



RIETI Discussion Paper Series 11-J-069

労働生産性と男女共同参画
なぜ日本企業はダメなのか、女性人材活用を有効にするために
企業は何をすべきか、国は何をすべきか

山口 一男
経済産業研究所



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/>

労働生産性と男女共同参画—なぜ日本企業はダメなのか、女性人材活用を有効にするために企業は何をすべきか、国は何をすべきか¹

山口一男（シカゴ大学・経済産業研究所）

要 旨

本稿は OECD 諸国における国民の労働時間 1 時間当たりの GDP というマクロデータと、RIETI の『仕事と生活の調和（WLB）に関する国際比較調査』のうち日本企業のミクロデータを用いて、男女共同参画の推進や企業の WLB の取り組みが、国民の労働時間 1 時間当たりの GDP や企業の従業員の週労働時間 1 時間当たりの売上総利益（粗利）でみる生産性や競争力にどのように影響を与えているかを分析している。時間当たりの粗利の対数を従属変数とする回帰分析モデルには、粗利が負の値をとる場合も含めて扱うためトビット回帰モデルを用いている。これらの分析結果により得られた知見の主なものは以下である。まず男女共同参画度は OECD 諸国において 1 人当たりの GDP とは有意に結びついていないが、1 時間当たりの GDP と有意に関連し、これは女性の人材活用には時間当たりの生産性の重視が重要であることを示唆する。WLB の取り組みが進んでおり、かつ女性社員の能力発揮を男性と同様に重視するという特質を持つ日本企業は時間当たりの生産性・競争力が大きい、未だそのような企業は極めて少ない。男性正社員の場合と異なり企業への女性正社員の生産性・競争力への貢献はその学歴構成に全く依存せず、平均的には日本企業は高学歴女性の人材活用に失敗している。しかし正社員の女性割合を一定とすると管理職の女性割合が大きい企業ほど、つまり女性正社員の管理職昇進機会が大きい企業ほど、時間当たりの生産性・競争力は増加する傾向が見られる。また管理職の女性割合の高い企業ほど、女性正社員の高学歴化が企業の時間当たりの生産性・競争力を生み出す傾向も見られる。しかしわが国で管理職の女性割合は未だ極めて小さい。本稿はこれらの知見による政策インプリケーションも併せて議論している。

キーワード：女性の人材活用、ワーク・ライフ・バランス、企業文化、生産性

JEL classification: J16, L25, M14

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、(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。

¹ 初稿に対し森川正之氏から貴重なコメントをいただいた。記して感謝したい。

1. 序

内閣府が出版している『共同参画』の最新号（平成23年8月号）では2011年のOECD閣僚理事会での「ジェンダー・イニシアティブ」について報告している。そこでは、

「ジェンダー・イニシアティブ」は男女共同参画の進展は「公正」の観点だけでなく、「経済的」な観点からも重要であるとの立場に立ち、女性の経済活動への参画は生産性を高め、税・社会保障制度の支え手を増やし、多様性はイノベーションを生み競争力を高めると指摘しています（12頁）」

と記している。まさにその通りであるが、本稿はマクロなOECD諸国のデータ分析と、ミクロな日本企業調査分析を通じて、企業の経済的パフォーマンスと男女共同参画の関係について、OECD諸国の平均的状況と、それに比べてはるかに遅れているわが国の状況を日本企業のデータ分析を通じて明らかにし、わが国の生産性を向上させるための男女共同参画推進が抱えている障害と、その状況を打開すべき方策について考察する。

わが国が男女共同参画において多くの先進国からはるかに遅れを取っている事実がまず厳しく認識されるべきである。女性が政治や経済活動を通じて意思決定に参加できる程度を表すとされる国連のGEM (Gender Empowerment Measure) では、2005年にわが国は43位と大変低い。またその後も他の国では女性の活動に向上が見られたにも関わらず、わが国の状況は改善しないため2007/2008では54位、2009年では57位とさらに順位を落としている。

経済活動においてわが国の女性の活用が進まない根本原因については、わが国が戦後の高度経済成長期に発達させた日本的雇用慣行が、女性差別的で女性の経済活動を阻むものだから、という理解が定着している（川口2008、山口・樋口2008、八代2009）。高度成長期に日本企業の多くは男性正規雇用者に対して終身雇用（長期雇用）、年功賃金、解雇が難しい状況での労働需給の調整のための一定の恒常的超過勤務、正規雇用についての新卒採用者の優先などの制度を作り上げてきた。またこうした状況下では家族と仕事の役割を共に果たすことは困難であるため、結果として男性が日本的雇用慣行の下での中心的労働力の担い手と見なされ、女性は結婚時あるいは育児期に離職し家庭の役割を主として担い、その雇用は家計の補助的なものと見なされる慣行ができあがった。いわゆる伝統的性別役割分業を前提とし、男性雇用者に「家族賃金」を支払う制度である。その結果、企業は女性一般に対し、結婚・育児離職を前提とし、正規雇用者の大部分を年功賃金プレミアムの小さい一般職とすることで人件費を抑えるとともに、女性には人材投資をせずその人材活用を重視しない、という扱いをほぼ一律に適用するといった統計的差別の慣行を作り上げてきた。しかし山口（2008, 2009）が指摘したように、このような女性の統計的差別の経済的合理性は、特にわが国の特有の状況を考え合わせると、極めて疑わしい。しかし現在もなお継続する日本的雇用慣行の下では仕事と家庭の両立は困難でかつ女性雇用者の就業継続のイ

ンセンティブも少ないため、この結果ほぼ70%にも達する女性の結婚・育児離職割合が現在もなお存在し、人事担当者の女性雇用者への偏見を取り除くことを難しくしている。本稿は、このような日本的雇用慣行のもとで企業における女性の人材活用が未だ極めて遅れている事実を実証的に明らかにするとともに、どうすればそこにいわば突破口を見いだし、女性の経済活動を促進し、またそれを経済成長に結びつけられるのかについて考察する。つまり本稿の研究テーマは企業の生産性と企業におけるワークライフバランス施策や女性の人材活用の推進との関係である。しかし今回の分析では女性の人材活用を妨げる主な中間結果である女性の結婚・育児離職率の決定要因の分析は含めていないので、その点不十分である。また労働市場における供給側の特性の影響の分析も正社員の大卒者割合の影響と、その男女の違いの分析以外含まれていない。より総合的分析による判断は今後の課題としたい。

なお、わが国が置かれている状況は欧米の状況とは著しく異なり、経済活動での女性の進出のすでに顕著な米国では女性の人材活用と生産性との関係の分析はCatalyst (2004)などを例外として見当たらず、企業のワークライフバランス

(以下WLB) 推進と企業の生産性との関係については、WLBが就業者の定着率やモチベーションなどを向上させ間接的に生産性向上に貢献する(e.g. Baughman et al. 2003)と結論した分析は幾つか存在するが、コンラッドとマンジェル(Konrad and Mangel, 2000)やブルーム等(Broom et al, 2009)の研究を例外として企業の生産性との関係を直接検証したものはほとんど見当たらない。またわが国でも後述する最近の浅野・川口(Asano and Kawaguchi 2007)や山本・松浦(2011)の研究を例外として企業の生産性とWLB推進や女性の人材活用の関連についての先行研究も非常に少ない。このため本稿は女性の人材活用と経済的生産性の関連について、下記の一般的仮説以外は特定の仮説を検証するという研究戦略を取らず、実証的分析結果は何を示唆するかを帰納的に推測することにする。

この結果、分析は探索的なものになるが、探索を行う上でいわゆる「データ掘り起こし」というような方法を取るわけでは全くない。筆者は日本的雇用慣行がわが国の中規模以上の企業に特有な文化を作り出し、その文化が女性の人材活用を妨げていると考えている。ここでいう企業文化(corporate culture)とは一定の価値観を反映する**経営慣行**(management practice)とそれに呼応する雇用者の信念・期待・態度・行動などの特質の総体をいうが、機能上は特定の制度とその実践・実施により、再生産されているという性質を持つ。そうであるならば、

仮説1：女性人材の活用には、日本的雇用制度・慣行を支えてきた価値観とは異なる価値観に基づく制度と経営慣行が、必要である。

仮説2：わが国で、女性人材の活用を企業のより高いパフォーマンスに結びつけることに成功している企業は、平均的日本企業とは異なる制度や経営慣行を持っている。

という仮説が成り立つはずである。本稿は、これらの仮説が成り立つときに、わが国で女性人材を有効に活用している企業の制度や経営慣行上の具体的特質は何なのかを明らかにすることを目的としている。

企業である以上経営合理性を追求しており、日本的雇用制度・慣行の存続はそれが合理性を持つからであるという議論をする人もいるだろう。八代（2009）は、高度成長期には日本的雇用慣行が、女性に対して不公平であるが、当時は効率的制度であったと主張する。しかし八代自身、経済状況が全く異なる現在では、日本的雇用慣行はむしろわが国の障害となっていると考えている。確かに、日本的雇用慣行が無条件に合理的であったなら日本企業の優れたパフォーマンスの持続をもたらしたであろう。しかし過去20年以上の長きにわたってわが国は経済のグローバル化の中で低迷を続けている。むしろ企業が一定の企業文化といえる相互に関連した制度や経営慣行を作り上げると、その制度や経営慣行が機能しない外的状況が生まれても改革が進まずパフォーマンスは低下する傾向がある。米国の経営学者のコッターとハスケット（Kotter and Heskett 1992）やゴードンとティマソ（Gordon & Timaso 1992）は一貫した制度や経営慣行に特徴づけられる「強い企業文化」を持つ企業のパフォーマンスは平均的には高いと主張した。しかしソレンセン（Sorensen 2002）はその仮説が一般的に成り立たないことを実証している。ソレンセンよれば、外的条件がそれまでと安定的に変わらないときは、「強い企業文化」を持つ企業の高いパフォーマンスは持続するが、外的条件に可変性（volatility）が高いときは、そういった効果は消滅してしまうことを実証したのである。また上記のコッターとハスケットも「究極的に強い企業文化」は雇用人材、投資者、消費者などの状況や関心の変化といった環境の変化への適応力の高さという文化的特質である、「適応文化（adaptive culture）」を持つ、と結論している。わが国が高度成長期に確立した日本的雇用慣行は、川口（2008）も指摘するように雇用のあり方から家族のあり方まで包括して相互補完的に特徴づけるといった「強い企業文化」であった。その制度や慣行が1990年以降は機能せず、国民1人当たりの生産性について先進国中のわが国の順位をどんどん下げているにいたっている。これはわが国の企業文化が「適応文化」を持たないことの間接的証拠といえよう。企業がグローバル化した今日の経済で環境適応的である1つの指標は女性や外国人といった多様な人材を活用できる度合いである。その意味で、今回の分析は女性人材の活用だけに焦点を当てるが、不振を続ける日本企業にとって1つの重要な改善の目安を提供することを目的としているといえる。また結論で述べる理由により、女性を活用できない企業に外国人の活用などできるわけがない、と筆者は考える。

本稿の分析の技術的限界について予め断っておきたい。本稿では、OECD諸国のマクロデータ分析にせよ、日本企業のミクロデータ分析にせよ、時系列データやパネルデータではなく一時点のデータを分析している。その点で分析から観察される変数間の関連は、統計的因果関係の分析ではなく、通常の変数回帰分析にとどまる。回帰分析では、原因と結果にともに関係するため見かけの関係を

生み出す観察される交絡要因を制御することはできる。しかしパネル調査データ分析のように、変数の実現の時間差を考慮し、また観察されない交絡要因の影響をも排除できるわけではないので、見かけ上の関係の可能性はより大きく残る。特に一時点での分析結果のみからは、結果についての傾向による説明変数の状態への選択バイアスの影響の除去ができない。つまり結果と見られる変数が、実は原因となっているという**逆の因果関係**の可能性が残る。例えば企業の労働生産性について正社員の女性割合との間に負の関連がある、あるいは企業のワークライフバランス推進との間に正の関連がある、というような傾向が見られたとしよう。これは、前者は女性正社員の生産性が低いことが正社員の女性割合の大きい企業の生産性を下げているのかもしれないが、生産性の低い企業が女性正社員をより大きな割合で雇用する傾向があることから生じる可能性もある。実際、浅野・川口（Asano and Kawaguchi）は生産性の低い企業が女性を多く雇用する傾向を指摘している。また同様にワークライフバランス推進が、企業の労働生産性を高める可能性があると共に、労働生産性の高い企業ほどワークライフバランスを推進する傾向がある可能性もある。しかし山本・松浦（2010）は本稿で用いる経済産業研究所の調査データを企業活動基本調査のデータとリンクして、企業が各種 WLB 制度や取り組みを始めた年度を考慮したパネル・データ分析の結果、一定の企業において WLB 推進は生産性を高めたが、生産性の高い企業が WLB を押し進めたという逆の因果関係の統計的根拠は見当たらないと結論づけている。一時点での企業の WLB 制度や取り組みを類型化する本稿の分析では、このようなパネルデータ分析への拡張はできないが、山本・松浦の研究は、本稿で明らかにする WLB 制度や取り組みで類型化される特定の企業タイプが生産性・競争力が高いという発見に、相互補完的な役割を果たす結果を示しているといえる。

もちろん、説明変数の状態への選択バイアスの排除には、企業のパネルデータを用いて、企業のパフォーマンスの変化と説明要因の変化とについての関連を見るのが重要である。その意味で、今回の一時点での企業のパフォーマンスの説明の分析は因果推論上限界があることは間違いない。しかし、前述の山本・松浦の研究結果に加え、後述するように選択バイアスによる説明が現実的とは考えられない種類の発見もある。いずれにせよ主要な発見については、上記のような選択バイアスによる解釈の可能性についても併せて議論する。

以下、まず OECD 諸国のマクロなデータの偏相関の分析を行う。この分析は単純であるが、未だ知られていないと考えられる重要な事実をまず明らかにすることで、引き続き行う日本企業調査データ分析の足がかりとするものである。

2. OECD データ分析

図1は、2010年時点での国民の年間労働時間1時間当たりの PPP（purchasing power parity）調整後の国内総生産（GDP-per-hour、以下「時間当たりの生産性」と呼ぶ）と国連開発計画（UNDP）が作成・公表している政治および経済分野での男性に比した女性の相対的活躍度（GEM, gender empowerment

measure) の関連について、GEM 指数が得られないルクセンブルグを除く OECD33 ヶ国について示したものである。年間労働時間 1 時間当たりの GDP はよく知られている国民 1 人当たりの GDP を国民 1 人当たりの平均年間労働時間で割った値である。わが国は女性の就業率が比較的低いが、それでも就業者の平均労働時間が他の国々よりかなり大きいため、国民 1 人当たりの労働時間でも図 1 で示す 33 ヶ国中 8 位と比較的高い（数値は略）。

図 1 は見てわかるように GEM の高い国ほど時間当たりの生産性が高いという、強い正の相関（0.742, 0.1%有意）を示しているが、後述するように主たる交絡要因による見かけ上の関係の可能性もある。しかし、家庭と仕事の両立のより難しい女性雇用者の週当たり労働時間は男性雇用者より少ないため、女性の人材活用には労働時間の影響も加味した 1 日平均当たりの生産性でなく、1 時間当たりの生産性に基づいて人材評価をする必要があることはよく知られている（八代・樋口、2008、山口 2009）。従って GEM が示す男女共同参画度と労働時間 1 時間当たりの GDP の間には因果関係がある可能性も高い。

図 1 はわが国の GEM 値が、33 ヶ国中 30 位で、下位には韓国、チリ、トルコという時間当たりの生産性のかなり劣る国々のみであることを示している。また、わが国は GEM の低い割には比較的高い時間当たりの生産性を保っているが、ここではわが国の時間当たりの GDP が 33 ヶ国中 18 位であるが、わが国より時間当たりの GDP の高い 17 ヶ国は、すべてわが国より GEM 指数がはるかに大きいという事実に着目すべきである。

（図 1 このあたり）

しかし図 1 は見かけ上の関連である可能性がある。一般に労働生産性の高い国は、教育程度や健康度など人間開発度（human development）の高い国であり、人間開発度の高い国は GEM も高いから（表 1 の 33 ヶ国で相関は 0.780 で 0.1%有意）である。また赤川（2004）が出生率と女性の労働参加率の OECD 諸国内での相関が「外れ値」であるトルコを含むか否かによって変わることで示したように、図 1 でもノルウェーとトルコという二つの「外れ値」を含むか否かで相関が変わる可能性もあり、また 33 カ国中にはチリ、メキシコ、トルコという 1 人当たりの GDP が 33 ヶ国の中央値の半分未満の「相対的に貧困な」国も含まれているので、そういった国を除外した場合に結果が変わる可能性も検討の余地がある。さらには労働時間 1 時間当たりでなく、国民 1 人当たりの GDP（GDP-per-head）（以下国民 1 人当たりの GDP と呼ぶ）の場合に GEM との相関はどうなるのかにも興味がある。以下これらの点を分析し検討する。

表 1 は、国民 1 人当たりの GDP、時間当たりの GDP、GEM、および国連開発計画が作成・公表している人間開発指数（HDI、human development index）を掲載している。なお、この他に、国民 1 人当たりの GDP には理論的にも実証的

にも正に関連する女性の労働力参加率も予備分析で考慮したが、GEM と HDI を制御すると独自の効果は全くないので省いた。

(表1 このあたり)

表2は、表1のデータを用いて時間当たりのGDPと国民1人当たりのGDPのそれぞれについて4つの回帰分析モデルの標準化された回帰係数を提示している。モデル2の結果は、時間当たりのGDPについては、HDIを制御してもGEMの有意な影響が残り、標準化されたGEMの回帰係数はHDIの回帰係数の約80%であり、時間当たりのGDPに男女共同参画度が与える影響は、人的資本の与える度合いの約8割にも上ることを示している。一方、国民1人当たりのGDPについてはHDIの説明度が極めて高く、それを制御するとGEMの影響は有意でなくなる。また外れ値であるノルウェーとトルコを除いた場合(モデル3)、二つのGDP指標とGEMの線形関係はむしろ強化されるため、時間当たりのGDPにGEMは有意な影響を及ぼすだけでなく、国民1人当たりのGDPへのGEMの正の影響も10%有意となる。またチリ、メキシコ、トルコの3ヶ国を除いた場合(モデル4)でも質的な結果に全く変わりはない。

(表2 このあたり)

結論として、男女共同参画の推進は、就業者の年間労働時間1時間当たりの国内総生産に正に関連し、その影響度は一般的な人的資本の影響よりはやや少ないが、その約80%程度にも上る可能性があることが示された。この結果は、わが国が長時間労働に依存する一人一日当たりの生産性を労働生産性の尺度とつづけるなら、男女共同参画推進のGDPへの影響は少ないと考えられる。しかし問題は現在のように経済が低成長あるいはマイナス成長で労働需要も少なくなった時期に、相変わらず正社員の長時間労働を期待し、多くの女性人材の活用を妨げる、一日当たりの労働生産性を尺度とすることが経営合理性を持つことは極めて疑わしい点である。一方GEMが代表する女性人材の男性と同等な活用は時間当たりのGDPの向上とは深く関係するので、この生産性の基準からは、経済活動での女性人材の活用は極めて重要となる。ちなみに国民1人当たりのGDPに対し、時間当たりのGDPの高い国は所定内労働時間を35時間としたフランスや同様に労働時間の少ないベルギーやスペインであり、一方反対に低い国は日本、韓国、チェコなどの国である。なお、GEMは国会議員の女性割合といった政治面と、管理職の女性割合、専門技術職の女性割合、男女賃金格差といった経済面を共に反映する総合尺度であるが、GEMを個々の要素に置き換えた場合はどれも有意でなくなる。政治および経済面を含む総合的な女性の重要な意志決定への参加が影響を及ぼすと考えられる。しかし有意ではないが相対的に影響が大きいのは管理職の女性割合と国会議員の女性割合である。政治的側面が生産性に影響を与えるメカニズムは経済面より明確でないが、政治面での女性の影響力の増加が、女性雇用者にとって活躍しやすい社会環境を生み出すことが考えられる。これらの発見を考慮して以下日本企業のミクロな分析に移る。

3. 日本企業の分析

3.1 データ

以下の分析では経済産業研究所（RIETI）が2009年に内閣府経済社会総合研究所とともに実施した『仕事と生活の調和（WLB）に関する国際比較調査』のデータのうち日本企業調査データを中心に行う。例外的に一つの表でイギリスの調査の結果との比較を提示するが、以下の分析は国際比較が中心テーマではなく、日本企業のパフォーマンスに対するWLB推進や女性の人材活用度の影響の分析が目的である。日本企業の調査は、経済産業省企業活動基本調査の対象企業で、従業員数100人以上の企業について人事担当者と当該企業の従業員を対象に標本抽出を行って実施しており、今回分析するのは人事担当者に対する「企業調査票」に基づく標本数1,677の企業調査データの分析である。なお、イギリスの調査については従業員数250人以上の企業を対象とし標本数は202である。

3.2 日本企業のWLBの制度・取り組みのパターンについての潜在クラス分析

日本の企業調査はWLBの推進について様々な項目で調査しているが、筆者は個々の項目よりも、企業のWLB推進についての総合的な特質が、そのパフォーマンスと関連すると仮定し、データから企業の類型化をまず試みることにした。その理由は、序説で議論したように、企業のパフォーマンスに影響するのは個別の施策ではなく、制度や慣行の総体に反映されるその文化的特質であると考えからである。WLB推進の項目に基づいて類型化を見るのは、筆者のこれまでの研究（山口2009）により、女性の人材活用にとってWLB推進は中心的要素であると仮定しているからである。

RIETIの企業調査では15項目にわたってWLBの制度や取り組みについて、その有無を調べており、同時にそれらの制度・取り組みが職場の生産性に与えた影響が「プラスの影響」であるか、「マイナスの影響」であるか、「影響はない」か、を人事担当者によって主観的に評価させている。松原（2011）は日本と海外4ヶ国（イギリス、オランダ、ドイツ、スウェーデン）の比較可能な6項目について日本と海外の比較の結果を報告しているが、特筆すべきは「マイナスの影響」があったという評価は海外ではどの項目も小さく（最大3%）、一方「プラスの影響」があったとの評価は、柔軟に働ける職場の特徴に関する項目（「フレックスタイム制度」、「裁量労働制」、「在宅勤務制度」）がいずれも40%以上と大きく、主として家庭との両立を目的とする他の3項目（「法を上回る育児休業」「法を上回る介護休業」「WLBの取り組み」）が20%前後といずれも「マイナスの影響」の割合よりはるかに大きいのに対し、わが国の企業調査では「法を上回る育児休業制度」と「法を上回る介護休業制度」について「マイナスの影響」があったと評価した企業が「プラスの影響」があったと評価した企業より多かったことである。では「プラスの影響」を生む日本企業は他の企業とどう異なるのか、その主な違いは本稿で明らかになる。また各種制度・取り組みも「有」とした日本企業の割合は海外を大きく下回った。以下わが国で法を上回る

育児休業や介護休業に関する2項目について、「マイナスの影響」が「プラスの影響」を上回っているという松原の研究結果を踏まえることにする。

表3は「海外」の中から、特に最大労働時間規制のない結果、わが国同様年間労働時間の比較的大きいイギリスとの比較を比較可能な7項目について示しているが、上記の「法を上回る制度」の問題の2項目については、制度・取り組みが「有」の場合に、「プラスの影響」「マイナスの影響」「影響無し、もしくは影響について無回答」とさらに3区分した割合の比較を示している。なお灰色の「無」の部分は、「有」と足しあげると1.0になる割合なので、情報が重複するが参考のため掲載している。なお制度の有無の区別の際は無回答は標本数を減らさないため「無」と合併しているが、いずれの項目も日本では無回答は1,677標本中25~40標本程度の少数で、イギリス標本では無回答はない。

(表3このあたり)

表3の結果は、柔軟な働き方のための4制度(フレックスタイム、裁量労働、在宅勤務、短時間勤務)について、わが国での普及がイギリスに比べ大幅に遅れていることと、上記のようにわが国では「法を上回る育児休業」と「法を上回る介護休業」について、いずれもプラスの影響を報告する企業を、マイナスの影響を報告する企業が数の上で上回るという結果になっていることが見て取れる。

筆者はこれらの7項目の変数について、典型的な企業の応答パターンにはどのようなものがあるか、またそれぞれの応答パターンを持つ企業の割合はどれほどかを分析するために潜在クラス分析(Goodman 1974, Haberman 1979)を行った。この分析はこれらの7項目の制度・取り組みの組み合わせのパターンに基づいて企業を統計的に類型化することを目的とするものである。

まず表4は最適潜在クラス数を定めるための分析結果である。結果はモデルの相対的説明度を測るBIC(Bayesian Information Criteria)(Kass and Raftery 1995)によれば(BIC値が最小の)潜在クラス6のモデルが最適である。一方カイ2乗検定では潜在クラス数4以上のモデルはいずれも棄却できないが、モデル間のカイ2乗値の差の検定では、潜在クラス数7のモデルが最適となる。従って、この2つの統計基準の示す最適潜在クラス数は異なり、そこに曖昧さがある。このような場合には実際の類型化の結果を比較して、分析的により妥当と思われる結果を採択することが良い。今クラス数が6と7のモデルの結果の内容を比較すると、6クラスモデルの5つのクラスについてはほぼ7クラスモデルのクラスと1対1の対応が付き、6クラスモデルの残りの1つのクラスが、7クラスモデルでは2クラスに分割されその合計の割合が大きくなることが判明した。しかし、この2つのクラスの特徴の違いは分析的に重要ではないと考えられたので、最終的に6クラスモデルを採用することにした。

(表4このあたり)

表 5 は 6 つの潜在クラスの相対的大きさ（割合）と、各クラスの 6 項目への応答確率のパターンを示している。表 6 において、潜在クラスの番号はクラスの大きさの順につけられている。まず全体の約 7 割（0.699）を占める潜在クラス 1 は、WLB の制度や取り組みをほとんど何もしない企業である。この潜在クラスを以下「ほとんど何もしない型」と呼ぶ。この潜在クラスが最大であることが、わが国の中規模以上（従業員 100 人以上）企業の厳しい実態である。

次に約 18% を占める潜在クラス 2 は、「法を上回る育児休業制度」と「法を上回る介護休業制度」は持っているが生産性への影響は「影響無し」の確率が高く、WLB の取り組みも平均を上回るが（36%、平均は 23%）、その他の 4 つの制度はいずれも潜在クラス 3~6 より持っている確率が低いクラスである。このクラスは「育児介護支援無影響型」と呼ぶことにする。

全体の約 4% を占める 3 番目の潜在クラスは「法を上回る育児休業制度」と「法を上回る介護休業制度」への応答以外はほぼ潜在クラス 2 と同じパターンを持つ企業である。このクラスの特徴はこの 2 項目について「生産性へのマイナスの影響があった」とする確率が高いことである。このクラスを「育児介護支援失敗型」と呼ぶことにする。

全体の約 3% を占める 4 番目の潜在クラスは、3 番目のクラスと対照的に「法を上回る育児休業制度」と「法を上回る介護休業制度」への評価が「生産性へのプラスの影響があった」とする確率が高いクラスである。また「育児介護支援無影響型」「育児介護支援失敗型」の潜在クラス 2 と 3 に比べ、WLB の取り組みの制度を持つ確率をはるかに大きい。このことは「法を上回る育児休業制度」と「法を上回る介護休業制度」が生産性向上に「プラス」になるか「無影響もしくはマイナス」になるかは、その企業が WLB の取り組みに関して、調査におけるこの項目の有無の条件である明確な WLB 推進の方針や推進本部を持つことと強く関係していることを示唆する。この潜在クラスを以下「育児介護支援成功型」と呼ぶ。

同じく約 3% を占める 5 番目の潜在クラスは、すべての制度・取り組みについて「有」の確率が「無」の確率を大きく上回っているクラスである。イギリスでは一般的であるこのような企業がわが国では未だ 3% でしかないという現実には強く認識されるべきであろう。この潜在クラスを「全般的 WLB 推進型」と呼ぶ。この潜在クラスについて一点留意すべきは「法を上回る育児休業制度」と「法を上回る介護休業制度」について共に「影響なし」が 85% と大部分であるものも、「マイナスの影響」が 10% 強で、「プラスの影響」の割合を上回っていることである。すべての WLB 制度・取り組みを推進している企業は少ないので 1 つの潜在クラスで代表される結果となったが、この「全般的 WLB 推進型」企業の 10% 強はこの 2 つの法を上回る育児休業・介護休業の取り組みでは「失敗」しており、一方「成功」の割合は少ない。この事実は、イギリスなどと異なり、わが国で育

児介護支援の取り組みが現場の生産性にどちらかといえばプラスでなくむしろマイナスの影響を与えていると人事担当者が評価する傾向が、広範な WLB の取り組みをしている企業にも当てはまることを示している。

最後の大きさが 2% の潜在クラス 6 は、柔軟な働き方の 4 項目（「フレックスタイム勤務制度」「裁量労働制」「在宅勤務制度」「短時間勤務制度」）には「有」の確率が高いが、育児介護休業と WLB 推進の他の 3 項目の制度・取り組みの確率は低い企業である。この潜在クラスを「柔軟な職場環境推進型」と呼ぶことにする。

（表 5 このあたり）

結局 6 つの潜在クラスは、育児介護支援と柔軟な働き方推進のどちらもしない企業（クラス 1）、育児介護支援中心の企業（クラス 2,3,4）、柔軟な働き方推進中心の企業（クラス 6）、両方推進する企業（クラス 5）にまず分かれ、2 番目のグループが職場の生産性への影響の評価について「無影響型」の多数派（クラス 2）と「失敗型」（クラス 3）と「成功型」（クラス 4）の少数派に分かれることを示している。

これらの潜在クラスの分類が企業のパフォーマンスに与える影響を後で分析するが、「ほとんど何もしない型」に比べ、もし「全般的 WLB 推進型」などのパフォーマンスが優れば、WLB 推進は生産性向上に貢献することになる。しかし潜在クラスを回帰分析の説明変数に用いるには、各企業の潜在クラスを評価する必要があるが、潜在クラスはいわゆる fuzzy set で企業との一対一対応はつかず、各企業には潜在クラスの確定に用いた 6 つの変数への応答によって確率的に定まる。そこで今、各企業をその 7 項目への応答パターンを生じる確率²が最も大きい潜在クラスに所属するという仮定のもとに、企業と潜在クラスの一対一対応をつけると、企業調査の 1,677 の企業は表 6 のように分類された。

² これは表 5 の潜在クラスの平均割合を事前確率とし、標本の応答を所与とした場合の事後確率ではない。この事後確率で分類すると大多数の標本は最大の潜在クラスに吸収され、小さい潜在クラスに分類される標本はほぼ消滅してしまう。ここでの確率は今 L を潜在クラス、 $A \sim G$ を 7 項目の応答変数とすると、各標本の応答のセット ($ABCDEF G$) についての条件付確率 $P(ABCDEF G | L)$ のことで、この確率が L の関数として最大となるクラスにその標本を分類している。これは表 5 で提示した条件付応答確率 $P(A | L) \square P(G | L)$ を所与とし、 L のカテゴリーを離散的パラメーターとみなす時、各標本について尤度を最大化する L の値を求めるのと同様である。また L の事前確率が $P(L) = 1/6$ で同値である、と仮定した時の事後確率が最大のクラスに分類することとも同等になり、その結果 $P(L)$ の真の周辺分布を事前確率とする方法とは反対に、表 6 の結果に見られるように最大クラスに分類される標本の割合がやや減少し、小さいクラスの割合はやや増加する傾向を持つ。しかし、この方法は、表 6 に見られるように、分類後の L の分布が L のももとの周辺分布を大きく変えないという大きな長所を持つ。

(表6 このあたり)

表6に見られるように、一対一対応を付けた分類後の潜在クラスの分布は、「柔軟な職場環境推進型」が1.8%から4.7%に増えるなど、分布が多少変化するが、全体の特徴には大きな変化がない。以後、この分類後の潜在クラスを企業を特徴づけるカテゴリー変数とする。分類後の企業の6つの潜在クラスは、いくつかの他の変数と有意に関連しており、まず以下それを示す。

(表7 このあたり)

表7の結果は潜在クラス分析による企業の類型化は平均正社員数と強く関連していることを示す。なお、標本数が1,638に減少しているのは正社員数に欠測値を持つ標本が38あり、それらを除いたからである。最大の「ほとんど何もしない型」は平均正社員数約270で潜在クラス中平均正社員数が最も小さく、「全般的WLB推進型」は平均正社員数が2,000人を超え、平均正社員数が最大のクラスである。また育児介護支援型でも「無影響型」と「失敗型」に比べ「成功型」は平均正社員数が大きい。つまりWLBに積極的な「全般的WLB推進型」と「育児介護支援成功型」は企業の割合でいうと、共に3.5%前後であわせても約7%と少ないが(表6)平均正社員数の多い企業であり、一方企業数では単独で66%を占める「ほとんど何もしない型」は平均正社員数の比較的小さい企業である。従って企業単位でなく正社員を単位としてみれば両者の割合の差は狭まる。実際、平均正社員数のウェイト付きで割合を見ると「ほとんど何もしない型」は36.9%に縮小し、「全般的WLB推進型」は16.8%に、「育児介護支援成功型」は11.5%に増大する。少数派の企業といえども、影響下にある雇用者を単位としてみれば、「全般的WLB推進型」や「育児介護支援成功型」はある程度の割合になるのである。なお平均正社員数の大きい「全般的WLB推進型」や「育児介護支援成功型」はその大部分が大企業というわけではない。表7の2列目の正社員数が300以上の企業割合が示すように、それぞれ正社員数300未満の企業を約半数(それぞれ45%と55%)含んでいる。

表7の結果は、潜在クラスの分類が正社員の女性割合とも管理職の女性割合とも有意に関連していることを示している。「育児介護支援失敗型」も「育児介護支援成功型」も、ともに正社員の女性割合が他のクラスより5%ほど高い。一方管理職の女性割合について、その平均(2.4%)の低さが、わが国の恥ずべきともいえる特徴であるが、「育児介護支援成功型」が4.7%、「全般的WLB推進型」が3.8%と相対的には大きな割合を持っている。なおここで「管理職」とは課長職相当と部長職相当の双方を含むが、この調査での管理職の女性割合の平均は通常知られているものよりかなり低い。以下の図2はOECD諸国における管理職の女性割合の推定値(2007年までに得られた最も近年の値)だが、30%前後が大多数の他のOECD諸国と比べ、わが国は韓国とトルコとともに10%以下の値となっている。しかし今回のRIETI調査の平均は、さらにそれよりかなり低く、こ

のことは対象が従業者数100以上の企業であることと、図2の割合が管理職者全体の中での女性割合あるのにたいし、上記の2.4%は各企業内の管理職の女性割合の平均であることも関係していると思われる。以上を予備分析として、以下企業のパフォーマンスについての分析に入る。

(図2このあたり)

3.3 企業の売上総利益の決定要因のトビット分析

3.3.1 企業のパフォーマンスの理論モデル及び分析モデル

本稿は企業のパフォーマンスの尺度として「売上総利益」を用いる。RIETIの企業調査では売上高も調べており、売上高は下記の生産高との概念的関連が強くまた常に正の値をとるので分析上便利だが、企業のパフォーマンスを主として利潤と賃金で計ろうとするならば売上高は適切な尺度とは言い難い。一方売上総利益（「粗利」ともいう）は売上高から売上原価を引いた値で定義され、売上原価には「労務費」に分類される作業職などの人件費は含まれるが、管理・事務・販売職や専門職などの給与は通常含まれず、従って粗利には利潤だけでなく、労務費以外の人件費や管理費が含まれる。しかし「原価」である労務費以外の人件費は付加価値を反映するので、この売上総利益の性質は人件費を除く営業利益に比べ労働生産性を問題にする企業のパフォーマンスの尺度として望ましい。また粗利の利用は、下記で示すように企業のパフォーマンスを生産性と市場における競争力や販売力を示す粗利率の積で計るというモデル化を可能にする。

理論モデルとしてはコブ・ダグラス型(以下CD型と呼ぶ)の生産関数 $PD = A(\mathbf{x})K^\alpha L^\beta$ を仮定する。ここで PD は生産物の価値を含んだ生産高であり、 K は資本投入量、 L は労働投入量、 $A(\mathbf{x})$ は生産性を表し、 \mathbf{x} はその決定要因である。また通常 $1 > \alpha > 0$ 及び $1 > \beta > 0$ が成り立つ。このCD型モデルを仮定すると労働量1単位当たりの生産高について式

$$\log(PD/L) = \log(A(\mathbf{x})) + \alpha \log(K) - (1 - \beta) \log(L) \quad (1)$$

を得る。式(1)は「労働量1単位当たりの生産高」の対数は、資本投入量の対数に正に依存し、労働投入量の対数に負に依存し、その2変数を制御すると、生産性の影響要因 \mathbf{x} の関数に線形に依存することを示している。

しかし以下で分析するのは生産高でなく、粗利である。今粗利 PF が $PF = r(\mathbf{x})PD$ を満たすと仮定する。 PD を市場で取引された生産高である売上高と同一視するならば、ここで $r(\mathbf{x})$ は $1 > r(\mathbf{x}) > 0$ である場合、売上総利益率（粗利率ともいう）を表し、企業が提供する商品やサービスの市場競争力や販売力を表すが、これも影響要因 \mathbf{x} に依存すると考えられる。すると式(1)と併せると、以下の式(2)を得る。

$$\log(PF/L) = \log(r(\mathbf{x})A(\mathbf{x})) + \alpha \log(K) - (1 - \beta) \log(L) \quad (2)$$

式(2)では生産性 $A(\mathbf{x})$ と粗利率 $r(\mathbf{x})$ の決定要因を区別できないが、本稿では生産性と粗利率の積 $A(\mathbf{x})r(\mathbf{x})$ が、労働投入量一単位当たりの売上総利益にもたらす影響を以下「生産性・競争力」とよび、企業のパフォーマンスの理論的尺度とし、その違いをもたらす要因を回帰分析で明らかにする。また資本投入量 K の値は分らないが、企業の資本金に比例すると仮定する。また式(2)は労働投入量 L の1単位として、1人当たりか、1時間当たりか、を区別することで、異なる分析となるが、モデル自体は共通である。

式(2)の応用には一つの技術的問題がある。それは実際には粗利が負の企業が存在することである。この場合被説明変数 $\log(PF/L)$ の値は得られない。実際粗利について RIETI 企業調査は 2007 年と 2008 年の値を調べているが、以下の分析で変数 PF を、粗利が 2007 年と 2008 年の双方で得られるときはその単純平均、一方のみで得られるときはその値として定義したが、その結果 1,677 標本中有効回答が得られ PF が定義できたのが 1,193 標本、欠測値となったのが 484 標本であった。しかし前者の実測値 1,193 ケース中、16 企業が負の粗利を報告している。この問題の取り扱いには下記で説明するトビット回帰分析が適切であり、それを応用する。

なお、売上総利益（粗利）の欠測値の標本数が多いため、これらの標本を分析から除くと標本選択バイアスを生じる可能性がある。このため実測値が得られる場合を 1、欠測値の場合を 0 とするプロビット分析を予備分析で行ったが、正社員数が大きいと欠測になりやすいという傾向以外、調査で得られた企業の特性でこの 2 区分に有意な影響を与える変数は存在しなかった。従って、下記のトビットモデルでは正社員数を制御するので、標本選択バイアスの問題は無視できると結論した³。

トビット回帰分析は式(2)に更に正規分布に従う誤差があると仮定し、従属変数が特定の値（通常 0）以下の場合、その値が観察値ではなく、「それ以下」の不特定な値を意味する左センサー値であるとして取り扱う。今回の分析では、16 標本が負の売上総利益を報告しており、また「正社員 1 人当たりの売上総利益（千円単位）」の値が 0.29 で 1 に達しない異常値が 1 標本存在した。後者は正社員 1 人当たりの年間売上総利益が 290 円ということで、他の企業は最低でも 1 人当たり 2 万円以上であり、これも異常値として左センサー値扱いをすることにした。以上の 17 ケースでは下記のトビットモデルの従属変数は 0 で左センサーされた値として扱った。なお、売上総利益が負の値の時、左センサー値として扱うということは、それらの企業のパフォーマンスは実測値を用いる企業より悪

³ また、実測地の有無のみに影響し、結果 Y に影響しない IV 変数が調査項目からは全く見あたらないので、ヘックマン法により標本バイアスを取り除く方法は応用できない。

いという情報のみを用い、実際の損失がどの程度であったかの情報を無視することになる。この情報損失は、センサー値の割合が大きいと無視できないが、本標本の場合センサー値扱いされる標本の割合は 1.4%に過ぎず、情報損失の程度は極めて小さい。

従属変数については労働投入量 L について、①正社員 1 人当たり、を単位とする場合と、②正社員の週労働時間 1 時間当たり、を単位とする場合の 2 つの分析を行う。1 人当たりの売上総利益でみる生産性・競争力と、時間当たりの売上総利益でみる生産性・競争力の決定要因は異なり、時間当たりでみるほど女性の人材活用は可能になるという 2 節の分析結果を踏まえてのことである。**正社員 1 人当たりの売上総利益**の分析のトビット回帰モデル従属変数 Y の定義は以下の通りである。

$$Y_1 \equiv \left\{ \begin{array}{ll} =\log\left(\frac{PF}{\text{正社員数}}\right) & \frac{PF}{\text{正社員数}} > 1 \text{ の時} \\ =0 \text{ (左センサー値)} & \frac{PF}{\text{正社員数}} \leq 1 \text{ の時} \end{array} \right\}$$

同様に正社員の**週労働時間 1 時間当たりの売上総利益**の分析の従属変数は

$$Y_2 \equiv \left\{ \begin{array}{ll} =\log\left(\frac{PF \times 42.3}{\text{正社員数} \times \text{週労働時間}}\right) & () \text{ 内} > 1 \text{ の時} \\ =0 \text{ (左センサー値)} & () \text{ 内} \leq 1 \text{ の時} \end{array} \right\}$$

とした。なお Y_2 の括弧内の分子に正社員の平均労働時間 42.3 をかけたのは、センサー値がない場合なら、この定数を掛けても掛けなくても回帰係数の推定値は不変であるが、センサー値がある場合、実測値のスケールに結果がわずかだが依存するため、実測値のスケールを正社員 1 人当たりの場合とほぼ同等にするためである。

なお、各企業には非正規雇用者もおり、彼等の生産は、労務費として売上原価に含まれるものは別として、企業の売上総利益に影響する。従って「正社員 1 人当たり」「正社員の週労働時間 1 時間当たり」でなく、非正規雇用者を含めた「雇用者 1 人当たり」「雇用者の週労働時間 1 時間当たり」の分析の方が望ましい。しかし調査では非正規雇用者は 2008 年 12 月末時点の人数を調べており、これは年間平均週当たり非正規雇用者数と同じであるかどうか分からない。また正社員の週労働時間にも後述するように欠測値がかなりあるが、非正規雇用者の週労働時間にはさらに多くの欠測値があるため、雇用者の週労働時間 1 時間当たりの売上総利益の推定値に用いることのできる標本数がかなり減り母集団の代表性はより得難くなる。このため正社員のデータのみを用いることとした。この場合

正社員 1 人当たりあるいは労働時間 1 時間当たりの売上総利益には非正規雇用の生み出す利益が含まれ過大評価となる。これを修正するため、トビット回帰分析では「非正規雇用者割合」を説明変数に入れて調整した。なおこの変数の影響には、それ自体の影響に加え、非正規雇用者割合が大きいほど、正社員 1 人当たりの売上総利益が、非正規雇用者が生み出した利益を反映する分過大評価となる傾向を制御するための効果が含まれるので、その回帰係数の意味は解釈せず単に制御変数として用いる。

制御変数である①log(資本金)と②log(労働量) (ただし労働量は、正社員 1 人当たりの利益の分析の場合は正社員数、正社員の週労働時間 1 時間当たりの分析の場合は正社員全体の週総労働時間)、のほかに企業の生産性・競争力の説明要因には以下の変数を考えた。まず女性の人材活用や企業の WLB 推進の指標として③正社員の女性割合、④管理職の女性割合、⑤女性正社員の大卒度、⑥企業の潜在クラス、を用いた。また分析の結果変数④と⑤との間に交互作用効果があったのでこれも以下の表のモデル 3 で説明変数に加えた。さらに山本・松浦

(2011) の最近の研究から WLB 推進が企業のパフォーマンスに与える正の影響は、企業の従業員規模が 300 人以上であるか否かに依存するという知見を盛り込み、⑥の潜在クラスと正社員数が 300 以上か否かのダミー変数の交互作用効果を検証した結果、有意な交互作用効果が見られたので、これも含めた。なお潜在クラスは 2 つの指標の項目で、人事担当者による職場の生産性への影響の主観的評価を含むカテゴリーを用いており、当然内生性の問題がある。しかし表 3 の結果から育児介護支援が一樣には生産性向上に結びつかないことはほぼ自明であり、以下では人事担当者の主観的評価を一部反映する企業の類型化が、客観的な指標である 1 人当たりあるいは時間当たりの売上総利益と実際に関連しているかどうかを見るためにあえて説明変数に用いている。もちろん「成功型」や「失敗型」の効果があってもそれを因果的な影響と解釈することはできない。

他の主な変数には⑦男性正社員の大卒度、⑧企業の設立年/10 を用いた。なお制御変数として非正規雇用者割合、企業の産業分類⁴ (9 カテゴリー)、管理職の女性割合不詳ダミー、女性正社員不詳ダミー、男性正社員不詳ダミーを用いている⁵。特に生産性への影響に加え、人件費の中で売上原価の一部の労務費

⁴ 調査では 14 の業種区分を用いているが標本数が極めて少ない区分は類似の区分と合併し、以下の 9 区分を用いた。①建設業、②製造業、③電気・ガス・熱供給・水道業、④情報通信・運輸・郵便業、⑤卸売・小売業、⑥金融・保険・不動産・物品賃貸業、⑦教育・学習支援業、⑧その他のサービス業、⑨その他の業種。

⁵ 今説明変数 X に欠測値があるとする。また D_x を X が欠測値のとき 1、実測値のとき 0 とするダミー変数 (X の「不詳ダミー」) とする。また X が欠測値の場合に定数 C を与えるとする。すると回帰分析に $b_1X + b_2D_x$ を含めると、 X の係数 b_1 は C の値に依存せず、推定値として一致性を持ち、 b_2 の係数は C の値に依存することを示すことができる。この方法は欠測値が一定と暗黙に仮定することで欠測値のインピュテーションに比べ b_1 の標準誤差の推定にバイアスをもたらす可能性があるが、他の仮定を必要としない点にメリットがある。本稿のトビット分析では管

として売上総利益から引かれる費用の割合は産業により大きく異なるので、産業を制御するのは必須である。また、潜在クラスと企業の正社員数が 300 以上か否かのダミー変数の交互作用効果を調べたモデルでは、正社員数が 300 以上か否かのダミー変数も加えた。

3.3.2 トビット回帰モデル分析結果

表 8 は正社員 1 人当たりの売上総利益の影響要因についてのトビット回帰モデルの結果を示す。モデル 1 は「管理職の女性割合」を説明変数に含まないモデル、モデル 2 は含むモデル、モデル 3 はモデル 2 に「管理職の女性割合」と「女性正社員の大卒度」の交互作用効果を加えたモデル、モデル 4 はモデル 3 に更に「正社員数 300 以上」のダミー変数と、この変数と潜在クラスの交互作用効果を加えたモデルである。なお標本数が売上総利益についてデータのある 1,193 標本から 1,176 標本へと減っているのは正社員数の欠測値がある場合には従属変数が定義できず、分析から除いているからである。

(表 8 このあたり)

モデル 1 の結果は、主たる関心事項に関連する結果として、正社員 1 人当たりの売上総利益に影響する生産性・競争力について、①WLB に関係する制度や取り組みについて「ほとんど何もしない型」企業に比べ、「全般的 WLB 推進型」企業が 1 人当たり生産性・競争力を高めること、②男性正社員の大卒度が 1 人当たりの生産性・競争力を大きく高めるのに対し、女性正社員の大卒度は有意な影響を持たないこと、③正社員の女性割合は負の係数を持つが、有意でないこと、を示している。なお、その他の結果として資本金の対数は正の影響を、正社員数の対数は負の影響をともに強く持っているが、これらは式(1)の理論モデルから想定されるものである。また企業の設立年が近年であるほど 1 人当たりの生産性・競争力が低くなる傾向も強い傾向である。なお新規参入企業ほど倒産リスクが高く平均的にはパフォーマンスが劣ることはアメリカではフリーマン等 (Freeman, Carroll, and Hannan, 1983) の企業組織についての “The liability of newness” の研究以後よく知られた事実である。

発見の①は WLB 推進を部分的にではなく総合的に行っている企業が、WLB 推進をしていない企業に比べ、生産性・競争力が高いことを示している。この発見は 1 人当たりの生産性・競争力の高い企業がより全般的に WLB を推進する傾向から生じる可能性もないとはいえないが、本稿の標本企業を分析した山本・松浦 (2010) の研究はこの逆の因果関係の可能性は低いことを示している。またこの①の発見は後述のモデル 4 の分析で、さらに厳密化される。

理職の女性割合、女性正社員の大卒度、男性正社員の大卒度の 3 変数にこの方法を用い、欠測値による標本の減少を最小化している。この結果トビット回帰分析で欠測値により分析から除いた標本は、売上総利益、正社員数、あるいは正社員平均労働時間、が欠測値となり従属変数が定義できない場合のみである。

発見の②は、これが事実ならば大変なことである。大学教育が人的資本を育てるのか、より有能な者を進学により選抜することのシグナルに過ぎないかは、議論の余地があるであろうが、平均的には、より高い教育を受けた者の労働生産性が高いことはいわば世界の普遍的事実である。しかし、わが国の場合男性はその通りの結果となったが、女性にはそれが全く成り立っていない。これは、わが国企業が平均的には大卒女性の人材活用にほぼ完全に失敗していることを示唆する重い事実である。ただ一つ検討しておく必要があるのは、個人レベルでは大卒者は女性でも男性同様労働生産性が高いが、企業による雇用者の選択バイアスのせいで大卒者割合の効果がなくなる可能性である。これは、生産性の低い企業ほど、女性については大卒者をより大きな割合で雇用するが、男性についてはその傾向がないかあるいは逆の傾向である、といったメカニズムを想定しなければならない。しかし、この選択バイアスの解釈は現実にはありえそうに思えない。やはり、日本企業は大卒女性人材を活用していないのである。

発見の③は、次のモデル2の分析とも関連するのだが、注釈を要する。浅野・川口 (Asano and Kawaguchi 2007, 川口 2007) は、女性の男性と比べた相対生産性、は同一企業内では、男性と比べた相対賃金とほぼ同様に低く、また生産性の低い企業ほど女性を雇用する傾向があるので、この選択バイアスを考慮しないと、男性と比べた相対生産性は相対賃金以上に低くなる傾向があることを報告している。山口 (2009) はこの発見について、特定のグループの相対賃金が低く抑えられる結果、生産性向上のインセンティブが下がり生産性が低くなるというコートとラウリーの理論 (Coate and Loury 1993) を参照し、またその理論をわが国の女性への統計的差別の現状に見合うモデルに改良して分析を試みている (山口 2010) 。しかし今回の分析結果は係数の方向性は浅野・川口の観察と一致している (女性正社員が多い企業は1人当たりの生産性・競争力が低くなる) が、有意な効果となっていない。また、川口・浅野の分析によれば、生産性の低い企業ほど女性を雇用する傾向があるのだから、③の結果は選択バイアスのせいではないと考えられる。

実は、発見③に関連するより重要な発見は管理職の女性割合を説明変数に加えたモデル2の結果である。表8のモデル2の結果は、④正社員の女性割合を一定とすると、管理職の女性割合が大きい企業ほど1人当たりの生産性・競争力が高くなり、⑤管理職の女性割合を一定とすると、正社員の女性割合が大きいほど、1人当たりの生産性・競争力は低くなる、ことを示している。正社員の女性割合と管理職の女性割合の間には、管理職候補の女性は正社員女性であることから、比較的大きな相関があり ($r=0.510$, 0.1% 有意)、そのせいで正の効果を持つ管理職の女性割合をモデル2で新たに加えると、正社員の女性割合の影響の負の係数が(絶対値が)大きくなり有意となるのだが、④と⑤は実は盾の両面のような事実である。正社員の女性割合が一定で、管理職の女性割合が大きくなることは、女性正社員により大きな管理職昇進の機会が与えられているという意味で、④は

そのような企業の1人当たりの生産性・競争力が高いことを示す。一方、管理職の女性割合が一定で、正社員の女性割合が増えることは、女性正社員により小さな管理職昇進の機会が与えられているという意味で、⑤はそういう企業の1人当たりの生産性・競争力が低いことを示す。つまり、どちらの傾向も女性正社員により大きな管理職昇進の機会を与えている企業ほど1人当たりの生産性・競争力が高いという事実を示しているのである。この発見は、女性正社員の大卒度が全く生産性・競争力に影響していないという事実から推測される、日本企業は平均的には高学歴女性の人材活用を行っていないという結論と一見矛盾するように思われるかもしれない。しかし本調査での管理職の女性割合は平均で2.4%に過ぎず、標本中管理職の女性割合が10%を超える企業は7%、20%を超える企業は2.7%にすぎないことを合わせて理解する必要がある。つまり、ごく少数の企業が女性に管理職昇進への比較的大きな機会を開き、それにより生産性・競争力を高めているが、平均的には大卒女性の人材活用を行っていない企業が大多数という結論になる。

また管理職者の女性割合の正の係数(1.788)の大きさが、女性正社員の女性割合の負の係数(-0.652)の、絶対値で約3倍という事実も注目に値する。これは正社員の女性割合が、例えば22%から25%に、3%増えたとき、管理職の女性割合が1%増えれば、企業のパフォーマンスは変わらないが、管理職の女性割合が0%増加なら、企業のパフォーマンスは下がり、逆に2%増加なら企業のパフォーマンスは上がることを意味する。もし正社員の管理職昇進率に男女の機会の完全な平等が実現するなら、正社員の女性割合の1%増加は、管理職の女性割合の1%増加を伴うはずであり、この場合企業のパフォーマンスは上がるはずである。しかし問題はわが国では約70%の女性が結婚・育児離職し、その大部分が管理職昇進機会を失うことである。この状態では、仮に離職しない女性に男性と同等の昇進機会が与えられても、結婚・育児離職前の正社員の女性割合が10%増えても、管理職の女性割合は3%しか増えず、企業のパフォーマンスは変わらない。また実際には今回の企業標本では正社員の女性割合が22%であるのに対し管理職の女性割合は2.4%であることから分るように、離職しない女性でもその管理職昇進機会は男性よりはるかに少ないと考えられる。その結果正社員の女性割合の増加が、統計的には有意ではなかったがモデル1の結果でみたように、企業のパフォーマンスを平均的には下げる効果を生む。これらの結果は女性人材の活用には、まず企業が女性雇用者の結婚・育児離職率を下げる真剣な努力をし、管理職候補となる女性人材の雇用を保持することが、極めて重要であることを示唆する。

これにさらに関連するのが「管理職の女性割合」と「女性正社員の大卒度」の交互作用効果を含むモデル3の結果であるが、表8ではこの交互作用効果は10%有意の弱い効果なので、以下この効果が5%有意とより明確に示す、表9の時間当たりの生産性の分析について解説する。

(表9このあたり)

表9は時間当たりの売上総利益について、表8に対応するモデル1~4の結果を提示している。なお標本数が1,049と表8と比べ減少したのは、正社員の週労働時間が欠測の127標本を分析から除かねばならなかったせいである。表9の結果が筆者にとってやや意外であったのは、モデル1と2の結果について表8の結果と大差がないという点である。時間当たりの生産性の方がWLBや女性の活用の効果はより顕著に出ると予測していたからである。確かに潜在クラスの効果も、管理職の女性割合の効果も、表9の方が表8よりわずかではあるが共に強まっており、傾向としては期待の方向であるが、大きな変化ではない。このことはわが国の企業においては女性の人材活用や柔軟な職場環境の導入が、時間当たりの労働生産性の向上という目標と未だ強く連携していないことを示唆する。

しかし表9においては、モデル3の交互作用効果がより顕著になった。このプラスの交互作用効果は、女性正社員の大卒度が企業のパフォーマンスを高める傾向が、管理職の女性割合と共に増加すること、また同時に管理職の女性割合が時間当たりの企業のパフォーマンスを向上させる傾向は、女性正社員の大卒度と共に増加することを示す。今女性正社員の大卒度の効果を例にとると

「 $0.006+1.465 \times (\text{管理職の女性割合})$ 」となり、管理職の女性割合が、標本平均では2.4%だが、それが仮に9.4%程度に増えれば、係数0.143の男性正社員の大卒度の影響とほぼ同等になる。これは管理職の女性割合の7%程度の増加であり、当面の目標となる。ともあれわが国企業では、男性の場合と異なり、平均的には正社員の大卒者の割合が時間当たりの生産性・競争力を高める傾向がないが、管理職の女性割合が増えるほど、女性正社員の高学歴化が時間当たりの生産性・競争力を高めることに結びつく、という傾向も見られることが判明した。ただこの事実には二つの解釈が可能であり、一つは管理職に女性が増えると、有能な女性の人材活用がより活発化し、時間当たりの生産性が高まるという解釈であるが、もう一つの解釈は高学歴女性の人材活用を図る少数の企業は、時間当たりの生産性が高くなるが、その様な企業では結果として管理職の女性割合も大きくなるという解釈である。しかし、原因であれ結果であれ、管理職の女性割合の大きさは、高学歴女性の有効な人材活用度を示す重要な指標といえる。

モデル4はモデル3に潜在クラスと企業の正社員数が300以上であるか否かの交互作用効果を含むモデルである。表9の結果は（表8の結果もほぼ同様であるが）、正社員数が300を超える企業では「育児介護支援成功型」の企業の時間当たり、および1人当たり利益が、大きくなるという強い傾向（1%有意）が示された。この結果が意味することは、育児介護支援の企業施策についての人事担当者の職場の生産性への影響の「プラス」や「マイナス」の主観的評価は、客観的企業のパフォーマンスの結果とは一般的には結びついていないが、例外的に正社員数300以上の企業での育児介護支援への人事担当者の「成功」評価は客観的な企業のパフォーマンスに裏打ちされている、ことを意味する。

ここで重要なのは「育児介護支援成功型でかつ正社員数 300 以上」の企業は、他の企業とどういった特質で異なるのか、という点である。既に「育児介護支援成功型」の企業は柔軟に働ける職場環境推進については他の「育児介護支援型」同様あまり熱心でないが、WLB 制度・取り組みについては、「全般的 WLB 推進型」同様、非常に熱心であるということが判明している。また表 7 で見たように「無影響型」や「失敗型」に比べ、「成功型」は管理職の女性割合も大きい。しかし、これだけでは特質があまり明らかでない。それで企業調査では人事管理方針に関して 8 項目にわたって重視の度合いを調べているので、正社員数 300 以上の企業について、潜在クラスの 6 カテゴリーを従属変数とし、その 8 項目（いずれも間隔尺度変数）と潜在クラスの主な関連変数である正社員数の対数を説明変数として多項ロジットモデルを応用した（結果は略）。その結果、8 項目のうち 2 項目が、他の項目を制御して、「育児介護支援成功型」か「全般的 WLB 推進型」か、もしくはその双方に有意に関連していることが判明した⁶。その 2 項目について、潜在クラスと正社員数が 300 以上か否かを組み合わせた 12 のグループ別に平均値と、それが全体の平均から有意に異なるか否かを提示したのが表 10 である。なおこれらの項目の平均スコアは表 10 の脚注 1 で説明しているように、平均値の低い方がより重視していることを意味する。

(表 10 このあたり)

表 10 は「性別にかかわらず社員の能力発揮を推進すること」と「社員の長期雇用の維持」の二項目に関する企業の重視の度合いについて、平均より重視度が有意に高いか有意に低いかをグループ別に示している。結果は、「性別にかかわらず社員の能力発揮を推進すること」については、「全般的 WLB 推進型＋正社員数 300 以上」と「育児介護支援成功型＋正社員数 300 以上」が最も重視度が高く、それに続いて「育児介護支援無影響型＋正社員数 300 以上」も平均より重視度が高く、逆に「ほとんど何もしない型」は正社員規模によらず、平均より重視度が低いことが示された。また育児介護支援型の 3 つの潜在クラスは、正社員数 300 以上の企業について、「成功型」が重視度が最も高く、「無影響型」が中間で、「失敗型」が最も低いことが判明した。これは育児介護支援が、女性の男性と同等な人材活用を重視しているのか、それとも雇用者への福利厚生としてとらえ女性の人材活用を重視していないのかが、「成功」と「失敗」を分ける一つの大きな要素であることを示唆する。なお、「全般的 WLB 推進型」が正社員数 300 未満のとき「性別にかかわらず社員の能力発揮を推進すること」の重視度が特に高くないという結果は、表の 8 と 9 で、正社員数 300 以上ダミーとこの潜在クラスの間に変化作用効果がなかったことと矛盾するように思えるかもしれない。しかし表 8 の結果を例にとると、正社員数 300 未満のとき係数は 0.298 で統計的に有意でなく、正社員数 300 以上のときは交互作用効果を加えて 0.897

⁶ 正社員数の影響を制御しない場合は「全般的 WLB 推進型」は「社員に社内での将来のキャリアを考えさせること」の重視とも有意に関連しているが、この関連は正社員数を制御すると有意でなくなる。

($=0.298+0.581$)となり、これは有意である。表9の場合でも質的には全く同様である。結局「全般的 WLB 推進型」であっても、パフォーマンスが高いのは正社員数 300 以上の企業だという結論になる。

一方、もう一つの「社員の長期雇用の維持」については、全体として差が少ない中で「育児介護支援成功型+正社員数 300 以上」が、顕著に重視度が高いことを示している。一方「柔軟な雇用環境推進型+正社員数 300 未満」の企業は重視度が平均より低い。

なお、管理職の女性割合が大きくなることも女性の人材活用を通して企業のパフォーマンスが向上することの一つの指標であるが、管理職の女性割合は表7で見たように、上記の二つの潜在クラスで有意に大きい、関連は強くはなく、また「性別にかかわらず社員の能力発揮を推進すること」を重視することとも明確に有意な関係を持っているが、相関はさほど大きくない($r=0.125$, 0.1%有意)。上記の二つの潜在クラスの特性と正に相関はしているが、比較的独立な指標といえよう。なお女性正社員の大卒度と潜在クラスの間には有意な交互作用効果が見られなかった。これは正社員数 300 以上をさらに考慮した、3 要素交互作用効果についても同様である。この事実は、わが国では企業の WLB 推進が、「全般的 WLB 推進型」であれ「育児介護支援成功型」であれ、女性の人材活用全般を目的とし、大卒女性の人材活用に特化されたものではないという性格を持つことを示唆する。一方、管理職の女性割合の大きさは、大卒女性の有効な（つまり生産性・競争力向上に結びつく）人材活用の指標となっている。この点が、管理職の女性割合と潜在クラスが、有意な相関を持っているながらも、関連がそれほど強くはないことの原因なのかもしれない。またこの事実はわが国の状況が、柔軟な働き方の選択が専門職など比較的高学歴の雇用者がつく職により多く導入されているという米国の状況とは異なることを示すが、筆者はわが国の WLB 推進がより広範な女性人材の活用を目指すことは、それはそれでよいことだと考える。

またコンラッドとマンジェル (Konrad and Mangel 2000) は米国企業においては WLB 推進が企業の生産性を高める傾向は、従業員女性の割合の多い企業や、専門職雇用者の多い企業ほど顕著である、という 2 つの交互作用効果があることを示したが、今回のわが国の企業の分析では潜在クラスと正社員の女性割合、および潜在クラスと正社員の専門職割合、の間にいずれも有意な交互作用効果は見られなかった。また山本・松浦 (2011) の研究は 1 人当たりあるいは時間当たりの売上総利益でなく全要素生産性 (TFP) の推定値を被説明変数にしているので、結果が異なっても矛盾はないが、WLB の推進が企業の生産性向上に結びつく傾向は、本稿でも確認された正社員数が 300 以上の企業である場合に大きいことその他に、製造業の場合も大きいことを示した。しかし製造業と潜在クラスの交互作用効果は本稿の分析では有意ではなかった。

4. 結論と政策インプリケーション

4.1. 結論

以上の本稿の分析結果の示唆することをまず箇条書きにすると以下の通りである。

- ① OECD 諸国の間では年間労働時間 1 時間当たりの国内総生産と男女共同参画の度合い（GEM 指数で評価）の間に、主たる交絡要因である人間開発度（HDI 指標で評価）を制御しても、有意な正の関連が見られ、その関連の強さは、時間当たりの国内総生産と人間開発度の関連の強さの約 80%程度に達する。このことは、男女共同参画の推進と時間当たりの労働生産性との間に強い関連があることを示唆する。
- ② わが国の従業者数 100 以上の企業では、WLB の制度や取り組みのほとんどない「ほとんど何もしない型」企業が約 70%と大多数である。
- ③ わが国の従業者数 100 以上の企業で、欧米企業では一般的な包括的な WLB 制度や取り組みのある「全般的 WLB 推進型」に匹敵する企業は企業割合で 4%にも満たない。これは主に柔軟な職場環境を意味する「フレックスタイム勤務制度」「裁量労働制」「在宅勤務制度」「短時間勤務制度」などの普及がわが国で大幅に遅れていることからくる。ただし「全般的 WLB 推進型」は正社員数の平均が大きく、企業でなく正社員を単位として見ると従業者数 100 人以上の企業で働く正社員のうち約 16%が「全般的 WLB 推進型」の企業で働いているといえる。
- ④ 欧米諸国と異なり、わが国では「法を上回る育児休業制度」や「法を上回る介護休業制度」が生産性に対して「マイナスの影響があった」と評価する企業が「プラスの影響があった」と評価する企業を数で上回るという事態が存在している。このことはわが国における企業の育児介護支援が必ずしも人材活用と有効に結びついていないことを示唆するが、「プラスの影響」をもたらす要因の一つは WLB の取り組みに明確な指針を持つことや WLB 推進本部を持つという組織的取り組みの存在である。
- ⑤ WLB 推進を「ほとんど何もしない型」の企業に比べ、「全般的 WLB 推進型」の企業は、他の要因を制御して、企業の生産性・競争力の高さと有意に関連している。
- ⑥ 正社員数が 300 以上の企業では、「育児介護支援成功型」であることも、企業の生産性・競争力の高さと強く関連しており、人事担当者の主観的な職場の生産性への評価が客観的に裏付けされる。一方「失敗型」は「ほとんど何もしない型」と有意に異ならず、「失敗」の客観的根拠は存在しない。
- ⑦ 正社員数が 300 以上の企業の場合、企業のパフォーマンスが高い「全般的 WLB 推進型」と「育児介護支援成功型」は共に「性別にかかわらず社員の能力発揮を推進する」ことを重視する度合いが特に大きい。また「育児介護支援型」のうち「成功型」「無影響型」「失敗型」の区別は、性別に平等な能力発揮の推進を重視する度合いと明確に関連し、「成功型」は女性の人材活用を重視し、「失敗型」は相対的に女性の人材活用を軽視しており、「無影響型」はその中間であるとの結果が得られた。

- ⑧ 正社員数が 300 以上でかつ「育児介護支援成功型」の企業は「社員の長期雇用の維持」の重視度も他の企業より有意に大きい。⑥の特性と合わせると、性別にかかわらず能力開発をし、かつ長期雇用に重視する企業が、育児介護支援や WLB の推進を、企業のパフォーマンスの向上に結びつけることに成功している、といえる。
- ⑨ わが国の企業の極めて顕著な特質は、男性正社員の大卒度が生産性・競争力に強く正の影響を与えているのに対し、平均的には、女性正社員の大卒度は有意な影響を与えておらず、日本企業は大卒女性の人材活用にほぼ完全に失敗していることを示唆する点である。
- ⑩ しかし正社員の女性割合を一定として管理職の女性割合が大きいとより企業の生産性・競争力が高まる傾向が見られる。それと同時に管理職の女性割合を一定として正社員の女性割合が増えると、生産性・競争力が低くなる傾向が見られる。このどちらも、女性正社員に管理職へのより大きな機会を開いている企業が、より生産性・競争力が高くなる傾向を示す。しかし日本企業において、管理職の女性割合は極めて低く（今回の標本企業では平均 2.4%）、ごく一部の企業が女性を管理職に登用しているに過ぎない。
- ⑪ また⑨に関連する量的分析結果は、女性の正規雇用の拡大が企業のパフォーマンスを高めることに結びつくためには、まず女性雇用者の結婚・育児離職率を下げるのが必須であることを示している。
- ⑫ また結論⑧の留保事項として、管理職の女性割合と女性正社員の大卒度には時間当たりの生産性・競争力で見ると有意な交互作用効果があり、管理職の女性割合が増えると、高学歴女性の割合が多いほど生産性・競争力が増す傾向が生じることである。これは因果的には管理職の女性割合が多くなると、高学歴女性の人材活用が進む結果生産性が増すのか、それとも高学歴女性の有効な人材活用が進む結果、管理職の女性割合も多くなり、生産性も増すのかは、今回の分析では不明である。
- ⑬ 一方企業の潜在クラスと女性正社員の大卒度との間には有意な相互効果はない。この事実は、⑪の管理職の女性割合についての発見と④や⑤で述べた WLB を推進する特定の企業の特質と考え合わせると、WLB 推進の企業の特定のあり方が女性人材一般の活用と結びついているのに対し、管理職の女性割合の大きさは主として高学歴女性の人材活用の指標であるといえる。

4.2 政策インプリケーション

4.2.1 何故日本企業はダメなのか？

以下の討論は本稿だけでなく、筆者のこれまでの研究成果（特に山口（2009））を踏まえた総合的判断に基づく。筆者は本稿の副題で「なぜ日本企業はダメなのか？」と記した。この意味をまず明らかにしたい。今回の分析結果はいくつかの点で、女性の人材活用が日本企業のパフォーマンスにプラスの効果をもたらすことを示した。「全般的 WLB 推進型」企業も正社員数 300 以上の「育児介護支援成功型」の企業も「ほとんど何もしない型」企業より、より正社員 1 人当たりでも、労働時間 1 時間当たりでも多くの売上総利益を達成している。ま

た女性正社員に管理職へのより大きな機会を提供している企業も、正社員1人当たりでも、労働時間1時間当たりでも企業のパフォーマンスは高い。また、平均的には日本企業は大卒女性の人材活用に失敗しているが、管理職の女性割合の大きい企業は、正社員女性の高学歴化が、労働時間1時間当たりの売上総利益を大きくすることに結びつけることに成功している。しかし問題は「全般的 WLB 推進型」企業は従業員数100人以上の企業の約3.5%にも満たず、正社員数300以上の「育児介護支援成功型」企業は1.6%に過ぎないことである。また本稿の標本企業では管理職の女性割合の平均はわずか2.4%で、管理職の女性割合が10%を超える企業は約7%、20%を超える企業は3%に満たない。つまり女性人材を活用している企業は成功しているのに、そのような企業は未だほんの一握りなのである。これは「女性人材の活用ができない」のではなく、やれば出来るはずなのに、「女性人材の活用をやっていない」企業が大多数であることを意味する。野球の例えでいうなら、女性人材の活用について大多数の日本企業は「空振りの3振」ではなく「見送りの3振」をしている。これが日本企業は「ダメ」という意味である。「育児介護支援失敗型」のようにやって失敗するのなら改善の余地があるが、やろうとしないのでは進歩の余地がない。では何故、日本企業の大多数は女性人材の活用をしようとするのか？ それは、筆者の推測だが、高度成長時代の成功モデルである日本型雇用慣行から未だ抜け出せないためであろうと考えられる。では、今後女性人材を活用したい企業は何をすべきか？

4.2.2 企業は女性人材の活用について日本的雇用慣行に代わるべきどのような制度・慣行を推進すべきか？

今回の分析は女性人材活用を推進している企業の特徴はどのようなものかを、WLB についての様々な制度や取り組みの有無についての企業の特徴の類型化と、一定の類型が企業のパフォーマンスに与える影響の有無の分析を通じて、探索的に見極めようとした。その結果正社員数が300以上の企業について、筆者が「全般的 WLB」および「育児介護支援成功型」と名づけた企業のパフォーマンスは優れており、以下の表11にまとめた特性を持つことが判明した。

(表11 このあたり)

表11が示すように、成功する女性人材活用のいわば共通項は雇用者の育児介護支援を含むWLBの推進に組織的に取り組んでいる企業であることと、男性雇用者と同様に女性雇用者の能力発揮の推進を重視する企業であることである。また「成功型」「無影響型」「失敗型」の違いに見たように、WLB推進を福利厚生目的ではなく人材活用目的と考えることが重要である。また、男性に比べ残業のないことや比較的短時間の勤務を望む女性雇用者に公平であるためには、労働生産性の基準を週当たりの労働時間を加味した「1人当たりの生産性」でなく「1時間当たりの生産性」にかえ、それに伴い、雇用者の働き方の選好に公平な賃金体系や昇進機会の制度を作ることが重要となる。序で筆者は女性人材を活用できない企業は外国人人材を活用できるはずがない、と述べた。理由は「生活と

仕事の調和」や「公平性」といった表1の基本事項は、当然外国人雇用にも当てはまり、国籍と、それに関連する長期的コミットメントの意思の有無、によらず雇用者の能力発揮を重視し、また多様な宗教、生活習慣、価値観を持つ雇用者に対する生活と仕事の調和を達成することが外国人の人材活用に必要となろうが、それは文化・民族的に異なる日本人女性に対して公平に扱いかつ生活と仕事の調和を実現することよりはるかに達成が難しいと考えられるからである。

表11は以上の最重要点に加えて、それを望む雇用者には柔軟な働き方（短時間勤務、フレックスタイム勤務、在宅勤務、裁量労働制）を可能にできる企業や、男性同様女性にも安定した長期雇用の維持を心がける企業が女性人材の活用に成功していることを示している。しかし、筆者は後者の事実は、日本的雇用慣行の「柱」である、終身雇用や年功賃金がよいことを意味しないと考える。女性といっても多様であり、同じ企業で長期的に働きたい人もいれば、短期的に働きたい人もおり、多様なライフスタイルや働き方の選好を持つ人材を活用できることが重要である。同様なことは外国人雇用者についてもいえる。表1の「成功型」の特質は、女性は結婚・育児後は離職するという前提でなく、その後も働き続けるという前提で男女に同等の能力発揮を推進する企業が、育児介護などのWLB推進策を行っても、おそらく女性の結婚・育児離職率があまり高くなく、その結果「プラスに影響」する確率が高くなるということ、直接的検証は今回のデータでできないが、意味するのであろうと筆者は考える。

これらの特質は、女性差別的な日本的雇用慣行にかわる企業文化の特質であるとともに企業経営のあり方の特質でもある。ブルーム等（Bloom et al., 2009）は、米国、英国、フランス、ドイツの企業の分析を通じて、経営慣行

（management practice）とWLB慣行（work-life balance practice）が企業の生産性および市場での競争力に与える影響を分析したが、WLB慣行の直接的影響は経営慣行の影響を制御すると有意でなくなり、WLBに関する制度やその運用が企業の生産性や競争力を高める効果は、「良い経営慣行」を通じて達成されると結論している。筆者の今回の分析はWLB制度や取り組みを通じて企業のタイプを総体としてまず分類し、そのタイプが企業の生産性・競争力に与える結果と共に人事管理のあり方の特性との関連も見ており、その要素としての経営慣行とWLB慣行を概念的に区別していない。この点ブルーム等の結論と完全に一致もしないし、矛盾もしないが、筆者自身は経営慣行が重要であることは疑いないが、すべてが経営の問題であるとは見ていない。労働供給側である雇用者の価値観や態度も含む企業文化の問題と見るからである。しかしこの点は今後の分析課題でもある。

今回の分析結果から明らかなように、表11で要約した点と同様に重要なのは有能な女性正社員に、管理職昇進への道を大きく開くことである。基本的には性別に無関係に機会が与えられるべきであるが、男性優先の慣行が存在していると考えられる現在より積極的方法が妥当であろう。企業にもよるであろうが、課

長職や部長職への昇進は、通常トップが同等の地位にある人事部や人事担当の管理職の所掌範囲ではないと考えられる。一案としては役員直属の「ダイバーシティ推進本部」を組織内につくり、そこに大きな幹部人事推薦権を与え、役員会議で優秀な女性正社員の管理職昇進を積極的に計るのが良い。これは一種のポジティブ・アクションであるが、もちろん暫定的措置で、例えば企業が管理職の女性割合 30%などを達成した後は、性別にかかわらず個人の業績で判断する仕組みにすべきであろう。

しかし、女性人材の管理職登用には、まず前提条件として、現在も非常に高い女性の結婚・育児離職率を低くする努力を真剣にすることがまず必要である。長期に活用する人材自体が少ないのでは、登用に大きな限界があるからである。女性の結婚・育児離職率の高さは、日本企業における仕事と家庭の役割の両立の難しさに加え、低い年功賃金プレミアムに代表されるように一般職女性には企業内キャリアの展望がなく、女性が仕事にコミットメントできるインセンティブを低くしていることから生じる（山口 2008）。前述した時間当たりの生産性の基準に加え、総合職と一般職など性別と大きく相関する企業内トラッキングの制度を廃止すべきである。生産性への貢献の性別に公平な評価基準や、賃金や昇進への性別に平等な機会の均等の保障なしに、女性に男性と同様のコミットメントを求めることは無理だからである。

ともあれ、一番肝心な点は女性の人材活用について「見送りの3振」的状況を脱することである。そしてそれには、わが国の企業が WLB のより組織的に推進とすると共に、性別にかかわらず雇用者の能力発揮を推進することへの強い意思を持ち、雇用者の多様な働き方に公平な人材評価基準への改革と、それに伴う賃金や昇進機会の企業内制度改革を行うことが不可欠であると考えられる。

4.2.3. 国は何をすべきか？

まず、第一に冒頭の OECD 閣僚理事会でのジェンダー・イニシアティブにもあったように、女性の経済活動での人材活用の推進は、労働生産性を高め、国を豊かにするという事実を、またわが国では少数の企業はそれを実践し実際にそれにより多くの利益を得ているが、女性人材のわが国での活用は未だ極めて不十分であるという事実と共に、経済界に広く認識されるよう努めるべきであろう。それと共に「女性の人材活用と経済」の問題に深く関係する行政府（経済産業省や内閣府男女共同参画局）は、有識者の協力も得て、女性の人材活用を経済成長に結びつける具体的シナリオを描き、現政権に推奨すべきである。

理想的には企業の自主努力によって女性の人材活用が推進されることが望ましい。しかし 1986 年の雇用機会均等法や 1999 年の男女共同参画基本法の制定にもかかわらず、女性の人材活用は大部分の日本企業で進んでこなかった。これは川口（2008）が指摘するように、日本的雇用慣行は家族のあり方も含め、戦略的補完性を持つようにできており、部分的改革が機能しにくいからでもあるし、

本稿の序で述べたように日本雇用慣行が「強い企業文化」を持つと同時に、それが変化に対する適応力に欠ける企業文化であるからだと考えられる。

女性人材の活用の最も大きな障害は、ペナルティーを受けずに、つまり非正規雇用に変えられたり、時間当たり賃金を下げられたり、将来の昇進機会を奪われたりせずに、柔軟に働ける職場環境、が大部分の日本企業に存在しないことである。また相変わらず日本企業が、1時間当たりでなく、1日当たりの生産性を重視するため、長時間労働や、企業にとっては柔軟性があるが雇用者にとっては柔軟性のない従業を重視する点である。筆者はこの慣行を打ち崩す突破口は、例えばオランダのように、雇用者がペナルティーを受けずに週労働時間やフレックスタイム勤務の選択ができることを法的に保障することだと考える。そしてこのような法的介入は自由主義と矛盾しない。わが国のように正規雇用が長期雇用と新卒者採用優先の制度があると、米国などでは専門職や管理職など実力のある雇用者の持つ、気に入らなければより待遇の良い企業に移る「退出オプション」がほとんど存在しない。このような状況では雇用主と雇用者の関係において、雇用主の選択の自由が雇用者の選択の自由の欠如と結びつきやすい。上記のように雇用者に働き方の選択の自由を法的に保障することは、雇用主の選択の自由を制限することではあるが、雇用者の選択の自由を増大させることでもある。またそれによって雇用者が時間管理により大きな自己決定権を持ち、生き生きと働けることが重要なのである。当然、雇用者の時間管理の自己決定権の増大は、その責任の増大も意味し、企業は年功などでなく、成果で雇用者を評価する必要性に迫られるであろうが、それも良いことである。雇用者に働き方の選択権が与えられれば、企業はその制約の中で効率的な労働投入ができる制度に作り変えねばならないが、それには時間当たりの生産性の向上に努めなければならなくなる。そしてそれが、女性人材の活用を推進させ、外国人など働き方の価値観の異なる雇用者の人材活用をも効果的にし、また企業の時間管理のあり方に大きな違いをもたらすと考えられる。

今一つの政府の役割は、企業に女性人材活用のインセンティブを外から与えることである。まずは山口（2009）で、より詳細に述べたが、管理職者の女性割合やWLB施策の実行に関する統計など、企業に女性人材の活用に関する人事統計を、官庁に報告する義務を課し、企業にその公開を促すことであろう。情報公開により、より女性に機会を提供している企業に優秀な女性人材が応募する結果、そのような企業が成長し、また男女共同参画を推進したい投資者が選択的に企業投資することを可能にする。

しかし、暫定的にはより積極的政策が取られてもよいと筆者は考える。山口（2008, 2010）が示したように、女性雇用者に対する偏見・差別がある場合、ポジティブ・アクションなしには女性人材の活用は進まないからである。具体的には、法人税の有り方の改正や官庁の公共事業委託業者の選択や企業への融資資金の運用を通じて、同種の業種の他の企業と比べて、人事統計上やWLBの実行に関す

る統計により、女性に大きな昇進機会を開き、また WLB 関係の制度の実行を通じて女性人材の活用をより推進していると考えられる企業に、たとえば「EO (Equality of Opportunity) プレミアム」とも言うべき得点を与え、女性人材の積極的活用を計っている企業が有利に評価される制度をつくることが考えられる。暫定的という意味は、この政策もポジティブ・アクションなので、わが国の管理職の女性割合が例えば 30%に達したら、このようなプレミアムの制度は廃止してよいと筆者は考えるからである。そういった目標の達成時には企業や人事担当者の女性雇用者への偏見は大きく減少し、優秀な女性人材の活用が企業にもたらす益の認識が広く企業に定着すると期待できるからである。

参考文献

- Asano, Hiroaki and Daiji Kawaguchi. 2007. "Male-Female Wage and Productivity Differentials: A Structural Approach using Japanese Firm-Level Panel Data." RIETI Discussion Paper.
- Baughman, Reagan, Daniela DiNardi, and Douglas Holtz-Eakin (2003) "Productivity and wage effects of "family-friendly" fringe benefits," *International Journal of Manpower*, 24 : 247-59.
- Bloom, Nick, Tobias Kretschmer, and John van Reenen. 2009. "Work-Life Balance, Management Practices, and Productivity." Pp. 15-54 in R.B. Freeman and K.L. Shaw (eds), *International Differences in the Business Practices and Productivity of Firms*. University of Chicago Press.
- Catalyst. 2004. *The Bottom Line: Connecting Corporate Performance and Diversity*. New York: Catalyst.
- Coate, Stephen and Glenn Loury. 1993. "Will Affirmative-Action Policies Eliminate Negative Stereo-Types?" *American Economic Review* 83:1220-40.
- Freeman, John, Glenn R. Carroll, and Michael T. Hannan. 1983. "The Liability of Newness: Age Dependence in Organizational Death Rates." *American Sociological Review* 48: 692-710.
- Goodman, Leo A. (1974). "The Analysis of Systems of Qualitative Variables When Some of the Variables are Unobservable. Part I: A Modified Latent Structure Approach." *American Journal of Sociology*, 79, 1179-1259.
- Gordon, G. G., and N. DiTomaso 1992 "Predicting Corporate Performance from Organizational Culture." *Journal of Management Studies*, 29: 783-799.
- Haberman, Shelby .J. (1979). *Analysis of Qualitative Data, Vol 2, New Developments*. New York: Academic Press.
- Kass, R.E. and A. Raftery. 1995. "Bayes Factors and Model Uncertainty." *Journal of the American Statistical Association* 90: 773-95.
- Konrad, Alison M. and Robert Mangel. 2000. "The Impact of Work-Life Programs on Firm Productivity." *Strategic Management Journal* 21: 1225-37.
- Kotter, John P. and James L. Haskett. 1992. *Corporate Culture and Performance* New York: Free Press.
- Sørensen, Jesper B. "The Strength of Corporate Culture and the Reliability of Corporate Performance." *Administrative Science Quarterly* 47(1): 70-91.
- 赤川学. 2004. 『子どもが減って何が悪いのか』ちくま書房。

- 川口章. 2008. 『ジェンダー経済格差』勁草書房。
- 川口大司. 2007. 「男女間の賃金と生産性格差—日本企業のパネルデータを用いた構造分析」 *RIETI Research Digest* 9:13-20.
- 松原光代. 2011. 「WLB 施策が効果的に機能する人事管理・職場生産性への影響に関する国際比較」 *RIETI Discussion Paper* 11-J-031.
- 山口一男. 2008. 「男女の賃金格差解消への道筋——統計的差別の経済的不合理の理論的・実証的根拠」 『日本労働研究雑誌』 50:40-68。
- 山口一男. 2009. 『ワークライフバランス—実証と政策提言』東京経済新聞出版社。
- 山口一男. 2010. 「女性雇用者のネガティブ・ステレオタイプは企業が生みだしている：二種の予言の自己成就の理論的考察とその対策」 *RIETI Discussion Paper* 10-J-049。
- 山口一男・樋口美雄. 2008. 『論争 日本ワーク・ライフ・バランス』日本経済新聞出版社。
- 八代尚宏・樋口美雄. 2008. 「雇用と人材活用のありかたとワーク・ライフ・バランス：米国モデルは有効か？」 『論争 日本ワーク・ライフ・バランス』（山口一男・樋口美雄編）第一章。日本経済新聞出版社。
- 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 と TFP の検証」 *RIETI Discussion Paper Series* 11-J-032。
- 八代尚宏. 2009. 『労働市場改革の経済学』東洋経済新報社。

図1. GEMと就業者の年間労働時間1時間当たりのGDPの関係

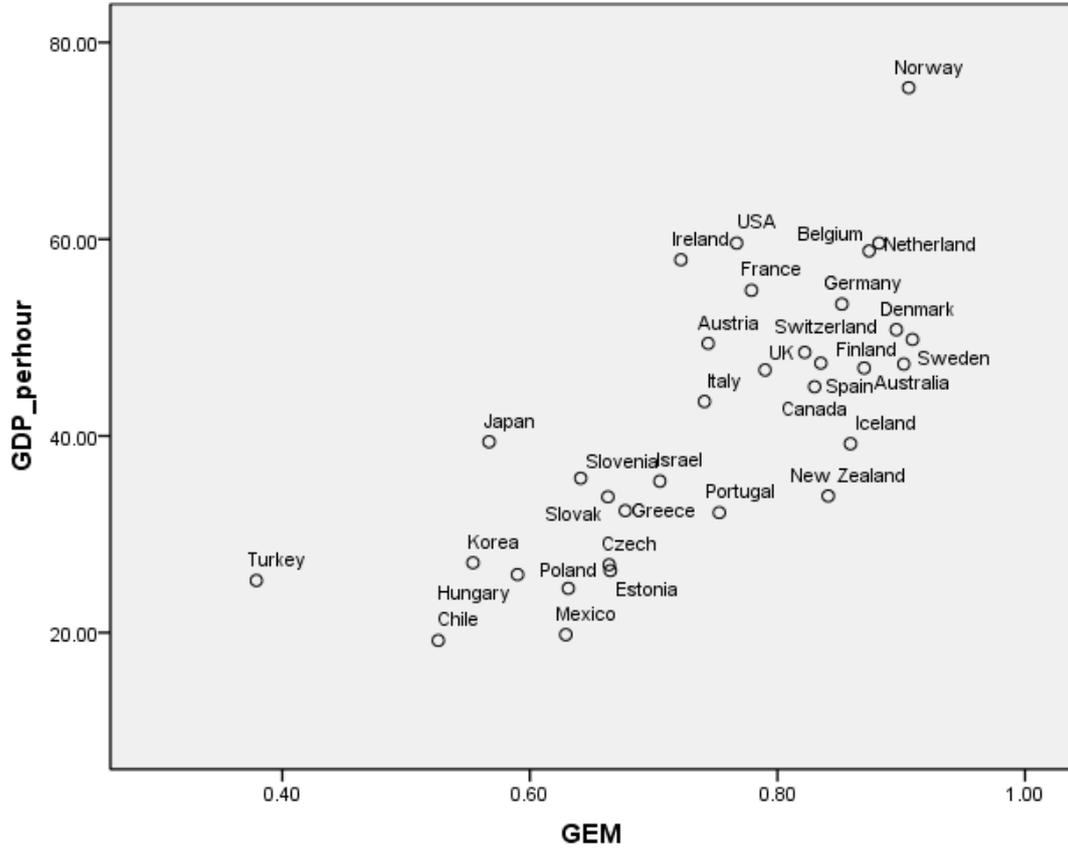


表 1. OECD 諸国の指標

	GDP -per head ¹	GDP -per hour ²	GEM ³	HDI ⁴
Australia	39,408	46.90	.870	.970
Austria	39,768	49.50	.744	.956
Belgium	37,475	58.80	.874	.953
Canada	38,891	45.00	.830	.966
Chile	15,061	19.20	.526	.878
Czech	25,299	26.90	.664	.903
Denmark	39,545	50.80	.896	.955
Estonia	20,608	26.30	.665	.883
Finland	36,664	47.30	.902	.959
France	33,835	54.80	.779	.961
Germany	37,567	53.40	.852	.947
Greece	28,189	32.40	.677	.942
Hungary	20,325	25.90	.590	.879
Iceland	34,747	39.20	.859	.969
Ireland	39,778	57.90	.722	.965
Israel	29,211	35.40	.705	.935
Italy	31,563	43.50	.741	.951
Japan	33,737	39.40	.567	.960
Korea	29,004	27.10	.554	.937
Mexico	15,204	19.80	.629	.854
Netherlands	42,478	59.60	.882	.964
New Zealand	29,803	33.90	.841	.950
Norway	56,648	75.40	.906	.971
Poland	19,747	24.50	.631	.880
Portugal	25,609	32.20	.753	.909
Slovak	23,448	33.80	.663	.880
Slovenia	27,545	35.70	.641	.929
Spain	32,076	47.40	.835	.955
Sweden	39,103	49.80	.909	.963
Switzerland	46,390	48.50	.822	.960
Turkey	15,522	25.30	.379	.806
UK	35,917	46.70	.790	.947
USA	47,425	59.60	.767	.956

¹2010年の国民1人当たりのGDP、PPP調整値、ドル換算。出典：OECD StatExtracts 2011.

²2010年の就業者の年間労働時間1時間当たりのGDP、PPP調整値、ドル換算。出典：OECD StatExtracts 2011.

³Gender Empowerment Index 2009;出典：OECD, HDR-2009-tables-rev.

⁴Human Development Index 2007: 出典：OECD, HDR-2009-tables-rev.

表2. 標準化された回帰係数と有意度

	時間当たりの GDP	国民1人当たりの GDP
モデル1 (N=33)		
GEM	0.742***	0.756***
R ²	0.541	0.572
モデル2 (N=33)		
GEM	0.378*	0.236
HDI	0.467*	0.667***
R ²	0.636	0.746
モデル3 (ノルウェーとトルコを除く) N=31		
GEM	0.347*	0.204#
HDI	0.574***	0.750***
R ²	0.722	0.815
モデル4 (チリ、メキシコ、トルコを除く) N=30		
GEM	0.383*	0.250#
HDI	0.493**	0.656***
R ²	0.634	0.705

***p<.001; **p<.01; *p<.05; #p<.10

表3. WLB制度・取り組みの日英比較

		日本	イギリス
標本数		1677	202
法を上回る 育児休業制度	有：プラスの影響	0.034	0.247
	有：影響無し・無回答	0.160	0.218
	有：マイナスの影響	0.078	0.035
	無、無回答	0.728	0.500
法を上回る 介護休業制度	有：プラスの影響	0.021	0.262
	有：影響無し・無回答	0.168	0.163
	有；マイナスの影響	0.046	0.025
	無、無回答	0.765	0.550
フレックス タイム勤務制度	有	0.244	0.485
	無、無回答	0.756	0.515
裁量労働制	有	0.084	0.782
	無、無回答	0.916	0.198
在宅勤務制度	有	0.043	0.673
	無、無回答	0.957	0.327
短時間勤務制度	有	0.191	0.792
	無、無回答	0.809	0.208
WLBの取り組み	有	0.225	0.317
	無、無回答	0.775	0.683

表 4. 最適潜在クラス数決定のための分析結果

潜在クラス数	尤度比カイ 2 乗値 ¹	df	P	BIC
2	872.80	488	0.000	-2884.49
3	667.81	476	0.000	-2866.38
4	495.09	464	0.154	-2950.00
5	442.72	452	0.619	-2913.28
6	290.51	440	1.000	-2976.38
7	245.85	428	1.000	-2931.94
8	227.56	416	1.000	-2861.14

¹適合度テスト、完全適合の場合 0。

表5. 日本企業の潜在クラスの特徴

潜在クラスの番号		1	2	3	4	5	6
潜在クラスの割合		0.699	0.176	0.041	0.034	0.031	0.018
		潜在クラス別応答確率					
法を上回る 育児休業制度	有：プラスの影響	0.003	0.008	0.000	0.861	0.021	0.000
	有：影響無し	0.000	0.759	0.000	0.000	0.853	0.000
	有：マイナスの影響	0.012	0.135	1.000	0.000	0.126	0.000
	無	0.985	0.098	0.000	0.133	0.000	1.000
法を上回る 介護休業制度	有：プラスの影響	0.000	0.000	0.014	0.596	0.000	0.000
	有：影響無し	0.000	0.801	0.000	0.000	0.837	0.037
	有：マイナスの影響	0.001	0.018	0.935	0.000	0.104	0.000
	無	0.999	0.181	0.051	0.404	0.059	0.963
フレックス タイム勤務制度	有	0.178	0.312	0.382	0.428	0.776	0.575
	無	0.822	0.688	0.618	0.572	0.224	0.423
裁量労働制	有	0.041	0.041	0.124	0.089	0.705	1.000
	無	0.959	0.959	0.876	0.911	0.295	0.000
在宅勤務制度	有	0.014	0.000	0.043	0.055	0.649	0.490
	無	0.986	1.000	0.957	0.945	0.351	0.510
短時間勤務制度	有	0.151	0.232	0.241	0.264	0.605	0.404
	無	0.849	0.768	0.759	0.736	0.395	0.596
WLBの取り組み	有	0.139	0.363	0.339	0.644	0.780	0.209
	無	0.861	0.637	0.661	0.356	0.220	0.791

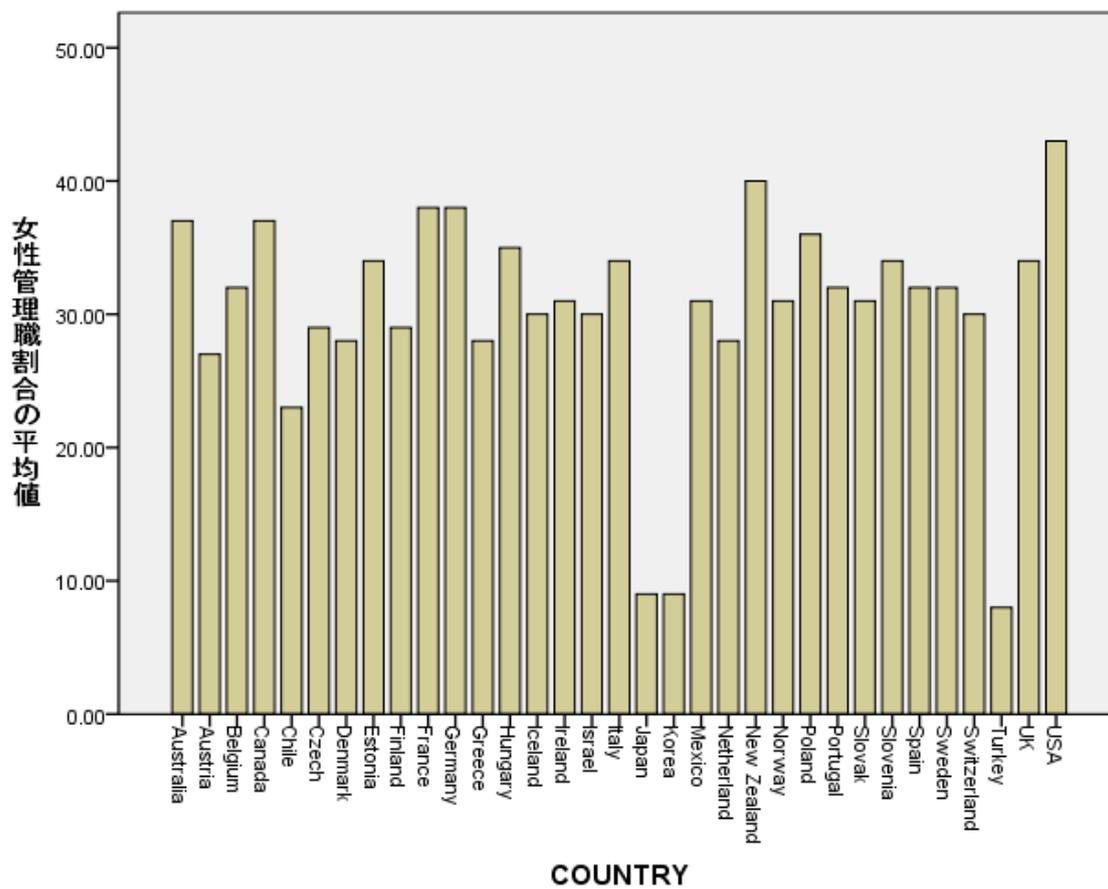
表6. 最大確率による企業の分類後の潜在クラスの分布

潜在クラス	元々の割合	分類後の頻度	分類後の割合
ほとんど何もしない型	69.9%	1,114	66.4%
育児介護支援無影響型	17.6%	272	16.2%
育児介護支援失敗型	4.1%	92	5.5%
育児介護支援成功型	3.4%	59	3.5%
全般的 WLB 推進型	3.1%	61	3.6%
柔軟な職場環境推進型	1.8%	79	4.7%
計	100.0%	1,677	100.%

表 7. 潜在クラスと企業特性の関連

潜在クラス	平均 正社員数	正社員数 ≥300 の 企業割合	正社員の女性 割合平均	管理職の女性 割合平均
ほとんど何もしない型	269.8	18.3%	21.7%	2.2%
育児介護支援無影響型	641.0	39.5%	20.1%	2.2%
育児介護支援失敗型	620.9	37.5%	26.7%	3.0%
育児介護支援成功型	1,592.2	44.8%	27.0%	4.7%
全般的 WLB 推進型	2,286.8	55.5%	21.4%	3.8%
柔軟な職場環境推進型	625.8	27.9%	21.9%	1.9%
全クラスの平均	486.2	25.5%	21.9%	2.4%
標本数	1,638	1,638	1,638	1,576
One-Way ANOVA F 値 (df=5) ,P 値	F=24.97 P=.000	F=20.93 P=.000	F=3.81 P=.002	F=2.40 P=.035

図2. OECD諸国における管理職の女性割合



出典：OECD, HDR-2009-tables-rev.

表8. 正社員1人当たりの売上総利益のトビット分析

	モデル1	モデル2	モデル3	モデル4
標本数(N)、左センサー数(M)	N=1,176 M=17	N=1,176 M=17	N=1,176 M=17	N=1,176 M=17
I 中心的説明変数				
1. 正社員の女性割合	-0.335	-0.652*	-0.650*	-0.720*
2. 管理職の女性割合	-----	1.788*	0.989	1.185
3. 女性正社員の大卒度 ^a	0.045	0.045	0.016	0.040
4. 交互作用 2×3	-----	-----	1.235#	1.247#
5. 男性正社員の大卒度	0.129***	0.132***	0.128***	0.123***
6. 潜在クラス (対「ほとんど何もしない型」)				
育児介護支援無影響型	0.136	0.129	0.140	0.026
育児介護支援失敗型	-0.010	-0.010	-0.004	0.153
育児介護支援成功型	0.020	-0.022	-0.047	-0.559#
全般的 WLB 推進型	0.440*	0.405#	0.431*	0.264
柔軟な職場環境推進型	0.254	0.260	0.244	0.298
7. 「正社員数≥300」ダミー	-----	-----	-----	-0.109
8. 交互作用 6×7				
育児介護支援無影響型	-----	-----	-----	0.412#
育児介護支援失敗型	-----	-----	-----	-0.455
育児介護支援成功型	-----	-----	-----	1.380**
全般的 WLB 推進型	-----	-----	-----	0.541
柔軟な職場環境推進型	-----	-----	-----	-0.070
II 他の主な説明変数				
Log(資本金)	0.215***	0.212***	0.213***	0.196***
Log(正社員数)	-0.340***	-0.327***	-0.325***	-0.342***
設立年/10	-0.074***	-0.075***	-0.075***	-0.070***
III 係数の省略された説明変数				
切片				
非正規雇用者割合				
業種ダミー (8個)				
管理職者女性割合不詳ダミー				
女性正社員大卒度不詳ダミー				
男性正社員大卒度不詳ダミー				

^a0:0~20%, 1:20~40%, 2:40~60%, 3:60~80%, 4:80~100%

***p<.001; **p<.01; *p<.05; #p<.10

表9. 正社員週労働時間1時間当たりの売上総利益のトビット分析

	モデル1	モデル2	モデル3	モデル4
標本数(N)、左センサー数(M)	N=1,049 M=16	N=1,049 M=16	N=1,049 M=16	N=1,049 M=16
I 中心的説明変数				
1. 正社員の女性割合	-0.364	-0.714*	-0.709*	-0.797**
2. 管理職の女性割合	-----	1.910*	0.995	1.233
3. 女性正社員の大卒度 ^a	0.044	0.040	0.006	0.008
4. 交互作用2×3	-----	-----	1.465*	1.400*
5. 男性正社員の大卒度	0.145***	0.148***	0.143***	0.138***
6. 潜在クラス(対「ほとんど何もしない型」)				
育児介護支援無影響型	0.127	0.117	0.132	0.049
育児介護支援失敗型	0.022	0.028	0.037	0.243
育児介護支援成功型	0.029	-0.011	-0.024	-0.532#
全般的WLB推進型	0.489*	0.448#	0.481*	0.349
柔軟な職場環境推進型	0.222	0.230	0.210	0.310
7. 「正社員数≥300」ダミー	-----	-----	-----	0.054
8. 交互作用6×7				
育児介護支援無影響型	-----	-----	-----	0.277
育児介護支援失敗型	-----	-----	-----	-0.606
育児介護支援成功型	-----	-----	-----	1.410**
全般的WLB推進型	-----	-----	-----	0.420
柔軟な職場環境推進型	-----	-----	-----	-0.227
II 他の主な説明変数				
Log(資本金)	0.224***	0.220***	0.220***	0.203***
Log(正社員数×労働時間)	-0.352***	-0.337***	-0.333***	-0.381***
設立年/10	-0.083***	-0.083***	-0.084***	-0.079***
III 係数の省略された説明変数				
切片				
非正規雇用者割合				
業種ダミー(8個)				
管理職者女性割合不詳ダミー				
女性正社員大卒度不詳ダミー				
男性正社員大卒度不詳ダミー				

^a0:0~20%, 1:20~40%, 2:40~60%, 3:60~80%, 4:80~100%

***p<.001; **p<.01; *p<.05; #p<.10

表 10. 人事管理の2項目について潜在クラス別、正社員数の規模別の平均スコアとその差の検定^{1,2}

	性別にかかわらず社員の能力発揮を推進する		社員の長期雇用の維持	
	正社員数 300人以上	正社員数 300人未満	正社員数 300人以上	正社員数 300人未満
ほとんど何もしない型	2.32*	2.27***	1.70	1.66
育児介護支援無影響型	1.85***	2.05	1.62	1.63
育児介護支援失敗型	2.11	2.17	1.65	1.65
育児介護支援成功型	1.57***	1.97	1.19**	1.45
全面的WLB推進型	1.41***	2.18	1.50	1.78
柔軟な雇用環境推進型	2.18	1.98	1.72	1.89*
平均	2.18		1.66	

¹平均スコアは小さいほど重視していることを示す：1=「重視している」、2=「やや重視している」、3=「どちらともいえない」、4=「あまり重視していない」、5=「重視していない」

²有意度は各カテゴリーと「その他（そのカテゴリー以外の総数）」との平均値の差についてである。***p<.001; **p<.01, *p<.05

表 11. WLB 推進を通じてパフォーマンスに優れる
2つの企業タイプの特質

	全般的 WLB 推進型 + 正社員数 300 以上	育児介護支援成功型 + 正社員数 300 以上
共通の特質	① 育児介護支援と WLB の具体的制度・取り組みがある ② 性別によらない社員の能力発揮の推進を重視する	
個別の特質	柔軟な働き方ができる 職場環境を推進している	社員の長期雇用の維持を重視している