で正であり、「仕事好き」といった意向を示しているものと思われる。また祖母と同居している短時間就業者は有意に労働時間が短く、祖父と同居している長時間労働者も同様である。祖父母は、既婚女子の家事・育児を代替する面と、逆に世話を必要とする面がある。

本論と関連する分析に、高山・有田(1992)がある。彼らは総務庁「全国消費実態調査(1984)」を用いて、就業形態の離散的な選択を多項ロジットモデルで分析しており、「未就学児」、「夫の所得」の影響に関しては、本論と興味深い差が出ている。高山・有田の分析では、夫の所得が高いほど正社員就業は大きく抑制されるが、パート就業に関してはその度合いが小さいこと、幼い子供の就業抑制効果は両者ともに大きいことが示されている。一方本論の結果は、一見反対である。短時間就業者に関しては、未就学児、夫の所得とともに、労働時間に与える影響は負であるが、正社員に関しては正である。つまり、人頭で見た就業行動と、本論のように労働時間で見た就業行動とは、反対の結果をもたらされている。

一見反対の結果ではあるが、短時間就業者に関しては、標準的な労働経済理論の枠組みから整合的な説明ができる。パート、内職、家族従業員、資本投下の少ない個人営業主などは、労働時間の設定や休日の取得も比較的自由である。一方、近年、技術革新や新業態の発展によって家事労働の軽減がすすんだ。この結果、就業0

時間における留保賃金が下がれば、夫の年収が上がっても「非就業」のコーナ－解は選択されにくくなり、人頭で見ると、夫の所得の就業抑制効果は小さいと考えられる。ところが、正の就業時間においては家庭内時間がより希少となるため、夫の所得の増大とともに、家庭内時間の需要が高まり、労働時間は短くなると考えられる。

一方、正社員の労働時間にさほど自由がきかないとすれば、就業決定の際に考慮される留保賃金は、正社員に限っては、就業0時間のそれではなく、フルタイム就業におけるものとなる。人頭で見れば、他の選択肢よりも夫の所得の就業抑制効果が強くでるのはこのためと解釈できる。実際、本データを用いて、短時間、長時間、非就業の離散的な選択として多項ロジット分析を行うと、夫の所得にかかる係数は、長時間就業者の方が、短時間就業者よりも高く、高山・有田(1992)を追認する結果が得られる。

正社員に関して、幼い子供の数および夫の所得の高さが、労働時間と正の相関をもっているという結果は、少々解釈がやっかいである。託児、家事サービスの購入といった就業に伴う固定コストが、幼い子供数、夫の所得と正の相関を持つ場合は、このような結果が予想される。つまり、固定コストが高いため、一般に「正社員」の選択は抑制されるが、選択する場合は平均費用を下げる長時間労働が選択されると解釈される。また夫の所得の高さが妻の今期の時間制約をゆるめる可能性も考えられる。一般的に正社員は勤続加給が大きいと知られている。合理的であれば、転職、退職、あるいは残業をするか否かといった就業行動は、現在賃金ではなく、将来賃金の現在価値を指標として選択されるはずであり、離職のコストを勘案した長期的な視点に立った選択がされるはずである。しかし現実の若年時の賃金率は相対的に低く、将来賃金には不確実性もある。このため、家事、育児サービスの購入に一時的に収入を上回るコストを払うことができるのは、夫の収入の高い階層となるのかもしれない。最後に、夫婦のペアリングがランダムでなく、夫の所得の高さが、

フルタイム就業を選ぶ妻の賃金や性向を代理している可能性も考えられる。事実、本データでは、夫の所得と妻の学歴、妻の収入には正の相関がある。

この点は、さらに別データでの検討に委ねられるべきものであるが、例えば樋口(1991)は、1977年「就業構造基本調査」の個票を用いて夫の所得と妻の労働時間の関係をグラフ化しているが、本論の結果と合致している。すなわち、年間労働時間2000時間以上(当時のフルタイム就業者)では、世帯主所得と雇用就業の妻の労働時間に正の相関が、年間労働時間800時間以下では、反対に負の相関が見られる。

## 5. おわりに

本論文では、雇用職業総合研究所「1983年職業移動と経歴(女子)調査」の個票を用いて、自主的な労働時間選択モデルに従い、短時間就業者と長時間就業者とで分けて、労働供給関数および賃金関数を推定した。この結果、欧米とは異なり、短時間就業者と長時間就業者で大きく就業行動が異なることが示された。

短時間就業者については、夫の所得が多いほど、また、幼い子供が多いほど労働時間は短くなるという欧米で繰り返し確認されている現象が、雇用就業者、非雇用就業者を問わず見いだせた。日本においても、最適労働時間の選択という標準的な労働供給モデルが、短時間就業に関してはあてはまることが示された。

一方、長時間就業については、家庭内に幼い子供が増えるほど妻の労働時間が増える、夫の所得が高いほど妻の労働時間が増えるという、先行研究で示された日本特有の結果が追認された。これは主に「正社員」の就業行動の影響によるものである。

雇用労働者の就業時間規定は、程度の差はあるにしてもどの国にも存在する。しかし欧米では、企業の選択や転職などによって、希望労働時間の選択という大枠で就業行動が説明可能なのに対し、日本の「正社員」は、この枠組みからは説明できないことが示された。就業時間指定が厳しく、就業コストが高いこと、しかも、

樋口(1991)、永瀬(1994)に示されるように、転職は、賃金を大きく引き下げたため、転職を通じた時間調整も難しいことなどがその原因ではないだろうか。このため、正社員の選択肢は、大きい固定コストがかかっても、将来を見通して、仕事への大きいコミットメントを続けるかどうかの選択となり、各時点における最適な労働時間の選択という図式では説明できないものとなっている。

また短時間就業者に関しては、税制などの諸制度が労働供給に大きい歪みを与えている可能性が強い負の賃金弾力性から示唆された。しかも、教育、経験などの点で人的資本の高い労働者ほど、労働供給を減少させる方向の歪みとなっている。なおこの歪みは、現在でも基本的には変わっていない。

また賃金関数を推計した結果、1983年当時の女子中年層は、教育機会が制約されていたことが示唆された。

残された課題として、専業主婦優遇の諸制度が女子の労働供給行動に与える影響の詳細な分析が必要である。非課税限度額を超えると、社会保険、企業慣行上、かえって手取り収入が減少する。このことが就業行動に与える影響の大きさを考えると、諸制度が変化した場合、労働供給がどのように変化するかを分析する必要がある。日本の制度では、税率よりも、非課税限度所得近傍で、一回限りの大きい固定コストがかかる点が重要である。固定コストの規模がかなり大きいことから、非課税限度所得をターゲットとする就業調整行動が顕著であれば、非課税所得限度内の就業を前提とする就業か否かで、労働市場が分断される可能性さえある。すなわち、非課税限度内就業を選択する者には(実質の手取りが増えるわけであるから、名目賃金より低い)賃金関数1が、これを超えることを前提とする者にはより名目賃金が高い賃金関数2が市場で提示され、これを所与とする各人が労働時間を決定するというモデルである。しかし、データ上、非課税限度所得以下での所得階級幅が大きいため、本データでのこのモデルの推計には制約がある。短時間、長時間で分けて



賃金関数と労働供給関数を推定した本論文は、擬似的にこのモデルを推計したものともいえる。ここでは、税制と労働市場分断の可能性を述べるにとどめ、税制をも含んだより詳細な研究は今後の課題としたい。

(論文受付日 1995年4月17日・採用決定日  
1996年3月21日, 東洋大学経済学部)

本論の作成にあたっては、東京大学石川経夫教授、縄田和満助教授および本誌レフェリーに貴重なコメントをいただいた。また本研究は日本労働研究機構の総合プロジェクト「労働市場労働社会の長期展望」の研究活動の中で得たものである。同研究機構の今田幸子氏、平田周一氏に厚くお礼申し上げます。残る過ちは筆者の責任である。

## 注

1) 島田ほか(1981)は、総務庁「就業構造基本調査(1974, 1977)」を用いて、夫の所得や、幼い子供の数の増大が既婚女子の雇用労働時間に与える影響を年齢階級別に推計しているが、推計された係数は年齢階級によって正と負が入り混じっている。1977年の同調査を用いた樋口・早見(1984)では、夫の所得および幼い子供数の増大は、既婚女子の雇用労働時間を有意に増やす結果である。Hill(1988)は雇用職業総合研究所「1975年職業移動と経歴調査」を用いたが、その雇用就業女子に関する推計結果を見ると、両変数とも同じく正(ただし非有意)である。吉川・大竹(1989)は、総務庁「全国消費実態調査(1984)」を使用し、幼い子供の数は有意に正、夫の恒常所得は有意に正、夫の可処分所得は有意に負の係数が計測された。いずれも欧米の結果とは大きく異なっている。一方、労働力率を被説明変数とした場合には、ほぼ一致して、夫の所得の増大、幼い子供の数の増加、ともに有意に妻の就業を抑制するという推計結果が得られている。

2) 「就業構造基本統計調査」平成4年による。

3) なお一日の平均実労働時間、もしくは一週間の平均実労働日数を不明と答えた者は、賃金率の推計ができないため、プロビット分析には取り入れ、賃金関数、労働供給関数の推計には除いた。また時給8000円以上の者2データは、異常値として除いた。

4) 短時間就業者の教育、勤続収益率は、労働省「パートタイム労働者総合実態調査(平成2年)」を用いて推計されたパート賃金関数(永瀬(1995))よりもかなり高めである。これは、前者が、呼称パートのみの賃金関数の推計であるのに対し、本研究では、呼称パートに限らず、内職者、家族従業者、個人営業主、正社員、5人未満の零細企業勤務者なども含めて、短時間就業者の賃金関数が推計されているためかと考えられる。本データの所得階級値、実労働時間の分布を詳しく見ると、教育収益率、就業経験収益率の内容が、長時間就業者と短時間就業者とでかなり異なっていることがわかる。前者については、教育、就業経験の増大とともに、所得階級および実労働時間が増える傾向

がある。一方、後者に関しては、教育、就業年数の高まりとともに、同一所得階級をより短時間で得る傾向が認められる。この理由は、後述の通り、所得ターゲット行動が短時間就業者に顕著なためではないかと筆者は考える。

5) 1983年当時、年間給与と所得80万円未満では、非課税であり、加えて、夫の所得から、一定額を控除(配偶者控除)できた。さらに、健康保険、年金保険の保険料も、夫の扶養者として免除される恩典があった。加えて夫の給与に「配偶者手当」を上乗して支給する企業も多く、この手当の支給も、配偶者の収入が非課税限度枠内であることを条件とする企業が多い。なお平成7年現在では、配偶者特別控除の創設により、非課税限度枠(現在では所得103万円)を超えた点で家計の手取りが逆転するという現象は税制上からは緩和されている。しかし社会保険制度、企業の配偶者手当などからの手取りの減少が依然あり、パートタイム就業者に限れば、就業調整をする者が3人に1人(労働省「パートタイム労働者総合実態調査(平成2年)」)との調べがある。

## 参考文献

- Ben-Porath, Y.(1973) "Labor Force Participation Rates and the Supply of Labor," *Journal of Political Economy*, Vol. 81 No. 3 pp. 697-704.
- Dickens W. and S. Lundberg(1985) "Hours Restrictions and Labor Supply," *NBER Working Paper Series Working Paper*, No. 1638.
- Gronau, R.(1973 a) "The Effect of Children on the Housewife's Value of Time," *Journal of Political Economy*, Vol. 81 No. 2 pp. 168-199.
- Gronau, R.(1973b) "The Intrafamily Allocation of Time: The Value of the House-wife's Time," *American Economic Review*, Vol. 63 No.4 pp. 634-651.
- 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.
- 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. 24 No.1 pp. 143-161.
- 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』第28巻5号 pp. 30-51.
- 樋口美雄(1991)『日本経済と就業行動』東洋経済新報社.
- 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——』職研調査報告書 No. 77.
- Lundberg, S.(1985) "Tied Wage Hours Offers and the Endogeneity of Wages", *Review of Economics and Statistics*, Vol. 67. No. 3 pp. 405-410.
- 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』Vol. 36 No. 12

pp. 31-42.  
 永瀬伸子(1995)『『パート』選択の自発性と賃金関数』『日本経済研究』第28号 pp. 162-184.  
 Nagase, N. (1997. 3 forthcoming) "Wage Differentials and Labor Supply of Married Women in Japan: Part-Time and Informal Sector Work Opportunities," *The Japanese Economic Review*.  
 Nakamura, A., and M. Nakamura(1981) "A Comparison of the Labor Force Behavior of Married Women in the United States and Canada, with Special Attention to the Impact of Income Taxes" *Econometrica*, Vol. 49 pp. 451-490.  
 Nakamura, A. and M. Nakamura(1983) "Part-time and Full-Time Work Behavior of Married Women: A Model with a Doubly Truncated Dependent Variable," *Canadian Journal of Economics*, Vol. 16 No. 2 pp. 229-257.  
 小尾恵一郎(1969)「臨界核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 pp. 17-45.  
 大沢真知子(1990)「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』労働問題リサーチ pp. 156-193.  
 島田晴雄・清家篤・古郡鞆子・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. pp. 19-45.

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.

Appendix

簡単のために、短時間、長時間労働者にかかわらず、労働時間  $H$  と説明変数  $X$  との真の関係は、傾き  $\beta$  の  $\bar{H}$  であるとしよう。ただし、誤差が、平均0で、 $\gamma'$  と  $\gamma''$  間に一様に分布しているとする。ここで、労働時間35時間以上の者と未満の者にサンプルを分けて、データから傾き  $\beta$  を推計することを考えよう。まず長時間就業者サンプルでの推計を考えよう。図を見ると明らかのように  $X$  の値が点  $G$  における値以上であれば、誤差項の期待値は0であり、正しく傾き  $\beta$  は推計される。しかし  $G$  以下では、誤差項が正に偏った者のみしか観察されないため、真の傾きは、 $FI$  であるにもかかわらず、最小自乗法による推計では、 $DI$  と、より低く推計されてしまう。これは、誤差項が負に偏った者は、同一の属性  $X$  の持ち主でも、短時間就業者になる者が多いため、推計サンプルから抜けてしまうからである。この場合誤差項の期待値が0でないことを修正するのが Heckman(1979)の方法である。次に短時間就業者について見てみると、点  $A$  では、誤差項の期待値が正(線分  $AB$  の2分の1)である。点  $A$  から  $C$  では、誤差項の期待値は0に近づいて行くが、 $C$  から  $E$  では、誤差項が負によった者がサンプルから抜けるだけでなく、誤差項が正に偏った者もサンプルから抜ける。この両側 truncation によるバイアス修正方法が Nakamura and Nakamura(1983)の方法である。

Appendix 図2

