



RIETI Discussion Paper Series 14-J-036

## 性別職域分離と女性の賃金・昇進

橋本 由紀  
九州大学

佐藤 香織  
東京大学



Research Institute of Economy, Trade & Industry, IAA

独立行政法人経済産業研究所  
<http://www.rieti.go.jp/jp/>

2014年6月

## 性別職域分離と女性の賃金・昇進

橋本由紀（九州大学）

佐藤香織（東京大学大学院）

## 要 旨

本研究では、男女で職場の配属先が異なる傾向（性別職域分離）が観察される製造業企業 A 社の人事データを用いて、従業員の職場配置が男女間賃金差や女性の昇進確率に及ぼす影響を検証した。男女間賃金差の分析では、職場の異質性をコントロールした結果、男女間の賃金差はさらに拡大することがわかった。すなわち A 社では、男性労働者とは異なるかたちで、女性にも昇進可能性が開かれている職場への配置が女性労働者の相対賃金を高める方向に作用していた。

続いて A 社の女性昇進者の特徴に関する分析では、昇進を高める要因について学歴による違いが存在した。大卒・大学院卒女性では、個人要因（学校・学位レベルや転勤経験）と職場要因（研究開発部署、女性管理職存在部署）の両方が昇進確率を高めていたが、より重要なのは後者である。A 社では、女性管理職は特定部署に集中し、新たな女性管理職もその中から生まれる傾向が強いことを確認した。

キーワード：性別職域分離、男女間賃金差、昇進

JEL classification：J31, 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、所属する組織及び（独）経済産業研究所としての見解を示すものではありません。

---

本稿は、独立行政法人経済産業研究所におけるプロジェクト「企業内人的資源配分メカニズムの経済分析—人事データを用いたインサイダーエコノメトリクス—」の成果の一部である。本稿の原案に対して、大湾秀雄教授（東京大学）、川口大司教授（一橋大学）、鈴木勘一郎教授（立命館アジア太平洋大学）、鶴光太郎教授（慶応大学）・プログラムディレクター（経済産業研究所）、森川正之理事・副所長（経済産業研究所）ならびに経済産業研究所ディスカッション・ペーパー検討会、日本経済学会 2014 年度春季大会参加者の方々から多くの有益なコメントを頂いた。ここに記して感謝の意を表す。

## 1. はじめに

OECD 諸国の女性の労働力率は 1970 年代以降徐々に上昇し、労働力率の男女差も縮小した。特に日本では、1986 年の男女雇用機会均等法施行を機に、女性の働き方も大きく変化した。法改正以前は、女性が長期雇用を前提に正社員として働くことは、公務員等の一部職種を除いては基本的に想定されておらず、女性労働者への期待もほぼ一様に男性労働者の補助的な役割だった。性別に基づく雇用管理を禁止した法改正は、女性の職域を広げる転機となった。法改正後にコース別雇用管理を採用した企業では、労働者は就職時に「総合職」か「一般職」を選択し、入社後、コースが同じ者は、性の区別なく配置や昇進の均等処遇が保障される。例えば、「総合職」女性は、同じ企業の「総合職」男性と同じように基幹業務を担い、管理職への昇進も期待される<sup>1</sup>。

一方で、賃金水準や管理職登用の男女差は、いずれの国においても依然として残る。この現実を前に、男性に劣後する女性処遇の理由解明に取り組む研究も、継続的に行われてきた。男女間賃金差の主因としてまず着目されたのは、男女の職種選択の違いである。Macpherson and Hirsch (1995)や Petersen and Morgan(1995)は、男女の就労産業や職種の違いが、男女間賃金差の大部分を説明することを明らかにした。こうした先行研究は、男性比率の高い男性職種(male job)に就く女性の増加と同時に、女性比率の高い女性職種(female job)に就く男性も増える一すなわち性別に対して中立な職業選択下での、男女間賃金差の消失を含意する。実際、Blau, Simpson and Anderson(1998)や Black and Spitz-Oener(2010)は、米国や西ドイツを事例に、男性職種に女性が進出した結果、男女間賃金差が縮小したことを実証している。

しかし、男女間賃金差のすべてを、産業や職種の違いで説明することはできない。産業や職種によって説明されない残差部分は、観察できない個人の能力や、経営者・顧客の嗜好と解釈される。また、同じ職種内でも、男性の賃金がより高い傾向も報告されて

---

<sup>1</sup> 総合職への男女の就職差については、本稿では検討しない。男女間での総合職への就職率の差については、例えば金井 (2013) など。

いる (Carrington and Troske 1998, 労働政策研究・研修機構 2010)。

そこで, Bayard, Hellerstein, Neumark and Troske(2003)を先駆に, 企業内で割り振られる仕事の違いを男女間賃金差の一因と考え, 仕事の異質性が賃金差に及ぼす程度を測定するような研究に関心が寄せられるようになった。本研究の動機も Bayard et al.(2003)に沿うものである。すなわち, 本研究で分析する A 社でも, 労働者の配置はランダムではなく, 女性 (男性) 比率の高い女性 (男性) 職場があり, そうした「性別職域分離」が男女の賃金差に説明力を持つのではと考える。先行研究では 10 前後の職務分類を用いたものが多いが, 本研究では全社の職務を約 250 に分類した。詳細な職務分類を用いた職場効果の推定は, 本研究の第一の特徴である。賃金関数の推定の結果, A 社の女性労働者, 特に既婚の大卒・大学院卒労働者は, 男性とは異なる部署で働くことで, やや高い賃金を得ていることがわかった。

本研究と同じ A 社の人事データを用いて, 男女間賃金差の規定要因を検討した Kato, Kawaguchi and Owan(2013)は, A 社の男女間賃金差の大部分は, 女性の遅い昇進と短い労働時間で説明されることを明らかにした。山口 (2013) も, 昇進時に賃金が大きく上昇する事実を踏まえ, 昇進の速度差が男女の賃金差の主因であることを報告している。本研究でも, 女性の昇進には所属部署の何らかの特徴が影響すると考え, A 社の女性昇進者の特徴を個人属性要因と職場要因に分けて検討する。分析の結果, 確かに A 社では, 所属部署が, 大卒・大学院卒女性の管理職昇進に影響を及ぼしていた。具体的には, A 社の女性管理職への昇進には, 個人属性 (学校レベル, 学位, 転勤経験) と職場環境 (研究開発部署, 前年女性管理職存在部署) の両方が説明力をもつが, より重要なのは職場要因である。特に前年に女性管理職がいた職場ほど女性の管理職昇進確率が高いという結果は, 女性管理職への特定部署への集中と, これらの職場に継続的に女性管理職が配置される傾向を示唆する。

ただし, 捉えられた昇進の特徴が女性に固有であるか否かは, 男性の配属や昇進過程

も同様に分析し、比較検討の上判断する必要がある。米国では、McCue(1996)が、賃金上昇に及ぼす昇進や異動の影響は、女性のほうが小さいことを実証したように、日本でも、男女で昇進者の特徴が異なる可能性がある。だが本研究では、女性の昇進に対象を限定する。女性の管理職昇進に関する実証研究が少ないこともあるが、政府は、2030年までに指導的地位の女性割合が30%程度になるよう女性の管理職・専門職への登用を推進している。労働者のワーク・ライフ・バランスに配慮し、女性活用を積極的に推進するA社を事例に、管理職昇進者の特徴を明らかにすることは、女性管理職に求められる働き方を考える上で意義があると考えられるからである。

本稿の構成は以下の通りである。第2章では、人事データを用いた日本の先行研究を概観する。第3章は、人的資本理論に基づき、配属の違いが賃金差や昇進差を生む理由を整理する。第4章は、A社データの説明である。第5章では、A社の男女間賃金差や女性の昇進に及ぼす職場配置の影響を推定する。第6章はまとめと提言である。

## 2. 日本企業の人事データを用いた先行研究

本研究はA社1社の事例分析である以上、Baker and Holmstrom(1995)が指摘する事例の代表性や外的妥当性の問題は不可避である。そのため、得られる結果は、他社事例との比較によってはじめて、日本企業に広く観察される特徴として一般化できる。そこで本章では、データの分析に先立ち、日本企業の人事データを用いた先行研究を整理、紹介したい。その過程で、A社の分析を通じて新たに提示できる知見、すなわち本研究の貢献にも言及する。

1990年代以降増加した日本企業の人事データを用いた研究は、二つの方向に大別される。一方は、昇進差や賃金差の検討(橘木1992, 橘木・連合総研1995など)で、他方は、成果主義導入や人事評価制度改編の効果の測定・評価(都留・久保・阿部2005, 中嶋・梅崎・井川・柿澤・松繁2013など)である。本研究は、前者に属する。

中でも、昇進に関する研究は、役職や等級が明確に観察できる変数ということで、定量分析も多い(富田 1992, 大竹 1995, 松繁 2000, 上原 2003, 樋口 2008, Ariga, Ohkusa and Brunello 1999)。だが、研究の大半は、データの制約を理由に分析対象をホワイトカラー男性に限定している<sup>2</sup>。女性に関しては山口 (2013) が、企業調査と労働者調査のリンクデータを用いて管理職割合の男女差の決定要因を分析し、本研究の動機や結果との共通点も多い。原・松繁 (2002) は、百貨店を事例に女性間の昇進差を分析しているが、アンケート調査で得た女性サンプルは 69 しかなく、その代表性には議論の余地がある。

昇進をタテの移動とすると、異動はヨコの移動である。特に大企業における異動の重要性は、経験部署が将来の昇進確率差を生むという事実観察を根拠に、以前より指摘されてきた(松繁 1995, 樋口 2008)。だが、詳細な配属情報を得ることの難しさから、異動の効果を捉える研究は、昇進の研究に比べて非常に少ない。管理職や役員の異動を分析した橘木 (1995) と Sasaki, Takii and Wan(2012), 電機企業の大卒労働者の異動を検討した松繁 (1995) などは、数少ない成果である。しかし、これらの研究に女性の異動の視点はない。大内 (1999) は、定量分析ではないが、女性総合職への面接を通じて、基幹職女性労働者のキャリア形成には適切な OJT や異動が重要な役割を果たすことを主張する。

国内の全労働者を網羅するパネルデータを用いて異動の影響を分析した研究は、筆者の知る限り Frederiksen and Kato(2011)くらいである。Frederiksen and Kato(2011) は、デンマーク全国民の職務コードから転職前後も含めた職務経験数をカウントし、女性の役員昇進には「ガラスの天井」があることを実証した。日本にはデンマークのような企業横断的な職務履歴がわかる悉皆調査はないため、分析は役職や企業を限定せざるを得ない。本研究の A 社データも 1 社に限られるが、全労働者について、Frederiksen

---

<sup>2</sup> 例外は、非鉄金属製造業企業のブルーカラー労働者の昇進と昇給について分析した馬 (2004) など。

and Kato(2011)よりも詳細に労働者の経験の幅がわかるため、異動の効果についてより踏み込んだ分析が可能である。

無論、Carrington and Troske(1998)や Bayrad et al.(2003)のように、数千から数万の企業サンプルを使い、職種や昇進の効果を広く捉える研究の意義が大きいことも確かである。だが、内部労働市場で各企業が企業特種的な評価制度や昇進パターンをもつならば、企業ごとの分析を丹念に行い、事例を積み重ねるアプローチも、十分な価値があると考えられる。

近年、人事データを用いた研究の主流は、使用者と労働者のマッチングデータ（Hellerstein and Neumark 2006）や、労働者パネルデータの使用である。その中で、パネルデータを用いた日本企業に関する分析は、本稿と同じA社データを用いた Kato et al.(2013)以外では、役員への昇進をみた Sasaki, Takii and Wan(2012) くらいである。日本でも、使用者・労働者データやパネルデータを用いた事例分析が、雇用制度全体の特徴や変化を捉えられるほどに蓄積されることが望まれる。

### 3. 理論的考察—配置，人的資本，昇進，賃金差—

#### (1) 男女別仕事の割振りと比較優位技能の形成

日本では新卒一括採用が広く定着し、学生は希望の産業や職種、コース（総合職や一般職）を予め決めて就職活動を行う。しかし、入社後の配属は、企業が労働者の適性を推測して決めることが通常で、労働者の主体的な選択の余地は小さいように思われる。

では企業は、どのように新卒者の配属を決めるのか。仕事をはじめる前の個人の能力や生産性に関する情報が不完全なとき、各労働者の「適材適所」な仕事の割振りは難しい。そこで、企業は、労働者の属性（性別や学歴など）や属性の似た過去の採用者グループの生産性から適性を推測し、仕事を割り振ることもあるだろう。このとき、企業が「女性は男性よりも企業外での活動（家庭生活）により能力を発揮できるため、女性は訓練コストを回収する前に辞める可能性が高い」と考えると、企業は、生産性が相対的

に高いが訓練コストも高い仕事には女性労働者を割り振らず、昇進基準も男性以上に厳しくすることが合理的となる (Bergmann 1974, Lazear and Rosen 1990)。このような不完全情報下で、企業が、統計的差別や過去の経験に基づいて、女性の平均期待利得は男性よりも低いと考えると、仕事の割振りは性別に関して中立でなくなる。その結果、「男性職務」や「女性職務」が生まれ、それぞれに男女が配属されやすい傾向が観察される。

その後企業は、労働者の能力や適性を徐々に把握し (employer learning), 労働者の職能の高まりを評価して、次の配属を決めるようになる<sup>3</sup>。数年後ごとに職場が変わるジョブローテーションでいくつかの仕事を経験すると、経験職務の履歴、蓄積される人的資本や比較優位をもつ技能が労働者間で異なってくる (Sattinger 1975, Rosen 1978)。このとき Altonji and Pierret (2001)や Lange(2007)の employer learning の議論に沿うと、勤続とともに、労働者への評価は統計的差別に基づく予断が修正され、仕事の割振りも性別ではなく個人の能力や働きぶりに基づくようになる。

一方、仕事ごとに期待利得が異なる「仕事特殊人的資本 (task-specific human capital skill)」<sup>4</sup> (Gibbons and Waldman 2006) の理論では、採用時の男女の配属傾向の違いは、雇用者の統計的差別が解消しても、男女が比較優位をもつ技能差として残り続ける。例えば、ある労働者が仕事 1 で経験を積むと、仕事 2 に移った時の期待利得は、仕事 1 を続けるときの期待利得よりも低くなる。よって、この労働者が期待利得を最大化するのは仕事 1 で、仕事 1 に比較優位をもつ。

この仕事特殊人的資本の議論を、採用後の配属の議論に続けたい。採用時、男性がタイプ A (男性職務)、女性がタイプ B (女性職務) の仕事に割り振られると、ジョブローテーションの際、それぞれが仕事 B や A に移るよりも、男性はタイプ A、女性はタ

---

<sup>3</sup> Rosen(1982)や Waldman(1984)は、能力の高い者がより影響力のある職務が割り振られる scale-of-operations effect 仮説から職務の決定を説明する。

<sup>4</sup> Lazear(2009)の企業特殊人的資本 (firm-specific human capital) の理論も、Gibbons and Waldman(2006)の仕事特殊人的資本と同じ枠組みで議論できる。



イプ B で経験を積む方が期待利得は高くなる。そして、女性は女性職務、男性は男性職務で比較優位を形成する。すなわち、採用直後の仕事を基礎にした人的資本の蓄積が長期的利得を最大化するならば、採用直後の男性（女性）職務をその後も継続することが望ましい。

したがって、男女間の採用時の配属傾向の相違は、employer learning 仮説では勤続とともに解消することが予測され、仕事特殊人的資本仮説では固定的となることが予測される。ゆえに、仕事割振りの男女差は、実際の人事データから確かめる必要がある。

## (2) 性別職域分離

男女の仕事割振りの問題は、日本では、「性別職域分離」問題として、社会学のフィールドで議論されることが多かった。金野（2004）は、「性別職域分離」を「人々が就ける仕事に、事実上、性別による制約があること」と定義する<sup>5</sup>。さらに、首藤（2003）は、日本の性別職域分離について、男女で職種やキャリアが異なる「職種(occupation)の分離」と、同じ職種内で男女の仕事の割当が異なる「職務(job)の分離」とを区別すべきと主張する。

第1章で述べたように、男女間賃金差に関する先行研究では、労働市場で男女は代替的ではなく、従事する産業や職業の傾向が大きく異なること、すなわち産業分離(industry segregation)や職種分離(occupational segregation)に賃金差の理由を求めたものが多かった(Blau and Kahn 1994)。さらに、女性比率が高い職業の低賃金傾向も多くの研究によって確認されてきた(Blau and Kahn 2000)。

Polachek(1981)の理論は、女性は出産・育児による非労働力期間があるために男性とは職業選択が異なることを、自己選択(self-selection)の観点から説明する。各職業の適切な価値(賃金水準)に関しては別途議論の余地はあるが、労働者自身が就業する産

---

<sup>5</sup> 金野（2004）では、日本の性別職域分離の歴史についてもまとめている。

業や職種を選んだ結果の低賃金は、補償賃金仮説の観点からも特に問題がないとも考えられる<sup>6</sup>。よって、本研究では、職種に比べて労働者の主体的選択の余地が小さい（入社後の）職務の分離に着目する。

なお、性別職域分離については、分離指標を計算するなど、分離の程度を数値化する方法もあるが<sup>7</sup>、本研究では、緩やかに「男女の配属や職務割当が性別に対して中立でないこと」と定義しておく。また、A社の所属別男女比率の傾向（図2）が、個人の能力や業績の反映か、統計的差別や社内慣行の反映であるかの識別は、本研究の分析範囲を超えるので立ち入らない<sup>8</sup>。

### (3) 男女間賃金差と昇進

昇進が、大きな賃金上昇を伴うことは理論と実証の両面から確認されており（Baker, Gibbs and Holmstrom 1994, McCue 1996, Gibbons and Waldman 1999）、男女間賃金差の大部分は、女性の低い昇進確率と少ない管理職比率に帰着する（Blau and DeVaro 2007）。日本でも山口（2013）が、正規雇用者内の職階（ジョブグレード）の差が男女間賃金差の最大要因であることを実証している。

賃金と昇進の関係は、人的資本理論の観点からは、次のように整理できる。労働者は人的資本を、職務の熟練を通じて獲得し、勤続とともに蓄積する。そして、蓄積した人的資本が、上位役職が求める閾値を越えたと評価されたときに昇進する。労働者の各期の賃金は、生来の能力(*innate ability*)と人的資本蓄積の積と仮定すると(Gibbons and Waldman 1999, 2006)、賃金水準も昇進と同様に、人的資本の蓄積に伴って上昇する。このとき、職種が同じでも職務（仕事）が違えば、労働者間で賃金に差が生じる（Autor

---

<sup>6</sup> Paglin and Rufolo (1990)は、大学の専攻と職業選択の男女差が、男女の賃金差につながることを示した実証研究である。企業レベルでは、Blau and DeVaro(2007)が、米国企業を事例に、男性の方が女性よりも利益率の高い企業で多く働き、昇進確率も高いことを明らかにした。

<sup>7</sup> Carrington and Troske(1997, 1998)など。

<sup>8</sup> 男女の職場分離の要因については、Reskin(1993)や Reskin, McBrier and Kmec(1999)のレビュー論文が参考になる。

and Handel 2013)。

本章第1節では、企業による女性への期待利得の低評価は、女性への低期待利得の仕事割当てを意味することを議論した。もし女性のほうが、昇進の閾値を越える人的資本の獲得に時間がかかる仕事あるいは期待利得の低い仕事を割り振られる傾向があれば、女性の昇進は男性より遅く、かつ賃金も相対的に低くなる<sup>910</sup>。女性間でも同様に、昇進・昇給に必要な人的資本を早く蓄積できた者とそうでない者で、昇進の有無や賃金の上昇速度に差が生じる。

以上の議論より、昇進につながる職場への配属や仕事の割振りが、女性管理職の増加や男女間賃金差縮小に寄与する可能性を考え、次章以降、女性の賃金や昇進に及ぼす職場の効果を分析する。第5章前半では、男女賃金差の職場効果を確認し、後半では、女性の昇進に必要な要件を学歴別に検討する。具体的には、女性管理職は、女性労働者比率が高く、労働時間が短い部署、いわゆる女性職場 (female job) で多く誕生しているのか。逆に、所属部署を問わず、単に女性個人の労働時間の多寡が、女性の昇進に影響しているのか。また、転勤や部署の異動など、経験の幅が広い女性ほど、昇進確率が高まるのか—これらの仮説を検証したい。あわせて、学歴、婚姻状況、育児や介護による勤続の中断の有無など、女性の管理職昇進確率への影響が予測される他の要因も検討する。

## 4. データ

### (1) A社の概要

A社は、戦後間もなく設立された製造業企業で、製品製造に加えて研究開発や販売も

---

<sup>9</sup> 女性の遅い昇進を説明する理論としては invisibility 仮説 (Milgrom and Oster 1987) もあるが、A社のような大企業では、この仮説が前提とする引き抜きや離職は少なく、本研究の事例にはあまり当てはまらないと思われる。

<sup>10</sup> 川口 (2012) は、男性は女性よりも強く昇進を志向することを実証している。昇進が仕事への意欲やコミットメントとも強く相関するならば、昇進も個人の自己選択の結果ともいえる。

行う総合メーカーである<sup>11</sup>。A社は、1990年代半ば以降、IT化の進展や新製品需要の拡大などの市場の変化に対応すべく、断続的に社内組織を改編してきた。現在は、本社共通部門の下に製品ごとのセグメントを置き、幅広い製品・サービスを提供している。本社にある各セグメントの管理部門が事業計画を策定し、国内外の事業所（工場）が製品の研究開発や製造を行う。各事業所は、特定の製品を集中的に生産するが、セグメントと事業所間に明確な対応関係はない。例えば、X事業所はセグメント1とセグメント2の製品を生産する。

A社の採用には、いくつかの経路がある。第一に、本社が行う大学・大学院卒者（以下、大卒者）の新卒採用である。A社の大卒者の採用は、コース別（総合職と一般職）ではなく、技術系と事務系の2区分である<sup>12</sup>。R&D事業の重視を反映し、大学院修了者の採用にも積極的である。

第二の経路は、事業所別の新卒採用である。この採用は、高卒や高専卒、短大卒者（以下、高卒者）が多い。男性は現場の生産、女性は事務関連の部署に多く配属される。A社人事部への聞き取り調査によると、女性高卒者は、生産や保全等の現場業務への配置は少ないとのことで、生産や研究開発部門に配属された女性高卒者の大半は、（生産や研究開発ではなく）事務業務を行う。また、男女とも、勤務地が変わる異動（転勤）は稀だが、事業所内の異動や地域内グループ会社への出向は少なくない。このほかA社は、中途採用や外国人採用も実施しているが、両経路での採用者は少数のため、本稿の分析対象には含めない。

日本の製造業全体の中でのA社の代表性には議論の余地があるが、A社が業界のリーディングカンパニーであることは確かである。

---

<sup>11</sup> 守秘義務契約により、企業名、産業、製造製品などは公表することができない。

<sup>12</sup> A社では、技術系女性は男女雇用機会均等法施行後、事務系女性は2000年頃から採用を増やしている。

## (2) A社データ

分析には、A社労働者の人事情報から作成したデータを用いる。このデータは、A社が原籍の2004年以降の全在職者を網羅するため、アンケート調査を用いた研究で懸念されるサンプルセレクトの問題は深刻ではない<sup>13</sup>。

データには、性別、年齢、学歴、入社年、婚姻状況等の個人属性のほか、各年の所属部署（出向を含む）、ジョブグレード（職階）、育児・介護による休職、労働時間や賃金など幅広い情報が含まれる。2003年以前に入社した2004年時点の在職者については、2004年以前の所属部署もわかるため、所属情報は1995年から使用する。育児休職に関する情報は2000年から2010年、ジョブグレード（職階）、労働時間、賃金、査定に関する情報は2004年から2009年分のみ利用可能である。ジョブグレードの情報が2004年以降に限られるのに対し、管理職への昇進情報は2003年以前も得られるので、大卒者の昇進分析では、ジョブグレードではなく管理職昇進ダミーを使う。図1は、A社のジョブグレードの概略図である。A社のジョブグレードは、係長や課長などの社内階層に応じて付与され、ジョブグレードG6以上が管理職である。

職務に関する変数は、次の手順で、労働者の各年の所属情報から作成した。まず、所属ファイルの各所属に付されたコードを、課室レベルに整理した（約1000）。A社では毎年の組織改編の過程で、業務内容はそのままに名称だけが変わる課室も多かった。そこで、A社の組織図や社史を参考に、名称は異なるが業務の同一性が推測される課室には同じコードを割り当て、260の「小分類コード」を作成した<sup>14</sup>。次に、この小分類コードを、部門レベルに対応する17の「中分類コード」にまとめた<sup>15</sup>。最後に、大分類として、小分類の260コードを、部署の主たる業務内容に応じて事務、生産、研究開

---

<sup>13</sup> 2004年以前の退職者はデータに含まれないが、A社の退職率は非常に低いため、Kato et al.(2013)と同様、退職者のセレクトの影響は調整しない。

<sup>14</sup> 組織図や社史から判別できない場合、例えば、1998年に初めてコードに表れたA課について、A課所属者の過半数が1997年にB課に所属していた場合、B課はA課からの名称変更部署と推測し、AB課には同一コードを割り振った。

<sup>15</sup> 中分類は、事務管理、企画、営業、製造、研究・技術など、橋木（1995）やFrederiksen and Kato(2011)の職務分類にほぼ対応する。他の先行研究でも、職務はこのレベルで捉えたものが多い。

発の3つにまとめた。そして、これらの中中小分類コードを、労働者の年次パネルデータにマッチングした。各労働者の所属は、毎年4月時点である。よって、労働者の所属コードの変更は、前年5月から翌年4月の間に職務が変わったことを意味する<sup>16</sup>。

先行研究では、労働者の経験指標として勤続年数を用いたものが多いが、勤続年数は、仕事の内容や幅など仕事の質は評価できない。対して、所属コードから作成した職務分類や職務経験数などの変数は、仕事の質に関する分析を可能にする。

ただし、A社データには、技術系・事務系や事業所採用等の採用区分に関する情報はない<sup>17</sup>。企業の公開情報によると、技術系と事務系の採用比率は3:1で、全労働者中の女性比率は約10%、女性管理職比率は約5%である。直近では、女性労働者の約1割が育児休暇を取得していたが、A社が育児休暇制度を導入したのは1998年のため、A社データでは、1998年以前の出産・育児休暇取得に関する情報は得られない。

### (3) A社労働者と職場の特徴

表1は、A社労働者の男女別、学歴別の基本統計量である。平均年齢と勤続年数の男女差は、学歴を問わず大きい。教育年数は、高卒・短大卒者では女性が、大学卒・大学院卒者では男性がやや長い。労働時間は、月あたり10-20時間程度男性が長い。賃金の男女差は高卒・短大卒で30.5%、大卒・大学院卒で27.8%と大きい。この差には、年齢や勤続、学歴や労働時間の差も反映されている。

A社の各部門（中分類）の女性労働者比率（図2）は、総務や企画などの事務部門で高く、現業部門（部門A-H）では低い。A社の性別職域分離が推察される。

次に、職場の女性労働者比率（小分類）と平均教育年数の関係をみると（図3）、子供のいる女性は、高卒者（教育年数12年）と短大卒者（14年）に多いが、全般的に、職場の女性比率の高低と平均教育年数との間に明確な関係は見出せない。

<sup>16</sup> 4月をまたがない1年未満の異動は捉えられない。

<sup>17</sup> 野田（1995）は、理工系出身役員と文系出身役員の、昇進と経験部署の関係を比較検討している。

図 4 は、職場の女性労働者比率と年労働時間（ともに 2009 年）の関係を、課室レベル（小分類）で描いている<sup>18</sup>。男性の年間労働時間は、女性比率の高い職場ほど短い。子供のいる女性の労働時間は最も短い、子供のいない女性でも平均労働時間は男性より短く、1900 時間前後に分布している。ただし、子供の有無にかかわらず、職場の女性比率と女性の労働時間との間に明らかな相関はない。A 社では、子供をもつ女性労働者は短時間勤務制度を利用するなど、職場の平均労働時間の長短にかかわらず、個人の状況に応じて労働時間を調整しているのかもしれない。

図 5 は、職場の女性比率と平均年収<sup>19</sup>の関係をみた散布図（小分類、2009 年）である。女性比率の高い職場ほど、男性労働者の平均年収は高い。Carrington and Troske(1998)など多くの研究では、女性比率の高い事業所での男性平均賃金の低さを実証しているが、A 社の事例はこうした先行研究とは整合しない。子供のいない女性についても、職場の女性比率と平均年収の間には弱い正の相関があるが、子供のいる女性の年収は、職場の女性比率にかかわらず低い水準で安定している。A 社では職場を問わず、女性の多くが非管理職で、管理職の大半は男性である。さらに、女性比率の高い職場は、ジョブグレードの低い多数の女性労働者と、ジョブグレードの高い少数の男性管理職で構成されることが多い。この結果が、女性比率の高い職場での男性の高賃金として観察されるものと思われる。

## 5 実証分析

### (1) 男女間賃金差への職場の影響

A 社の男女間賃金差の主因が、女性労働者の遅い昇進と短い労働時間に求められることは、Kato et al.(2013)の発見である。もし、女性労働者が自ら遅い昇進や短い労働時

---

<sup>18</sup> 育児や介護等による長期休職者の影響を除くため、2009 年に労働時間が 0 時間の月が 1 カ月以上あるサンプルは除外した。

<sup>19</sup> 年収は基本給と超過勤務手当（12 か月）と賞与（2 回）の合計額（課税等の控除前）。労働時間同様、2009 年に 1 カ月以上賃金支払いのないサンプルは除いた。

間を選択した結果の低賃金であれば、Polachek(1981)や Lazear and Rosen(1990)の理論が示すように、自己選択 (self-selection) や賃金補償仮説の観点から、男女の賃金差は必ずしも不合理とはいえない。男女の基本属性に差がなければ、男性並みの時間を働く女性労働者が、男性と同等の評価を得て昇進することで、賃金の男女差も縮まると考えられるからである。

問題は、労働者自身で配属職場を選ぶことができず、さらに、職場が個人の労働時間や昇進確率などに無視できない影響がある場合である。このとき、遅い昇進や短い労働時間は、もはや女性の自己選択の結果とはみなせないだろう。

特定業務の空席ポストの公募ではなく、A社のように新卒者を一括採用する企業では、企業が労働者の配置を決めて仕事を割振ることが通常と思われる。ゆえにA社でも、配置の差配や仕事割振りの主導権は、労働者ではなく企業にある可能性が高い<sup>20</sup>。

本章では、男女間賃金差と女性の昇進に及ぼす職場の影響を検証する<sup>21</sup>。第3章で議論した賃金と昇進の関連性を念頭に、本節では男女間賃金差への所属部署の影響を確認し、次節で女性の管理職昇進に及ぼす職場の影響を学歴別に分析する。

男女間賃金差の分析では、労働者の性別や婚姻状況などの個人属性を含めた基本モデルに労働者の各年の所属情報を加えて、賃金関数を推定する。推定に用いるミンサー型賃金関数の基本モデルは以下のとおりである。

$$\ln wage_{it} = X_{it}\beta + \gamma^1 Marriage_{it} + \gamma^2 Female_i + \gamma^3 Marriage_{it} \times Female_i + u_{it}$$

被説明変数は労働者*i*の各年*t*の年収（対数）、 $Marriage_{it}$ は結婚ダミー、 $Female_i$ は女性ダミーである。 $X_{it}$ には、年齢、勤続、教育年数が含まれる。この基本モデルに、職場

---

<sup>20</sup> 企業は、外部からは観察できない個々人の適性なども考慮し、配属を決めていると思われる。ただし、育児や介護中の者に対しては、個人の意向を汲むこともあるかもしれない。

<sup>21</sup> A社女性労働者の労働時間については、職場の女性比率との間に明確な関係は見出せなかったが(図4)、詳細な分析は稿を改めて行いたい。



の固定効果や職場女性比率など職場に関する変数を追加する<sup>22</sup>。

表 2 は、高卒・短大卒者の推定結果である。基本モデル(1)は、職場に関する変数は含まず、モデル(2)と(3)は、中分類と小分類の職場固定効果をそれぞれ加えている。モデル(4)と(5)では、固定効果の代わりに職場女性比率を用いた。

モデル(1)からは、職場に性別職域分離がある現状の男女間賃金差を計算でき、その大きさは未婚者で 21.1%、既婚者では 36.1%である。職場固定効果（小分類）を加えたモデル(3)は、各職場固有の異質性をコントロールし、職場の同質性を仮定する。モデル(3)についても同様に賃金差を計算すると、未婚男女は 24.2%、既婚男女では 36.4%だった。職場の異質性をコントロールしないモデル(1)の結果と比べると、職場の同質性を仮定したモデル(3)のほうが、未婚者で 3.0%、既婚者では 0.3%男女間賃金差が大きい。固定効果の代わりに職場女性比率をコントロールした場合（モデル(4)と(5)）も、モデル(1)より男女間賃金差は拡大し、モデル(3)の結果と整合的である。

職場固定効果のコントロールによって男女間賃金差が拡大するという結果は、もし男女の配属に差がなければ男女の賃金差はより大きくなることを意味する。図 1 が示すように、A 社の女性労働者は事務部門に集中し、男性労働者は現業部門で働く者が多い。このように男女で職場配置の傾向が異なること、つまり性別職域分離は、A 社では女性の相対賃金をやや高める方向に作用していたと解釈できる。

表 3 は、大卒・大学院卒者の推定結果である。個人属性（婚姻、性別、年齢、勤続）だけをコントロールした基本モデル(1)の男女間賃金差は、未婚者で 9.7%、既婚者で 22.1%である。ホワイトカラー（大卒者）よりもブルーカラー（高卒者）の方が男女間賃金差が大きいという結果は、Carrington and Troske(1998)でも報告されている。

次いで、職場（小分類）固定効果を加えたモデル(3)をみると、男女の賃金差は、未

---

<sup>22</sup> 各職場在籍者の平均ジョブグレードが職場間で大きく異なるなど、ジョブグレードと労働時間は、職場の特徴を反映するため、説明変数には含めない。なお、両変数を含めることで男女間賃金差が大きく縮小することは、Kato et al. (2013)が実証している。

婚者 11.1%、既婚者 26.6%だった。高卒者同様、職場固定効果のコントロールによって男女の賃金差は拡大するが、拡大幅は既婚者でより大きい(4.5%)。職場固定効果の代わりに職場女性比率を説明変数に加えたモデル(4)と(5)でも、傾向は変わらない。以上より、大卒・大学院卒女性についても、性別職域分離が彼女らの相対賃金を高めていたことが確認された。

しかし、性別職域分離による女性の相対賃金の高まりを結論付ける前に、確認すべき点がある。もし、A社が学歴の質を考慮して労働者を配置し、かつ男女で学歴の質が異なる場合、表2や表3で観察された男女間賃金差は、性別に固有の効果のほか、学歴に対する評価の差も反映しているかもしれない。そこで、表4では、卒業大学を入学難易度で4分類した説明変数に加え推定を行った。結果は、学歴の質を考慮しない表3の推定値よりも、男女の賃金差がわずかだが縮小した。A社では、男性の方が女性よりも入学難易度の高い大学・大学院を修了し、それが評価されてより賃金水準の高い仕事に就いている可能性がある。それでも、職場効果のコントロールによって、男女間賃金差が拡大するという結果は変わらない。

また、A社では、研究開発業務に携わるのは主に大学院修了者で、学部卒者は事務や現場の管理業務に携わる。そこで、大学院修了者は、学部卒者とは異なるグループである可能性を考慮し、教育年数の代わりに大学院修了ダミーを加えた推定も行った。推定結果は割愛するが、大学院修了者の男女間賃金差は、未婚者・既婚者とも非常に小さかった<sup>23</sup>。大学院修了者に限れば、男女間の職域分離は緩やかで賃金差も小さく、A社の大学院修了者は学部卒者とは異なる処遇下にあるのかもしれない。

## (2) 女性の昇進に対する職場の影響

脇坂(1986)は、企業への聞き取り調査を踏まえ、女性が昇進しにくい理由として、

---

<sup>23</sup> シカゴ大学MBAをもつ男女の賃金も、コース修了直後にはほとんど差がない。しかし、女性が結婚・出産すると、賃金差は拡大する(Bertrand, Goldin and Katz 2010)。

①能力が劣る、②転勤させにくい、③残業させにくい、④結婚・出産でやめる—の4点を挙げている。さらに、企業が女性労働者全般に対してこのような印象を抱くことで、勤続の意思があり転勤や残業も厭わない有能な女性の管理職への登用が進まない統計的差別の問題もしばしば指摘される。

では、実際に昇進した女性はどのような働き方をしているのか。果たして、脇坂(1986)の4要件に該当しない女性、すなわち転勤や長時間労働を厭わない女性の昇進確率が高いのか<sup>24</sup>。そのほか、出産後の休暇取得月数や経験の幅の広さも、昇進に結びつくのかなど、A社の事例から、個人のキャリア選択と昇進の関係を検証する。

同時に明らかにしたいのは、職場と昇進の関係である。職場の女性比率、女性上司存在部署か否か、研究開発職場か事務職場かなど、必ずしも労働者自身による選択が可能でない職場環境要因も、管理職やグループリーダーへの昇進確率と関連するのだろうか。

なお、A社の高卒・短大卒のグループと大卒・大学院卒のグループとは、昇進の経路や速度が全く異なるため、両グループを分けて分析する。A社では、大卒女性は勤続15年前後で管理職に昇進するが<sup>25</sup>、高卒・短大卒女性は管理職に昇進しない。

### 【大卒・大学院卒女性の管理職昇進確率の推定】

A社の女性管理職は、30代後半で昇進した者が多い。2009年の全女性労働者に占める管理職女性の割合は9.1%で、2004年の7.8%より人数・比率とも増加した。また、管理職女性中68.4%が既婚で、子供のいる既婚女性は19.0%である(表5)。

女性の管理職昇進確率の推定には、プロビットモデルを使う。被説明変数は、当該年に管理職に昇進した場合に1をとる昇進ダミーで、基本モデルの説明変数は、年齢、年齢の2乗項、結婚ダミー、年ダミーである。モデル1~7は基本モデルに個人属性を、

<sup>24</sup> 脇坂(1986)が挙げた4要件のうち「能力」は、A社データに適切な指標がなく検証できない。結婚・出産に伴う退職者の分析は検証可能だが、本稿では行わない。

<sup>25</sup> 30代前半(勤続10年前後)で管理職にする者が多い大卒・大学院卒男性よりもやや遅い。

モデル 8~12 は職場属性を加えた推定結果である（表 6）。

モデル 1 とモデル 2 では、前年育児・介護休業取得月数と年間労働時間の効果をみる。両変数の係数はともに有意でなく、A 社では、長い育児・介護休業取得月数や短い労働時間が、大卒・大学院卒女性の管理職昇進に負の影響を及ぼすことはない。大卒・大学院卒女性への評価は、労働時間の長短や勤続の中断の有無によって変わることはなく、職務遂行能力等他の要素が重視されるのかもしれない。もしくは、育児休暇制度を利用した女性が若く、管理職昇進への選抜年次に到達していなければ、休暇取得の影響が昇進確率にまだ現れていないことも考えられる。いずれにせよ、長い非労働力期間や短い労働時間が管理への昇進確率を低下させるという、Polachek(1981)や山口(2013)などの男女間の比較研究とは異なる結果である。

モデル 3 とモデル 4 には、入社以来の経験職場数（中分類と小分類）をそれぞれ加えたが、これらの係数も有意ではない。上原・大湾・高橋・都留（2013）の自動車ディーラーの事例で観察された、経験の幅広さが高業績につながるような結果は、A 社の女性労働者にはみられない。一方、本社や事業所間を異動する転勤経験は、昇進確率を有意に高める（モデル 5）。また、大学院を修了した女性、入試偏差値の高い大学を卒業した女性の昇進確率も有意に高い（モデル 6、モデル 7）。特に、大学院修了者の昇進確率の高さは、前節の賃金関数の分析でみた大学院修了者の収益率の高さとも整合する。

次に、職場の効果をみる。モデル 8 より、研究開発職場で働く女性の管理職昇進確率は、事務職場の女性よりも 5.4%高い。だが、職場の女性比率は、昇進確率には影響しない（モデル 9、モデル 10）。目を引くのは、前年職場内女性管理職比率の効果である（モデル 12）。もともと女性管理職がいる職場では、女性管理職がいなかった職場と比較して、管理職への昇進確率は 14.1%も高い。表 5 の結果とあわせて、女性管理職の特定部署への集中と、新たな管理職もその中から生まれる傾向が推測される。ただし、部

門レベル（中分類）ではこの効果は観察されない（モデル 11）<sup>26</sup>。昇進につながる比較優位技能は、部門レベルではなく、下部組織の課室レベルで形成されると考えられる。

以上の分析より、大卒・大学院卒女性の管理職への昇進には、学校や学位レベル、転勤経験等の個人属性や経験に関する要因と、研究開発部署や女性管理職存在部署という職場環境に関する要因が、ともに説明力をもつことがわかった<sup>27</sup>。特に、すでに女性管理職がいる職場では、女性の昇進確率が大きく高まる。ここでの管理職は課長級に対応するが、部長級女性の3分の2が（260課室中）2課室に集中する事実も上記結果を裏付ける。一方で、これまで男性正社員の分析を通じて支持されてきた、幅広い経験が昇進確率を高める効果は、A社の女性管理職にはみられなかった。A社の女性は、特定職場で高めた職能が専門性として評価され、その中で昇進コースに乗れた者が管理職となって高い賃金を得ているのかもしれない<sup>28</sup>。また、頻繁な異動がない中、女性管理職がいる職場では、先輩管理職女性をロールモデルやメンターとして見続けることで後進女性の意欲や技能が高まり、同課室での女性管理職が続く可能性もある。

### 【高卒・短大卒女性の昇進確率の推定】

高卒・短大卒女性も大卒・大学院卒女性と同様の分析を行うが、高卒・短大卒女性は管理職（課長級）には昇進しないため、J2グレードからJ3, SAグレードへの昇格イベントをみる（図1参照）<sup>29</sup>。高卒・短大卒女性のジョブグレードは、大多数がJ2グレードで頭打ちとなり、次のJ3やSAグレードへの昇格者は非常に少ない。

---

<sup>26</sup> 女性管理職比率（中分類）の負の効果（10%水準で有意）は解釈が難しい。部門内で女性への管理職割当数があり、すでに女性管理職ポストが充足されていれば、翌年に女性が昇進する確率は下がるのかもしれない。

<sup>27</sup> 中分類、小分類の前年管理職ポスト数（供給要因）をコントロールした場合も、表6とほぼ同じ結果だった。

<sup>28</sup> Sasaki, Takii and Wan(2013)は、製造業の男性は昇進のタイミングでの異動が多いこと、Ariga(2006)は、異動の大半は組織の改編によるもので、組織の改編で廃止された部署の出身者、新設された部署への配属者は、昇進確率が高いことを見出した。A社にこのような特徴があるかは、次の検討課題とした。

<sup>29</sup> 本社採用大卒者はほぼ全員が、勤続5年前後でJ2グレードからSAグレードに昇格する。

プロビットモデルの被説明変数は、大卒者の分析同様、前年から昇進したサンプルに 1 をとる昇進ダミーで、基本モデルの説明変数（年齢、年齢の 2 乗項、結婚ダミー、年ダミー）に、個人属性や職場属性に関する変数を加える。推定結果は表 7 に示した。

個人属性に関する効果をみると、前年の育児・介護休業取得月数が少ない女性（モデル 1）、年間労働時間が長い女性（モデル 2）の昇進確率が有意に高い。だが、高卒者よりも短大卒者の昇進確率が高いことはない（モデル 6）。高卒・短大卒女性の場合、労働時間が長く、休職期間も短いような働きぶりを評価された女性が、各職場でリーダー的な役割を期待され、J3 や SA グレードに昇進しているのかもしれない。

職場属性については、おおむねマイナスの効果だが、有意でない変数も多い。第 4 章で述べたように、A 社の女性高卒・短大卒者は、生産部門や研究開発部門でもライン作業や R&D 業務を行うことはなく、事務業務を行う。よって、高卒・短大卒女性の仕事（事務）は職場の主業務とは対応しない場合も多く、職場の効果をみる係数はあまり意味をもたない可能性が高い。

## 6 結 論

本稿では、製造業企業 A 社の人事データを用いて、仕事の割当てが男女で異なる性別職域分離と、男女間賃金差や女性の昇進確率との関係を検証した。第 3 章では、女性管理職の増加が男女間賃金差縮小に果たす役割の大きさを議論したが、A 社データの分析結果は、職場配置を媒介とした、賃金と昇進の相互関連性を示唆する。

男女間賃金差の分析では、固定効果のコントロールによって職場の同質性を仮定した場合、性別職域分離のある現状よりも男女の賃金差は拡大することがわかった。すなわち A 社では、男性労働者とは異なる職場への女性労働者の配置が、彼女らの相対賃金を高める方向に作用していた。

女性の昇進に関しては、女性昇進者の働き方や職場の特徴が、大卒・大学院卒グループと高卒・短大卒グループとの間で、大きく異なっていた。大卒・大学院卒者では、育

児・介護休業の長期取得や短い労働時間が、管理職への昇進に負の影響を及ぼすことはなかった。入社以来の職場経験数の多さも、昇進確率を高めない。一方、大学院修了や卒業大学の入学難易度の高さは、転勤経験とともに昇進確率を高めていた。職場の特徴をみると、大卒・大学院卒女性が管理職に昇進しやすいのは、研究開発部署やすでに管理職女性がいる職場である。A社では、女性管理職は特定部署に集中し、新たな女性管理職もその中から生まれる蓋然性が高い。高卒・短大卒女性の結果は、大卒・大学院卒女性とは異なり、育児・介護休業からの早期復帰と長い労働時間が昇進確率をやや高めるが、職場の効果はほとんどない。

分析で明らかになった女性の昇進確率を高める特徴が、A社のみならず他社においても、管理職への昇進要件、すなわち企業が女性管理職に求める属性やコミットメントであるならば、企業はこうした要件を明示し、要件を満たす女性を積極的に教育訓練することで、適材を育成できるのではないか。昇進要件の「見える化」<sup>30</sup>である。

さらに企業は、昇進要件の「見える化」と同時に、個々の女性労働者のキャリア意識の把握にも努める必要がある。昇進を希望しない女性の意思も尊重する一方で、意欲と能力を備えた女性を活用するために、企業には、男女の伝統的役割分担に依拠した配置方針から、個人を基準にしたキャリア育成方針への転換、すなわち性別中立的な仕事割り振りが求められる。

なお、本研究では男性昇進者の特徴は分析していない。ホワイトカラー男性の昇進をみた先行研究では、経験の幅広さが管理職や役員への登用確率を高めることが示されてきた。もしA社でも、幅広い経験が男性の昇進確率を高めると分かれば、経験の幅が昇進確率に影響しない女性とは、昇進要件が異なる可能性がある。管理職の先、役員への登用に幅広い職務経験が要請されるとき、専門性を高めた女性管理職はどのように評価されるだろうか。昇進要件の男女差の検討も、残された課題である。

---

<sup>30</sup> 内閣府は、産休・育休取得者数や女性管理職数・比率など「女性の活躍『見える化』」を推進しているが、公表情報に昇進要件は含まれていない。

#### 【参考文献】

- 上原克仁（2003）「大手銀行におけるホワイトカラーの昇進構造—キャリアツリーによる長期昇進競争の実証分析—」『日本労働研究雑誌』, No.519.
- 上原克仁・大湾秀雄・高橋新吾・都留康（2013）「店長は重要か？—大手自動車販売会社の人事・製品取引データによる計量的事例研究—」『経済研究』, Vol.64, No.3.
- 大内章子（1999）「大卒女性ホワイトカラーの企業内キャリア形成—総合職・基幹職の実態調査より—」『日本労働研究雑誌』, No.471.
- 大竹文雄（1995）「査定と勤続年数が昇格に与える影響—エレベーター保守サービス会社のケース—」『経済研究』, Vol.46, No.3.
- 金井郁（2013）『「多様な正社員」施策と女性の働き方への影響』『日本労働研究雑誌』, No.636.
- 川口章（2012）「昇進意欲の男女比較」『日本労働研究雑誌』, No.620.
- 金野美奈子（2004）「性別職域分離—仕事の中の男性と女性—」, 佐藤博樹・佐藤厚編『仕事の社会学—変貌する働き方—』, 有斐閣ブックス.
- 首藤若菜（2003）『統合される男女の職場』, 勁草書房.
- 橘木俊詔編（1992）『査定・昇進・賃金決定』, 有斐閣.
- 橘木俊詔（1995）「役員への途と役員の役割」, 橘木・連合総研編『「昇進」の経済学—なにが「出世」を決めるのか—』, 東洋経済新報社.
- 橘木俊詔・連合総合生活開発研究所編（1995）『「昇進」の経済学—なにが「出世」を決めるのか—』, 東洋経済新報社.
- 都留康・久保克行・阿部正浩（2005）『日本企業の人事改革—人事データによる成果主義の検証—』, 東洋経済新報社.
- 富田安信（1992）「昇進のしくみ—査定と勤続年数の影響—」橘木俊詔編『査定・昇進・賃金決定』, 有斐閣.
- 中嶋哲夫・梅崎修・井川静恵・柿澤寿信・松繁寿和（2013）『人事の統計分析—人事マイクロデータを用いた人材マネジメントの検証—』, ミネルヴァ書房.
- 野田知彦（1995）「理工系, 文系と昇進—理工系役員と文系役員の比較—」『「昇進」の経済学—なにが「出世」を決めるのか—』, 東洋経済新報社.
- 原琴乃・松繁寿和（2002）「昇進競争における学歴と性別—百貨店業の事例—」, *OSIPP Discussion Paper*, DP-2002-J-007.
- 樋口博美（2008）「職種・学歴を焦点としたトヨタの昇進格差—1960年トヨタ入社社員のキャ



- リア・ツリー分析から—』『立命館産業社会論集』, 第 44 卷 1 号.
- 馬駿 (2004) 「日本企業の昇進昇級システムにおける『年功』—ある大手企業のブルーカラー労働者に対するコーホート分析—」『日本労働研究雑誌』, No.524.
- 松繁寿和 (1995) 「電機 B 社大卒男子労働者の勤続 10 年までの異動とその後の昇進」『「昇進」の経済学—なにが「出世」を決めるのか—』, 東洋経済新報社.
- 松繁寿和 (2000) 「キャリアマラソンの序盤: 大卒ホワイトカラーの異動と選抜」『国際公共政策研究』, 4(2), 23-40.
- 山口一男 (2013) 「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—」, *RIETI Discussion Paper*, 13-J-069.
- 脇坂明 (1986) 「女子労働者昇進の可能性」, 小池和男編『現代の人材形成—能力開発をさぐる』, ミネルヴァ書房.
- 労働政策研究・研修機構 (2010) 『男女間賃金格差の経済分析』, JILPT 資料シリーズ, No.75.
- Altonji, J. G., & Pierret, C. R. (2001) “Employer learning and statistical discrimination.” *The Quarterly Journal of Economics*, 116(1), 313-350.
- Ariga, Kenn. (2006) “Horizontal transfer, vertical promotion, and evolution of firm organization.” *Journal of the Japanese and International Economies*, 20(1), 20-49.
- Ariga, K., Ohkusa, Y., & Brunello, G. (1999) “Fast track: is it in the genes? The promotion policy of a large Japanese firm.” *Journal of Economic Behavior & Organization*, 38(4), 385-402.
- Autor, David H. and Michael J. Handel. (2013) “Putting Tasks to the Test: Human Capital, Job Tasks, and Wages.” *Journal of labor Economics*, 31(2), S59-S96.
- Baker, G., & Holmstrom, B. (1995) “Internal labor markets: Too many theories, too few facts.” *The American Economic Review*, 85(2), 255-259.
- Bayard, K., Hellerstein, J., Neumark, D., & Troske, K. (2003) “Sex Differences in Wage from Matched Employee–Employer Data.” *Journal of Labor Economics*, 21(4), 887-922.
- Bergmann, Barbara R. (1974) “Occupational Segregation, Wages and Profits When Employers Discriminate by Race or Sex.” *Eastern Economic Journal*, 1(2), 103-10.
- Bertrand, M., Goldin, C., & Katz, L. F. (2010) “Dynamics of the gender gap for young professionals in the financial and corporate sectors.” *American Economic Journal:*

- Applied Economics*, 228-255.
- Black, S. E., & Spitz-Oener, A. (2010) "Explaining women's success: technological change and the skill content of women's work." *The Review of Economics and Statistics*, 92(1), 187-194.
- Blau, F. D., & DeVaro, J. (2007) "New evidence on gender differences in promotion rates: An empirical analysis of a sample of new hires." *Industrial Relations*, 46(3), 511-550.
- Blau, F. D., & Kahn, L. M. (1994) "Rising wage inequality and the US gender gap." *American Economic Review*, 84(2), 23-28.
- Blau, F. D., & Kahn, L. M. (2000) "Gender Differences in Pay." *The Journal of Economic Perspectives*, 14(4), 75-99.
- Carrington, W. J., & Troske, K. R. (1997) "On measuring segregation in samples with small units." *Journal of Business & Economic Statistics*, 15(4), 402-409.
- Carrington, W. J., & Troske, K. R. (1998) "Sex segregation in US manufacturing." *Industrial and Labor Relations Review*, 51(3), 445-464.
- Frederiksen, Anders and Kato, Takao (2011) "Human Capital and Career Success: Evidence from Linked Employer-Employee Data." *IZA Discussion Paper*, No. 5764.
- Gibbons, R., & Waldman, M. (1999) "A theory of wage and promotion dynamics inside firms." *The Quarterly Journal of Economics*, 114(4), 1321-1358.
- Gibbons, R., & Waldman, M. (2006) "Enriching a Theory of Wage and Promotion Dynamics inside Firms." *Journal of Labor Economics*, 24(1), 59-108.
- Hellerstein, J. K., & Neumark, D. (2006) "Using matched employer-employee data to study labor market discrimination." *Handbook on the Economics of Discrimination*, Edward Elgar Publishing.
- Kato, T., Kawaguchi, D., & Owan, H. (2013) "Dynamics of the Gender Gap in the Workplace: An econometric case study of a large Japanese firm." *RIETI Discussion Paper*, 13-E-038.
- Lange, F. (2007) "The speed of employer learning." *Journal of Labor Economics*, 25(1), 1-35.
- Lazear, E. P., & Rosen, S. (1990) "Male-female wage differentials in job ladders." *Journal of Labor Economics*, S106-S123.
- Lazear, E. P. (2009) "Firm-Specific Human Capital: A Skill-Weights Approach." *Journal*

- of Political Economy*, 117(5), 914-940.
- Macpherson, D. A., & Hirsch, B. T. (1995) "Wages and gender composition: why do women's jobs pay less?" *Journal of Labor Economics*, 13(3), 426-71.
- McCue, K. (1996) "Promotions and wage growth." *Journal of Labor Economics*, 14(2), 175-209.
- Milgrom, P., & Oster, S. (1987) "Job discrimination, market forces, and the invisibility hypothesis." *The Quarterly Journal of Economics*, 102(3), 453-476.
- Paglin, M., & Rufolo, A. M. (1990) "Heterogeneous human capital, occupational choice, and male-female earnings differences." *Journal of Labor Economics*, 8(1), 123-144.
- Petersen, T., & Morgan, L. A. (1995) "Separate and unequal: Occupation-establishment sex segregation and the gender wage gap." *American Journal of Sociology*, 101(2), 329-365.
- Polachek, Solomon William. (1981) "Occupational Self-Selection: A Human Capital Approach to Sex Differences in Occupational Structure." *The Review of Economics and Statistics*, 63(1), 60-69.
- Reskin, B. (1993) "Sex segregation in the workplace." *Annual review of sociology*, 19(1), 241-270.
- Reskin, B. F., McBrier, D. B., & Kmec, J. A. (1999) "The determinants and consequences of workplace sex and race composition." *Annual review of sociology*, 25(1), 335-361.
- Rosen, S. (1978) "Substitution and Division of Labour." *Economica*, 45(179), 235-50.
- Rosen, S. (1982) "Authority, Control, and the Distribution of Earnings." *Bell Journal of Economics*, 13(2), 311-323.
- Sasaki, M., Takii, K., & Wan, J. (2012) "Horizontal transfer and promotion: New evidence and an interpretation from the perspective of task-specific human capital." *Discussion Paper series, Forschungsinstitut zur Zukunft der Arbeit*, No.6486.
- Sattinger, M. (1975) "Comparative Advantage and the Distributions of Earnings and Abilities." *Econometrica*, 43(3), 455-68.
- Waldman, M. (1984) "Job assignments, signalling, and efficiency." *The RAND Journal of Economics*, 15(2), 255-267.

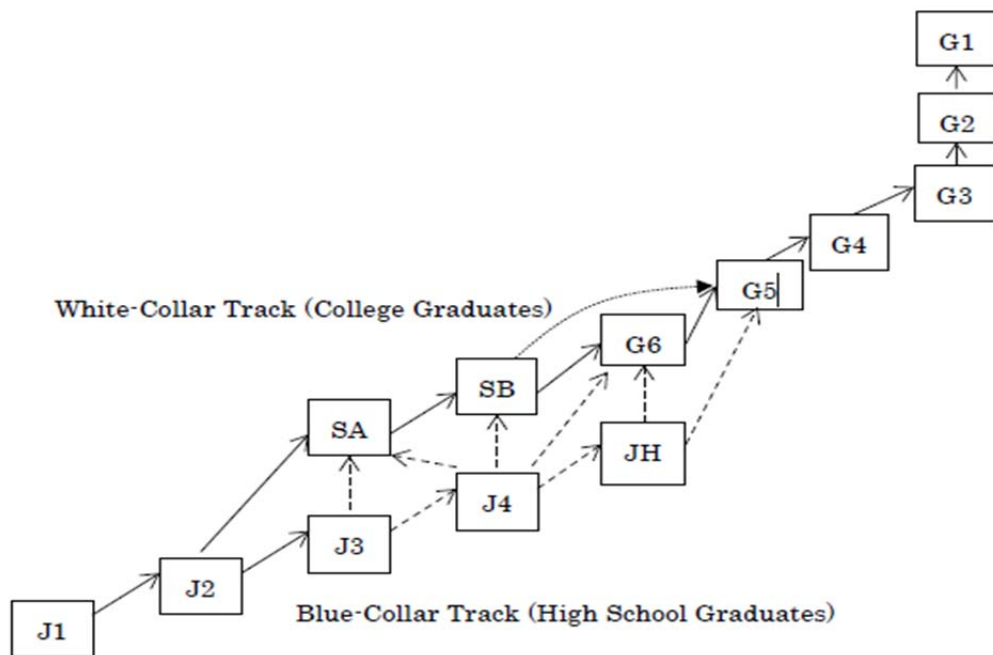


図1 A社のジョブグレード  
出所：Kato, Kawaguchi and Owan (2013)

図2 職場女性比率の推移（中分類）

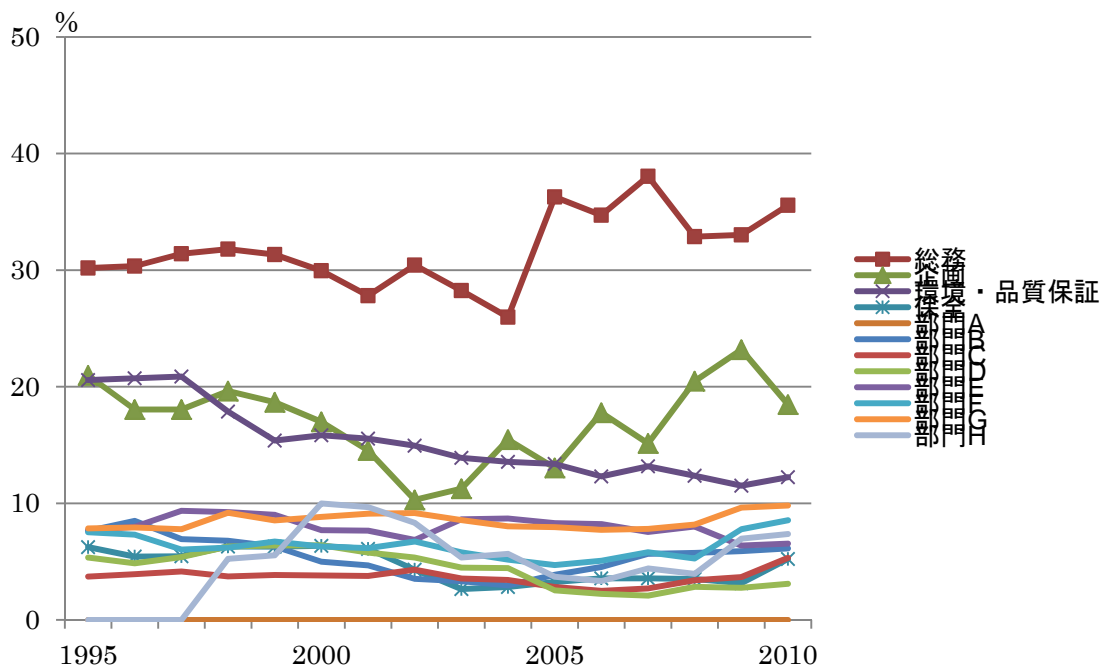


図3 職場女性比率と平均教育年数（小分類）

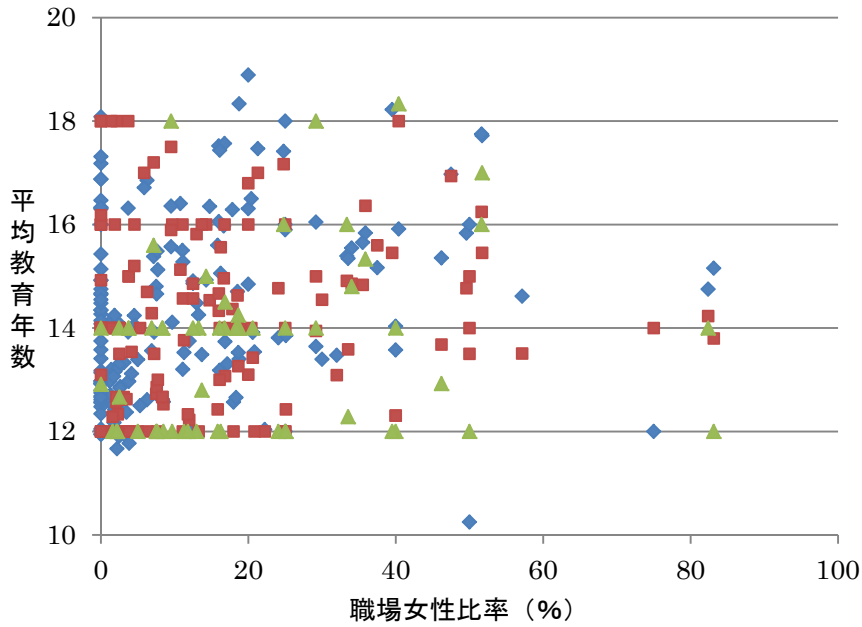


図4 職場女性比率と年労働時間（小分類）

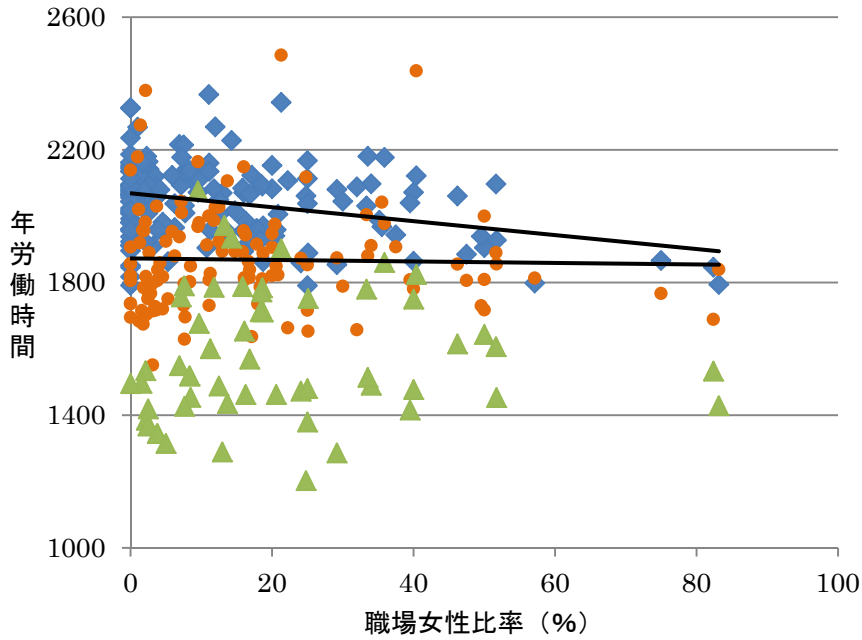


図5 職場女性比率と年収（小分類）

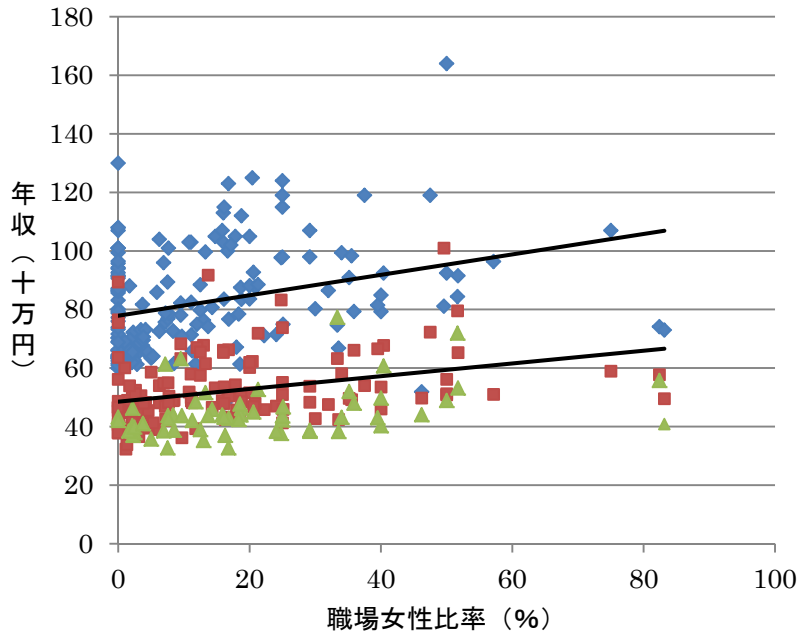


表1 基本統計量

	男性				女性			
	高卒・短大卒		大学・大学院卒		高卒・短大卒		大学・大学院卒	
	平均値	標準偏差	平均値	標準偏差	平均値	標準偏差	平均値	標準偏差
年齢(歳)	43.01	11.57	38.51	8.93	37.41	7.25	34.48	8.05
勤続年数(年)	21.77	12.72	13.24	9.33	17.40	7.38	10.12	8.38
教育年数(年)	11.96	1.31	17.07	1.30	13.00	1.01	16.81	1.25
既婚率(%)	72.16	-	67.61	-	55.62	-	37.28	-
年間所得(万円)	705.0	199.3	838.1	314.7	489.4	82.0	605.5	219.7
月間労働時間(時間)	170.44	21.40	174.57	23.37	147.18	22.96	162.42	25.13
経験職場数(中分類)	1.34	0.69	1.71	1.02	1.53	0.77	1.50	0.79
経験職場数(小分類)	1.68	1.00	2.40	1.42	2.07	1.08	2.03	1.21
転勤回数	0.27	0.64	0.87	1.15	0.55	0.82	0.59	0.92
管理職比率(%)	18.60	-	53.83	-	0.37	-	27.96	-

表2 男女間賃金差の推定（高卒・短大卒）

被説明変数:年収(対数)	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
結婚ダミー	0.0912 ***	0.0857 ***	0.0887 ***	0.0874 ***	0.0877 ***
	0.0060	0.0060	0.0052	0.0062	0.0061
女性ダミー	-0.2105 ***	-0.2229 ***	-0.2415 ***	-0.2225 ***	-0.2251 ***
	0.0087	0.0116	0.0128	0.0112	0.0106
結婚×女性	-0.1505 ***	-0.1409 ***	-0.1228 ***	-0.1485 **	-0.1482 ***
	0.0100	0.0114	0.0134	0.0113	0.0111
教育年数	0.0062 *	0.0066 *	-0.0037	0.0081 **	0.0083 **
	0.0037	0.0040	0.0048	0.0041	0.0041
職場女性比率(中分類)				-0.0142	
				0.0366	
職場女性比率(小分類)					-0.0022
					0.0218
職場(中分類)FE	No	Yes	No	No	No
職場(小分類)FE	No	No	Yes	No	No
年齢・勤続	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
年度	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
R2	0.7617	0.7784	0.8249	0.7716	0.7732
サンプルサイズ	20325	15281	15514	15281	15514

注) 標準誤差は、個人単位でクラスター補正

表3 男女間賃金差の推定（大卒・大学院卒）

被説明変数:年収(対数)

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
結婚ダミー	0.1082 ***	0.1147 ***	0.1090 ***	0.1149 ***	0.1151 ***
	0.0073	0.0082	0.0076	0.0082	0.0082
女性ダミー	-0.0966 ***	-0.1046 ***	-0.1110 ***	-0.1000 ***	-0.1132 ***
	0.0188	0.0215	0.0221	0.0218	0.0222
結婚×女性	-0.1244 ***	-0.1219 ***	-0.1568 ***	-0.1234 **	-0.1267 ***
	0.0375	0.0442	0.0410	0.0441	0.0442
教育年数	0.0483 ***	0.0511 ***	0.0475 ***	0.0525 ***	0.0519 ***
	0.0023	0.0026	0.0027	0.0026	0.0026
職場女性比率(中分類)				-0.0082	
				0.0341	
職場女性比率(小分類)					0.0904 **
					0.0403
職場(中分類)FE	No	Yes	No	No	No
職場(小分類)FE	No	No	Yes	No	No
大学レベルダミー(4分類)	No	No	No	No	No
年齢・勤続	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
年度	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
R2	0.7907	0.8018	0.8461	0.7970	0.7974
サンプルサイズ	16221	10702	10747	10702	10747

注)標準誤差は、個人単位でクラスター補正



表4 男女間賃金差の推定（大学・大学院卒、大学レベルダミーあり）

被説明変数:年収(対数)

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
結婚ダミー	0.1043 ***	0.1078 ***	0.1064 ***	0.1082 ***	0.1088 ***
	0.0069	0.0077	0.0074	0.0077	0.0077
女性ダミー	-0.0882 ***	-0.0920 ***	-0.0962 ***	-0.0879 ***	-0.0969 ***
	0.0166	0.0185	0.0200	0.0187	0.0190
結婚×女性	-0.1265 ***	-0.1167 ***	-0.1518 ***	-0.1189 **	-0.1208 ***
	0.0348	0.0410	0.0384	0.0406	0.0405
教育年数	0.0361 ***	0.0385 ***	0.0399 ***	0.0385 ***	0.0384 ***
	0.0024	0.0027	0.0027	0.0027	0.0027
職場女性比率(中分類)				-0.0808 **	
				0.0330	
職場女性比率(小分類)					0.0070
					0.0390
職場(中分類)FE	No	Yes	No	No	No
職場(小分類)FE	No	No	Yes	No	No
大学レベルダミー(4分類)	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
年齢・勤続	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
年度	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
R2	0.8105	0.8221	0.8531	0.8195	0.8186
サンプルサイズ	16221	10702	10747	10702	10747

注)標準誤差は、個人単位でクラスター補正

表5 女性の婚姻状況別管理職比率(%)

2004年	独身女性	既婚女性 (子なし)	既婚女性 (子あり)	計
一般社員	52.62	34.31	5.25	92.19
管理職	3.07	4.87	0.26	7.81
計	55.70	39.18	5.51	100.00
2009年	独身女性	既婚女性 (子なし)	既婚女性 (子あり)	計
一般社員	47.58	24.13	20.90	90.88
管理職	2.89	4.50	1.73	9.12
計	50.46	28.64	22.63	100.00

表6 大卒・大学院卒女性の管理職昇進確率の推定（プロビットモデル）

被説明変数：管理職昇進ダミー					
	説明変数	限界効果	標準誤差	N	Pseudo R2
<b>【個人属性】</b>					
Model 1	前年育児・介護休業取得月数	0.001	0.001	1870	0.2494
Model 2	前年年間労働時間(対数)	-0.061	0.107	234	0.2826
Model 3	経験職場数(中分類)	0.005	0.006	2159	0.2510
Model 4	経験職場数(小分類)	0.005	0.005	2159	0.2515
Model 5	転勤回数	0.009	0.006 *	2159	0.2544
Model 6	大学院卒ダミー	0.039	0.008 ***	2152	0.2856
Model 7	大学レベル(Tier1)	0.037	0.009 ***	2159	0.3288
	大学レベル(Tier2)	0.056	0.009 ***		
	大学レベル(Tier3)	0.050	0.011 ***		
	大学レベル(Tier4)	0.022	0.013 *		
<b>【職場属性】</b>					
Model 8	職場(生産)	0.009	0.021	1451	0.3583
	職場(研究開発)	0.054	0.010 ***		
Model 9	職場女性比率(中分類)	-0.052	0.033	1424	0.2766
Model 10	職場女性比率(小分類)	-0.015	0.025	1559	0.2717
Model 11	前年職場内女性管理職比率(中分類)	-0.788	0.418 *	1359	0.2680
Model 12	前年職場内女性管理職比率(小分類)	0.141	0.048 ***	1528	0.2758

注) すべてのモデルに、説明変数として年齢、年齢2乗、結婚ダミー、年ダミーを含む  
 標準誤差は、個人単位でクラスター補正  
 Model7のreferenceは、その他大学  
 Model8のreferenceは、職場(事務)

表7 高卒・短大卒女性の昇進確率の推定（プロビットモデル）

被説明変数：J3, SA昇進ダミー					
	説明変数	限界効果	標準誤差	N	Pseudo R2
<b>【個人属性】</b>					
Model 1	前年育児・介護休業取得月数	-0.002	0.001 **	2716	0.1178
Model 2	前年年間労働時間(対数)	0.191	0.084 **	487	0.1215
Model 3	経験職場数(中分類)	-0.001	0.002	3225	0.1095
Model 4	経験職場数(小分類)	-0.003	0.002	3225	0.1148
Model 5	転勤回数	-0.007	0.003 **	3225	0.1292
Model 6	短大卒ダミー	-0.001	0.004	3225	0.1064
<b>【職場属性】</b>					
Model 7	職場(生産)	0.009	0.005 *	1451	0.3583
	職場(研究開発)	-0.012	0.011		
Model 8	職場女性比率(中分類)	-0.027	0.018	1424	0.2766
Model 9	職場女性比率(小分類)	-0.005	0.012	1559	0.2717
Model 10	前年職場内女性管理職比率(中分類)	-0.852	0.326 ***	1359	0.2680
Model 11	前年職場内女性管理職比率(小分類)	-0.089	0.113	1528	0.2758

注) すべてのモデルに、説明変数として年齢、年齢2乗、結婚ダミー、年ダミーを含む  
 標準誤差は、個人単位でクラスター補正  
 Model7のreferenceは、その他大学  
 Model8のreferenceは、職場(事務)