

# 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

山口 一男

(シカゴ大学教授)

経済産業研究所が行った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小さく、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は男女格差が少ないことなどを示す。

## 目次

- I 始めに——わが国の実情の基本的認識について
- II 分析の戦略と主な検証仮説
- III 統計的分析方法
- IV 分析結果
- V 結論と政策インプリケーション

### 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。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。厚生労働省の「雇

用機会均等関係資料」の平成24年改訂版によると、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。また平成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、極めて低い。欧米では女性の進出の著しい国家公務員の管理職女性割合もわが国では3%（平成25年）である。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。

これらの「原因」とされるものに筆者の分析と照らし合わせると、現状の理解に偏りをもたらす

と思われるものがあるので、まずそれについて議論したい。それが図1(上述の厚生労働省資料の「昇進」の章の図から3大理由のグラフのみ抜粋)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らない」という回答で平成23年では54%と過半数の企業があげる理由となっている。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、「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」および「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、ともに20~30%の企業が理由としてあげている。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。

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らない」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あわせて分析するが、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。このことを端的に裏付ける図がある。図2は本稿が分析する、2009年の経済産業研究所が行った『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2は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2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

図1 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

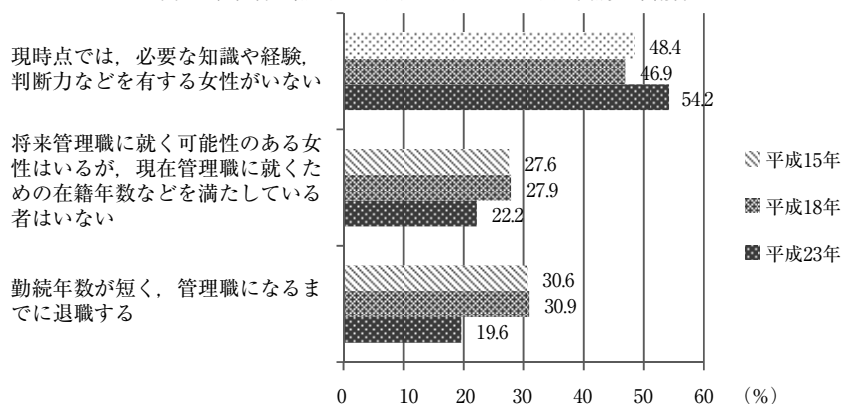
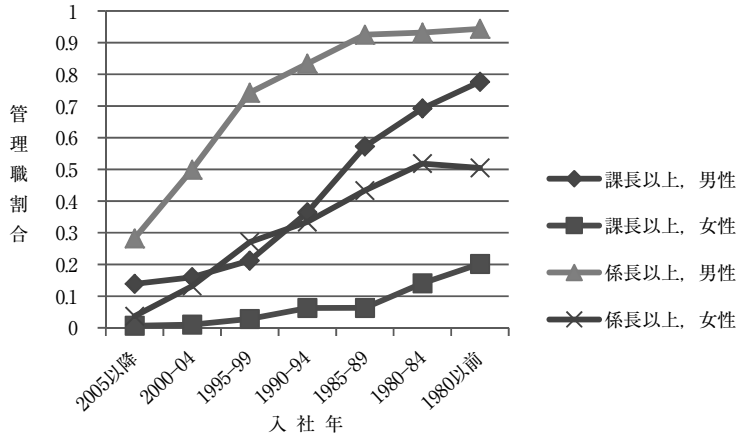


図2 男女別の管理職割合の勤続年別男女格差



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。

この図2は図1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。ただ図2は男女の学歴の違いを制御していない。したがって男女の学歴差の影響の判断は未だ残るものの、図1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でき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。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。

しかし企業は一様ではなく、男女格差について企業間の違いを見ることが本稿のもう一つの目的である。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。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目的としている。

## II 分析の戦略と主な検証仮説

本稿は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を分析する。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、

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

の決定要因である。式(1)の数量を分析することには、管理職者中の女性割合を分析することに比べて、女性の管理職が少ないのは元来正社員割合が男性に比べ少ないという原因を反映しない点が制約であるが、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という長所がある。また筆者は男女賃金格差の要因として男性に比べ女性に非正規雇用が多いこと以上に正社員内の男女の賃

金格差が大きいことが原因であると結論している(山口2008)。一般に管理職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、管理職昇進が起こる就職後何年も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影響するので、そ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に代替して式(1)で表される正社員の管理職割合の男女格差を分析することにした。しかし式(1)の管理職割合の男女格差の分析は2つの限界を持っている。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には、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ことである。逆因果関係の問題とは、管理職になったこと(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。今回の分析では雇用者対象の調査からは、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2つの客観的と思われる特性を除き、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、したがって逆因果関係が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。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

クシ、企業調査票の回答を用いることとした。

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」による選択バイアスが混在する可能性がある点である。本稿の分析結果の解釈には、こういった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。

仮説であるが、以下の2つは自明であろう。

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。

本稿では仮説1と2は成り立つこと自体は自明なので、その影響がどの程度であるのかについての計量化を主たる目的とする。なお、現在勤めている企業以外での就業経験についても「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予備分析で影響を調べたが有意な影響はなかった。

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分析に用いるとした変数の一つは本人の「週当たりの就業時間」である。「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。しかしこの変数についての男女差の影響を分析に含める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3：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4：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4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をしなければならない傾向が強いことを意味する。「長時間労働をしなければならない」と表現したのは、筆者の研究(山口2009, 2010)により、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からである。

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2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、したが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。したがって以下の仮説を検討する。

仮説5：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6：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。

仮説6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。つまり、制御していない女性の選好が子どもの有無と管理職割合の見かけ上の関係を生み出した可能性は残る。しかし仮説5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。

なお企業の特性により男女格差の度合いの違いが生み出されていることに関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努めているか否かと、(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7：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8：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や企業の人事管理についての方針について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た。

また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たが、予備分析の結果はそのような影響は見られなかった。

### III 統計的分析方法

#### 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。計量経済分析でよく用いられるブリンダー・オハカ (Blinder 1973, Oaxaca 1973) の方法 (以下 BO 法と呼ぶ) でなく、回帰式を仮定せず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た。回帰分析を用いる BO 法とことなり、割合の要素分解に用いることができる点がこの方法の長所である。

DFL 法は従属変数 Y の男女の平均の差を、説明変数 Z の分布の男女差で「説明できる」部分と「説明できない部分」に分解するために標本上、Z の分布が男女で「ランダムな誤差」を除き同じになる状態を作り出すが、本稿では「もし女性が男性と同じ Z の分布を持っていたならば」という仮想状態を作り出す以下の傾向スコアウェイトを用いた。

$$\begin{aligned} \omega(\mathbf{z}) &= \frac{f(\mathbf{z}|x=0)}{f(\mathbf{z}|x=1)} = \frac{f(x=0|\mathbf{z})f(\mathbf{z})/p(x=0)}{f(x=1|\mathbf{z})f(\mathbf{z})/p(x=1)} \\ &= \frac{p(x=1)p(x=0|\mathbf{z})}{p(x=0)p(x=1|\mathbf{z})} \end{aligned} \quad (2)$$

式 (2) では男性 ( $x=0$ ) 女性 ( $x=1$ ) の区別、 $f(\mathbf{z}|$

$x)$  は Z の条件付き確率を表し、 $\omega(\mathbf{z})$  ウェイトは、女性の Z の分布を男性の分布に合わせる調整を意味するが、式 (2) はこのウェイトは性別割合を Z で推定する  $p(x|\mathbf{z})$  の値が正確に推定できれば求められることを示している。本稿では  $p(x|\mathbf{z})$  の推定にロジスティック回帰式を用い、また推定された  $p(x|\mathbf{z})$  についてウェイトを女性標本に掛けた後に X と Z の独立が成り立つか否か診断し確認した。

#### 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、つまり性別 X と説明変数との交互作用効果がある、から生じると考え、この「説明されない部分」の更なる解明のためには回帰分析モデルが必要なので以下のロジスティック回帰モデルを用いた。ただし DFL 法での確率の差への影響と、回帰分析の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、を見ることにのみ用いることとした。

$$\log(P/(1-P)) = \alpha_0 + \beta_0 X + \beta_1' Z + \beta_2' ZX + \beta_3' V + \beta_4' VX \quad (3)$$

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  $\beta_2'$  と  $\beta_4'$ ) 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 I での図 2 の基になったデータと同様、2009 年の経済産業研究所が行った『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と企業調査のリンクデータである。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23～59歳としたのは、大学在学者や定年退職者の割合が大きいため年齢効果に標本選択バイアスが大きく混入する年齢層を除くためである。

## 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を分析した。年齢と教育の分布は、雇用者に分析を限っているので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。

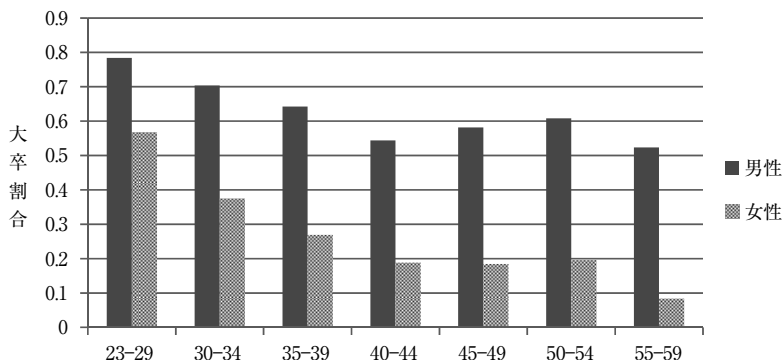
一般に男女の正社員の教育と年齢の結合分布の違いは以下の3つのメカニズムにより生じると考えられる。

- (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。図3は上記の(3)の関連図で性別、年齢区分別大卒・大学院卒(以下「大卒」と呼ぶ、短大・高専は含まない)の割合を示すが、女性の大卒割合が各年齢区分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。

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。したがって本稿では(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。またメカニズム(3)の存在は(1)の年齢分布の男女差の影響を考える上で教育が独立ではないことを意味する。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が男女で同じになった仮想の状況を考えよう。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ので、また年齢が高いほど管理職割合も高いので、仮想の状況では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

図3 大卒割合の年齢別男女差



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 $P$ (学歴|年齢区分)を同等にした後で、年齢分布 $P$ (学歴|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。したが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図3で用いた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3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4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4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。

図4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。社会学では業績(achievement)と「生まれ

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

	管理職割合の男女格差(「女性割合」-「男性割合」)							
	課長以上 PW=0.0377, PM=0.3568				係長以上 PW=0.2153, PM=0.6850			
	割合差	非説明度 累積(%)	説明度 累積(%)	説明度 追加(%)	割合差	非説明度 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
標準化5	-0.1946***	61.0	39.0	18.0	-0.2643***	56.3	43.7	13.4

\*\*\* $p < .001$ ; \*\* $p < .01$ ; \* $p < .05$ .

注: 標準化1: 年齢区分:  $P$ (年齢区分)

標準化2: 年齢区分別学歴:  $P$ (学歴|年齢区分)

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

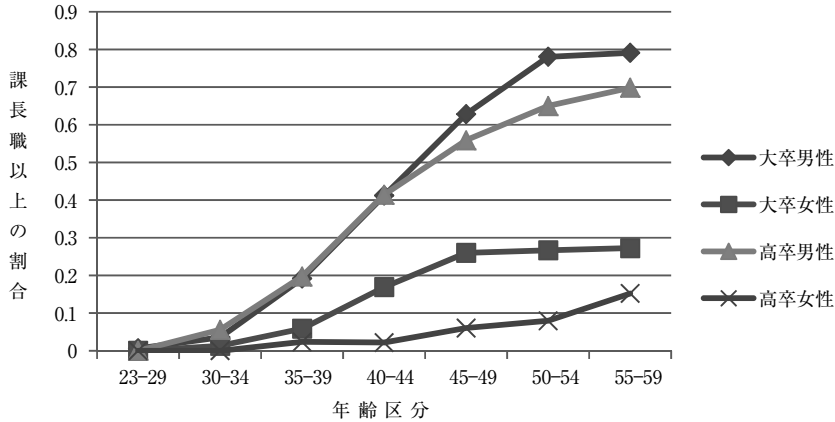
標準化4: 標準化3 + 入社年区分

標準化5: 標準化4 + 就業時間区分

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、4、5の追加割合はそれぞれ標準化2、3、4と比べた結果である。



図4 課長以上割合の大卒・高卒別男女格差



によって決まる属性 (ascription)」のうち、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の女性に対する間接差別の結果であると思われる。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2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。

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。この事実は今後大卒女性の継続就業率が高まるなら男女格差の多少の改善が期待できることを意味するが、図4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。

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 $-0.731$ 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。

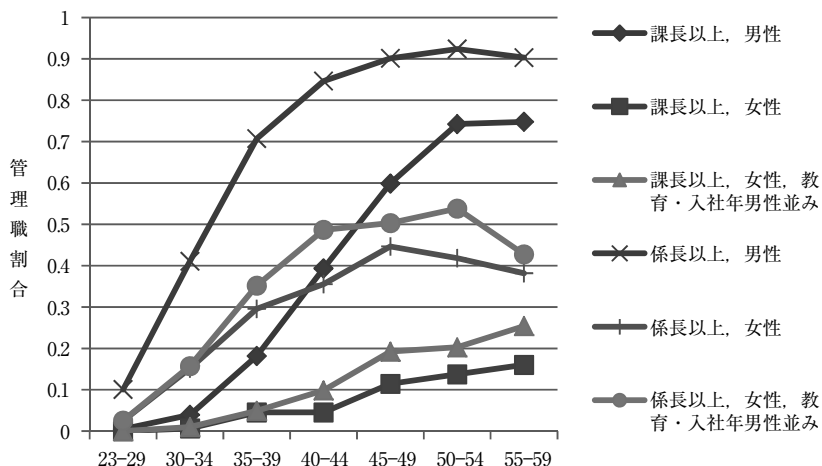
この結果、Iに紹介した企業の人事担当者の考える女性管理職の少ない理由が、男女の学歴、年齢、現在の勤め先への勤続年数の違いによる人的資本度の違いとするなら、表1の標準化4の結果は、人的資本の差により説明出来る男女格差は課長以上割合について21%、係長以上割合について30%であることを示す。課長以上割合の場合もとより、離職しなければ改善が見込まれる係長以上割合の場合でも、男女の人的資本の違いとして説明出来る格差の割合は大きくないのである。このことを端的に示すのが次の図5である。

図5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5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。

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5が示している。見て明らかのように、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。したが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%

図5 管理職割合の年齢別男女格差事実と反事実的推定値



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。図5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、という事実を同時に示している。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。

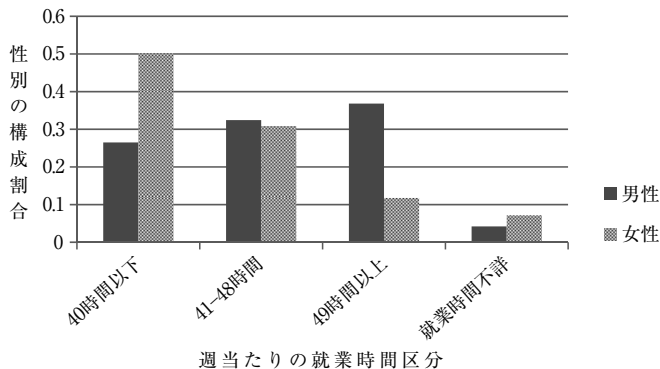
表1の「標準化5」の結果は上記の標準化4の学歴・年齢・就業年数に加えさらに女性の就業時間も男性と同等になった場合の結果を示している。前述したように就業時間は管理職になることによって増大した可能性も否定できない。したがって、この説での分析による説明度の増加は、暫定的である。「標準化5」は「もし女性の就業時間区分の構成比が男性と同じであるならば」という反事実的状況の下での管理職割合の男女格差の（前節の標準化4と比べた）追加の説明度は、課長以上割合で18%、係長以上割合で13%と比較的大きいことを示す。この説明度は、吟味された変数中、課長以上割合については最大、係長以上

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3と整合的である。なお図6は就業時間区分の構成比を男女別に示したものである。

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が削減する部分（課長以上割合で18%、係長以上割合で13%）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1の「標準化5」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44%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

図6 就業時間分布の性差



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。

### 3 管理職割合についての性別と個人属性や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

表2 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
<b>I 個人属性</b>						
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	—
<b>II 企業属性</b>						
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		—	0.413***	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

注：\*\*\*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。

出所：RIETI\GENDIF3\LOGIT2X.SPV

スティック回帰分析を用いた分析結果を提示する。

まずモデル1として、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（表2の7区分及び「不詳」）、⑤企業の従業員数の区分（表2の4区分及び「不詳」）、⑥企業の業種（表2の6区分）の6変数を説明変数に用いた。続いて、これらの6変数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。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（表3の6区分）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（表3）。

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（= 2.354/0.501）倍、係長以上割合で3.7（= 2.049/0.547）倍の影響を持つことを示している。図4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。

次に、モデル2と4による性別との交互作用の結果は以下を意味する。

表3 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）						

注：\*\*\*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。

出所：RIETI-GENDIF\LOGIT2Y.SPV

- (2) 高卒者に比べ大卒者がより管理職になれる度合は女性の方が大きい。その結果課長以上割合と係長以上割合の男女格差について高卒者に比べ大卒者ではともに有意に減少し、減少度合は課長以上割合に対し特に大きい。
- (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、その減少度合は課長以上割合の方が大きい。また正社員 300 ～ 499 人の企業と 500 ～ 999 人の企業は 300 人未満の企業に比べ男女格差は変わらない。
- (4) 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。
- (5) 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 (5) の結果は仮説 4 と整合的であり、またこれが因果効果（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、有配偶者間での子どもの有無や最終子の年齢の影響に逆因果関係がないならば、以下が成り立ち仮説 5 と 6 を部分的に支持する。

- (6) 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有意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も係長以上割合も共に有意に小さくなる。
- (7) 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、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。

一般に女性の約 6 割が出産後半年ぐらいの時期までに離職するので、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。一方 (6) と (7) の「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 歳以上になると管理職割合が男性で増え女性で減って、その結果男女格差が増すという事実は、このライフ・ステージで女性の育児と仕事の両立がより困難になり、それと同時に男女の伝統的分業がより強化されることを示唆する。

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個別に調べた結果、課長以上割合について実に唯 1 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 4 は課長以上割合について、「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が有意に減少することを示している。この結果は、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 8 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 7 は成り立たないことを意味する。一方表 5 は係長以上割合についてモデル 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「性別に関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

表4 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

注：\*\*\*p<.001;\*\*p<0.01,\*p<0.05.  
出所：RIETI\_GENDIF\LOGIT3U

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.  
出所：RIETI\_GENDIF\LOGIT3U.SPV

意に減少することを示している。しかし、3変数を同時に入れると交互作用効果が有意なのは「性別によらない能力発揮」の項目のみとなり（モデル8）、さらに他の2項目についてはその「ある」「どちらかがある」「両方ある」の3区分の影響を見た場合（モデル9）には性別との交互作用効果は有意となった。「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。これらの結果はこのような特性を持つ企業では男女により平等な機会があることの可能性に加え、昇進意欲の高い女性がこのような特性を持つ企業に就職や継続就業する割合が高いので生じた可能性もある。

## 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？ 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。

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。また就業時間の男女差と

人的資本の男女差をあわせて課長以上割合、係長以上割合は共に40%前後の説明力しかない。

したが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依存せずほぼ平等に年功報酬的に実現される日本の雇用慣行と、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ことが男女格差の主な原因と考えられる。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。

このような現状を打破するには、間接差別の定義についてわが国の法を国際標準である意図によらず効果においても男女格差を生む制度を含むと明確化し、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である。一方でこのような制度は女性の高い離職率によるコストを抑えるために発達したとの議論がある。しかし有能な女性の不活用の機会コストを考えるとこの議論の妥当性は疑わしく、また高い離職率は、間接差別がキャリアの展望の無い女性の離職を生むという予言の自己成就ともなっているので（山口2008）、この悪循環を断ち切るためにも間接差別をより包括的に禁止すべきというのが筆者の意見

である。また男性以上に女性に対して長時間労働が管理職要件となっている状況が分析で示唆された。女性の人材活用には労働時間の長さでなく時間当りの生産性を尺度とすべきでありこの点につき企業の制度改革が強く望まれる。また最終子が6～15歳の子供のいる家庭の正社員女性管理職割合が特に低くなっており、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。現在小学1～3年が中心の学童保育の4～6年への拡充などの支援に政府は取り組む必要があるだろう。

#### 参考文献

- 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』No.574, 50:40-68.
- （2009）『ワークライフバランス——実証と政策提言』日本経済新聞出版社.
- （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.
- （2012）「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: 436-455.
- DiNardo, J., N. Fortin, and T. Lemieux (1996) "Labor Market Institution and the Distribution of Wages." *Econometrica* 64:1001-1044.
- 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.

やまぐち・かずお シカゴ大学教授(社会学)。最近の主な著作に『ワークライフバランス——実証と政策提言』（日本経済新聞出版社、2009年）。社会統計学、就業と家族、社会的不平等専攻。