

大学生の総合職内定要因の男女比較*

安田 宏樹・荒木 宏子

1 はじめに

本稿の目的は、大学生の総合職内定者の特性の男女間差異について、一般職内定者及びいわゆるコース別採用なしの内定者と比較をしながら明らかにすることである。

我が国は、労働市場における女性の活躍が十分ではない国の一つである。世界経済フォーラムが毎年公表しているジェンダーギャップ指数 (Gender Gap Index: GGI) を見ると、日本の GGI は年々低下傾向にあり、2013年の GGI

* 本稿の作成に際し、JILPT データアーカイブから『大学生のキャリア展望と就職活動に関する実態調査』(労働政策研究・研修機構)の個票データの提供を受けました。ここに謝意を表します。また、日本経済学会2012年度秋季大会(九州産業大学)の報告において討論者を務めて頂きました川口章先生(同志社大学)からも非常に貴重なコメントを多数頂きました。さらには、本誌運営委員の三浦忍先生、今喜史先生には本稿の投稿に際し、大変お世話になりました。ここに記して深く感謝を申し上げます。ただし、本稿における誤りのすべては筆者に帰すものであることは言うまでもありません。

1 GGI は、経済分野(労働力率、同じ仕事の賃金の同等性、所得の推計値、管理職に占める女性比率、専門職に占める女性比率)、教育分野(識字率、初等・中等・高等教育の各在学率)、政治分野(国会議員に占める女性比率、閣僚の女性比率、最近50年の国家元首の在任年数)、保健分野(新生児の男女比率、健康寿命)の4分野のデータから算出され、完全不平等を0、完全平等を1として数値化されている。ちなみに、日本の2013年の数値は0.650であった。GGIに関する詳細は以下のサイトを参照。
http://www.3.weforum.org/docs/WEF_GenderGap_Report_2013.pdf

は計測可能な136カ国中105位であった。また、管理的職業従事者の女性割合は11.1%と先進国の中では韓国(9.4%)に次いで低い(内閣府 2013)。

このような労働市場における女性の活躍が十分ではないことを鑑み、ポジティブ・アクションやクオータ制に関する議論が幅広く行われているが(ポジティブ・アクションについては川口 2012, クオータ制については内閣府 2011を参照), 長期的な視点で女性の活躍を考える際には将来の有力な管理職候補である大卒総合職女性の増加が喫緊の課題であると思われる。

特に、我が国のコース別管理雇用制度²は、総合職の間では処遇や仕事内容に関して男女差はないものの、総合職と一般職では職務内容に明確な差異が存在する。永瀬・山谷(2011)によると、一般職は業務が高度化されているにも関わらず、昇進の道が閉ざされていることが指摘されており、コース別管理雇用制度を採用している企業では、総合職は昇進可能性が高く、一般職の昇進可能性は低いと言える。こうした現実を踏まえれば、将来の女性管理職や女性役員の増加策を考える際には、採用ベースで管理職になりやすい区分、すなわち大卒総合職の女性採用を増やすことが重要である(伊岐

2 厚生労働省(2011)によれば、コース別雇用管理制度とは、「労働者の職種、資格や転勤の有無等によっていくつかのコースを設定して、コースごとに異なる雇用管理を行う」制度である。また、コース別雇用管理制度が「あり」とする企業の割合は、2010年度が11.6%で、1989年度(2.9%)の調査開始時以降、年々上昇している。規模別では、5000人以上では49.2%、300~999人では26.1%、100~299人では16.4%の企業がコース別雇用管理制度を導入している。

3 コース別雇用管理制度を導入していない企業の方がより多くの女性雇用者に管理職になる機会が提供されているという解釈もあり得る。そこで、管理職への昇進と密接に結びついている勤続年数に関して、企業規模別に女性の平均勤続年数を見ると、常用雇用者10~99人の小企業では8.8年、100~999人の中企業では8.4年、1000人以上の大企業では10.2年となっており(厚生労働省『平成23年度賃金構造基本統計調査』)、コース別雇用管理制度を導入している割合の高い大企業の方が女性常用雇用者の勤続年数は長いことが分かる。また、企業規模別に係長相当職以上の女性管理職の有無を見ると、5000人以上では93.6%、1000~4999人では85.8%、300~999人では70.3%、100~299人では66.3%、30~99人では66.3%と規模の大きい企業ほど女性管理職の存在確率が高いことが分かる(『平成22年度雇用均等基本調査』)。したがって、コース別雇用管理制度を導入している大企業の方が女性管理職の存在確率が高く、また大企

2012 年)。

そこで、本稿では、正社員の中でも、総合職に内定している女子大学生の特徴を明らかにすることで、将来の女性管理職増加に向けた政策的視座を得ることを目標としたい。具体的に本稿では、総合職の内定獲得要因が、学生の就職の活動量や情報源にあるのか、学力や個人の特性にあるのかを多項推計を用いて一般職やコース別採用のない内定学生と比べながら検証する。また、男女別に分析を行い、それぞれに効果的な就職支援策の在り方についても考えたい。

本稿は以下のように構成される。続く2節では就職決定要因に関する先行研究を整理し、本稿における分析課題をまとめる。3節では、分析に用いるデータ、変数の定義や推計方法について述べる。4節は分析結果と解釈を述べ、最後に5節では分析結果から得られた結論をまとめる。

2 先行研究と本稿の分析

本節では、女子学生の就職決定要因に関する先行研究の結果と課題を整理し、これを受けて、本稿の分析課題を明らかにしたい。

先行研究では、男子学生を含む大学生の就職決定要因に関する分析は豊富にあるものの、女子大学生の就職内定に焦点を当てた研究は非常に少ない⁴。まず、筒井(2010)は、大都市部に所在する私立のB女子大学の4年生(学際系学部)を対象に就職活動期間、内定獲得時期の決定要因について分析を

業の女性管理職の多くは総合職であると解釈できるため、将来の女性管理職増加策を考える際には、総合職女性の増加が最も重要な施策の一つであるといえる。

- 4 男子学生を含む大学生の就職決定要因に関する研究には、樋口(1994)、安部(1997)、永野(2004)、梅崎(2004)、佐藤ほか(2009)、小杉(2007)、濱中(2007)、平沢(2010)、梅崎・田澤(2012)などがある。これらの先行研究において主要な論点となっているのは、大学の入学難易度や大学での成績、ゼミナールへの参加やインターンシップへの参加が内定や就職に与える影響についてであり、大学の入学難易度や成績、クラブ・サークル活動、ゼミナール活動、インターンシップへの参加、説明会やセミナーへの早期の参加といった特性が内定獲得・就職活動の成功要因であるとの結果が示されている。

行っている（在籍者数245人，有効回答率81.2%）。そして，就職活動の開始時期が早い学生ほど就職活動期間が長く，OGと接触をした学生は内定獲得時期が早いことを確認している。ただし，筒井（2010）では個票データを用いることによって大学生の学力などの個人属性をコントロールした分析が行われている半面，独自調査によるデータを用いているため，その結果は大学生の母集団を代表するものではないことに留意を要する。

次に，全国規模の大学生をサンプルとする，第三者が検証可能なマイクロデータを用いた分析として荒木・安田（2011）がある。荒木・安田（2011）は，本稿の分析データでもある『大学生のキャリア展望と就職活動に関する実態調査』（労働政策研究・研修機構）を用いて，文系・理系に分けて女子学生の正社員内定獲得要因について分析を行っている。その結果，文系においては就職支援サイト（リクナビなど）に登録した時期，エントリーシートを提出した時期，OB・OGへの連絡をした時期が早い女子学生ほど正社員内定確率が高いこと，取得単位のうち優（A）の割合が高い女子学生ほど正社員内定確率が高いことを明らかにしている。また，応募先を選ぶ際に，自身の能力・適性と職業のマッチングを重視した就職活動を行っている女子学生は，賃金・待遇や企業の知名度などのその他の条件を重要視した女子学生よりも正社員内定率が低いことも示されている。

このような既存研究を踏まえ，本稿では，先行研究では検討されてこなかった女子大学生の「総合職」内定獲得要因に着目して分析する。「はじめに」で述べたように，将来の女性管理職増加策を考える際には，総合職女性の増加が重要な課題の一つであると考えられる。しかしながら，既存研究においては，筒井（2010），荒木・安田（2011）など，女子大学生の正社員内定要因に関する検証は行われているものの，総合職の内定要因を明らかにした研究は筆者らの知る限り存在しない。そこで，本稿では，女子大学生の総合職内定要因について男子学生と比較をしながら分析する。

具体的には，各学生の就職活動及び個人の特性が総合職の内定に与える影響について分析を行う。まず，就職活動の量を表す指標として，説明会に参加した企業数が総合職内定に与える影響を検証する。また，各学生が就職活動において有益であった情報源を示す指標として，「就職のために役に立つ

た情報源」にも着目する。次に、個人の特性が総合職内定に与える影響について考察するために、大学での成績や大学生活で熱心に行ったこと、所属大学の学力区分などにも着目して分析を行いたい。

3 データと分析方法

本稿で使用するデータは、独立行政法人労働政策研究・研修機構が2005年10月に実施した『大学生のキャリア展望と就職活動に関する実態調査』の個票データである（以下、JILPT データと略す）。

JILPT データは、医学・看護学・宗教学の単科大学を除く全国の4年制大学のうち、調査協力を得られた276校の大学4年生を対象に実施されている⁵。調査は、各大学の就職部、キャリアセンターを通じて学生に配布され、調査票配布数は約49000票、有効回収数は18509票であった（回収率37.8%）。

JILPT データは、2005年10月時点での翌年4月以降の予定進路、内定先企業の業種、職種などの詳しい情報まで調査されている他、各大学生の就職活動の内容や開始時期に関する情報、また、大学での所属学部や大学での成績等、学生個人の能力や特性に関する情報、加えて所属大学の偏差値区分や地域等も明らかにされており、進路選択に影響を及ぼす諸要因を分析するに非常に優れたデータである。このデータを用いて、総合職内定に就職活動や個人の能力・特性、大学の選抜度といった諸要因がどのような影響を与えているのかを明らかにする。変数の定義は以下の通りである。

被説明変数

被説明変数は、2005年10月時点での翌年4月以降の予定進路を用いる⁶。具体的には、正社員への内定を得ている学生のうち、「総合職」・「エリア総合職」に内定している学生、「一般職」に内定している学生、「いわゆるコース別採用はない」に内定している学生の3つの多項選択を被説明変数に用い

5 ただし、医学部、歯学部、看護学部の学生は調査対象から除かれている。

6 10月時点での予定進路と翌年4月以降の実際の進路は異なる可能性があるため、秋時点のデータを使用して分析することには留意が必要である。

て、多項プロビット推計を行う。

なお、分析対象者は、留学生を除く正社員内定獲得者であり、年齢は26歳未満、民間企業における総合職内定者の特徴を抽出するため、公務員・教員に内定している学生は分析から除いた。

説明変数

まず、各大学生の就職活動の量を示す変数として、「説明会に参加した企業数」、「OB・OGに会った人数」を説明変数に導入する。数値が大きいほど就職活動の量が多いことを意味する。次に、各学生が感じた就職活動に役立った情報源を説明変数に導入する。JILPT調査では「就職のために役に立った情報源はどれですか」という設問があり、11の選択肢の中から1位から3位までの3項目を選択するようになっている。その中から1位に選ばれた選択肢を説明変数に導入する。具体的には、「1.就職情報誌(就職ジャーナルなど)」、「2.就職支援ウェブサイト(「リクナビ」など)」、「3.大学の就職関連の行事・授業」、「4.大学の就職部/キャリアセンター」、「5.大学の先生」、「6.インターンシップ」、「7.会社説明会やセミナーなど」、「8. OB・OG訪問」、「9.公的な就職支援機関(学生職業支援センター、ジョブカフェ、ハローワークなど)」、「10.家族・親族・保護者」、「11.友人」のそれぞれの選択肢を「1・2」、「3・4・5」、「6」、「7」、「8」、「9」、「10・11」の7つの選択肢にまとめ、「3・4・5」をレファレンス・グループに設定し、各変数を説明変数に導入する。さらに、各大学生の企業への応募方法に関する変数として、「応募経路(自由応募ダミー)」を説明変数に導入する。理系学生の就職活動においては大学や研究室の推薦による応募も多い。このような推薦応募は専門性を活かした職種に対して行われることが多い可能性もあるため、こうした影響をコントロールする。

また、就職活動そのものの内容以外に、その活動結果に影響を及ぼす人的資本要因として、「取得単位のうち優(A)の割合」、「大学生活で熱心に行ったこと(「クラブやサークルでの活動」、「友だちや恋人との付き合い」、「アルバイト」、「ダブルスクール・資格取得」、「インターンシップ」の5変数、4段階の選択肢)」、「大学の区分(偏差値・設置主体)」を説明変数に導入す

る。「大学の区分」は、JILPT データでは「私立偏差値45以下」、「私立偏差値46～56」、「私立偏差値57以上」、「国立」、「公立」の5つの区分に分かれているため⁷、「私立偏差値57以上」、「国立」、「公立」を合わせた「難関大学ダミー」を変数に導入する。学生の個人特性をコントロールする変数として「年齢」、「学部」、「出身大学の地域」を説明変数に導入する。

さらに、総合職女性の採用基準や採用方針は、企業の業種や規模によって大きく異なることが予測されるため⁸、内定先の企業特性を説明変数に導入する。具体的には「企業全体の従業員数(企業の従業員数1000人以上ダミー)」、「業種(サービス業ダミー)」、「職種(営業・販売職ダミー)」の各変数をコントロールする。

推計方法

本稿は、多項プロビットモデル(Multinomial Probit Model)を用いて総合職内定要因を検証する。被説明変数は、翌年4月以降の予定進路が、①「総合職」・「エリア総合職」、②「一般職」、③「いわゆるコース別採用はない」の多項選択変数である。ベースとなる選択は「いわゆるコース別採用はない」である。また、男女別に分析を行い、総合職内定要因の男女間差異について考察を行いたい。

多項選択モデルの代表的な推計方法としては、多項ロジットモデル(Multinomial Logit Model)が数多くの研究に用いられている。多項ロジットモデルにおいては、誤差項は独立で均一分散であるため、被説明変数の各選択肢の間でも、誤差項に相関がないことを仮定している。つまり、ある任意の選択肢間の選択比率(オッズ比)は他の選択肢の存在に影響を受けないという特性(Independence from irrelevant alternatives: 以下、IIA とする)を持つ(Cameron and Trivedi 2005)。

7 偏差値は、代々木ゼミナールが算出した偏差値を使用している。

8 産業別にコース別雇用管理制度のある企業割合を見ると、産業計では11.6%であるが、産業別にみると、「金融業、保険業」が33.7%と最も多く、次いで「卸売業、小売業」が16.4%、「情報通信業」が14.8%となっており、産業間に大きな差異があることが確認できる(厚生労働省『平成22年度雇用均等基本調査』)。

このシンプルな特性は、モデルの推計を簡便にするという利点の一方、人間の選択行動に適用するにはあまり現実的な制約ではない場合がある (Green 2008)。本稿の大学生の総合職内定要因決定モデルについても、この IIA を仮定すること、例えば、仮に「総合職」という進路選択が存在しなかった場合、「一般職」や「コース別採用はない」の進路比率が「総合職」が存在する場合の比率に比べ、全く変化がないとするのは、いささか非現実的とも考えられる。

そこで、まず、本稿のモデルを多項ロジットモデルで推計し、その IIA 特性を、Small-Hsiao テスト (Small and Hsiao 1985) によって検定した (結果が表 1 である)。上段は女子学生、下段は男子学生サンプルの文系理系別の多項ロジット推計の IIA 検定結果である。多項選択のレフェレンス・グループは③「いわゆるコース別採用はない」であり、それぞれ、①「総合職」・「エリア総合職」、②「一般職」を、選択肢から除いた場合に、その他の選択肢の選択確率が、すべての選択肢の下で推計した場合の選択確率に比べ「 H_0 : 変化しない」ことを帰無仮説とする。

表 1 に示す通り、理系女子、文系男子、理系男子サンプルによる推計において、Small-Hsiao テストは帰無仮説を棄却しており、本稿の推計モデルにおいて IIA の成立を確認することができなかった。よって、本稿では選択肢間における誤差項の相関を許容した多項プロビットモデルによる推計を採用することが望ましいと考えられる。ただし、理系の女子の推計においては、多項プロビットによる推計が収束しなかったため、女子推計は多項プロビットに加え、多項ロジットの推計結果を並べて掲載する (男子推計は多項プロ

9 同様に、IIA 特性の検定として、Hausman 検定が多用される。Hausman テストにおける検定統計量は下記の通りであり、

$$\chi^2 = (\hat{\beta}_1 - \hat{\beta}_a) [\hat{V}_1 - \hat{V}_a]^{-1} (\hat{\beta}_1 - \hat{\beta}_a)$$

$\hat{\beta}_1$ は、ある特定の選択肢を除いた選択肢集合の下での推定量、 $\hat{\beta}_a$ は、すべての選択肢の下での推定量、 \hat{V}_1 、 \hat{V}_a はそれぞれの漸近共分散行列の推定値である (Green 2008)。計算上、 $[\hat{V}_1 - \hat{V}_a]^{-1}$ が負値定符号行列、あるいは、非正則になりうる場合は検定不能となり (Small and Hsiao 1985)、本稿においても、上記の理由により Hausman 検定が一部不可能であったため、Small-Hsiao テストを採用した。

ビットの結果のみを掲載する。

表 1 多項ロジット推計における IIA 仮定の検定 (Small-Hsiao テスト)

女子サンプル Results of Small-Hsiao tests				理系 (N = 692)			
文系 (N = 3226)				理系 (N = 692)			
Omitted alternative	chi 2 検定量	P > chi 2	evidence	Omitted alternative	chi 2 検定量	P > chi 2	evidence
①総合職	20.393	0.618	Ho 採択	①総合職	111.521	0.000	Ho 棄却
②一般職	12.415	0.964	Ho 採択	②一般職	30.065	0.148	Ho 採択
男子サンプル Results of Small-Hsiao tests				理系 (N = 1882)			
文系 (N = 2343)				理系 (N = 1882)			
Omitted alternative	chi 2 検定量	P > chi 2	evidence	Omitted alternative	chi 2 検定量	P > chi 2	evidence
①総合職	192.763	0.000	Ho 棄却	①総合職	76.152	0.000	Ho 棄却
②一般職	27.115	0.251	Ho 採択	②一般職	31.185	0.018	Ho 採択

Ho: Odds (Outcome-J vs Outcome-K) are independent of other alternatives.

被説明変数レファレンス・グループは「いわゆるコース別採用はない」

4 分析結果：総合職内定に関する多項プロビット分析

まず、女子大学生の総合職内定の決定要因について多項プロビット分析、多項ロジット分析を行った結果が表 3、表 4 である。推計に用いた変数の基本統計量を表 2 にまとめた。これによれば、大学 4 年の 10 月時点において正社員内定を得ている女子大学生のうち、38.3% は総合職、28.6% は一般職、33.1% はコース別のない採用枠で内定を得ていることが分かる。

次に、多項プロビット推計（理系については多項ロジット推計）の結果に目を向けると、まず、就職活動の量を示す変数「説明会に参加した企業数」、 「OB・OG に会った人数」が文系・理系問わず総合職に 5% 以下の水準で有意にプラスの影響を与えていた。したがって、正社員内定者のうち、説明会に多く参加した女子学生、コンタクトを取った OB・OG の人数が多かった女子学生ほど総合職内定者である確率が高いことが分かった。また、「説明会に参加した企業数」は、文系の一般職内定にもプラスの影響をもたらしている。

荒木・安田（2011）では就職支援サイト（リクナビなど）に登録する時期や企業説明会・セミナーなどに出席する時期、エントリーシートの提出時期

表2 基本統計量(女子)

変数	文系				理系			
	平均	標準偏差	最小値	最大値	平均	標準偏差	最小値	最大値
翌年4月からの内定職種								
総合職ダミー	0.383	0.486	0	1	0.374	0.484	0	1
一般職ダミー	0.286	0.452	0	1	0.118	0.323	0	1
いわゆるコース別採用はないダミー	0.331	0.471	0	1	0.507	0.500	0	1
年齢	21.693	0.594	21	25	21.864	0.745	21	25
説明会に参加した企業数(社)	20.671	17.691	1	200	15.474	14.754	1	200
OB・OGに会った人数(人)	0.864	2.856	0	50	0.684	1.876	0	20
就職のために最も役立った情報源								
就職情報誌・就職支援ウェブページ	0.513	0.500	0	1	0.530	0.499	0	1
大学の就職関連の行事・授業,先生	0.157	0.364	0	1	0.126	0.332	0	1
インタベンションシップ	0.008	0.089	0	1	0.012	0.107	0	1
会社説明会やゼミナー	0.246	0.431	0	1	0.277	0.448	0	1
OB・OG訪問	0.024	0.155	0	1	0.014	0.119	0	1
公的な就職支援機関	0.014	0.116	0	1	0.006	0.076	0	1
家族・親族・保護者,友人	0.037	0.189	0	1	0.035	0.183	0	1
優(A)の割合	6.241	2.073	0	10	5.813	2.126	1	10
難関大学ダミー	0.761	0.427	0	1	0.847	0.360	0	1
大学生活で熱心に行ったこと								
クラブやサークルでの活動	2.327	1.154	1	4	2.384	1.114	1	4
友だちや恋人との付き合い	3.337	0.647	1	4	3.299	0.667	1	4
アルバイト	3.085	0.853	1	4	2.832	0.951	1	4
ダブルスクール・資格取得	2.222	0.988	1	4	1.686	0.863	1	4
インタベンションシップ	1.580	0.973	1	4	1.582	0.972	1	4
首都圏ダミー	0.281	0.449	0	1	0.277	0.448	0	1
企業の従業員数1000人以上ダミー	0.339	0.473	0	1	0.306	0.461	0	1
サービス業ダミー	0.222	0.416	0	1	0.179	0.384	0	1
営業・販売職ダミー	0.359	0.480	0	1	0.214	0.410	0	1
自由応募ダミー	0.916	0.277	0	1	0.851	0.356	0	1
社会科学分野の学部ダミー	0.363	0.481	0	1				
工学部ダミー					0.484	0.500	0	1
Obs	3226				692			

表 3 女子推計 多項プロビット分析

説明変数	総合職		一般職		理系	
	係数	標準誤差	係数	標準誤差	係数	標準誤差
年齢	0.125	0.060 *	-0.102	0.061		
説明会に参加した企業数	0.016	0.002 **	0.010	0.003 **		
OB・OGに会った人数	0.046	0.021 *	0.017	0.021		
就職のために最も役立った情報源						
【基準】大学の就職担当の行事・授業、大学の就職部、先生	0.266	0.106 *	-0.171	0.103		
就職情報誌・就職支援ウェブサイト	0.121	0.410	-1.117	0.516 *		
インターンシップ	0.192	0.116	-0.384	0.116 **		
会社説明会やセミナー	0.462	0.268	-0.401	0.296		
OB・OG訪問	-0.441	0.355	-0.381	0.310		
公的な就職支援機関	0.406	0.206 *	-0.137	0.212		
家族・親族・保護者、友人	-0.003	0.018	0.004	0.018		
値(A)の割合	-0.077	0.084	0.104	0.089		
難関大学タミ						
大学生活で熱心に行ったこと						
クラブやサークルでの活動	0.013	0.032	-0.046	0.033		
友だちや恋人との付き合い	0.116	0.057 *	0.109	0.059		
アルバイト	-0.031	0.043	0.049	0.045		
ダブルスクール・資格取得	0.062	0.037	0.017	0.039		
インターンシップ	0.016	0.039	-0.019	0.040		
首都圏タミ	0.175	0.080 *	0.142	0.084		
企業の従業員数1000人以上タミ	0.696	0.079 **	0.808	0.081 **		
サービス業タミ	-0.291	0.083 **	-0.724	0.092 **		
営業・販売職タミ	0.301	0.074 **	-0.806	0.084 **		
自由応募タミ	0.587	0.139 **	0.019	0.123		
社会科学分野の学部タミ	0.279	0.077 **	0.194	0.080 *		
工学部タミ						
定数項	-4.533	1.342 **	1.610	1.369		
Log pseudo Likelihood			-3156.919			
Obs.			3226			

(注) *は5%、**は1%水準で統計的に有意であることを示す。標準誤差はロバスタな標準誤差である。多項選択の基準は「いわゆるコース別採用はない」。理系は多項プロビットが収束せず、計算不能であったため、推計結果は記載されていない。

表4 女子推計 多項ロジット分析

説明変数	総合職		一般職		理系	
	係数	標準誤差	係数	標準誤差	係数	標準誤差
年齢	0.153	0.076 *	-0.138	0.079	-0.012	0.124
説明会に参加した企業数	0.022	0.003 **	0.014	0.004 **	0.042	0.008 *
OB・OGに参加した人数	0.066	0.035 *	0.033	0.035	0.110	0.051 *
就職のために最も役立つ情報源						
【基準】大学の就職課の行事・授業,大学の就職部,先生	0.355	0.137 *	-0.231	0.131	0.680	0.299 *
就職情報誌・就職支援ウェブサイト	0.134	0.525	-1.501	0.750 *	-1.163	0.917
会社説明会やセミナー	0.259	0.148	-0.494	0.148 **	0.624	0.322
OB・OG訪問	0.598	0.343	-0.526	0.401	-0.239	1.308 **
公的な就職支援機関	-0.566	0.481	-0.471	0.385	-14.096	0.952 **
家族・親族・保護者,友人	0.512	0.263	-0.216	0.273	1.268	0.501 *
優(A)の割合	-0.005	0.023	0.006	0.024	-0.071	0.047
難関大学タミ	-0.099	0.106	0.152	0.117	0.615	0.271 *
大学生生活で熱心に行ったこと						
クラブやサークルでの活動	0.011	0.040	-0.062	0.044	0.076	0.088
友だちや恋人との付き合い	0.153	0.072 *	0.145	0.077	0.167	0.152
アルバイト	-0.037	0.054	0.073	0.058	0.195	0.107
ダブルスクール・資格取得	0.086	0.048	0.031	0.050	0.048	0.117
インターンシップ	0.021	0.049	-0.029	0.052	0.194	0.096 *
首都圏タミ	0.223	0.103 **	0.196	0.109	0.047	0.214
企業の従業員数1000人以上タミ	0.885	0.104 **	1.067	0.108 **	0.731	0.203 **
サービス業タミ	-0.358	0.104 **	-0.959	0.122 **	-0.424	0.260
営業・販売職タミ	0.372	0.093 **	-1.088	0.115 **	0.543	0.225 *
自由応募タミ	0.785	0.186 **	0.016	0.152	0.004	0.260
社会科学分野の学部タミ	0.346	0.098 **	0.264	0.104 *		
工学部タミ					0.377	0.195
定数項	-4.533	1.342 **	1.610	1.369	-3.622	2.804
Log pseudo Likelihood						
Obs.						

(注) *は5%, **は1%水準で統計的に有意であることを示す。標準誤差はロバストな標準誤差である。多項選択の基準は「いわゆるコース別採用はない」。

が早い女子学生ほど正社員への内定確率が高いことが示されており、梅崎・田澤（2012）でも、説明会等に参加し始めた時期が早い学生、エントリー数の多い学生の内定確率が高いことが示されている。本稿の推計からは、企業説明会などへの参加については、開始時期だけでなく、その活動の量も内定獲得にプラスの影響を及ぼすことが分かる。また、総合職については文系理系を問わずその傾向が確認できる。OB・OG 訪問に関しては、中村（2010）が就職市場の性格を理解する上で重要であることを明らかにしており、卒業生に直接会うことから得られる情報やネットワークは文系・理系問わず、女子学生の総合職内定にプラスの効果があることが分かる¹⁰。

次に、就職のために最も役立つ情報源を見ると、「就職情報誌・就職支援ウェブサイト」、「家族・親族・保護者、友人」が文系¹¹・理系問わず総合職に5%水準で有意にプラスの影響を与えている。総合職内定においては、大学（就職部や教員など）からの情報のみでなく、むしろ外部情報源の活用や、家族や友人とのコミュニケーションから得られる情報の有用性が高いことが推察される。ただし、外部情報源の中でも、公的な就職支援機関による情報は、理系総合職では有意に負を示しており（文系総合職も非有意であるが係数は負）、大学に比べ、公的な就職支援機関からの情報は、とりわけ理系においては女子大学生の総合職内定に重要な役割を果たしていないことが分かる。

また、一般職内定については、文系では全ての係数が負、理系についても一部の係数が負を示しており、大学による就職情報の有用性が示唆される。

学力やその他の人的資本に関する変数に目を転じると、学力の指標である「取得単位のうち優（A）の割合」がすべての推計で有意ではなく、女子学生において、成績は総合職内定には影響を与えていないことが分かった。ま

10 筒井（2010）ではOG訪問をした女子大学生は比較的早い段階で内定を得ていることを見出しており、荒木・安田（2011）では「OB・OGへの連絡」を早くから行っている女子学生の正社員内定率が高いことが示されている。本稿の推計からもOB・OG訪問は、総合職への内定に非常に強いプラスの効果があることが確認でき、OB・OG訪問と総合職内定との正の相関関係が示された。

11 多項ロジット推計においては、p値=0.052で5%水準では非有意であった。

た、「難関大学ダミー」は文系では総合職に有意な影響を与えていないものの、理系総合職では有意にプラスであり、理系においては所属大学の学力レベルが女子学生の総合職内定にプラスの影響を与えている可能性が示された。

さらに、学力以外の人的資本変数に着目すると、「大学生活で熱心に行ったこと」については、文系においては「友だちや恋人との付き合い」が、理系においては「インターンシップ」が総合職内定にプラスの影響を与えていた。文系においては、人付き合いから生まれるコミュニケーション能力の高さや積極性が総合職内定者の特徴であることがうかがえる。一方で、理系では専門的な能力を向上させる活動が総合職内定にプラスの影響を及ぼす可能性が考えられる。

次に、男子学生にサンプルを限定した多項プロビット推計の結果が表6、推計に用いた変数の基本統計量をまとめたものが表5である。

これによれば、大学4年の10月時点において正社員内定を得ている男子大学生のうち、64.0%は総合職、10.3%は一般職、25.7%はコース別のない採用枠で内定を得ており、女子学生に比べ、総合職に内定している学生が多く、一般職は少ないことが分かる。

多項プロビット推計の結果に目を転じる。まず、就職活動の量を示す変数については、「説明会に参加した企業数」が文系・理系問わず総合職に1%水準で有意にプラスであり、女子と同様、正社員内定者のうち、説明会に多く参加した男子学生ほど総合職内定者である確率が高いことが分かった。次に、「OB・OGに会った人数」は理系では5%水準で総合職内定に有意にプラスの影響を与えているものの、文系では有意な影響を与えていなかった。女子推計では文系・理系問わず有意にプラスであり、男女間の差異が観察された。

また、文系理系ともに、「説明会に参加した企業数」は一般職選択に有意に負の影響を及ぼしており、就職活動量の多い男子大学生は一般職を選択していない傾向が観察された。就職のために最も役立った情報源を見ると、文系では「OB・OG訪問」、「家族・親族・保護者、友人」が総合職に5%水準で有意にプラスの影響を与えており、女子学生と同様、文系男子学生の総合職内定についても卒業生や家族・知人から得られる情報の有用性が推察さ

表5 基本統計量(男子)

変数	文系					理系				
	平均	標準偏差	最小値	最大値	最大値	平均	標準偏差	最小値	最大値	最大値
翌年4月からの内定職種										
総合職ダミー	0.640	0.480	0	1	1	0.434	0.496	0	1	1
一般職ダミー	0.103	0.304	0	1	1	0.165	0.372	0	1	1
いわゆるコース別採用はないダミー	0.257	0.437	0	1	1	0.401	0.490	0	1	1
年齢	21.830	0.721	21	25	25	21.877	0.791	21	25	25
説明会に参加した企業数	18.376	16.629	1	200	11.450	11.335	1	100	100	100
OB・OGに会った人数	1.123	3.564	0	50	0.482	2.084	0	50	50	50
就職のために最も役立った情報源										
就職情報誌・就職支援ウェブサイトを	0.516	0.500	0	1	0.487	0.500	0	1	1	1
大学の就職関連の行事・授業, 先生	0.161	0.368	0	1	0.207	0.405	0	1	1	1
インタベンションシップ	0.009	0.096	0	1	0.010	0.100	0	1	1	1
会社説明会やゼミナー	0.205	0.404	0	1	0.217	0.413	0	1	1	1
OB・OG訪問	0.036	0.186	0	1	0.016	0.127	0	1	1	1
公的な就職支援機関	0.008	0.087	0	1	0.010	0.097	0	1	1	1
家族・親族・保護者, 友人	0.065	0.247	0	1	0.052	0.222	0	1	1	1
優(A)の割合	4.631	2.186	0	10	4.593	2.033	0	10	10	10
難関大学ダミー	0.625	0.484	0	1	0.613	0.487	0	1	1	1
大学生活で熱心に行ったこと										
クラブやサークルでの活動	2.539	1.204	1	4	2.321	1.189	1	4	4	4
友だちや恋人との付き合い	3.219	0.781	1	4	3.171	0.745	1	4	4	4
アルバイト	2.884	0.977	1	4	2.721	0.977	1	4	4	4
ダブルスクール・資格取得	1.746	0.933	1	4	1.598	0.809	1	4	4	4
インタベンションシップ	1.496	0.920	1	4	1.444	0.842	1	4	4	4
首都圏ダミー	0.212	0.409	0	1	0.261	0.440	0	1	1	1
企業の従業員数1000人以上ダミー	0.391	0.488	0	1	0.405	0.491	0	1	1	1
サービス業ダミー	0.146	0.353	0	1	0.096	0.294	0	1	1	1
営業・販売職ダミー	0.564	0.496	0	1	0.152	0.360	0	1	1	1
自由応募ダミー	0.916	0.277	0	1	0.715	0.452	0	1	1	1
社会科学分野の学部ダミー	0.793	0.405	0	1	0.862	0.345	0	1	1	1
工学部ダミー										
Obs			2343					1882		

表 6 男子推計 多項プロビット分析

説明変数	総合職		一般職		理系	
	係数	標準誤差	係数	標準誤差	係数	標準誤差
年齢	0.020	0.058	-0.023	0.076	0.088	0.055
説明会に参加した企業数	0.015	0.004**	-0.015	0.006**	0.014	0.004**
OB・OGに会った人数	0.025	0.025	-0.016	0.025	0.081	0.032*
就職のために最も役立つ情報源						
【基準】大学の就職課の先生	0.211	0.116	-0.084	0.146	0.074	0.121
就職情報誌・就職支援ウェブサイトを	0.621	0.450	-0.210	0.711	-0.178	0.443
インターンシップ	0.212	0.136	0.112	0.167	-0.165	0.137
会社説明会やセミナー	0.787	0.331*	1.017	0.394*	0.178	0.372
OB・OG訪問	0.154	0.477	0.225	0.527	0.348	0.458
公的な就職支援機関	0.423	0.197*	0.066	0.249	-0.257	0.210
家族・親族・保護者、友人						
優(A)の割合	-0.051	0.020**	-0.059	0.026*	-0.001	0.022
難関大学タミ	0.525	0.086**	-0.047	0.111	-0.092	0.099
大学生活で熱心に行ったこと						
クラブやサークルでの活動	0.022	0.036	-0.089	0.047	0.008	0.038
友だちや恋人との付き合い	0.095	0.055	0.192	0.071**	0.159	0.062*
アルバイト	0.044	0.043	0.050	0.055	0.034	0.046
ダブルスクール・資格取得	-0.013	0.047	-0.077	0.060	-0.062	0.056
インターンシップ	0.043	0.050	0.052	0.062	-0.005	0.055
首都圏タミ	0.281	0.109*	0.180	0.139	0.054	0.107
企業の従業員数1000人以上タミ	0.665	0.091**	0.218	0.119	0.666	0.091**
サービスタミ	-0.213	0.117	-0.147	0.148	-0.274	0.153
営業・販売職タミ	0.254	0.084**	0.064	0.110	0.442	0.129**
自由応募タミ	0.289	0.149	0.029	0.172	0.099	0.102
社会科学分野の学部タミ	0.263	0.102*	-0.048	0.128		
工学部タミ						
定数項	-1.644	1.302	-0.220	1.701	-2.770	1.255*
Log pseudo Likelihood		-1846.345				-1823.057
Obs.		2343				1882

(注) *は5%, **は1%水準で統計的に有意であることを示す。標準誤差はロバストな標準誤差である。多項選択の基準は「いわゆるコース別採用はない」。

れる。特に、「OB・OG訪問」については、訪問した人数よりも情報源としての質的要素が総合職内定に結び付いている可能性が示唆され、一般職にも同様の傾向が確認される。

その一方で、理系の推計においては、総合職選択に対して、有意な影響ではないものの一部の 변수の係数値は負であり、一般職選択に対しては複数の 변수が有意に負の影響を与えている。この結果から、理系男子の就職においては、大学による情報提供の有用性が示唆される¹²。

次に学力やその他の人的資本に関する変数に目を転じると、学力の指標である「取得単位のうち優（A）の割合」が文系の推計において総合職にも一般職にも有意にマイナスの影響を与えている。しかし、一方で「難関大学ダミー」は文系推計において1%水準で有意に総合職内定にプラスの影響を与えている。文系の男子学生においては、所属大学の学力レベルは総合職内定と密接に結びついている可能性が示唆されるが、その一方で大学での成績は総合職内定にプラスの影響をもたらしてはいないことが観察された。

学力以外の人的資本変数に着目すると、「友だちや恋人との付き合い」が理系の総合職内定に有意なプラスの影響を与えており、理系男子学生においては、人付き合いの良さやそこから得られるコミュニケーション能力が総合職内定に影響を及ぼすスキルである可能性がうかがえる。

5 おわりに

本稿では、我が国の労働市場における女性の活躍を推進するためには、将来の有力な管理職候補である大卒の総合職女性の増加が重要であろうという問題意識の基に、大学生の総合職内定者の特徴について男女別に分析を行った。分析から得られた結果は以下の通りである。

まず、就職活動の量と総合職内定との関係については、「説明会に参加し

12 理系学生は、文系に比べ、大学で学んだ専門性により直結した職業に就職する可能性が高く、大学による推薦応募も多いことから、大学の情報源が就職にもたらす影響が文系に比べ強い可能性が推察される。

た企業数」や「OB・OG に会った人数」が多い学生ほど総合職である確率が高い傾向が観察され、総合職内定者はこれら就職活動の量が多いことが分かった。この傾向は男女ともに観察されたが、文系では、女子の係数値は男子よりも大きく、文系女子学生においては、説明会への参加やOB・OG 訪問の量が総合職内定に大きく寄与している可能性が示唆される。

また、就職に役立つ情報源としては、女子の総合職内定者においては、大学によって提供される情報よりも、就職関連ウェブサイトや家族や友人との付き合いから得られる情報がさらに有用であること、また、逆に公的支援機関による情報はあまり重要な役割を果たしていない可能性も明らかになった。男子の総合職内定者においては、文系では女子と同様、家族や友人からの情報、またOB・OG からの情報の有用性が示唆される一方で、理系では大学からの情報の有用性が確認された。

次に、学力に関する指標については、理系の女子学生、文系の男子学生において、難関大学に所属している学生ほど総合職内定者である確率が高いことが確認されたが、大学での成績と総合職への内定確率とに正の相関は観察されなかった。

また、女子文系、男子理系において、友だちや恋人との付き合いに熱心だった学生ほど、総合職内定者である確率が高い傾向も観察された。人付き合いから得られるコミュニケーション能力や人付き合いに積極的な人柄、同級生との横のつながりから得られる情報収集量が総合職内定にプラスの効果をもたらした結果であると推察される。

本稿の分析から、総合職内定を獲得している女子大学生の特徴として、会社説明会への参加やOB・OG 訪問などの情報収集活動を積極的に行っていること、大学だけでなく、家族や友人から得られる情報源を活用していること、また文系においては友だちや恋人と付き合いから得られたであろうコミュニケーション能力に優れた学生である可能性が見出された。したがって、大卒総合職女性の増加策を講じる際には、OB・OG 訪問や家族・親族・保護者、友人などの人的ネットワークの積極的な構築が有用である可能性が示唆される。

また、男女、文理を問わず、卒業生との関わりが総合職内定に結び付いて

いることから、総合職として働いている卒業生との交流機会を多く提供することで総合職への理解が深まり、将来の総合職就業者の増加に寄与する可能性も推察される。

さらに、とりわけ社会科学系統の学部にも所属する女子学生や工学部に所属する女子学生が総合職内定を得ている傾向が強いことを鑑みれば、これらの学部にも所属する女子学生に対して積極的に総合職就業を促すことが将来の女性管理職増加に向けた施策の第一歩になると考えられる。

このような支援の直接的な担い手として望ましいのは、卒業生の進路に関する情報を持ち、卒業生と現役大学生の双方への接触機会を有する大学であると思われる。大学は自らの持つさまざまな人的ネットワークや情報を積極的に提供することで、女子大学生の総合職内定により有用な役割を果たすことが期待できる。

最後に本稿に残された課題について触れたい。まず、本稿ではデータの制約もあり、大学生が育ってきた家庭環境や置かれている経済状況などを踏まえた分析を行うことができなかった。また、本稿では2005年に実施されたデータを用いて分析を行ったが、より新しいデータを用いた検証も重要である。今後はこのような課題を克服すべく、全国規模の大学生の進路選択や就業後の追跡調査の蓄積が望まれる。

参考文献

- 安部由起子(1997)「就職市場における大学の銘柄効果」中馬宏之・駿河輝和編『雇用慣行の変化と女性労働』東京大学出版会、第8章、pp.151-167.
- 荒木宏子・安田宏樹(2011)「大学生の進路決定に関する経済分析」KEIO/KYOTO GLOBAL COE DISCUSSION PAPER SERIES, DP 2011-015.
- 伊岐典子(2012)「企業における女性管理職登用の課題について 人事等担当者・女性管理職インタビュー調査から」JILPT Discussion Paper Series 12-04.
- 梅崎修(2004)「成績・クラブ活動と就職 新規大卒市場におけるOBネットワークの利用」松繁寿和編著『大学教育効果の実証分析 ある国立大学卒業生たちのその後』日本評論社、第2章、pp.29-48.
- 梅崎修・田澤実(2012)「大学教育と初期キャリアの関連性」『日本労働研究雑誌』No.619、pp.64-76.
- 川口章(2012)「昇進意欲の男女比較」『日本労働研究雑誌』No.620、pp.42-57.

- 厚生労働省 (2010) 『平成22年度雇用均等基本調査』。
- 厚生労働省 (2011) 『平成23年度賃金構造基本統計調査』。
- 小杉礼子 (2007) 「企業からの人材要請と大学教育・キャリア形成支援」小杉礼子編『大学生の就職とキャリア 「普通」の就活・個別の支援』勁草書房, 第4章, pp.117-154。
- 佐藤一磨・梅崎修・上西充子・中野貴之 (2009) 「新卒需要の変動が大学生の就職活動に与える影響 卒業生アンケート調査の分析」『キャリアデザイン研究』Vol.5, pp.51-63。
- 筒井美紀 (2010) 「中堅女子大生の就職活動プロセス 活動期間と内定獲得時期の規定要因」苅谷剛彦・本田由紀編『大卒就職の社会学 データからみる変化』東京大学出版会, 第4章, pp.107-128。
- 内閣府 (2011) 『平成23年版男女共同参画白書』中和印刷。
- 内閣府 (2013) 『平成25年版男女共同参画白書』新高速印刷。
- 永野仁 (2004) 「大学生の就職活動とその成功の条件」永野仁編著『大学生の就職と採用 学生1143名, 企業658社, 若手社員211名 244大学の実証分析』中央経済社, 第4章, pp.91-114。
- 永瀬伸子・山谷真名 (2011) 「大企業勤務の大卒正社員女性の就業継続不安 コース別人事に着目して」『キャリアデザイン研究』Vol.7, pp.185-197。
- 中村高康 (2010) 「『OB・OG訪問』とは何だったのか 90年代初期の大卒就職と現代」苅谷剛彦・本田由紀編『大卒就職の社会学 データからみる変化』東京大学出版会, 第6章, pp.151-169。
- 濱中義隆 (2007) 「現代大学生の就職活動プロセス」小杉礼子編『大学生の就職とキャリア 「普通」の就活・個別の支援』勁草書房, 第1章, pp.17-49。
- 樋口美雄 (1994) 「大学教育と所得分配」石川経夫編著『日本の所得と富の分配』東京大学出版会, 第8章, pp.245-278。
- 平沢和司 (2010) 「大卒就職機会に関する諸仮説の検討」苅谷剛彦・本田由紀編『大卒就職の社会学 データからみる変化』東京大学出版会, 第2章, pp.61-85。
- Cameron, A. Colin and Trivedi, Pravin K. (2005) *Microeconometrics: Methods and Applications*, Cambridge University Press.
- Green, William H. (2008) *Econometric Analysis sixth edition*, Pearson Education.
- Small, Kenneth A. and Hsiao, Cheng (1985) "Multinomial Logit Specification Tests," *International Economic Review*, Vol.26, No.3, pp.619-627.