



RIETI Discussion Paper Series 13-J-069

ホワイトカラー正社員の管理職割合の男女格差の決定要因 ——女性であることの不当な社会的不利益と、その解消施策について

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/>

ホワイトカラー正社員の管理職割合の男女格差の決定要因
——女性であることの不当な社会的不利益と、その解消施策について

山口 一男（経済産業研究所 シカゴ大学）

要 旨

経済産業研究所が行った『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』のうち、日本企業調査とその従業員向け調査のリンクデータを用い、ホワイトカラー正社員中の管理職割合の男女格差の決定要因を分析した。まず厚生労働省の企業人事担当者へのアンケート調査に出てくる女性の離職率の高さなど「女性管理職者がいない・少ない主な理由」は、原因の一つではあっても客観的には主な理由ではなく、現在の勤め先への勤続年数が同じでも高卒男性に比べ大卒女性の管理職割合は遙かに劣り、性別という生まれの属性が教育達成より重んじられる、わが国の「前近代的」人材登用慣行が真の問題であることを示す。また男女の人的資本の違いで説明出来る課長以上割合の男女格差は20%程度であること、長時間労働は男性より女性にとってむしろ管理職要件となっていると考えられること、年齢が同じでも有配偶男性は最終子の年齢により管理職割合は増え女性は逆に減る傾向があり、企業による夫婦の伝統的役割分業の押しつけが管理職割合に反映されていること、ワークライフバランス達成への組織的取り組みのある企業や正社員1000人以上の企業は男女格差が少なく、その格差削減の度合いは女性の離職率が減ればさらに大きくなることなどを示す。また格差解消には企業が総合職と一般職の区別などの企業内トラッキングによる選別により大多数の女性を管理職登用から外す間接差別的制度の廃止とワークライフバランスの達成できる職場の実現をまず実行せねばならず、その上で将来的には学歴の男女平等化と女性の就業継続が大きな鍵であること、などを示す。

キーワード：女性の人材活用、管理職割合の男女格差、雇用機会均等、間接差別 Denard-Fortin-Lemieux 要素分解分析

JEL classification: J16, J71, J78, M51

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。

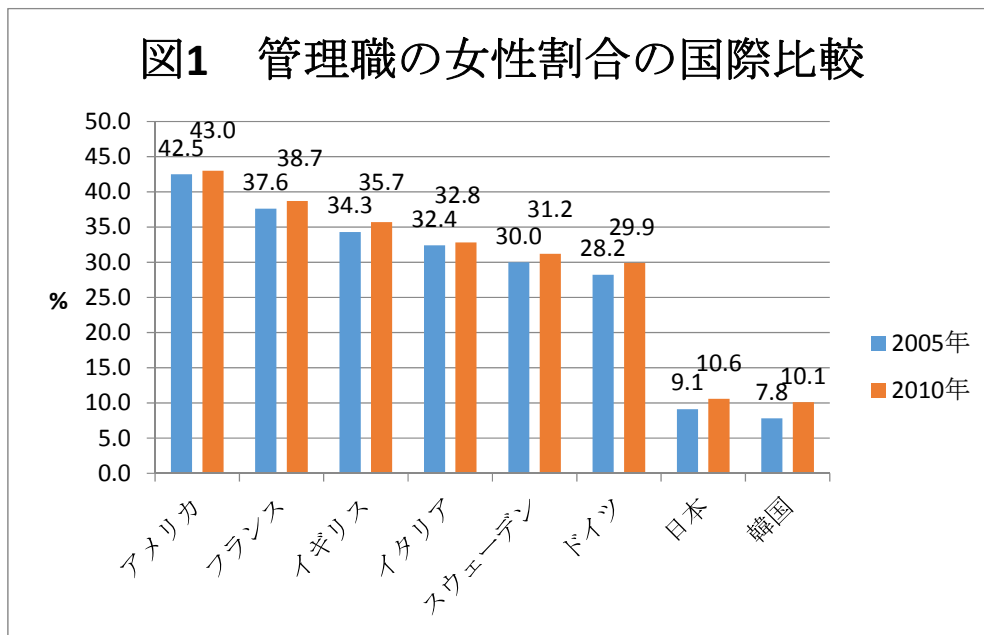
本稿は、独立行政法人経済産業研究所におけるプロジェクト「Work-life Balance: Relationship to fertility decline employment, and gender equality」の成果の一部である。

I. 始めに——わが国の実情の基本的認識について

本稿の目的はわが国で女性の管理職がなぜ少ないのか、また女性のより積極的な人材活用を通じて女性管理職を増やすには企業にとって、また政府にとって、さらには男女個人個人にとって何が必要か、という問いについての答えを実証的データ分析を根拠に提示することである。本稿は筆者自身のこれまでの研究結果が動機となっている。一つは、男女の時間当たり賃金格差は、非正規雇用割合の男女差よりも、むしろフルタイム・正規雇用者内での男女の時間当たり賃金格差から生じており（山口 2008）、またその格差は管理職割合の格差や年功賃金プレミアムの男女格差が主な原因であるという事実である。第 2 に最近の経済産業研究所ディスカッション・ペーパー（山口 2011）において、筆者は、女性正社員数を一定として課長以上の女性管理職者数が多くなると企業の生産性は高くなり、また課長以上の女性管理職者数が一定で、女性正社員数が多くなると逆に生産性が低くなることを示した。これは正社員女性が課長以上の管理職に昇進する機会の多い企業ほど生産性が高いことを示唆する。にもかかわらず、そのような機会を提供している日本企業は極めて少ない。これらの二つの結果、正社員の管理職割合に関する男女格差の決定要因について分析の必要性を感じた。女性活躍の推進が、その経済合理性にも関わらず、なぜわが国で進まないのかという理由を明らかにする必要があるからである。

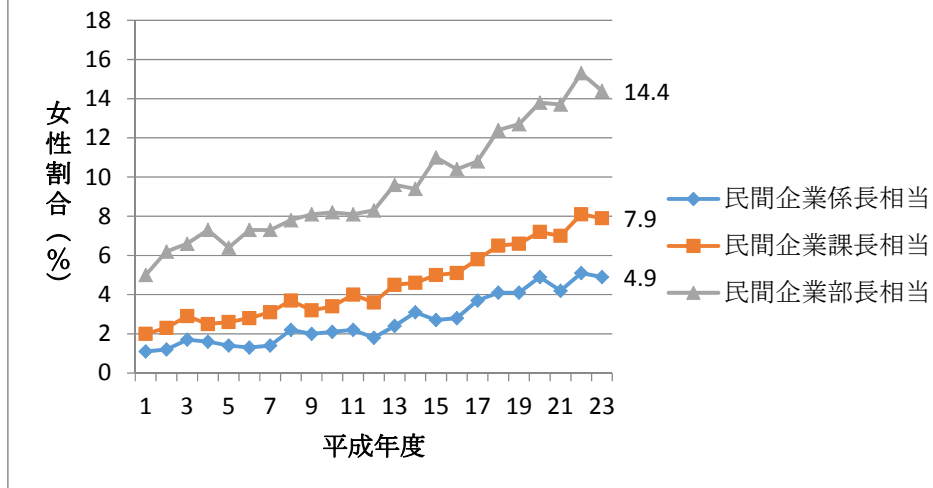
わが国企業での管理職の女性割合は欧米先進諸国に比べて著しく低く、またその改善の度合いも極めて遅々としていることはよく知られている。図 1 は厚生労働省が「雇用機会均等関係資料」の平成 24 年改訂版で公表した図（「昇進」の章の図⑥）の引用であるが、管理職の女性割合が 40%を超える米国を始め、欧州諸国は 30%前後かそれ以上であるのに対し、日本と韓国が 10%前後と極めて低いことを示している。なお、韓国は 2005 年の 7.8%から 2010 年の 10.1%と 5 年で約 30% $((10.1-7.8)/7.8=0.29)$ 伸びたのに、わが国の伸び率は 16% $((10.6-9.1)/9.1=0.16)$ と比較的小さい。この違いは、韓国が 2006 年に女性に関する積極的雇用措置法を制定した結果、法の対象となる従業員数 500 人以上の企業で課長相当以上の管理職の女性割合が毎年 1%以上伸び、2012 年では 16%に達したことと関係している。一方わが国の平成 23 年の厚生労働省の調査では従業員数 500-999 人の企業で課長以上の女性割合が 7.4%、1000 人以上の企業で 5.8%であることを示しており、この数字は韓国の半分にも満たない。雇用者全体でも、現状の変化がこれまでどおり遅ければ、かつて女性の活躍がわが国よりかなり遅れていた韓国にすぐ追い抜かれる状況にある。またこの厚生労働省統計によると、常用の雇用者数 30 人を超えるわが国の企業で、課長以上の地位を占める女性の数が 0 という企業は平成 23 年で 45%もあり、欧米の基準からは異様ともいえる状態が存在する。

図1 管理職の女性割合の国際比較



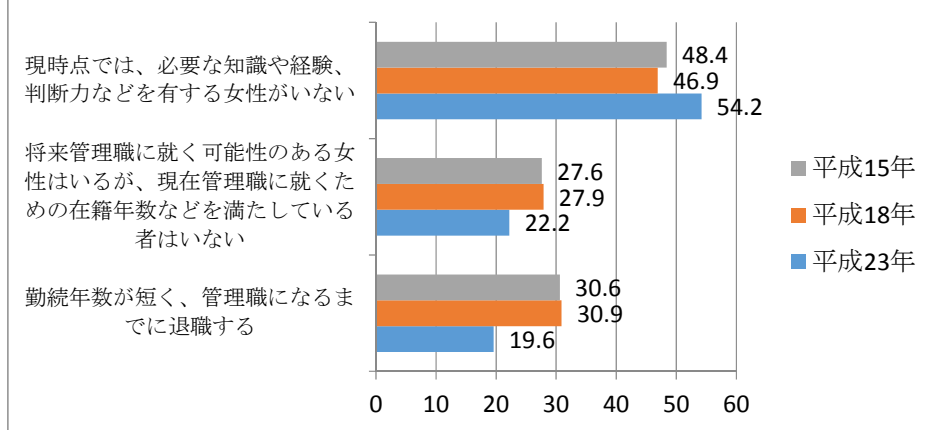
一方図2（『平成24年男女共同参画白書』からの引用）は厚生労働省の賃金構造基本統計調査結果に基づき、従業員数100人以上の民間企業の管理職の女性割合について平成元年以降の変化を示している。変化は増加傾向を示すもののそのスピードは速いとはいえ、平成24年度で、女性割合は係長待遇で14.4%、課長待遇で7.9%、部長待遇で4.9%となっている。厳密には男性と比べた女性の離職率の高さを考慮して確認する必要があるが、これは各職階の段階で、女性のより高い地位への昇進チャンスがさらに少なくなることを示唆する。一方世界での女性活躍の推進傾向はわが国より元々大きいか、あるいは改善度が速いため、女性の活躍度を測る尺度では、わが国が、図2にみられる改善にも関わらず、相対的に他国より次第に劣ることになり年々順位を下げている。ちなみによく引用される世界経済フォーラムのジェンダーギャップ指数（GGI）では、2012年で135か国中総合指数で101位、女性の経済参加・機会度指数では102位と極めて低い。

図2 管理職に占める女性割合
厚生労働省「賃金構造基本統計調査」結果



本稿はわが国の従業員数 100 人以上の企業のホワイトカラー職の正社員について女性の管理職割合が男性よりなぜ低いのか、またそれを改善するには企業や政府のどのような施策が重要か、さらに女性や男性の個人個人にはこの状態の改善のためにどのような行為を期待すべきか、を明らかにすることを目的としている。が、その前に上記の厚生労働省の資料のうち、筆者の分析と照らし合わせると、現状の理解に大きな偏りをもたらすと思われるものがあるので、それについて議論したい。それが図3（厚生労働省資料の「昇進」の章の図⑤から3大理由のグラフのみ抜粋、資料出所は厚生労働省「女性雇用管理基本調査」「機会均等基本調査」）である。これは管理職の女性割合が10%未満か、女性が全くいない役職のある企業の人事担当者に「女性の管理職者が少ないか、あるいは全くいない」理由について聞いたアンケート調査の結果で複数回答が可能である。この結果を見ると一番の理由は「現時点では、必要な知識や経験、判断力を有する女性がいない」という回答で、平成18年では47%であったが、平成23年では増大し54%と過半数の企業があげる理由となっている。実際、先に述べたように従業員数30人以上の日本企業の45%では課長以上の女性が0であり、それらの企業では外から人をとらない限り、課長がいないのだから部長以上の職階の候補の女性は「いない」状況にある。だが課長以上の女性が0という状況自体、企業が生み出した結果であり、それを理由に部長以上の管理職への女性登用ができない理由とするならば、理不尽である。

図3 女性管理職が少ない又は全くいない3大理由別企業割合



2番目と3番目の理由は平成18年と23年で順序が入れ替わったが、その一つは「将来管理職に就く可能性のある女性はあるが、現在管理職に就くための在籍年数などの条件を満たしている者はいない」という理由で、平成18年は28%であったが23年には22%に減っている。第3の理由は、女性は「勤続年数が短く、管理職になるまでに退職する」というもので、平成18年には31%と2番目に大きな理由であったが23年には20%と大きく減少した。これらは、どちらも男性と比べ女性が管理職になるための勤続年数が不足しているという理由である。2番目・3番目の理由が減り、1番目の理由が増えた事実は、最近女性の継続就業傾向が強まったので、2・3番目の理由の客観的基盤が減った結果、企業の人事担当者の理由としても減り、逆に1番目の理由を指摘する人事担当者が多くなったとも考えられる。本稿では管理職割合の男女格差が、どの程度男女の現在の勤め先への勤続年数の差によって説明できるのかを明らかにする。結果は、正規雇用者の年齢や勤続年数の差は、管理職割合の男女格差を説明する一因ではあるが、後述する理由で主たる原因とは言えないのである。

以上の3大理由は、すべて企業が、女性の管理職が少ないか全くいない主な理由は女性の問題である、と見ていることを示す。一方間接差別を含む女性に対する企業の差別的制度を原因と指摘する者は皆無である。特に「現時点では、必要な知識や経験、判断力を有する女性がいない」という一番目の理由は、元来男女に平均的能力差などないことを考えると、男女の学歴差の影響以外に客観的根拠があるならば、それは企業が女性雇用者を人材育成してこなかった結果と考えられる。ちなみに本稿では、男女の学歴差がどの程度男女の管理職率の差を説明するかも合わせて分析するが、学歴差で説明できる男女格差は、男女の年齢差・勤続年数差で説明できる部分よりさらに小さい。

また、第2、第3の理由である、男性と比べ女性が管理職になるための勤続年数が不足しているという理由は事実と矛盾する。より詳細な分析結果は後に示すが、このことを端的に裏付ける図がある。図4は本稿が分析する、2009年の経済産業研究所が行った『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』のうち日本企業調査とその従業員調

査を基に作成しており、従業員調査はホワイトカラー職の正社員について調査している。図4はこの調査データを用い1677の企業に従業員する23-59歳の男性6480人、女性3023人の標本の結果について、現在の勤め先への入社年で分類した勤続年数の5年区分別に、課長以上の管理職割合と係長以上の管理職割合（分母は男女別の正社員数）を男女別に示したものである。

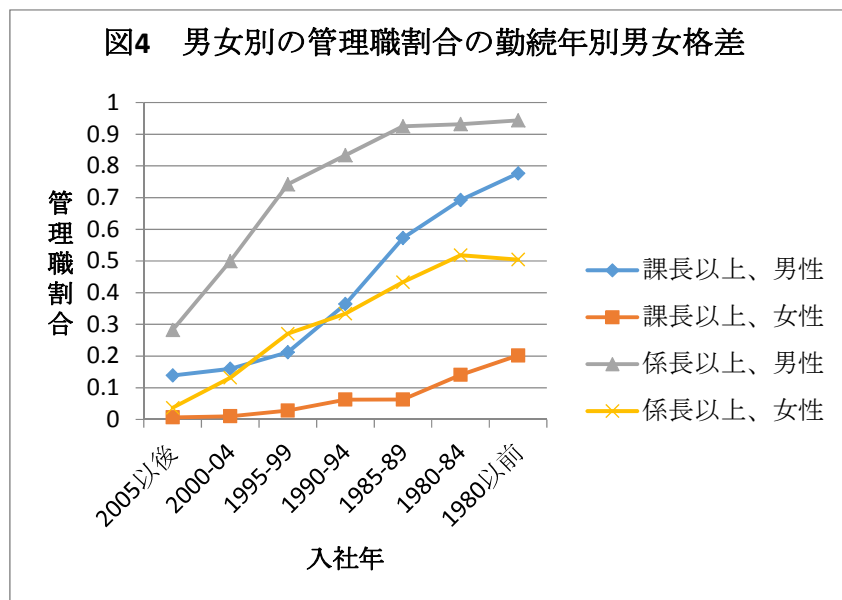


図4の結果は、女性正社員の場合最初の25年間は課長以上割合は10%以下であり、入社後26-30年目に相当する1980-84年入社の者でようやく14%に達することを示している。一方男性正社員の場合は、5年目未満の2005年以降の入社組で課長以上割合がすでに14%に達し、11-15年目に当たる1995-99年入社組では20%を超える。つまり、女性正社員が26-30年かけてようやく達成する課長以上割合を男性正社員は5年以内に達成し、女性正社員が一生その企業に勤めてようやく達成できる割合を、男性正社員は11-15年目に達成するのである。また男性の場合その後も課長以上割合は16-20年目では36%、21-25年目では57%と増え続けるのである。係長以上の場合もほぼ同様で、女性がいわば一生その企業に勤めて達成できる管理職割合のレベル（約50%）は、男性正社員の場合6-10年目に当たる2000-04年入社組で達成してしまう。またよく知られているように、男性正社員に年功報償の強く残るわが国では、管理職に対する向き・不向きにかかわらず、26-30年目以降では実に90%以上の男性正社員が係長以上の職に就く。

この図はパネル調査に基づいて同じ人間を何年も追っていつ昇進したかを見たものではなく、入社年の違う者の間の比較を通じて、勤続年数が管理職割合とどう関連しているかを見たものであるが、女性が勤続年数が短いため管理職の有資格者とならないのではなく、同じ勤続年数でも管理職への昇進率が男女で全く異なることは明らかである。ただ図4は、男女の正社員数の違いは男女別の正社員数を分母とする割合なので制御しているが、男女の学歴の違いを制御していない。本稿ではより厳密に学歴や年齢や勤続年数などの男女の違いが管理職割合の男女格差にどの程度影響を与えるのかを数量的に明らかにする。

いずれにせよ、図3の人事担当者の第2と第3の理由、つまり女性正社員は男性正社員に比べ勤続年数が短いから管理職に達しないという理由は、もう一つの側面である、仮に勤続年数が同じでも男女で管理職昇進機会が著しく異なる、という事実を無視する点で極めて一面的である。では、勤続年数の長い女性正社員の絶対数が少ないという点はどうか。図5は図4と同じ標本に1677企業の9503標本に基づき現在の勤め先への入社年別の正社員の女性割合を示したものである。

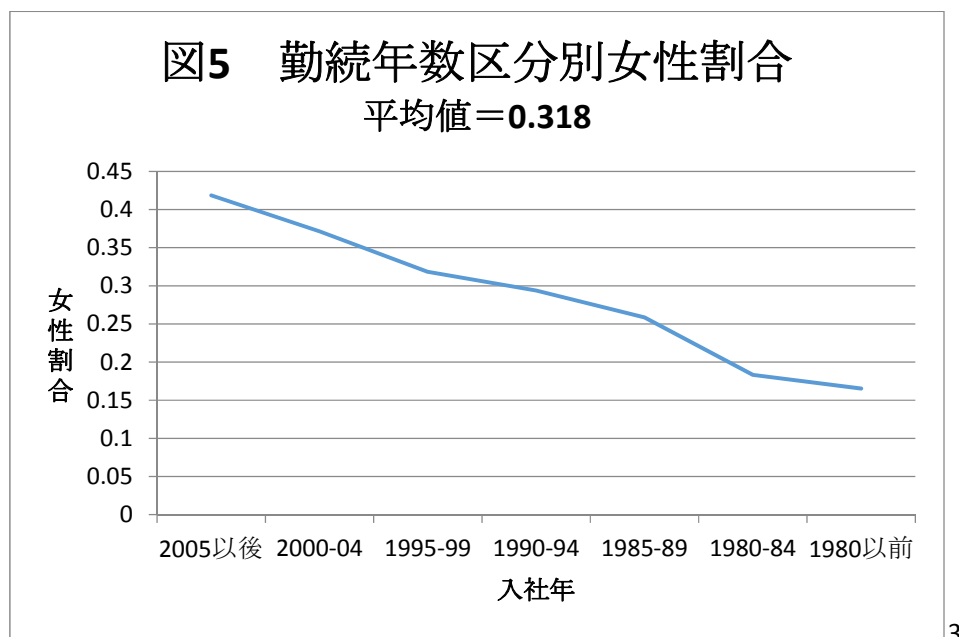


図5は確かに勤続年数が長くなるほど、ホワイトカラー正社員の中での女性割合が減少する傾向を示すが勤続16-20年目に当たる1990-94年入社でも約30%の正社員は女性である。しかし図4では、この勤続16-20年目区間で男性は既に課長以上割合が36%、係長以上割合が82%に達するのに対し、女性は課長以上割合はわずかに6%、係長以上割合でも33%にしか達しない。従って、男女の学歴差の影響の判断は未だ残るものの、図3の第2・第3の理由は事実と矛盾し、人事担当者の女性を管理職にしてこなかったことへのいわば「いいわけ」と思える。事実は一般職者として管理職昇進候補から初めから外されている大多数の女性は何年勤続年数であろうと課長以上の管理職昇進は極めて少ないことが根本原因と考えられる。

しかし企業も一様ではなく、男女格差について企業間の違いを見るのが本稿のもう一つの重要な目的である。つまりどのような企業属性が、教育・年齢・勤続年数の同じ正社員に対し、男女で大きく異なる、あるいは小さく異なる、管理職割合を生み出しているのか、に関する分析である。

一般に調査結果のうち、「どう思うか」といった意識に関する項目はそれが客観的事実の反映であるかどうかは常に疑わしいのだが、特に「何々をする、あるいはしない、理由」に対する回答は常になされた選択に対する正当化を伴いやすい。図3のアンケート調査結果はまさにその例だと思われる。企業はもとより、政策に係る者も、往々にして企業の人事担当者

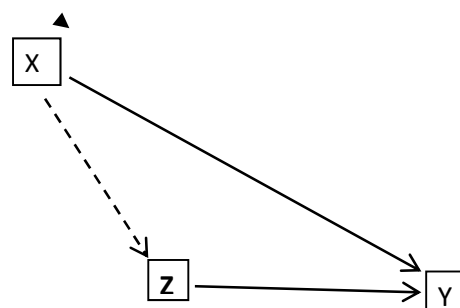
対するアンケート調査結果を説明の引き合いに出すことが多いが、アンケート調査にはこのような偏りがあり、客観的事実と矛盾するものが多いことには十分留意すべきである。

本稿は以上の基本認識を踏まえ、管理職割合の男女格差を生み出す要因について、その要因を明らかにするだけでなく、どのような要因がどの程度影響を与えているかを明らかにすることを第一の目的としている。特に図3で人事担当者が述べるような理由が客観的には女性の管理職が少ない理由の重要な部分ではなく、学歴や年齢や勤続年数が全く同じであっても、管理職割合には大きな男女格差が残ることを示す。さらに第二の分析目的として、その残りの差が人事管理方針などの企業特性に依存するか否か、また子供の有無や最終子の年齢などの家族属性により、企業が男女に異なる昇進機会を与える結果生じるのか否か、などを明らかにする。

第一の目的を達成するのに、分析用法としては、横断的調査の因果分析で用いられる様々な反事実的状況を仮想した場合の結果の男女差を実際の男女差と比べる方法を採用し、どのような個人属性の分布の男女差により管理職割合の男女格差がどの程度生じているのかを測定する。具体的には傾向スコアを用いるDFL法（DiNardo, Fortin, and Lemieux 1996）と関連する標準化法を用いる。反事実的状況とは、例えば「女性正社員の教育程度、年齢、勤続年数も男性と同じであったなら、管理職割合の男女格差はどの程度であったであろうか」という仮想状況の下での差を推定する方法である。

この方法の論理を図6を用いて説明する。以下でXが性別、Yが管理職割合、Zが教育や勤続年数などの仲介変数とすると、 $X \rightarrow Z \rightarrow Y$ の影響の経路が男女のZの違いによって「説明できる効果」、 $X \rightarrow Y$ の直接的経路が「説明できない効果」を意味するが、DFL法は図6でダッシュの線で表した $X \rightarrow Z$ の経路について、XがZと統計的に独立になる（男女がランダムな誤差を除き同じZの分布を持つ）状態を統計データ上作り出し、そこでのXのYへ影響を測ることで、 $X \rightarrow Z \rightarrow Y$ という経路の効果を除いた「説明できない」管理職割合の男女格差を推定し、元々の男女格差との比較から「説明できる」男女格差を間接的に推定するのである。

図6. 仮定する因果モデル



これは回帰分析で用いるような「仲介変数Zの結果Yへの影響を一定とすると」といった仮定をする分析とは異なる。傾向スコアによる因果分析の創始者であるローゼンバウムとルー

ビン (Rosenbaum and Rubin 1983、1984) が示したように、回帰モデルはより強い仮定を要し、その仮定が成り立たねば結果に大きなバイアスをもたらす。回帰分析のように強い仮定をして $Z \rightarrow Y$ を制御するのではなく、より弱い仮定で $X \rightarrow Z$ の経路を遮断することで、 $X \rightarrow Z \rightarrow Y$ という経路の影響を取り除くところに DFL 法の特徴がある。この DFL 法により、管理職割合の男女格差について、例えば「正社員の教育程度と年齢と現在の勤め先への勤続年数の男女差によって説明できる差」とそれでは「説明できない差」に格差を分解できる。この方法は技術的にはローゼンバウムとルービンにより創始された因果分析の一手法で、DFL 法は因果分析で用いられる傾向スコアを用いた確率の逆数をウェイトとして用いる方法 (Inverse-probability weighting, 略して IPW 法といわれる) を、通常の因果効果の場合のように X とその交絡要因 (X と結果 Y の双方に影響するので、制御されないと見かけ上の X の Y への影響を作り出してしまう変数) との関係を通り切るのでなく、図 6 の仲介変数 Z と X との関係を断ち切ることに用いている。これによって、 Z を通した X の Y への間接的影響と、通さない直接的影響とに分けることが出来るのである。DLF 法は、多変量回帰モデルに基づいて平均の差について同様な「説明される部分」と「説明されない部分」にわけると、ブリンダー・オハカ法 (Blinder 1973, Oaxaca 1973) に比べ、III 章で説明するように仮定がはるかに弱く、かつ通常説明力が高い。本稿の分析の主要部分は DFL 法と関連する標準化法に依拠しているが、わが国でこの方法を用いた先行研究は未だ少ないので、III 章で解説する。このような方法を用いて、図 3 のような理由が客観的に管理職割合の男女格差を説明する程度を測定し、その意味を議論する。またブリンダー・オハカ法と異なり、DFL 法は結果 Y についての多変量回帰モデルを仮定しないので、今回の分析対象である割合の差など、多変量回帰モデルでは通常分析不能な差の要素分解に用いることが出来るという大きな分析上の利点がある。

本稿の第 2 の目的である、説明変数の男女の違いによって「説明できない部分」については、学歴や年齢や勤続年数などの属性が同じでも企業が性別に異なる昇進機会を与える結果、男女の管理職割合に格差が生じることを意味するが、本稿は企業のどのような特性によって、管理職割合の男女格差が大きくなるか、小さくなるか、また雇用者のどんな属性によって格差が大きくなるか、小さくなるかを合わせて分析することで、どのような企業が、どのような属性の雇用者に対し、より平等な管理職昇進機会を与えているかを同時に明らかにする。この分析には、仮定は強いが、III 章で説明する理由で多変量解析的手法を用いざるを得ず、本稿は各従業員が管理職者であれば 1、なければ 0、の値を取るダミー変数 (1 か 0 の値を取る変数) についてのロジスティック回帰分析を用いることとする。

II. 分析の戦略と主な検証仮説

本稿が主に分析するのは、各企業内における管理職の女性割合の決定要因ではなく、男女別に見た正社員中の管理職割合の男女格差の決定要因である。つまり正社員について管理職なら 1、そうでないなら 0 を取るダミー変数を Y 、 X を性別のダミー変数とすると、

$$\bar{Y}_{X=1} - \bar{Y}_{X=0} = \frac{\text{女性の管理職者数}}{\text{女性の正社員数}} - \frac{\text{男性の管理職者数}}{\text{男性の正社員数}} \quad (1)$$

が管理職割合の男女格差であり、その決定要因である。前述の図4が示しているのが、この男女別の管理職割合である。

式(1)の数量を分析することには、一つの欠点があるが、管理職者中の女性割合を分析することに比べて多くの利点がある。唯一の欠点とは、女性の管理職が少ないのは、元来正社員に女性の絶対数が男性と比べ少ないという原因が一因であるが、その一因を分析に含められない点である。これは式(1)の数量が正社員数を分母にとり、その男女の違いを調整した数量であることから来る。

一方管理職者中の女性割合でなく、式(1)の数量を分析する主な技術的利点は、**管理職割合の男女格差について、個人レベルでの正社員属性の男女の違いを考慮に入れて分析できる点**である。式(1)の数量は正社員のすべてが対象となるので、正社員のうち、どのような個人が管理職になるのか、またそこに男女の昇進率の違いがあるかといった分析を可能にする。一方管理職者中の女性割合は、管理職者のみが分析対象となるので、企業の特性や管理職者の個人特性は分析に含められるが、正社員の管理職昇進率の男女格差を分析に含むことができない。一般に管理職になるかならないかの理由には、個人属性による要因と、企業属性による要因と、その二つの組み合わせに依存する要因があり、それを分析するには、正社員全体について個人の変数と企業の変数とともに含むデータを分析することが重要であり、式(1)の分析はそれを可能にする。

また式(1)を用いるのは単に技術的な理由だけでなく、実質的理由がある。冒頭で述べたように、筆者は以前の研究(山口 2012)で、企業の生産性が、女性正社員の課長以上の管理職への昇進機会が高いと高くなることを示した。式(1)は、そのような機会の男女格差を示す指標である。

しかし本来昇進率は個人に付帯する特性(個人の昇進ハザード率)であり、それを正確に解明するには個人を正社員となった時点から、例えば課長昇進の場合、そのイベントが起こる就職後15-20年の追跡調査が必要となる。また男女の昇進率の違いには企業特性も大きく影響するので、その15-20年の追跡調査は個人属性だけでなく、勤め先の企業の特性も合わせて得る必要がある。しかしそのような長期でマルチレベルの計測を伴うパネル調査はわが国には未だ存在しない。

従って、今回の分析は各個人の管理職昇進ハザード率とその男女差の分析ではなく、式(1)で表される正社員の管理職割合の男女格差で近似した分析に代替しているのである。なおロジスティック回帰分析やプロビット回帰分析などでなく、管理職割合の差を分析する理由は、割合の差がより数量としてわかりやすい上に、DFL法を用いる分析は従属変数の線形モデルに有用なので、割合の差といった線形確率モデル(linear probability model)の分析に適しているからでもある。ただし線形確率モデルは、後述するように、「飽和モデル(saturated model)」以外の回帰モデルは利用できない。従って多変量回帰モデルを用いる必要性のある場合は、分析する数量が異なるが、ロジスティック回帰モデルを用いる。

また、式(1)の管理職割合の男女格差の分析はパネル調査でなく一時点での横断的調査を用いることができるという大きな長所があるが、2つの限界を持っている。限界の一つはパネル調査に基づく管理職昇進ハザード率の分析の場合には、説明変数と結果について時間差を設け

ることで、逆因果関係（結果が説明変数の値に影響を与えること）を排除できるが、横断的調査データを用いた式(1)の数量の分析の場合は、説明変数の利用について逆因果関係を同様に排除できないため慎重な配慮が必要となることである。ここで逆因果関係の問題とは、管理職になったこと（あるいはならないこと）によって影響を受けた可能性のある変数を説明に用いることによるバイアスである。特に今回分析する経済産業研究所が2009-10年に企業とその雇用者を対象に行った調査では、従業員調査票で、上司の職場管理の特徴や、職場の特徴、勤め先企業のワークライフバランス施策について何があり、また本人がそれを取ったかについて多様で詳細なデータを取っているが、それらの従業員調査票の項目データについては、逆因果性がほとんどないと考えられる教育、年齢、入社年と、逆因果関係が無いとは言い難いが理論的重要性から暫定的に用いる3つの客観的と思われる特性を除き、一切説明変数に用いないこととした。その理由は雇用者による上司や、職場や、企業の施策の主観的特徴付けは、本人が管理職になったこと、あるいはなっていないこと、によって影響を受けた可能性が大きく、従って逆因果関係が常時混在すると思われるからである。しかし今回利用する調査の大きな長所は企業調査を企業の人事担当者を回答者として独立に行っている点である。雇用者自身の回答と異なり、企業の人事担当者による職場や、企業の人事管理方針や、ワークライフバランス施策の特徴付けは、従業員調査対象の正社員が管理職であるか否かには全く影響を受けないと仮定してよい。従って職場環境や企業環境の特徴付けには、従業員調査データと企業調査票データをリンクし、企業調査票の回答を用いることとする。

二つ目の限界は、これはパネル調査に基づくハザード率のモデルを用いても生じる問題であるが、「観察されない異質性」による標本選択バイアスが混在する可能性がある。本稿では「正社員女性の教育・年齢・勤続年数の分布が男性と同じであったなら」というような反事実的状況での管理職の男女格差について推定するが、女性の正社員離職率は管理職への昇進可能性に男性より強く依存していた可能性がある。ニューヨークのワーク・ライフ政策センター（CWLP 2011）の日米比較研究によると「仕事への不満足」や「キャリアの行き詰まり感」により離職する割合は米国女性より日本女性の方がはるかに高い。潜在的な管理職昇進の可能性の低い女性ほど離職するならば、かりに離職した女性が離職せずに職に留まったとしても、実際に離職せず残った女性たちと同じような管理職昇進率を実現できない可能性がある。この結果、例えば正社員女性の学歴・年齢・勤続年数が男性並みになったならばという反事実的状況で実現する男女格差の減少の推定は、離職者が離職しなければ同じ学歴・年齢・勤続年数の継続就業者と同等の管理職昇進率を持ったであろうと仮定しているため、もしその仮定が成り立たず離職者の潜在昇進率がより低ければ、この反事実的状況での男女格差の減少を過大評価してしまうことになる。このような離職率の決定要因の観察されない異質性により起こる標本選択バイアスによる分析結果の偏りは残念ながら取り除くことができないが、本稿の分析結果の解釈には、こういった標本選択バイアスの可能性が高いと考えられるものについて、解釈上の注意を特に喚起することにする。

さて、仮説であるが、以下の2つの仮説はいわば自明であろう。

仮説1：男女の学歴の違いが、管理職割合の男女格差の一因である。

仮説2：正社員の年齢や現在の勤め先の企業への勤続年数の男女差が、管理職割合の男女格差の一因である。

本稿の分析の目的の一つは仮説1と2は成り立つこと自体は自明なので、むしろその影響がどの程度であるのかについて計量化することにある。なお、現在勤めている企業以外での就業経験の男女差が、現在の勤め先での管理職割合の男女格差に影響を及ぼしているかどうかは不明であるが、本稿は「現在の仕事と同じ仕事」についての他社での就業経験と年数はデータが得られるので、その影響の有無についても合わせて分析を行う。

さて、上記で個人調査票データで逆因果関係の可能性がないとは言えないが理論上重要なので3つの変数を例外的に用いると述べたが、そのうち2つの変数は企業内の「職場の種類」と本人の「週当たりの就業時間」である。職場の種類とは「人事・総務・会計・広報」「企画・調査」「研究・開発・設計」「情報処理」「営業」「販売・サービス」「生産・建設・運輸」などの区別である。上記の人的資本に関する変数には最終学歴を考慮するが、今回分析する調査は大学・大学院卒業者にどの学部卒であるかの情報を得ていない。一般に女性の大学出には理学部・工学部、経済学部・経営大学院などの専攻が少ないことが女性のキャリアの進展を阻む一因であるといわれる。この人的資本の違いの影響は直接見ることはできないが、職場の配属では女性は「人事・総務・会計・広報」が圧倒的に多く、また「企画・調査」や「販売・サービス」にも配属されるが、他の職場への配属が極めて少ない実情がある。この配属先の違いは大学・大学院での専攻の違いをある程度反映すると思われる。もちろん仮に女性が工学部出でも、一般職を選んだ結果、大学での専攻に見合う職場に配属されない場合や、人事担当者が女性にはこの職場がふさわしいなどの先入観で配属先を決めることも反映すると考えられるので、専攻と職場の種類との関連は強くはないと思われる。従って本稿では仮に職場の種類が男女の専攻の違いをある程度反映すると仮定して、その影響がどの程度であるかを見るにすぎない。なお管理職になったことで、職場の種類が変わるという可能性もないではないが、この変数について逆因果関係の可能性は極めて少ないと思われる。以下の仮説を検証する。

仮説3：配属先の職場の違いが、管理職割合の男女格差要因の一因である。

なお、将来的には大学・大学院の専攻と、現在の勤め先での最初の配属先の職場の特性とともに調査することが非常に重要である。なぜなら、これにより男女の賃金格差や管理職割合の格差が、男女の専攻の違いで説明できる程度と、学歴や専攻が同じでも、企業が性別により異なる配属先を決める傾向の影響で説明できる程度がともに推定可能となるからである。

一方「就業時間」については、管理職になった結果、就業時間が変わるという逆因果関係の可能性は否定できない。にもかかわらず、分析モデルにこの変数についての男女の違いを分析に含めるのには理論的理由がある。加藤・川口・大湾（Kato, Kawaguchi, Owan 2013）はある大企業内の雇用者の経歴調査データの計量分析の結果、就業時間の管理職昇進への影響には男女差があり、長時間労働は男性の昇進率には影響しないが、女性の昇進率を高めることを示したのである。この事実は、会社へのいわば忠誠心のシグナルとして、日本企業が男性よりむしろ女性に対し長時間労働をするか否かを用いていることを示唆する。本稿では以下の2つの仮説を検証する。

仮説4：正規雇用者の管理職割合の男女格差の一因には、就業時間の差が管理職割合に影響し、就業時間が男女で異なることから来る。

仮説5：管理職割合と長時間労働との関係は男性よりも女性の方が強い。

仮説5は、長時間労働の有無と性別との間に管理職割合に対する交互作用効果がある事を意味するが、因果関係か逆因果関係かにより二つの解釈が可能である。就業時間が管理職昇進に影響するという因果関係であれば加藤・川口・大湾の研究結果同様、男性よりむしろ女性にとって長時間労働が管理職昇進の要件となっていることを示す。また管理職昇進が就業時間に影響するという逆因果関係であれば、男性よりむしろ女性の方が管理職に昇進すると長時間労働しなければならなくなる傾向が強いことを意味する。ここで単に「長時間労働する」でなく「長時間労働しなければならない」と表現したのは、筆者の前の研究（山口 2009 2010）で、わが国の管理職者は職種の中で最も非自発的残業をする傾向が大きいことが判明しているからである。

従ってもし仮説5が成り立てば、それが因果関係であれ逆因果関係であれ、男性に比べ家庭との両立上長時間労働が難しい女性にとって、管理職になるにはいわば「家庭を犠牲にすることが条件とされている」状態を意味する。

逆因果関係が考えられるが理論的重要性から本稿が考察する3番目の変数は、配偶者の有無、子供の有無、および最終子の年齢である。逆因果関係というのは、管理職になったことで給与や将来性が増し、結婚の可能性が、特に男性にとって、増すことが考えられ、従って同じ年齢でも既婚者の男性が未婚者の男性より管理職割合が大きいのは、男性が結婚すると管理職に昇進しやすいからではなく、管理職になると結婚率が上がるというメカニズムが混在することが考えられるからである。しかし、有配偶者間の差については、子供の有無やまして最終子の年齢と管理職であるか否かの関係に逆因果関係（例えば、管理職になったので子供を生むとか、最終子とすることなど）は考えにくい。一方、日本的雇用慣行では正社員男性に「家族賃金」を支払うだけでなく、家族状況に応じ夫は家計に妻は家事育児に主たる責任があるという伝統的役割分業を仮定し、男性には仕事により責任を持たせる結果管理職昇進率が増し、女性には反対に家庭を優先させ、昇進の可能性が高い責任のある仕事からむしろ外す傾向があるので、管理職昇進率が減ることが考えられる。従って以下の仮説を検討する。

仮説6：年齢や他の個人属性を一定として、子どものいる男性有配偶者は子どものいない男性有配偶者に比べ、管理職割合が高い。

仮説7：年齢や他の個人属性を一定として、子どものいる女性有配偶者は子どものいない女性有配偶者に比べ、管理職割合が低い。

もちろん仮説7では、企業でなく女性雇用者本人が夫婦の伝統的役割分業を選好し、その結果子どもが生まれると管理職昇進を望まなくなる結果、管理職昇進率が減ることも考えられる。しかし仮説6については、男性雇用者本人が子供ができたので昇進をより望んでも、企業が伝統的役割分業を支持しなければ、昇進できる余地はないと考えられる。

なお、個人の特性では説明できないが、企業により男女格差が生み出されていることに關する仮説にはいくつか考えられるが、筆者は自身の先行研究（山口 2012）で、女性の活躍の推進を企業の生産性の向上に有意に結びつけている企業の特性として（1）企業が性別によらず社員の能力発揮に勤めているか否かと、（2）企業がワークライフバランス推進本部・推進センターなどの設置により積極的に社員の仕事と生活の調和の達成に努めているか否か、が重

要であることを示した。これらの特性はともに、女性の管理職昇進率を高め、管理職の女性割合の男女格差を小さくすると考えられるので、以下の仮説を検証する。

仮説8：個人属性の影響を制御して、企業が性別によらず社員の能力発揮に努めているか否かが管理職割合の男女格差に影響し、そう努めている企業では、そう努めていない企業に比べ、格差が有意に小さい。

仮説9：個人属性の影響を制御して、企業がワークライフバランス推進本部・センターなどを有しているか否かが管理職割合の男女格差に影響し、有している企業では、有していない企業に比べ、格差が有意に小さい。

なお今回分析する調査は企業調査で企業がワークライフバランス達成のための様々な施策を有しているかどうか、またその企業の人事管理についての方針はどのようなものであるかを多項目にわたって調べているので、単に仮説8、9の検証にとどめず、より包括的に管理職割合の男女格差に各項目の影響があるかどうかを調べることにする。

今回直接関連する変数が調査になく検定できなかった仮説に、企業のガバナンスの違いの管理職の男女格差への影響がある。川口（2008）は会社主権（あるいはステークホルダー主権）型の企業に比べ、株主主権型の企業では女性の人材活用がより進んでいることを示した。また小滝・児玉（Odaki and Kodama 2010）は会社主権型の企業は株主主権型の企業に比べ、雇用者の企業特殊な人的資本への投資が多く、その点で内部労働市場の重視がより顕著であることを示した。内部労働市場重視は男性正社員の勤続年数を長くし、その結果勤続年数のより大きな男女差を生む。また勤続年数の長さは管理職割合を増加させる。従って、この勤続年数の男女差への影響を通じて、企業のガバナンスの違いが管理職割合の男女格差に影響し、内部労働市場を重視する従来の日本企業の典型である会社主権型において、より大きな男女格差が生まれると考えられる。問題はガバナンスの違いが、男女の勤続年数差への影響を超えて、女性の活躍推進に影響を与えているか否かであって、それは今後の分析課題である。

また一般に管理職割合の男女格差は、男性が女性に比べ、管理職割合の大きい企業に就職するというメカニズムから生じることも考えられるので、これについても分析・検討する。

なお、本稿の主たる関心は課長以上の管理職割合の男女格差であるが、係長にならないと通常課長には通常昇進しないので、係長以上の管理職割合の男女格差の決定要因の分析も合わせて行う。

III. 統計的分析方法

本節は極めてテクニカルである。分析技術に関心のない読者はこの章を飛ばし読みし、IV章に行って差し支えない。

1. 管理職割合の男女格差の要素分解について

分析にはまず管理職割合の男女格差を「説明できる部分」と「説明できない部分」に分解する。ここで「説明できる部分」とは管理職割合の説明変数について、男女の説明変数の分布

が違うことによって説明できる格差をいい、「説明できない部分」とは男女の説明変数の分布の違いで説明できない格差である。

序章で述べた男女の説明変数の分布の違いによる「説明できる部分」と「説明できない部分」の分解について計量経済分析でよく用いられるブリンダー・オハカ(Blinder Blinder 1973, Oaxaca 1973)の方法（以下 BO 法と呼ぶ）でなく、仮定の弱い傾向スコアを用いる DFL 法 (DiNardo, Fortin, and Lemieux 1996)と関連する標準化法を用いるので以下その理由を解説する。

今比較のために簡単に BO 法をレビューすると、BO 法は男女に対し以下の一对の回帰モデルを仮定する。ここで上付けの M と W はそれぞれ、男性と女性を表し、Y は結果変数、 \mathbf{z} は観察される仲介変数、 β は回帰係数、 ε は誤差項である。

$$y^M = \mathbf{Z}^M \boldsymbol{\beta}^M + \varepsilon^M \quad \text{と} \quad y^W = \mathbf{Z}^W \boldsymbol{\beta}^W + \varepsilon^W \quad (2)$$

この仮定の下で、式(2)より以下の式を得る。

$$\bar{y}^W - \bar{y}^M = \left[(\bar{\mathbf{Z}}^W - \bar{\mathbf{Z}}^M) \boldsymbol{\beta}^W \right] + \left[\bar{\mathbf{Z}}^M (\boldsymbol{\beta}^W - \boldsymbol{\beta}^M) \right] \quad (3)$$

式(3)は結果 Y についての平均値の男女差が、「もし女性が男性と同じ \mathbf{z} の分布を持っていたならば」という反事実的状况での結果と実際の女性の結果の差、 $\left[(\bar{\mathbf{Z}}^W - \bar{\mathbf{Z}}^M) \boldsymbol{\beta}^W \right]$ と、 \mathbf{z} の結果に対する影響の男女差、 $\left[\bar{\mathbf{Z}}^M (\boldsymbol{\beta}^W - \boldsymbol{\beta}^M) \right]$ に分解されることを示す。この分解が BO 法の要素分解である。なお \mathbf{z} の差で説明できる部分、 $\left[(\bar{\mathbf{Z}}^W - \bar{\mathbf{Z}}^M) \boldsymbol{\beta}^W \right]$ については、各変数の影響の和になっているので説明される部分の更なる変数による要素分解が可能である。

しかしながら、BO 法は以下の 2 点で強い仮定に基づいている。一つは回帰分析なので、各変数の影響の線形加法性を仮定しているがこれは強い仮定であり、成り立たない可能性が大きい。さらには通常誤差項 ε の分布について正規分布の仮定をするがこれも強い仮定である。

一方 DFL 法はこれらの仮定を置かない点で、モデルの仮定が弱い。特に格差を「説明できる」部分は、 \mathbf{Z} の Y への影響は線形の影響に限らず、ありとあらゆる非線形の影響を含むので、 \mathbf{Z} の説明力が増し、非線形の変数間の交互作用効果が各変数の主効果を強く打ち消す場合を除き、説明される部分の割合が BO 法の場合より増加するが、データによってはその増加は大きなものとなることが筆者の経験でも確かめられている。以下 DFL 法の説明である。

今 X は 2 値をとるグループ変数とする。簡単のため $X=0$ が男性、 $X=1$ が女性を表すとす。また

$$y_i = \phi(\mathbf{z}_i, \boldsymbol{\theta}_1) + \varepsilon_1 \quad \text{が } X=1 \text{ のグループの各人 } i \text{ に対し、また}$$

$$y_i = \phi(\mathbf{z}_i, \boldsymbol{\theta}_0) + \varepsilon_0 \quad \text{が } X=0 \text{ のグループの各人 } i \text{ に対し} \quad (4)$$

成り立つとする。ここで ϕ は未知の（特定化されない）関数で、 \mathbf{z} は観察された仲介変数、 θ_1 と θ_0 は未知のパラメーターで男女のそれぞれについて \mathbf{z} の Y に対する影響を表していると仮定する。

今 Y_1 をパラメーター θ_1 によって定まる結果、 Y_0 をパラメーター θ_0 によって定まる結果を表すとする。すると、男女の各グループにおける Y の平均は以下のように表すことができる。

$$E(Y_0 | (\mathbf{z} | x = 0)) = \int_{\mathbf{z}} E(Y | \mathbf{z}, \theta_0) f(\mathbf{z} | x = 0) d\mathbf{z} \quad (5)$$

$$E(Y_1 | (\mathbf{z} | x = 1)) = \int_{\mathbf{z}} E(Y | \mathbf{z}, \theta_1) f(\mathbf{z} | x = 1) d\mathbf{z} \quad (6)$$

ここで今女性対男性の平均の差 $E(Y_1 | (\mathbf{z} | x = 1)) - E(Y_0 | (\mathbf{z} | x = 0))$ を \mathbf{Z} の分布の男女の差の結果として「説明できる部分」と「説明できない部分」に要素分解するために、「女性 ($x=1$) が男性 ($x=0$) と同じ \mathbf{Z} の分布を持っていたならば」という反事実的状況の下での平均を考える。これを $E(Y_1 | (\mathbf{z} | x = 0))$ で表すとする、以下の式を得る。

$$\begin{aligned} E(Y_1 | (\mathbf{z} | x = 0)) &= \int_{\mathbf{z}} E(Y | \mathbf{z}, \theta_1) f(\mathbf{z} | x = 0) d\mathbf{z} \\ &= \int_{\mathbf{z}} \omega(\mathbf{z}) E(Y | \mathbf{z}, \theta_1) f(\mathbf{z} | x = 1) d\mathbf{z} \quad (7) \end{aligned}$$

ここで

$$\omega(\mathbf{z}) \equiv \frac{f(\mathbf{z} | x = 0)}{f(\mathbf{z} | x = 1)} = \frac{p(x = 0 | \mathbf{z}) f(\mathbf{z}) / p(x = 0)}{p(x = 1 | \mathbf{z}) f(\mathbf{z}) / p(x = 1)} = \frac{p(x = 1) p(x = 0 | \mathbf{z})}{p(x = 0) p(x = 1 | \mathbf{z})} \quad (8)$$

である。

式(7)は、式(6)との比較で明らかなように、女性の各標本 i についてウェイト $\omega(\mathbf{z}_i)$ を掛けた加重平均を表す。またウェイト $\omega(\mathbf{z}_i)$ は式(8)から明らかなように、 $p(x = 1 | \mathbf{z})$ について一致性を持つ推定値をロジスティック回帰モデルやプロビット回帰モデルで推定して算出でき、またその推定値を用いれば、式(7)の加重平均も一致性を持つことは容易に証明できる（星野 2009）。

従って、観察された平均の差は $E(Y_1 | (\mathbf{z} | x = 1)) - E(Y_0 | (\mathbf{z} | x = 0))$ は以下のように要素分解できる。

$$\begin{aligned} E(Y_1 | (\mathbf{z} | x = 1)) - E(Y_0 | (\mathbf{z} | x = 0)) &= \{E(Y_1 | (\mathbf{z} | x = 1)) - E(Y_1 | (\mathbf{z} | x = 0))\} \\ &\quad + \{E(Y_1 | (\mathbf{z} | x = 0)) - E(Y_0 | (\mathbf{z} | x = 0))\} \quad (9) \end{aligned}$$

第1番目の部分 $E(Y_1 | (\mathbf{z} | x = 1)) - E(Y_1 | (\mathbf{z} | x = 0))$ は、女性が男性と異なる \mathbf{Z} の分布を持っていることによる差、つまり \mathbf{Z} で「説明できる」で、第2番目の部分

$E(Y_1 | (\mathbf{z} | x = 0)) - E(Y_0 | (\mathbf{z} | x = 0))$ は、 \mathbf{Z} の分布の男女差によって説明できできない Y の平均の男女差を表す。これが DFL 法の分解である。

DFL 法は、男女で説明変数の分布を同じにした場合を考える、いわゆる標準化法の拡張である。なぜなら $f(\mathbf{z} | x = 0)\omega(\mathbf{z}) = f(\mathbf{z} | x = 1)$ が成り立つので、女性標本にウェイト $\omega(\mathbf{z}_i)$ を掛けることは、女性の Z の分布を男性の Z の分布に置き換えることになるからである。通常の標準化法と異なるのは $p(x = 1 | \mathbf{z})$ について、ノンパラメトリックな推定は \mathbf{Z} のすべての組み合わせの値に対し $X = 1$ と $X = 0$ の標本がないと計算できず、またできて推定値は安定的でないので、ロジスティック回帰などを用いた推定値（これを傾向スコアと呼ぶ）で代用する点である。

しかし BO 法と異なり、DFL 法では「説明できる部分」について、各説明変数の貢献度を一意に決定できない。DFL 法の説明では非線形の影響を含むからである。しかし、例えば Z_1 のみの説明度、 (Z_1, Z_2) の 2 変数の説明度、 (Z_1, Z_2, Z_3) の 3 変数の説明度などを逐次見ることによって Z_1 のみの説明度、それに Z_2 を加えた時の累積説明度と Z_2 の追加説明度、さらにそれに Z_3 を加えた時の累積説明度と Z_3 の追加説明度などを求めることができるので、本稿はそのような説明方法を用いる。また IV 節の分析で明らかのように、説明変数の順序を変えることで生じる各変数の説明力の変化は、それ自体解釈可能な意味がある。ただし、そのような意味があつて順序を入れ替えた複数の結果を見たい場合以外は、説明変数を加える順序は因果的に先に決まると考えられる変数から後で決まると考えられる変数の順で加えるのが望ましい。

なお、説明変数を逐次加えた場合に、管理職割合の男女格差が有意に小さく（あるいは大きく）なったかの直接的検定は難しい。異なる IPW ウェイトを用いた 2 つの結果の差は統計的に独立ではないが、その間の共分散が得られないからである。このため本稿では変数 Z が性別 X と管理職割合 P とともに統計的に有意に関連する場合は、 \mathbf{Z} を説明変数に加えた結果が変化する可能性が高いと見、一方あるいは両方に \mathbf{Z} が有意に影響しない場合、及び \mathbf{Z} が X と Y の双方に有意に関係していても、 \mathbf{Z} を加えた結果が元々の差を追加説明できる程度が 1% 未満の場合は、格差への有意な説明力はないとみなすこととした。

2. 男女の説明変数の違いによって「説明できない部分」の分析について

上記の方法で「説明できない部分」については、説明変数が結果である管理職割合に与える影響が男女で異なることから生じると考えられる。しかし、上記の要素分解分析は管理職割合の男女格差の分析に応用できるが、一般に割合の差は多変量回帰モデルでは分析できない。一般に線形確率 (linear probability) 回帰モデルは下記のような式(10)のような飽和モデル (saturated model) を例外として、管理職確率 P の推定値が $[0, 1]$ の間に収まらないのでバイアスを生むので用いることができない。

$$P = a + bX + \sum_{i=2}^I c_i D_{V,i} + \sum_{i=2}^I d_i X D_{V,i} \quad (10)$$

式(10)で P は管理職確率、 X は性別のダミー変数、 $\{D_{V,i}\}$ はカテゴリ変数 V のカテゴリ間比較のためのダミー変数であり、この場合は飽和モデルで推定確率はすべて $[0, 1]$ の範囲に収まる。一般的には線形確率の回帰モデルは予測値が 0 を下回ったり 1 を上回ったりという「非線形問題」があるので用いることが出来ないが飽和モデルの場合は、確率の予測値がノンパ

ラメトリックな割合の推定値の線形関数になるのでこの問題が起こらないのである。ただし、式(10)を用いることには限界がある。それは一変数Zの影響のみ見ているが、その変数以外にも性別との交互作用効果のある変数があり、その変数が真の決定要因であることが考えられることである。

一般に我々は個人属性Zの効果を制御した上での他の複数の説明変数Vの影響に関心がある。したがって従属変数は量的には異なるものを表すが、多変量回帰分析には以下のロジスティック回帰モデルを用いる。ただし、確率の差への影響と、確率のロジットへの影響は、数量的には比較できないものなので、あくまで他の変数を制御しても、性別との交互作用効果が有意であることにより男女格差に影響しているか否か、を見ることのみを用いることとする。

$$\log(P/(1-P)) = \alpha_0 + \beta_0 X + \beta_1' Z + \beta_2' ZX + \beta_3' V + \beta_4' VX \quad (11)$$

ここでPは管理職確率、Xは性別のダミー変数、ZはDFL法で用いた仲介変数、Vはその他の変数で、我々の主たる関心は変数ZやVがXと交互作用効果(係数 β_2' と β_4')を持つことで、男女で異なる管理職割合を生み出す度合いである。

IV. 分析結果

1. 分析に用いたデータ

以下で用いたデータは序章での図4と図5の基になったデータと同様、2009-10年の経済産業研究所が行った『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』のうち日本企業とその従業員調査のデータである。従業員調査はホワイトカラー職の正社員について調査している。以下この調査データを用い1677の企業に従業する23-59歳の男性6480人、女性3023人の標本を用いて分析する。年齢を23歳以上に限ったのは、大卒年齢以上とすることで年齢効果に、未だ大学にいる者が多いことで起こる標本選択バイアスが大きく混入することを取り除くためであり、また年齢を59歳までとしたのは、同様に60歳以降の定年退職による標本選択バイアスが年齢効果に大きく混入することを取り除くためである。

2. 教育、年齢、勤続年数の男女差が管理職割合の男女格差に与える影響

まず始めに調べたことがある。それは女性の管理職割合が男性より低いのは、女性が元々管理職割合の低い企業に男性より多く就業する傾向により生じているかどうかである。結果はこのような傾向によっては管理職割合の男女格差は生じていないことが判明した。これは雇用者の勤め先企業の正社員中の課長・部長の割合をその大きさの区分で9カテゴリーに分け、その分布について女性が男性と同じになるという反事実的状况での課長以上割合と係長以上割合の男女差について推定し、この仮想状况での格差が実際の差とほとんど変わらない(変化は差の1%未満)ことから結論した。

次に分析したのは、教育と年齢の分布の男女の違いが、管理職割合の男女格差に与える影響である。現在の勤め先での勤続年数の男女差については、年齢との相関が高いので、男女の年齢分布差を考慮した後の追加の説明度について分析する。

さて、年齢と教育の分布は、雇用者に分析を限っているため因果的にはどちらが先と決定できない。教育が離職・転職率に影響し、それが雇用者の年齢分布に影響するので、男女別の正社員の教育と年齢の結合分布は共に決定されるからである。

反事実的仮定は、事実と異なると言っても実現可能である状況を反映するという意味でのリアリティーを持つ仮定にするのが原則である。一般に男女の正社員の教育と年齢の結合分布の違いは以下の3つのメカニズムにより生じる。

- (1) 男性正社員に比べ、女性正社員は離職率が高く、正規の再雇用率は男女とも低いいため、平均年齢が若くなる。
- (2) 平均的には女性は男性に比べ、教育レベルが低い。
- (3) 主として高年齢コーホートほど就業前の男女の学歴差が大きいいため、正社員の男女の学歴格差は高年齢ほど大きい。

(3) で「主として」という意味は、かつて女性が高学歴ほど離職率が高く再就職率が低かったことも正社員の学歴差が高年齢ほど大きくなることに関係しているからである。メカニズム(1)および(2)と(3)については、今回用いる9503人について、以下の図7と図8でそれぞれ示している。図7は男女正社員の年齢分布の違いを示す。縦軸は男女合わせた全体での構成比ではなく男女別の構成比を表し、女性の分布は男性と異なり右肩下がりであり、従って女性の分布を男性の分布にウェイトをかけて合わせると、年齢が高くなるに従って、女性標本に掛けられるウェイトが大きくなり、特に23-34才ではウェイトが1以下で、35才以上では1以上となることから分かる。

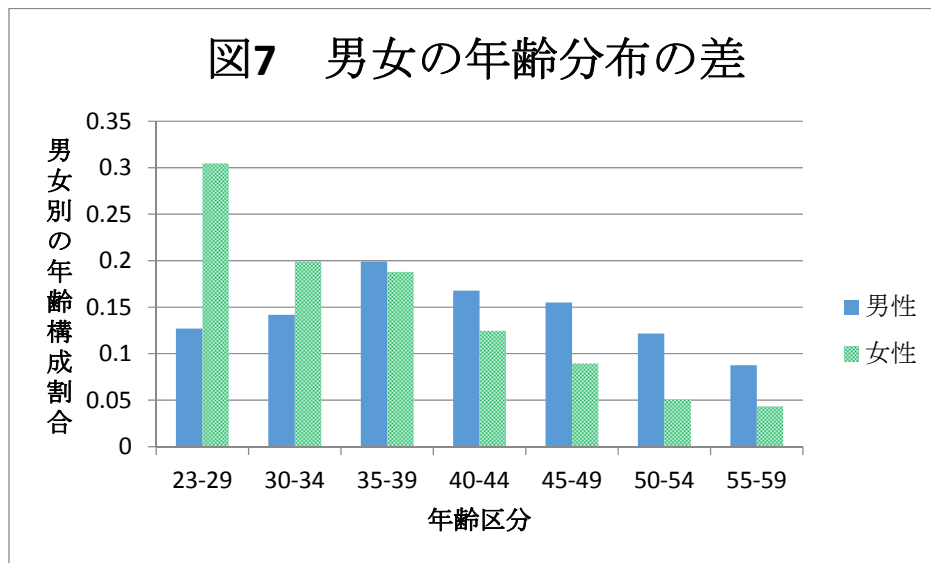
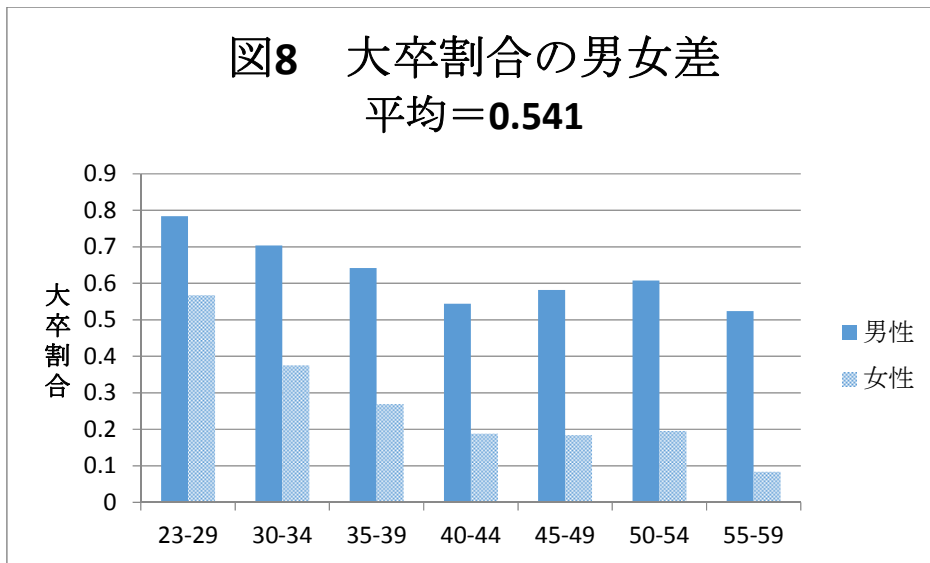


図8は性別、年齢区分別大卒・大学院卒割合（短大・高専は含まない）を示すが、女性の大卒割合が各年齢区分別で男性より少ないだけでなく、高年齢ほど大卒割合の減少傾向が著しいことを示している。なお本稿で分析する標本は、従業員数100人以上の企業で働くホワイトカラーの正社員であることから大卒率が高く、平均で54%（男性63%、女性35%）となっている。

図8 大卒割合の男女差
平均=0.541



さてメカニズムの（１）及び（２）は共に管理職割合の男女格差を生み出す要因であるが、共に（３）の要素と独立に効果を計れない。（２）と（３）の効果が分離できないのは、（２）は年齢別の格差（３）の平均となるからである。従って本稿では（２）と（３）はその効果を合わせて考える。（２）と（３）について、女性が男性と同じになるという反事実的仮定は、年齢別の条件付き学歴割合、 $P(\text{学歴} | \text{年齢区分})$ 、について女性正社員が男性と同じ割合の分布を持つという反事実的状況を意味する。

ここで重要なのはメカニズム（３）の存在は（１）の年齢分布の男女差の影響を考える上でも独立ではない点である。今仮に初職の正社員就職率の男女比が一定でその後女性の離職率・再就職率は男性と同じで、その結果正社員の年齢分布（構成比）が男女で同じになった場合を考えよう。そうすると、男性正社員は女性正社員より実際には平均年齢が高いため、また後で見ると年齢が高いほど管理職割合も高いので、調整後の女性の平均年齢が高くなる分女性の管理職割合が増えるが、その一方、年齢が高いほど、（３）の事実により女性正社員の平均的教育レベルが下がり、教育レベルが低くなるほど管理職割合が小さくなるので、その分年齢増加による管理職割合への正の効果が、教育レベル減少による負の効果により一部相殺されてしまう。一方、始めに（２）と（３）のメカニズムについて、女性と男性の年齢区分別学歴割合 $P(\text{学歴} | \text{年齢区分})$ を同等にした後で、年齢分布 $P(\text{年齢区分})$ も女性が男性と等しくなるという反事実的状況の下では、この相殺効果が生じないので、年齢分布の男女差の解消が管理職割合の男女格差の削減に与える影響は大きくなる。従って以下では学歴の変化による相殺効果を含む年齢効果と学歴が変化せず相殺効果を含まない年齢効果を、共に推定することにする。

表 1：標準化と DFL 法による管理職割合の男女格差の要素分解－ 1

管理職割合の男女格差（「女性割合」－「男性割合」）								
課長以上 $P_W=0.0377, P_M=0.3568$					係長以上 $P_W=0.2153, P_M=0.6850$			
	割合差	被説明度 累積(%)	説明度 累積(%)	説明度 追加(%)	割合差	被説明度 累積(%)	説明度 累積(%)	説明度 追加(%)
標本平均	-0.3191***	100.0	0.0	--	-0.4697***	100.0	0.0	--
標準化 1	-0.2928***	91.8	8.2	8.2	-0.3884***	82.7	17.3	17.3
標準化 2	-0.2974***	93.2	6.8	6.8	-0.4345***	92.5	7.5	7.5
標準化 3	-0.2571***	80.6	19.4	12.6	-0.3354***	71.4	28.6	21.1
標準化 4	-0.2522***	79.0	21.0	1.6	-0.3272***	69.7	30.3	1.7

*** $p<.001$; ** $p<0.01$; * $p<0.05$.

注：標準化 1：年齢区分： $P(\text{年齢区分})$

標準化 2：年齢区分別学歴： $P(\text{学歴} | \text{年齢区分})$

標準化 3：年齢区分と学歴の組み合わせ： $P(\text{学歴} \times \text{年齢区分})$

標準化 4：標準化 3 + 入社年区分

標準化 1 と 2 の説明度追加割合はともに「標本平均」との比較、標準化 3 は標準化 2 と比
べた追加割合、標準化 4 は標準化 3 と比べた追加割合である。

表 1 の「標準化 1」と「標準化 2」の結果は「課長以上」と「係長以上」のそれぞれにつ
いて、「教育レベル減少による相殺効果を含む年齢分布の男女差是正（標準化 1）」と「年齢
区分別の学歴の男女差是正（標準化 2）」が、それぞれ管理職割合の男女格差を何%説明す
るのかを示している。学歴については「大卒・大学院卒」「短大・高専卒」「専修学校卒」「高卒
以下」の 4 区分、年齢区分については下記の図 9 で示す 7 区分である。一方表 1 の「標準化 3」
のモデルは、年齢と教育の結合分布について女性が男性と等しくなった場合の結果であり、こ
のモデルの「標準化 2」のモデルと比べた場合の追加説明度は「教育レベル減少による相殺効
果を含まない年齢分布の男女差是正」の効果を示す。結果は、学歴の男女差の説明度は課長以
上で 6.8%、係長以上で 7.5%と、どちらも 7%前後であるのに対し、年齢差の説明度は、課長
以上か係長以上かで大きく異なり、課長以上の場合は教育レベル減少の相殺効果を入れると
8.2%、相殺効果を除くと 12.6%となり、学歴効果より大きいもの大差はないのに対し、係長
以上の場合は、相殺効果を入れても 17.3%、相殺効果を入れない場合は 21.1%とかなり説明度
が高いことがわかる。

学歴の男女差除去の効果はなぜ比較的小さいのであろうか？ これは直感的には納得のい
かないことである。なぜなら図 8 で見たように、大卒割合にはかなり大きな男女差があり、当
然年齢別に女性が男性と同じ学歴分布を持てば、管理職割合の男女格差の大きな減少があつて
しかるべきと思われるからである。以下の図 9 が、なぜ学歴の男女差除去の効果が少ないのか
についての極めて重要な事実を示している。図 9 は課長以上割合について、性別、大卒・高卒
の別、年齢別に示したものである。なお、「短大・高専」と「専修学校」の標本は除いている。
標本数は大卒男性 4073、大卒女性 1064、高卒男性 1507、高卒女性 1067 である。

図9 課長以上割合の大卒・高卒別男女格差

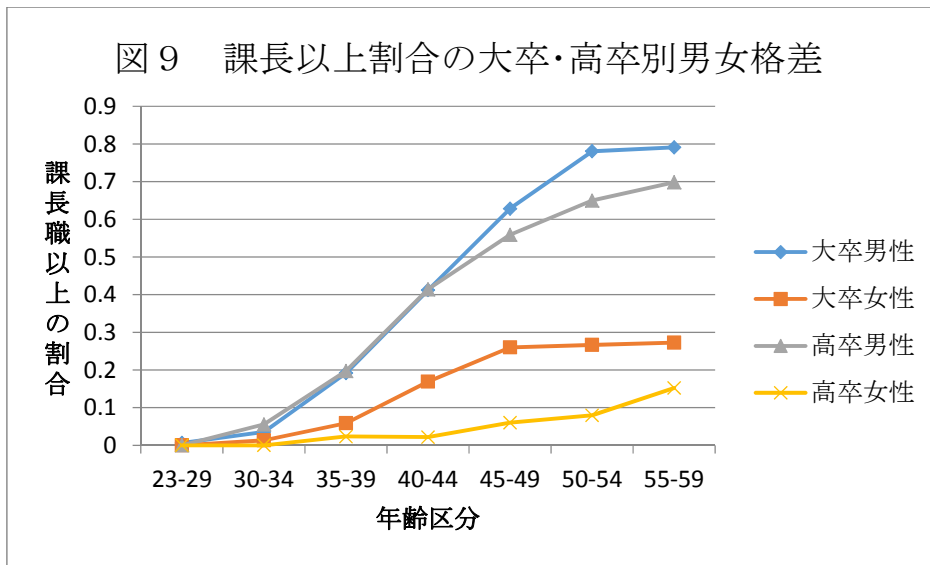


図9は、それ自体で幾つかの結論が可能にほぼパワフルな図である。この図は3つの重要な事実を示している。第一に課長以上割合が増え始める35-39歳以降一貫して、女性大卒者の課長以上割合は、男性高卒者の課長以上割合の半分にも満たないという事実である。社会学では達成・業績 (achievement) と「生まれによって決まる属性 (ascription)」のうち、達成・業績が社会的機会や報酬を主に定めるのが近代社会、生まれによる属性により社会的機会や報酬が主に定まる社会を前近代社会の特徴とする。しかしポストモダニズムが議論される現在日本社会の特性の一部は、実は未だ近代社会とも呼べない特性を有しているといえる。重要な達成・業績である大卒か否かより、生まれが男性であるか女性であるかが、課長以上の管理職になる可能性の大きな決定要因なのである。これが大卒女性であってもその大部分が管理職候補から外される総合職・一般職の区別などのコース制を通じた企業的女性に対する間接差別の結果であることは歴然と思われる。勿論、年齢が同じでも勤続年数が男女で異なることが理由とも考えられるが、年齢別でなく、入社年別に男女別、大卒・高卒別の違いを見た図4の結果でも、男女差は歴然としており、また後述するように年齢分布の男女差を考慮した後に、男女の勤続年数の差が説明出来る男女格差は極めて小さいのである。さらに大卒と高卒では、勤め先の企業規模が有意に異なるが、性別と大卒・高卒別の勤め先企業規模の分布がみな大卒男性の分布と同じになるという反事実的状况でも図9は、数値はわずかに変化するが、形は基本的に変わらない(結果の図は略)。

第2の特性は、ホワイトカラーの正社員であれば、大卒・高卒の差が、課長以上の管理職昇進に影響を与えるのは40代後半以降だという点である。付け加えると従業員数100人以上の企業でも、大卒者は高卒者より大きな企業に勤める傾向があり(大卒男性正社員の勤め先の平均正社員数は617人、高卒男性正社員の場合は265人)、課長以上といっても、大企業の方が賃金や安定性の点で優れるので、その点で大卒・高卒の差は残っている。また高卒は大卒(大学院卒を含む)より平均して4年以上早く労働市場に参入するので、年齢が同じなら平均して就業年数はその分長い。しかし大卒・高卒の別はもとより、MBA取得が管理職になる可能性を大きく増やす欧米に比べ、わが国の中間管理職である課長任用について男性の間では、教育の占める位置が極めて小さいことが特筆される。わが国でよく「学歴社会」という言葉が使

われるが、いったんホワイトカラーの正規雇用者になると、欧米に比べ、わが国で学歴の持つ影響は男性の間で極めて小さい。この点では学歴社会とは言えないのである。

第3の特性は、男性と比べ、女性の中では大卒と高卒の管理職割合の違いは遙かに顕著だという事実である。だが図8で見たように年齢が高くなるごとに大卒女性の割合は大きく減るので、今のところ大卒女性の管理職割合増加への貢献は小さい。しかし、大卒女性が増えた現在、もし彼女たちが今後離職せず就業継続すれば、上記で言う「教育レベル減少の相殺効果を含まない年齢効果」が生まれるので、課長以上割合の一定程度の上昇は期待できる。しかし、図9が如実に示すように高卒男性より大卒女性の管理職昇進機会が遙かに劣る現状が続くなら、その効果は大きいとは言えない。

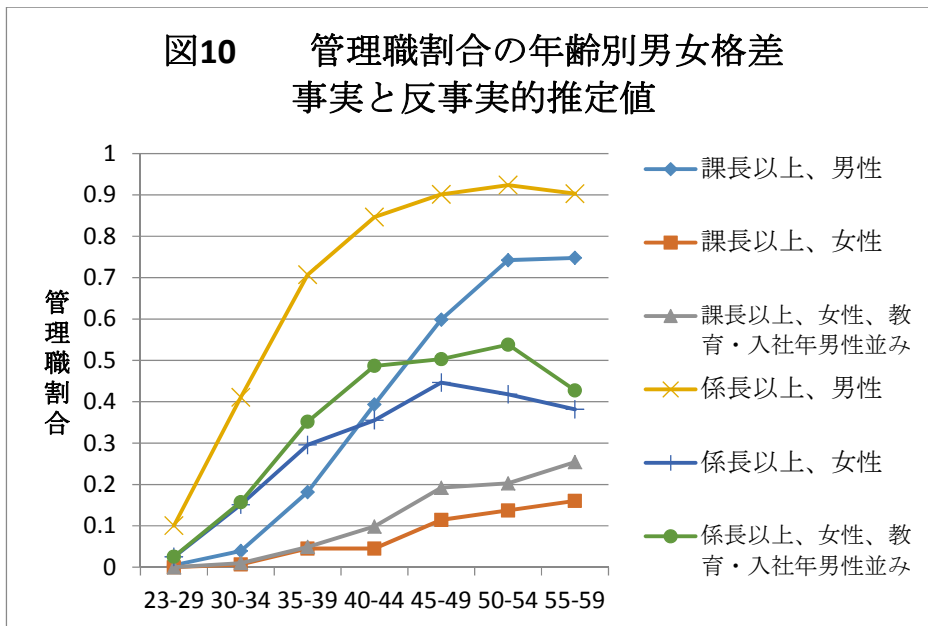
そのことを数値的に示したのが、表1の「標準化4」の結果である。標準化4は年齢と教育に加え現在の勤め先への勤続年数の分布についても女性が男性並みになったら、管理職割合の男女格差がどの程度小さくなるかを示したものである。傾向スコアの推定には、標準化3で用いた教育、年齢、教育と年齢の交互作用効果に加え、入社年の効果を加えている。なお、傾向スコアに対する教育と入社年の交互作用効果、および年齢と入社年の交互作用効果（データに存在する組み合わせのみの区別に基づく）はともに統計的に有意でなく、省かれている。

未だ終身雇用の慣行が比較的広く行き渡っているわが国では、年齢と入社年の相関が（入社年不詳を除く9111標本で） -0.731 と非常に高い。この結果、既に女性の年齢分布が男性の分布に合わせられた後では、勤続年数の男女差の説明力は大きくないのだが、それでも課長以上割合の男女格差、係長以上割合の男女格差にそれぞれ1.6%と1.7%の増加をもたらし、これらは有意な増加である。

この結果、序章で紹介した企業の人事担当者の考える女性管理職の少ない理由が、男女の学歴、年齢、現在の勤め先への勤続年数の違いによる人的資本度の違いとするなら、表1の標準化4の結果は、教育・年齢・勤続年数により説明出来る男女格差は課長以上割合について21%、係長以上割合について30%となった。課長以上割合の場合はもとより、離職しなければ改善が見込まれる係長以上割合の場合でも、男女の人的資本の違いとして説明出来る格差の割合は大きくないのである。このことを端的に示すのが次の図10である。

図10は男女別、年齢別の管理職割合を示したものである。管理職割合の単純な推定値（事実）、に加えて女性に対して標準化4の「もし教育、年齢、入社年の分布が男性と同じであったならば」という反事実的状況の下での女性の管理職割合の推定値を同時に提示している。図10は年齢別にみているので、反事実的状況での年齢別の推定値は、女性が男性と同じ教育と勤続年数を持っていた場合に実現したであろう値である。

図10 管理職割合の年齢別男女格差
事実と反事実的推定値



まず、「事実」の部分について見てみよう。表1の結果で管理職割合の男女格差への男女の年齢分布の差の効果は、課長以上割合の差か係長以上割合の差かで大きく異なることを示したが、その理由は図10が示している。見て明らかなように、女性の課長以上割合（■印のグラフ）は年齢が高くなり55-59歳でも20%未満とたいして大きくならないのに対し、係長以上割合の場合（+印のグラフ）は45-49歳で40%を超える。従って女性が離職せず正社員で継続就業した場合、係長になるチャンスはかなり増すが、課長の場合はそれほどでもない。その違いが、女性の年齢分布が男性と同じになったならばという反事実的状況が係長以上割合の男女格差の減少について、課長以上割合の男女格差の減少に比べ、より大きな影響を生むのである。

次に反事実的仮定の下での推定値（課長以上については▲印のグラフ、係長以上については●印のグラフ）を見てみよう。課長以上割合の場合も、係長以上割合の場合も35歳以上の年齢について、現状（それぞれ■印と+印のグラフ）と比べ、割合が一定程度増加し、課長以上割合の場合最大で55-59歳区分で16.0%から25.4%と9.4%上昇し、平均で3.6%から（年齢分布も男性並みになるとして）10.5%へと約7%増加する。係長以上割合の場合最大で50-54歳区分で41.8%から53.8%へと12%上昇し、平均で21.5%から35.8%へと14.3%増加する。これらはかなりの増大であり、女性の管理職割合が男性より低い理由の一部は、女性が男性と比べ大卒者が少ないことや、離職率が高いことにより年齢分布や勤続年数の分布が小さい値に偏ることが原因であることは明らかである。その格差改善の度合いは表1でみたように課長以上割合で21%、係長以上割合で30%である。しかし先に分析戦略の節で述べたように、年齢・勤続年数の男女差により説明できる管理職の男女格差は、離職した女性たちが離職しなかった女性たちより潜在的な管理職昇進の可能性が低かった可能性を考えると過大評価となり、男女の人的資本の差で説明できる割合は上記の20%（課長以上割合）、30%（係長以上割合）よりさらに小さいと考えられる。何より図10の結果は、それとともに仮に女性が教育や勤続年数が男性と同じであっても、年齢とともに男女格差はどんどん大きくなり、その格差は女性の教育や勤続年数の改善で減少できる度合いよりもはるかに大きい、という事実を示している。これは、多くの

日本企業が総合職と一般職の区別のような企業内トラッキング制度を設けて女性の管理職昇進率を著しく下げていることの結果に他ならない。

以上の結果から、仮説 1 と 2 はともに支持されたことがわかる。なお、調査では他企業での通算就業年数を調べていないが、「今の仕事と同じ仕事を他企業でした経験」の有無、および「有り」場合の就業年数を調査している。しかしそれらは年齢と現在の仕事の勤続年数を制御すると、管理職割合に有意な影響をもたらさず、従って管理職割合の男女格差に影響を与えていない。

3. 職場と就業時間の男女差が管理職割合の男女格差に与える影響

序で述べたように、この分析では大学・大学院卒業者の専攻については調査されていないが、その違いを職場の種類で見ようとするのと、配属される職場自体が管理職割合の男女格差を説明するかどうかを見たのが、表 2 の分析の「標準化 5」のモデルの結果である。「標準化 5」は女性が男性と同じ教育、年齢、勤続年数、職場の分布を持つとした場合に、管理職割合の男女格差が減少するか否か、また減少する場合はそれがどの程度かを見たものである。結果は「標準化 4」のモデルに男女の職場の違いの除去を加味すると、課長以上割合の男女格差に対し 4.2%、係長以上割合の男女格差に 3.1%の追加の説明度を加えることが判明した。これは小さいが無視できない説明力である。しかし、この結果に一見矛盾するような事実が存在する。

表 2 : DFL 法による管理職割合の男女格差の要素分解 - 2

	管理職割合の男女格差（「女性割合」－「男性割合」）							
	課長以上				係長以上			
	割合差	被説明度 累積(%)	説明度 累積(%)	説明度 追加(%)	割合差	被説明度 累積(%)	説明度 累積(%)	説明度 追加(%)
標準化 5	-0.2388***	74.8	25.2	4.2	-0.3128***	66.6	33.4	3.1
標準化 6	-0.1946***	61.0	39.0	18.0	-0.2643***	56.3	43.7	13.4
標準化 7	-0.1911***	59.9	40.1	19.1	-0.2598***	55.3	44.7	14.4

***p<.001,**p<.01,*p<.05.

標準化 5 : 標準化 4 + 「職場の種類」

標準化 6 : 標準化 4 + 「就業時間区分」

標準化 7 : 標準化 4 + 「職場の種類」 + 「就業時間区分」

追加説明度はすべて標準化 4 との比較

図 11 は男女別の職場の構成比を示したものである。一見して分かるように女性は「人事・総務・会計・広報」の割合が男性より大きく、他の職場配属の割合は男性より少ない。従って、女性の職場の配属が男性と同じになるという反事実的状況の下では、「人事・総務・会計・広報」の配属の割合が減って他の部署、特に女性の比較的少ない「営業」、「研究・開発・設計」、「建設・生産・運輸」が増えることを意味する。しかし、下記の図 12 が示すように、これらの職場での女性の管理職割合は女性の管理職割合の平均とあまり差がない。女性の管理職割合が比較的大きいのは「企画・調査」と「販売・サービス」であるが、これらの 2 部署では、図 11 が示すように、男性と比べ女性の構成割合はそれほど小さくないのである。従って、職場の配属について女性が男性と同等になることが、なぜ男女格差を減らすのかの説明ができないのである。

図11 配属職場分布の性差

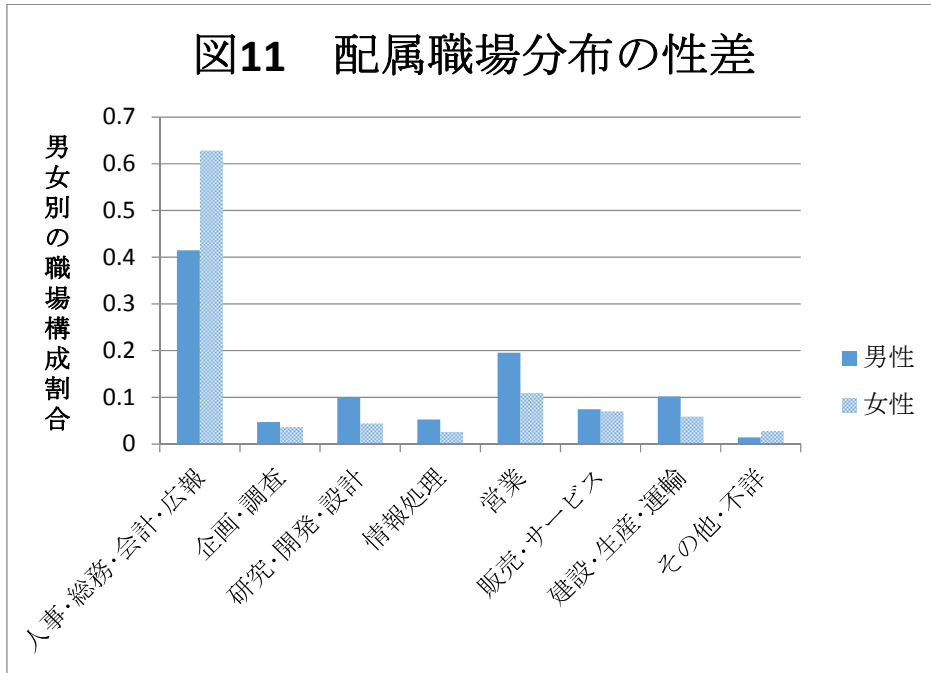
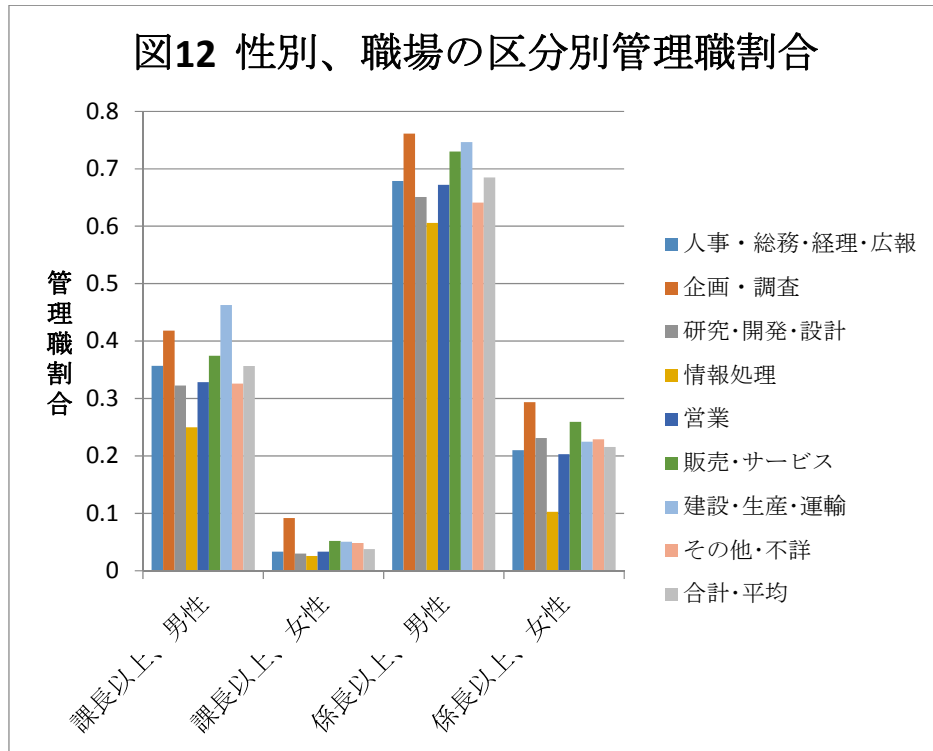


図12 性別、職場の区分別管理職割合



実は、職場は平均就業時間が異なり、「人事・総務・会計・広報」の従業員の就業時間は、男女とも他の職場より少ないことが説明に関係している。図13は就業時間が49時間以上の者の割合が、女性で「人事・総務・会計・広報」部門で働く場合10%であるのに対し、その他の職場では平均17%と比較的大きくなることを示す。従って、女性が職場を変わることで、その職場にあわせて女性の就業時間が変わるなら、後述するように就業時間の長い者は、管理職割合が大きくなるので、その分女性の管理職割合が増加し、男女格差が減少するのである。そのことを確かめたのが表2の「標準化6」と「標準化7」の結果である。

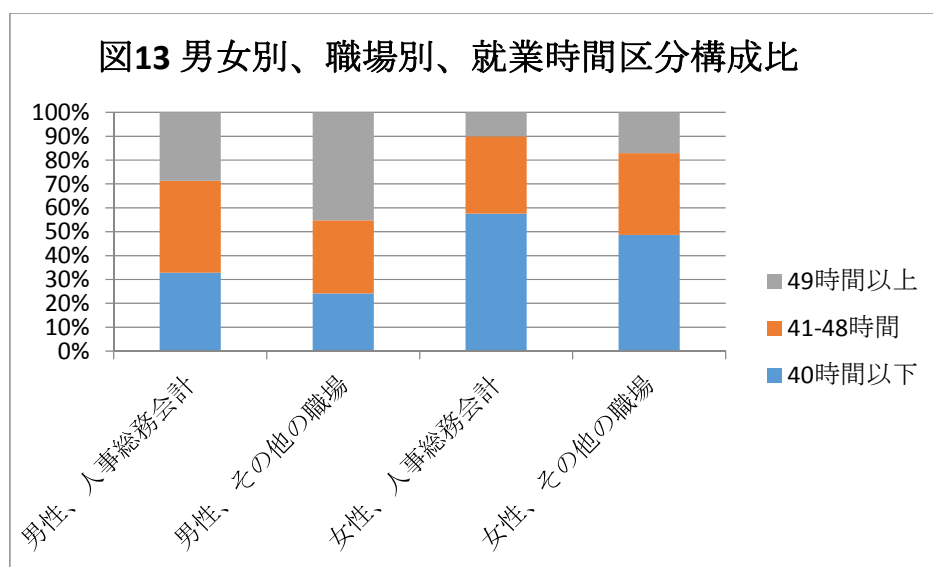


表2の「標準化7」の結果は、就業時間の分布について女性が男性と同じ就業時間の分布を持つという反事実的状況を表す「標準化6」が実現された後では、職場について更に男女の分布が同じとなっても管理職割合の男女格差を減らす割合は、課長以上割合の場合も係長以上割合の場合も、共に約1%程度で極めて小さくなることを示している。つまり**職場の配属の変化は、それに従って就業時間が変わることがない限り管理職割合の男女格差に大きな影響を与えない**。この結果は、仮説3が無条件で支持されないことを示し、同時にもし職場の配属に大学・大学院の専攻が関係しているのなら、男女の専攻の差の影響はほとんどないことを示唆するが、これは専攻を直接調査したデータを用いて再検討されるべきであろう。

一方「標準化6」の結果は、就業時間の男女差が管理職割合の男女格差に大きく関係していることを示唆する。しかし序で述べたように、就業時間は管理職になることによって増大した可能性も否定できない。従って、この説での分析による説明度の増加は、暫定的である。

「標準化6」は「もし女性の就業時間区分の構成比が男性と同じであるならば」という反事実的状況の下での管理職割合の男女格差の（前節の標準化4と比べた）追加の説明度は、課長以上割合で18%、係長以上割合で13%と比較的大きいことを示す。この説明度は、吟味された変

数中、課長以上割合については最大、係長以上割合については男女の年齢差の説明度について2番目である。また逆因果関係の可能性は残るが、この事実は仮説4と整合的である。

図14は、週当たりの就業時間と管理職割合の関係について男女別に示している。「残業なし（週40時間以下）」「残業週8時間以内（週41-48時間）」「残業週9時間以上（週49時間以上）」と就業時間が増えるごとに課長以上割合も係長以上割合も増え、その勾配は、男性の場合は課長以上割合が上記の3区分でほぼ直線で、係長以上割合は残業が増えると勾配が鈍化する。一方女性の場合は係長以上割合の増加がほぼ直線で、課長以上割合は、残業が増えると上昇の勾配が大きくなる。

またこの図は二つの重要な事実を示している。その一つは男女の管理職割合の差は、就業時間による差より、はるかに大きいという事実である。2つ目は、残業をする、特に週49時間以上働くことが、男性よりむしろ女性にとって管理職割合の増加率により大きく貢献するということを示唆する点である。この仮説5に関する検証は後に管理職確率のロジスティック回帰分析を用いて、他の変数を制御して、検定する。

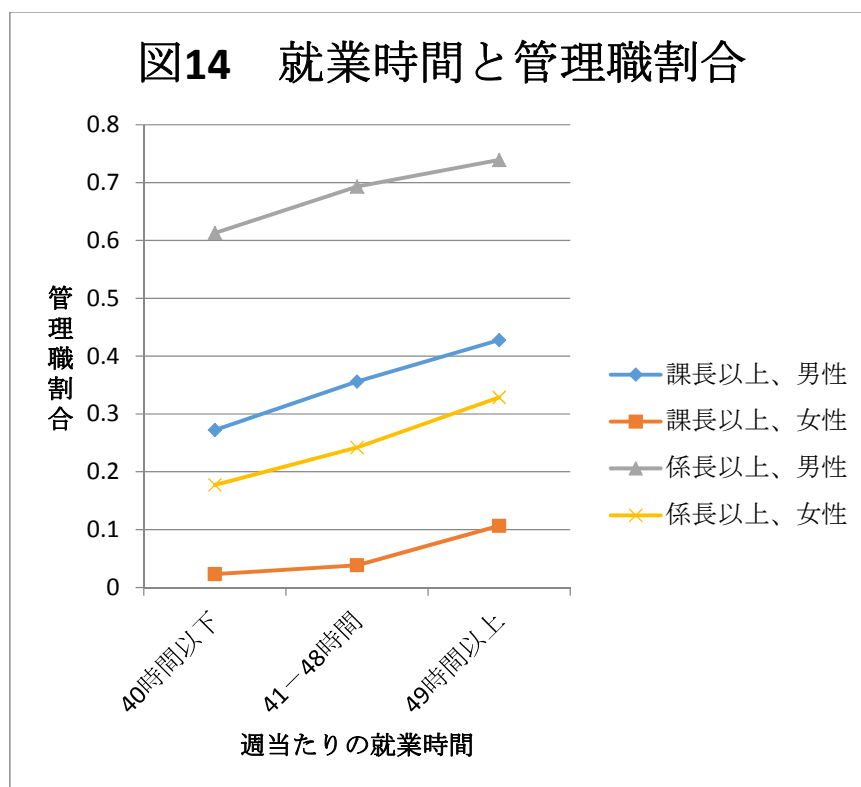
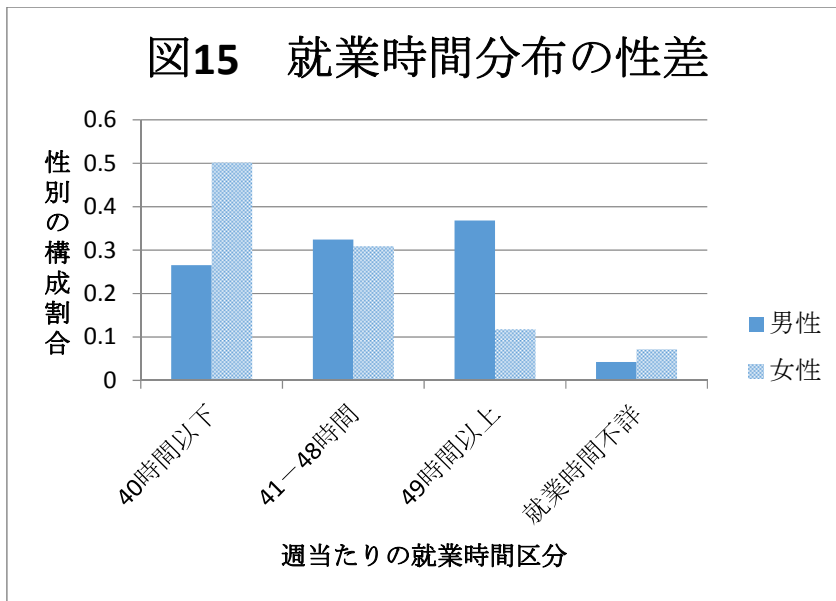


図15は就業時間区分の構成比を男女別に示したものである。一見して明らかなように男性は右上がり、女性は右下がりとなっている。

図15 就業時間分布の性差



以上の結果はもし就業時間と管理職割合の関連が、加藤・川口・大湾 (Kato, Kawaguchi, and Owan 2013)の分析結果にあるように女性の場合、男性以上に、長時間就業が管理職昇進に影響を与える事を意味するならば、就業時間の男女差が課長以上割合の男女格差に対して 18%、係長以上割合の男女格差に対して 13%削減する部分は、女性にとって削減の難しいものであると考えられる。なぜなら、わが国は家庭における夫婦の伝統的役割分業が今もなお強く残り、また男女賃金格差が男性の家事・育児の機会コストを女性の家事・育児の機会コストより遙かに大きくしている状況では、女性が主に家事・育児をするという慣行が存続し、この結果女性にとって仕事と家事・育児との両立が男性より今後とも困難であることが予測され、就業時間を男性並みにして男女の平等を実現する選択は多くの女性にとって非常に困難であると考えられるからである。

しかし、表2の「標準化6」の結果は、仮に就業時間が管理職割合に影響するとして、その男女格差を考慮しても、教育、年齢、勤続年数、就業時間の男女差で説明できる格差は、課長以上割合で 39%、係長以上割合で 43%であり、半分以上の格差は、教育・年齢・勤続年数・就業時間の男女差で説明できない男女格差であることを示す。職場の違いや、他社での同じ職の経験、就業先の企業の管理職割合の男女差なども考慮したがこれらの影響はほとんどない。すなわち残りの格差は、個人属性や勤め先の企業属性が同じでも、男性であるか女性であるかによって、管理職割合が異なるということから生じる。次節では、この男女の変数の分布の違いでは説明できない、男女格差の特徴を明らかにする。

4. 管理職割合についての性別と個人属性や基本企業属性との交互作用効果の分析

本節では、個人属性や、企業の特性と性別との交互作用効果により、男女の管理職割合に格差が生まれるメカニズムについて分析する。しかし前2節と異なり、これらは原因の真の解明とはならない。例えば変数Vの管理職割合に対する影響が、男女で有意に異なるという事

実は判明するが、なぜ違うのかという真の理由は推測の域を出ないからである。しかし、多くの変数を制御することにより、見かけ上の交互作用効果を取り除くことができるので、その点メカニズム解明に焦点を絞ることはできる。本節では、課長以上と係長以上のそれぞれについて管理職確率Pについてのロジスティック回帰分析を用いた。なお、管理職確率というのとはなじみが薄い概念と考えられるので、簡単のため以下「確率」を「割合」で置き換える。与えられた説明変数の同じ組み合わせを持つ人々の管理職確率の平均値がその属性を持つ人の管理職割合である。説明変数の選択は以下の通りである。

まず、初めのモデル（モデル1）として、前節で用いた変数のうち内生性の問題がないか極めて少ないと考えられる①教育、②年齢、③入社年、④職場の種類の変数と、企業の基本特性として⑤企業の従業員数の区分（「100-300」、「301-500」、「501-999」、「1000以上」、「不明」の5区分）、⑥企業の業種（「製造」、「建設」、「情報通信・運輸・郵便」、「卸売・小売」、「その他のサービス」、「その他・不明」の6区分）の6変数を含めたモデルを用いた。続いて、これらの6変数のそれぞれについて性別との交互作用効果を調べ有意な交互作用効果の影響を含むモデルをモデル2とした。課長以上割合について性別との交互作用効果あり、従って課長以上割合の男女格差に有意に影響したのは、教育と従業員数のみであり、係長以上割合については教育と年齢と従業員数と業種の4変数であった。なお労働組合の有無は主効果および性別との交互作用効果とも、課長以上割合に対しても、係長以上割合に対しても有意でないので省いた。わが国の労働組合は管理職割合に関する男女格差の是正には役割を果たしていないと考えられる。

さらにモデル3と4として、内生性の問題があるが理論的に重要な変数である⑦就業時間と⑧配偶者・子供の有無と最終子の年齢を加えたモデルを用いた。モデル3はモデル1同様主効果のみのモデル、モデル4はモデル2同様、統計的に有意な性別との交互作用効果を含むモデルである。結果として就業時間も有配偶・子どもの有無と最終子の年齢も性別との交互作用効果が、課長以上割合に対しても係長以上割合に対しても、有意に存在することが判明した。モデル5以降はモデル4にさらに企業調査に基づく様々な企業の人事管理方針やワークライフバランス施策の影響を調べた結果であるが、仔細は次節で解説する。

表3はモデル1とモデル2の結果を提示している。結果のうち、重要なのは性別との交互作用効果であるが、重要な主効果の結果は以下のとおりである。

(1) 性別の効果は、「大卒・大学院卒 対 高卒」の効果をも大きく上回り、対数オッズ比で測って、課長以上割合に対し4.7倍、係長以上割合で3.7倍の影響を持つことを示している。図9で見たように、性別という生まれの特性の影響が、学歴という達成の影響をはるかに上回っている。なおモデル1の結果で性別の影響より大きいのは、勤続年数の差では説明できない、年齢の独自の影響のみで、年齢も生まれがいつかで決まる特性であり、このように年齢と性別により管理職割合が最も強く決定されるわが国の特質は、経済発展した国家としては極めて異例のものである。

(表3このあたり)

次に、モデル 2 の性別との交互作用の結果は以下を意味する。

(2) 大卒であれば、高卒に比べ管理職になれる割合は男女ともに増大するが、昇進率の増加度を割合 P のオッズ比 $P/(1-P)$ の増加率で測るなら、大卒であることの増加率への影響は女性の方が大きい。その結果課長以上割合の男女格差、および係長以上割合の男女格差が高卒者に比べ大卒者ではともに有意に減少し、格差を減少させる度合いは課長以上割合に対し特に大きい。短大・高専や専修学校卒の場合、管理職割合は高卒と有意に変わらず、男女格差も有意に小さくならない（性別との交互作用効果は有意でない）。

(3) 正社員 1000 人以上の企業では、正社員 300 人未満の企業に比べ、課長以上割合は有意に異ならないが、係長以上割合は減少する。また正社員 1000 人以上の企業では、正社員 300 人未満の企業に比べ、課長以上割合および係長以上割合の男女格差はともに減少し、その減少の度合いは課長以上割合の方が大きい。また正社員 300-499 人の企業、正社員 500-999 人の企業では正社員 300 人未満の企業に比べ、係長以上割合は小さいが、課長以上割合および係長以上割合の男女格差は変わらない。

(4) 係長以上割合の男女格差は年齢が低いほど小さくなる傾向がある。一回調査の結果なので、これは年齢効果かコーホート（出生世代）効果であるかは区別できないが、コーホート効果であれば年代の若いコーホートほど、係長昇進の機会の均等度が増したことを意味する。しかし、同様の年齢効果は、課長以上割合に対しては見られない。

(5) 製造業企業に勤める正社員に比べ、情報通信・運輸・郵便業や、卸売・小売業の企業に勤める正社員は、係長以上割合の男女格差が少ないが、他の業種での男女格差は製造業と変わらない。情報通信・運輸・郵便業での係長以上割合の男女格差減少は特に顕著である。

表 4 はモデル 3 とモデル 4 の結果を示しているが、モデル 4 の性別との交互作用効果の結果は以下を示唆している。

(表 4 このあたり)

(6) 週 49 時間以上の就業時間を持つ者は、週 48 時間以下の就業時間を持つ者に比べ、課長以上割合および係長以上割合の両方において、男女格差が減少する。

この結果は仮説 5 と整合的であり、また仮説 5 の説明で議論したように、これが因果効果（女性の方が男性以上に 49 時間以上の長時間労働が管理職要件とされている）であれ、逆因果効果（女性の方が男性以上に管理職になれば 49 時間以上の長時間労働をしなければならなくなる度合いが大きい）であれ、女性にとって管理職になることが男性以上の負担となることを示している。

有配偶・無配偶の別は逆因果関係（管理職になると男性の初婚率・再婚率が増す）が混在するが、有配偶者間での子供の有無や最終子の年齢が、逆因果関係がないならば以下が成り立つ。

(7) 有配偶男性は最終子が6歳以上となると課長以上割合および係長以上割合が共に大きくなるのに対し、有配偶女性では最終子が6歳以上になると課長以上割合および係長以上割合が共に小さくなる。

(8) 年齢や他の個人属性を制御して、有配偶者の間で最終子が6歳以上の場合は、子どものいない場合や最終子が6歳未満の場合に比べ、課長以上割合も係長以上割合も男女格差が有意に大きい。またこの格差の増大は課長以上割合について、特に最終子が6-14歳の場合に顕著である。

(7) と (8) の結果は、有配偶者の間で有意な違いをもたらす区別は、子どもの有無ではなく、最終子が6歳以上か否かの区別にあるということを示唆するが、子どもがいない場合と最終子が6歳未満の場合に差がないという事実の解釈は注意を要する。それは女性の約6割が、出産後半年ぐらいの時期までに離職するので、もしこの離職女性が、潜在的に管理職昇進機会の低い女性であるなら、「有配偶で子どもなし」の女性と「最終子が6歳未満」の女性の結果の差には標本選択バイアスがあるからである。子どもが生まれれば当然多くの女性は仕事と育児の両立が難しいというハンディキャップを抱えることになるが、最終子が6歳未満でも管理職割合が低くならないのは、管理職女性や管理職昇進機会の比較的高い女性が離職せず残った結果であることも考えられる。一方「最終子が6-14歳の女性」と「最終子が6歳未満の女性」の比較には、こうした標本選択バイアスの混在がほとんどないと考えられるので、最終子が6歳以上になると女性の管理職割合が減るという事実は、このライフ・ステージで女性の育児と仕事の両立の困難がより高くなることを示唆する。子どもが6歳未満の幼児の時は、女性の育児参加に企業の理解が得やすく、また男性に対しても、育児休業取得率は高くないものの、育児参加に理解が得られつつあるが、最終子が6歳以上だと、育児や家庭へのコミットメントに企業の理解が得られにくく、そのため家庭に主たる責任を持たされる女性とそうでない男性との間に、より大きな差が生まれるのではないかと。この点は今後の更なる研究が必要である。

なお、表4が示すように、「配偶・子供の有無と最終子の年齢」の変数と性別の変数の交互作用効果が含まれるモデル4では、係長以上割合についての年齢と性別の交互作用効果がモデル2と比べ弱まる。これはモデル2の年齢と性別の交互作用効果が、若いコーホートほど係長以上割合の男女格差が減ってきたというよりは、年齢がライフステージと関係し、ライフステージと性別の交互作用効果が存在することの結果であることを示唆する。

5. 管理職割合についての企業の人事方針やワークライフバランス施策と性別との交互作用効果の分析

本稿で分析する経済産業研究所の企業調査では、人事管理について8項目にわたり、ワークライフバランス施策の有無については15項目にわたり調査している。それらについて性別との交互作用効果があるかどうかをすべて調べた結果、課長以上割合について実に唯一つの変数のみ、係長以上割合については3変数が、モデル4で考慮した変数の効果を制御して、有意

であることが判明した。表 5 は係長以上割合について、性別との交互作用効果が有意であった各変数について、それぞれモデル 4 に追加した場合（モデル 5、6、7 の結果）、とそれら 3 変数を同時に追加した結果（モデル 8）、及び更なる追加モデル（モデル 9）の結果を示している。

（表 5 このあたり）

表 5 のモデル 5、6、7 の結果はそれぞれ「法を超える育児休業制度がある」企業が「ない」企業に比べ、「ワークライフバランス推進本部などの積極的推進組織を持つ」企業が「持たない」企業に比べ、また「性別にかかわらず社員の能力発揮に努めている」度合いが高い企業ほど、係長以上割合の男女格差は有意に減少することを示している。モデル 6 と 7 の結果はそれぞれ、仮説 9 と仮説 8 を係長以上割合について支持する。なお 3 つの効果は、始めの 2 つの変数がダミー変数、3 つ目の「性別によらない能力発揮」の変数が 5 つの値を取る間隔尺度変数なので、係数は簡単に比べられないがいずれも 1 % レベル有意のほぼ同等に強い効果である。

表 5 のモデル 8 はこれらの 3 つの変数を同時に入れた場合の結果を示し、「性別にかかわらず能力発揮に努める」変数の男女格差減少の効果は有意だが、他の 2 つの変数の効果は有意でなくなることを示す。ただし、この結果は「法を超える育児休業」の変数と「ワークライフバランス推進本部」の変数間の相関が高いことが原因でそれぞれの独自効果がなくなったと考えられるので、モデル 9 としてこれらの 2 つのダミー変数の平均値を変数としたものに代替した。結果は、この変数と性別との交互作用効果は 1% 有意で、「性別にかかわらず能力発揮に努める」傾向より強く男女格差解消に影響することが判明した。またこのモデル 9 は、表 5 のモデルの中でモデル比較において、最も統計的に簡潔な（parsimonious）モデルであった。結局、「性別に関わらず社員の能力発揮に努める」企業と、「法を超える育児休業制度」や「ワークライフバランス推進本部」がある企業は、係長以上割合の男女格差が有意に少ないといえる。

表 6 は課長以上割合についてのモデル 5,6,7 の結果である。結果は「ワークライフバランス推進本部などの積極的推進組織」を持つ企業の場合、課長以上割合の男女格差も有意に減少することが判明した。一方「法を超える育児休業」や「性別にかかわらず社員の能力発揮」は課長以上割合の男女格差を有意に小さくしていない。性別にかかわらず社員の能力発揮に努めると自ら認める企業が、今のところ係長以上割合の男女格差は狭めているが、課長以上割合の男女格差に影響していないという事実は、その原因について企業は自己診断をする必要があるだろう。またこれらの結果は、課長以上割合についてはワークライフバランス推進組織の影響に関する仮説 9 は成り立つが、性別についての人事管理方針に関する仮説 8 は成り立たないことを意味する。

（表 6 このあたり）

表 3, 4, 6 の結果を総合すると男女の説明変数の違いで説明出来ない部分の課長以上割合の男女格差について、最も強い影響を与える（交互作用効果の有意度で計って）のは「大卒であ

ること（高卒に比べ）」の正の効果と有配偶者について「最終子が 6-14 歳（子供なしに比べ）」の負の効果の 2 項目が共に 0.1% 有意で、ついで「正社員 1000 人以上の大企業に勤める」の正の効果と「最終子が 15 歳以上（子供がいない場合に比べ）」の負の効果が 1% 有意で続き、最後に「週 49 時間以上働くこと（週 40 時間以下にくらべ）」の正の効果と「ワークライフバランス推進本部などの積極的取り組みがあること」の正の効果とともに 5% 有意であった。

最後の分析として表 7 は、「ワークライフバランス推進組織あり 対 なし」と「正社員 1000 人以上 対 1000 人未満」の 2 つのダミー変数（1 対 0 の変数）についての課長以上割合の線形確率の飽和回帰モデルの結果を、（1）ウェイトなしの場合と、（2）女性の年齢区分別学歴分布が男性と同じになる反事実的状况を実現する「標準化 2」のウェイトを用いた場合と、（3）教育・年齢・勤続年数について女性が男性と同じ分布を持つという反事実的状况を実現する「標準化 4」のウェイトを用いた場合の結果を示している。結果は、ワークライフ推進組織「有り」の場合は「無し」の場合に比べ、課長以上割合の男女格差がウェイトなしで 4.8 ポイント狭まるが、女性の年齢区分別学歴が男性と同等になると格差削減が 5.8 ポイントに増え、さらに年齢と勤続年数も男性と同じになれば 7.7 ポイントに増えることを意味している。女性の教育の向上、さらにそれ以上に勤続年数の増加が、ワークライフバランスを組織的に推進する企業であることと相乗効果を持って、課長以上割合の男女格差を減少させると期待できる。

また表 7 の結果は同様に正社員数 1000 人以上の企業は 1000 人未満の企業より、課長以上割合の格差が少ないが、男女の学歴分布の同等化、男女の年齢・勤続年数の同等化により、その格差減少の傾向は大きく増幅されることを示している。課長割合の男女格差の削減は、ウェイトなしで既に 15.0 ポイントと大きいのが、標準化 2 の場合は 18.5 ポイントに、標準化 4 の場合はさらに 22.0 ポイントに達する。この結果正社員 1000 人以上の企業の正社員間の男女格差は -0.179 から -0.050 と 3 分の 1 以下になると予測された。表 1 で示したように、男女の人的資本（学歴、年齢、勤続年数）の違いは課長以上割合の男女格差を平均的には 20% しか説明しない。しかし、表 7 の結果は正社員 1000 人以上の企業は例外で、これらの企業では管理職割合の男女格差は主として男女の人的資本の違いにより生じており、今後女性の学歴が男性と同等になり、また女性の離職率、特に高学歴女性の離職率、が減り男性との勤続年数の差が少なくなるに連れて、格差が大きく改善する可能性が高いことを示唆する。ただし、この発見も、離職した女性がもし離職しなかったなら、実際に継続就業した同学歴の女性と同じように昇進したであろうという仮定の下での推測で、もし離職した女性たちの潜在的な管理職昇進率が、継続就業した女性たちより低ければ、表 6 の結果に見られる正社員 1000 人以上の企業であることと男女の勤続年数の同等化が男女格差減少へもたらす相乗効果は過大評価となる。

（表 7 このあたり）

V. 結論と政策インプリケーション

わが国の管理職割合の大きな男女格差を解消し、性別にかかわらず男女が経済活動での意志決定に平等に参加出来る社会にするにはどうしたら良いのか？ この答えの前に、図 9 で見た性別、大卒・高卒別の管理職割合の現状をどう考えるかについて議論したい。通常、我々は企

業は経済合理性を追求すると考える。また、実際そうしているであろう、少なくとも人材活用以外の側面では。「人材活用以外」といったのは、管理職能力に本来性別の違いなどあるはずがなく、また個人差はあるが平均して大卒は高卒より潜在学習能力や判断力に優れると考えるなら、高卒男性より大卒女性の方が管理職登用機会が遙かに劣る日本企業の現状は人材活用の点に関しては合理的選択の結果とは全く考えられないからである。限界労働生産性に見合った賃金を払うのが合理的であるなら、女性の潜在的な管理能力を生かさない賃金報酬のあり方は合理的とは言い難い。このような現状は組織制度学的な観点から従来指摘されていたように企業が夫婦の伝統的役割分業（夫は家計に、妻は家事・育児に主たる責任がある）を前提とし、夫に家族賃金を払い、女性労働は家計補助的とみて、その結果女性に対しては人材育成もせず、潜在達成能力（capability）も引き出そうとしないという、高度成長期の性差別的な人材登用慣行を強く残している結果とみるべきであろう。

今回の分析結果は、女性が教育や就業経験など、人的資本特性において男性と同等になっても、課長以上管理職の男女格差の21%、係長以上管理職格差の30%しか、減少しないことを示した。人的資本の違いで説明できない管理職割合の男女格差が大きく残ることは図10の結果が端的に示している。

また残る格差のうち男女の違いで説明できるのは、就業時間の違いのみで、家庭内における夫婦の伝統的分業が強く残りその解消が短期的には難しいことを考えると、この男女正社員の就業時間の格差は解消が難しい。また仮に、就業時間と管理職割合の男女格差が、管理職になると就業時間が伸びるという可能性を無視し、管理職昇進率の要件に長時間勤務がある結果とみなしたとしても、就業時間の男女差の管理職割合の男女格差への追加説明度は課長以上割合で18%、係長以上割合で13%であり、人的資本の男女差の説明度に加えても課長以上割合、係長以上割合は共に40%前後の説明力である。

従って半分以上の少なくとも約60%は、男女で教育、年齢、勤続年数、就業時間が同じでも管理職割合の男女格差があることを意味し、年齢と共に管理職割合の男女格差が増大することを考えると、管理職昇進が、一方で男性に対し学歴にすらあまり依存せずほぼ平等に年功報酬的に実現される日本的雇用慣行と、他方ですべての雇用者を管理職にすることができないという制約上、女性に対しほぼ一律に、制度的には一般職・総合職の区別のようなコース制を用いて統計的差別を行い、管理職昇進トラックから外す、というような慣行を多くの日本企業が持つに至った結果と思われる。この事実は例えば男性のホワイトカラー正社員であれば学歴によらず最終的に（勤続年数が十分長ければ）90%以上が係長以上に、また大卒の8割、高卒の7割が最終的に課長以上の地位を得るのに対し、女性の場合は勤続年数がどんなに長くても課長以上割合は大卒で3割に達せず、高卒ではその半分の15%にも達しない、ことに如実に示されている。

こういった状況を打破するには、筆者は間接差別の定義についてわが国の法をより明確化し、総合職と一般職の区別など男女で大きく異なる企業内トラッキング制度を間接差別として法的に禁止することが不可欠と考えている。一般に女性差別（直接差別）はわが国も批准している女子差別撤廃条約の定義にあるように「性に基づく区別、排除、もしくは制限」であっ

て「政治的、経済的、社会的、文化的、市民的その他いかなる分野」においてであれ、「女性に対し男性と同等の人権や基本的自由を享有することを阻害したり無効にする効果あるいは目的」を持つものと定義されている。ここで「効果あるいは目的」という意味は「性に基づく区別、排除、制限」が「女性差別を意図している（目的）」か、それとも「女性差別が目的ではないが結果として男女格差を生む（効果）」かの区別で、差別の意図が無くとも結果が格差を生むなら、女性差別として禁止されるべきとしている。これがまた直接差別の定義とされるのは、「性に基づく区別、排除、もしくは制限」としているからである。一方間接差別とは通常欧米では、「必ずしも性に基づいてはいない」が性別と強く関係する区別、排除、制限を意味し、米国では 1971 年の最高裁判決（Griggs vs. Duke Power Company）において「差別の意図の有無にかかわらず、（人種・性別などの）グループ間に異なる結果（Disparate Impact）をもたらす制度」とした。ここで「差別の意図の有無にかかわらず」というのは女子差別撤廃条約のように差別を目的とせずとも格差を生む効果を持つものを含むとの意である。

一方わが国の 2006 年の雇用機会均等法改正では間接差別について、「一方の性の構成員に他の性の構成員と比較して相当程度の不利益を与えるものを、合理的理由なく講じること」とし、改正雇用機会均等法 7 条では具体的に以下の 3 つの場合を間接差別として禁止している。(1)労働者の募集または採用に当たって、労働者の身長、体重または体力を要件とすること。(2)コース別雇用管理における「総合職」の労働者の募集または採用に当たって、転居を伴う転勤に応じることができることを要件とすること。(3)労働者の昇進に当たり、転勤の経験があることを要件とすること。この法は従来批判されていた総合職採用に「転居を伴う転勤」ができるか否かをいわば「踏絵」にすることで、仕事と家庭の両立の困難な女性を間接的に総合職から排除する慣行を禁止した点では、評価できる。しかしその一方、欧米の基準のように「差別の意図の有無にかかわらず効果においても一方の性の構成員に他の性の構成員と比較して相当程度の不利益を与えるもの」を間接差別と明示しなかったため、米国の基準では明らかに効果において男女格差を生む制度とみなされる総合職と一般職の区別が、一方で直接的に性別の基準を用いるものではなく、他方で性差別を意図するものではない、との解釈で間接差別的制度とはされてこなかった。これは、法の解釈を上記のリストに載ったもの以外は、間接差別を差別を意図する制度に限ると見なしているからで、法の不備であるとともに、法解釈の偏りを示しているように筆者には思える。なぜならわが国の法で間接差別について他方の性に「不利益をもたらす目的（意図）を持つもの」に限定していないからである。また何が合理的かの定義もなく「合理的理由なく」という制限条項を入れたこともわが国特有のもので、このような制限を設けるなら、合理性は被差別者の人権擁護のためには各企業の個別理由を超えた普遍的基準で定義されるべきであると筆者は考えるが、そういった指針も明確でない。従って、筆者は雇用機会均等法をさらに改正し、間接差別について「効果もしくは目的において、一方の性の構成員に他の性の構成員と比較して相当程度の不利益を与えるもの」と定義しなおし、総合職と一般職の区別など男女格差を生む因果的効果を持つ企業内トラッキング制度を、個別企業の論理による合理性の基準によらず、間接差別的制度として法的に禁ずるべきであるとする。

上記が政策インプリケーションのいわば第一で、国がまず行うべき政策と筆者は考える。2 番目以降は本稿の結果から有用な施策と考えられるものをその根拠と合わせて述べる。

(2) 国および地方自治体の行うべき施策

従来、育児休業や、育児短時間制度、保育所・託児所の拡充などで、政府支援の比較的厚かった6歳未満の子どものいる世帯への支援とは別に、女性の継続就業やフルタイム勤務促進のために、まず小学生の子供のいる共働きの家庭や、母子・父子家庭、への支援の充実を政府は考えるべきである。これは最終子が6-15歳の子供のいる家庭の女性が、正社員であっても、6歳未満の子供のいる家庭の女性に比べ管理職割合が特に低くなっており、それはこのライフステージの女性が、現在、様々な支援がある最終子が6歳未満の家庭の女性以上に仕事と家庭の両立が難しくその結果ハンディキャップを負っていると考えられるからである。とりあえずは学童保育について、託児所・保育所の充実同様に政府は取り組む必要がある。学童保育は従来からの児童福祉という観点からではなく、女性の活躍の推進という観点からも見直し、常勤で働く女性の需要を最優先にするとともに、従来学童保育の主な対象であった小学校1-3年に限らず、小学校4-6年にも同様の重点を置くべきである。2013年3月の全国学校保育連絡協議会の報告によると、2012年時点で学童保育児数は1年生約29万人、2年生約26万人、3年生約20万人、4年生6万人、5年生約2万5千人、6年生約1万4千人で、1-3年が全体の88%を占めている。小学校高学年の保育は全国的に見て未だ極めて少ない。しかし小学年の中で保育の利用が中断されることは、女性の就業継続に大きなマイナスの影響がでると考えられる。また高学年(4-6年)保育には、量の拡大だけでなく、通常の学校授業とは別の形での、教育投資という質の面も充実させる必要がある。図書室の利用、パソコンなどIT機器の利用、地域のボランティアのロール・モデルの協力など様々な形態が考えられよう。ただし、現在は学童保育は厚生労働所の管轄、小学校教育は文部科学省の管轄であるが、調整官庁としての内閣府の役割も含め、縦割り行政の壁を超える政策が必要となる。

(3) 企業が行うべき施策

A. 女性の管理職登用など、人材活用を目的として、ワークライフバランス推進への組織的取り組みをする企業を増やすことが重要である。そのような企業では、女性の離職率の減少が見込まれ、また女性の継続就業の増加はワークライフバランス推進と相乗効果を持って、女性の管理職割合を推進すると期待できる。

B. 企業は管理職昇進要件として、会社の都合に合わせて恒常的に長時間労働を行う働き方を受け入れることを一種の「踏絵」とする慣行を止めるべきである。残業時間が無くても、あるいは短時間勤務であっても、時間当たりの生産性が高い女性は男性と同等にいると考えられ、恒常的長時間労働の要求は、そのような有能な女性の活躍を阻み、かつ離職を促進し、企業にとっても人材活用上不効率を生んでいるはずである。また男性の働き方としても、時間的生産性に関して効率的でない働き方を存続させていると筆者は考える。

(4) 女性に望まれることとその政策支援

A. 女性は男性と同等の高等教育を目指すべきである。ちなみに米国を始め多くの経済的先進国では大卒割合は女性が男性より高くなっており、我が国の大卒割合の大きな男女格差は例外で、この差が管理職割合の男女格差の一因となっている。また国・政府は従来女性が比較的少ない理工学部・経済学部への進学に対し、女性を対象とする奨学金制度を、ポジティブ・アクションの一つとして拡充するべきである。

B. また女性は継続就業が大きな生涯所得差を生むだけでなく、キャリアの進展に重要という点も認識すべきである。特に大企業に正社員で勤めている女性の離職の機会コストは大きい。国による、育児休業後や育児離職後の復職支援も重要である。

(5) 男性に望まれることとその支援

共働きの夫は、夫婦間で伝統的役割分業の合意があれば第3者が介入すべき問題ではないが、そうでないのなら家事・育児の負担を妻と同等に分かち合うべきである。しかし、夫婦の伝統的役割分業の存続には、男女賃金格差から来る家事・育児の機会コストの男女の違いの影響もあるので、ここでも企業がワークライフバランスの達成できる職場や柔軟な働き方が可能な職場の実現により、家事・育児の機会コストを少なくすることが重要である。ちなみにこの家事・育児の機会コストの削減は少子化対策上も極めて重要である。また企業は、性別にかかわらず家事・育児に参加する雇用者にペナルティを与えたり、またその結果雇用者のキャリア進展が、育児休業などによる一時的中断は別として、将来的に損なわれることがないように努めるべきである。これは次世代育成支援対策基本法に関するコンプライアンスの問題でもある。

引用論文

- 川口章。2008。『ジェンダー経済格差』劉草書房。
- 星野崇宏。2009。『調査観察データの統計科学』岩波書店。
- 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。「常勤者の過剰就業とワーク・ファミリー。コンフリクト」。
- 鶴・樋口・水町（編）『労働時間改革』日本評論社。53-79頁。
- 山口一男。2011。「労働生産性と男女共同参画—なぜ日本企業はダメなのか、企業は何をすべきか、国は何をすべきか」RIETI Discussion paper 11-J-069。

Blinder, A. 1973. "Wage Discrimination: Reduced Form and Structural Variables." *Journal of Human Resources* 8: 436-55.

CWLP. 2011. *Off-ramps and On-ramps Japan*. 邦訳『日本における女性の休職・離職と職場復帰』

Dinardo, J., N. Fortin, and T. Lemieux. 1996. "Labor Market Institution and the Distribution of Wages." *Econometrica* 64:1001-44.

Kato, Takao, Daiji Kawaguchi, and Hideo Owan. 2013. "Dynamics of the Gender Gap in the Workplace: An Econometric Case Study of a Large Japanese Firm." RIETI Discussion paper 13-E-038.

Oaxaca, R. 1973. "Male-Female Wage Differentials in Urban labor Markets." *International Economic Review* 14: 693-709.

Odaki, Kazuhiko and Naomi Kodama. 2010. "Stakeholder-Oriented Corporate Governance and Firm-Specific Human Capital: Wage Analysis of Employer-Employee Matched Data." RIETI Discussion Paper Series 10-E-014.

Rosenbaum, P. R. and D. B. Rubin. 1983. "The Central Role of the Propensity Score in Observational Studies for Causal Effects." *Biometrika* 70:41-55.

Rosenbaum, P. R. and D. B. Rubin. 1984. "Reducing Bias in Observational Studies Using Sub-classification on the Propensity Scores." *Journal of the American Statistical Association* 79: 516-24.

表 3. 管理職確率のロジットモデル：個人属性と企業の正社員規模

説明変数	課長以上 対 以下			係長以上 対 以下		
	モデル 1	モデル 2		モデル 1	モデル 2	
	主効果	主効果	性別との 交互作用	主効果	主効果	性別との 交互作用
I. 個人属性						
1. 性別 (対 男性)						
女性	-2.354***	-3.349***		-2.049***	-2.021***	
2. 教育 (対 高卒以下)						
大学・大学院	0.501***	0.392***	1.119***	0.547***	0.402***	0.471**
短大・高専	0.039	0.031	0.268	0.188	0.209	-0.051
専修学校	0.012	-0.088	0.818	0.094	0.102	-0.172
3. 年齢 (対 23-29)						
30-34	2.132***	2.157***	-----	1.287***	1.236***	0.073
35-39	3.701***	3.730***	-----	2.233***	2.206***	-0.085
40-44	4.616***	4.637***	-----	2.873***	3.021***	-0.653*
45-49	5.344***	5.362***	-----	3.247***	3.423***	-0.720*
50-54	5.896***	5.928***	-----	3.288***	3.634***	-1.213***
55-59	5.972***	6.017***	-----	3.142***	3.470***	-1.143***
4. 入社年 (2005 以降)						
2000-2004	0.258	0.259	-----	1.071***	1.111***	-----
1995-1999	0.343*	0.362**	-----	1.685***	1.716***	-----
1990-1994	0.578***	0.583***	-----	1.679***	1.705***	-----
1985-1989	0.827***	0.830***	-----	1.965***	2.030***	-----
1980-1984	0.894***	0.897***	-----	1.947***	2.036***	-----
1979 以前	0.996***	1.014***	-----	2.060***	2.185***	-----
5. 職場 (対人事総務会計)						
企画・調査	0.316*	0.297*	-----	0.259	0.221	-----
研究・開発	0.041	0.008	-----	0.069	0.031	-----
情報処理	-0.285	-0.305*	-----	-0.378**	-0.397**	-----
営業	0.050	0.042	-----	-0.030	-0.005	-----
販売・セールス	0.185	0.166	-----	0.067	0.078	-----
建設・生産・運輸	0.341**	0.306**	-----	0.072	0.034	-----

表 3. (前頁から継続)

説明変数	課長以上 対 以下			係長以上 対 以下		
	モデル 1	モデル 2		モデル 1	モデル 2	
	主効果	主効果	性別との 交互作用	主効果	主効果	性別との 交互作用
II 企業属性						
1. 正社員数 (対 300 未満)						
300-499	-0.161	-0.218	0.599	-0.263**	-0.299*	0.048
500-999	-0.140	-0.137	-0.240	-0.308**	-0.277*	-0.211
1000 以上	-0.166	-0.348*	1.089**	-0.546***	-0.734***	0.560*
2. 産業 (対 製造業)						
建設業	-0.506*	-0.524*	-----	-0.544**	-0.560*	-0.046
情報通信・運輸・郵便	-0.091	-0.079	-----	-0.207	-0.646**	1.516***
卸売・小売	0.026	0.004	-----	0.413***	0.244	0.404*
その他のサービス業	0.234	0.198	-----	0.438*	0.272	0.373
その他の産業・不詳	-0.291	-0.324	-----	-0.126	0.069	-0.497

***p<.001;**p<0.01,*p<0.05.

省いた係数はモデル 1 では (1) 切片、(2) 入社年不詳、(3) 職場不詳、(4) 正社員数不詳。モデル 2 ではこれに加えて (5) 正社員数不詳と性別の交互作用効果。

[OUTPUT: RIETI\GENDIF3:LOGIT2X.SPV]

表 4. 管理職確率のロジットモデル：追加の個人属性

説明変数	課長以上 対 以下			係長以上 対 以下		
	モデル 3	モデル 4		モデル 3	モデル 4	
	主効果	主効果	性別との 交互作用	主効果	主効果	性別との 交互作用
I. 個人属性						
1. 性別 (係数略)						
2. 教育 (係数略)						
3. 年齢 (対 23-29)						
30-34	1.952***	1.986***	-----	1.216***	1.103***	0.253
35-39	3.418***	3.458***	-----	2.103***	1.984***	0.209
40-44	4.326***	4.356***	-----	2.715***	2.741***	-0.260
45-49	4.997***	5.007***	-----	3.037***	3.062***	-0.312
50-54	5.531***	5.560***	-----	3.069***	3.230***	-0.767*
55-59	5.602***	5.627***	-----	2.924***	3.033***	-0.647
4. 入社年 (係数略)						
5. 職場 (係数略)						
6. 就業時間 (40 以下)	.		-			
41-48	0.377***	0.389***	-0.146	0.340***	0.350***	-0.031
49 以上	0.923***	0.876***	0.569*	0.692***	0.612***	0.388*
7. 配偶・子供 (対 有配偶・子どもなし)						
無配偶・子どもなし	-0.565***	-0.543***	-0.327	-0.301***	-0.386***	0.185
無配偶・子どもあり	-0.346	-0.152	-1.024*	-0.115	0.055	-0.207
有配偶・最終子 6 歳未満	-0.013	0.058	-0.312	-0.048	0.063	-0.282
有配偶・最終子 6 - 14 歳	0.136	0.262*	-1.787***	0.178	0.341*	-0.675*
有配偶・最終子 15 歳以上	0.222	0.363**	-1.040**	0.114	0.361*	-0.715*
II. 企業の基本属性						
1. 正社員数 (係数略)						
2. 産業 (係数略)						

***p<.001;**p<0.01,*p<0.05.

係数の省かれた変数は、モデル 3 はモデル 1 と同じ変数、モデル 4 は性別との交互作用効果の変数を含めモデル 2 と同じ変数が用いられている。

[OUTPUT: RIETI-GENDIF\LOGIT2Y.SPV]

表 5. 係長以上確率のロジットモデル：追加の企業属性

追加の 説明変数	係長以上 対 以下				
	モデル5	モデル6	モデル7	モデル8	モデル9
1. 法を超える育児休業					
主効果	-0.129			-0.091	
性別との交互作用効果	0.370**			0.288	
2. WLB推進本部					
主効果		-0.211**		-0.189*	
性別との交互作用効果		0.396**		0.266	
3. 性別にかかわらず 能力発揮に努める					
主効果			-0.010	0.009	0.009
性別との交互作用効果			0.190**	0.157*	0.156*
4. 項目1と項目2の平均					
主効果					-0.277*
性別との交互作用効果					0.558**

***p<.001,**p<0.01,*p<0.05.

[OUTPUT:RIETI_GENDIF\LOGIT3U.SPV]

表 6. 課長以上確率のロジットモデル：追加の企業属性

追加の 説明変数	課長以上 対 以下		
	モデル 5	モデル 6	モデル 7
1. 法を超える育児休業			
主効果	0.027		
性別との交互作用効果	0.463		
2. WLB推進本部			
主効果		-0.117**	
性別との交互作用効果		0.637*	
3. 性別にかかわらず 能力発揮に努める			
主効果			0.034
性別との交互作用効果			0.044

***p<.001;**p<0.01,*p<0.05.

[OUTPUT:RIETI_GENDIF\LOGIT3U]

表 7. 課長以上割合の飽和線形確率モデル

説明変数	V : WLB 推進組織有り(1) 対 無し(0)			V : 正社員 1000 人以上(1) 対 未満		
	標準化無し	標準化 2	標準化 4	標準化なし	標準化 2	標準化 4
性別 (V=0 の場合)	-0.329***	-0.310***	-0.269***	-0.329***	-0.312***	-0.270***
V	-0.037**	-0.037**	-0.037**	-0.119***	-0.119***	-0.119***
性別×V	0.048*	0.058**	0.077***	0.150***	0.185***	0.220***
性別 (V=1 の場合)	(-0.281)	(-0.252)	(-0.192)	(-0.179)	(-0.127)	(-0.050)
切片	0.365***	0.365***	0.365***	0.364***	0.364***	0.364***

***p<.001;**p<0.01,*p<0.05. ()内は他の係数から計算された値。

標準化 2 は女性が男性と同等の年齢別の学歴分布を持つ場合。

標準化 4 は女性が男性と同等の学歴、年齢、勤続年数分布を持つ場合。