

# パートタイム労働者の増加がフルタイム労働者の賃金プロフィールに与える影響

岡村 和明

(高知大学助教授)

本稿では、女性パートタイム労働者採用比率の高まりがフルタイム労働者の賃金プロフィールに及ぼす効果を定量分析した。公表された「賃金構造基本統計調査」を用いて分析した結果、その効果は企業規模、経過年数、産業によって異なることが発見された。具体的には(1)中小企業でパートタイム労働者の採用が増加するとフルタイム労働者の賃金プロフィールの傾きが緩やかになる、(2)その効果は採用後の時間が経過するにつれて強まっていく、(3)サービス業では逆に採用が増えるとフルタイム労働者の賃金プロフィールの傾きが急になることなどが確認された。

## 目次

- I はじめに
- II 非正規労働者の増加が正規労働者の賃金に影響を及ぼすメカニズム
- III 実証分析
- IV むすび

## I はじめに

近年、就業形態の多様化が叫ばれて久しい。またそれと同時に、いわゆる“正社員”のあり方が問われている<sup>1)</sup>。今後、就業形態の多様化が進んでいくなかで正社員という雇用形態が進むべき方向性を探っていくためには、まず就業形態の多様化が進行してきた過程で、正社員の雇用および賃金にどのような変化がもたらされてきたのか、という点を明らかにする必要があるだろう。

この点については、これまでにさまざまな分析が行われてきた。例えば、宮本・中田(2002)、石原(2003)は、人件費削減のためにパート、臨時雇いといった非正規労働者の雇用を増やす一方で正規労働者(正社員)の雇用が減らされているのか、という仮説に基づく実証分析を試みている。

それによれば、非正規労働者における雇用増大が正規労働者の雇用を減らす、という因果関係は一応観察されるものの、正規労働者の雇用に及ぼす影響はあまり大きくないことがわかる。また正規労働と非正規労働の代替・補完関係を直接推定した原(2003)の研究では、経済全体としては正規労働と非正規労働の間には代替関係よりもむしろ補完関係のほうが観察されることが示されている。非正規労働者が正規労働者を代替しているという現象が必ずしも支配的でないとすれば、就業形態の多様化が進む中で、正規労働者と非正規労働者の共存はどのような形で進行しつつあるのだろうか。本稿の目的は、非正規労働者の雇用と正規労働者の雇用の関係ではなく、非正規労働者の雇用と正規労働者の賃金の関係を検証することで上記の点を明らかにする点にある。では、非正規労働者の雇用がどのようなメカニズムを通じて正規労働者の賃金に影響を及ぼすのだろうか。この点についての示唆的な研究として、木村(2002)、宮本・中田(2002)といった先行研究が挙げられる。木村(2002)は、非正社員や外部の人材の登用が量的・質的要因を通じて組織パフォーマンスにどのような影響を及ぼすのか、という点の分析を行っ

ており、その中で職場におけるパート社員、派遣労働者、契約社員の増加が正社員の新人育成を制限している、という点を実証的に明らかにしている。一方、宮本・中田（2002）は非正規労働者の増加の影響として、正規労働者の職域がより高度な技能・知識を必要とするレベルへと収斂し、その結果、正規労働者の生産性が高まる可能性を指摘している。木村（2002）が指摘するように、もし非正規労働者の増加が正規労働者の訓練機会を奪うといった形で正規労働者の人材形成を阻害するとすれば、非正規労働者の雇用増が人材形成の効率性を通じて正規労働者の賃金を押し下げることが大いに考えられよう。一方で宮本・中田（2002）が指摘するように、非正規労働者の増加が正規労働者の職域をより高次元次元へと押し上げるならば、先のケースとは逆に非正規労働者の雇用増が正規労働者の賃金を高めることが考えられる。本稿の試みは、就業形態の多様化が、正規労働者における賃金抑制を伴って進行しているのか、それとも逆に正規労働者の希少性を高めるなど、正規労働者の賃金を高める形で進行しているのか、という点を定量的に明らかにする点にある。

本稿の構成は、以下のとおりである。まずⅡでは、非正規労働者の増加が正規労働者の賃金に影響を及ぼすメカニズムについて概説する。続くⅢでは、非正規労働者のうち女性パートタイム労働者を取り上げ、女性パート採用の増加がフルタイム労働者の賃金に及ぼす影響について定量的な分析を行う。最後に、結論と今後の展望を整理して結びとする。

## Ⅱ 非正規労働者の増加が正規労働者の賃金に影響を及ぼすメカニズム

非正規労働者の採用増は、正規労働者の賃金にどのような効果をもたらすのだろうか。一つの視点は、就業形態の多様化に伴う非正規労働者の採用増が正規・非正規労働者間の職域に影響を及ぼすことを通じて、正規労働者の訓練機会に影響が及ぶ、というものである<sup>2)</sup>。この視点に立った場合、具体的にどのようなメカニズムを通じて、非正規労働者の増加が正規・非正規労働者間の職域

構成に影響を及ぼすのだろうか。

まず非正規労働者の採用が正規・非正規労働者の職域構成に及ぼす効果は、非正規労働者の採用に向けた企業の戦略に依存し、具体的には2通りのケースが考えられる。ひとつは、正規労働者をより高度な仕事に専念させるために非正規労働者の採用を増やすケースである。具体的には、宮本・中田（2002）で指摘されているような、非正規労働者の採用増加によって、正規労働者の職域がより高度な技能・知識を必要とするレベルに収束するケースを指す（仮に、このようなケースを“職域区分が厳格”なケースと呼ぶ）。この場合、非正規労働者採用比率の増加は、正規労働者が直面する職域の高度化を通じて正規労働者の賃金を高めるように働くと予想される。もうひとつのケースは、正規労働者と同等の仕事をこなす基幹的な労働者として、非正規労働者を採用するケースである。つまり職場の状況に応じて、正規労働者と非正規労働者が同様の仕事を担当するというケースである。この場合、正規労働者、非正規労働者間の職域が曖昧になることが予想されよう（仮に、このようなケースを“職域区分が曖昧”なケースと呼ぶ）。そこで非正規労働者の増加に伴い、正規労働者の職域の一部が非正規労働者に取って代わられると、正規労働者における賃金の低下が生ずると予想される。

ここで非正規労働者の「基幹労働力化」が具体的に何を意味するのか、という点は論者によって意見が分かるところであろう。武石（2003）の定義に従えば、非正規労働者の「基幹労働力化」とは、①管理業務（部下の管理や職場の管理）、②指導業務（職場の他の社員の指導・育成）、③判断を伴う業務（決められたパターンに従って業務を遂行するのではなく、状況判断が業務遂行に求められる非典型的な業務）、といった業務を非正規労働者が担っていく動きを指す。本稿もこの定義に従うことにしよう。この定義に従えば、先の“職域区分が厳格”なケースは、非正規労働者の増加によって正規労働者は管理・指導・判断業務といった比較的高度な仕事に専念する一方、非正規労働者がそれ以外の仕事を担う、という図式を意味する。また“職域区分が曖昧”なケースは、管理・指導・

判断業務およびそれ以外の仕事を正規・非正規労働者が必要に応じて担当する、という図式を意味する<sup>3)</sup>。

もし賃金水準が管理・指導・判断能力といった労働者の技能水準を反映しているとすれば、先の“職域区分が曖昧”なケースでは非正規労働者の増加によって正規労働者の賃金水準は押し下げられる傾向にあると予想されよう。一方、“職域区分が厳格”なケースでは逆に、非正規労働者の増加によって正規労働者の賃金水準は押し上げられる傾向にあると予想される。

以上、先行研究に基づいて非正規労働者の増加が正規労働者の賃金に影響を及ぼすメカニズムについての一つの視点を提示した。ただデータの制約上、本稿では上記の“職域区分が曖昧”か“厳格”か、といった点の検証はできない。むしろ本稿の目的は、上記の仮説を拠り所として、非正規労働者の増加を通じて正規労働者の賃金が被る影響の一般的傾向を探ることにある。以下の節では、非正規労働者としてパートタイム労働者を取り上げ、パートタイム労働者の採用がフルタイム労働者の賃金に及ぼす効果を統計的に検証する。

### Ⅲ 実証分析

#### 1 データ

本稿で用いるデータは厚生労働省『賃金構造基本統計調査』の公表データであり、分析期間を1993～2002年の10年間とし、従業員規模1000人以上、100～999人、10～99人、および製造業、卸売・小売・飲食店業、サービス業の3産業を分析対象とした。

パートタイム労働者の増加がフルタイム労働者の賃金に及ぼす効果をみるために、ここでは“パートタイム労働者採用比率”と“フルタイム労働者の賃金プロファイルの傾き”の関係に注目する。まず“フルタイム労働者の賃金プロファイルの傾き”を表す指標として、ここでは学歴計の一般労働者における年齢階級、勤続年数階級別所定内給与を用い、勤続年数階級間賃金格差を賃金プロフ

イルの傾きとした。具体的には、年齢階級別、勤続年数階級別の所定内給与データにおいて、男女別に「 $t$ 年、35～39歳、勤続15～19年」階級平均賃金を「 $t-5$ 年、年齢30～34歳、勤続10～14年」階級平均賃金で除したものと、および「 $t$ 年、年齢30～34歳、勤続10～14年」階級平均賃金を「 $t-5$ 年、年齢25～29歳、勤続5～9年」階級平均賃金で除したものを計算し、用いた。この指標は、擬似コーホートに基づく賃金プロファイルの傾きを表している。賃金プロファイルの傾きを表す変数として2種類の変数を用いた理由は、“パートタイム労働者採用比率”と“フルタイム労働者の賃金プロファイルの傾き”の関係において、コーホートおよび年齢・勤続レベルにおける違いをみるためである。

パートタイム労働者採用比率として、同じく学歴計、年齢階級別、勤続年数階級別データにおける、勤続年数0年階級の一般労働者数に対する勤続年数0年階級のパートタイム労働者数を用いた<sup>4)</sup>。

ここで分析対象を学歴計に限定しているのは、パートタイム労働者採用比率について学歴グループごとのデータが得られないためである。

パートタイム労働者採用比率の推移を産業計データについてみたのが、図1である。産業計データの場合、男女それぞれについてパートタイム労働者採用比率を算出することができる。図1において男女共通してみられるのは、90年代半ば以降、パートタイム労働者採用比率が趨勢的に伸びており、特に1000人以上企業においてその伸びが著しいという点である。一方、同じ指標を産業別にみたのが図2である。産業別データについては、女性パートタイム労働者採用比率の推移が示してある。まず製造業についてみると、96年くらいまでは従業員規模が小さい企業ほど女性パートタイム労働者の採用比率が高かったことがわかる。それに対し、97年以降はすべての従業員規模で女性パートタイム労働者採用比率が高まっており、規模間での差が縮まっている。卸売・小売・飲食店業については、94年以降、特に従業員規模1000人以上企業で増加傾向が著しく、比率の大

きさも他の産業を大きく上回っていることがわかる。サービス業については従業員規模 100~999 人、10~99 人企業において安定的増加傾向にある一方、1000 人以上企業では変動が著しい。いずれにせよ、新規採用における女性パートタイム労働者の比率が趨勢的に高まっている傾向がここから読み取れよう。

II 2 では、上記のデータを用いてパートタイム労働者採用比率がフルタイム労働者の賃金プロファイルの傾きに及ぼす効果を統計的に検証する。

## 2 推定方法

基本モデルは以下の通りである。

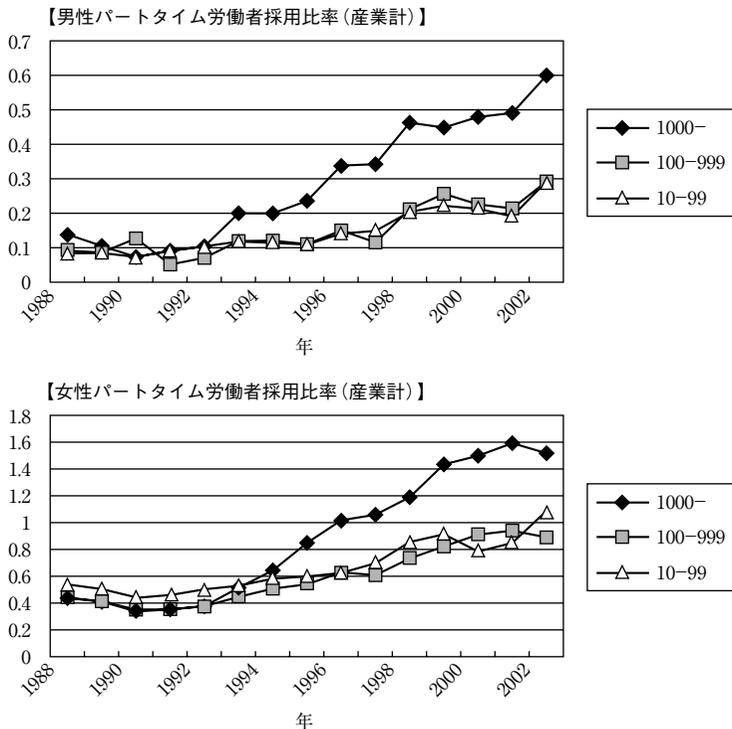
$$\ln(W_t^{35-39, 15-19}/W_{t-5}^{30-34, 10-14}) = \alpha_0 + \alpha_1 * PARTR_{t-k} + \alpha_2 * UNEMP_t \quad (1)$$

$$\ln(W_t^{30-34, 10-14}/W_{t-5}^{25-29, 5-9}) = \beta_0 + \beta_1 * PARTR_{t-k} + \beta_2 * UNEMP_t \quad (2)$$

ただし、 $k = 1, 2, 3, 4, 5$

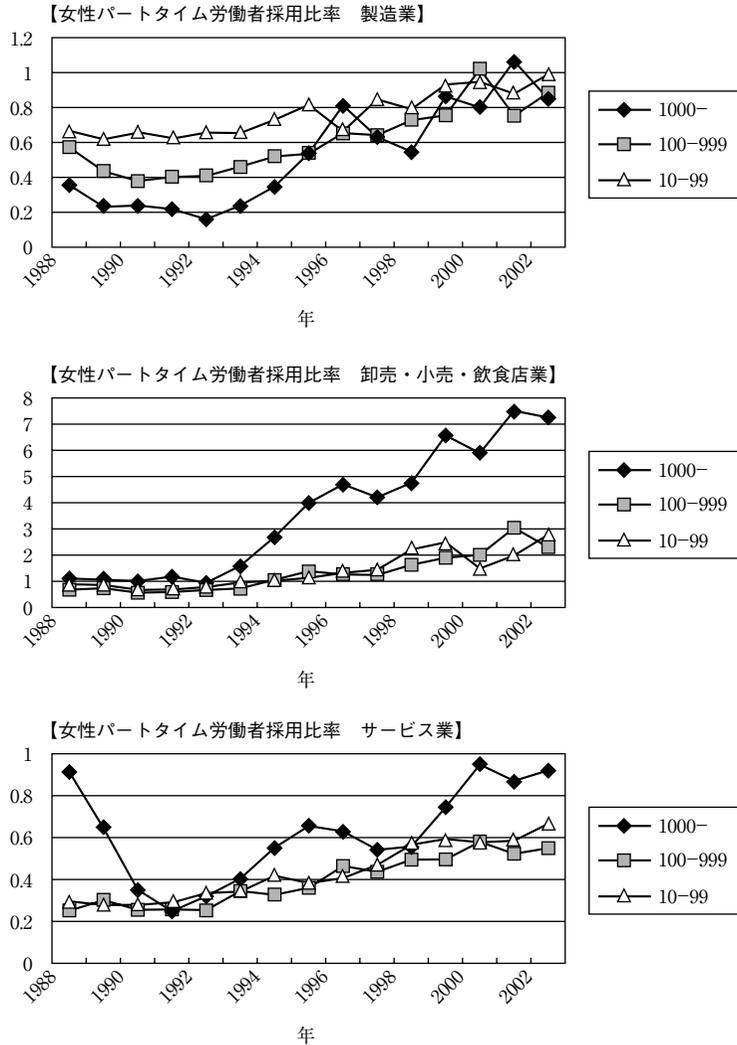
$W$  は一般労働者（学歴計）の所定内給与を消費者物価指数でデフレートした実質所定内給与を表しており、下の添え字は当該年、また上の添え字は順番に年齢、勤続年数の階層を表している。例えば  $W_t^{35-39, 15-19}$  は、 $t$  年において 35~39 歳かつ勤続 15~19 年層の実質所定内給与を表している。また  $PARTR$ 、 $UNEMP$  は、それぞれ先に定義したパートタイム労働者採用比率、および男女別失業率を表している。消費者物価指数、男女別失業率はそれぞれ、総務省『消費者物価指数年報』、『労働力調査』の数値を用いた。ここで説明変数として失業率を用いたのは、景気悪化が直接、正規労働者の賃金水準に及ぼす影響をコントロールするためである。もし景気悪化とパートタイム労働者採用比率が関連しているとすれば、説明変数としてパートタイム労働者採用比率を用いるだけでは景気悪化がフルタイム労働者の賃金に及ぼす効果とパートタイム労働者の採用がフルタイム労働者の賃金に及ぼす効果（例えば、フルタイム労働者

図1 男女別パートタイム労働者採用比率の推移(産業計)



パートタイム労働者採用比率 = 勤続0年パートタイム労働者数 / 勤続0年一般労働者数。  
1000-、100-999、10-99はそれぞれ従業員規模1000人以上、100~999人、10~99人を表している。  
出所：厚生労働省「賃金構造基本統計調査」より計算。

図2 産業別、女性パートタイム労働者採用比率の推移



注：図の見方等は，図1と同じ。

働者の職域を通じた効果）とを識別することができない。ここでは，被説明変数として当期の賃金水準と5年前の賃金水準の比率の対数をとったものを用いており，この変数は近似的に5年間の賃金伸び率を表す。説明変数として失業率を用いることで，フィリップス曲線と同様の定式化に基づいて景気要因をコントロールすることが可能となる。

上記の推定式は， $k$  ( $k=1\sim 5$ ) 年前のパートタイム労働者採用比率がフルタイム労働者における5年間の賃金変化に及ぼす効果を検証する形になっている。推定式において  $\alpha_k$ ， $\beta_k$  が有意なケースは， $k$  年前のパートタイム労働者採用比率がそれ

ぞれ 35～39 歳かつ勤続 15～19 年，30～34 歳かつ勤続 10～14 年労働者における 5 年前からの賃金変化に影響を及ぼしているケースとみなすことができる。その際，係数の値が正であれば賃金を押し上げる傾向にあると判断でき，一方，負であれば賃金を押し下げる傾向にあると判断できる。ここでは分析期間が 10 年（1993～2002 年），分析対象が従業員規模 3 分類（10～99 人，100～999 人，1000 人以上），3 産業（製造業，卸売・小売・飲食店業，サービス業）と，サンプル数が限られていることもあり， $PARTR_{t-k}$  ( $k=1, 2, 3, 4, 5$ ) それぞれ独立に説明変数に入れて推定を行った。

また (1)，(2) では， $t$  期のパート採用比率を説

明変数から除いている。この理由は、 $t-5$ 期から $t$ 期にわたる一般労働者の賃金変化が技能形成の効率性等を反映し、それが逆に $t$ 期のパート採用比率を決定するという同時決定の問題を排除するためである<sup>5)</sup>。

### 3 推定モデル

ここでは、従業員規模別（10～99人，100～999人，1000人以上），産業別（製造業，卸売・小売・飲食店業，サービス業）データをプールして推定を行う。プール・データを用いて推定を行うもの、実際には“パートタイム労働者採用比率”が“フルタイム労働者の賃金プロファイルの傾き”に及ぼす影響は従業員規模別，産業別に異なることが考えられる。そこで以下の推定では，二つのモデルを想定してそれぞれについて検証を試みる。

まずは，従業員規模による違いを考慮したモデル1を以下のように定義する。

$$\ln(W_t^{35-39, 15-19} / W_{t-5}^{30-34, 10-14}) = a_0^1 + a_{11}^1 * PARTR_{t-k} + a_{12}^1 * PARTR_{t-k} * D_{100-999} + a_{13}^1 * PARTR_{t-k} * D_{1000-} + a_2^1 * UNEMP_t + u_{a1,t} \quad (3)$$

$$\ln(W_t^{30-34, 10-14} / W_{t-5}^{25-29, 5-9}) = a_0^2 + a_{11}^2 * PARTR_{t-k} + a_{12}^2 * PARTR_{t-k} * D_{100-999} + a_{13}^2 * PARTR_{t-k} * D_{1000-} + a_2^2 * UNEMP_t + u_{a2,t} \quad (4)$$

ただし， $k = 1, 2, 3, 4, 5$

$D_{100-999}$ ， $D_{1000-}$ はそれぞれ従業員規模100～999人ダミー，1000人以上ダミー変数を表しており，従業員規模10～99人，100～999人，1000人以上における上記の効果は，(3)式においてはそれぞれ $a_{11}^1$ ， $a_{11}^1 + a_{12}^1$ ， $a_{11}^1 + a_{13}^1$ ，(4)式においてはそれぞれ $a_{11}^2$ ， $a_{11}^2 + a_{12}^2$ ， $a_{11}^2 + a_{13}^2$ で表される。また $u_{a1,t}$ ， $u_{a2,t}$ はそれぞれ確率的誤差項を表す。

次に，産業による違いを考慮したモデル2を以下のように定義する。

$$\ln(W_t^{35-39, 15-19} / W_{t-5}^{30-34, 10-14}) = b_0^1 + b_{11}^1 * PARTR_{t-k} + b_{12}^1 * PARTR_{t-k} * D_r + b_{13}^1 * PARTR_{t-k} * D_s + b_2^1 * UNEMP_t + u_{b1,t} \quad (5)$$

$$\ln(W_t^{30-34, 10-14} / W_{t-5}^{25-29, 5-9}) = b_0^2 + b_{11}^2 * PARTR_{t-k} + b_{12}^2 * PARTR_{t-k} * D_r + b_{13}^2 * PARTR_{t-k} * D_s$$

$$D_s + b_2^2 * UNEMP_t + u_{b2,t} \quad (6)$$

ただし， $k = 1, 2, 3, 4, 5$

$D_r$ ， $D_s$ はそれぞれ卸売・小売・飲食店業ダミー，サービス業ダミー変数を表しており，製造業，卸売・小売・飲食店業，サービス業における上記の効果は，(5)式においてはそれぞれ $b_{11}^1$ ， $b_{11}^1 + b_{12}^1$ ， $b_{11}^1 + b_{13}^1$ ，(6)式においては $b_{11}^2$ ， $b_{11}^2 + b_{12}^2$ ， $b_{11}^2 + b_{13}^2$ で表される。また $u_{b1,t}$ ， $u_{b2,t}$ はそれぞれ確率的誤差項を表す。

単純最小2乗法によるモデル1，モデル2の推定結果はそれぞれ表1，表2に示してある。推定結果の解釈において重要なのは，まず“パートタイム労働者採用比率”が“フルタイム労働者の賃金プロファイルの傾き”に及ぼす効果が正であるか負であるか，という点である（符号条件）。もう一つは，“パートタイム労働者採用比率”が“フルタイム労働者の賃金プロファイルの傾き”に影響を及ぼすラグ構造，つまり $k$ の違いによって上記の効果がどのように異なるのか，という点である（期間構造）。以下では，この2点に注目して，推定結果の解釈を試みる。

ここで用いるデータでは，すべての期間について男性パートタイム労働者数のデータを得ることができない。したがってここでは，女性パートタイム労働者を分析対象とし，女性パートタイム労働者採用比率が男女フルタイム労働者の賃金プロファイルの傾きに及ぼす効果を検証する。推定結果は表1，表2の通りで，それぞれモデル1，モデル2の推定結果が示してある。

まずは，従業員規模による効果の違いを考慮したモデル1の結果（表1）から見てみよう。符号条件については，勤続年数（世代），性別を問わず，従業員規模が小さくなるほど賃金抑制効果が大きいことがわかる。またフルタイム労働者における男女の違いをみると，正，負を問わずおおよそ男性フルタイムの賃金への効果が女性フルタイムに比べてより大きいことが読み取れる。

また期間構造についてみると，女性パートタイム労働者増加によるフルタイム賃金抑制効果はラグの期間が長いほど大きいことがわかる。このこ

表 1-1 従業員規模、産業プール・データによる分析（モデル1，男性フルタイム）

モデル(1)

ln（男性フルタイム賃金プロファイルの傾き）

$$= a_0 + a_1 * \text{女性パートタイム労働者採用比率} \\ + a_2 * \text{女性パートタイム労働者採用比率} * \text{従業員規模 100-999 人ダミー} \\ + a_3 * \text{女性パートタイム労働者採用比率} * \text{従業員規模 1000 人以上ダミー} \\ + a_4 * \text{男性失業率} + \text{誤差項}$$

男性フルタイム 35～39 歳，勤続 15～19 年					
説明変数	$a_1$	$a_2$	$a_3$	$a_4$	$R_2$
1 期前の 女性パート採用比率	-0.058*** (9.1)	0.041*** (6.0)	0.060*** (10.2)	-0.017*** (5.7)	0.667
2 期前の 女性パート採用比率	-0.063*** (9.1)	0.039*** (5.1)	0.065*** (10.4)	-0.017*** (5.5)	0.671
3 期前の 女性パート採用比率	-0.061*** (8.1)	0.036*** (4.1)	0.064*** (9.2)	-0.017*** (5.0)	0.627
4 期前の 女性パート採用比率	-0.072*** (8.5)	0.044*** (4.6)	0.076*** (9.9)	-0.018*** (5.6)	0.655
5 期前の 女性パート採用比率	-0.090*** (10.0)	0.053*** (5.5)	0.093*** (11.5)	-0.018*** (6.5)	0.709

男性フルタイム 30～34 歳，勤続 10～14 年					
説明変数	$a_1$	$a_2$	$a_3$	$a_4$	$R_2$
1 期前の 女性パート採用比率	-0.054*** (6.2)	0.032*** (3.5)	0.055*** (6.8)	-0.022*** (5.2)	0.532
2 期前の 女性パート採用比率	-0.061*** (6.6)	0.029*** (2.9)	0.061*** (7.1)	-0.020*** (4.9)	0.547
3 期前の 女性パート採用比率	-0.061*** (6.2)	0.027** (2.4)	0.061*** (6.7)	-0.020*** (4.7)	0.529
4 期前の 女性パート採用比率	-0.071*** (6.3)	0.034*** (2.7)	0.071*** (6.9)	-0.021*** (5.0)	0.534
5 期前の 女性パート採用比率	-0.082*** (6.3)	0.043*** (3.0)	0.083*** (7.1)	-0.023*** (5.6)	0.543

注：ここで賃金プロファイルの傾きとは、5年前の賃金（所定内給与）水準に対する比率を表している。例えば 35～39 歳，勤続 15～19 年のケースは、5年前の 30～34 歳，勤続 10～14 年の賃金に対する現在の 35～39 歳，勤続 15～19 年の平均賃金の比率を表している。

ここで女性パート採用比率とは、勤続 0 年女性パートタイム労働者数／勤続 0 年女性一般（フルタイム）労働者数を指す。

推定法は単純最小 2 乗法を用いており、\*\*\*，\*\*，\* はそれぞれ、有意水準 1%，5%，10% で有意であることを表している。

( ) 内の数値は t 値、 $R_2$  は決定係数を表している。

サンプル数はいずれも 90 である。

とは、パートタイム労働者増加による上記の効果が、時間を通じて累積的にフルタイム労働者の賃金に影響を及ぼしていることを示唆している。

一方で産業による効果の違いを考慮したモデル 2 の推定結果をみると、女性パートタイム労働者採用比率がフルタイム労働者の賃金プロファイル

の傾きを高める効果はサービス業においてより大きくなる傾向にあることがわかる。しかもフルタイム労働者における男女間の違いをみると、賃金押し上げ効果は女性フルタイムにおいてより大きい傾向にあることがわかる。また期間構造における特徴は女性フルタイム労働者のみに観察され、

表 1-2 従業員規模、産業プール・データによる分析（モデル 1，女性フルタイム）

モデル(1)

ln（女性フルタイム賃金プロファイルの傾き）

$$= a_0 + a_1 * \text{女性パートタイム労働者採用比率} \\ + a_2 * \text{女性パートタイム労働者採用比率} * \text{従業員規模 100-999 人ダミー} \\ + a_3 * \text{女性パートタイム労働者採用比率} * \text{従業員規模 1000 人以上ダミー} \\ + a_4 * \text{女性失業率} + \text{誤差項}$$

女性フルタイム 35～39 歳，勤続 15～19 年					
説明変数	$a_1$	$a_2$	$a_3$	$a_4$	$R_2$
1 期前の 女性パート採用比率	-0.049*** (4.8)	0.047*** (4.3)	0.046*** (4.9)	-0.015** (2.4)	0.323
2 期前の 女性パート採用比率	-0.058*** (5.4)	0.051*** (4.2)	0.053*** (5.4)	-0.014** (2.2)	0.356
3 期前の 女性パート採用比率	-0.044*** (3.6)	0.044*** (3.1)	0.042*** (3.7)	-0.016** (2.3)	0.252
4 期前の 女性パート採用比率	-0.048*** (3.4)	0.049*** (3.1)	0.047*** (3.6)	-0.017** (2.5)	0.245
5 期前の 女性パート採用比率	-0.070*** (4.5)	0.059*** (3.5)	0.065*** (4.6)	-0.016** (2.5)	0.300

女性フルタイム 30～34 歳，勤続 10～14 年					
説明変数	$a_1$	$a_2$	$a_3$	$a_4$	$R_2$
1 期前の 女性パート採用比率	-0.047*** (4.6)	0.023** (2.2)	0.049*** (5.1)	-0.025*** (3.9)	0.399
2 期前の 女性パート採用比率	-0.050*** (4.4)	0.022* (1.8)	0.052*** (5.0)	-0.025*** (3.9)	0.393
3 期前の 女性パート採用比率	-0.046*** (3.9)	0.017 (1.2)	0.049*** (4.5)	-0.025*** (3.7)	0.362
4 期前の 女性パート採用比率	-0.058*** (4.2)	0.024 (1.6)	0.060*** (4.8)	-0.026*** (3.9)	0.380
5 期前の 女性パート採用比率	-0.073*** (4.8)	0.031* (1.9)	0.076*** (5.5)	-0.027*** (4.2)	0.414

注：表の見方は表 1-1 と同じ。

モデル 1 の場合と同様，女性パートタイム労働者採用の賃金抑制効果はラグの期間が長いほど大きいことがわかる。

#### IV むすび

今後，就業形態の多様化が進行していくと予想されるなかで，正社員の役割をどのように理解すべきだろうか。この問いへの答えを見いだす一歩として，本稿では非正規労働者，特にパートタイム労働者の増加がフルタイム労働者の賃金年功度

に及ぼす効果を定量的に分析し，その一般的傾向の推定を試みた。その結果得られた主な傾向は，以下の通りである。

1. 特に中小企業において，女性パートタイム労働者の採用増加は男女フルタイム労働者の賃金プロファイルの傾きを抑制する傾向にある
2. 上記の賃金抑制効果は，採用後，時間が経つに従って次第に大きくなっていく
3. 特にサービス業については，女性パートタイム労働者の増加は男女フルタイム労働者の賃

表 2-1 従業員規模、産業プール・データによる分析（モデル 2，男性フルタイム）

モデル (2)

ln（男性フルタイム賃金プロファイルの傾き）

$$= b_0 + b_1 * \text{女性パートタイム労働者採用比率} \\ + b_2 * \text{女性パートタイム労働者採用比率} * \text{卸売・小売・飲食店業ダミー} \\ + b_3 * \text{女性パートタイム労働者採用比率} * \text{サービス業ダミー} \\ + b_4 * \text{男性失業率} + \text{誤差項}$$

男性フルタイム 35～39 歳，勤続 15～19 年					
説明変数	$b_1$	$b_2$	$b_3$	$b_4$	$R_2$
1 期前の 女性パート採用比率	0.040** (2.3)	-0.027* (1.8)	0.078*** (4.8)	-0.033*** (7.3)	0.443
2 期前の 女性パート採用比率	0.035* (1.9)	-0.022 (1.4)	0.084*** (4.8)	-0.032*** (7.0)	0.431
3 期前の 女性パート採用比率	0.022 (1.1)	-0.011 (0.6)	0.089*** (4.4)	-0.030*** (6.3)	0.399
4 期前の 女性パート採用比率	0.014 (0.6)	-0.002 (0.1)	0.090*** (4.3)	-0.028*** (6.2)	0.391
5 期前の 女性パート採用比率	0.003 (0.1)	0.007 (0.4)	0.085*** (4.1)	-0.026*** (6.0)	0.381

男性フルタイム 30～34 歳，勤続 10～14 年					
説明変数	$b_1$	$b_2$	$b_3$	$b_4$	$R_2$
1 期前の 女性パート採用比率	0.021 (1.0)	-0.011 (0.6)	0.096*** (5.2)	-0.036*** (6.9)	0.457
2 期前の 女性パート採用比率	0.009 (0.4)	-0.0003 (0.0)	0.100*** (5.0)	-0.034*** (6.4)	0.438
3 期前の 女性パート採用比率	0.006 (0.3)	0.003 (0.1)	0.112*** (5.0)	-0.034*** (6.3)	0.442
4 期前の 女性パート採用比率	-0.008 (0.3)	0.015 (0.7)	0.112*** (4.7)	-0.031*** (6.0)	0.426
5 期前の 女性パート採用比率	-0.006 (0.2)	0.015 (0.8)	0.115*** (5.1)	-0.030*** (6.5)	0.445

注：表の見方は表 1-1 と同じ。

金プロファイルの傾きを高める傾向にある

上記の実証結果を説明しうる新たな仮説を提示し、検証可能なデータを用いて検証を試みるのが、今後に残された課題であろう。以下、いくつかの仮説を提示して稿を結びたいと思う。まず「特に中小企業において、女性パートタイマーの採用増加は男女フルタイム労働者の賃金プロファイルの傾きを抑制する傾向にある」という点はどのように説明できるだろうか。まず従業員規模が大きくなるほど、企業内分業が進んでいることが

考えられる。II で提示した理論的枠組みに基づけば、この場合、戦略上、パートタイム労働者の採用は、従業員規模が大きな企業ほど企業内分業をより高める形で、つまりフルタイム労働者の職域をより高度に収斂させる形で実施されると考えられる。逆に、企業内分業が大企業ほど進んでいない中小企業では、フルタイムと同等な仕事を担当する“基幹的”な労働者としてパートタイム労働者を採用する傾向が強いと予想されよう。訓練機会の広がり労働者の賃金に影響を及ぼすとすれば、中小企業におけるフルタイム労働者はパート

表 2-2 従業員規模、産業プール・データによる分析（モデル 2、女性フルタイム）

モデル(2)

ln（女性フルタイム賃金プロファイルの傾き）

$$\begin{aligned}
 &= b_0 + b_1 * \text{女性パートタイム労働者採用比率} \\
 &\quad + b_2 * \text{女性パートタイム労働者採用比率} * \text{卸売・小売・飲食店業ダミー} \\
 &\quad + b_3 * \text{女性パートタイム労働者採用比率} * \text{サービス業ダミー} \\
 &\quad + b_4 * \text{女性失業率} + \text{誤差項}
 \end{aligned}$$

女性フルタイム 35～39 歳，勤続 15～19 年					
説明変数	$b_1$	$b_2$	$b_3$	$b_4$	$R_2$
1 期前の 女性パート採用比率	-0.033 (1.5)	0.032* (1.7)	0.095*** (4.7)	-0.021*** (2.9)	0.299
2 期前の 女性パート採用比率	-0.040* (1.7)	0.038* (1.9)	0.103*** (4.7)	-0.020*** (2.7)	0.310
3 期前の 女性パート採用比率	-0.045* (1.8)	0.044** (2.1)	0.114*** (4.7)	-0.021*** (2.7)	0.312
4 期前の 女性パート採用比率	-0.045* (1.7)	0.045** (2.0)	0.121*** (4.8)	-0.021*** (3.0)	0.305
5 期前の 女性パート採用比率	-0.068*** (2.8)	0.062*** (3.0)	0.116*** (4.7)	-0.018*** (2.8)	0.312

女性フルタイム 30～34 歳，勤続 10～14 年					
説明変数	$b_1$	$b_2$	$b_3$	$b_4$	$R_2$
1 期前の 女性パート採用比率	-0.011 (0.6)	0.02 (1.1)	0.122*** (6.4)	-0.039*** (5.8)	0.468
2 期前の 女性パート採用比率	-0.01 (0.5)	0.02 (1.1)	0.131*** (6.4)	-0.041*** (5.8)	0.466
3 期前の 女性パート採用比率	-0.018 (0.8)	0.028 (1.4)	0.140*** (6.1)	-0.040*** (5.5)	0.453
4 期前の 女性パート採用比率	-0.038 (1.5)	0.046** (2.2)	0.145*** (6.1)	-0.035*** (5.2)	0.454
5 期前の 女性パート採用比率	-0.046* (2.0)	0.053*** (2.7)	0.148*** (6.4)	-0.034*** (5.5)	0.468

注：表の見方は表 1-1 と同じ。

タイム労働者の増加によって訓練機会を奪われる傾向が強くなり、その結果、賃金の伸びが抑制されると考えられる。

また「パート採用の増加に伴うフルタイム労働者の賃金抑制効果が、時間が経つに従って次第に大きくなっていく」という点は、どのように解釈できるだろうか。フルタイム労働者における賃金抑制が、先述のような訓練機会の広がりを受けているとすれば、先に見られた抑制効果が過去にさかのぼるほど大きくなるという傾向は、一時的なパートタイム労働者採用の増加は当該時期

におけるフルタイム労働者の訓練機会を狭めるだけでなく、長期のキャリア開発競争に何らかの形で影を投げかけていると推論できる。

ここで提示したもの以外にも、さまざまな仮説が考えられよう。本稿の実証結果の具体的なメカニズムが明らかにされるような、より詳細な分析が望まれる。

\*本稿の作成にあたり、関西労働研究会参加者並びに本誌レフェリーより詳細なコメントをいただいた。記して感謝したい。

- 1) 例えば、久本（2003）を参照されたい。
- 2) ここで職域とは、職場において労働者が通常行う仕事の範

囲を指し、ここでは、正規・非正規労働者における職域区分が正規・非正規労働者それぞれの訓練機会を規定し、さらにはキャリア形成を通じた賃金構造を規定すると考える。正規・非正規労働者間の職域形成の実態については、佐野（2000）が詳細な分析を行っている。

- 3) 本田（2001）は、パートタイム労働者の基幹化において、上記の意味での“質的な”基幹化とパートタイムの増員といった量的な基幹化とを区別することの重要性を指摘している。
- 4) ここでパートタイム労働者とは、「常用労働者のうち、1日の所定内労働時間がその事業所の一般労働者よりも短い者又はその事業所の一般労働者と1日の所定労働時間が同じでも1週の所定労働日数が少ない者」を指しており、それ以外の常用労働者を一般労働者としている。
- 5) このような因果関係を検証した先行研究として、中馬・樋口（1995）、李（2002）が挙げられる。

#### 参考文献

- 中馬宏之、樋口美雄（1995）「経済環境の変化と長期雇用システム」猪木武徳、樋口美雄編『日本の雇用システムと労働市場』日本経済新聞社、pp. 23-56。
- 原ひろみ（2003）「正規労働と非正規労働の代替・補完関係の計測——パートとアルバイトを取り上げて」『日本労働研究雑誌』No. 518, pp. 17-30。
- 久本憲夫（2003）『正社員ルネサンス——多様な雇用から多様な正社員へ』中公新書。
- 本田一成（2001）「パートタイマーの量的な基幹労働力化」『日本労働研究雑誌』No. 494, pp. 31-42。

石原真三子（2003）「パートタイム雇用の拡大はフルタイムの雇用を減らしているのか」『日本労働研究雑誌』No. 518, pp. 4-16。

木村琢磨（2002）「非正社員・外部人材の活用と職場の諸問題」『日本労働研究雑誌』No. 505, pp. 27-38。

宮本大・中田喜文（2002）「正規従業員の雇用削減と非正規労働の増加：1990年代の大型小売業を対象に」玄田有史、中田喜文編『リストラと転職のメカニズム——労働移動の経済学』東洋経済新報社、pp. 81-102。

佐藤博樹・佐野嘉秀・原ひろみ（2003）「雇用区分の多元化と人事管理の課題——雇用区分間の均等処遇」『日本労働研究雑誌』No. 518, pp. 31-46。

佐野嘉秀（2000）「パート労働の職域と労使関係——百貨店A社の事例」『日本労働研究雑誌』No. 481, pp. 12-25。

武石恵美子（2003）「非正規労働者の基幹労働力化と雇用管理」『日本労務学会誌』第5巻、第1号、pp. 2-11。

李永俊（2002）「労働市場の二極化と長期雇用システム」大阪大学社会経済研究所ディスカッションペーパー・シリーズNo. 563。

〈2003年5月23日投稿受付、2004年9月10日採択決定〉

おかむら・かずあき 高知大学人文学部助教授。最近の主な著作に「日本におけるコーホート・サイズ効果——キャリア段階モデルによる検証」『日本労働研究雑誌』No. 481（2000年）。労働経済学専攻。