

# 既婚女子の雇用就業形態の選択に 関する実証分析

——パートと正社員

永瀬 伸子  
(東京大学大学院)

## 目次

- 一 はじめに
- 二 データについて
- 三 「パートの呼称」ならびに「短時間労働」の賃金関数に与える影響
- 四 家族構成、学歴、離職期間と既婚女子の就業選択
- 五 「パート」、「正社員」の賃金関数とセレクトシヨンの効果
- 六 おわりに

## 一 はじめに

従来、パートタイムマーは労働時間が短いゆえに、その自由度の代償として低賃金であるとされてきた。それは本来に時間の短さのゆえなのだろうか。それとも「パート」という地位のゆえなのだろうか。パートタイム労働という言葉

から、私たちは、短時間労働者を思い浮かべる。しかし、日本特有のことであるが、「パート」と呼称されながら、フルタイムで働く労働者が「パート呼称者」の二―五割程度を占める。はたして、短時間という概念でとらえた場合の就業行動は、「パートの呼称」でとらえた場合のそれとどのように異なるのだろうか。平成五年の「パート労働法」の立法にまつわる政策論議の土台としても、両者の差異を定量的に明らかにすることは重要である(大沢(一九九四))。本稿は、この問題に関し、一九八三年の女子(二五―四四歳)のクロス・セクションの個票データを使い、多項ロジット、最尤法などの手法を用いて実証的に分析したものである。「パート」と「短時間労働者」の両概念は曖昧に、ときに同義に使われてきたが、両者はかなり異なる対象を指す。いくつかの数字を示そう。総務庁『労働力調査特別調査』(一九八九)

によれば、週の労働時間が三五時間未満の労働者は「パート呼称者」の二人に一人にすぎない。また、労働省『平成二年パートタイムの実態——パートタイム労働総合実態調査報告』(一九九二)では、一般の正社員と所定労働時間がほぼ同じである「パート」が、五人に一人である。この両概念によって就業行動や賃金が、どのように異なるのかは明らかにされてこなかった。

これまでのパートおよびフルタイムを含めた女子労働供給の経済分析を概観すると、欧米では、時間に関して共通の賃金関数を推計し、各人が自由に労働供給時間を選択するというモデルを使った実証分析が多い(Heckman [1979], Killingsworth and Heckman [1986])に紹介される一連の女子の就業時間選択の実証分析)。これらの分

ながせ・のぶこ 東京大学経済学部卒。東京大学大学院経済学研究科博士課程在学中。主な著書に『銀行の生き残り戦略』(共著、東洋経済新報社)、労働経済・現代経済専攻。

表1 賃金関数の推計

	最小自乗法	最尤法
定数	7.048*** (6.75)	7.624*** (6.80)
教育年数	0.0716 (0.46)	0.0496 (0.28)
教育年数二乗	-0.00191 (0.29)	0.0030 (0.41)
勤続年数	0.0552*** (3.12)	0.0702*** (4.01)
勤続年数二乗	-0.0053** (2.00)	-0.0020*** (2.83)
教育アスピレーション	-0.3479** (2.31)	-0.3389** (2.07)
教育アスピレーション二乗	0.0149** (2.56)	0.0145*** (2.29)
就業年数	0.0136* (1.84)	0.0169** (2.02)
専門管理職	0.6537*** (5.93)	0.5805*** (4.34)
事務職	0.4110*** (5.37)	0.4434*** (5.29)
販売職	0.3600*** (3.77)	0.3544*** (3.72)
農林職	0.2885 (1.53)	0.1610 (0.73)
都市部	0.0704 (1.23)	0.0407 (0.65)
「パートダミー」	-0.2711*** (3.49)	-0.5203*** (5.80)
「自営業ダミー」	-0.2829** (2.31)	-0.5279*** (4.91)
「家族従業ダミー」	-0.4169*** (4.70)	-0.5883*** (6.27)
「内職ダミー」	-0.4771*** (4.71)	-1.1815*** (8.55)
年齢30-34	0.1096** (2.10)	0.0700 (0.88)
年齢35-39	0.1307*** (2.40)	0.1413** (1.66)
年齢40-44	0.0136 (0.20)	-0.0189 (0.12)
「短時間ダミー」	-	0.4977*** (7.57)
標本数	432	432
調整済 R.2 lnL	0.3415	504.166

注1: ( )内はt値。職種、年齢、都市部ダミー変数。\*\*\*有意水準1%, \*\*有意水準5%, \*有意水準10%。

注2: 所得階級からの賃金推定のバイアス修正  
21に示された年間所得階級と、平均の週の出勤日数と平均の一日の労働時間から、賃金率を推計する。真の賃金率  $W^*$  は、本人が所属する所得階級の下限  $I_i$  を実労働時間  $h_i$  で割った値と、1つ上の階級値の下限  $I_{i+1}$  を実労働時間  $h_{i+1}$  で割った値の間にある。  
 $I_i/h_i < W^* < I_{i+1}/h_{i+1}$  (添字  $i$  は所得階級,  $j$  は個人)  
推定する賃金関数を、 $W_j^* = X_j\beta + u_j$  とおき、 $A_{ij} = I_i/h_j, A_{i+1,j} = I_{i+1}/h_j$  とおくと、  
 $A_{ij} - X_j\beta < u_j < A_{i+1,j} - X_j\beta$   
である。

誤差項  $u_j$  について正規分布を仮定し、その分散を  $\sigma^2$  とすると尤度関数は  
 $L(\beta, \sigma^2) = \prod_j \phi(A_{i+1,j} - X_j\beta / \sigma) - \phi(A_{ij} - X_j\beta / \sigma)$  (ただし、 $\phi(\cdot)$  は標準正規分布関数)

最尤法によって  $\log L(\beta, \sigma^2)$  を、最大化する  $\beta$  の解を求める。

注3:  $\ln \text{wage} = a_0 + a_1 \cdot \text{educ} + a_2 \cdot \text{educ}^2 + a_3 \cdot \text{tenure} + a_4 \cdot \text{tenure}^2 + a_5 \cdot \text{edasp} + a_6 \cdot \text{edasp}^2 + a_7 \cdot \text{exp} + a_8 \cdot \text{senmon} + a_9 \cdot \text{jimu} + a_{10} \cdot \text{sales} + a_{11} \cdot \text{farm} + a_{12} \cdot \text{urban} + a_{13} \cdot \text{part} + a_{14} \cdot \text{jiei} + a_{14} \cdot \text{kagyo} + a_{15} \cdot \text{naishoku} + a_{16} \cdot \text{age30-34} + a_{17} \cdot \text{age35-39} + a_{18} \cdot \text{age40-44} + a_{17} \cdot \text{short} (1)$

ln wage=表1左欄は、年間所得階級の中央値を1日の平均実労働時間、1週間の平均労働日数から求めた年間労働時間で割って求めた賃金率の対数。表1右欄は、年間所得階級の最下限値および最上限値を1日の平均実労働時間、1週間の平均労働日数から求めた年間労働時間で割って求めた賃金率範囲の対数。

educ=教育年数, tenure=勤続年数, exp=通算の就業年数, 2は自乗項。  
edasp=教育アスピレーション, 義務教育終了時に希望していた教育年数, 2は自乗項。

senmon=専門管理職ダミー, jimu=事務職ダミー, sales=販売職ダミー, farm=農林職ダミー (senmon, jimu, sales, farmの職種ダミーは技能労働サービス職をベースとする)。

urban=都市ダミー: 東京都内, 首都圏都市および地方大都市=1。  
part=「パート・アルバイトと呼ばれる者」のダミー, kagyo=家族従業者ダミー, jiei=自営業主ダミー, naishoku=内職者ダミー (part, kagyo, jiei, naishokuの就業形態ダミーは正社員をベースとする)。

age30-34=30-34歳ダミー, age35-39=35-39歳ダミー, age40-44=40-44歳ダミー (年齢ダミーは25-29歳をベースとする)。

short=週35時間未満労働者を1とするダミー。

いことが知られている。パートとフルタイム労働者の賃金差は、両者の学歴や職種などの分布の差の影響を取り除いても残るものだろうか。既婚女子に関して賃金を対数としたクロス・セクションの賃金関数を推定し、「短時間ダミー」「パート(呼称)ダミー」が、個人の教育や職種などと独立に賃金に負の影響を及ぼすかどうかを推定することにしよう。本データでは、就業者は、従業上の地位として、「パート」「正社員」「家族従業」「自営業、個人営業」「内職」のいずれかを選択する形となっている。このため、「正社員」を基準として、

それぞれの項目を選択した者を1、選択しなかった者を0とする「パートダミー」「家族従業ダミー」「自営業ダミー」「内職ダミー」を賃金関数に説明変数として入れてその効果を見た。また、これとは別に、一日の平均の実労働時間、通常週の出勤日数から算出する週の実労働時間、週三五時間に至らなかった者を1、これ以外を0とする、「短時間就業ダミー」も賃金関数に説明変数として加えた。これ以外の面からの個人属性の差の影響を可能な限り取り除くため、学歴、勤続、通算の就業年数など、人的資本の代理変数として一般的に採用される

変数を説明変数として加え、さらに、コホート、職種、地域、モティベーションの高さなどの影響も考慮するため、これらの変数も順次加えて賃金関数を推定した。さまざまな変数の組み合わせを試みたが、表1に示す推定結果は、表1注3の式に従ったものである。  
表1の左欄は、最小自乗法を用い、短時間ダミーは除いて推定した結果である。推定されたダミー変数の係数は、賃金率が教育、経験、職種、地域の需要などによって説明されるときに、「パート」「自営業」「家族従業」「内職」といった従業上の地位が、「正社員」であ

析では、賃金率は個人の教育や経験によって決まるものであり、労働時間の長さとは無関係であるということが仮定されている。これに対し、日本においては、労働者にかかる固定費用等の存在から、企業は労働時間と賃金をセットでしか提示しておらず、労働者は「短時間・低賃金」「長時間・高賃金」「非就業」のいずれかを選ぶという枠組みを使った分析がほとんどであった(樋口一九八一、一九九二) Yamada, Yanada and Chaloupka [1983] 高山・有田(一九九二)。この場合、同一人物であっても短時間労働では賃金率が下がることが仮定されている。後者を「労働時間賃金セット仮説」と呼ぶと、ここでは、「パート」は「短時間就業」と同義であり、「長時間パート」は分析の枠組みからはずれている。  
短時間就労では賃金率が下がることが、とくに日本で仮定されてきた背景には、パートタイムと一般雇用の賃金格差が、日本においては平均して約四割と大きいことがある(労働省「賃金構造基本調査」、女子に関する特別給も含んだ時間換算給与、平成元年)。しかし、日本のパートはフルタイム労働者と比べて低学歴、短期勤続、就業経験の浅い者が相対的に多く、その差は欧米と比べても大きいことが知られている。教育や経験などの人的資本や能力、労働意欲など、さまざまな変数を考慮してもなお短時間就業の賃金率は長時間就業よりも下がるのである。この点はデータの制約があり、未解決の問題として残っていた。<sup>(3)</sup>

本稿では、個票データと計量分析手法を用いて、これらの点を説明しようとして試みた。本稿の構成は次の通りである。二は使用データの説明。三は教育年数、経験、職種などの差によって生じる賃金への影響を可能な限り取り除いたうえで、「パートと呼ばれること」と「短時間しか働かないこと」がそれぞれ、賃金にどのような効果を及ぼすかを統計的に検定したものである。四は就業選択を「短時間パート」「長時間パート」「短時間正社員」「長時間正社員」「非就業および非雇用就業」といった五つの選択肢からの離散的な選択と見なし、多項ロジック分析を行い、子供数や子供の年齢などの家族構成、学歴や就業姿勢などの個人属性が、就業選択にどのような影響を及ぼしているかを調べた。五は教育年数、経験などの変数ではとらえきれない労働者の差を考慮して、就業選択のセレクション修正項を入れ、「パート」と「正社員」とで個別に賃金関数を求めたもの。そして、六に本稿の結論とインプリケーションが述べられている。

## 二 データについて

本稿が分析の対象とするのは雇用職業総合研究所「一九八三年職業移動と経歴(女子)調査」である。これは、八三年二月に実施された調査のクロス・セクション・データであり、全国二五歳以上七〇歳未満の女子を母集団とし、層化多段抽出法に基づいて三〇〇〇人を抽出し、詳

細な二四九〇の回答を得たものである。ただし、年齢が上がるほど家族従業者が増え、学歴が低くなるなど、かなりデータ属性が異なることから、ここでは二五歳から四四歳まで、一三三〇サンプルをとった。推定作業は欠損値を持つデータを除き、とくに断る場合以外は既婚者について行った。  
本データは「パートの呼称」と「短時間就業」とが識別でき、また調査の母集団をパートに限っていないなど貴重なデータである。このため、世帯構成、学歴や経験などの個人属性を与件としたときに、既婚女子は、どのような場合に短時間パートを、あるいは、長時間パート、正社員、非就業などを選択するのかが分析でき、また呼称、労働時間別の賃金差を計量的に推計できる。データの内容について、詳しくは、雇用職業総合研究所「女性の職業経歴——一九七五年、一九八三年「職業移動と経歴(女子)調査」再分析」を参照されたい。フルタイム労働の定義を、週の実労働時間が三五時間以上とすると、本データに占めるフルタイム労働者は正社員の約九割、「パート(呼称者)」の過半数、家族従業者・自営業者の約半分、内職者の約二五%となる。

## 三 「パートの呼称」ならびに「短時間労働」の賃金関数に与える影響

パートは、比較的経験の浅い労働者が多

ることに比べ、どのような差異を賃金水準に与えるかを示している。「パートダミー」の係数は、有意に負である。1.0271という係数は、教育年数の差、勤続年数の差などの影響を取り除いても、「パート呼称者」は「正社員」よりも約三割も賃金率が低いことを示している。一方「パート」の賃金水準は、「内職者」よりは高いが、「自営業主、個人営業」や「家族従業員」とは統計的に有意な差がないことも非常に興味深い。

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。そこで、雇用者の中でも、未就学児のいる既婚者のグループ、いない既婚者のグループに分け、個人属性を統一したグループで同様の推定を行うと、後者の場合はパートと正社員の賃金差は二割程度にまで縮小した。しかし、フルタイムよりもパートタイムのほうが賃金率が高いとされるオランダ、オーストラリアなどの国があるなかで、非常に大きい賃金差であることが追認された(OECD[1983])。

では「短時間」についてはどうか。週三五時間未満就業者を1とするダミー変数をさらに加えて推計すると、予想に反して強い正の係数を得た。そして、「パートダミー」の負の係数はいっそう拡大する。なお、本データの調査票には賃金率データそのものがあるのではなく、賃金率は所得階級値を一日の平均実労働時間と一週間の平均実労働日数から算出した年間労働時間で除して求めたものであり、所得階級幅が

後に高い賃金を得ていることを示唆するものである(正社員にはほとんど短時間就業者は含まれない)。専門性の高い職種分野で、短時間高賃金のグループがいることが知られているが、正の係数は、教育年数や勤続、大まかな職種のみでとらえられない労働者の質的な差をとらえているのかもしれない。また、ダミーの係数は、賃金率の高い者が短時間労働を選択している効果をとらえているのかもしれない。いずれにせよ、この点に関してはさらに別のデータの分析が必要であろう。

#### 四 家族構成、学歴、離職期間と既婚女子の就業選択

三では、「パート」と「正社員」では、属性を考慮してもなお三割もの賃金格差があるものの、「就業時間の短さ」に由来する補償賃金差(均等化差異)としては格差を説明できそうもないことが示された。ここでは、家族構成や本人の個人属性が就業選択とどのようにかわるのかを分析することしよう。

既婚女子は、家族構成、本人の技術などを外生条件として、家計の効用を最大にする就業形態を離散的な選択肢から選択するものとする。

ほぼ一定のため、低所得層では賃金率の推定誤差が大きい。このバイアスを修正するため、右辺の説明変数を、賃金率ではなく、賃金範囲として、最尤法で求めた結果を表1右欄である。最尤法の結果では、最小自乗法に比べ、正の係数がやや縮小したが、依然として短時間労働者は他の条件を一定とするとむしろ賃金率が高いという結果を得た。「正社員・高賃金」「その他(呼称パート、自営業、家族従業員、内職を含む)・低賃金」というのが推計の結果であり、また、労働時間に関して言えば、予想に反して「短時間・高賃金」である。

このことは何を意味するのだろうか。「賃金労働時間セット仮説」の背景にある経済理論は労働時間に関する「補償賃金差仮説」である。長時間労働の不自由の代償として高い賃金が払われるのであり、短時間労働の賃金が安いとしても、自由時間の長さが低賃金を補うから、これは望んだ選択なのである。ところが、推計結果は、補償賃金差を支持するものではなかった。なぜなら、労働が楽しみでないかぎり、複数の仕事を持つことが可能であれば、長時間低賃金、短時間高賃金ということは補償賃金差仮説からは考えられないからである。

ただし、この結果には留保がある。賃金率は、階級値データから推計している。つまり、このデータからは、真の賃金率の含まれる範囲(所得階級の下限を実労働時間で割った最下限値と、所得階級の上限を実労働時間で割った最上限値)しかわからない。最尤法によって、賃金範囲の広さ

選択肢として「短時間就業のパート」、「長時間就業のパート」、「短時間就業の正社員」、「長時間就業の正社員」、「それ以外」という五つを考える。ここで言う「それ以外」には、非就業、非雇用就業を含める。これらに対応する確率を $P_1, P_2, P_3, P_4, P_5$ としよう。それぞれの確率は次のようなロジスティク分布に従うと仮定する。

$$P_i = \frac{\exp(\alpha_i + \sum_j (\beta_{ij} X_j))}{1 + \sum_j \exp(\alpha_i + \sum_j (\beta_{ij} X_j))} \quad i=1, 2, 3, 4$$

$$P_5 = \frac{1}{1 + \sum_j \exp(\alpha_i + \sum_j (\beta_{ij} X_j))} \quad i=1, 2, 3, 4$$

$P_i$  に対する $P_i$ の選択確率を対数変換し、次のような線形関数を用いて多項ロジット分析を行う。 $i=5$ は非就業の選択とする。

$$\ln(P_i/P_5) = \alpha_i + \sum_j (\beta_{ij} X_j) \quad i=1, 2, 3, 4$$

ここで、単に短時間、長時間、非就業という三つの選択肢に分けず、さらにパートと正社員の呼称を考慮したのは、三での分析で、個人属性を考慮しても両者間に大きい賃金差があることが示されたからである。週三五時間未満の「短時間就業の正社員」は一割しかないこと、また長時間の「パート」に注目するため、ここでは短時間、長時間の区分は週四二時間とした。

既婚女子にとって望ましい就業時間や、就業形態は、各時点における子供の年齢や同居家族、夫の所得などによって異なるだろう。就業

は考慮した。しかし、もし長時間労働者の真の賃金率が、賃金範囲の上限に寄っており、短時間労働者の真の賃金率が賃金範囲の下限に寄っているというランダムでない偏りがあれば、最尤法で仮定している誤差項の正規分布の仮定が崩れ、「短時間ダミー」の係数には、高めのバイアスがかかることになる。既婚女子には税制等諸制度とのかかわりで非課税限度枠内に年収をおさえようとする者が相当数いることが、これまで指摘されている。当時の非課税限度枠は年間所得八〇万円であるが、年収がこれを少し上回った程度では、税制、社会保険上の恩典(夫の所得から認められている税法上の控除(配偶者所得控除)、社会保険加入免除)等がなくなり、家計としての手取り収入は減ってしまう。企業の配偶者手当制度も非課税限度枠にリンクしている場合が多い。このため、休みをとるなどして労働時間を調整し、年収を八〇万円以内におさえようとする就業行動が起こる。一方、年収八〇万円は、本データの所得階級上限の一つである。年収八〇万円枠にかかる者が長時間パートに多いとして、これらの者が、意図的に年収八〇万円に収まるように、就業調整を行っていたとすると、所得階級上限に長時間パートが多く分布することになり、短時間ダミーには高めのバイアスがかかる。

一方、もし短時間ダミーの正の係数がバイアスでないとするれば、「パート呼称者」、「家族従業員」、「自営業者」、「内職者」等のうち、短時間就業者は、長時間就業者に比べ、属性考慮選択の説明変数として、「未就学児数(就学前の子供数)」、「子供数」、「祖父母との同居の有無」を、また「夫が自営業または家族従業員」の場合を1とするダミー変数を入れた。祖父母との同居の影響は、未就学児数によっても異なる可能性を考慮し、クロス項(祖父母同居ダミー\*未就学児数)も加えた。

また市場労働の技術と、技術の減耗が就業選択に与える影響を考慮するため、既婚女子本人の「教育年数」、「離職年数」を説明変数に加えた。さらに、就業に対する執着度(attachment)を示すものとして、女子と職業に関する質問項目の回答から「継続就業志向ダミー」と「再就職志向ダミー」とを、またコホートの効果を見るために五歳刻みの「年齢ダミー」を説明変数として考慮した。

推計される家族属性の係数は、子供や同居家族が就業形態選択にどのような影響を与えるかを、他の説明変数の影響を取り除いて示すものである。家族変数の係数に注目しよう。「パート」という仕事は、「正社員」と比べて、就業時間で表されない「家事労働または子育てとの両立のしやすさ」という望ましい仕事属性を持つのであれば、「未就学児数」は、大きく就業を抑制せず、「正社員」と比べてより小さい負の係数が、また「祖父母との同居」による家事負担の軽減は、それほどこの就業形態の選択を増やさず、より小さい正の係数がつくと予想される。

表2は実証分析の結果である。

いる場合、幼い子供が就業選択確率に与える効果は、表2の「未就学児数」の効果に、「祖母との同居\*未就学児数」を加えたものとなる。祖母と同居している場合には、未就学児がいても、非就業が選ばれる確率は、統計的には有意ではないがほぼ半分ほどに低下する。しかし、この効果も、とくに「パート」と「正社員」で特筆すべき大きな差はない。

「長時間パート」の選択を他と際立たせるのは、「教育」、「離職年数」、「志向ダミー」など個人の属性である。学歴が低いほど、「長時間パート」となる確率が大きく上がり、反対に学歴が高いほど「正社員」となる確率が上がる。また「離職年数」が長くなるほど一般に就業確率は下がるが、「長時間正社員」となる確率が大幅に下がるのに対し、「長・短時間パート」や「短時間正社員」の選択確率に与える影響はより軽微である。つまり、人的資本の高い者ほど「長時間正社員」を、人的資本の低い者が「長時間パート」を選択している。

ところが、仕事に対する嗜好では両者は似通っている。こうした回答は、当人のおかれた環境に左右され、必ずしも仕事に対するコミットメントを表すものではない点も留意されるべきだろうが、「継続就業志向ダミー」は、「正社員」のみならず「長時間パート」でも有意に正であり、一方「再就職志向ダミー」は「短時間パート」についてのみ有意に正である。「短時間パート」を選択する女子は、育児に専念する時期を持つことを望ましいと考えており、「正

社員」を選択した者とは異なる考え方を仕事に対して持っている。これに対し、「長時間パート」を選択した者は「正社員」と同じように、生涯を通じて仕事を持ち続けることが女子の職業のあり方として望ましいと考えている。

夫の所得は、雇用就業の選択へ負の影響を及ぼしている。その度合いはとくに長・短時間パートと長・短時間正社員とで有意な差はない。要約すれば、祖母と同居している場合、「パート就業」よりも「正社員就業」が高まる。このことは、「パート(呼称)」と「正社員」とで、就業女子の家庭責任のとりやすさに差があることを示すと考えてよいだろう。しかしながら、「短時間パート」が育児期間の退職とその後の再就職を女性の望ましい就業形態としているのに対し、「長時間パート」は、継続就業を望ましいと考える点で、「正社員」と似た志向を持っている。しかし、「正社員」より学歴が低く、より離職期間が長い者が「長時間パート」となる確率が高いことが明らかとなった。家庭の事情や異時点間の流動性制約などから、離職を余儀なくされた者や、学歴の低い者は、就業に強い意欲を持っていても賃金率が低く、雇用が不安定で福利厚生給付も低い「長時間パート」にならざるをえない(企業側からの選別によって正社員になれない)という非自発的な選択の面があるのでないだろうか。

表2 短時間・長時間「パート」、「正社員」、「その他」のロジット分析

	「呼称パート」		「正社員」	
	短時間	長時間	短時間	長時間
定数項	-0.812 (0.787)	0.705 (0.493)	-4.282*** (2.699)	-1.517 (1.577)
祖母との同居	0.027 (0.0680)	0.651 (1.302)	1.033** (2.017)	0.879** (2.506)
祖母との同居*未就学児数	0.512 (1.304)	0.0723 (0.144)	0.594 (1.047)	0.479 (1.516)
祖父と同居	-0.113 (0.269)	-0.776 (1.359)	-0.145 (0.290)	-0.247 (0.747)
教育年数	-0.066 (0.874)	-0.213* (1.946)	0.1007 (0.896)	0.0932 (1.318)
未就学児数	-1.002*** (3.649)	-0.686* (1.759)	-1.051** (2.106)	-0.932*** (3.367)
子供数	0.0669 (0.381)	0.193 (0.794)	0.220 (0.852)	0.162 (0.933)
離職年数	-0.050** (2.014)	-0.0596** (1.743)	-0.0626* (1.722)	-0.193*** (6.987)
夫の所得	-0.00247* (2.495)	-0.00209 (1.453)	-0.00207 (1.433)	-0.00209** (2.139)
年齢 30-34	0.726 (1.530)	-0.579 (0.927)	0.373 (0.518)	-0.111 (0.296)
年齢 35-39	1.073** (2.003)	-0.00522 (0.0073)	1.445* (1.863)	0.776* (1.740)
年齢 40-44	1.130* (1.954)	0.475 (0.633)	0.945 (1.089)	1.169** (2.362)
夫自営業ダミー	-1.272*** (3.156)	-1.066* (2.033)	-0.795 (1.611)	-1.449*** (4.159)
「継続志向ダミー」	0.681 (1.506)	1.362*** (2.922)	1.342** (2.525)	1.384*** (4.457)
「再就職志向ダミー」	0.940 (3.161)***	0.0171 (0.0405)	0.412 (0.914)	0.0818 (0.289)
サンプル数	83	37	33	115
log L	-745.762			

注：( )内はt値。  
 \*\*\* 有意水準1%, \*\* 有意水準5%, \* 有意水準10%。  
 非就業、非雇用就業の標本数 673。  
 非就業、非雇用就業の選択をベースとする。

「祖母との同居ダミー」は、労働時間の長短を問わず、「正社員」の選択確率を上げるが、「パート」のそれには有意ではない。この結果は「正社員」と「パート」に関して「家事・育児のしやすさ」に差があるとの仮説を支持する結果と言える。

しかし、「未就学児数」、「子供数」に注目すると、これらの変数の係数は「短時間パート」と「短時間正社員」とでは有意に異なる。「パート」のほうが、幼い子供がいても就業しやすいというのではないのである。また、幼い子供がいれば、家庭時間を増やすため、短時間就業が増えるのではないかと予想されるが、予想に反して「短時間パート」就業確率も「短時間正社員」就業確率も、「長時間パート」、「長時間正社員」と同様に大きく低下する。幼い子供がいてもパート(短時間)就業が増えないという結果は高山・有田(一九九二)の結論と同様であり、未就学児が増えるほど短時間就業が増える欧米の一連の結果とは大きく異なる。五の結果をふまえると、「パート」は、託児のコストを負担できるほど高賃金ではなく、「正社員」は賃金が高い分だけ就業継続のメリットが高いものの、労働時間の調整が難しいため、結局、未就学児の影響が両者で異なるのかもしれない。そうであれば、平成四年四月に施行された「育児休業法」によって、子供が一歳に達するまでは育児休業をとるか労働時間短縮をすることが法的に保証された現在には変化が起こりつつあるかもしれない。なお、祖母が同居して

ILOの出版物 好評発売中

東京国際ブックフェア'95

会期: 1995年2月8日(水)~11日(土)  
 会場: 幕張メッセ(京葉線「海浜幕張」駅下車)  
 ILO東京支局も話題の新刊書を多数品揃えて展示・即売いたします。

セミナー開催のお知らせ

2月10日(金)午後2時30分~3時30分  
 国際会議場(メッセ隣)にてILOの最新出版物や電子メディア情報をお知らせするセミナー(入場無料)を開催いたします。是非、お立ち下さい。

ILO東京支局



IILS ILO75周年・フィラデルフィア宣言50周年記念論文集

International labour standards and economic interdependence

「国際労働基準と経済相互依存」

ILO75周年を記念して、国際労働基準の経済原理、普遍性と柔軟性、世界貿易との関わりなどについて、世界の著名な学識経験者の論文を収録。

W. Sengenberger, D. Cambell編  
 1994年刊 394pp. 4,500円

〒150 東京都渋谷区神宮前5-53-70 国際連合大学本部ビル8階  
 TEL.03-5467-2701 FAX.03-5467-2700  
 郵便振替 00140-2-19221番 / さくら銀行神宮前支店 普通口座3149206

本稿では「労働時間」と「従業上の地位」という二つの枠組みで、これまで明らかにされていなかった長時間、短時間パートを中心に、既

婚女子の就業選択行動を一九八三年の女子の個票データに基づき分析した。本稿は既存の分析で考慮できなかったさまざまな変数を考慮して検討した。教育年数、経験、職種、地域、年齢などの面で、同一の個人属性の持ち主を比べると、時間当たりの「パート」の賃金率は「正社員」よりも約三割低かった。しかし、それは「パート」を短時間就業者と定義つけた場合ではなく、「パート呼称者」とした場合に顕著な結果である。賃金率は、個人属性を統一した場合、「正社員」で最も高く、「内職」で最も低く、「パート(呼称)」と「家族従業・自営業」はこの間にあった。一方、従業上の地位が同一であれば、就業調整の問題はあるものの、むしろ「短時間就業者」のほうが、「長時間就業者」に比べて賃金率は高い可能性がある。従来、「短時間雇用者」は、同一属性の「長時間雇用者」に比べて賃金が低いと仮定されてきたが、実際は「パート(呼称者)」が「正社員」に対して賃金が低いという関係でとらえられるべきである。ちなみに、当分析データでは「パート呼称者」の約半数が週三五時間以上の長時間労働者であり、労働省「労働力調査特別調査」でも同様の割合が示されている。雇用就業の中で、「正社員」になるか「パート」になるかの選択について考えてみると、「パート」は未就学児がいても就業しやすい就業形態であるというわけではない。「パート」は、労働時間の選択についてより高い自由度を持っているというメリットはありと考えられる

六 おわりに

賃金関数および四の選択の分析結果から、「正社員」は賃金水準が高いが、離職後の再参入が難しいこと、勤続は賃金を引き上げるが、別の企業での経験は賃金に反映されにくいことなど、転職、離職のコストが高く、離職—再就職・転職などを通じた長期的な労働時間の調整も難しいことがわかる。

賃金関数および四の選択の分析結果から、「正社員」は賃金水準が高いが、離職後の再参入が難しいこと、勤続は賃金を引き上げるが、別の企業での経験は賃金に反映されにくいことなど、転職、離職のコストが高く、離職—再就職・転職などを通じた長期的な労働時間の調整も難しいことがわかる。

事務所移転のお知らせ

日頃より『日本労働研究雑誌』をご愛読いただきありがとうございます。さて、当機構事務所は平成6年10月3日(月)に移転いたしました。今後、本誌ご購入に関するご連絡は下記までお願いいたします。

移転先

〒163-09 東京都新宿区西新宿2-3-1 新宿モノリス  
電話 03-5321-3074 (出版・教育部出版課)  
FAX 03-5321-3015 (出版・教育部出版課)

日本労働研究機構

表3 就業形態決定のセレクション修正後の就業形態別賃金関数

	正社員	パート
定数	5.74*** (5.16)	2.19 (1.33)
教育年数	-0.087 (0.500)	0.454 (1.58)
教育年数二乗	0.00553 (0.807)	-0.0184 (1.45)
勤続年数	0.0496** (2.30)	0.0452 (0.960)
勤続年数二乗	-0.000651 (0.773)	0.000263 (0.0926)
就業年数	-0.00304 (0.270)	0.0179 (1.36)
専門管理職	0.415*** (4.43)	0.940*** (3.78)
事務職	0.195** (2.03)	0.273** (2.15)
販売職	0.695*** (3.67)	0.583** (2.59)
農林職	-0.204* (1.70)	-
都市部	0.127* (1.84)	0.108 (0.934)
年齢 30-34	-0.0527 (0.466)	-0.0693 (0.311)
年齢 35-39	0.224** (1.96)	0.0747 (0.352)
年齢 40-44	0.0140 (0.103)	-0.184 (0.824)
セレクション項	0.181*** (2.64)	0.246 (1.49)
標本数	205	140
調整済 R <sup>2</sup>	0.336	0.175

注: \*\*\* 有意水準1%, \*\* 有意水準5%, \* 有意水準10%。

五 「パート」、「正社員」の賃金関数とセレクションの効果

三、四の結果は、「パート(呼称)」の賃金率が、「正社員」と比べて大きく下がり、とくに「長時間パート」の選択は「家事育児との両立」または「就業時間の短さ」などによる補償賃金差仮説では説明しきれないものであることを示した。

教育年数や勤続を考慮して残る賃金差に労働者の質的な能力差がある。この大きい賃金差は、労働者の質的な能力や仕事の密度が、両グループで異なることに由来するのだろうか。「正社員」の賃金が高いのは、教育、経験、その他の変数では説明しきれない(賃金関数の誤差項に含まれる)能力、意欲が高い者が「正社員」を選択するためだろうか。ここでは、賃金関数の説明変数で表されない「能力差」の影響を修正するためにセレクション修正項を入れて、「パート」、「正社員」とで個別に賃金関数を推定する。

推定は、Hay (1979) (Maddala [1983] p. 275-276 参照)の方法に従った。まず、「パート」、「正社員」、「家族従業」、「自営業」、「内職」、「専業主婦」という六つの選択肢からの選択の多項ロジック分析を行う。推定された関数からセレクション修正項を導出したうえで、これを説明変数に加えて「パート」と「正社員」の賃金関数を求める。個票数を増やすため、ここでは、未婚者も含め、二五—四四歳女子の全体で推計を行った。就業選択関数の説明変数は、「既婚者ダミー」、「祖母との同居ダミー」、「祖父との同居ダミー」、「未就学児数」、「子供数」、「離職年数」、「教育年数」、「教育アスピレーション」、「年齢階層ダミー」、「就業志向ダミー」であり、賃金関数の説明変数は、表3に示す通りである。

が、両者間の賃金差は、家事・育児のしやすさの代償としての補償賃金差のみであるとは言いがたい。「長時間パート」の選択に教育年数の負の影響が見られること、離職年数が長くなるほど「正社員」になりにくいことなどから、必ずしも個人の自主的な選択によるものではなく、企業側からの選別によって「パート」にならざるをえなかった面があると考えられる。育児後の再就職を最も望ましい女子の職業のあり方と考える者が「短時間パート」に多いなど、正社員とは嗜好が異なり、労働時間の自由度の高い「パート」を望んで選択している者もいる。非自発的パートは、とくに「長時間パート」に多いと考えられる。

属性考慮後に残る賃金差を説明する理論としては、「能力差」、「補償賃金差」、「効率賃金仮説」などがある。

五では賃金差の一部が質的能力の差から解釈できることを示した。「正社員」は、賃金水準が高く、勤続が賃金を引き上げるが、いったん離職した後は再雇用が難しい。このような賃金構造が既知であれば、仕事志向の女子が長期的な視点に立って「正社員」を選択し、短期的に仕事をしようとする者が「パート」を選択するなどの自己選択のメカニズムが働くであろう。「正社員」と「パート」とを選択した者では、仕事に対する意欲など、資質の質的な差が、賃金に統計的に有意に影響を及ぼしていることは、こうした自己選択のメカニズムを示唆するものである。

おいては、多くの諸外国と異なり、育児期の女子の就業率が依然M字型に落ち込んでいる。この背景には、キャリア形成につながる良好なパートタイムの雇用機会がないことが大きいと思われる。

良好な就業機会である「正社員」就業の選択には、祖母との同居が重要な変数となっており。賃金、仕事内容の両面から良好な仕事であっても、「正社員」の就業は家事育児活動を阻害する度合いが大きく、これを一部でも肩代わりする者が家庭内にはいかにぎり、正社員就業を続けることのコストが大きいことを示すものである。長期のコミットメントを必要とする正社員就業、行き止まりの形態としてのパート就業という形で、日本における女子の就業機会が二極分化していることは、子供を持つことの機会費用(子供を持つことによって諦める収入の大きさ)をも大きくしている。出生率の低下、高学歴女子の非婚の増加と就業継続の増加も、こ

しかし、「長時間パート」は、長期的な就業継続に意欲を持っていないにもかかわらず、低賃金の「パート」の身分にとどまっておき、仕事属性が低賃金を十分に補償しているとも考えられない。「パート」の賃金が、自営、家族従業と変わらないことなどから、「正社員」の賃金が競争的市場で決まる賃金よりも高いという解釈が可能である。Bilow and Summers (1986)は、同一属性の持ち主の賃金差を効率賃金仮説から説明している。重要な点は労働者が労働密度を変換することができることである。企業が監視を強化して労働密度を高めるにはコストがかかる。複雑な仕事、成果がわかりにくい仕事などの仕事特性を持つ企業では、労働者が自律的に労働密度を高めるような何らかの工夫をしなければならぬ。このような企業で高めの賃金を設定するのは、怠けて解雇された場合の逸失利益を大きくすることによって怠けを抑制するためである。この結果、経済全体では、雇用割当によって高い賃金率が設定された第一部門と、市場賃金率の第二部門とができる。さらに、Rehber and Taylor (1991)は、労働の将来需要が不確実である場合、労働者が、生産性の面から完全に代替的であるにもかかわらず、同一企業内にこれら二つの部門が出現するという結果を導きだす。日本労働研究機構「パートタイム労働実態調査研究報告書」(一九九一)によれば、パートの五六・九%の人が正社員と全く同じ仕事であると答えている。就業時間も、ときには仕事内容もほとんど変わらないと認識

した二極分化(選択肢が限られていること)と関係があるのではないだろうか。

本稿の作成において、東京大学の石川経夫先生、縄田和満先生、伊藤元重先生、三輪芳郎先生より、ご指導を賜りました。ここに心から感謝の意を表します。また、この分析は私が参加した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り、永瀬(一九九二)の一部を再構成したものです。日本労働研究機構の今田幸子氏、平田周一氏や白石栄司氏に礼申し上げます。

(1) 平成五年の「パート労働法」は、原則として短時間労働者に適用されるものであり、この問題に関しては、水町(一九九三)に紹介されている。

(2) 「パート」と呼ばれる雇用形態は必ずしも短時間労働を意味しないが、これらはしばしば混同される。短時間労働の定義を週三五時間未満の労働とすると、女子雇用者に占める短時間雇用者の割合は一九七〇年の約割から九二年には三割を超える五九二万人にまで急速に増大している(労働力調査)。一方、「パート(呼称)」も同じく、女子雇用者の三割弱の四八二万人を占めるに至っている(労働力調査特別調査)(一九八九)。しか

されているにもかかわらず、「長時間パート」と「正社員」との間の賃金格差が、入社時点で大きく、さらに勤続とともに広がっていくこのような関係は「効率賃金仮説」から理解するのが妥当であるかもしれない。

本稿が分析の対象としたデータからは、仕事の満足度、転職の希望、前職といった変数もとれる。これを見ると、「パート呼称者」は、通勤時間の長さ、休日のとりやすさを相対的に重視し、その六一七割は仕事に「満足」ないし「やや満足」と答えており、満足して働いている者が相当程度いることを特筆しなければならぬ。しかし、「パート」の多くが、家計に余裕ができたことが働きに出た最大のメリットだとしているのに対し、「正社員」は、その絶対的収入額が多いにもかかわらず、働くこと最大の効用として金銭よりも生活の充実感を挙げる者が多く、また、働く目的に技術、技能を生かすとする者の割合がより高い。また、「パート」と「正社員」を比べると、専門職に移りたいとする転職希望者数の割合が「パート」で高く、仕事に対する不満を訴える者も前者に多い。

「パート(呼称)」は労働時間調整も容易で、離職後の再就職も容易である。しかし、就業継続が将来賃金をほとんど高めず、行き止まりの就業形態と言えるかもしれない。このため、欧米と異なり、日本における「短時間」のパートは育児後に仕事を本格化するための踏み台としての就業形態としては選ばれていない。日本に

(3) パート全体に占める約半分ではない。推定したものに大凡(一九九三)、「労働白書」(平成元年)などがあるが、データの構成上、教育年数や職種など重要な変数が考慮されていない。

(4) 総務庁「就業構造基本調査」では「パート」の定義は、「パートと呼称される」ことであり、子供数などの家計属性は詳細にとれるものの賃金統計はとれない。詳細な賃金統計である労働省「賃金構造基本調査」におけるパートの定義は「一般雇用者よりも一日の就業時間の少ない者、或いは一週間の就業日数の少ない者」である。このため、「長時間パート」の賃金統計はわからない。また、家計属性も調査されていないため、「短時間」と「パート呼称」との間の関係は明らかでない点が多かった。労働省「パートタイムの実態」(一九九〇)は、この点を調査しているが、パートタイム労働者に限った調査である。本分析で使用したデータはこの隙間を埋めるものである。

(5) 残差項に残る合理的な賃金差に、教育年数や経験年数などの指標で測りきれない能力、やる気、といった労働者間の質的な差がある。これを可能な限り小さくするために義務教育終了時の希望教育年数も教育アセスメントとして考慮した。ただし、この変数と実現値との乖離は、借金ができないなどの流動性制約があれば教育上の向上心を、なければ、怠慢を表すものであろう。

(6) 説明変数の組み合わせを変えて推定を行った。「パートダミー」のマイナスの係数は、勤続および勤続の二

奥田健二監修 今田幸子・平田周一著  
**ホワイトカラーの昇進構造**  
 ホワイトカラーの昇進と配転に焦点を当て、企業組織における経歴の構造と変化を実証的に明らかにした調査研究。  
 A5判 1,900円(税込)  
 経済協力開発機構(OECD)著 島田晴雄監訳 外務省/労働省協力  
**先進諸国の雇用・失業**  
 OECD研究報告  
 高水準の失業に悩むOECD各国経済の実態を詳細かつ体系的に分析、雇用創出のための戦略的政策を提言。  
 A5判 1,800円(税込)

武澤信一著  
**JAPAN WORK WAYS**  
 1960-1976-1990  
 B5変型判 4,000円  
 労働省編 <カラー版> 平成6年版  
**労働白書**  
 雇用安定を基盤とした豊かな勤労者生活への課題 A5判 2,000円

日本労働研究機構編<携帯サイズ>  
 講座必携 **労働関係法規集**  
 1995年版 新書判 1,000円  
 労働省編 <労働白書の要約英語版>  
**White Paper on Labour 1994**  
 A4変型判 2,000円  
 <定価は税込です>  
**日本労働研究機構**  
 東京都新宿区西新宿2-3-1  
 TEL 03-5321-3074 FAX 03-5321-3015

OECD (1983) EMPLOYMENT OUTLOOK.

Reibzer, J. and L. Taylor (1991) "A Model of Dual Labor Markets When Product Demand is Uncertain", *Quarterly Journal of Economics*.

高山藤子・有田喜子(一九九二)「共働き世帯の家計実態と兼業型世帯」『日本経済雑誌』No. 22.

Yamada, T., T. Yamada and F. Chaloupka (1984) "A Multinomial Logistic Approach to the Labor Force Behavior of Japanese Married Women", *NBER Working Paper*, No. 1783.

労働省(一九九二)『平成二年「ワーク・ライフ・バランス」事業——パートタイム労働者総合実態調査報告』。

労働省(一九八九)『労働白書 平成元年』。

総務庁(一九八九)『労働力調査特別調査』。

労働省(一九八九)『賃金構造基本調査』。

$$v_{2i} = X_{2i}\beta_2 - \sigma_{2i}^2 \{d_i [I_{2i} (Z_{2i} \gamma_2)] / F_{2i}(Z_{2i} \gamma_2) + v_{2i} \dots \dots \dots \} \quad (B)$$

参考文献

Blank, R. (1986) *Future of Lousy Jobs*, Brookings Institution.

Bulow, J. I. and L. H. Summers(1986) "A Theory of Dual Labor Markets with Application to Industrial Policy, Discrimination and Keynesian Unemployment", *Journal of Labor Economics*, Vol. 4, No. 3.

Hay, J. (1979) *An Analysis of Occupational Choice and Income* (Ph. D. dissertation), Yale University.

Heckman, J. (1979) "Sample Selection Bias as a Specification Error", *Econometrica*, Vol. 47, No. 1.

樋口美雄(一九八二)「女子の短時間及び普通雇用機会への供給確率決定関式とその計測」『三田商学研究』第二四巻第四号。

樋口美雄(一九九二)『日本経済と就業行動』東洋経済新報社。

市野省三(一九八九)「パートタイム労働市場の姿貌過程」『日本労働協会雑誌』第三五六号。

Killingworth and Heckman (1986) "Female Labor Supply: A Survey", in: Ashenfelter and Layard (eds.), *Handbook of Labor Economics*, Vol. 1, Amsterdam.

雇用職業総合研究所(一九八八)『女性の職業経歴——一九七五年—一九八三年—職業移動と経歴(女子)調査』再分析。

Maddala, G. S. (1983) *Limited Dependent and Qualitative Variables in Econometrics*, Cambridge University Press, Cambridge.

水町勇一郎(一九九三)「パートタイム労働法の経緯と問題点」『日本労働研究雑誌』第四〇三号。

永瀬伸子(一九九二)「短時間及び長時間の賃金関数の推定と労働供給」(修士論文)東京大学。

永瀬伸子(一九九二)「日本における短時間・長時間の賃金関数の推定と労働供給」(理論経済学会発表論文)。

日本労働研究機構(一九九二)『パートタイム労働実態調査研究報告書』。

大沢真知子(一九九三)『経済変化と女子労働』日本経済評論社。

大沢真理(一九九四)「日本の『パートタイム労働』とは

次項のみを説明変数とした場合に比べて、教育の変数を入れると大きく(係数として)〇・一程度縮小する。それから、その他の変数を加えた場合、縮小は小幅であって大きくは変わらない。

(7) 本データでは所得が資産所得と勤労所得では分けられていない。このため、「短時間タミー」の正の係数は、資産所得が多い者ほど就業時間が短いという所得効果を与えている可能性もある。ただし、一般的には「既婚女子の資産所得はわずかである」と考えられるため、この点からのバイアスは少ないと思われる。

(8) 志向タミーは、「女性が職業を持つことについてあなたの意見が一番近いものを選択して下さい」という項目に就いて、「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するほうがよい」とした回答者「再就職志向タミー」を、「子供が出来ても続けたほうがよい」とした回答者「継続志向タミー」をつけたものである。これ以外の者は「女性は職業を持たない方がいい」「職業を持つのは結婚まで」「職業を持つのは子供が出来まで」その他、不明者などである。

(9) Blank (1986) は米国におけるパート労働の分析で、表面的な賃金差は、パート就業を選択した個人属性に由来するとしている。つまり、彼女らはフルタイムを選択しても賃金率が上がらないとしている。

(10) 就業形態の賃金関数を推計する場合、賃金分布は、 $\beta_j$ を選択した者のみに関して観察され、これ以外の者の就業形態での賃金は観察不能である。 $\beta_j$ を選択した者に関して、選択関数の説明変数と与えられない誤差項の分布(仕事に対する嗜好、能力など)が、賃金関数の説明変数と与えられない部分での賃金の誤差項の分布(能力、やる気など)と相関を持つ可能性があり、このバイアスを修正する必要がある。各人の就業形態での効用関数、賃金関数が線形の関数に従うと考えると、その説明変数をそれぞれZ、Xとし、誤差項について一定の仮定をおくと、就業選択関数は、(A)式で表される就業形態  $I_{2i}$ , if  $I_{2i}^* > \max I_{2i}^*$ ,  $[I_{2i} = 1, \dots, 6]$ , \*は各就業形態の最大化された効用)。

$$I_{2i} = Z_{2i}\gamma_2 + v_{2i} \quad (A)$$

賃金関数(B)式の第二項は、セレクション修正項である。詳細は Maddala (1983) p. 276 を参照されたい。

(B)式第二項( )内は、分母が各人にについて推定された就業形態の選択確率であり、分子は、その密度関数を標準正規密度関数に変換したものである。表3は、(B)式を推定した結果である。

