

No. 860

日本女性の離職行動

by

山田直志

April 2000

日本女性の離職行動

2000年4月

筑波大学社会工学系

山田直志

この論文は、財団法人統計研究会に、同研究会の労働市場委員会会員として提出した報告書である。報告書の作成に当たり、2000年3月4・5日に神奈川県三浦市にて労働市場委員会会議に出席した会員からの有益なコメントに感謝している。また、分析資料として、財団法人家計経済研究所から『消費生活に関するパネル調査』の第1・2・3年度のデータを使わせて頂き、この研究が実施できたことに感謝している。研究に当たり、財団法人統計研究会と文部省科学研究費補助金(No.11630034)の助成を受けた。最後に、この論文の記述や間違い等の点において、その責任は上記に言及している組織や筆者が属する組織ではなく、筆者が負っている。

要 旨

女性の離職行動について、(財)家計経済研究所の『消費生活に関するパネル調査』を使い、1994年に25歳から35歳までの未婚・既婚女性の1421人について分析を行った。本研究は、職場での就業・労働条件が女性の離職行動に影響すると仮定して、労働参加費用の存在が離職決定を左右する、という仮説を検証している。

女性労働率の分析の結果は理論的予測と合致している。夫の給与は女性の労働参加に負に強く働いているが、夫の職場に育児・介護休業制度がある場合には、女性は労働市場へ出ている。市場の賃金式の結果について、就業形態であるパート・タイムは負に強く影響している一方、労働市場での就業経験は女性の賃金を高めている。

女性(25歳から35歳の未婚・既婚共)の離職行動に賃金が非常に重要な役割を果たしている。賃金が低いと女性は離職する傾向にある。賃金以外でも、職場における労働条件は離職行動に強く影響している。また、(例えば、景気等の上昇により)市場の転職機会が増加すると、女性の転職率は高くなる。しかし、女性の離職に当たり、労働参加費用仮説をサポートするような検証結果は得られなかった。既婚女性の離職行動に関してもほとんど同じ結果であった。ただ、既婚女性の教育水準は転職率を低める効果がある。

まとめとして、未婚、既婚にかかわらず、若い年齢層の女性の離職行動を左右する重要な要因は、賃金に関連した就業・労働条件である。

日本女性の離職行動

I. はじめに

1900年代の経済不況の結果、実質国民総生産の成長率は平均して年間2%以下である。失業率は1997年では3.4%になっている。¹ 非農業部門の女性雇用者にしめる女性離職者の割合をみると、離職率はおおむね安定して1996年の12%を最低に他の年は13%もしくは15%である。しかし、より詳細に資料を調べてみると、1990年代の安定した女性の離職率は必ずしも正確に全体像を表していないことがわかる。²

1993年に24歳から34歳までの未婚・再婚の女性1500人を対象に行われた追跡調査によると、その『消費生活に関するパネル調査』の報告は、既婚者について1993年に421人が労働市場に出ていたが、2年間後の1995年では214人が同じ企業に留まっていたに過ぎない、と示している。³ 転職かどうか明確でない74人を同じ企業に留まっていると過大に評価しても、離職率は約33%に及ぶ。この傾向は、未婚女性においても同じで、その離職率は約36%である。

これまでの労働市場における離職に関する研究では、賃金、ジョブ・テニユアー、職業経験、等は重要な決定要因であることが知られている。その他、欧米の研究では、教育水準の低い人ほど転職の可能性は高くなり、転職でも職場間の転職が低く、仕事を辞める可能性が高いことを検証している (Royalty 1998、Weiss 1984)。そして、転職のタイミングにおいても、ジョブ・ミスマッチングは景気の動向と深い関係にあり、景気が悪い時には低い賃金で働いているが、景気が良くなるとジョブ・ミスマッチングを避けて転職し、高い賃金を受

¹ 総務庁統計局編『日本統計年鑑』第48回(1999年)、139頁。

² *ibid.*、80頁—81頁。

³ 家計経済研究所編『消費生活に関するパネル調査』第1、2、3年度(1995年、1996年)。

け取っている (Bowlus, 1995)。これらは、ジョブ・ミスマッチングと仕事の満足度とに強い関連があることを示している。そして、職場での不満が離職につながっていることが明らかになっている (Weiss 1984)。以上、男性そして女性の雇用者に共通する点であるが、特に女性雇用者に関しては育児制度等があることにより転職の機会を低めている (Light and Ureta 1992)。また、転職に関して、男性に比べて女性の関心は職業訓練よりも賃金に関心が高い (Blau and Kahn 1981)。

日本の労働市場においても、欧米と同じような経験がみられるのかを明らかにすることは大切であるが、前に述べているように、女性の離職行動について日本の資料には大きな隔たりがある。その点で、より正確な個人の追跡調査を使って、女性の離職行動を分析することが、政策に必要である。本研究は1995年と1994年の『消費生活に関するパネル調査』の資料を使い、25歳から35歳の未婚・既婚の日本女性の離職行動を明らかにすることを目的としている。分析にあたり、職場の労働条件の悪化は、雇用者に仕事に不満足を生じさせ、強いてはその結果が離職につながることを、J. コガン (Cogan 1980) の労働参加費用 (エントリー・フィー) のモデルを使って説明している。

以下、2章ではデータを概観している。3章で理論モデルを紹介して、4章で実証結果を報告している。5章でこの研究のまとめを行っている。

II. 女性の離職傾向

1990年以降の景気の後退に伴い、女性の離職者数（非農林業）は1990年の267万人から、1991年の290万人と増えている（表1を参照）。1993年には258万人と減少したものの、その推移は1990年から1997年にかけて、年間約260万人から290万人の範囲で変動している。一方、雇用者にしめる離職者の割合をみると、1990年から1992年において15%であり、1993年以降は12%もしくは13%であり、大きな変化がみられない。

次に、表2の職歴別入職状況を見ると、1990年に未就業者の女性のうち38万人が一般労働者として、48万人がパート・タイムとして入職している。また、1990年において147万人の女性転職者のうち、101万人が一般労働者として、46万人がパート・タイムとして入職している。この表からは、入職者は一般労働内で転職しているのか、また一般労働とパート・タイム間で転職しているのかは分からない。

1990年から1997年にかけて、非農林業における入職者数の約60%前後が転職によるものである。1990年では63%であり、1997年では59%である。また、転職は比較的若いうちに行われており、全体の転職者の34%は24歳以下の女性であり、25歳から34歳では24%となっている。転職者の約60%弱は34歳以下の女性が占めている。

次に、家計経済研究所による『消費生活に関するパネル調査』の1993年から1995年のデータから、離職者について傾向を概観してみる。このパネル調査は、1993年に24歳から34歳までの未婚・既婚の女性1500人を対象にした追跡調査である。

このパネル調査によると、1993年に雇用者は867人で、そのうち既婚者は421人、未婚は446人である。前者の既婚雇用者421人のうち、1994年には341人が継続して雇用されており、同じ企業で働いている女性は226人である。残り1

51人のうち、26人は他の企業に転職し、89人は企業以外のところで雇用されている。また、1993年の被雇用者421人のうち56人は離職し専業主婦となっている。1993年から1994年にかけて、同じ企業に雇用され続けた人は226人で、その割合は約53.7% (226/421) である。1993年に雇用されていた既婚女性の約46%に当たる人が、転職、失業、または仕事を辞めている。⁴

更に、1993年と1994年に同じ企業で働いていた被雇用者341人について調べてみると、1995年には被雇用者の数は304人に減少している。そのうち207人が同じ企業で働き、23人が転職、74人が企業以外で働いている。341人のうち17人が専業主婦となっている。つまり、1993年(被雇用者数=421人)から1995年(被雇用者数=304人)にかけて、同じ企業で働き続けた割合は49% (207/421) から67% $\{(207+74)/421\}$ の範囲内にある。言い換えれば、1993年の既婚女性(24歳~34歳)の離職率は、2年間で51% (過大評価) ~ 33% (過小評価) の範囲である。同じ方法で、未婚女性について調べてみると、2年間の離職率は38% (過大評価) ~ 36% (過小評価) の範囲内といえる。

次に、1994年の資料をもとに、離職(転職または仕事を辞める)について調べてみる。1994年に未婚・既婚女性(25歳~35歳)833人のうち、1994年から1995年にかけて157人が離職(転職=95人、仕事を辞めた=62人)している。転職の主な理由(20項目の内訳)として、収入が少なかったから(8%)、労働条件が悪かったから(7%)、一時的・不安定な仕事だったから(6%)、良い条件の仕事が見つかったから・独立したから(6%)、等が挙げられている。⁵ 職場における労働条件の悪さが離職の主な原因となり転職している。

157人の職務(常勤、パート・タイム、その他)について調べてみると、パート・

⁴ 1994年における89人の被雇用者は同職業か転職かの報告をしていないので、この46%の数字は過大評価の可能性が高い。

タイムが66人から42人に減少し、常勤が83人から109人に増加している。ほとんどの女性がパート・タイムから常勤へ転職していることが分かる。また、職種別にみると、管理職、専門職、技術職、教員において転職はほとんど見られない。技能職（技能工、運転士、配達員、その他）で減少がみられ、販売サービス職（店員、外交員、その他）やその他の職業（内職、その他）で増加している。特殊訓練などの技能・技術が蓄積されている女性の職業において転職率は非常に低く、一般訓練といわれる職業間で転職が行われていることが多いことが分かる。

更に企業規模別にみると、1994年から1995年にかけて95人の転職者のうち、従業員29人以下の企業（便宜上、小企業）で27人から25人に2名減少、30人以上～499人以下の企業（中企業）では1人増加、500人以上の企業もしくは官公庁（総称して、大企業）で39人から43人に4人増加している。⁶ わずかであるが、大企業への転職がみられる。一方、仕事を辞めた62人については、小企業（20人）、中企業（12人）、大企業（25人）、規模なし（5人）、となっている。離職は企業規模にかたよりなく行われている。

⁵ この質問は複数回答である。

⁶ 企業規模なしは11人から8人に減少している。

III. 理論モデル

ジョブ・ミスマッチングは、二通りの見方がある。その一つは、企業の経営者側から見たジョブ・ミスマッチングであり、もう一つは雇用者側からみたジョブ・ミスマッチングである。前者の場合、

$$MP_i \neq \frac{W_i}{P} \quad \dots (1)$$

と理論的に定義できる。式 (1) は、労働者(i)の限界生産物 (MP_i) と実質賃金 ($\frac{W_i}{P}$) が均等でないことを示している。つまり、企業への雇用者の貢献度 (生産性) が実際に賃金として支払われている金額と異なる状況をさしている。そのために、労働力という生産要素を不効率に使用していることになる。

後者の雇用者 (消費者) の場合は、雇用者が効用最大化する際に、実質賃金と消費の限界代替率 ($MRS_i \equiv \frac{MU_l}{MU_x}$) の均等法則が満たされていない状態をいう。

$$\frac{W_i}{P} \neq MRS_i \equiv \frac{MU_l}{MU_x} \quad \dots (2)$$

つまり、雇用者イコール消費者として考えた場合に、一期間あたりの実質賃金 (または、実質賃金率) が与えられている場合に、消費者の余暇時間 (労働供給時間) と財の消費量とのあいだで、効用が最大化するように配分がされていない状態である。もし余暇時間と財の消費とのあいだでそれぞれの量を自由に調整可能であれば、最終的には、均衡点で消費者は最適労働時間 (もしくは最適余暇時間) を達成できると通常考える。しかし、その調整過程において、均衡点に到達する以前に、一時的に式 (2) のように不均等が生じると考えることも可能である。

具体的な例として、ある雇用者にとって企業の経営者との契約で、一定の労働時間 (指定労働時間) が設定されているような時には、必ずしも雇用者は自分の希望する労働時間を実際には選択できるわけではないので、式 (2) はこのような状況をさしている。

また、経営者（または企業）から受け取る賃金と他の職場でもらえると予測される賃金が乖離する場合も、雇用者にとって効用最大化が達成されていないと考えられる。本研究では、雇用者が一時的に職場において効用を最大化できない状態、いかえれば職場に不満足が生じた場合に、なぜ離職行動につながるか分析を試みる。

以下では理論的な考察を行う。代表的な女性（i）について、彼女は効用を最大化するように行動すると仮定する。効用関数の要素として、合成財（価格 $P_x \equiv 1$ ）を X とし余暇を l とする。ここで余暇の時間のみならず、余暇には外部効果、 $e(l)$ 、が存在すると仮定する。ここでいう外部効果とは、職場の労働条件、人間関係、仕事の質、能力が発揮されない、などの要因を指す。つまり、同じ労働時間でも、労働条件の良い場合と悪い場合では、効用が異なることを想定している。例えば、労働時間の負の外部効果とは、上司や同僚と人間関係が悪化する、男女間で雇用機会が均等で無い、職場においてセクシャルハラスメントが存在する、などの要因により雇用者は仕事に対する不満足が次第にでてくる。これらの仮定を消費者の効用関数に以下のように定義する。

$$U = U(X, l + e(l)) \quad \dots (3)$$

式（3）の $e(l)$ は、外部効果を表す要因とする。もし余暇の外部効果が正である場合は、以下のように定義する。

$$\frac{\partial e}{\partial l} \equiv e'(l) > 0 \quad \dots (4)$$

そして、一定期間 Ω を余暇 l と労働 h に割り振ると考えると、符号的に $dl = -dh$ となるので、式（4）は、

$$\frac{\partial e}{\partial l} \equiv e'(l) = -\frac{\partial e}{\partial h} > 0 \quad \dots (5)$$

と表すことができる。つまり、職場で雇用者がどのように労働時間を過ごしているかが

⁷ 式（3）の効用関数は通常の性質をもっていると仮定する。簡単化の為に、個人を示す記号、i、は省略する。

重要となる。

一方、余暇による外部効果が効用に対して負である場合には、

$$\frac{\partial e}{\partial l} \equiv e'(l) < 0 \quad \dots (6)$$

となる。負の外部効果とは、現状の労働時間では不満足であるので、もっと労働時間を増やすことにより、雇用者の効用が増加する。

ここで、労働市場に参加するためにある費用(金銭と時間)がかかると仮説を立てる。

労働市場への参加費用(エントリー・フィー)は、J. コガン(Cogan 1980)は以下のように定義している。⁸

$$X^* = G(L^*; Z) \quad \dots (7)$$

式(7)の X^* は労働市場に参加するための金銭費用である。 L^* は時間費用とする。

Z は金銭費用と時間費用の全体の関係を変化させる、シフト・パラメーターとする。

式(7)の具体例として、既婚女性が労働市場に参加する際に、家庭に幼児がおり、保育所や幼稚園などの施設入園料(金銭費用)や施設への送り迎えに時間(費用)がかかる。女性労働の場合にはこれに準ずる多く例が考えられる。高齢者の在宅介護等も良い例である。

上の式(7)における金銭費用 X^* と時間費用 L^* の関係を、以下のように仮定する。

$$G_{L^*} \equiv \frac{\partial X^*}{\partial L^*} < 0, \quad G_{L^*L^*} \equiv \frac{\partial^2 X^*}{\partial L^{*2}} > 0 \quad \dots (8)$$

式(8)は、図で表すと以下の図1のようになる。⁹

⁸ 詳細について、J. コガン(Cogan 1980)、329-337頁に記述されているので、参照されたい。この章は多くコガン・モデルを利用している。

⁹ 図1は、J. コガン(Cogan 1980)、330頁から引用している。

図 1

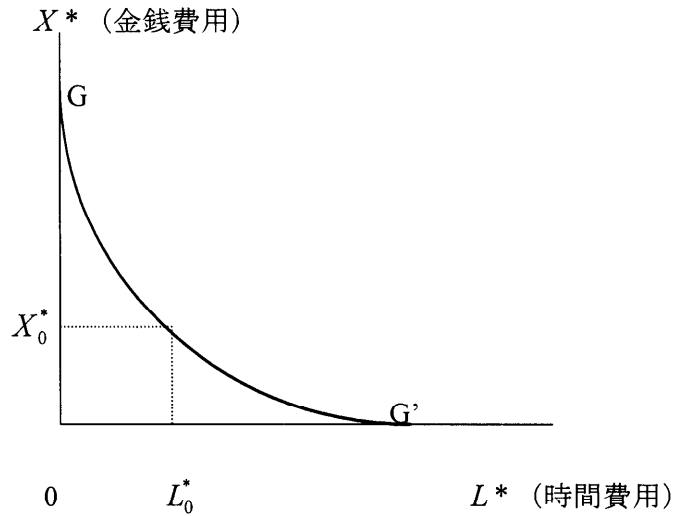


図 1 の曲線 GG' は労働市場に参加するために必要な金銭費用と時間費用の関係を表し曲線上のいずれの点においても総費用は同一である。図の例では、女性が労働市場に参加する為に必要な、金銭費用 X_0^* と時間費用 L_0^* を示している。

ここで、女性の予算制約式を以下のように定義する。

$$X = W \cdot h + V_0 - X^* \quad \dots (9)$$

式 (9) の W は一時間当たりの賃金率、 h は一期間における労働（供給）時間、 V_0 はこの女性が労働をしなくても得られる世帯所得とし、保証所得と呼ぶ。 X^* は労働市場に参加するために必要な金銭費用である。さらに、この女性の時間制約は以下の式で示される。

$$\Omega = h + l + L^* \quad \dots (10)$$

式 (10) のおいて Ω は一日であれば 24 時間である。

式(3)の効用関数を式 (9) と式 (10) を制約として、ラグランジュ関数で示すと以下のようになる。

$$L = U(X, l + e(l)) + \lambda(W(\Omega - l - L^*) + V_0 - G(L^*; Z) - X) \quad \dots (11)$$

式 (11) の λ は所得の限界効用を表している。式 (11) のラグランジュ関数を X 、 l 、

L^* 、 λ について効用最大化問題を解くと、次の1階の条件が得られる。

$$L_x = U_x - \lambda = 0,$$

$$L_l = U_l(1 + e'(l)) - \lambda W = 0, \quad \dots (12)^{10}$$

$$L_{l^*} = \lambda(-W - G_{l^*}) = 0,$$

$$L_\lambda = (W(\Omega - l - L^*) + V_0 - G(L^*, Z) - X) = 0.$$

上記の $U_j \equiv \frac{\partial U}{\partial j}$ は、 $j = X, l$ の限界効用である。

式(12)において効用最大化の均衡条件から、実質賃金率と限界代替率(余暇と合成財)の均等法則が以下のように導きだされる。

$$W = \frac{U_l(1 + e'(l))}{U_x} = \lambda \quad \dots (13)^{11}$$

式(13)において、もし余暇の外部効果が最初に存在していないと仮定すれば、均衡条件は次の式で表すことができる。

$$e'(l) = 0 \text{ であるならば、 } W = MRS \equiv \frac{U_l}{U_x} \quad \dots (14)$$

式(14)は図2のように示すことができる。

¹⁰ 2階条件の縁つきヘッセ行列の符号を満たすためには、式(8)で示した $G_{l^*l^*} > 0$ の条件が必要となる。縁つきヘッセ行列は次のようになる。

$$|H| = -G_{l^*l^*}[-U_{ll}(1 + e')^2 + 2WU_{xl}(1 + e') - W^2U_{xx}] < 0, \quad U_{ij} \equiv \frac{\partial U_i}{\partial j}, \quad i = x, l; j = x, l$$

¹¹ 式(13)は外部効果仮説を想定して導出されているが、効用関数の中に1財の家計生産関数を仮定した場合にも、均衡点に与える影響としては同じ結果が得られる。後者の場合には、外部効果と言うよりも家計生産技術の変化が均衡点に影響を与えている(Ben-Porath 1973)。ここでは、生産技術の向上を余暇が効用に与える正の外部効果として理解できる。

図 2

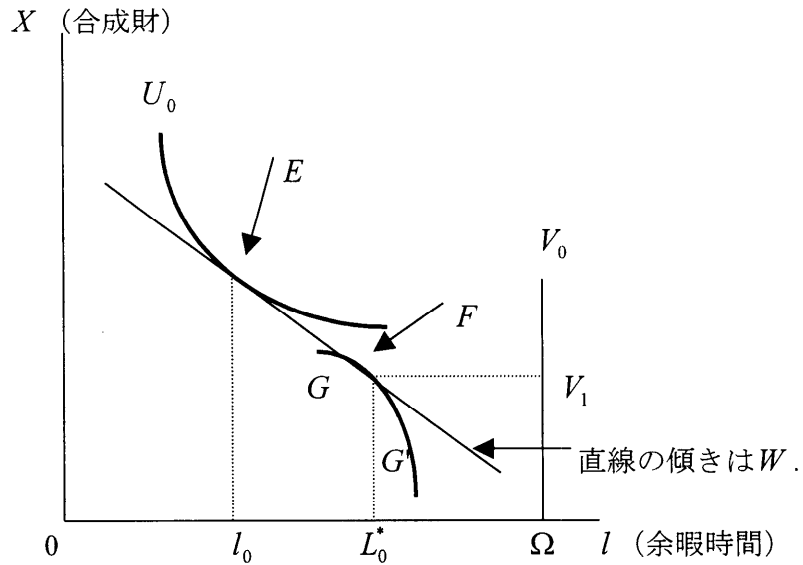


図 2 の均衡点 E では、この女性の労働時間は $h_0 = L_0^* - l_0$ となり、その場合の労働参加費用（エントリー・フィー）として、時間費用は $(\Omega - L_0^*)$ となり、金銭費用は $X_0^* = (V_0 - V_1)$ である。そして、総費用は $TC_0^* = X_0^* + L_0^*$ と示すことができる。但し、ここで L_0^* は Ω と L_0^* の差と考える。

以上より、均衡点 E における女性の労働参加費用を考慮した労働供給量は次のような関数となる。

$$h_0 = H_0^*(W, V_0, L_0^*, X_0^*, Z) \quad \dots (15)$$

式 (15) の Z は、女性の労働市場以外（家庭）における活動に関する選好や生産性を表すベクトルである。¹² 例えば、子どもや食事の準備や日常の活動に係る事柄を指している。式 (15) における金銭費用 X_0^* と時間費用 L_0^* は以下のように定義できる。

$$X_0^* = X^*(W, V_0, Z_1), \quad Z_1 \in Z,$$

$$\text{及び } L_0^* = L^*(W, V_0, Z_1). \quad \dots (16)$$

¹² Z を非市場財である家計生産財と考えれば、 $Z = Z(X_1, l)$ 、 $X_1 \in X$ 、と定義できるの

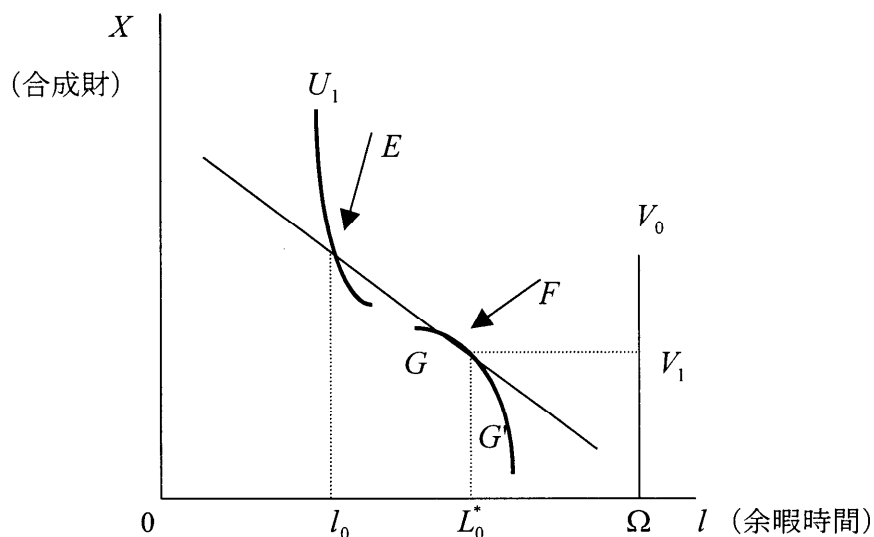
式 (16) において X^* 及び L^* の情報をかりに得られない場合には、式 (16) を式 (15) に代入すると、次のような誘導型を得ることができる。

$$h_0 = H_0(W, V_0, Z) . \dots (17).$$

式 (17) の誘導型で表された労働供給関数について、労働時間に与える W 、 V_0 、 Z の影響は、効用関数のパラメーターと労働市場参加費用関数のパラメーターを含んでいる。

次に、この研究の焦点である余暇が効用に正の外部効果をもつ状況について考えてみる。つまり、労働時間は負の外部効果をもつことになる。¹³ 例えば、女性の職場において、式 (14) で表されるように外部効果がなかったものが、職場における労働条件の悪化や外部との賃金格差等の影響により外部効果が発生して、現状の労働時間において式 (5) のような状況になったことを想定する。しかし、このような状況が長期的に継続する場合には、女性は現状の賃金では不満足になることが考えられるので、現在の職場における労働時間が変化したり離職を考えたりすることが予測される (図 3 を参照)。

図 3



で、この Z の解釈は容易に理解できる。

¹³ 余暇の時間は $l = \Omega - h - L^*$ と定義できるので、ここで理解しやすいように $dL^* = 0$ と仮

外部効果が発生する以前の均衡点 E では、 $MRS > W$ であるために女性の効用は最大化されていない。もし女性に労働時間指定がされている場合には、 $h_0 (= L_0^* - l_0)$ を変えることはできないので、離職の可能性が高まる。一方、もし均衡点 E で賃金が増加すれば、離職しないで現在の職場に留まる可能性は高まる。また、職場において労働条件が改善されれば外部効果が解消されるので、やはりこの女性は現在の職場に留まる。¹⁴

余暇の外部効果が存在する状況 $e'(l) \neq 0$ における、女性労働供給関数は以下のように表せる。

$$h_1 = H_1^*(W, V_0, L_0^*, X_0^*, Z, e(l)) \quad \dots (18)$$

そして、その誘導形の関数は、

$$h_1 = H_1(W, V_0, Z, e(l)) \quad \dots (19)$$

となる。

ここで女性が離職を考える条件として二つの概念を導入する。その一つは、留保労働時間 (Reservation hours) h_R ともう一つは想像労働時間 (Notional hours) h_N である。留保労働時間とは、雇用者が労働市場に参加するならば、少なくともこれだけは働きたいとする最少労働時間である。また、想像労働時間は、効用最大化のために必要な労働時間数であり、市場に提供される実際の労働時間と定義される。¹⁵ この想像労働時間を実際の労働時間とする。留保労働時間 h_R と想像労働時間 h_N の二つの概念を図で示すと以下のようなになる。

定すると、 $dl = -dh - dL^* = -dh$ となる。

¹⁴ 余暇の外部効果が負、 $e'(l) < 0$ 、である場合には、効用最大化のために労働時間の増加が考えられる。但し、その負の効果は大きさが $-1 < e'(l) < 0$ であれば、2階の条件を満たす。

¹⁵ J.コガン (Cogan 1980) の 338 頁を参照。

図 4

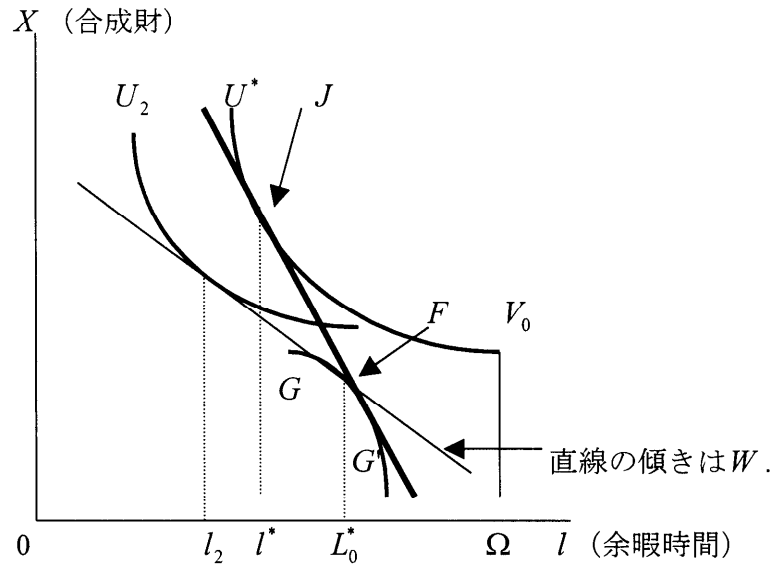


図 4 において、留保労働時間は $h_R = L_0^* - l^*$ となり、想像労働時間は $h_N = L_0^* - l_2$ として表すことができる。前者の留保労働時間の導き方について、労働市場参加費用曲線 GG' と賃金率線（傾き W ）との接点である点 F から、無差別曲線 U^* に接線を引き、その接点 J から余暇時間軸に垂線を引いて得られる交点を l^* とする。無差別曲線 U^* は、総余暇時間 Ω における保証所得 V_0 のところで交点となる。つまり、留保労働時間 h_R は、労働市場で働くことにより消費できる合成財の量と残りの余暇時間の結合から得られる効用水準と、総余暇時間 Ω を享受しながら V_0 に相当する財の消費から得られる効用の水準との間に無差別になるような労働時間である。

留保労働時間を線形で定義すると、以下のようなになる。

$$h_R = \alpha_0 + \alpha_1 X^* + \alpha_2 L^* + \alpha_3 V_0 + A_4 Z + \varepsilon_R \quad \dots (20)^{16}$$

式 (20) の ε_R は観測できない攪乱項であり正規分布に従うと仮定して、 $\varepsilon_R \sim N(0, \sigma_R^2)$

¹⁶ $A_4 Z$ はベクトルを示す。

と定義する。また、想像労働時間についても、同じように線形で以下のように定義する。

$$h_N = \beta_0 + \beta_1 W + \beta_2 X^* + \beta_3 L^* + \beta_4 V_0 + B_5 Z + \beta_6 e(l) + \varepsilon_N \quad \dots (21)^{17}$$

式 (21) の ε_N は攪乱項で正規分布に従い、 $\varepsilon_N \sim N(0, \sigma_N^2)$ と定義する。

次に、実証分析の必要な計量モデルの説明をする。そのためには、まず余暇の外部効果 $e(l)$ について定義する必要がある。外部効果の要因となりうる二つ要素をここで想定する。それらは女性の職場の状況を表す変数を $WCOND$ と個人の特徴を表す $Z_2 \in Z$ を変数とし、外部効果を以下のように定義する。

$$e(l) = e(WCOND, Z_2) \quad \dots (22)$$

式 (22) と式 (16) を式 (20) と式 (21) に代入して、当該女性が離職をする条件である $h_N - h_R < 0$ を次のように表すことができる。

$$\Psi' \Gamma < E \quad \dots (23)$$

式 (23) の Ψ' と Γ は、推計パラメーターと変数のベクトルを示す。E は $\varepsilon_R - \varepsilon_N$ として定義する。式 (23) を離職確率で表現すると、

$$Prob(TURNOVER = 1) = F\left(\frac{\Psi' \Gamma}{\sigma}\right) \quad \dots (24)$$

となり、式 (24) の $F(\bullet)$ は累積分布関数、 σ については $\sigma = (\sigma_N^2 + \sigma_R^2 - 2\sigma_{NR})^{\frac{1}{2}}$ と表す。本研究では離職行動式 (24) をプロビットモデルで推計する。

次に、諸要因が女性の離職行動に与える影響について分析を試みる。最初に、図 4 で示されている留保労働時間と想像労働時間の関係において、労働市場参加費用の一つである時間費用 L^* が増加すると留保労働時間が増加するので、離職確率が増加すると予測される。また、職場における労働条件等の悪化は、現状の労働時間において、余暇と合成財との限界代替率に変化して、想像労働時間の減少となる。もし想像労働時間が留保時間より小さくなる場合には、女性は離職をするといえる。つまり、職場の労働条件の悪化は、離職の確率を上げる予測される。以下では、比較静学分析によって、留保労働

¹⁷ $B_5 Z$ はベクトルを示す。

働時間への影響を考察する。

最初に、賃金率の上昇が離職に与える影響を考察してみる。一般に、賃金率の変化は、余暇の時間に対して代替効果（負）と所得効果（正）をもつので、実際の労働時間（理論では、想像労働時間に相当する）への影響を予測できない。そこで、賃金率の変化が時間費用に与える影響を分析することにより、留保労働時間への影響を間接的に知ることができるので、賃金率の変化による離職への影響を予測できる。賃金率 W の労働時間費用 L^* への影響は、以下のように示すことができる。

$$\frac{dL^*}{dW} = \frac{|\overline{H}_2|}{|\overline{H}|} < 0 \quad \dots (25)$$

式(25)では、 $|\overline{H}| \equiv |\overline{H}_3| = -G_{L^*L^*}[-U_{ll}(1+e')^2 + 2WU_{xl}(1+e') - W^2U_{xx}] < 0$ 、 $G_{L^*L^*} > 0$ 、

そして $|\overline{H}_2| = [-U_{ll}(1+e')^2 + 2WU_{xl}(1+e') - W^2U_{xx}] > 0$ 、となる。

式 (25) によると、労働市場参加に必要な時間費用が減少することが分かる。その結果、留保労働時間が減少するので、離職率が減少する。

次に、労働市場参加費用の式 (7) の Z について考えてみる。 Z は費用曲線 GG' に影響を与えるシフト・パラメーターであるから、金銭費用 X^* と時間費用 L^* の双方に影響すると考えられる。例えば、女性の教育水準の向上等は家計の生産活動の生産性に影響を与えると考えられるので、その結果、 GG' が変化することが予測される。 Z の L^* に及ぼす影響は次のようになる。

$$\frac{dL^*}{dZ} = G_{L^*Z} \frac{|\overline{H}_2|}{|\overline{H}|}、 \quad |\overline{H}| \equiv |\overline{H}_3| < 0、 \quad |\overline{H}_2| > 0 \quad \dots (26)$$

式 (26) において、 $\frac{dL^*}{dZ}$ の符号（負もしくは正）は $G_{L^*Z} \equiv \frac{\partial G_{L^*}}{\partial Z}$ の符号に依存する。つ

まり、教育水準の向上が、労働参加限界費用 $G_{L^*} \equiv \frac{\partial G}{\partial L^*} \equiv \frac{\partial X^*}{\partial L^*}$ に与える影響を知る必

要がある。¹⁸ 教育の向上が限界費用を減少させると考えると、つまり $G_{L^*Z} \equiv \frac{\partial G_{L^*}}{\partial Z} < 0$

ならば、

¹⁸ 労働参加総費用は $TC^* = X^* + L^*$ と定義できるので、労働参加限界費用は、次のように

なる。 $G_{L^*} = \frac{dTC^*}{dL^*} = \frac{dX^*}{dL^*} + 1$

$$\frac{dL^*}{dZ} = G_{L^*Z} \left| \frac{H_2}{H} \right| > 0 \quad \dots (27)$$

となり、教育水準の向上は留保労働時間を増加させて、離職率を高めることになる。式 (27) の意味するところは、職場で労働条件が悪くなった場合に、教育水準の高い女性ほど離職率は高いことになる。労働条件として挙げられる要素は、職場において女性の能力を発揮しやすいように男女雇用機会均等法が守られているか、セクシャルハラスメント防止が行われているか、休業制度（育児や介護制度等）が備わっているか、等々多く考えられる。¹⁹

最後に、保証所得（図 2 から図 4 では V_0 ）の増加が女性の離職に与える影響を考察する。式 (12) から導き出される 2 階の条件では、 V_0 が L^* に与える直接の所得効果はゼロであり、式 (16) の X^* と L^* は V_0 の関数であることから、保証所得によるそれぞれの労働参加費用に与える影響を分析する必要がある。しかし、 V_0 が X^* と L^* の和である労働参加総費用にどのように影響するのか予め仮定しない限り、保証所得の離職率への効果を予測できないと思われる。つまり、

$$TC^* = X^* + L^* = G(L^*, Z) + L^* \quad \text{及び}$$

$$\frac{dTC^*}{dV_0} = \frac{dX^*}{dV_0} + \frac{dL^*}{dV_0} = G_{L^*} \frac{dL^*}{dV_0} + G_Z \frac{dZ}{dV_0} + \frac{dL^*}{dV_0} \quad \dots (28)$$

であるから、もし保証所得の増加はシフト・パラメーターに影響を与えないならば

$$\left(\frac{dZ}{dV_0} = 0 \right), \text{ 式 (28) は、}$$

$$\frac{dTC^*}{dV_0} = (G_{L^*} + 1) \frac{dL^*}{dV_0}, \quad G_{L^*} \equiv \frac{\partial G}{\partial L^*} < 0, \quad \text{つまり、} \quad \frac{dL^*}{dV_0} = \frac{dTC^*}{dV_0} (G_{L^*} + 1) \quad \dots (29)$$

となり、保証所得の増加は労働参加総費用を増加させ且つ $|G_{L^*}| < 1$ という条件のもと

では $\frac{dL^*}{dV_0} > 0$ となり、女性の離職は高まることになる。²⁰

¹⁹ 一方、女性の教育水準の向上は、家計生産活動の技術的向上のみならず、労働市場への進出の機会を増す影響もある。後者の場合には、想像労働時間の増加につながり、女性の離職率は減少することになる。純効果は、両者の強さによる。

²⁰ 保証所得の増加は余暇の時間を増加させると考えるのが妥当なので、想像労働時間 h_N が減少して、この側面からも離職の傾向が高まるといえる。

保証所得 V_0 の増加に伴い、労働参加総費用が増加する例として、保証所得が時間費用 L^* に影響しないで ($\frac{\partial G_{L^*}}{\partial V_0} = 0$)、金銭費用 X^* のみに影響する場合がある。例えば、保証所得の増加に伴い、幼児をより質の良い施設に預ける場合がこれに該当する。この状況を図 4 で示すと、労働参加費用曲線 GG^* 、賃金線 (傾き W)、接点 F 、の全体が下方に垂直にシフトする。その結果、留保労働時間は増加する。もう一つの影響は、保証所得が増加は余暇時間に正の所得効果を与えるので、無差別曲線 U_2 と賃金線の接点から求められる均衡の余暇時間 l_2 は増加して、想像労働時間は減少し離職率は高まる。

以上の比較静学の方法により、女性の職場や家計における状況の変化が女性の離職行動にどのような影響を与えるかについて考察をおこなった。実証分析では、女性の就業条件を表す変数として、雇用形態の一つであるパート・タイムを使っている。常勤と比較して、パート・タイムの雇用条件についてここで述べるまでもないと思われる。パート・タイムは女性の離職率に正に影響すると予測する。その他、残業しても給与が支払われないという状況も就業条件の変数としてモデルにいれている。この影響は離職率に正にはたらくと予測する。

女性賃金として、女性の一年間の給与 (万円単位) を変数としている。給与は女性の離職率に負に影響する。保証所得の影響を調べるために、夫の一年間の給与 (万円単位) を使用している。未婚女性には給与ダミー変数を使用している。

労働参加費用仮説を検証するために、夫の企業の育児・介護休業制度ダミー、女性の学歴 (大学・大学院卒ダミー)、5 歳以下の子供の数、6~13 歳までの子供の数、75 歳以上の高齢者の数、等を変数としてモデルにいれている。夫の企業の育児・介護休業制度ダミーによる離職率への影響は、労働参加費用の減少につながるので、離職率の低下となると予測される。一方、実際に介護休業制度を利用するために時間をとられるので、夫の企業に介護休業制度があることは、女性の離職率を高める可能性もある。次章では実証結果について報告する。

IV. 実証結果

4-1 サンプルについて

この研究は、(財)家計経済研究所の『消費生活に関するパネル調査』の1993年から1995年のデータから、1994年における25歳から35歳までの未婚・既婚女性1421人をサンプルとしている。離職の分析は、1994年から1995年にかけて離職(転職または仕事を辞めた)した女性を対象にしている。

サンプルの1421人の統計については、表3に報告してある。25歳から35歳の女性の労働力率は58.6%である。総務庁統計局「労働力調査」によると、1994年(平成6年)の女性の労働力率は25歳から29歳で65.3%、30歳から34歳で53.5%であることから、この分析で使われているサンプルにかたよりはないと思われる。²¹ 女性の約71%が結婚をしているが、夫の職場で育児休業制度があるのは約17%である。介護休業制度については約7%である。²² 1994年の段階ではこれらの制度は十分に導入がされていないことがわかる。学歴は、高卒(65%)、短大・高専卒(20%)、大学・大学院卒(13%)となっている。1994年の学歴別女性労働(全国平均)は高卒(56%)、短大・高専卒(23%)、大卒(7.4%)であるから、特に高卒と大学・大学院卒のサンプルが全国平均より高めである。

次に、離職の分析に使われたサンプル833人について、表4にその統計を報告してある。この833人は1994年に雇用されていた女性である。配偶関係についてみると、既婚者(被雇用者)の全国平均は57%であるから、サンプルの既婚率55%は全国平均に近い。雇用形態は、女性の25%がパート・タイムとなっている。全国平均(1997年)は13%(25歳~29歳)と26%(30歳~34歳)であるから、むしろ全国平均の30歳

²¹ この章で言及している資料は、総務庁統計局「労働調査」と労働省「賃金構造基本統計調査」の1994年のもので、すべて平成10年版の『女性労働白書』から引用している。紙面の関係で、引用の都度に該当するページは省略している。

²² ここで女性という場合には、サンプルの25歳から35歳の女性をさしている。

から 34 歳の平均に近い。以上、サンプルの未婚・既婚女性 25 歳から 35 歳を概観してみた結果、サンプルにかたよりは見られないと考えられる。

4-2 女性の労働と市場賃金について

ここでは実証分析の結果に言及する。まず表 5（左側）の女性労働（労働力率）について考察する。労働市場の参加決定要因は、おおむね理論的な予測と合致している。このモデルに女性の賃金が含まれていない理由は、市場で提供される賃金を推定するためである。²³ 夫の給与（年間収入）は所得効果により、女性の労働参加には負に強く働いている。夫の給与ダミーが式に含まれている理由は分析に未婚者も含まれているので、未婚者を除外しないためである。夫の給与がない場合には給与ダミー変数の値を 1 としている。

夫の職場に育児・介護休業制度が導入されている場合では、特に介護休業制度が有意に働いており、女性の労働市場への参加を促している。健康にすぐれない（病気）女性は労働参加をひかえる傾向にある。未婚で大卒以上の女性が労働市場に出ていることは、通常の観察に合致している。²⁴ その逆は、特に中学卒業で結婚している女性が労働市場に出ていないことになる。

5 歳以下の子供の数が増えると女性は労働市場に出ず、専業主婦になる傾向にある。しかし、6 歳から 13 歳の子供の数が多い場合には、既婚女性は労働参加する傾向にある。家計における 75 歳以上の高齢者は、25 歳から 35 歳の女性の労働参加の決定に影響を及ぼしていない。尚、大都市（13 大都市）やその他の市の変数は地域の影響を操作するためにいれてある。

表 5 の右側に報告してある賃金式は、市場の賃金を推定するために行っている。市場賃金（女性の年間所得）の推定が必要な理由は、離職の分析で女性は自分の賃金と市場

²³ 賃金推定式は表 5 の右側に報告してあるので、後に言及する。

の賃金を比べて、転職を行っているかどうかを調べるためである。

賃金式の結果について、パート・タイムという就業形態は市場賃金に強く影響することは理解できる。さらに、労働市場での就業経験は女性の賃金に強く、有意に作用している。変数で、職業経験はダミー（前年に同じ企業で働いていれば、その値は1）を使っている。一般的には、労働市場での経験年数がふさわしい変数であるが、今回使用した『消費生活に関するパネル調査』において該当する変数が見当たらないので、職業経験ダミー変数に加えて、既婚と子供の数の変数を代理変数として使っている。先ほどの女性労働の分析で、二つの変数（既婚及び5歳以下の子供の数）は、女性の労働市場への参加に負の効果があることから、継続的な労働市場への参加を妨げている。その結果、就業経験として負に作用しているため、年間所得に有意に負で働いている。最後に、ミルズ比は女性の市場賃金を推定するさいに、セレクション・バイアスを避けるために入れてある。

4-3 女性の離職行動について

表6の分析結果は、未婚・既婚女性を共に含んでいる実証結果である。女性の離職行動に強く有意に影響している要素は、女性の給与である。その効果は負に作用している。つまり、離職するかどうかの決定に賃金が重要であり、賃金が低い場合には離職する傾向にある。

また、離職行動に非常に強く作用している要因は、職場における労働条件・環境である。モデルに、職場の労働条件等を表す代理変数として、パート・タイムの変数を入れている。²⁵ この変数の推定係数の符号は正で、強く有意に働いている。これは理論の予測と合致する。女性にとって労働条件の悪さとは、男女雇用機会均等が遵守されていない、女性労働者の能力が発揮しにくい環境、育児・介護休業制度が適用されない、勤

²⁴ 学歴で除外されている部類は中学卒業である。

²⁵ 常勤に比べて、パートの労働条件の悪さは、ここで言及する必要はないと思われる。

務時間が不規則、女性に対して差別的なことが行われる、等々多くが挙げられる。²⁶ 結果として、職場における女性への労働条件の改善は、女性の離職率を低めると思われる。ただし、それら諸条件の中には、女性の離職率を高める要素もある。例えば、介護休業制度は良い例である。この変数が正で有意に影響している分析結果からもいえる。

職場での労働条件として、無報酬の残業をしているかどうかを表す残業（給与なし）の変数を入れている。推定係数の符号は理論で予測するように正であるが、統計上有意ではない。一方、転職の機会の推定係数は正で非常に強く有意になっている。このことから、市場の景気等の上昇により転職機会が増えると、女性は転職するといえる。

理論は高学歴の女性ほど転職しやすいと予測しており、実証結果でもその符号は正で理論と合致しているが、統計上有意ではない。家庭に13歳以下の子供いる場合や75歳以上の高齢者がいる場合では、特に6歳から13歳の子供の影響は、女性の離職に負に作用している。この年齢の子供の存在は、将来予測に影響していると思われる。つまり、子供に将来必要な教育の問題等が考えられる。子供の塾や稽古ごとの出費等の影響も否定できない。

以上、25歳から35歳の未婚・既婚女性の離職行動に関していえることは、職場の労働条件が主な要因であり、賃金など含めた諸条件が他の職場に比べて劣る場合に離職率が高くなることである。

次に、上記の結果に比較して、表6の右の結果について考察する。左のモデルとの違いは、ここでは表5で推定された市場の賃金をモデルに入れて、女性の転職行動を調べている。つまり、他の職場で自分の能力が金銭的に高く評価されている場合である。この変数（市場の賃金）の推定係数は正である。理論が予測するように、離職率は高まる傾向にあるが、統計的に有意でない。市場の賃金を含まない結果に比べて、変数の推定

²⁶ 勿論、分析に含まれるパート・タイムの変数がこれら各々の労働条件を表しているわけではない。

係数の符号と有意性において大きな変化は見られないので、これまでの考察は妥当であるといえる。

比較の為に、25歳から35歳の既婚女性の分析を行い、その結果を表7に報告してある。まず、市場の賃金変数を含まない左側の結果について、表6との違いを調べる。女性の給与とそのダミーは負で有意である。また、パート・タイム、転職の機会の変数ともに、その推定係数は正で有意である。これらの変数は、女性の職場での就業状況や労働条件を表している。既婚女性についても前述の女性全体と同じようなことがいえる。

統計的に大きな変化が見られた変数は、大学・大学院卒業の係数である。²⁷ 表7では、統計上10%の有意水準で、その重要性を棄却できない。その符号が負であることは、既婚女性のうち、高学歴の人ほど離職率が低いことになる。理論的には職場で労働条件が悪化した場合に、高学歴の女性ほど離職しやすいと、予測している。

既婚女性の教育水準が負で有意である説明として挙げられる一つに、もしモデルに含まれている他の変数が職場での労働条件をコントロールしていると解釈すれば、既婚女性の大学・大学院卒業の学歴は、職場での働き甲斐といくらか関係があるかもしれない。女性の離職傾向(II章)のところで言及しているが、特殊訓練等の技能・技術の蓄積は女性の転職率を低める効果がある。

最後に、表7右側の市場の賃金変数をふくんだ分析結果では、それぞれの推定係数結果は左側とほとんど変わらない。市場の賃金の係数はやはり予測通りに正である。しかし、既婚女性については統計上有意になってはいない。

表6と表7のまとめとして、未婚、既婚にかかわらず、女性の離職行動に強く作用している要因は、第一に職場の賃金である。賃金が低ければ離職率は高まる。第二に、職場の労働条件の悪化が挙げられる。この要因もやはり離職率を高める。労働条件の要素の一つである介護休業制度も女性の離職率を高める傾向にある。第三に、景気の上昇によっても女性の転

職率は高まる。離職はいわゆるプロシクリカル（ビジネスサイクルと同方向）の可能性が強い。結果、日本女性（25歳から35歳の年齢層）の職場におけるジョブ・ミスマチングの原因は、労働報酬が主たる要素である、といえる。

²⁷ 6歳から13歳までの子供の数はここでは有意になっていない。

V. まとめ

女性の離職行動について、(財)家計経済研究所の『消費生活に関するパネル調査』を使い、1994年に25歳から35歳までの未婚・既婚女性の1421人について分析を行った。実証分析では、まず女性の労働力率と市場の賃金の式を推計して、その情報を考慮して女性の離職行動を分析した。本研究は、女性の職場での就業・労働条件が離職(転職および仕事を辞める)の引き金になると仮定し、労働参加費用(エントリー・フィー)が離職か否かの決定をする、という仮説を検証している。

サンプルに含まれて25歳から35歳までの女性1421人の労働力率は58.6%であり、同年の全国平均である25歳から29歳の女性労働力率の65.3%と30歳から34歳の労働力率の53.5%と比較しても、サンプルにかたよりは無いと思われる。学歴に関して、高卒(65%)、短大・高専卒(20%)、大学・大学院卒(13%)であり、1994年の学歴別女性労働(全国平均)は高卒(56%)、短大・高専卒(23%)、大卒(7.4%)であることから、高卒と大学・大学院卒は全国平均に比べて高い。離職の分析に使われたサンプル833人は1994年に雇用されていた女性である。そのうち157人が離職(転職または仕事を辞めた)している。サンプルの既婚率55%は全国平均の57%に近い。

はじめに、女性労働率の実証分析の結果について、労働市場の参加決定要因はおおむね理論的予測と合致している。夫の給与は女性の労働参加するインセンティブを低めている。夫の職場での育児・介護休業制度は女性の労働市場への参加を促している一方、健康にすぐれない女性は労働参加しない傾向にある。子供の影響について、5歳以下の子供の数が増えると女性は専業主婦になる傾向にあるが、6歳から13歳の子供の影響は既婚女性を労働参加させる傾向にある。市場の賃金式の結果について、労働条件を表す(パート・タイム)は市場の賃金に負で強く影響している。労働市場での就業経験は女性の賃金に高めている。5歳以下の子供は女性の労働市場への参加を妨げ、就業経験

を低めて年間所得は減少させている。

つぎに、離職行動の分析結果について、女性（未婚・既婚共）の離職行動に賃金が非常に重要な役割を果たしている。賃金が低くなると女性は離職する傾向にある。また、離職行動に同じく強く作用している要因は職場の環境である。女性にとって就業・労働条件の悪さとは、男女雇用機会均等が遵守されていない、女性労働者の能力が発揮しにくい環境、育児・介護休業制度が適用されない、勤務時間が不規則、女性に対して差別的なことが行われる、無報酬の残業をしている、等々多く挙げられる。実証結果から、職場における女性の就業・労働条件の改善は、女性の離職率を低めるといえる。ただし、夫の職場における介護休業制度は女性の離職率を高める要素となっている。さらに、市場の転職機会が増加すると（例えば、景気等の上昇により）、女性の転職率は上昇している。女性の離職行動を説明する労働参加費用仮説について、その仮説をサポートするような強い検証結果を得えられなかった。

25歳から35歳の既婚女性の離職行動に関しても、その結果は上記のものと同様であった。しかし、既婚女性の大学・大学院卒業の学歴は、特殊訓練等の技能・技術を蓄積させる作用があり、女性の転職率を低めている。市場賃金を推定して、職場の賃金が変わらず、他の職場で自分の評価が上昇した場合の影響を検証したが、統計的に有意にならなかった。

本研究の実証結果から、未婚、既婚にかかわらず、若い女性の離職行動に影響を与えている要因は、労働報酬を含めた就業・労働条件である、ということが明らかにされた。

参 考 文 献

- 家計経済研究所編『消費生活に関するパネル調査』第1、2、3年度（大蔵省印刷局、1995年、1996年）
- 総務庁統計局編『日本統計年鑑』第48回（1999年）（日本統計協会、1998年）
- 労働省所政局編『女性労働白書』平成10年（21世紀職業財団、1999年）
- Ben-Porath, Yoram. Labor-Force Participation Rates and the Supply of Labor, *Journal of Political Economy*, Vol. 81, No. 3 (May/June 1973), pp. 697 – 704.
- Blau, Francine D. and Lawrence M. Kahn. “Race and Sex Differences in Quits by Young Workers,” *Industrial and Labor Relations Review*, Vol. 34, No. 4 (July 1981), pp. 563 – 577.
- Bowlus, Audra J. “Matching Workers and Jobs: Cyclical Fluctuations in Match Quality,” *Journal of Labor Economics*, Vol. 13, No. 2 (April 1995), pp. 335 – 350.
- Cogan, John. Labor Supply with Costs of Labor Market Entry. In James P. Smith (ed), *Female Labor Supply: Theory and Estimation*. Princeton: Princeton University Press, 1980, pp. 327 – 364.
- Light, Audrey and Manuelita Ureta. “Panel Estimates of Male and Female Job Turnover Behavior: Can Female Nonquitters Be Identified?” *Journal of Labor Economics*, Vol. 10, No. 2 (April 1992), pp. 156 – 181.
- Royalty, Anne Beeson. “Job-to-Job and Job-to-Nonemployment Turnover by Gender and Education Level,” *Journal of Labor Economics*, Vol. 16, No. 2 (April 1998), pp. 392 – 443.
- Weiss, Andrew. “Determinants of Quit Behavior,” *Journal of Labor Economics*, Vol. 2, No. 3 (July 1984), pp. 371 – 387.

表1 女性の就業入職・離職状況（非農林業：万人）

年	雇用者(A)	入職者	新規学卒者	一般未就業者	転職入職者	離職者(B)	(B)/(A)
1985	1539	217	47	74	96	207	13%
1986	1573	206	---	---	---	205	---
1987	1605	212	---	---	---	209	---
1988	1659	238	---	---	---	221	---
1989	1738	244	---	---	---	236	---
1990	1823	292	59	86	147	267	15%
1991	1906	313	---	105	151	290	15%
1992	1962	309	64	99	146	290	15%
1993	1997	261	59	80	122	258	13%
1994	2021	239	49	71	119	261	13%
1995	2034	248	50	72	126	266	13%
1996	2069	249	51	79	120	255	12%
1997	2113	275	56	91	128	280	13%

入職者は新規学卒者、一般未就業者、転職入職者の計である。数値は四捨五入のため一致しない。
資料：労働省女性局編(1999年)、『女性労働白書』、平成10年版、付30-付43。

表2 女性の職歴別入職状況（非農林業：万人）

年	一般未就業者		総入職者数(A)		(B)/(A)	年齢別転職割合	
	一般労働者	パート	一般労働者	パート		24歳以下	25～34歳
1990	38	48	101	46	63%	34%	24%
1991	49	56	101	49	59%	32%	26%
1992	40	59	95	51	60%	34%	25%
1993	38	42	82	40	54%	27%	25%
1994	33	39	79	40	62%	27%	25%
1995	33	39	82	44	64%	30%	26%
1996	32	46	78	42	61%	28%	27%
1997	38	52	80	49	59%	30%	27%

パート：パート・タイム

年齢別転職割合：転職者数（年齢別）/総転職者数

資料：労働省女性局編(1999年)、『女性労働白書』、平成10年版、付42-付43。

表3 統計値

標本数	1421	平均	標準偏差	最小	最大
女性労働力率		0.586	0.493	0	1
夫の給与（対数）		3.502	3.042	0	7.321
夫の給与（ダミー）		0.428	0.495	0	1
育児休業制度		0.174	0.379	0	1
介護休業制度		0.067	0.250	0	1
病気		0.077	0.267	0	1
女性の年齢		29.894	3.225	25	35
既婚		0.707	0.455	0	1
高校卒業		0.645	0.479	0	1
短大・高専卒業		0.203	0.403	0	1
大学・大学院卒業		0.125	0.331	0	1
5歳以下の子供の数		0.635	0.762	0	3
6～13歳までの子供の数		0.464	0.781	0	4
75歳以上の高齢者の数		0.093	0.325	0	2
大都市		0.243	0.429	0	1
その他の市		0.559	0.497	0	1

表4 統計値

標本数	833	平均	標準偏差	最小	最大
離職		0.188	0.391	0	1
女性の給与（対数）		4.185	2.212	0	6.745
女性の給与（ダミー）		0.194	0.396	0	1
市場の賃金		4.185	1.532	0.639	6.058
夫の給与（対数）		2.594	3.005	0	7.17
夫の給与（ダミー）		0.571	0.495	0	1
パート・タイム		0.250	0.433	0	1
職業経験		0.744	0.437	0	1
育児休業制度		0.143	0.350	0	1
介護休業制度		0.062	0.242	0	1
残業（給与なし）		0.286	0.452	0	1
転職の機会		0.121	0.327	0	1
病気		0.079	0.270	0	1
女性の年齢		29.663	3.316	25	35
既婚		0.546	0.498	0	1
高校卒業		0.624	0.485	0	1
短大・高専卒業		0.203	0.402	0	1
大学・大学院卒業		0.155	0.362	0	1
5歳以下の子供の数		0.419	0.678	0	3
6～13歳までの子供の数		0.467	0.804	0	4
75歳以上の高齢者の数		0.115	0.362	0	2
大都市		0.251	0.434	0	1
その他の市		0.540	0.499	0	1

表 5 女性労働と市場賃金

女性労働：プロビット・モデル(Probit Model)				市場賃金：最小二乗法(OLS)					
変数	定数項	推定係数	t-値	P-値	変数	定数項	推定係数	t-値	P-値
夫の給与 (対数)	5.527	6.118	[.000]		パート・タイム	2.890	3.820	[.000]	
夫の給与 (ダミー)	-0.919	-6.361	[.000]		職業経験	-0.473	-3.469	[.001]	
育児休業制度	-5.442	-6.155	[.000]		女性の年齢	2.845	20.374	[.000]	
介護休業制度	0.152	1.336	[.181]		既婚	-0.015	-0.727	[.468]	
病気の年齢	0.300	1.851	[.064]		高校卒業	-0.791	-2.818	[.005]	
女性の年齢	-0.264	-1.885	[.059]		短大・高専卒業	0.172	0.390	[.697]	
既婚	0.034	2.242	[.025]		大学・大学院卒業	0.437	0.960	[.338]	
高校卒業	-1.342	-9.049	[.000]		5歳以下の子供の数	0.258	0.537	[.591]	
短大・高専卒業	0.541	2.365	[.018]		6~13歳までの子供の数	-0.372	-3.178	[.002]	
大学・大学院卒業	0.525	2.174	[.030]		大都市	-0.057	-0.579	[.563]	
5歳以下の子供の数	0.852	3.327	[.001]		その他の市	0.160	0.871	[.384]	
6~13歳までの子供の数	-0.307	-5.459	[.000]		ミルズ比 (Mills ratio)	-0.306	-1.919	[.055]	
75歳以上の高齢者の数	0.169	2.887	[.004]			0.498	1.253	[.211]	
大都市	0.146	1.174	[.241]						
その他の市	-0.237	-2.005	[.045]						
	-0.268	-2.711	[.007]						
対数尤度比	-754.547				F-検定量	62.977			
決定係数	0.261				対数尤度比	-1570.850			
予測された割合	0.725				決定係数	0.480			
標本数	1421				標本数	833			

表 6 女性(25歳～35歳)の離職行動：フロピット・セナル

変数	推定係数	t-値	P-値	変数	推定係数	t-値	P-値
定数項	2.078	1.200	[.230]	定数項	2.112	1.218	[.223]
女性の給与(対数)	-0.187	-2.545	[.011]	女性の給与(対数)	-0.198	-2.485	[.013]
女性の給与(ダミー)	-0.755	-1.960	[.050]	女性の給与(ダミー)	-0.779	-1.994	[.046]
				市場の賃金	0.020	0.360	[.719]
夫の給与(対数)	-0.402	-1.326	[.185]	夫の給与(対数)	-0.415	-1.359	[.174]
夫の給与(ダミー)	-2.237	-1.294	[.196]	夫の給与(ダミー)	-2.317	-1.329	[.184]
パート・タイム	0.517	3.980	[.000]	パート・タイム	0.519	3.991	[.000]
育児休業制度	-0.045	-0.228	[.820]	育児休業制度	-0.048	-0.242	[.808]
介護休業制度	0.462	1.719	[.086]	介護休業制度	0.464	1.726	[.084]
残業(給与なし)	0.100	0.788	[.431]	残業(給与なし)	0.094	0.739	[.460]
転職の機会	0.382	2.555	[.011]	転職の機会	0.382	2.551	[.011]
病気	0.199	1.066	[.286]	病気	0.195	1.042	[.297]
大学・大学院卒業	0.061	0.375	[.707]	大学・大学院卒業	0.064	0.394	[.694]
5歳以下の子供の数	-0.133	-1.075	[.283]	5歳以下の子供の数	-0.126	-1.003	[.316]
6～13歳までの子供の数	-0.170	-2.191	[.028]	6～13歳までの子供の数	-0.165	-2.089	[.037]
75歳以上の高齢者の数	0.060	0.401	[.688]	75歳以上の高齢者の数	0.061	0.407	[.684]
大都市	-0.131	-0.800	[.424]	大都市	-0.133	-0.808	[.419]
その他の市	-0.106	-0.726	[.468]	その他の市	-0.102	-0.701	[.483]
ミルズ比 (Mills ratio)	0.392	1.091	[.275]	ミルズ比 (Mills ratio)	0.403	1.117	[.264]
対数尤度比	-375.754			対数尤度比	-375.690		
決定係数	0.076			決定係数	0.076		
予測された割合	0.819			予測された割合	0.820		
標本数	833			標本数	833		

表7 既婚女性(25歳～35歳)の離職行動：プロビット・モデル

変数	推定係数	t-値	P-値	変数	推定係数	t-値	P-値
定数項	2.158	0.882	[.378]	定数項	2.202	0.899	[.369]
女性の給与(対数)	-0.265	-2.988	[.003]	女性の給与(対数)	-0.275	-2.845	[.004]
女性の給与(ダミー)	-1.005	-2.261	[.024]	女性の給与(ダミー)	-1.024	-2.274	[.023]
-----	-----	-----	-----	市場の賃金	0.018	0.262	[.793]
夫の給与(対数)	-0.353	-0.736	[.462]	夫の給与(対数)	-0.366	-0.759	[.448]
夫の給与(ダミー)	-2.083	-0.734	[.463]	夫の給与(ダミー)	-2.172	-0.761	[.447]
パート・タイム	0.350	2.251	[.024]	パート・タイム	0.350	2.253	[.024]
育児休業制度	0.060	0.267	[.789]	育児休業制度	0.058	0.258	[.796]
介護休業制度	0.405	1.326	[.185]	介護休業制度	0.407	1.334	[.182]
残業(給与なし)	0.168	0.856	[.392]	残業(給与なし)	0.160	0.803	[.422]
転職の機会	0.589	2.626	[.009]	転職の機会	0.585	2.603	[.009]
病気	0.366	1.206	[.228]	病気	0.355	1.161	[.246]
大学・大学院卒業	-0.615	-1.768	[.077]	大学・大学院卒業	-0.610	-1.753	[.080]
5歳以下の子供の数	-0.100	-0.547	[.585]	5歳以下の子供の数	-0.095	-0.517	[.605]
6～13歳までの子供の数	-0.139	-1.031	[.302]	6～13歳までの子供の数	-0.134	-0.984	[.325]
75歳以上の高齢者の数	-0.121	-0.479	[.632]	75歳以上の高齢者の数	-0.116	-0.456	[.648]
大都市	-0.086	-0.338	[.736]	大都市	-0.091	-0.357	[.721]
その他の市	-0.050	-0.216	[.829]	その他の市	-0.049	-0.214	[.830]
ミルズ比 (Mills ratio)	0.336	0.416	[.677]	ミルズ比 (Mills ratio)	0.352	0.436	[.663]
対数尤度比	-209.067			対数尤度比	-209.033		
決定係数	0.107			決定係数	0.107		
予測された割合	0.800			予測された割合	0.802		
標本数	455			標本数	455		