



RIETI Discussion Paper Series 14-J-017

企業における職場環境と女性活用の可能性 －企業パネルデータを用いた検証－

山本 勲
慶應義塾大学



Research Institute of Economy, Trade & Industry, IAA

独立行政法人経済産業研究所

<http://www.rieti.go.jp/jp/>

企業における職場環境と女性活用の可能性

— 企業パネルデータを用いた検証 —

山本勲（慶應義塾大学）

要 旨

本稿では、企業パネルデータを用いて、どのような企業で女性活用が進んでいるのかを定量的に明らかにする。検証の結果、職場の労働時間の短い企業、雇用の流動性の高い企業、賃金カーブが緩く賃金のばらつきの大きい企業、WLB 施策の充実している企業では、正社員女性比率や管理職女性比率が高くなっていることがわかった。このことは、長時間労働、長期雇用、大きい労働の固定費用、画一的な職場環境といったものが、企業における女性活用の阻害要因になっていることを示唆する。女性活用の進んでいる企業では利益率が高いことも確認されるため、女性の能力・スキルを最大限に活用するための環境を整備し、女性を正社員や管理職として雇用することは、女性労働者だけでなく企業にとってもメリットがあると指摘できる。

キーワード：女性活用、労働時間、雇用の流動性、賃金構造、ワークライフバランス施策

JEL classification: J71, J31

RIETI ディスカッション・ペーパーは、専門論文の形式でまとめられた研究成果を公開し、活発な議論を喚起することを目的としています。論文に述べられている見解は執筆者個人の責任で発表するものであり、所属する組織及び(独)経済産業研究所としての見解を示すものではありません。

本稿は、経済産業研究所（RIETI）における「ダイバーシティとワークライフバランスの効果研究」および「労働市場制度改革（企業・従業員パネルデータ分析）」の研究成果の一部である。本稿の分析では、RIETI で実施した『人的資本形成とワークライフバランスに関する企業・従業員調査』および『企業活動基本調査』（経済産業省）の個票データを用いている。本稿の作成に当たっては、樋口美雄氏、乾友彦氏、児玉直美氏、坂本里和氏、山ロー男氏をはじめとする研究会のメンバーの方々、および、藤田昌久所長、森川正之副所長、鶴光太郎氏をはじめとする RIETI の関係者から数多くの有益なコメントを頂戴した。コメントを下さった各氏に深く感謝申し上げたい。なお、本稿のありうべき誤りは、すべて筆者に属する。

1. はじめに

日本では企業における女性の活用度合いが国際的にみて低い。就業者に占める女性比率は欧米諸国が 40%代後半であるのに対して、日本は 40%代前半である。しかも、日本では女性雇用者の半数程度が非正規として雇用されており、正規雇用者に占める女性比率は 30%程度と低くなる。さらに、管理的職業従事者に占める女性比率も日本では顕著に低く、欧米諸国が 30~40%程度であるのに対して、日本は 10%程度である²。このように企業での女性雇用が進んでいない理由はどこにあるのだろうか。

女性が企業で活用されていないことの理由としては、労働需要・供給の双方の側面でさまざまなものが挙げられる³。例えば、労働需要側の理由としては、女性に対する差別的嗜好・企業風土が存在するために、女性が雇用・登用されにくくなっていることや (Becker [1971])、過去の離職率やパフォーマンスにもとづく統計的差別から、男性労働者を優先して雇用・登用していること (Phelps [1972]) が挙げられる⁴。また、継続雇用期間が相対的に短いために、女性労働者に対する人的投資の期待収益が小さくなっていることや、雇用の流動性が低いために女性労働者を中途採用によって活用しにくくなっていることなども影響していると考えられる。

一方、労働供給側の理由としても、「夫は外で働き、妻は家を守るべきである」という性別役割分業意識（「男女共同参画社会に関する世論調査」⁵）の存在、長期雇用を前提とした賃金・昇進体系の存在（ラジアの後払い仮説 <Lazear [1979]> や内部昇進モデル <Lazear and Rosen [1981]>）、長時間労働が常態となっている正社員の硬直的な働き方の存在などを考慮し、女性が自ら正社員として就業することを控えていることが考えられる。また、企業の両立支援策やワークライフ・バランス施策（以下、WLB 援策）や地域の保育サービスが十分に普及していないこと、さらには、就業抑制的な税・社会保障制度が存在していることなどからも、女性の労働供給が抑えられている可能性がある。

このように、企業における女性の活用度合いの低さには、さまざまな要因が複雑に関係していると考えられるが、その多くの側面で関係しているのが、職場における働き方ではないだろうか。日本の労働市場ではこれまで、男性が中心となって長時間労働が常態となるような画一的な働き方が構築されてきたといえる。その背景には、新卒一括採用した若年労働力を企業内で時間をかけて訓練し、生産性が上昇した後に人的投資費用を回収するために、不況期にも労働保蔵を行い

² 『労働力調査（詳細集計）』（総務省）および『データブック国際労働比較』（労働政策研究・研修機構）より。

³ 企業における女性の活用度合いについては、日本的雇用制度や長期雇用制度との関連を議論した川口 [2008] や川口・西谷 [2011] で詳しく議論されている。

⁴ 統計的差別理論と日本の労働市場における女性活用の関係については山口 (2007) の詳細な議論を参照されたい。

⁵ 「男女共同参画社会に関する世論調査」（内閣府）では、「夫は外で働き、妻は家を守るべきである」という考え方に関する意識の変化を経年で調査しているが、2012 年調査でも男性の 55.1%、女性の 48.4%が「賛成」あるいは「どちらかといえば賛成」と回答しており、日本人の約半数が性別役割分業意識を持っていることがわかる。

ながら長期間にわたって雇用する、といった内部労働市場モデルがあった⁶。しかし、その結果、女性が日本の労働市場で正規雇用として活用される場合には、男性中心の職場で「男性的」な働き方をすることが求められることが多かったと推察される。

この点に関連するデータとして、図1には、日本・イギリス・ドイツの家計パネルデータ (KHPS, BHPS, GSEOP)⁷を用いて労働時間の分布を男女別にプロットしてみた。日本の労働時間分布をみると、男性労働者は、所定内労働時間が集中する週40時間程度働く人も多いが、それ以上に、週50時間以上あるいは週60時間以上働く人が多いことがわかる。週労働時間が所定内労働時間の前後の35~44時間の割合は3割程度であるのに対して、45時間以上は6割を占めている。これに対して、女性労働者については、相対的に短い労働時間で働く人が多くなっている。このことは、長時間労働が企業内で当たり前になっている状況では、長時間労働を望まない女性労働者が企業での活躍の場を失い、結果的に別の働き方、すなわち非正規社員として短時間労働を選択していることを示しているとも解釈できる。

一方、図をみると、イギリスやドイツではこうした傾向はみられない。両国とも、男性のほうが相対的に長い時間働く傾向にはあるが、日本ほど顕著ではない。特に、所定内労働時間の前後の中程度の長さの労働時間で働く労働者は男女ともに6割程度を占めている。この状況は日本とは大きく異なり、企業内で中程度の長さの労働時間で働くことが常態になっていけば、長時間労働という制約を受けず、性別にかかわらず多くの労働者が能力を十分に発揮できると考えられる。

この労働時間分布の簡単な比較からわかるように、日本では、女性が正社員で活躍しにくい職場環境があると推察される。女性労働者が能力を発揮しにくい職場環境が存在する状況下では、企業が女性を登用しようとしても、短期的には高いパフォーマンスは上がりにくいほか、仕事と生活の両立が難しいために女性労働者が離職を余儀なくされることも少なくないだろう。そうすると、企業の女性に対する労働需要が減少しかねず、また、女性労働者自身も、そうした職場環境ではあえて正社員として労働供給することを控えるため、結果的に労働需要と労働供給の双方が減少するという悪循環が繰り返される可能性がある。そのように考えると、企業における男性中心の働き方は、女性活用の大きな阻害要因になっている可能性があり、逆にその点を改善すれば、女性の活用は進展するものと期待できる。

こうしたことを踏まえ、本稿では、男性中心の働き方が企業における女性活用を阻害している可能性を探るため、女性がどのような企業で活用されやすいかを定量的に明らかにする。具体的には、企業パネルデータを用いて働き方に関連する企業特性を定量化し、それらの企業特性が女性活用の度合いにどのような影響を与えているかを検証する。その際、本稿では、職場の労働時

⁶ この点について、Kuroda and Yamamoto [2013a] は、労働の固定費用の大きい雇用者ほど企業は長時間労働を要請する傾向があることなどを明らかにし、近年でも長時間労働が生じる内部労働市場モデルが日本で存在することを示している。ただし、同論文では、長時間労働の中には非効率な部分が含まれることも明らかにしており、日本企業の長時間労働のすべてが合理的な裏付けがあるとは限らないことも指摘している。

⁷ ここで、日本は「慶應義塾家計パネル調査」(KHPS)、イギリスは British Household Panel Survey (BHPS)、ドイツは German Socio-Economic Panel Study (GSEOP) の2009年調査の25-54歳の雇用者データを用いている。

間、雇用の流動性、賃金構造、WLB 施策の 4 つの企業特性に焦点を当て、職場で長時間労働が常態となっていたり、雇用が流動的でなかったり、賃金カーブが急であったり、女性の働きやすい施策がとられていなかったりすることで、企業で女性が正社員や管理職として活用されにくい状況が生じていないかをデータに基づいて明らかにする。

企業における女性活用の規定要因として職場環境に注目した先行研究は必ずしも多くはないが、日本では企業のクロスセクションデータを活用した川口 [2008, 2011] や川口・西谷 [2011] が参考になる⁸。川口 [2008, 2011] では、平均勤続年数が長い企業や長期雇用制度をもつ企業では女性の活用度が低く、WLB 施策やポジティブアクション施策が整っている企業では女性の活用度が高いことを明らかにしている。また、川口・西谷 [2011] では、コーポレート・ガバナンスとの関連に焦点を当てながら、女性活用度と長期雇用制度および WLB 施策との関係を検証し、職場の働き方が女性の活用に影響を与えうることを指摘している。

本稿の問題意識はこれらの先行研究と近く、その延長線上にあるものと位置づけられる。その中で、本稿の分析の特色としては、企業・労働者のマッチデータや企業パネルデータを活用することや、職場の働き方として労働時間の長さや過去の雇用調整行動に焦点を当てることなどが挙げられる。

女性活用に影響を与えうる職場環境を特定するには、企業における男性の働き方に焦点を当てることが望ましい。例えば、職場で多数派を占める男性正社員の平均的な労働時間の長さがわかれば、その指標を用いて長時間労働が常態となっているような企業では女性が活用されにくいのかを検証できる。しかし、企業単位で男女別の労働時間を把握することは容易ではないため、これまでそうした検証は行われてこなかったといえる⁹。この点、本稿で用いるデータは企業とその企業に勤務する従業員の情報を紐付けて利用できるため、同一企業に勤務する男性正社員の働き方や職場における平均的な労働時間の長さを直接的・間接的に把握することができる。さらに、本稿の分析では企業パネルデータを活用するため、女性が多く雇用されているから女性に働きやすい職場環境が整備された、といった逆の因果性を極力排除した検証を行うことも可能となる。

本稿の分析結果を予めまとめると次のようになる。企業パネルデータを用いた検証を行ったところ、①職場の労働時間の短い企業、②雇用の流動性の高い企業、③賃金カーブが緩く賃金のばらつきの大きい企業、④WLB 施策の充実している企業では、正社員女性比率や管理職女性比率が高くなっていることがわかった。このことは、長時間労働、長期雇用、大きい労働の固定費用、画一的な職場環境といったものが、企業における女性活用の阻害要因になっていることを示唆する。女性活用の進んでいる企業では利益率が高いことも確認されるため、女性の能力・スキルを最大限に活用するための環境を整備し、女性を正社員や管理職として雇用することは、女性労働

⁸ ただし、WLB 施策や両立支援策が女性の継続就業や新規雇用にプラスの影響を与えることを示した研究については、樋口 [1994]、富田 [1994]、森田・金子 [1988]、駿河・張 [2003]、松繁・竹内 [2008] など多数ある。

⁹ 女性従業員も含む企業全体の平均労働時間は把握しやすいが、その平均労働時間と女性活用度にマイナスの相関があったとしても、単に女性が多いから平均労働時間が短くなっている逆の因果性が生じている可能性を排除できない。このため、職場環境を示す変数には女性労働者の情報が含まれていないほうが望ましい。

者だけでなく企業にとってもメリットがあると指摘できる。

以下、次節では分析に利用するデータと変数について説明する。その後、3 節では企業における女性活用の現状について図を用いて概観する。続く 4 節では、正社員女性比率や管理職女性比率といった女性活用度合いが企業特性にどの程度左右されるかをパネル推計によって検証する。最後に 5 節では、本稿のまとめと女性活用に関する展望を述べる。

2. 利用データと変数

(1) 利用データ

分析には、経済産業研究所の「人的資本形成とワークライフバランスに関する企業・従業員調査」の個票データを用いる。この調査は 2011 年度にスタートした企業とその企業に勤務する正規雇用者を追跡調査する企業・従業員マッチパネルデータであり、本稿では 2011 年度調査と 2012 年度調査を用いる。

企業調査の対象は、2009 年度に実施された経済産業研究所の「仕事と生活の調和（ワーク・ライフ・バランス）に関する国際比較調査」の回答企業 1,677 社と、新たに追加した対象企業 4,000 社の計 5,677 社の人事部門であり、従業員調査は企業調査対象の企業に各社 3 名程度の正社員・ホワイトカラー職の正社員に人事部門から調査協力を依頼する方法で実施された。2011 年度調査は、2012 年 1～2 月の期間に企業に対して調査票を郵送し、企業調査票は人事部門から、従業員調査票は個人から直接郵送により回収が行われ、企業調査で 719 社、従業員調査で 4,439 人の有効回答を得た。2012 年度調査は 2013 年 1～3 月の期間に実施し、継続調査では企業調査で 447 社、従業員調査で 790 人の有効回答を得た。

企業調査からは、人的資源管理や WLB に関する施策、賃金、労働時間、雇用者数、勤続年数、その他の企業属性などについて、また、従業員調査からは賃金や労働時間、基本的な個人属性などについての情報を利用できる。ただし、企業業績や調査時点より過去の情報（景気後退期の雇用調整等）については本調査からは把握しにくいので、「企業活動基本調査」（経済産業省）の個票データも利用し、2 つのデータを接続して分析を進める。

欠損・異常値処理を行った後、分析に用いたサンプルは従業員規模 30 人以上の 1,102 企業（2011 年度調査が 686 企業、2012 年度調査が 416 企業）である。ただし、後述するように、企業固有の男性正規雇用者の労働時間の長さを従業員データから推計するため、2011 年度調査については男性従業員 2,275 人のデータも利用する。

(2) 変数

企業における女性活用の指標としては、正社員に占める女性比率（以下、正社員女性比率）と管理職に占める女性比率（以下、管理職女性比率）を用いる。一方、女性活用に影響を与える企業特性の候補としては、以下で説明する職場の労働時間、雇用の流動性、賃金構造、WLB 施策の4種類に焦点を当てる。

職場の労働時間

職場の労働時間については、長時間労働が常態となっていたり、長い時間働くことで成果が上がるような仕事特性あるいは評価基準があったりすると、職場で女性が働きにくくなるために女性活用が進まない可能性があるかを検証するために注目する。ただし、職場の労働時間を捉える指標に女性自身の労働時間が反映されていると、女性従業員が多いために労働時間が短い、といった逆の因果性が生じてしまう。この点を考慮するため、本稿では企業固有の男性労働時間と人事課長ポストで働く従業員の労働時間の2つを変数として用いる。

本稿で利用する企業調査では男女別の平均労働時間は調べていないものの、企業・労働者のマッチデータとなっているため、同一企業に勤務する複数の男性正社員の労働時間や属性を把握ができる。そこで本稿では、まず、従業員データを用いて以下の労働時間関数を推計する。

$$H_{ij} = X_{ij}\beta + f_j + \varepsilon_{ij} \quad (1)$$

ただし、 H_{ij} は企業 j に勤務する男性正社員 i の週労働時間、 X_{ij} は労働時間の規定要因（年齢、勤続年数、勤続年数の二乗項、経験年数、大卒ダミー、職種ダミー、柔軟な勤務体制ダミー、既婚ダミー、未就学児ありダミー）、 f_j は企業 j に固有な要因、 ε_{ij} は誤差項である。

次に、(1)式の推計結果から企業 j に固有な要因 f_j の推定値を算出し、それを企業固有男性労働時間として利用する¹⁰。こうして算出した企業固有男性労働時間には、個人属性の違いによる労働時間をコントロールしたうえで、勤務先企業が同一であることで生じる男性の労働時間の違いが反映されており、（女性労働者を除いた）職場の労働時間の実態をあらわす代理指標として活用する¹¹。

一方、人事課長ポストの労働時間は2012年度に調査しているもので、具体的には「貴社の人事部門の課長級正社員のふだんの1週間の平均的な総労働時間」を階級値で尋ねている。人事部

¹⁰ マッチデータには、1社ごとの労働者のサンプル数に違いがあるため、ここでは1社につき労働者の回答が2人以上得られた場合のみを用いた推計を行った。

¹¹ 2012年度調査はサンプルサイズの問題で(1)式の統合的な推計ができなかったため、企業固有男性労働時間はサンプルの多い2011年調査データを用いた場合のみ推計する。

門はどの企業にもあり、課長級正社員は同様の仕事を行っていると考えられる。そのため、人事課長ポストの労働時間の長さを比較すれば、その企業の労働時間が実態としてどの程度長いかを把握できると考え、職場の労働時間の代理指標として用いる。

雇用の流動性

雇用の流動性をあらわす変数としては、離転職率、勤続年数、過去の正社員数の相対変動の3つを用いる。離転職率は正社員の過去1年間の離職者数と入職者数の合計を在籍者数で除したものであり、企業における雇用が流動的なほど高い値をとる。また、雇用の流動性の大きさは、平均的な勤続年数にも反映されると考えられる。これら2つの変数については、男女別にデータが利用できるため、本稿では逆の因果性の可能性を排除するために、それぞれ男性についての離転職率および平均勤続年数を用いる。

過去の正社員数の相対変動は、「企業活動基本調査」をもとに企業別に1998～2008年の正社員数の分散を売上高の分散で除したものを算出する。この値が大きいほど、売上高の変動に比べて正社員数が大きく変動しており、不況期にも労働保蔵を行わずに雇用が調整されやすい企業特性があらわれていると解釈する¹²。

これら3つの代理指標を用いて、推計では、雇用の流動性が高い企業ほど女性活用が進んでいるかを確認する。

賃金構造

賃金構造については、25歳時点および45歳時点の給与の最高・平均・最低額を把握できるため、25歳から45歳までの賃金の伸びを示した賃金カーブ（45歳平均賃金/25歳平均賃金）と賃金分散（45歳最高賃金/45歳最低賃金）の2つを用いる。

Becker [1964] の人的投資理論に従えば、賃金カーブの大きさは企業特殊的人的資本の大きさを反映している。採用した若手従業員に多大な人的投資を行っている企業では、人的投資の回収のために長期的な雇用慣行が生じていたり、不況期に労働者を企業内にとどめる労働保蔵を行うための残業調整を実施しやすいように、平時からバッファとして長めの残業が生じていたりする可能性が高い。そうした長期雇用を前提とする企業では、家事・育児などの理由で退職する可能性が相対的に高い女性労働者を正社員として採用することを控える傾向があるほか、女性労働者自身もそうした企業には就職を希望しない傾向があると予想される。

¹² この指標は企業における雇用調整あるいは労働保蔵の大きさを示す指標と解釈することもできる。Kuroda and Yamamoto [2013a] や山本・松浦 [2011] では、この指標を労働保蔵の大きさを示す代理指標として用いた分析を行っている。

一方、賃金分散については、その値が大きい企業ほど、個々の労働者の能力やスキル、成果にもとづいた人事評価がなされており、女性が活躍しやすい環境にあると考える。

WLB 施策

女性の能力を引き出すための環境整備が進んでいるかを捉える変数として、各種の WLB 施策が導入されているかを示すダミー変数を用いる。具体的に分析対象とする WLB 施策は、「法を上回る育児休業制度」、「法を上回る介護休業制度」、「フレックスタイム制度」、「在宅勤務制度」、「短時間勤務制度」、「勤務地限定制度」、「非正規から正規社員への転換制度」、「WLB 推進組織の設置」、「長時間労働是正の取り組み」の 9 つである。いずれも WLB 施策が導入されていれば 1、されていない場合は 0 をとるダミー変数として扱う。推計では、これらの WLB 施策が導入されている企業では、女性が積極的に活用されているかを確認する。

3. 企業における女性活用の状況：基本的観察事実

前節で説明したデータを用いて、本節ではどのような企業で女性が多く活用されているかを概観してみたい。図 2 は、正社員女性比率と管理職女性比率の平均値を企業特性別に比較したものである。

図 2(1)と(2)には、職場の労働時間の長さによって女性の活用状況にどのような違いが生じているかを確認するため、男性労働時間（企業固有效果）と人事課長労働時間との関係を示した。これらの図をみると、男性労働時間が中央値よりも長く、相対的に長い労働時間となっている企業ほど、あるいは、人事課長の労働時間が長いほど、正社員女性比率や管理職女性比率が低くなる傾向がみてとれる。

例えば、男性労働時間が長い企業グループでは、正社員女性比率が数パーセント低い。また、人事課長の週当たり労働時間が 55 時間以上の企業では、週 45 時間未満の企業に比べて、正社員女性比率は 5%弱、管理職女性比率は 3%弱、低くなっている。同僚の男性従業員の労働時間が長い職場や、人事課長ポストで働く正社員の労働時間が長い職場では、長時間労働が慣習となっており、そのために女性の能力・スキルが活用されにくくなっていると解釈しうる。ただし、図に示した 95%信頼区間を比較すると、男性労働時間や人事課長労働時間の違いには統計的に有意な差は必ずしも検出されないようにも見受けられる。この点については、次節で他の要因をコントロールすることで厳密に検証したい。

次に、図 3(1)～(3)は企業における雇用の流動性と女性活用度の関係をみるために、男性離職率、男性平均勤続年数、過去の正社員数の相対変動に注目したものである。これらの図をみると、男性平均勤続年数については差がみられないものの、男性離職率が高い企業や過去の正社員数の相対変動が大きい企業ほど、正社員女性比率や管理職女性比率が数パーセント高くなっていることがわかる。特に過去の正社員数の相対変動については、95%信頼区間から判断すると、

その差は統計的にも有意である可能性が高い。

一方、賃金構造との関連について、25歳時点から45歳時点にかけての企業の平均的な賃金カーブの大きさをもとに、正社員女性比率と管理職女性比率を比較した図4(1)をみると、賃金カーブの大きさと女性活用度の中に明確な関係性は必ずしも見出せない。ただし、図4(2)で45歳時点での最高給与と最低給与の比率で測った賃金分散との関係をみると、賃金分散が大きい企業では正社員女性比率が高い傾向にあることがわかる。

続いて、図5で企業のWLB施策の導入と女性活用の関係についてみてみたい。図は各種のWLB施策が導入されている企業の女性活用度をプロットしたものである。図5(1)からは、勤務地限定制度や非正社員から正社員への転換制度が導入されている企業では正社員女性比率が高く、逆に、フレックスタイム制が導入されている企業では低くなっていることが示唆される。その他のWLB施策については導入の有無で正社員女性比率の大きな違いはみられない。

一方、図5(2)で管理職女性比率との関係をみると、法を上回る育児・介護休業制度や勤務地限定制度、WLB推進組織の設置などでは全企業平均の3.3%よりも高い傾向にあるものの、フレックスタイム制が導入されている企業では顕著に低くなっていることがわかる。

法を上回る育児・介護休業制度や勤務地限定制度などが導入され、女性が働きやすい職場環境が整っている企業では、女性が正社員や管理職で多く活用されている可能性や、女性が多いからWLB施策が導入されている可能性があるといえる。また、非正規から正社員への登用が制度的に確立されているような企業では、個々の労働者の能力・スキルにもとづいて人材を活用されやすいと捉えれば、そうした企業ほど有能な女性を積極的に活用しているとも解釈できる。ただし、柔軟な働き方をとりやすいフレックスタイム制が導入されている企業では女性が少ないという結果は解釈が難しく、今後の研究課題といえる。

以上、本節では企業特性と女性活用の関係を概観するため、図を用いて直感的な理解をしてきた。次節では、その他の企業属性等をコントロールし、より厳密に企業特性と女性活用の関係について検証する。

4. 女性活用の規定要因の統計的検証

本節では、女性活用度合いを示す指標(正社員女性比率および管理職女性比率)を被説明変数、企業特性やその他のコントロール変数を説明変数とした以下の(2)式の推計を行い、どのような企業で女性活用が進んでいるかを統計的に検証する。

$$FR_{jt} = A_{jt}\theta + X_{jt}\beta + F_j + T_t + v_{jt} \quad (2)$$

ただし、 FR_{jt} は企業 j の t 年における女性活用指標、 A_{jt} は検証する企業特性(職場の労働時間、雇用の流動性、賃金構造、WLB施策)、 X_{jt} はその他のコントロール変数、 F_j と T_t は企業固有の効果と年ダミー(パネル推計の場合のみ)、 v_{jt} は誤差項である。推計は企業特性変数に応じて、クロスセクシ

ョンデータを用いた OLS、あるいは、2 時点間のパネルデータを用いた変量効果モデルおよび固定効果モデルにもとづいて行う。なお、推計に用いた変数の基本統計量は表 1 にまとめてある。

(1) 労働時間との関係

表 2 は女性活用指標と労働時間との関係をまとめたものである。まず、同一企業に勤務する男性正社員の労働時間から企業固有の要因を抽出した企業固有男性労働時間の係数をみると、管理職女性比率では有意でないものの、正社員女性比率では有意にマイナスとなっていることがわかる¹³。つまり、男性が平均的に長く働いているような企業では、女性が正社員として活用されていないことが指摘できる。この点は図 2 と整合的である。

また、人事課長週労働時間の係数は、正社員女性比率・管理職女性比率ともに統計的に有意にマイナスとなっている。係数の大きさから判断すると、人事課長の労働時間が週 5 時間長い企業では、正社員女性比率あるいは管理職女性比率が 1%低くなっていることになる。管理職女性比率の平均が 3%程度であったことを踏まえると、その影響は大きいといえよう。

企業固有の男性労働時間や人事課長の労働時間は、どの程度の長時間労働が企業で一般的になっているかという職場環境の代理指標と用いている。よって、表 2 の結果は、長時間労働が常態となっているような職場環境が企業における女性活用の阻害要因の 1 つになっていることを示すものといえる。

なお、表 2 でその他の推計結果をみると、非正規雇用比率が高いほど正社員女性比率や管理職女性比率が高い傾向があることや、卸売業・小売業・製造業ではそれ以外の業種よりも正社員女性比率が高いこと、小売業で管理職女性比率が高いこと、企業規模による女性活用度の明確な違いはここでは見出しにくいことなどもわかる。

(2) 雇用の流動性との関係

表 3 は男性従業員の離入職率や勤続年数、雇用変動といった雇用の流動性を示す指標と女性活用度の関係をみたものである。表 3 では 2 時点間（2011 および 2012 年度）の企業パネルデータを用いた推計を行っており、変量効果モデルと固定効果モデルのうち、ハウスマン検定によって採択されたモデルの推計結果を掲載している。ただし、過去の雇用変動については企業毎に 2 時点間では差がなく、固定効果モデルでは係数が識別できないため、変量効果モデルの推計結果を掲載している。

表をみると、男性離入職率の係数は正社員女性比率・管理職女性比率ともに有意にプラスに推計されていることがわかる。一方、男性平均勤続年数は有意ではないが、過去の正社員数の相対変動については正社員女性比率において有意にプラスになっている。こうした推計結果は図 3 と整合的であり、企業属性や観察されない企業固有の要因をコントロールした場合でも、雇用の

¹³ 企業固有男性労働時間は多めのサンプルが確保できる 2011 年調査データのみを用いて算出したため、ここでは単年度のクロスセクション推計を行っている。

流動性の高い企業では女性が多く活用されている傾向がある。

従業員の離職や入職が多くなされ、不況期にも労働保蔵をあまり実施してこなかったような企業では、女性が正社員として多く活用されている。このことを言い換えれば、従業員に対する人的投資を積極的に実施し、不況期にも雇用調整を行わずに長期的な雇用関係を維持しているような、いわゆる日本の雇用慣行をもつような企業において、女性の活用が遅れていると指摘することもできる。

(3) 賃金構造との関係

次に、賃金カーブや賃金分散と女性活用との関係について表4でみる。表4をみると、正社員女性比率では、賃金カーブがマイナス、賃金のばらつきがプラスに有意に推計されていることがわかる。ベッカーの人的投資理論に従うと、賃金カーブが急勾配な企業では企業特殊スキルに対する人的投資が盛んに行われており、長期的な雇用関係が成立していることが多い。一般的に日本企業はこうした雇用慣行をとってきたとよく言われるが、ここでの推計結果は、そうした企業ほど女性正社員が少ないことを示している。女性労働者はこれまで、家事・育児を理由に退職するケースが多かったため、いわゆる長期的な雇用関係のもとで人的投資・回収を行う対象になりやすく、結果的にそうした企業での女性活用が遅れているといえよう。

一方、賃金分散については、図4での観察と同様の結果が得られている。賃金のばらつきが生じる理由については特定していないものの、勤続年数などでなく、成果や能力に応じて賃金が決まるような企業ほど賃金分散が大きくなっているとすれば、そうした企業では女性が能力やスキルで評価されやすいために、正社員としての活用が進んでいると解釈することもできる。

なお、表4では、賃金カーブも賃金分散も管理職女性比率に対しては統計的に有意な影響は与えていない。

(4) WLB 施策との関係

最後に、WLB 施策との関係を表5でみてみたい。表5では各WLB 施策を3年前までに導入している場合に1、それ以外に0をとるダミー変数を作成し、それぞれを説明変数としてパネル推計した結果を示している。ここでは、WLB 施策が企業業績に影響を与える場合に数年のラグが生じうることを示した山本・松浦(2011)の結果を考慮し、当期ではなく3年前を基準にしてWLB 施策のダミー変数を用いた。表では、各WLB 施策を1つずつ説明変数に用いてパネル推計した結果のうち、WLB 施策の係数のみを抜粋して掲載している。

表をみると、正社員女性比率については、変量効果モデル・固定効果モデルともに、法を上回る育児休業制度、法を上回る介護休業制度、短時間勤務制度(育児・介護以外)、長時間労働是正の取り組みの各係数が統計的に有意にプラスになっていることがわかる¹⁴。こうしたWLB 施

¹⁴ 長時間労働を是正する取り組みが企業における女性の活用を促進する可能性があることは、川口・西本[2011]の結果とも整合的といえる。

策が導入され、女性が働きやすい職場環境が整っている企業では、女性が正社員として積極的に活用されていることが示唆される。特に、企業固有の固定効果をコントロールし、3年前ラグをとった場合でもWLB施策の係数が有意であるため、もともと正社員女性が多いから施策を導入したといった逆の因果性が生じている可能性は低いと考えられる¹⁵。

一方、管理職女性比率については、変量効果モデルの結果では、法を上回る育児休業制度、法を上回る介護休業制度、勤務地限定制度で有意にプラスの係数が推計されているものの、固定効果モデルではいずれも有意になっていない。この結果は、そうした制度のある企業では管理職女性が多く存在することは事実であるが、施策導入によって管理職女性が増加するとは限らないことを示唆するものといえる。

5. おわりに

本稿では、企業で女性活用が進むための要件、あるいは、女性活用にとっての阻害要因を特定することを目的に、企業パネルデータを用いて、どのような企業で女性活用が進んでいるのかを統計的に検証した。検証の結果、①職場の労働時間の短い企業（企業固有の男性労働時間や人事課長ポストの労働時間の短い企業）、②雇用の流動性の高い企業（男性離職率や過去の正社員数の相対変動の大きい企業）、③賃金カーブが緩く賃金のばらつきの大きい企業、④WLB施策（法を上回る育児・介護休業制度、短時間勤務制度、勤務地限定制度、長時間労働是正の取り組み）の充実している企業では、正社員女性比率や管理職女性比率が高くなっていることが明らかになった。逆に言えば、長時間労働、長期雇用、大きい労働の固定費用、画一的な職場環境といったものが、企業における女性活用の阻害要因になっていると指摘できる。

以上の結果を踏まえると、日本企業における女性活用の方向性はどのように考えられるのだろうか。男性中心の職場で醸成されてきた働き方が女性活用の阻害要因になっているため、その働き方を変えれば企業で女性が活用されやすくなるといえる。しかし、そもそも現在の日本企業における働き方に経済合理性が伴っているならば、女性活用だけを目的に従来の働き方を変えると、かえって日本企業の競争力の低下を招くおそれもある。いわゆる日本的雇用慣行のもとで、男性中心の働き方は長い時間をかけて制度補完的に合理的に醸成されてといわれる。低い失業率、低い離職率、企業内訓練を通じた効率的な人的資本形成といった日本的雇用慣行のプラスの側面を損なわずに、女性活用も進めていくことが望ましいだろう。

そのためには、費用対効果を意識し、企業業績にプラスの影響をもたらす形で働き方の是正や女性の活用を検討することが重要といえる。例えば、Kuroda and Yamamoto [2013b] では、日本企業の長時間労働には経済合理性を伴う部分と伴わない部分があり、週労働時間でみれば2~3時間程度は非効率的とみなせることを指摘している。また、Kuroda and Yamamoto [2013a]では、

¹⁵ ただし、ここでは観察されない時間不変の要因についてはコントロールしているものの、時間可変の要因は十分にコントロールできていない可能性がある点については留意が必要といえる。この点は今後の課題として残る。

上司や職場での人的資源管理のあり方を工夫することで、企業の需要する労働時間は減らせる可能性があることも指摘している。つまり、非効率的な働き方を改善し、付加価値につながらない無駄な労働時間が削減されれば、企業の労働生産性は上昇していくと期待できる。とともに、労働時間が短くなることで、女性が能力・スキルを発揮しやすい環境が生まれるため、企業における女性活用も同時に進みやすくなると期待できる。

同様に、山本・松浦 [2011] では、規模の大きい企業や労働の固定費の大きい企業などでは、長時間労働を是正する取り組みや WLB を推進するための組織の設置などを行うことで、企業の生産性が中長期的に上昇することを明らかにしている。さらに、同論文では、そうした WLB 施策の導入と女性活用を同時に実施している企業で顕著に生産性が上昇する可能性があることも指摘している¹⁶。働き方や長時間労働の是正とともに女性の活用が企業業績につながるのであれば、企業は積極的にそうした取り組みを進めるだろう。

さらに、女性を活用すること自体でも、企業業績は高まる可能性がある。この点については、山本 [2014] で本稿とは別の上場企業データを用いて詳しく検証しているが、企業が女性を活用した場合、潜在的に高い能力・スキルを活用することを通じて、あるいは、賃金が生産性対比で低く抑えられているために人件費が削減されることを通じて、企業業績がよくなると考えられる。実際、佐野 [2005]、Kawaguchi [2007]、Siegel・児玉 [2011]、山本 [2014] などでは、女性活用を進めている企業ほど利益率が高くなるといった結果を報告している。

同様の傾向は本稿で用いた企業サンプルでも見られる。参考までに表 6 は、企業の売上高利益率が正社員女性比率や管理職女性比率などによってどのように変わるかを変量効果および固定効果モデルで推計した結果を示している¹⁷。表をみると、ハウスマン検定では正社員女性比率については固定効果モデル、管理職女性比率については変量効果が採択されており、各モデルの結果 (b 列、c 列) をみると、正社員女性比率および管理職女性比率の係数は統計的に有意にプラスに推計されている。なお、正社員女性比率と管理職女性比率を同時に説明変数に入れた場合はハウスマン検定で採択される固定効果モデル (f 列) で正社員女性比率のみがプラスで有意になっており、管理職女性比率についての結果は頑健とはいえない。ただし、山本 [2014] では、管理職女性比率についても一定の条件の下では利益率に有意にプラスの影響を与えるという結果を報告しており、本稿で用いたデータでも同様の結果が得られる可能性はある (管理職女性比率と企業業績との関係についての検証や考察は山本 [2014] を参照されたい)。いずれにしても女性を活用することは、企業にとっても費用対効果の面でメリットのあるものであり、この点の認識が進めば日本企業における女性活用は今後進んでいくものと予想される。

¹⁶ このほか、脇坂 [2006, 2007] や長江 [2008] でも、WLB 施策と男女の均等施策との相乗効果があることが指摘されている。

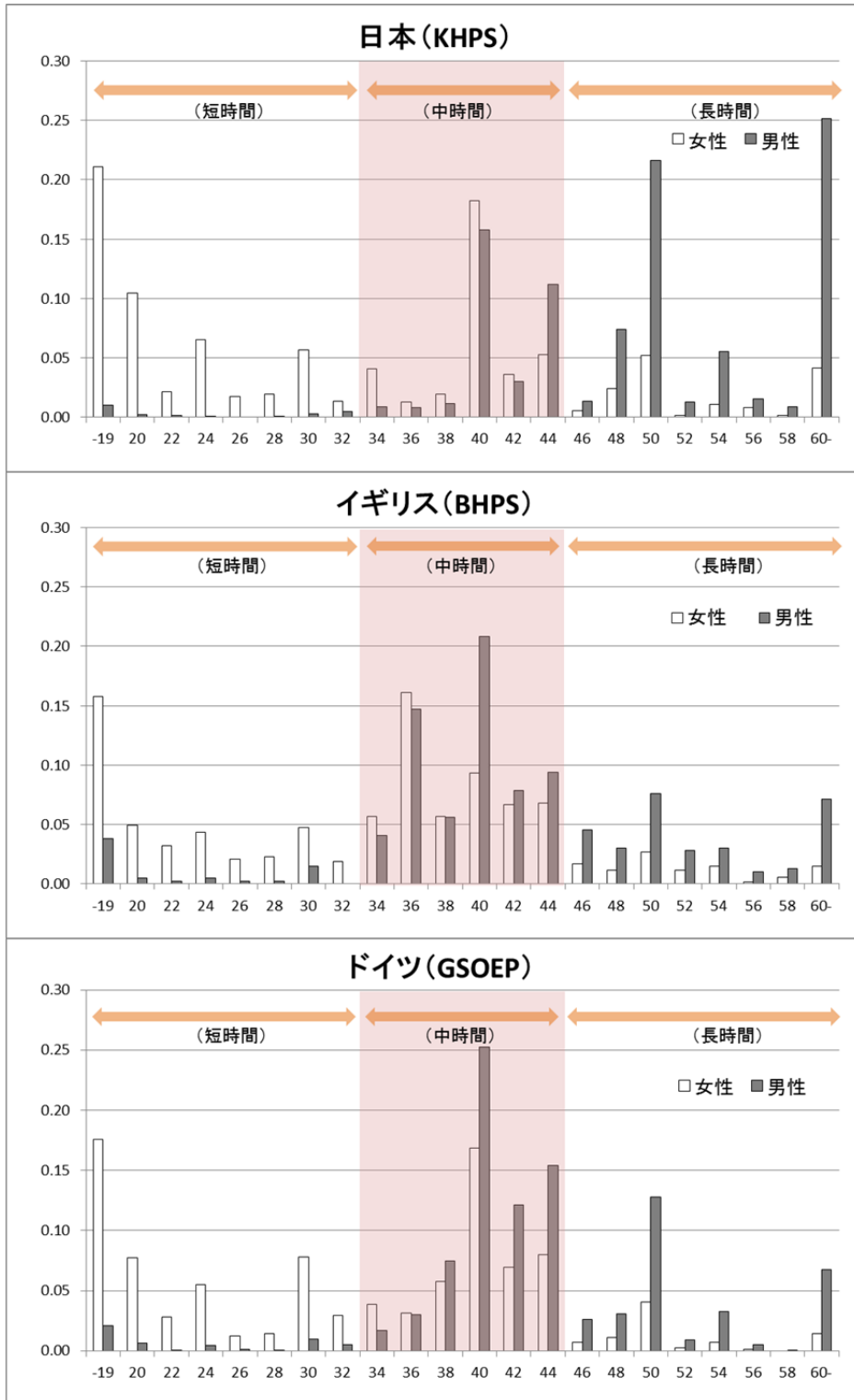
¹⁷ 売上高と経常利益のデータは『企業活動基本調査』の個票データを利用している。

参考文献

- Becker, Gary [1964] *Human Capital: A Theoretical and Empirical Analysis, with Special Reference to Education*, Chicago: The University of Chicago Press, 1964.
- Becker, Gary [1971] *The Economics of Discrimination* (2nd Edition), University of Chicago Press.
- Kawaguchi, Daiji [2007] “A Market Test for Sex Discrimination: Evidence from Japanese Firm-Level Data,” *International Journal of Industrial Organization*, 25(3), 441-460.
- Kuroda, Sachiko and Isamu Yamamoto [2013a], “Firm's demand for work hours: Evidence from multi-country and matched firm-worker data,” *Journal of the Japanese and International Economies*, 29(3), 57-73.
- Kuroda, Sachiko and Isamu Yamamoto [2013b], “Do peers affect determination of work hours? Evidence based on unique employee data from global Japanese firms in Europe,” *Journal of Labor Research*, 34(3), 359-388.
- Lazear, Edward [1979] “Why Is There Mandatory Retirement?” *Journal of Political Economy*, 86 (6), 1261-1284.
- Lazear, Edward and Sherwin Rosen [1981] “Rank-Order Tournaments as Optimum Labor Contracts,” *Journal of Political Economy*, 89 (5), 841-864.
- Phelps, Edmund [1972] “The Statistical Theory of Racism and Sexism,” *American Economic Review*, 62 (4), 659-661.
- 川口章 [2011] 「長期雇用制度とワーク・ライフ・バランス施策が女性の活躍に及ぼす影響」『ワーク・ライフ・バランス社会の実現と生産性に関する研究 報告書』、内閣府経済社会総合研究所、81-96 頁
- 川口章 [2008] 『ジェンダー経済格差』勁草書房
- 川口章・西谷公孝 [2011] 「コーポレート・ガバナンスと女性の活躍」『日本経済研究』、No.65、65-93 頁
- 経済産業省 [2012] 「企業活力とダイバーシティ推進に関する研究会報告書」、経済産業省
- 佐野晋平 [2005] 「男女間賃金格差は嗜好による差別が原因か」『日本労働研究雑誌』、No.540、55-67 頁
- Siegel, Jordan・児玉直美 [2011] 「日本の労働市場における男女格差と企業業績」、RIETI Discussion Paper Series、11-J-073
- 駿河輝和・張建華 [2003] 「育児休業制度が女性の出産と継続就業に与える影響について－パネルデータによる計量分析」『季刊家計経済研究』、No.59、56-63 頁
- 富田安信 [1994] 「女性が働き続けることかできる職場環境－育児休業制度と労働時間制度の役割」『経済研究』39(2)、43-56 頁
- 長江亮 [2008] 「均等推進・ファミリー・フレンドリー施策と企業業績－施策が円滑に機能する条件」早稲田大学高等研究所

- 樋口美雄 [1994] 「育児休業の実証分析」 社会保障研究所編『現代家族と社会保障』 東京大学出版会、181-204 頁
- 松繁寿和・武内真美子 [2008] 「企業内施策が女性従業員の就業に与える効果」『国際公共政策研究』 13(1)、257-271 頁
- 森田陽子・金子能宏 [1998] 「育児休業制度の普及と女性雇用の勤続年数」『日本労働研究雑誌』 No.459、50-60 頁
- 山口一男 [2007] 「男女の賃金格差解消への道筋：統計的差別に関する企業の経済的非合理性について」、RIETI Discussion Paper Series、07-J-038
- 山本勲 [2014] 「上場企業における女性活用状況と企業業績との関係 — 企業パネルデータを用いた検証」、RIETI Discussion Paper Series、14-J-016
- 山本勲・松浦寿幸 [2011] 「ワーク・ライフ・バランス施策は企業の生産性を高めるか？ — 企業パネルデータを用いた WLB 施策と TFP の検証」、RIETI Discussion Paper Series、11-J-032
- 脇坂明 [2007] 「均等、ファミフレが財務パフォーマンス、職場生産性に及ぼす影響」『仕事と家庭の両立支援にかかわる調査』 JILPT 調査シリーズ No.37、第 II 部第 4 章、労働政策研究・研修機構
- 脇坂明 [2006] 「均等度とファミフレ度の関係からみた企業業績」『両立支援と企業業績に関する研究会報告書』 第 3 部第 6 章、ニッセイ基礎研究所

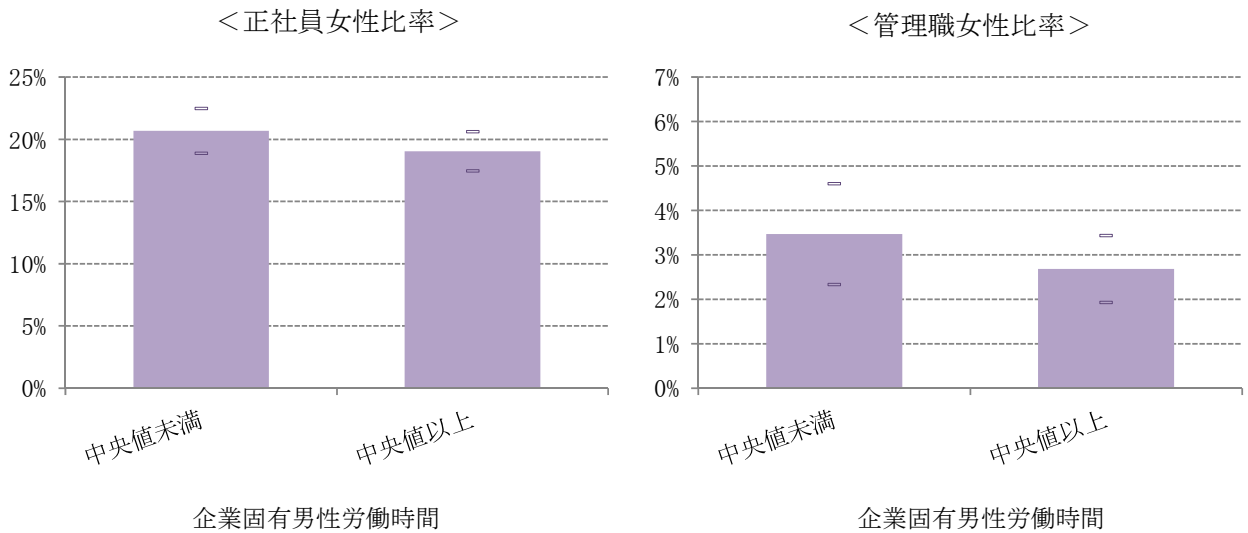
図1 男女別週労働時間の分布：日本・イギリス・ドイツ



資料) 日本は「慶應義塾家計パネル調査」(KHPS)、イギリスは British Household Panel Survey (BHPS)、
 ドイツは German Socio-Economic Panel Study (GSEOP) の 2009 年調査の個票データ。
 備考) いずれも 25-54 歳の雇用者の週労働時間(2008 年)。

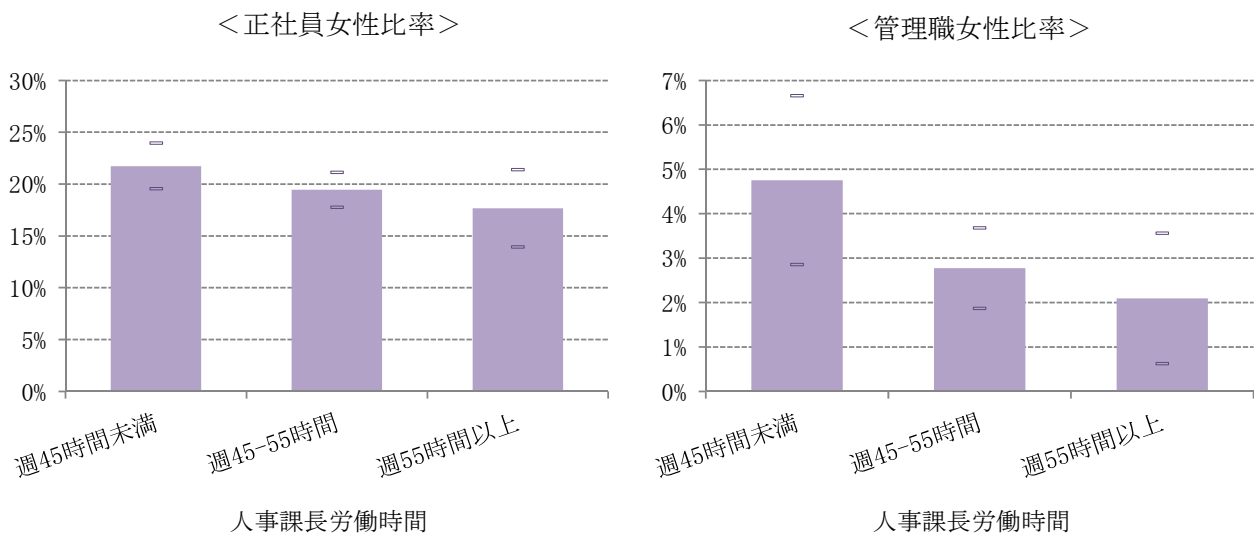
図2 労働時間と女性活用の関係

(1) 男性労働時間（企業固有効果）



備考) 図中の「—」は95%信頼区間。2011年度調査のサンプル。

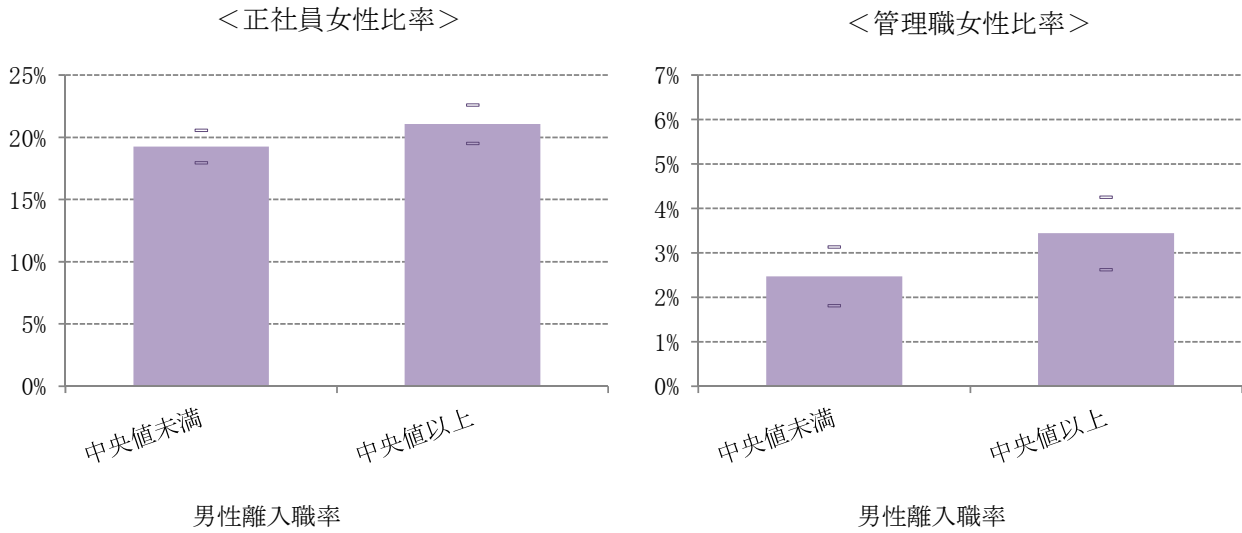
(2) 人事課長労働時間



備考) 図中の「—」は95%信頼区間。2012年度調査のサンプル。

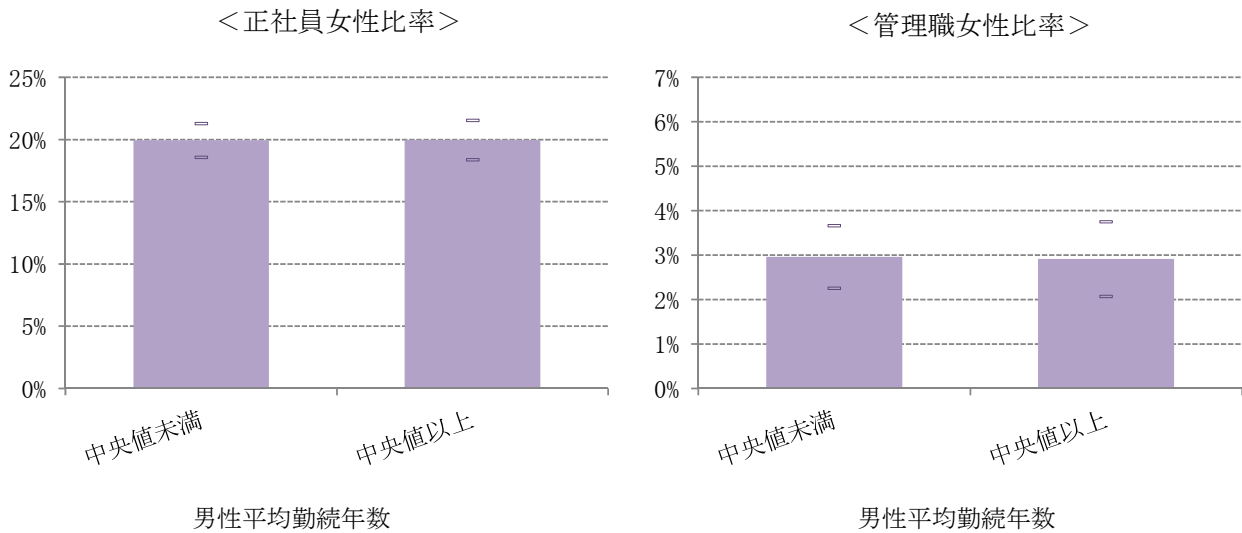
図3 雇用の流動性と女性活用の関係

(1) 男性離入职率



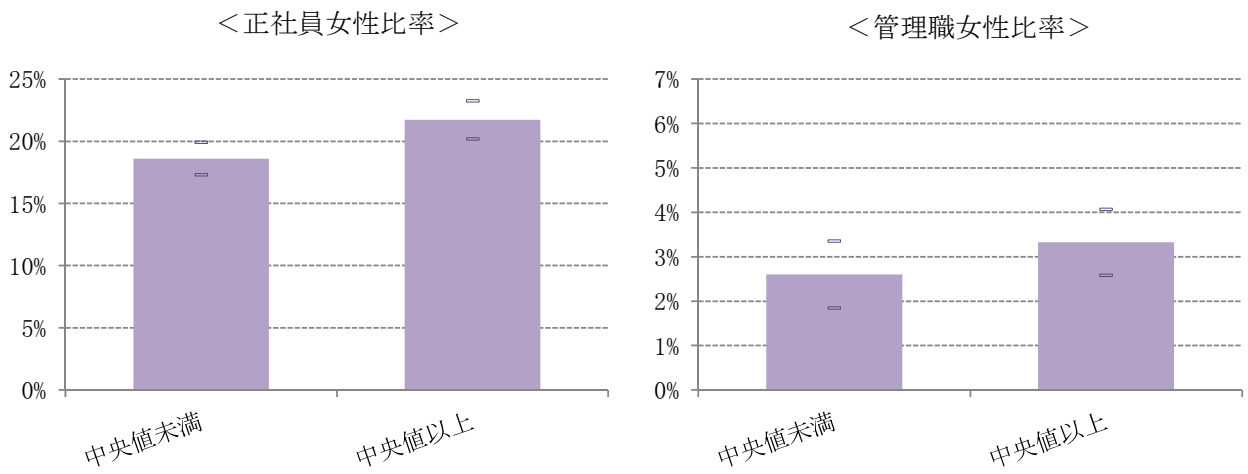
備考) 図中の「—」は95%信頼区間。2011~2012年度調査のサンプル。

(2) 男性平均勤続年数



備考) 図中の「—」は95%信頼区間。2011~2012年度調査のサンプル。

(3) 過去の正社員数の相対変動



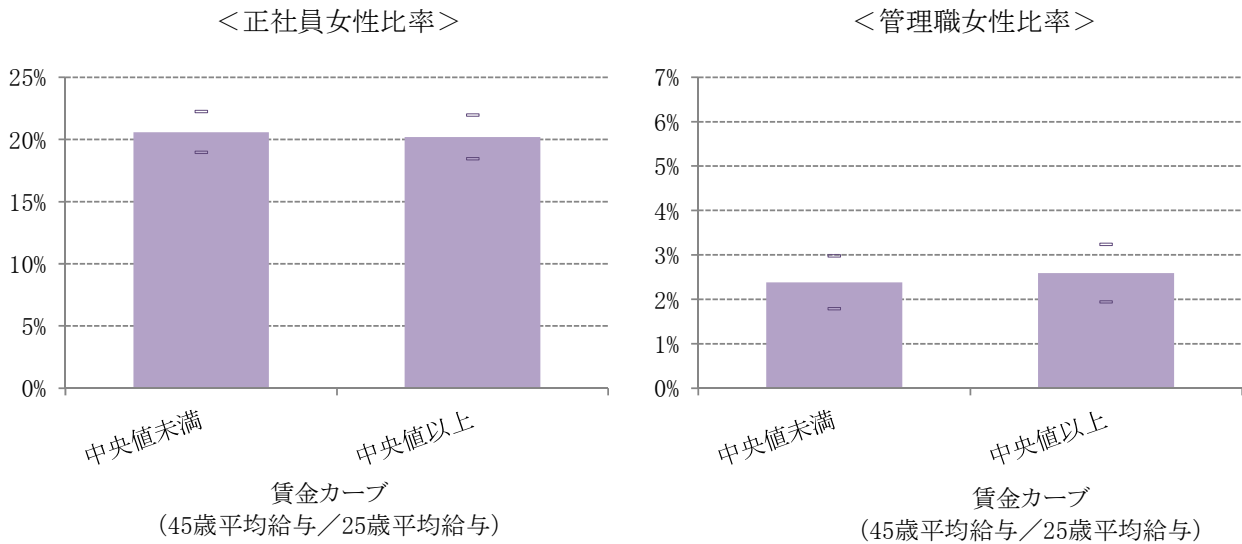
過去の正社員数の相対変動
(正社員数分散/売上高分散)

過去の正社員数の相対変動
(正社員数分散/売上高分散)

備考) 図中の「—」は 95%信頼区間。2011~2012 年度調査のサンプル。

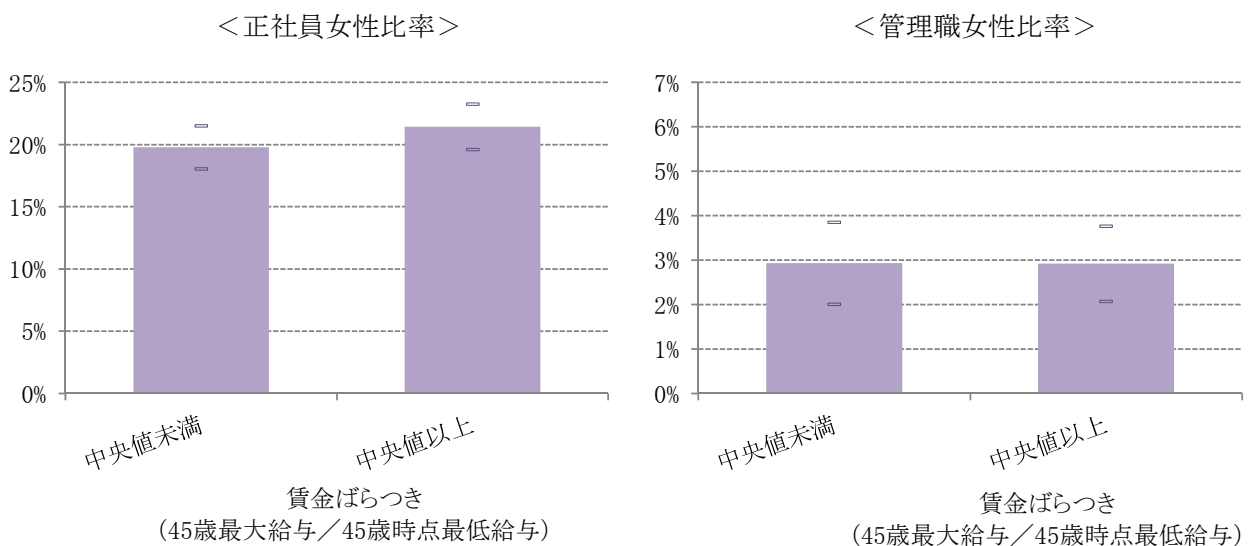
図4 賃金構造と女性活用の関係

(1) 賃金カーブ



備考) 図中の「—」は95%信頼区間。2011～2012年度調査のサンプル。

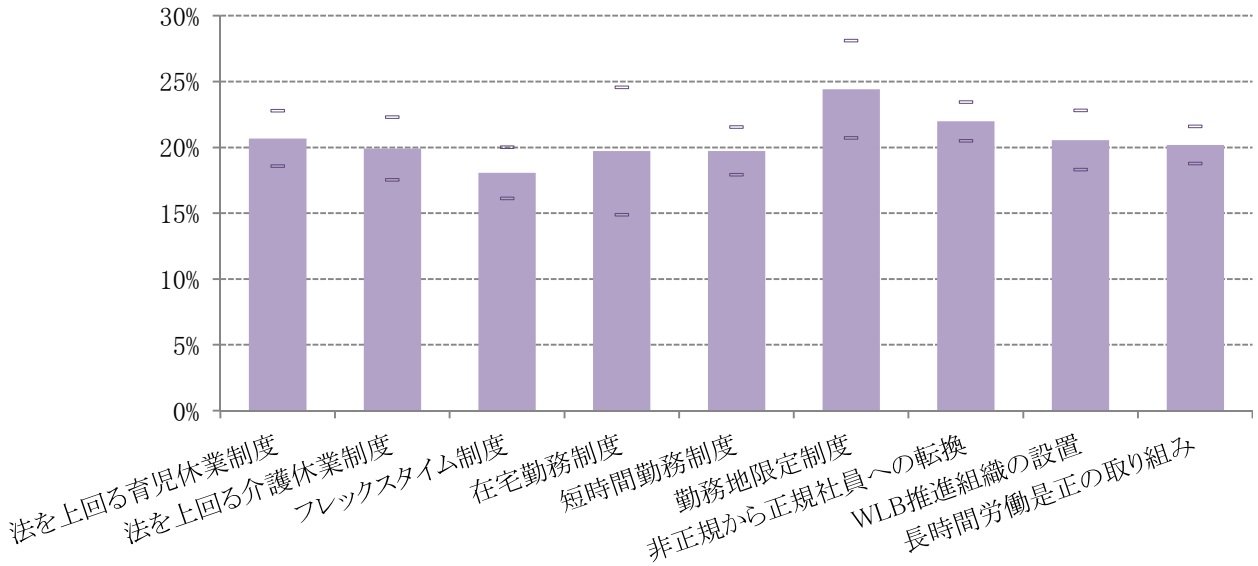
(2) 賃金分散



備考) 図中の「—」は95%信頼区間。2011～2012年度調査のサンプル。

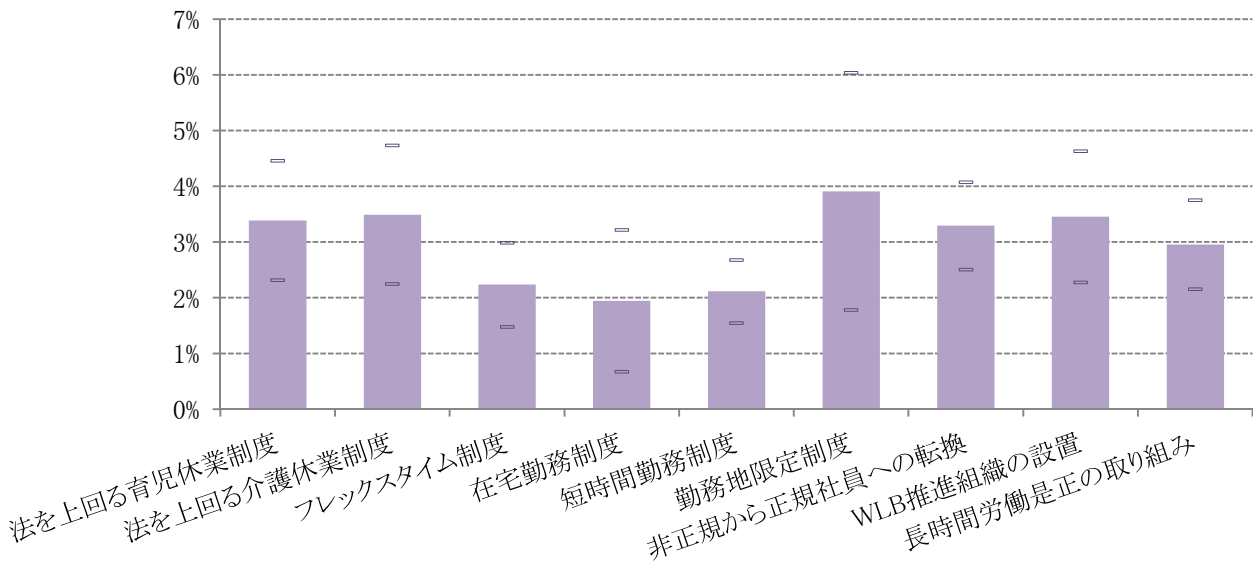
図5 WLB施策と女性活用の関係

(1) 正社員女性比率



備考) 図中の「—」は95%信頼区間。2011～2012年度調査のサンプル。

(2) 管理職女性比率



備考) 図中の「—」は95%信頼区間。2011～2012年度調査のサンプル。

表 1 基本統計量

	平均	標準偏差
正社員女性比率	0.202	0.135
管理職女性比率	0.033	0.087
人事課長週労働時間	45.595	5.755
男性離入職率	0.087	0.074
男性平均勤続年数	15.904	5.224
過去の正社員数の相対変動（正社員数分散÷売上高分散）	0.006	0.089
賃金カーブ（45歳時点／25歳時点）	1.626	0.284
賃金分散（45歳時点最大／45歳時点最低）	1.545	0.576
非正規雇用比率	0.228	0.232
従業員規模ダミー		
100人未満	0.234	0.424
100-200人未満	0.419	0.494
200-500人未満	0.266	0.442
500人以上	0.081	0.273
産業ダミー		
製造業	0.552	0.498
卸売業	0.195	0.396
小売業	0.159	0.366
サンプル・サイズ	1102	

表2 正社員女性比率と管理職女性比率の決定要因：労働時間関係

	正社員女性比率		管理職女性比率	
	(a)	(b)	(c)	(d)
企業固有 男性労働時間	-0.113+		-0.053	
	(0.067)		(0.041)	
人事課長週労働時間		-0.002+		-0.002+
		(0.001)		(0.001)
非正規雇用比率	0.103**	0.047	0.041*	0.001
	(0.028)	(0.036)	(0.018)	(0.025)
従業員規模ダミー				
100-200人未満	-0.003	-0.014	-0.012	-0.015
	(0.018)	(0.020)	(0.012)	(0.014)
200-500人未満	-0.007	-0.015	-0.027*	-0.009
	(0.019)	(0.022)	(0.012)	(0.017)
500人以上	-0.015	-0.017	-0.012	-0.014
	(0.029)	(0.040)	(0.014)	(0.019)
産業ダミー				
製造業	0.043**	0.013	-0.012	-0.027
	(0.016)	(0.022)	(0.008)	(0.035)
卸売業	0.081**	0.048+	-0.010	-0.037
	(0.020)	(0.025)	(0.009)	(0.036)
小売業	0.075**	0.056+	0.029+	0.000
	(0.025)	(0.032)	(0.016)	(0.037)
定数項	0.241**	0.260**	0.091*	0.152*
	(0.071)	(0.057)	(0.043)	(0.070)
サンプル・サイズ	473	390	458	374
修正済決定係数	0.070	0.042	0.083	0.032
利用データ	2011年度	2012年度	2011年度	2012年度

備考) 1. 括弧内は頑健標準誤差。

2. +、*、**は、それぞれ10、5、1%水準で統計的に有意なことを示す。

表3 正社員女性比率と管理職女性比率の決定要因：雇用流動性

	正社員女性比率			管理職女性比率		
	(a)	(b)	(c)	(e)	(f)	(g)
	固定効果	固定効果	変量効果	変量効果	変量効果	変量効果
男性離入職率	0.050+			0.082*		
	(0.030)			(0.037)		
男性平均勤続年数/100		-0.025			0.003	
		(0.036)			(0.049)	
過去の正社員数の相対変動 (正社員数分散÷売上高分散)			0.092**			0.011
			(0.009)			(0.008)
2011年ダミー	-0.003+	-0.004+	-0.005*	-0.010*	-0.007+	-0.011*
	(0.002)	(0.002)	(0.002)	(0.004)	(0.004)	(0.005)
定数項	0.204**	0.207**	0.197**	0.046**	0.044**	0.032**
	(0.005)	(0.008)	(0.006)	(0.013)	(0.015)	(0.007)
非正規雇用比率	yes	yes	yes	yes	yes	yes
規模ダミー	no	no	yes	yes	yes	yes
産業ダミー	no	no	yes	yes	yes	yes
サンプル・サイズ	1,102	1,008	1,102	1,031	955	1,061

備考) 1. 括弧内は頑健標準誤差。

2. +、*、**は、それぞれ 10、5、1%水準で統計的に有意なことを示す。

表 4 正社員女性比率と管理職女性比率の決定要因：賃金構造

	正社員女性比率		管理職女性比率	
	(a)	(b)	(c)	(d)
	固定効果	固定効果	変量効果	変量効果
賃金カーブ (45歳時点／25歳時点)	-0.024* (0.010)		0.009 (0.009)	
賃金分散 (45歳時点最大／45歳時点最低)		0.011* (0.005)		0.001 (0.006)
2011年ダミー	-0.004 (0.003)	-0.004 (0.003)	-0.009+ (0.005)	-0.008 (0.006)
定数項	0.243** (0.017)	0.192** (0.011)	0.015 (0.018)	0.051** (0.016)
非正規雇用比率	yes	yes	yes	yes
規模ダミー	no	no	yes	yes
産業ダミー	no	no	yes	yes
サンプル・サイズ	702	702	666	689

備考) 1. 括弧内は頑健標準誤差。

2. +、*、**は、それぞれ 10、5、1%水準で統計的に有意なことを示す。

表5 正社員女性比率と管理職女性比率の決定要因：WLB 施策

	正社員女性比率		管理職女性比率	
	(a)	(b)	(c)	(d)
	変量効果	固定効果	変量効果	固定効果
法を上回る育児休業制度	0.015*	0.014+	0.014+	-0.000
	(0.007)	(0.007)	(0.008)	(0.020)
法を上回る介護休業制度	0.023**	0.025**	0.017*	-0.006
	(0.007)	(0.008)	(0.008)	(0.020)
フレックスタイム制度	-0.006	-0.002	-0.007	-0.008
	(0.007)	(0.007)	(0.009)	(0.019)
在宅勤務制度	-0.013	-0.011	-0.012	-0.013
	(0.014)	(0.014)	(0.024)	(0.034)
短時間勤務制度(育児・介護以外)	0.017**	0.020**	-0.004	-0.010
	(0.006)	(0.007)	(0.009)	(0.017)
勤務地限定制度	0.001	-0.007	0.020+	-0.019
	(0.008)	(0.008)	(0.011)	(0.020)
非正規から正規社員への転換制度	0.002	-0.001	0.004	-0.001
	(0.005)	(0.005)	(0.006)	(0.011)
WLB推進組織の設置	0.003	-0.001	0.002	-0.008
	(0.007)	(0.007)	(0.009)	(0.019)
長時間労働是正の取り組み	0.011*	0.012*	0.001	-0.006
	(0.005)	(0.005)	(0.007)	(0.013)

備考) 1. 括弧内は頑健標準誤差。

2. +、*、**は、それぞれ 10、5、1%水準で統計的に有意なことを示す。

3. 表の係数と標準誤差は各 WLB 施策を 1 つずつ説明変数に用いて推計した結果を抜粋したもの。WLB 施策のほかに、非正規雇用比率、年ダミー、産業・規模ダミー（変量効果モデルのみ）を説明変数に含めているが、掲載は省略。

4. ハウスマン検定ではいずれも固定効果モデルが採択される。

表 6 女性活用度と企業業績の関係

	(a)	(b)	(c)	(d)	(e)	(f)
	変量効果	固定効果	変量効果	固定効果	変量効果	固定効果
正社員女性比率	-0.019 (0.016)	0.165* (0.066)			-0.026 (0.016)	0.117* (0.052)
管理職女性比率			0.034+ (0.019)	0.035 (0.025)	0.044* (0.020)	0.033 (0.025)
ln売上高	0.005* (0.002)	-0.009+ (0.005)	0.006** (0.002)	0.003 (0.004)	0.005** (0.002)	0.003 (0.004)
2011年ダミー	-0.003 (0.005)	-0.001 (0.003)	-0.003 (0.004)	-0.001 (0.002)	-0.003 (0.004)	-0.001 (0.002)
定数項	-0.008 (0.018)	0.077 (0.049)	-0.019 (0.017)	0.000 (0.039)	-0.012 (0.017)	-0.020 (0.039)
サンプルサイズ	935	964	906	934	906	934
Hausman検定 (カイ二乗検定量)		14.62**		0.14		9.23*

- 備考) 1. 括弧内は頑健標準誤差。
 2. +、*、**は、それぞれ 10、5、1%水準で統計的に有意なことを示す。
 3. 変量効果モデルには企業規模と産業ダミーも含めているが掲載省略。