

男女間賃金格差は嗜好による差別が原因か

佐野 晋平

(大阪大学大学院)

本稿は、豊富な労働者の情報を持つ日本の企業パネルデータを用い、日本における男女間賃金格差が使用者の嗜好に基づく差別により引き起こされているか否かを「市場テスト」の手法で検証した。労働市場で使用者の嗜好に基づく差別仮説が成立していれば、女性の男性に対する相対賃金は、相対的生産性よりも低くなる。この場合、差別的ではない使用者は、女性を追加的に雇用することでより高い利潤を得ることができる。他方で、男女間の生産性の相違が賃金格差を生み出していれば、女性比率と利潤は無相関になる。「市場テスト」とは、企業の女性雇用比率が利潤と相関しているか否かを検証することで、男女間賃金格差の原因を検出する方法である。豊富な労働者の情報を持つ日本の企業パネルデータにより、先行研究では十分に考慮されていなかった労働者の属性を詳細にコントロールし検証することが可能となった。得られた結果は以下のとおりである。(1)日本の労働市場では使用者の嗜好に基づく女性差別による女性の過少雇用が存在する。(2)製品市場が競争的ではない産業の企業ほど嗜好に基づく差別がより強く、女性の過少雇用が存在する。また、女性を多く採用している企業ほど成長が速いかどうかの検証を行った。これは使用者の嗜好に基づく差別仮説の長期的含意である。しかし、競争的な産業で、女性を多く採用することが企業成長を促進しているという関係は見いだせなかった。

目次

- I はじめに
- II 使用者差別仮説
- III データ
- IV 推定モデル
- V 推定結果
- VI 結論

I はじめに

平成 15 年「賃金構造基本統計調査」(厚生労働省)によると、わが国の一般女性労働者が受け取る平均的な賃金は一般男性労働者の約 67%である。2001 年のアメリカでは 76%、2000 年のイギリスでは 81%である。わが国の男女間賃金格差は縮小してきたといわれるが、他の先進国と比較すれば依然として大きいことがわかる¹⁾。男女間賃金格差はどうして縮小しないのであろうか。そ

もそもどうして男女間で賃金格差が存在するのであろうか。男女間賃金格差を労働需要側から説明する主要な仮説は二つある。一つは Becker (1971) による使用者差別仮説であり、もう一つは Phelps (1972) による統計的差別仮説である。

使用者差別仮説では、女性に対して差別的な嗜好を持つ使用者が市場に存在すると想定される。差別的な使用者に雇用される女性が存在するために、男女間で限界生産性が同じであっても、労働市場では男女間賃金格差が発生する。統計的差別仮説では、個々人の離職確率は一樣でないが、それは使用者にはわからないと仮定される。使用者は、離職確率の低い労働者をより訓練するだろう。労働者の離職確率が使用者にはわからないとき、使用者は離職確率の低そうな人に対してより多くの訓練機会を与えるはずである。女性は男性と比較して相対的に離職確率が高いと考えられるため、訓練量に男女間で違いが出ることになる。訓練量

が多ければ、限界生産性も大きくなる。男性のほうがより多くの訓練機会を与えられるのであれば、男性の限界生産性は、女性と比べ相対的に高くなる。このとき労働市場が完備であれば、市場で男女間賃金格差が発生することになる²⁾。

使用者差別仮説と統計的差別仮説のどちらが現実的に妥当であるかを検証する研究は数多い。両者を識別するのに使用される一つの方法として、賃金関数の説明変数に生産性（またはその代理変数）を加えて推定し、男女間賃金格差を男女間の生産性格差で説明するモデルを推定する方法がある。もし使用者差別が成り立っていれば男女間で生産性は等しくなるはずである。反対に、統計的差別が成り立っていれば男女間で生産性が異なるだろう。しかし、妥当な代理変数を見つけることは容易ではないため、明確な結論は得られていない (Neumark 1988, 1999)。この手法はアメリカで頻繁に行われているが、日本では、個人データを入手するのが困難である上に、妥当な生産性の指標を得られないため同様の方法で検証することができない。

使用者差別仮説と統計的差別仮説を検証する別の方法として最近着目されているのが、企業に雇用されている女性比率と企業業績に着目した「市場テスト」である。「市場テスト」は、先に述べた仮説から得られる含意を検証する手法である。もし使用者差別仮説が正しいならば、均衡で女性の男性に対する相対賃金は相対的な生産性と比べて低くなる。この場合、差別的ではない使用者は安価な女性を追加的に雇用することでより低いコストで高い利潤を得ることができる。他方で、統計的差別が示唆する男女間の生産性の差が賃金格差を引き起こしているのであれば、女性比率と利潤は無相関となるはずである。

Hellerstein, Neumark and Troske (2002) はアメリカの製造業における事業所レベルと企業レベルのマイクロデータを用い、「市場テスト」を行っている。彼らはクロスセクション分析により、女性比率の10%上昇が利潤を約0.47%上昇させているという結果を得ている。この結果は使用者差別仮説が成立していることを示している。しかし、利潤に正の影響を与えるような観察されない

企業の固定効果が、女性比率と正の相関をもっていったために、この結果が得られた可能性は否定できない。企業の固定効果と女性比率が相関することから発生するバイアスを除去するためには、同一企業の複数年にわたるパネルデータを利用してモデルを推定することが必要である。その点を考慮してKawaguchi (2003) は「企業活動基本調査」(経済産業省)のパネルデータを用いた研究を行っている。そこでは、パネル分析で固定効果を排除したとしても、10%の女性比率の上昇が約0.5%利潤を増加させるという、使用者差別仮説と整合的な結果を得ている。また、製品市場の集中度が高いほど、女性比率が利潤に与える影響が大きいことも示された。だが、この研究では利潤に与える影響があるような、例えば、労働者の年齢構成、女性の役職者数といった労働者属性が十分にコントロールされていない。労働者の年齢構成は現在の人件費を高め、また将来の退職金を増やすという意味で、現在の雇用者を抑制するような影響をもつ可能性がある。また、利潤に大きく影響を与える要素として、女性の雇用者数ではなく、どのようなポストで女性が雇用されているかということのほうがより重要だと考えられる³⁾。児玉ほか(2003)は女性比率と企業業績の関係を分析している。彼女らは、「企業活動基本調査」(経済産業省)に加えて「就職四季報・女子版」を用いることで女性役職比率などの情報を追加して分析を行っている。分析によると、クロスセクションでは女性比率と企業業績は正の相関を持つが、固定効果モデルではその関係が見いだせないため使用者差別仮説を棄却している。彼女らは、クロスセクションでの結果は見せかけの相関であり、人事・労務管理制度に現れる「企業固有の風土」が利益率に影響を与えていると主張している。しかしながら、この研究では利益率に影響を与える要因を十分にコントロールして使用者差別仮説を検証していないという問題がある。女性役職者や女性既婚者が多く活用されているような「企業固有の風土」を直接コントロールすれば、女性比率が利潤に与える純効果を検出することができ、使用者差別仮説を検証することができる。

本稿の目的は、Kawaguchi (2003)、児玉ほか

(2003) では十分に考慮されていなかった利益率に影響を与えるさまざまな変数をコントロールした上で使用者差別仮説を「市場テスト」により検証することにある。また、企業財務データにおける「異常値」について適切な統計的処理を行った。たとえば、各企業の利潤率として営業利益率を利用するときに、売上が少ないのにもかかわらず利益が非常に大きい企業が存在する。計量経済学者には観察不可能な企業の特殊性がこのような「異常値」の原因であると考えられる。先行研究では、これらの「異常値」データは排除されて検定が行われているが、本稿では、「異常値」に対して頑健な推定を行うことで対処した。

結果をあらかじめ要約しておこう。日本の上場企業では使用者の嗜好に基づく女性差別によって女性の過少雇用が存在し、女性の雇用を増やすことで利潤が増加する余地があることが示された。また、競争的ではないような産業に属している企業ほど、嗜好に基づく差別により女性に対する過少雇用が存在する。さらに、使用者差別仮説の長期的含意で、製品市場が競争的であれば女性を多く採用しているほど企業成長が速いことがあげられるが、本稿ではそのような関係は見いだせなかった。

本稿の構成は以下の通りである。IIで基本モデルとなる Becker (1971) モデルを説明する。IIIで用いるデータを記述する。IVで推定方法と起こりうるバイアスについて述べる。Vで推定結果を述べ、VIで結論について述べる。

II 使用者差別仮説

使用者差別仮説とは、使用者は女性労働者に対して差別的嗜好を持っているため、利潤を犠牲にしても、女性の雇用比率を下げようとする。その結果として、労働市場では男女間賃金格差が発生するという仮説である。Becker (1971) の定式化をもとに使用者差別仮説 (以下、ベッカー仮説) を説明しよう。

使用者は利潤と男性と女性の労働者数から効用を得ており、効用最大化行動をとる。いま労働市場は競争的で使用者は女性に対してのみ差別を行っ

ているとする。すると、使用者は女性を雇うのに利潤を犠牲にするというトレードオフ関係が成り立つ。簡単化のため、生産は労働のみで行われ、生産物の価格は1に基準化する。効用関数、利潤を以下のように設定する。

$$\text{効用関数 } U(\pi, L_M, L_F) \quad (1)$$

$$\text{利潤 } \pi = f(L) - w_M L_M - w_F L_F \quad (2)$$

ただし、 $L = L_M + L_F$ とする。また効用関数は強く凹であるとする。生産関数 $f(\bullet)$ は強く凹であり増加的とする。 L_i は各労働者数、 w_i は各要素支払いである。また $U_M \geq 0$ 、 $U_F \leq 0$ である。使用者が女性に対して差別を考えていることは、少なくともどちらかのうち一つが強い不等号であることで捉えることができる。

使用者の効用最大化の一階条件より、(1)(2)を解くと、

$$U_\pi(f_{LM} - w_M) + U_M = 0 \quad (3)$$

$$U_\pi(f_{LF} - w_F) + U_F = 0 \quad (4)$$

となる。ここで、 f_{Li} は各労働者の限界生産性である。差別係数を $d_M = -U_M/U_\pi$ 、 $d_F = -U_F/U_\pi$ と定義する。また差別係数 d は使用者間で変化していると仮定する。このとき、(3)、(4)式は、

$$f_{LM} = w_M + d_M \quad (5)$$

$$f_{LF} = w_F + d_F \quad (6)$$

となる。完全競争に直面している場合、賃金は外生的に与えられ、各企業は(5)、(6)式を満たすように男女の雇用量を定める。

いま $U_F < 0$ であるとするれば、 $d_M < d_F$ が成り立つ。男女間で生産性に違いがなく、 $w_M + d_M < w_F + d_F$ が成り立つならば、各企業は男性のみを雇用する。したがって女性労働市場で超過供給が起こり、女性の賃金が低下する。そして、女性を雇う限界的な企業において $w_M + d_M = w_F + d_F$ が成立するところまで女性の賃金が下落する。このとき、男女間で生産性が同じであるにもかかわらず、男女間で賃金格差が発生する。

参加が起こらない短期的な状況を分析しよう。差別係数 d は使用者間で一様ではない。より弱

い差別的嗜好を持つ使用者は相対的に多くの女性を雇用する。反対に、強い差別的嗜好を持つ使用者は相対的に少ない女性を雇用する。そのため、使用者の異なる嗜好により企業内の女性比率の構成が外生的に決まる。もし男女間で限界生産性が異なっていないのであれば、男性に比べ女性のほうが差別係数だけ割り引かれた賃金に直面していることになる。したがって、他の条件を一定にしたとき、低賃金の女性を追加的に雇用すれば低いコストで高い利潤を達成することが可能となる。

次に参入が起こる場合（長期）について分析する。上記のように、強い差別的嗜好を持つ使用者は短期的な利潤を犠牲にして女性を過少雇用している。反対に、弱い差別的嗜好を持つ使用者は女性を相対的に多く雇用することで利潤を拡大できる。いま市場には強い差別的嗜好を持つ使用者が相対的に多く存在しているとしよう。市場が競争的ならば、比較的小さい差別的嗜好を持つ使用者は追加的に女性を雇用すると高い利潤を得ることができるので、彼らは市場に参入してくる。使用者の嗜好が長期的に一定であれば、相対的に弱い差別的嗜好を持った参入者は女性の雇用を増加させていき、高利潤を達成する。その結果、強い差別的嗜好を持つ使用者は市場シェアを失っていくため、市場から退出していく。同様に、もし市場が十分に競争的ではないが参入可能である場合、差別的嗜好を持つ使用者は市場から淘汰される。

このように、ベッカー仮説は短期と長期の二つのインプリケーションを持つことになり、つぎのようにまとめることができる。

短期的ベッカー仮説：差別的嗜好を持つ使用者は利潤を犠牲にして女性を過少雇用しているため、他の条件を一定にしたときに、追加的に女性を雇用すると高利潤を達成できる

長期的ベッカー仮説：市場が競争的であれば、差別的嗜好を持たないような使用者は、嗜好を持っているような使用者に比べ高利潤を得ているので、企業の成長が速い

III データ

データは日経 NEEDS（以下、NEEDS）を用い

る。NEEDS は上場企業についての有価証券報告書をもとにした財務データベースである。ただし、NEEDS の従業員に関するデータは総従業員数のみである。そこで、「就職四季報・女子版（旧：会社四季報・女子学生就職版）」（以下、四季報データ）のデータで労働者についての項目を補完する。四季報データは企業へのアンケート調査から二部上場企業等も含め毎年約 5000 社のデータを掲載しており、従業員について財務データで利用できない情報を含んでいる。具体的には、男女別の平均勤続年数、平均年齢、女性の役職者数、既婚者数などである⁴⁾。他には学歴、コース別採用者数、学校別採用実績や育児・産休制度の利用状況、初任給といった採用や雇用環境についての情報を含んでいる。ただし、現在雇用されている従業員に関して、総合職・一般職といったコース別従業員数やパートタイム労働者数などに関する記載はない⁵⁾。

四季報データと NEEDS はともにパネルデータとして利用することができる。1992 年から 2001 年の四季報データから利用できる観測数は 10 年分で約 5500 個である。四季報データを NEEDS とマッチさせ利用する。ただし、四季報データは企業に対するアンケート調査により報告されているため項目によっては記載されていないことがある。特に、従業員の属性である平均年齢や平均勤続年数といった項目は記載されていないことが多い。また、調査に回答していない企業や、参入・退出した企業もあるため不完全なパネルデータである。利用した 10 年分の観測数のうち、推定上最大限利用できる数は約 5500 のうち最大 3664 個である。含まれる会社数は 811 社である。長期分析に用いる観測数は最大で 397 個である。

IV 推定モデル

1 短期的分析

II で提示した仮説のうち、短期的ベッカー仮説を検定する推定モデル(7)式は、

$$\begin{aligned} profit_{it} = & \beta_0 + \beta_1 \frac{L_F}{L_{it}} + \beta_2 capital_{it} + \beta_3 Debt_{it} \\ & + \beta_4 age_firm_i + industry_i \beta_5 + time_i \beta_6 \\ & + \beta_7 age_labor_{it} + \beta_8 tenure_labor_{it} \\ & + \beta_9 KATSUYO_{it} + c_i + \varepsilon_{it} \end{aligned} \quad (7)$$

と特定化できる。ここで、 c_i は観測できない固定効果、 ε_{it} は誤差項である。

$profit$ は利潤を示す変数であり、営業利益率「(売上高 - (売上原価 + 販売・一般管理費)) / 売上高」を用いる⁶⁾。ただし、会計上の費用と経済学上の費用では資本の機会費用を考える点で異なる。そこで、「資本 / 売上」($capital$) を説明変数として含めることで、この問題を回避する。 L_F/L は全従業員に占める女性従業員の割合である。もし短期的ベッカー仮説が成り立っていれば、女性を追加的に雇用することで利潤が増加する。一方、もし短期的ベッカー仮説が成り立っていないければ、 $\beta_1 = 0$ という帰無仮説は棄却できない。 $Debt$ は負債比率 (負債 / 売上) を示している。負のショックが市場に起こったときに、企業は借入れを多くすることでこれに対応している可能性がある。負債比率の変数を推定式に含めることで、この要因をコントロールする。 age_firm は企業の操業年数を示す変数である。操業年数の長い企業の資本は陳腐化している可能性がある。そのとき、資本の更新費用が高かつき、利潤に対して負の影響を与える。また操業年数の変数は、資本比率等では捉えられないブランド効果などが利潤に与える影響をコントロールするものである。産業間や時間による違いをコントロールするために、産業ダミーと時間ダミーを説明変数として用いる。

全労働者の平均年齢 (age_labor)、平均勤続年数 ($tenure_labor$) の変数は企業内における労働者の属性をコントロールしたものである。たとえば、年功的賃金のもとで、労働者の平均年齢が高いことはそれだけ多くのコストを支払っていることを意味する。また賃金上昇が労働者の限界生産性の上昇を上回るならば、勤続年数の増加は利潤を低下させる。一方、企業によっては若い人たを多く雇い限界生産性より低い賃金を支払うことで高利潤を達成していることも考えられる。

$KATSUYO$ は女性の活用指標の代理変数である。たとえば、女性役職者の多い企業は能力の高い女性を積極的に活用し、利潤を増加させている可能性がある。また、既婚者が多く在職している企業は女性が継続的に働きやすい環境を整えている可能性がある。女性既婚者が離職してしまうと、企業は新規採用者を訓練するといったコストを支払う必要が生じる。よって、 β_9 の符号は正の値をとるかもしれない。一方で、社会的要請のため、企業は女性に働きやすい環境を提供する必要が生じるかもしれない。そのため、環境を整えるコストが女性を活用することで得られる便益を上回るかもしれない。この場合、利潤に対して負の影響を与える可能性が考えられる。以上のように、女性の活用は利潤に影響を与える可能性を持つ。具体的な女性の活用指標として、「女性労働者に占める役職者の割合」(以下、役職比率) と「女性労働者に占める既婚者の割合」(以下、既婚者比率) の二つを使用した⁷⁾。

2 長期的分析

次に、差別的嗜好を持たないような企業は成長が速いという長期的ベッカー仮説を検証する枠組みを提示する。長期分析の推定式(8)は以下のようになる。

$$\begin{aligned} growth_{i1992} = & \delta_0 + \delta_1 \left[\frac{L_F}{L} \right]_{i1992} + \delta_2 age_firm_{i1992} \\ & + industry_i \delta_3 + \delta_4 age_labor_{i1992} \\ & + \delta_5 tenure_labor_{i1992} + \delta_6 KATSUYO_{i1992} \\ & + \varepsilon_{i1992} \end{aligned} \quad (8)$$

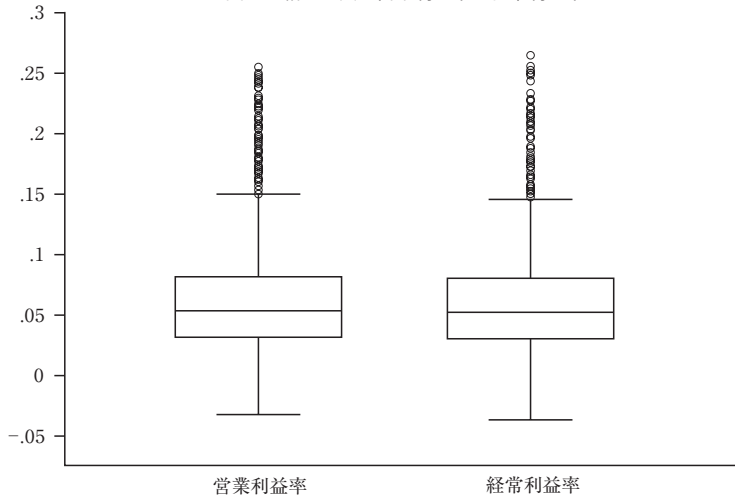
ここで、

$$growth_{i1992} = (y_{i2001} - y_{i1992}) / y_{i1992}$$

と定義され、 y_{it} には売上高を用いる⁸⁾。

長期的ベッカー仮説が成り立っているならば、他の条件を一定にしたとき、 δ_1 は正の値をとるであろう。(8)式では、差別的嗜好を持たないような使用者は、嗜好を持っているような使用者に比べ高利潤を得ているので企業の成長が速いかどうかを検証する。売上成長に与える他の要因をコントロールするために、企業の操業年数、産業ダ

図1 箱ひげ図 営業利益率・経常利益率



注：左側の箱は営業利益率，右側の箱は経常利益率である。箱の枠は25分位から75分位を示し，頂上と底はそれぞれ99分位，1分位を示している。

ミー，労働者の属性，女性の活用指標を回帰式に含める。

3 推定上のバイアスと解決法

企業財務データにはいわゆる「異常値」が多く含まれている。図1は営業利益率と経常利益率の分布を示した箱ひげ図である。箱ひげ図とは，データを箱型の図に変換することで変数の分布を概観するためのものである。図によると，頂上より上の部分に多くのデータが存在している。これは売上が少ないにもかかわらず，利潤が高い企業が多く存在していることを示している。明らかな「異常値」を排除して推定を行うことは妥当なことではあるが，観測される実態をもとに推定を行うことも重要である。そこで，「異常値」に対して影響を受けにくい中央値回帰 (Median Regression) を行うことで対処する。最小2乗法が条件付期待値を用いて推定するのに対して，中央値回帰は条件付中央値を用いる方法である。すなわち，残差の2乗和を最小化するのではなく，絶対値の和を最小化する方法である。この方法により，より裾野の広い誤差項の影響をみることができ最小2乗法よりも望ましい推定値を得ることができる⁹⁾。

企業の固定効果 (c_i) が説明変数と相関している場合，最小2乗推定量は一致性を満たさない。

たとえば，技術進歩が起こったとき，企業は技術に対応しやすい男性をより活用することで，女性比率を変化させる可能性がある。このとき，女性比率の係数に下方バイアスがかかる。本稿の分析ではパネルデータを利用しているため，固定効果モデルを用いることができ，このようなバイアスを除去することができる¹⁰⁾。

四季報データと NEEDS をマッチさせて作成したデータは上場企業のみデータである。四季報データは労働者構成の項目について企業へのアンケート調査により得られている。たとえば，アンケート調査に答えている企業は女性活用を積極的に行っている可能性が高い。また，業績がよく採用を促進しようとして調査に回答し情報を公開している場合がある。反対に業績が悪く募集が少ないので求人広告として情報を公開している場合が考えられる。これらの場合，女性比率による営業利益率への影響は過大に評価されるであろう。このように，アンケート調査に回答するかどうかのセルフセレクションにより，四季報データはサンプルの偏りを持つ可能性が否定できない。残念ながら，今回用いるデータではそのようなサンプルの偏りを解消できない。

本稿の分析で，そのほかに起こりうるバイアスとして以下の二点が挙げられる。1) 強外生性 (Strict Exogeneity) の仮定が満たされない。2) 女

表1 記述統計表

	観測数	平均	標準偏差	最小値	最大値
営業利益率	3664	0.050	0.054	-0.231	0.430
女性比率	3664	0.220	0.130	0.014	0.862
資本/売り上げ	3664	0.587	0.560	0.025	5.126
負債/売り上げ	3664	0.558	0.203	0.053	2.456
操業年数	3664	50.831	19.027	3	116
平均年齢	3664	35.871	3.784	21.2	46.2
平均勤続年数	3664	12.799	4.469	1.2	24.6
女性役職/女性従業員	3664	0.053	0.090	0	0.811
女性既婚者/女性従業員	3664	0.201	0.141	0	0.885
売上成長率	397	0.083	0.540	-0.849	4.925

性比率が内生変数の可能性である。1)は、誤差項が過去、現在、未来の説明変数と相関していない仮定である。過去に利潤を変化させるようなショックがあったとき、それが未来の企業内の労働者構成を変化させる可能性が高い。したがって、強外生性が満たされない可能性は十分にありうる。2)に関しては、Kawaguchi (2003)でも指摘されていることだが、業績の悪い企業は女性から先に解雇していく可能性がある。または、業績のよい企業が女性を多く雇う可能性を持つ。したがって、同時性バイアスが発生し、係数は上方バイアスを持つであろう。このことは女性比率に影響を与えるが、利潤に対して影響を与えないような操作変数を必要とすることを示唆している。しかし、本稿の分析では適切な操作変数が見つからなかったため操作変数法を行うことができなかった。

V 推定結果

1 短期的な分析

本節では、推定式(7)に基づき、短期的ベッカー仮説を検定する。すなわち、他の条件を一定にしたときに、女性比率と営業利益率が正に相関しているかを検証する。利用した変数の記述統計は表1に示してある。

女性比率が営業利益率に与える影響

表2は営業利益率を被説明変数として回帰分析を行った結果である。表2の(1)は勤続年数といった労働者の属性をコントロールしないときの最小2乗法(以下、OLS)での推定結果である。(1)の女性比率の係数は負であるが、5%水準で有意で

はない。その他の変数については統計的に有意である。表2の(2)は労働者の属性をコントロールした結果である。この結果によると、労働者の属性をコントロールすると、女性比率の係数は負の値であり、5%水準で有意であることが示されている。数値的に評価すると、10%の女性比率の上昇は営業利益率を約0.15%ポイント下落させる。

表2の(3)、(4)は「異常値」に関して頑健な中央値回帰(以下、LAD)の推定結果である。(3)の結果によると、最も興味のある、女性比率の係数は正であり、1%水準で有意であることが示される。数値的に評価すると、10%の女性比率の上昇は営業利益率を約0.1%ポイント上昇させる。しかし、労働者の属性をコントロールした(4)では、女性比率の係数は正であるが10%水準でも有意ではない。

表2の(5)、(6)は固定効果モデル(Fixed Effect Model以下、FE)で推定した結果である¹¹⁾。(5)によると、女性比率の係数は正であり、10%水準で有意である。また(6)によると、労働者の属性をコントロールしても女性比率の係数は正であり、5%水準で有意である。数値的に評価すると、女性比率が10%上昇すると営業利益率を約0.36%ポイント上昇させる。

各推定方法における女性比率の係数を比較すると、OLSと比べてLADとFEの係数の値は全体的に上昇している。このことは、営業利益率に正の影響を与えるような観察されない企業の固定効果が、女性比率と正の相関を持っており、OLSの係数に下方バイアスが存在していることを示している。したがって、企業の固定効果を解消し、他の要因を一定にしたとき、女性比率の上昇が営

表2 営業利益率の決定要因

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	営業利益率					
	OLS	OLS	LAD	LAD	FE	FE
女性比率	-0.0049 (0.0073)	-0.0154** (0.0073)	0.0118*** (0.0044)	0.0066 (0.0045)	0.0261* (0.0158)	0.0364** (0.0169)
資本/売り上げ	0.0315*** (0.0022)	0.0320*** (0.0023)	0.0313*** (0.0010)	0.0311*** (0.0010)	-0.0440*** (0.0029)	-0.0441*** (0.0029)
負債/売り上げ	-0.0873*** (0.0065)	-0.0770*** (0.0065)	-0.0581*** (0.0026)	-0.0528*** (0.0029)	-0.0201** (0.0094)	-0.0205** (0.0094)
操業年数	-0.0004*** (0.0000)	-0.0002*** (0.0000)	-0.0003*** (0.0000)	-0.0002*** (0.0000)		
平均年齢		0.0017*** (0.0006)		0.0013*** (0.0004)		0.0006 (0.0007)
平均勤続年数		-0.0033*** (0.0005)		-0.0021*** (0.0003)		-0.0010 (0.0008)
役職比率		-0.0247*** (0.0073)		-0.0080 (0.0056)		0.0144 (0.0102)
既婚者比率		-0.0021 (0.0067)		-0.0081** (0.0041)		0.0263*** (0.0085)
定数項	0.1107*** (0.0153)	0.0785*** (0.0189)	0.0717*** (0.0089)	0.0474*** (0.0129)	0.0875*** (0.0069)	0.0712*** (0.0205)
観測数	3664	3664	3664	3664	3664	3664
会社数					811	811
(擬似)決定係数	0.31	0.33	0.23	0.24	0.11	0.12
年・産業ダミー	yes	yes	yes	yes	yes	yes

注：括弧の中は標準誤差である。OLSは最小2乗法、LADは中央値回帰、FEは固定効果モデルを示している。

*は10%水準で有意、**は5%水準で有意、***は1%水準で有意であることを示す。

業利益率を上昇させるという結果は、短期的ベッカー仮説と一致するものである。

本稿で用いているデータは正社員のみを含んでいる。また、Ⅲで述べたが、サンプルが上場企業に限られている。表2で得られた推定結果によると、女性比率が10%上昇すると、営業利益率が約0.36%ポイント上昇する。ほぼ全企業をサンプルとして用いたKawaguchi (2003)の分析によると、女性比率が10%上昇すると、営業利益率が約0.5%ポイント上昇する。結果を比較すると、女性比率の係数は同様に正で有意である。したがって、企業固有の労働者属性をコントロールした上でも使用者差別仮説が支持される。これは、Hellerstein *et al.* (2002), Kawaguchi (2003)と整合的な結果である。

資本、負債、操業年数の効果

資本比率の係数は、OLS、LADの場合、正であり、1%水準で有意である。一方、FEの場合、係数は負であり、1%水準で有意である。これらの結果は、Kawaguchi (2003)と整合的である。

負債比率は各推定方法において、負であり統計的に有意である。操業年数の係数はOLS、LADともに負であり、1%水準で有意である。このことは、資本の陳腐化により利潤が低下していることを捉えていると考えられる。

労働者の属性変数の効果

従業員の平均年齢の係数はすべての推定方法において正である。従業員の平均勤続年数の係数はすべての推定方法で負である。両変数とも、OLS、LADの場合1%水準で有意であるが、FEでは統計的に有意ではない。

人的資本蓄積の観点から言えば、勤続年数の増加は生産性の上昇を伴い企業の利潤に貢献する。しかしラジアー型の賃金後払い契約を結んでいる場合、勤続年数増加による賃金上昇が生産性上昇を上回り、利潤に対して負の影響を与える。推定結果によると、係数が負であるため、人件費コスト増加により利潤が低下していると解釈できる。

既婚者比率や役職比率の係数はOLS、LADともに負である。一方、FEの場合、係数はともに

正の値である。女性を活用しやすい環境が企業ごとに異なっており、そのような固定効果が女性比率と相関している可能性が高い。したがって、FEのほうが一致性を満たしていると考えられる。数値的に評価すると、役職比率が10%上昇すると、営業利益率は約0.1%ポイント上昇する。この結果によると、短期的に人的資本の蓄積された女性を活用することで、利潤を上昇させると考えられる。

以上の結果より、労働者の属性をコントロールした上で、Becker (1971) の短期的な含意である「女性を追加的に雇用すれば利潤が増加する」という仮説を支持する結果を得ている。逆に言えば、日本企業においては、女性差別のために生産性の格差以上に男女間賃金格差が存在するため、女性をより多く雇用することで利潤を拡大させる余地があることを示している。

2 競争度別の推定

V1では、使用者の嗜好に基づく差別仮説が支持される結果を得ているが、これは必ずしもすべての企業で成り立つとは限らないと考えられる。なぜなら、比較的競争に直面している産業に属している企業は差別を行う余裕がないのに対して、競争に直面していないような企業は嗜好に基づく差別を行っているかもしれない。この小節では競争度の指標を特定化し、競争の程度が企業の女性差別行動に与える影響を考察する¹²⁾¹³⁾。

Kawaguchi (2003) はハーフィンダル指数(以下、HHI)を製品市場の集中度の代理指標として、4分類に分けて推定を行っている。推定結果によると、より集中的な製品市場に属しているような企業において、女性比率が営業利益率に正の影響を与えている。一方、競争的な製品市場に属している企業では女性比率は営業利益率に無関係であると報告している。Hellerstein *et al.* (2002) は製品のシェアを4分位に分けたダミー変数を利用し、製品市場の競争度の代理指標としている。ダミー変数と女性比率の交差項を用い、市場シェアが大きい企業ほど使用者の嗜好に基づく差別が行われているかどうか検定している。推定結果に

よると、シェアが高い事業所ほど、女性比率の上昇が利益率を上昇させる結果を得ている。本稿でも競争度により企業の女性差別行動が変化するかどうか、競争度ごとに分ける方法により検証を行う。

製品市場における競争の程度を示す指標として、HHIを用いる¹⁴⁾。HHIは各企業の製品出荷量のシェアの2乗をその産業に属する企業で足し合わせたものと定義される。HHIの値が大きいほど市場の集中度が高い。この指標を4分類に分けて推定を行う。HHIが必要ショックと相関することを避けるために、推定には1991年時点の指標を用いる。下位分位に属しているほど競争度が高く、上位分類に属するほど市場が集中的である。競争度別の推定結果は表3に示している。

表3によると、製品市場が競争的である下位25分位では、営業利益率と女性比率は無関係である。50分位から75分位を除けば、製品市場がより集中的になるにつれ、女性比率の係数は上昇している。ただし、統計的に有意ではない。上位75分位に属している、すなわち市場がより集中的であるところで、女性比率の係数は正であり、10%水準で有意である。数量的には、10%の女性比率の上昇により、営業利益率が約0.94%ポイント上昇する。よって、使用者の嗜好に基づく差別仮説の含意どおり、製品市場の競争に直面していないような企業は嗜好に基づく差別を行っていることが確認された。本稿で得られた結果はKawaguchi (2003) と整合的である。

本稿での分析は上場企業に限られたものである。しかし、製品市場がより集中的である企業は嗜好に基づく女性差別を行っていることが示された。これはKawaguchi (2003) および Hellerstein *et al.* (2002) の結果と整合的である。

3 長期的な分析

本節では、推定式(8)に基づき、長期的ベッカー仮説について検定を行う。すなわち、差別的嗜好を持たないような企業は成長が速いかどうかを検証する。

Hellerstein *et al.* (2002) は嗜好に基づく差別仮説の長期的含意を検証するため、売上成長と期

表3 集中度別 営業利益率の決定要因

	(1)	(2)	(3)	(4)
	営業利益率			
	下位25分位	25分位から 50分位	50分位から 75分位	上位75分位
女性比率	0.0006 (0.0254)	0.0271 (0.0799)	0.0065 (0.0162)	0.0938* (0.0562)
資本/売り上げ	-0.0364*** (0.0057)	-0.0854*** (0.0085)	-0.0160*** (0.0028)	-0.0502*** (0.0075)
負債/売り上げ	-0.0926*** (0.0184)	0.0193 (0.0208)	-0.0158 (0.0106)	0.0092 (0.0247)
平均年齢	0.0003 (0.0014)	-0.0011 (0.0017)	0.0006 (0.0006)	0.0023 (0.0023)
平均勤続年数	-0.0031** (0.0014)	0.0009 (0.0018)	-0.0007 (0.0008)	0.0012 (0.0022)
役職比率	0.0082 (0.0193)	0.0165 (0.0282)	0.0244** (0.0098)	0.0192 (0.0257)
既婚者比率	-0.0136 (0.0178)	0.0411** (0.0179)	0.0185** (0.0094)	0.0044 (0.0241)
定数項	0.1684*** (0.0418)	0.1165** (0.0528)	0.0355* (0.0194)	-0.0140 (0.0632)
観測数	1049	994	1040	581
会社数	245	216	217	133
決定係数	0.19	0.17	0.13	0.19
年ダミー	yes	yes	yes	yes

注：すべての推定式において、固定効果モデルで推定を行っている。集中度の基準は1991年時点のハーフィンダール指数に従っている。上位に位置するほど、製品市場での集中度が高い。括弧の中は標準誤差である。*は10%水準で有意、**は5%水準で有意、***は1%水準で有意であることを示す。

初時点の女性比率を回帰している。推定結果によると、市場シェアが高いグループで、女性比率は売上成長に統計的に有意な影響を与えていないことを報告している。Kawaguchi (2003) は企業の廃業を考慮したうえで、長期的ベッカー仮説を検証している。その結果、期初時点の女性比率は企業生存に対して負の影響を与えていることを報告している。また、生存している企業のうち、期初時点の女性比率は企業成長を加速させるという関係を見いだせないことを報告している。

表4-1は企業成長の代理変数として売上成長率を用いた推定結果である。表4-1(1)によると、1992年で評価した女性比率の係数は負であり、10%水準で有意である。表4-1(2)で、労働者の属性をコントロールした場合、女性比率の係数は負であり、1%水準で有意である。この結果は長期的ベッカー仮説を支持しないものである。しかし、売上の成長率においても営業利益率と同様に「異常値」による影響を受けている可能性がある。

このことを考慮して、LADにより推定したのが表4-1(3)(4)である。推定結果によると、OLS同様1992年時点で評価した女性比率の係数は売上成長率に対して有意に負の値をとる。「異常値」を考慮した結果においても、長期的ベッカー仮説を支持しない。労働者の属性変数に関して、平均年齢と平均勤続年数の係数はともに負である。一方、既婚者比率や役職比率の係数はともに正である。特に、役職比率の係数は10%水準で有意である。このことは、企業は能力の高い女性を積極的に活用することで高成長を達成している可能性を示唆している。

表4-2は変数の推定期間を変えて推定した結果を示している¹⁵⁾。これらの結果においても、女性比率の係数はどの期間を取ったとしても負の値をとっている。したがって、長期的ベッカー仮説を支持しない。

長期的ベッカー仮説が成立するかどうかに関しては、市場が競争的であるかどうかが重要である。

表 4-1 長期的な分析 1992～2001 年 売上成長率の決定要因

	(1)	(2)	(3)	(4)
	売上成長率			
	OLS	OLS	LAD	LAD
女性比率	-0.3876* (0.2142)	-0.8059*** (0.2432)	-0.4716** (0.2136)	-0.5698*** (0.1926)
操業年数	-0.0069*** (0.0016)	-0.0025* (0.0013)	-0.0028** (0.0013)	0.0008 (0.0013)
平均年齢		-0.0282 (0.0186)		-0.0213 (0.0151)
平均勤続年数		-0.0201 (0.0153)		-0.0133 (0.0132)
女性役職/女性従業員		0.8617* (0.5095)		-0.0613 (0.2998)
女性既婚者/女性従業員		0.1892 (0.2193)		0.1219 (0.1598)
定数項	0.1040*** (0.0263)	1.6520*** (0.4818)	0.3035 (0.2339)	1.1094*** (0.4072)
観測数	397	397	397	397
(擬似)決定係数	0.15	0.22	0.09	0.14

注：すべての推定式において産業ダミーを含めている。括弧の中は標準誤差である。OLSは最小2乗法、LADは中央値回帰を示している。*は10%水準で有意、**は5%水準で有意、***は1%水準で有意であることを示す。

表 4-2 長期的な分析 売上成長率の決定要因（女性比率のみ）

	成長率 (1993-2001)	成長率 (1994-2001)	成長率 (1995-2001)	成長率 (1996-2001)
女性比率	-0.5951*** (0.1909)	-0.4910*** (0.1840)	-0.3985** (0.1710)	-0.2256* (0.1268)
観測数	392	372	346	364
決定係数	0.27	0.27	0.23	0.24

注：すべての推定式においてOLSで推定し、表4-1の(2)、(4)と説明変数は同じである。また、産業ダミーを含めている。括弧の中は標準誤差である。*は10%水準で有意、**は5%水準で有意、***は1%水準で有意であることを示す。

財市場が十分に競争的であれば、弱い差別的嗜好を持った使用者が参入し、女性比率を高めることで利潤を増加させることができる。この可能性を検証するため、IV2で用いた製品市場の競争度の指標をもとに、競争にさらされている企業の成長が速いかどうかを検証する。推定においては前節同様1991年時点のHHIを4分類に分けて推定を行った。推定結果は表4-3に示してある。

表4-3(1)は市場が最も競争的である、25分位に属するグループの結果である。このグループでは、女性比率の係数は負である。(2)は比較的競争的である25分位から50分位に属するグループの推定結果である。このグループでは女性比率の係数は正である。(3)は比較的集中的である、50分位から75分位に属するグループの推定結果で

ある。女性比率の係数は負である。(4)は最も集中的である75分位以上に属するグループの推定結果である。最も集中的なグループでは、女性比率の係数は負である。

使用者の嗜好に基づく差別仮説の長期的含意によれば、市場が十分に競争的ならば、差別的嗜好を持たないような使用者は、嗜好を持っているような使用者に比べ高利潤を得ているので、企業の成長が速い。表4-3の結果によると、最も競争的なグループで女性比率の上昇が企業成長を促進していない。このことは使用者の嗜好に基づく差別が解消されるほど、市場が競争的ではないことを示唆している。しかし、本稿の結果は先行研究の結果と矛盾しない。

表 4-3 長期的な分析 集中度別売上成長率（1992～2001年）の決定要因（女性比率のみ）

	(1)	(2)	(3)	(4)
	売上成長率			
	下位25分位	25分位から 50分位	50分位から 75分位	上位75分位
女性比率	-1.1803* (0.6347)	3.9235** (1.6865)	-25.2735* (14.7549)	-4.2442* (2.1315)
観測数	117	114	105	61
決定係数	0.09	0.08	0.09	0.22

注：すべての推定式においてOLSで推定している。説明変数には「操業年数」「平均勤続年数」「役職比率」「既婚者比率」が含まれている。集中度の基準は1991年時点のハーフィンダル指数にしたがっている。上位に位置するほど、製品市場での集中度が高い。*は10%水準で有意、**は5%水準で有意、***は1%水準で有意であることを示す。

VI 結 論

本稿の目的は男女間賃金格差を説明する理論を検証することにある。もし使用者の嗜好に基づく仮説が正しいならば、均衡において女性の男性に対する相対賃金は相対的な生産性と比べて低い。よって差別的ではない使用者が安価な女性を追加的に雇用することでより低いコストで高い利潤を得ることができる。一方、統計的差別仮説が示唆する男女間の生産性の差が賃金格差を引き起こしているのであれば、女性比率と利潤は無相関である。このような理論的含意を検証する方法が「市場テスト」である。

本稿では、上場企業についてのパネルデータである四季報データとNEEDSの二つのデータセットをマッチさせ、既存研究よりも詳細に労働者の属性をコントロールして推定を行った。

最小2乗法で市場テストを行った結果、使用者の嗜好に基づく仮説が確認できないことが示された。しかし、計量経済学者が観測できないような要因により、サンプルに異常値が発生している場合や固定効果が説明変数と相関した場合、最小2乗法が一致性を持たない。そこで、中央値回帰や固定効果モデルで推定を行った結果、使用者の嗜好に基づく差別仮説が成り立つことが示された。また、市場の競争度に分けて分析した場合、集中的な産業に属している企業は嗜好に基づく差別を行っていることが示された。日本企業においては、

女性差別のために生産性の格差以上に男女間賃金格差が存在するため、女性をより多く雇用することで利潤を拡大させる余地があることを示している。

使用者の嗜好に基づく差別仮説の長期的含意は、市場が競争的であれば、差別的嗜好を持たないような使用者は、嗜好を持っているような使用者に比べ高利潤を得ているので、企業の成長が速い点である。これを検証するため、企業の売上成長を期初時点の女性比率等で推定した。その結果、最小2乗法・中央値回帰ともに女性比率が高ければ企業成長が低いことが示された。市場の競争度ごとに分けて推定した場合、競争的なグループで女性比率と売上成長率は無相関であることが示された。この結果は、参入を考慮した長期的な使用者の嗜好に基づく差別仮説を支持するものではない。

本稿の分析にはいくつかの限界がある。第1に、利益率の回帰分析において、女性比率が内生性を持つ可能性がある。なぜなら、業績の悪い企業が一時的に安価な女性を採用しているだけかもしれない。また、業績がよいために女性を採用しているだけかもしれない。このような、同時性を本稿では解消できていない。第2に、本稿で用いたデータは上場企業のみである。また、労働者の属性を考慮した場合、推定上利用できるサンプルが少なくなる問題が生じる。そのため、すべての企業にあてはまる結果ではない可能性が高い。上記のような問題点を解消するような、分析とデータの蓄積が望まれる。

*本稿の作成にあたり、阿部正浩、大竹文雄、小川一夫、川口章、川口大司、長江亮の各氏から有益なコメントをいただいた。また、本誌の2名の匿名レフェリーおよび編集委員会からのコメントは、論文の改訂に有益であった。ここに記して感謝したい。言うまでもなく、本稿にあるすべての誤りは筆者の責めにある。

- 1) この指標は、アメリカ (*Employment and Earnings* 厚生労働省 2001 年)、イギリス (*Year Book of Labour Statistics* ILO 2000 年) から得ている。
- 2) その他の議論については川口 (1997)、中田 (1997) に詳しい。
- 3) 中村 (1988) は、スーパーマーケット産業では、女性が重要な仕事をするようになったことで利潤を増加させている企業があることを報告している。
- 4) 四季報データから得られる男女別従業員数は、直近本決算期時点の単独ベースで、役員や臨時雇用者を除いている。また、メーカーの場合、工場などの生産ライン従事者を除いた数字である。ただ、NEEDS のそれと比較したところ、多くの企業で数字は一致している。
- 5) 「就職四季報・女子版」を分析に用いた研究に阿部・大内 (1998) がある。阿部・大内 (1998) はコース別管理制度の問題点を実証分析するため単年度の「就職四季報・女子版」に加え、採用・企業情報を他のデータセットからマッチさせ利用している。
- 6) 経常利益率を用いても結果は変わらない。
- 7) ここでいう役職者とは「部下を持つ職階以上のものならびに部下を持たなくてもそれと同等の地位にあるもの」と定義される。
- 8) 推定式 (8) の被説明変数の欠点は期末時点 (2001 年) で廃業・退出した企業を分析に含むことができない点である。そのような問題を回避する方法として、

$$growth_{t1992} = (y_{t2001} - y_{t1992}) / [(y_{t2001} + y_{t1992}) / 2]$$
 を用いる方法がある。(玄田 (2004)) たとえば、2001 年に企業が廃業していたら、 $y_{2001} = 0$ を割り振る。この場合、廃業している企業の被説明変数は -2 をとるため分析に含めることができる。しかし、データの制約上、退出企業が統廃合かの識別ができない。また、退出したと考えられる企業において、1992 年時点の労働者属性変数が得られなかった。そのため通常の成長率を用いた。
- 9) 中央値回帰を含む分位回帰については Deaton (1997) や Buchinsky (1998) が詳しい。
- 10) ただし、この場合、 ε_{it} に強外生性 (Strict Exogeneity) が仮定される。
- 11) なお、固定効果が説明変数と相関しているか検定したところ、ハウスマン検定統計量は 43.58 (P-値 < 0.00) であったため、固定効果モデルを採用している。
- 12) V1 の結果より、V2 の推定は本稿の分析で最も一致性を満たしていると考えられる固定効果モデルで行う。
- 13) なお、産業別の推定も行っている。産業別の推定結果によると、多くの産業で女性比率と営業利益率は無相関であった。ただ、産業別の推定では競争の程度を正確に反映していない可能性があることと、各産業の観測数が少ないという問題点がある。
- 14) ハーフインデックスは「公正取引委員会月報」(公正取

引委員会) より得ている。

15) 推定結果は OLS のみ示してある。LAD で推定しても同様な結果を得ている。また、説明変数を 2001 年から 1992 年の階差で推定を行った場合でも、同様の結果を得ている。

参考文献

- Becker, G. S. (1971) *The Economics of Discrimination*, University of Chicago Press, 2nd edition.
- Buchinsky, M. (1998) "Recent Advances in Quantile Regression Models: A Practical Guideline for Empirical Research." *Journal of Human Resources*, Vol. 33, No. 1, pp. 88-126.
- Deaton, A. (1997) *The Analysis of Household Surveys*, The Johns Hopkins University Press.
- Hellerstein, J. K. D. Neumark, and K. R. Troske (2002) "Market Forces and Sex Discrimination." *Journal of Human Resources*, Vol. 37, No. 2, pp. 353-380.
- Kawaguchi, D. (2003) "A Market Test for Sex Discrimination: Evidence from Japanese Firm Level Panel Data." *IPPS Discussion Paper Series* 1054, University of Tsukuba.
- Neumark, D. (1988) "Employer's Discriminatory Behavior and the Estimation of Wage Discrimination." *Journal of Human Resources*, Vol. 23, No. 3, pp. 279-295.
- (1999) "Wage Differentials by Race and Sex: The Roles of Taste Discrimination and Labor Market Information," *Industrial Relations*, Vol. 38, No. 3, pp. 414-445.
- Phelps, E. S. (1972) "The Statistical Theory of Racism and Women." *American Economic Review*, Vol. 62, No. 4, pp. 414-445.
- 阿部正浩・大内章子 (1998) 「企業は女性の本格活用を望んでいるか? ——男女雇用機会均等法とコース別雇用管理制度」一橋大学ディスカッションペーパーシリーズ A, 1998 年 6 月, pp. 1-28.
- 川口章 (1997) 「男女間賃金格差の経済理論」中馬宏之・駿河輝和編『雇用慣行の変化と女性労働』東京大学出版会, pp. 207-241.
- 児玉直美・小滝一彦・高橋陽子 (2003) 「女性雇用と企業業績」mimeo.
- 玄田有史 (2004) 『ジョブ・クリエーション』日本経済新聞社、東洋経済新報社『就職四季報 女子版』1994~2003 年度版。
- 中村恵 (1988) 「大手スーパーにおける女性管理職者・専門職者」小池和男・富田安信編『職場のキャリアウーマン』東洋経済新報社, pp. 13-37.
- 中田喜文 (1997) 「日本における男女賃金格差の要因分析——同一職種に就く男女労働者間に賃金格差は存在するのか?」中馬宏之・駿河輝和編『雇用慣行の変化と女性労働』東京大学出版会, pp. 173-205.

(2004 年 7 月 8 日投稿受付, 2005 年 4 月 8 日採択決定)

さの・しんべい 大阪大学大学院経済学研究科博士後期課程。最近の主な著作に「雇用における男女差別の実証分析」(大阪大学修士論文)。労働経済学専攻。