

### 係長への昇進におけるジェンダーと職場属性

村尾, 祐美子 / Murao, Yumiko

---

(出版者 / Publisher)

法政大学大原社会問題研究所

(雑誌名 / Journal or Publication Title)

大原社会問題研究所雑誌 / 大原社会問題研究所雑誌

(巻 / Volume)

704

(開始ページ / Start Page)

1

(終了ページ / End Page)

17

(発行年 / Year)

2017-06-01

(URL)

<https://doi.org/10.15002/00014076>

# 係長への昇進におけるジェンダーと 職場属性

村尾 祐美子

---

はじめに

- 1 先行研究
- 2 データ, 分析モデル, 変数とその分布
- 3 分析結果
- 4 まとめと考察

## はじめに——係長への昇進への注目

本稿の目的は、男女の係長以上への昇進の規定要因を、特にジェンダーと職場属性に着目しつつ、2006年時点で20～35歳であった人々の全国規模かつ無作為抽出のパネルデータを用いて検討することである。

2003年に男女共同参画推進本部は「社会のあらゆる分野において、2020年までに、指導的地位に女性が占める割合が、少なくとも30%程度になるよう期待する」と会議決定した。いわゆる「2030年30%」の目標である。それ以来、この目標は数次にわたる男女共同参画推進基本計画のなかに繰り返し書き込まれてきた。しかしそれにもかかわらず、この目標は、現在多くの分野において達成困難と見なされている。企業の管理職に占める女性の割合もその例外ではない。次頁図表1は企業規模30人以上における役職別女性割合の推移を示したものだが、2003年に4.2%だった「課長相当職以上（役員を含む）」は2015年に7.8%へと上がってはいるものの、その上昇スピードはあまりにゆるやかである。

2020年の達成は難しくとも、現状を打破して女性管理職を増やしてゆくためには、どうしたらよいか。永瀬・山谷(2012)は、女性管理職を増やしてゆくためには、女性管理職に到達する前段階の上位職に進む女性層を増やすことがまず必要であると指摘する。そして、大企業から女性活躍セミナーに委員派遣された者20名に対するインタビュー調査に基づき、「子育ての責任を負っていても、判断業務のある仕事へと、上位職に昇進できる働き方をつくりだし」「入社当初から男女差のない職務分担をすることが必要」と述べている(永瀬・山谷2012:103)。たしかに、課長へ登用可能な女性人材のプールなしに、課長を増やせるはずがない。しかし、管理職と見なされる「課長」よりも下の職階である「係長相当職」の女性割合も、2003年の8.2%から2015年の13.9%

図表 1 企業規模 30 人以上における役職別女性割合の推移 (%)

	課長相当職以上 (役員を含む)	課長相当職	係長相当職
2003	4.2	3.0	8.2
2006	4.7	3.6	10.5
2009	6.3	5.0	11.1
2011	6.8	5.5	11.9
2013	6.6	6.0	12.7
2015	7.8	7.0	13.9

データ出典：「平成 27 年度雇用均等基本調査 企業調査結果概要」p.2 (参考) 表 2

へと上昇はしたものの、いまだ低水準にとどまるのが現状である。

現在の日本では、「女性活躍」は政権が推し進める施策のキーワードの一つとなっており、女性管理職を増やすための取組みも強化されてきている。2015 年 7 月には、国・地方公共団体と従業員 301 人以上の企業に事業主行動計画の策定等を義務づける女性活躍推進法が成立したが、このなかで女性管理職比率は、女性採用比率、勤続年数男女差、労働時間の状況とならび、状況把握・課題分析のための必須把握項目と位置づけられている。

女性管理職割合を高めるための政府の取組みの一つとして、筆者が注目するのは、2015 年 11 月 30 日に、企業が女性を管理職として中途採用しやすいよう「男女雇用機会均等法に基づく指針」が改正されたことである。これは、同年 6 月に公表された「女性活躍加速のための重点方針 2015」を受けたもので、係長、課長、部長などそれぞれの役職に占める女性割合が 4 割を下回っている企業に対して、これらの役職者の募集における女性へのポジティブ・アクション（女性のみを対象としたり、女性を有利に取り扱ったりすること）を認めるというものである。女性が企業間移動を伴う昇進をしやすくなることで、企業の女性管理職割合も高くなる、という政策効果を期待してのものであろう。

実は、このポジティブ・アクションの対象には、一般に管理職と見なされる課長級以上の募集だけでなく、係長級の募集が含まれている。「管理職前段階への参入者を増やさなければ、(課長以上の)女性管理職比率も高まらない」という現状認識が、政策立案者にもあるからだろう。このことは、「日本のような女性管理職比率が低い国において女性管理職を増やす」という文脈のなかでは、「係長への昇進」が非常に重要な、注目に値するテーマであることを示唆している。

そこで本稿では、現代日本において、係長以上への昇進というイベント発生の規定要因とは何か、ジェンダーや職場属性は係長以上への昇進確率にどのような影響を与えているのかについて、統計的手法を用いて検討を行うこととする。

本稿の構成は以下の通りである。第 1 節では、女性の昇進や課長よりも下の役職への昇進について扱った先行研究を、特に本稿にとって重要な量的研究を中心に概観する。第 2 節では、データ、分析モデル、変数、変数の分布についての説明を行い、第 3 節では係長以上への昇進の規定要因について統計的な分析を行う。第 4 節は、これまでの結果を踏まえてまとめと考察を行う。

## 1 先行研究

### (1) 課長より下の役職への昇進

#### 1 係長への昇進

日本において、係長への昇進を単独のテーマとして扱った論文は管見のかぎりない。ただし、課長以上への昇進と組み合わせるようなかたちでは係長以上への昇進の分析・検討が行われることがあり、男女双方の昇進を扱う量的な研究では特にそのような傾向が強い。

このタイプの研究の最新の成果としては、山口（2014）がある。山口は、2009年に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」の日本企業およびその従業員調査のリンクデータを用いて、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を検討した。数多くの知見が示されている研究であるが、そのなかで係長以上への昇進に関連する特に興味深いものとしては、①係長以上割合の男女差には、男女の年齢差や就業時間差が比較的大きな説明力を持つが、ほかに教育、勤続年数の男女差を考慮しても、説明できる格差は44%である、②性別の効果は「大学・大学院卒 対 高卒」の効果の3.7倍という大きな影響力を持つ、③最終子が6歳以上だと係長割合は男性有配偶者では大きく、女性有配偶者では小さくなる、④「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、などがある。①や②からは、係長以上昇進に関して性別による格差の説明力が非常に大きいことが示唆される。また、③は6歳以上の子どもがいることの影響が男女で異なる可能性、④は企業の男女均等施策やワークライフバランス施策が係長以上昇進に影響を及ぼす可能性があることを、示唆するものである。

山口（2014）は企業・従業員を対象とするクロスセクショナルなリンクデータを使用しているので、管理職昇進のタイミングに対する子どもの効果についてはコントロールすることができなかった。本研究ではパネルデータを用いて、子どもの有無を時間的に変化する変数として扱い、係長以上への昇進確率に影響を与えるかどうか、また、その効果に男女差が見られるかを検討してゆく。

#### 2 役職獲得

係長よりももう一階層下の職階である「監督、職長、班長、組長」以上を一括して「役職」ととらえ、役職獲得の規定要因について検討した研究についてもみてみよう（村尾2000, 2003）。これらは「1995年社会階層と社会移動全国調査」データを使用し、男性の役職獲得確率が勤続年数、企業間移動経験、子どもの有無などの本人属性や、初職・到達職の職業と企業規模など職の性質に影響される一方で女性の役職獲得確率には勤続年数しか効果を持たないこと、また一部の男性については職業女性比率が有意な効果を持ち、初職が女性職だと役職獲得しやすく、到達職が女性職だと役職獲得しにくくなっていること（村尾2000）、40歳時の役職有無についても同様の結果であること（村尾2003）などを明らかにした研究である。この調査では職場の女性比率が調査されていなかったため、国勢調査から算出した職業女性比率を外挿して、役職昇進における「女性がいることによる効果」を検討している。職場における女性の割合について測定し、より新しいデータを用

いて係長への昇進を検討したとき、この研究同様に性による交互作用効果が見出されるかどうかみてゆくことにしよう。

## (2) 女性の管理職昇進

「それまで管理職でなかったある個人（労働者）が管理職に就く」という現象は、雇われる人個人側からみれば「管理職昇進」、雇い主である組織側からみれば「管理職登用」と表現される。現象をとらえるこのような視点の違いを反映して、管理職に就くことに関わる先行研究も、管理職昇進研究と管理職登用研究に大別される。本研究は個人を単位に係長以上への昇進の有無について検討を行うものであるので、本項では、管理職昇進に関する研究に限って述べる。

日本における女性の管理職昇進に関しては、事例研究やインタビュー調査に基づく研究が先行してきた（cf. 中村 1988；八代 1992；大内 1999；松繁・梅崎 2003）。こうした研究方法がまず採用された理由には、おそらく、管理職昇進する女性の少なさという研究上の制約があったろう。その後、男女雇用機会均等法施行以降に就職した世代が年を重ねて管理職昇進する女性がしだいに増えたことなどもあり、近年では更なる事例研究やインタビュー調査に基づく研究（cf. 石黒 2012；永瀬・山谷 2012；大塚・大内 2014）が蓄積されるとともに、質問紙などを用いて集めたデータによる量的な分析も行われるようになってきている（cf. 奥井・大内 2012；Kato et al. 2013；橋本・佐藤 2014；山口 2014；奥井ほか 2015）。これらの量的分析では、企業の人事データ、地域を限ったあるいは全国規模のクロスセクショナルデータ、全国の代表的な標本を抽出したモニター調査データなどが用いられている。

昇進の分析には、詳細かつ正確な個人の職業履歴情報が必要となるので、パネルデータが得られるならば、非常に望ましいことである。企業の人事データからは大変詳細かつ良質な情報が得られることがあり、それらが蓄積されればパネルデータとして扱うことができるので、日本では、企業の人事データを用いたパネル分析が試みられている。たとえば、Kato et al. (2013) では製造業 A 社の人事データを用いて男女間賃金格差と昇進格差について論じ、長時間労働は男性よりもむしろ女性にとって管理職要件となっていることを明らかにした。また、橋本・佐藤（2014）は同じデータを使用して性別職域分離と女性の賃金や昇進との関連を明らかにし、大学・大学院卒の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ことを明らかにした。

これらの研究は内部労働市場が発達した日本企業の人事データを用いているため、企業内部での昇進、企業内の個人の職業的キャリアに焦点化せざるをえないという面がある。そうして得られた研究成果は、日本企業が抱える問題をあぶり出しており、大変興味深いものだが、一方で、男性に比べ女性のほうが一つの企業内で個人の職業的キャリアが完結する割合が低いことも考慮すると、「女性管理職を増やすにはどうしたらよいか」を考えるとときに、それで十分だろうかという疑念も生じる。企業内の個人の職業的キャリアに焦点化した研究だけでなく、より幅広く個人の職業的キャリアをとらえた研究も必要なのではないか。つまり、企業を移動したうえで昇進が起こるケースも含めて、昇進の規定要因をとらえる必要があるのではないだろうか。実際、「はじめに」で述べたように、中途採用で役職者を募集する際には、女性に対するポジティブ・アクションが行えるようになったという現状もある。企業を超えた個人の職業的キャリアをとらえてゆくことは、特に

女性の昇進を考えるうえでは、ますます重要になってゆくと考えられる。

以上のような問題意識に基づき昇進についてのデータ分析を行うのであれば、企業単位ではなく全国規模のパネルデータを使用することが望ましい。昇進という現象の規定要因を明らかにするためには、昇進した人についても昇進していない人についても、過去の時点（昇進した人は昇進前）での企業や職場に関わる要素および個人の意識や属性に関わる要素についての情報が必要だが、クロスセクショナルデータからは、そのような要素についての正確な情報を得ることが難しいからである。また、パネルデータを用いることにより、仕事に対する意欲、子どもの有無、職場特性（仕事を調整しやすい職場かどうかなど）といった時間的に変化する要素も分析に加えることができるというメリットがある。そこで本研究では、全国規模の無作為抽出サンプルによるパネルデータを使用し、管理職前段階への昇進の促進要因・阻害要因について検討してゆく。

## 2 データ、分析モデル、変数とその分布

### (1) 使用するデータ

本稿で分析に用いるのは、東京大学社会科学研究所パネル調査プロジェクトによる「東大社研・若年パネル調査（JLPS-Y）wave1-7, 2007-2013」である<sup>(1)</sup>。これは、2006年12月時点で日本全国に居住する20～34歳の男女を調査対象とするパネル調査である。この調査では、2011年度（wave5）から、長期追跡に伴う回答者の脱落問題を考慮し継続調査と同年代の対象者を新たに追加しているが、本研究では分析の都合上、wave1からの7時点すべてで回答が得られているケースのみを分析対象とし、追加サンプルは使用しない。このデータは、男女双方を対象としていること、職場環境についての詳細な質問項目群を備えていること、調査対象者の年齢が管理職への昇進の前段階にある人々を多く含むと考えられることから、本研究の目的にかなったものである。

また、最後に通った学校（以下、「最終学校」）を卒業・中退後、最初に就いた正規雇用の職において係長以上の役職者であったものは、一般的な役職獲得とは異なるプロセスを経ていると判断し、分析対象から除外している。さらに、wave1の時点で役職のない正規雇用者であった者のなかで、それが学卒後に最初に就いた正規雇用の仕事ではなく、それ以前にも正規雇用の仕事の経験がある場合は、必要な変数が得られないことから、本研究の分析対象としない。さらに、本節第3項で述べる諸変数のうち1つでも欠損値があるものは分析対象から除外する。この条件にあてはまる438サンプルから、年齢を基準とするパーソンピリオドデータを作成した。分析に用いたスベル数は4,265である。

### (2) 分析方法について

係長以上の役職獲得機会の規定要因を検討するため、離散時間ロジットモデル<sup>(2)</sup>を用いて分析を

(1) 二次分析に当たり、東京大学社会科学研究所附属社会調査・データアーカイブ研究センター SSJ データアーカイブから「東大社研・若年パネル調査（JLPS-Y）wave1-7, 2007-2013」（東京大学社会科学研究所パネル調査プロジェクト）の個票データの提供を受けた。

(2) 本稿での離散時間ロジットモデルの説明については、三輪・林（2015）に拠っている。

行う。これは、イベントが離散的な時間単位ごとに発生すると想定するモデルのもとでのイベント・ヒストリー分析である。係長以上への昇進というイベントは、元来、連続的な時間軸上の特定の時点で発生する。しかし本研究では、年1回という粗い水準で収集されたデータを用いることから、時間を  $t_1 < t_2 < \dots < t_n$  のように離散的に定義し、各時点のみにおいてイベントの発生が観察可能とするモデルを採用することとした。

離散時間モデルでは、「時点  $t_i$  より前に係長以上への昇進が発生しなかったという条件のもとで時点  $t_i$  に係長以上への昇進が発生する確率」ことハザード確率  $h(t_i)$  が従属変数である。  $T$  を生存時間を表す確率変数とすると、ハザード関数  $h(t_i)$  は以下のように表される。

$$h(t_i) = P(T = t_i | T \geq t_i)$$

離散時間ロジットモデルは、ハザード確率の対数オッズを従属変数とする。ここで共変量を  $x_1, x_2, \dots, x_k$  とすると、離散時間ロジットモデルは、以下の式で表される。

$$\frac{h(t_i)}{1-h(t_i)} = \frac{h_0(t_i)}{1-h_0(t_i)} \exp(b_1 x_1 + b_2 x_2 + \dots + b_n x_n)$$

ここで示されている  $h_0(t_i)$  は基底ハザード関数で、すべての共変量が0をとる状態（基底状態）のハザード確率の時間的变化を表している。共変量  $x_j$  が1単位変化したときハザード確率のオッズは基底状態の  $\exp(x_j)$  倍になる。

本研究では、最終学校を卒業・中退した後に最初に就いた「正規雇用・役職なし」の仕事（以下、「初職」とする）への入職により、係長以上への昇進というイベントが発生する可能性のある時間（リスク期間）が開始するととらえる。正規・役職なしの状態が各 wave で切れ目なく観測されていれば、wave と wave のあいだに企業間移動があっても、リスク期間は持続していると見なす。

wave2以降の各 wave において、初職からはじめて「正規雇用・係長以上（それ以上の役職も含む）」への移動が観察されたとき、係長以上への昇進というイベントが発生したとカウントする。イベントが発生した場合は、イベント発生をもってリスク期間は終了となる。上に述べたように、企業間移動があってもリスク期間は持続しているととらえるので、係長以上への昇進は、直前の wave の正規・役職なしの仕事と異なる企業において発生しているかもしれないことに注意する必要がある。

係長以上への昇進というイベントが発生しない場合は、以下の二つに分けられる。一つは wave7 の観測終了まで「正規雇用・役職なし」が切れ目なく観測される場合で、いわゆる右側センシングの状態である。この場合、リスク期間は観測が終了した wave7 時点で終了となる。もう一つは、「正規雇用・役職なし」の状態から「自営等、非正規雇用、無職」となったことが観測された場合である。この場合、リスク期間は最後に「正規雇用・役職なし」の状態であることが観測された wave 時点で終了となる。

本研究では、こうして得られたリスク期間の長さやイベント発生有無についてのデータを、本人の年齢を基準に整理し、時間単位を各年齢時点としている。リスク期間が終了する wave での職を本研究では「到達職」と呼ぶ。

### (3) 変数

本研究では、先行研究に基づき、係長以上への昇進確率に影響を与えるものとして、①個人属性、②仕事の属性、③ジェンダー、の3要素を仮定する。それぞれの要素は複数の説明変数から構成される。被説明変数は当該年齢時に昇進した場合に1をとる昇進ダミーである。以下、各説明変数について説明する。

#### 1 個人属性

##### ①初職入職後の年数

勤続年数の男女差は管理職昇進の男女差の理由としてしばしば挙げられるが、一方で、勤続年数の差で説明できるのは昇進の男女差の一部にすぎないと指摘する研究もある(山口2014)。本研究では、企業間移動を行っても観測時点で正規雇用であれば、リスク期間と見なしていることから、同一企業における勤続年数ではなく、初職入職後の年数をリスク期間の長さを表す変数として用いる。到達職の年齢から初職入職年齢を引き、1を加えて算出したもので、入職初年は「1年目」とカウントされる。

##### ② wave1における年齢

分析に用いるのは年齢を基準にしたパーソナリティデータなので、wave1における年齢の違いは、コーホートの違いを意味している。学卒時の景気は、若者の就職機会や離職に影響を与え、不況期に企業は企業特殊なスキルを持った従業員の雇用を最大限維持するため、新規学卒の採用抑制で雇用調整を行う傾向が強くなるという(太田2010)。係長への昇進可能性があるような職への入職機会が時代的に変化したり、係長への昇進確率自体が時代的に変化したりする可能性を検討するために、この変数をモデルに加える。

##### ③最終学校が大学以上か

特定の学歴保持を特定の採用区分の応募条件にする企業は多く、その結果、学歴により昇進の経路や速度が異なることが予想される。実際、大卒者が管理職昇進に有利であることは男性についても女性についても指摘されてきたことである(cf.佐藤1988;山口2014)。そこで最後に通った学校<sup>(3)</sup>(以下「最終学校」と呼ぶ)が大学・大学院かそれ以外かを表すダミー変数をモデルに加え、

(3) JLPS-Y データは、2007年に20～35歳であった者の継続調査データであり、調査対象者の最終学校は本来は時間依存的な変数ととらえるべきものである。そのため、このパネル調査では、wave1で最終学校を尋ねた後、wave2ではそれまでに通ったことのある専門学校・短大・大学・大学院・職業訓練校の学校情報を尋ね、またwave3以降はこの1年間の専門学校・短大・大学・大学院・職業訓練校などの学校への通学経験の有無と学校情報の質問をするなどしており、教育に関する情報が継続的に収集されている。しかし大変残念なことに、wave2以降の専門学校等の通学情報に関する質問への回答は公開データから外されていることから、wave2以降の専門学校等への通学者については、その通学先が専門学校か大学院か職業訓練学校かを識別することができず、公開データからはwave2以降の各時点での各人の最終学校等を確定できないという大きな問題がある。

そのため本研究では、wave1時点での最終学校の情報をもとに作成した「大卒以上」ダミー変数を、時間に依存しない変数として用いることとする。

その主効果だけでなく、他の変数との交互作用効果についても検討を行う。

#### ④最終学校を離れてから最初に正規雇用に入職するまでの1年以上のタイムラグの有無

日本では、戦後、新規学卒者が正規雇用へ入職する際、学校から職場へ切れ目なく移動することが理想とされ、またこれが可能となるようさまざまな施策がとられてきた（荻谷ほか2000）。このような採用慣行が確立した社会においては、最終学校を卒業・中退した年から最初の正規雇用に入職するまで1年以上のタイムラグがある場合、新規学卒者として切れ目のない移動をした者と異なるキャリアの職に入職する可能性がある。このような効果を統制するために、最終学校を離れてから最初に正規雇用に入職するまでに1年以上のタイムラグがあるかどうかについてのダミー変数<sup>(4)</sup>をモデルに加える。

#### ⑤子どもの有無

女性の継続就業や昇進についての先行研究は、出産が女性の職業的キャリアに大きな影響を与えることを明らかにしてきた（cf. 永瀬・山谷2012）。そこで本研究では、当該年齢時に子どもがいれば1を与える時間依存的なダミー変数をモデルに加える。

#### ⑥到達職の1つ前（非正規等化が観察されたケースは到達職）の wave における職業能力向上についての考え

管理職への昇進希望の分布は、男女で大きく異なっていることが指摘されている（安田2012）。雇用者の昇進意欲は昇進に影響を与えるであろうから、可能であればこの要素をコントロールしたい。しかし残念ながらJLPS-Y データに昇進意欲についての質問は含まれていない。そこで、昇進意欲同様、仕事に関する向上心にかかわる質問『『自分の職業能力を向上させたいと思う』がどれくらい自分にあてはまるか』に対して「とてもあてはまる」と答えた職業能力向上意欲の高い者を1とするダミー変数を作成し、分析に用いる。

#### ⑦到達職の1つ前（非正規等化が観察されたケースは到達職）の wave における就業時間が月213時間以上かどうか

長時間労働は管理職昇進に強く結びついていることが知られている。昇進確率を左右する長時間労働の基準を山口（2014）に基づき週49時間以上、すなわち月213時間以上と定め、ダミー変数化してモデルに加える。

## 2 仕事の属性

①到達職の1つ前（非正規等化が観察されたケースは到達職）の wave における職場属性 [a 両立のしやすさ] いくつかの先行研究は、企業における両立支援策や男女均等施策の実施状

---

(4) 最終学校を卒業・中退した年については、wavel で情報を収集しているので、それをを用いる。ただし、wavel で現状を「学生」と回答した者については、その後の調査時点で最初に学生ではないと回答した wave を、wavel で回答した最終学校の卒業・中退年と見なしたうえで、初職入職年との差を求め、ダミー変数を作成している。

況・充実度が、女性の管理職昇進に影響を与えるという指摘をしている（cf. 大塚・大内 2014；山口 2014）。残念ながら、JLPS-Yには、このような質問は含まれていない。しかし個人の側からみた仕事と生活上のニーズとの両立のしやすさについては、wave1から情報があり、モデルに組み入れることができる。具体的には「子育て・家事・勉強など自分の生活の必要にあわせて、時間を短くしたり休みを取るなど、仕事を調整しやすい職場である」にあてはまる程度を尋ねた質問で、「かなりあてはまる」を1とするダミー変数を用いる。

[b 職場の男女均等度] JLPS-Yではwave3より「男女の別なく活躍できる職場だ」が現在の職場にあてはまるかどうかを尋ねており、これは、個人の側からみた職場の男女均等度を示すと考えられる。「あてはまる」と選択した場合を1とするダミー変数を用いる。

[c 職場の女性割合] 性別職域分離が係長以上への昇進に与える影響についても検討する。現在の職場が「女性の多い職場だ」にあてはまるかどうかのダミー変数を用いる。

②到達職の1つ前（非正規等化が観察されたケースは到達職）のwaveにおける企業属性

[a 企業規模] 役職獲得の規定要因を検討した研究によれば、内部労働市場が発達している大企業において昇進は相対的にゆっくり起こるが、量的にはより機会が多いという（村尾 2000）。このように企業規模は昇進に影響を与えられられるので、大企業（従業員 300 人以上）かどうかを表すダミー変数を用いる。

[b 産業] また、産業によって昇進の男女間格差の程度が異なるという指摘があることから（山口 2014）、産業を表す層別ダミー変数を分析に用いる。具体的には、「製造業」を基準カテゴリとし、「卸売・小売業」、「サービス業」、「その他の産業」の各ダミー変数を用いる。

③到達職の1つ前（非正規等化が観察されたケースは到達職）のwaveにおける職業

係長は管理職への昇進も期待しうるような地位だけに、単なる役職獲得とは異なり、職業による昇進確率の違いがあることがあらかじめ考えられる。そこで本研究では、職業がホワイトカラーであるかどうかを表すダミー変数を用いる。

### 3 ジェンダー

#### ①性別

性別は女性を1とするダミー変数である。

#### ②性別との交互作用項

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という知見がある（Kato et al. 2013）。また、山口（2014）も週 49 時間以上の就業時間の者について、同様の性別との交互作用効果を見出している。これに基づき、就業時間と性別の交互作用項および就業時間と性別と大学以上の三重交差項をモデルに加える。

また、子どもがいると男性の役職獲得確率が高まる（村尾 2003）、最終子が6歳以上になると男性は係長以上割合が高まるが女性は有意に小さくなる（山口 2014）など、子どもの存在と性別と

の交互作用を指摘する先行研究があることから、子どもの存在と性別との交互作用項をモデルに加える。

また、女性が男性よりも育児を担う現状があるので、仕事と育児の両立のしやすさの効果は性別により異なることが予想される。したがって、両立しやすさと性別の交互作用項を用いる。さらに大学以上を加えた三重項を入れると最終解が算出できなくなるので、三重項は用いない。

すでに述べたように、男女均等施策が充実した企業では女性の管理職昇進がしやすい可能性が先行研究で指摘されている。職場の男女均等度が性別により異なる効果を持つ可能性を検討するため、職場の男女均等度と性別の交互作用項をモデルに入れる。大学以上との三重項にするとやはり最終解が求められなくなるので、三重項は用いない。

さらに、職場の女性割合と性別の交互作用については、女性内の管理職昇進確率は、職場の女性比率の影響を受けないというものや（橋本・佐藤 2014）、常雇者内および常雇男性内では、40歳時の職業女性比率が高いと40歳時役職獲得確率が下がるという先行研究がある（村尾 2003）。そこで職場の女性割合と性別の交互作用項および、これにさらに大学以上を加えた三重項をモデルに追加する。

#### (4) 変数分布の概要

12-13頁図表2は、昇進有無別・男女別に、前項の諸変数の分布と $\chi^2$ 検定の結果をまとめたものである。「全体計」からは、女性に比べ男性は係長以上に昇進している者が多いこと、最終学校が大学以上だったり就業時間が月213時間以上の者は男性のほうが多いこと、女性が多い職場で働いていたり職業がホワイトカラーだったりするのは女性のほうが多いこと、wave1時点での年齢分布や勤め先の産業に男女差があることが分かる。係長以上への昇進の男女差は顕著なものだが、性別以外の上記諸変数の分布の男女差によって、大部分が説明できてしまうのだろうか？ それとも、これらの変数の効果をコントロールすることによって、性別の効果が一層顕著になるのだろうか。次節の分析を通じて検討してみる。

### 3 分析結果

第2節で示した諸変数を使用し、離散時間ロジットモデルによる分析を行った結果が、14-15頁図表3である。モデル1は主効果のみ、モデル2は交互作用も加えたモデルである。モデル3はモデル2から職業能力向上意欲とその交互作用項を除いたものである。

主効果としては、性別、初職入職後の年数、初職入職までのタイムラグ、子ども有無が2つのモデル共通に有意な効果があり、またモデル2では、wave1における年齢、大学以上ダミー、職場の男女均等度も有意な主効果があった。モデル2のほうが説明力が高く、交互作用項を入れることでモデルが改善したことが分かる。

この分析結果は、係長以上への昇進についても、性別が大きな決定力を持つことを示している。女性であることは、主効果だけで、係長以上への昇進確率を男性の約5分1にしてしまう。交互作用効果を考慮すると性別による昇進格差は一層拡大し、女性の昇進確率は男性の10分の1以下と

なる。

モデル2では、wavelにおける年齢が大きな正の効果（1歳年長だと昇進確率は約1.5倍）を持つ一方、初職入職後の年数は負の効果を持っている。このことから、係長以上への昇進は、若いコーホートほど機会が少なく、かつ、リスク期間開始後相対的に早い時点で多く発生する現象であると考えられる。子どもの有無を時間依存変数として投入した結果からは、男女を問わず、子どもがいるといない人に比べ係長昇進確率が約3分の1に下がることが分かった。管理職前段階というような職業的キャリアの初期にあつては、子どもがいることに象徴される「私生活にエネルギーを割く必要性の高さ」は、昇進の妨げになるのかもしれない。これでは、晩婚化と少子化が進むはずである。また、最終学校を離れることと最初の正規雇用の職へ入職にタイムラグがある場合、昇進確率は予想通り大きく低下していた。

意外なことに、長い就業時間は主効果としても交互作用効果としても有意ではなかった。長時間労働が女性の管理職昇進にとって特に重要であると指摘する先行研究においてモデルに投入されていなかった、本人の向上心にかかわる変数（職業能力向上意欲ダミー）を、本研究で投入したせいかもしれないと考え、モデル2から職業能力向上意欲ダミーの主効果と交互作用効果を除いて分析を行ってみたが、やはり就業時間の長さは有意な効果を持たなかった（モデル3）。

本研究の問題意識からは、職場属性の分析結果がどのようになるかが興味深いわけであるが、仕事と生活の両立のしやすさは有意な効果を持たなかった。一方、「男女の別なく活躍できる職場である」ことを示すはずの男女均等度の主効果は、驚くべきことに、係長への役職昇進確率を著しく下げるといふものであった（そうでない職場の10分の1以下である）。このことは、「男女の別なく活躍できる職場」というのが、非常に昇進機会の限られた、職業的キャリアのうえでは行き止まりのような場所に多く存在していることを示唆する。逆に言えば、昇進機会が多くあるのは、男女均等度の低い職場であるということだ。

職場の男女均等度の主効果は上記の通りだが、最終学校が大学以上の人が男女均等度の高い職場にいる場合は、うってかわって、昇進確率は約14倍と高くなる。大卒以上であることは今回主効果を持たなかったが、「男女の別なく活躍できる」職場では、大卒以上であることが係長以上への昇進に有利に働くのである。一方で、職場の男女均等度と性別の交互作用効果は有意でなく、「男女の別なく活躍できる」職場にいることは、女性の係長以上への昇進に何の効果も持たなかった。これらを考え合わせると、大学以上の男女には、昇進機会の低い「男女の別なく活躍できる」職場の人々の上位職制となるというかたちでの係長以上への昇進ルートが存在しているのではないかと、いう可能性に思い至る。これが大卒以上の男女の双方にあてはまるのか、それとも男性あるいは女性のみであるのかについては、残念ながら計算上の制約により、職場の男女均等度・性別・大学以上の三重交差項をモデルに入れられなかったため、今回は検討を行うことができなかった。また、職場の女性割合も、主効果・交互作用効果を持たず、女性割合の高い職場だと女性が係長以上に昇進する確率が高くなるなどの効果は見られなかった（14-15頁図表3）。

図表 2 男女別・昇進有無別の変数分布の概要 (n=438)

		昇進なし			$\chi^2$
		男性	女性	全体	
性別	n	188	193	381	-
	%	80.7%	94.1%	87.0%	
w1での年齢	20-23	35.1%	42.0%	38.6%	7.456
	24-28	24.5%	20.2%	22.3%	
	29-31	20.7%	26.4%	23.6%	
	32-35	19.7%	11.4%	15.5%	
初職入職後の年数	1-5	37.8%	34.2%	36.0%	12.285 *
	6-10	18.1%	26.4%	22.3%	
	11-15	23.4%	26.4%	24.9%	
	16-20	13.8%	11.9%	12.9%	
	21-25	6.9%	1.0%	3.9%	
大学以上 (通ったことあり =1)		63.8%	52.3%	58.0%	5.169 *
初職入職タイムラグ (あり =1)		25.5%	26.4%	26.0%	0.039
職業能力向上意欲 (高 =1)		41.0%	33.2%	37.0%	2.483
子ども数	0	64.9%	69.4%	67.2%	4.525
	1	15.4%	13.5%	14.4%	
	2	12.8%	14.5%	13.6%	
	3人以上	6.9%	2.6%	4.7%	
就業時間 (月 213 時間以上 = 1)		39.4%	27.5%	33.3%	6.069 *
両立しやすさ (高 =1)		8.5%	9.8%	9.2%	0.203
男女均等度 (高 =1)		28.2%	33.2%	30.7%	1.105
女性割合 (高 =1)		14.9%	50.8%	33.1%	55.401 ***
企業規模 (300人以上 =1)		53.7%	47.2%	50.4%	1.646
産業	製造業	35.1%	20.7%	27.8%	17.914 ***
	卸売・小売業	8.5%	7.3%	7.9%	
	サービス業	41.5%	62.7%	52.2%	
	その他	14.9%	9.3%	12.1%	
職業 (ホワイトカラー = 1)		64.4%	86.0%	75.3%	24.016 ***

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

期待度数 5 未満のセルがある場合、 $\chi^2$  値を算出してない。

#### 4 まとめと考察

本稿では、「女性管理職を増やすためにはどうしたらよいか」という問題意識のもと、まずは管理職前段階である係長の職位にある女性を増やすことが重要であると考え、係長以上職への昇進の規定要因について、全国規模の無作為抽出のパネルデータを用いて検討を行った。そこで得られた

昇進あり				全体計			
男性	女性	全体	chi sq.	男性	女性	全体	$\chi^2$
45	12	57		233	205	438	
19.3%	5.9%	13.0%	-	100.0%	100.0%	100.0%	17.452 ***
11.1%	16.7%	12.3%	計算せず	30.5%	40.5%	35.2%	10.879 *
24.4%	33.3%	26.3%		24.5%	21.0%	22.8%	
33.3%	33.3%	33.3%		23.2%	26.8%	24.9%	
31.1%	16.7%	28.1%		21.9%	11.7%	17.1%	
15.6%	25.0%	17.5%	計算せず	33.5%	33.7%	33.6%	8.619
33.3%	25.0%	31.6%		21.0%	26.3%	23.5%	
33.3%	33.3%	33.3%		25.3%	26.8%	26.0%	
17.8%	16.7%	17.5%		14.6%	12.2%	13.5%	
				5.6%	1.0%	3.4%	
62.2%	50.0%	59.6%	計算せず	63.5%	52.2%	58.2%	5.749 *
20.0%	16.7%	19.3%	計算せず	24.5%	25.9%	25.1%	0.112
53.3%	66.7%	56.1%	0.684	43.3%	35.1%	39.5%	3.088
48.9%	66.7%	52.6%	計算せず	61.8%	69.3%	65.3%	6.597
2.2%	8.3%	3.5%		12.9%	13.2%	13.0%	
35.6%	16.7%	31.6%		17.2%	14.6%	16.0%	
13.3%	8.3%	12.3%		8.2%	2.9%	5.7%	
46.7%	33.3%	43.9%	0.684	40.8%	27.8%	34.7%	8.093 **
11.1%	25.0%	14.0%	計算せず	9.0%	10.7%	9.8%	0.364
26.7%	41.7%	29.8%	計算せず	27.9%	33.7%	30.6%	1.705
20.0%	58.3%	28.1%	計算せず	15.9%	51.2%	32.4%	62.163 ***
55.6%	41.7%	52.6%	0.733	54.1%	46.8%	50.7%	2.292
31.1%	16.7%	28.1%	計算せず	34.3%	20.5%	27.9%	16.65 **
11.1%	33.3%	15.8%		9.0%	8.8%	8.9%	
48.9%	41.7%	47.4%		42.9%	61.5%	51.6%	
8.9%	8.3%	8.8%		13.7%	9.3%	11.6%	
73.3%	91.7%	77.2%	計算せず	66.1%	86.3%	75.6%	24.216 ***

重要な知見は、以下の通りである。

第一に、「女性である」という個人にはどうしようもない属性が、係長以上への昇進確率を大きく下げる要因となっている。「最終学校が大学以上」という業績が、主効果を持たなかったり（モデル1）、主効果が負であったり（モデル2、3）していることとあわせて考えると、山口一男が指摘するように、「現代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」（山口 2014:25）。日本には差別を包括的に禁じる法律はない。昇進・昇格についての差

図表 3 係長以上への昇進についての離散時間ロジットモデル分析の結果

		モデル 1		
		B	s.e.	Exp(B)
個人属性	w1における年齢	0.292 ***	0.061	1.339
	初職入職後の年数	- 0.095	0.050	0.910
	大学以上 (通ったことあり = 1)	- 0.422	0.372	0.656
	初職入職までのタイムラグ (あり = 1)	- 1.250 **	0.448	0.286
	職業能力向上意欲 (高 = 1)	0.738 *	0.321	2.093
	職業能力向上意欲 × 大学以上			
	子ども有無 (あり = 1, 時間依存)	- 0.910 ***	0.119	0.402
	就業時間 (月 213 時間以上 = 1)	0.139	0.313	1.149
	就業時間 × 大学以上			
仕事の属性	両立しやすさ (高 = 1)	0.661	0.460	1.937
	両立しやすさ × 大学以上			
	男女均等度 (高 = 1)	- 0.153	0.358	0.858
	男女均等度 × 大学以上			
	女性割合 (高 = 1)	0.447	0.388	1.564
	女性割合 × 大学以上			
	企業規模 (300 人以上 = 1)	- 0.010	0.323	0.990
	産業 (製造業 = 0)			
	卸売・小売業	0.718	0.530	2.051
	サービス業	0.006	0.382	1.006
その他の産業	- 0.106	0.572	0.899	
職業 (ホワイトカラー = 1)	0.346	0.431	1.413	
ジェンダー	性別 (女性 = 1)	- 1.561 ***	0.394	0.210
	大学以上 × 性別			
	職業能力向上意欲 × 性別			
	職業能力向上意欲 × 性別 × 大学以上			
	子ども有無 × 性別			
	就業時間 × 性別			
	就業時間 × 性別 × 大学以上			
	両立しやすさ × 性別			
	男女均等度 × 性別			
	女性割合 × 性別			
女性割合 × 性別 × 大学以上				
定数		- 8.828 ***	1.366	0.000
	- 2LL			327.348
	Nagelkerke R <sup>2</sup>			0.477
	スベル数			4265

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

モデル 2			モデル 3		
B	s.e.	Exp(B)	B	s.e.	Exp(B)
0.400 ***	0.074	1.492	0.391 ***	0.070	1.478
- 0.190 **	0.060	0.827	- 0.194 ***	0.055	0.824
- 1.679 *	0.786	0.187	- 2.210 **	0.685	0.110
- 1.348 **	0.466	0.260	- 1.410 **	0.465	0.244
1.151	0.623	3.162			
- 1.143	0.766	0.319			
- 1.085 ***	0.152	0.338	- 1.073 ***	0.145	0.342
- 0.844	0.647	0.430	- 0.898	0.636	0.407
1.364	0.793	3.911	1.409	0.778	4.092
0.554	0.931	1.740	0.415	0.903	1.514
- 0.044	1.075	0.957	0.080	1.026	1.083
- 2.532 *	1.049	0.080	- 2.151 *	1.012	0.116
2.617 *	1.086	13.692	2.296 *	1.028	9.936
- 0.856	0.981	0.425	- 0.894	0.938	0.409
2.046	1.124	7.740	2.043	1.084	7.714
0.088	0.338	1.092	0.009	0.332	1.009
0.833	0.552	2.301	0.727	0.542	2.069
- 0.095	0.409	0.910	- 0.081	0.397	0.922
- 0.341	0.605	0.711	- 0.284	0.591	0.753
0.672	0.471	1.957	0.719	0.463	2.053
- 2.334 *	1.061	0.097	- 2.282 **	0.855	0.102
- 0.460	1.537	0.631	0.365	1.221	1.440
0.780	1.224	2.181			
0.831	1.610	2.296			
- 0.149	0.414	0.862	- 0.092	0.381	0.912
1.208	1.272	3.347	2.074	1.179	7.960
- 1.933	1.698	0.145	- 2.412	1.566	0.090
0.730	1.055	2.075	1.042	1.008	2.835
0.623	1.042	1.865	0.315	0.956	1.370
- 0.130	1.320	0.878	0.023	1.284	1.023
- 0.012	1.789	0.988	- 0.365	1.733	0.694
- 9.969 ***	1.538	0.000	- 9.130 ***	1.433	0.000
		305.974			316.302
		0.512			0.496
		4265			4265

別取扱を男女雇用機会均等法が禁じ、男女間の賃金差別を労働基準法第4条が禁じていても、日本では企業の経営上の裁量が幅広くみとめられているので、差別的取扱であると認定されること自体が難しい。たとえば、ある女性を昇進・昇格させないことは性差別的取扱かを争った中国電力男女差別裁判においても、原告のこれまでの業績や、「この企業が自ら主張するように男女を平等に処遇しているなら、著しく男性上位となっている現状の賃金分布が生じる確率は100万分の1」という統計学に基づく意見書の指摘などよりも、企業の一方的な情意考課が重視され、原告は敗訴している。また、実態として巨大な男女間格差があってもそれ自体が差別の結果生じたものと見なされないのは、間接差別規制が弱いからでもある。現行の男女雇用機会均等法では限定的に定義された間接差別が禁止されているにすぎず、国連の女子差別撤廃委員会から繰り返し求められている、間接差別を原則として禁じる旨を法律に明記することも、日本ではずっと実現できていない。女性の管理職割合を高め、女性が自ら能力を発揮できる社会を本気で目指すつもりなら、日本の職場に残っている性差別と、それを許容し被害回復を妨げている社会のさまざまな仕組みとについての知を社会で共有し、現状を改めてゆくための取組みを進めてゆかなければならない。

第二に、男女を問わず、子どもがいることが係長以上への昇進確率を大きく下げることが明らかになった。役職なしから係長以上への昇進という職業的キャリアとしては比較的早い段階に発生するイベントが、子どもを持つことによって妨げられるという関係が成り立っていることは、社会の晩婚化や少子化の原因の一端が、このような昇進構造にあることを示唆している。このような現実を放置したまま若者（特に若い女性に）に「若いうちに結婚しろ」「若いうちに複数の子どもを産め」と求めるのは間違ったことで、女性管理職を増やすという政策方針の方向性にも全く逆行している。ケアを要する他者とともに生きつつ仕事をする人を支える社会的な仕組みの充実とともに、職場に長時間いること自体を高く評価するような社会のありかたの変革が、この社会には求められている。

第三に、職場の男女均等度が高いことは係長以上への昇進確率を著しく引き下げることが分かった。このことから、「男女の別なく活躍できる職場」が、昇進確率の低い、職業的キャリアの行き止まりのような場所に多く存在している一方で、昇進確率の高い職場では男女均等度が低いことが推測される。女性管理職を増やしたいと思うなら、昇進機会が多い職場を男女の別なく活躍できるよう変えてゆくとともに、女性が男女の別なく活躍している職場からも先の役職へと進めるよう昇進ルートを整備することも不可欠であろう。なお、「男女均等度の高い職場で働く人は、向上心が低かったり労働時間が短かったりするかもしれないので、昇進確率が低い理由は個人側にもあるのではないかと反論する人がいるかもしれないが、本研究では分析の際に向上心と長時間労働の効果をコントロールしているので、このような批判はあたらないことを強調しておきたい。

第四に、最終学校が大学以上である場合、男女均等度の職場で働く人の昇進確率が非常に高いことが明らかになった。大学以上の男女には、昇進機会の低い「男女の別なく活躍できる」職場の人々の上位職制となるというかたちでの係長以上への昇進ルートがあると考えられ、それは、大卒以上でない「男女の別なく活躍できる」職場の人々が大変低い昇進機会しか持たないことと非常に対照的である。ここに表れているのは、あるいは、女性内格差が拡大してゆくプロセスであるのかもしれない。今回は計算上の制約から職場の男女均等度・性別・大学以上の三重交差項を入れたモ

デルで検討を行えなかったが、今後は別な方法あるいは別のデータを用いて、「男女の別なく活躍できる職場」から利益を得ているのは、大学以上の学歴を持つ誰なのかを解明してゆきたい。

(むらお・ゆみこ 東洋大学社会学部准教授)

#### 【参考文献】

- 橋本由紀・佐藤香織 (2014) 「性別職域分離と女性の賃金・昇進」一橋大学経済研究所『経済研究』65 (3) : 221-237, 岩波書店。
- 石黒久仁子 (2012) 「女性管理職のキャリア形成：事例からの考察」東北大学グローバル COE 「グローバル時代の男女共同参画と多文化共生」『GEMC journal : グローバル時代の男女共同参画と多文化共生』7 : 104-128。
- 荻谷剛彦・菅山真次・石田浩編 (2000) 『学校・職安と労働市場：戦後新規学卒市場の制度化過程』東京大学出版会。
- Kato Takao, Kawaguchi Daiji, 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。
- 松繁寿和・梅崎修 (2003) 「銀行業における女性従業員の管理職昇進——キャリアと家庭、二者択一の局面」日本労務学会『日本労務学会誌』5 (2) : 44-55。
- 三輪哲・林雄亮編著 (2015) 『SPSS による応用多変量解析』オーム社。
- 村尾祐美子 (2000) 「労働市場における地位達成とジェンダー——男性雇用者の役職獲得に関するイベント・ヒストリー分析」お茶の水女子大学大学院人間文化研究科『人間文化論叢』3 : 77-86。
- 村尾祐美子 (2003) 『労働市場とジェンダー——雇用労働における男女不平等の解消に向けて』東洋館出版社。
- 永瀬伸子・山谷真名 (2012) 「民間大企業的女性管理職のキャリア形成」日本キャリアデザイン学会『キャリアデザイン研究』8 : 95-105。
- 中村恵 (1988) 「大手スーパーにおける女性管理職者・専門職者——仕事経験とキャリア」小池和男・富田安信編著『職場のキャリアウーマン』東洋経済新報社。
- 太田聡一 (2010) 『若年者就業の経済学』日本経済新聞出版社。
- 大塚英美・大内章子 (2014) 「女性管理職のキャリア形成：組織内の環境とライフコースが昇進に与える影響」日本労務学会『日本労務学会誌』15 (2) : 34-46。
- 大内章子 (1999) 「女性総合職・基幹職の実態調査」慶應義塾大学『三田商学研究』42 (1) : 117-180。
- 奥井めぐみ・大内章子 (2012) 「管理職キャリアパスの日米独比較：日本の女性管理職比率低迷の原因を探る」金沢学院大学『金沢学院大学紀要 経営・経済・情報・自然科学編』10 : 9-22。
- 奥井めぐみ・大内章子・脇坂明 (2015) 「昇進スピード慣行が女性の昇進に与える影響」金沢学院大学『金沢学院大学紀要 経営・経済・情報・自然科学編』13 : 37-45。
- 佐藤嘉倫 (1988) 「管理職参入メカニズムのコーホート分析」1985年社会階層と社会移動全国調査委員会『1985年社会階層と社会移動全国調査報告書 第1巻 社会階層の構造と過程』365-381。
- 山口一男 (2014) 「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」『日本労働研究雑誌』56 (7) : 17-31。
- 八代充史 (1992) 「大手小売業における女性の管理職への昇進——人事部門の機能の実態」『日本労働研究雑誌』34 (4) : 28-41。
- 安田宏樹 (2012) 「管理職への昇進希望に関する男女間差異」東京大学社会科学研究所『社会科学研究』64 (1) : 134-154。