



RIETI Discussion Paper Series 23-J-033

**「科学技術スキル」と「対人サービススキル」の2種の職業スキルが  
日本の労働市場においてどう評価され、またそれが男女賃金格差や  
非正規雇用による人材の不活用にどう結びついているのか**

山口 一男  
経済産業研究所



Research Institute of Economy, Trade & Industry, IAA

独立行政法人経済産業研究所

<https://www.rieti.go.jp/jp/>

# 「科学技術スキル」と「対人サービススキル」の2種の職業スキルが日本の労働市場においてどう評価され、またそれが男女賃金格差や非正規雇用による人材の不活用にどう結びついているのか<sup>1</sup>

山口一男（シカゴ大学／経済産業研究所）

## 要 旨

日本版総合社会調査（JGSS）の2000-2018年調査データを米国O\*NETの職業スキルデータと職業の小分類レベルでリンクさせたデータを用いて、（1）科学技術スキルの高い職、（2）対人サービススキルの高い職、及び比較のため（3）管理職、の3種の職業特性について、分析1としてその決定要因の共通点と相違点を明らかにし、特に（1）と（3）の決定要因の違いが、日本における女性の労働市場における活躍の推進について全く異なる政策を要することを明らかにする。また分析2として上記2種の職業スキルが賃金にどのような影響を与えるか、特に男女賃金格差や非正規雇用による人材の不活用に、どう結びついているのかを明らかにする。

特に科学技術スキルの高い職に就くことに関する男女格差の要因の本稿での説明は、STEM（Science, Technology, Engineering, and Mathematics）の分野での女性の活躍の推進に関し、実証的な指針を与えている。また本稿は非正規雇用とその拡大が、いかに過去そして今後も高学歴化やリスクリング政策など、人材投資によって国民がよりスキルの高い職に付くことができ、またその結果賃金も上昇するという流れに拮抗し、人材投資のベネフィットをかなりの程度無にしかねないということを、間接的ながらも、実証している。

また理論的には従来ミンスー流の計量的人的資本研究では、仲介変数としての職業の役割が軽視されてきたのに対し、本稿は職業スキルを仲介変数として導入することが、職業と人的資本のマッチングの効果に関し、新たな分析の活路となることを示している。また職業スキルの尺度を用いた分析の重要性を示すことで、日本版職業スキルの尺度の作成が、リスクリング政策など人材投資政策の評価にとって今後不可欠であることも強調している。

キーワード：職業スキル、人的資本、男女賃金格差、非正規雇用、STEM

JEL classification: C34, J16, J24, J31

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。

<sup>1</sup>本稿は、独立行政法人経済産業研究所（RIETI）における「Women's economic empowerment, low fertility rate, work-life balance, and the establishment of evidence-based policy making in Japan」研究の成果の一部である。本稿の原案は、経済産業研究所（RIETI）のディスカッション・ペーパー検討会で発表を行ったものである。

謝辞：日本版 General Social Surveys（JGSS）は、大阪商業大学 JGSS 研究センターが、大阪商業大学の支援を得て実施している研究プロジェクトである。今回の分析は、ミシガン大学のデータ・アーカイブセンター（ICPSR）から得られた 2000-2018 年 JGSS 調査のデータ分析に基づいている。このデータ利用に関し、JGSS プロジェクトに記して感謝する。

## 序

本稿の目的は、労働市場における賃金決定のメカニズムとその歪みに関する人的資本的アプローチからの分析、特に男女賃金格差が生じるメカニズムの解明に関し、多次元的な職業スキルの果たす役割について明らかにすることを目的としている。一般論として、ミンサー（Mincer 1974）に代表される米国の計量的人的資本論では、計量社会学と異なり、職業を賃金や所得の決定要因として説明変数に加えることはなかった。これはミンサー型賃金関数を日本の賃金決定モデルに当てはめた場合でも同様である（Mincer and Higuchi 1988; 川口 2011）。その理由は職業は重要な仲介変数ではあるが、それ自体が人的資本の尺度ではないので、人的資本論から導かれる説明変数とはなりえず、また仲介変数としても、各種の職業にはそれぞれの選択バイアスがあり、賃金に対するその影響は因果的影響と見ることも難しいからである。一方、社会学ではブラウとダンカンの『米国の職業構造』（Blau and Duncan 1967）に始まり、ダンカンが、主観的な職業威信尺度を調べた NORC（National Opinion Research Center）のデータを用い、職業威信を従属変数として、その職に就く人たちの教育レベルと所得レベルを説明変数として予測した線形回帰式の予測値をその職業の「社会経済地位」と呼び、その同じ予測式が人口センサスデータでも成り立つと仮定して、1960年の人口センサスの職業小分類のすべての職に「社会経済地位」の指標を算出して以降（Duncan 1961）、1960代から1980年代に至るまで、社会経済地位達成研究を発達させてきた。社会経済地位指標が、その後時代を超え安定的であることも示されたからである。

また社会学における研究では、当初パス解析など構造方程式モデル（structural equation model）を社会過程の計量化と考え、その中で職業の社会経済地位は、賃金の予測の仲介変数としてもすんなり受け入れられてきた経緯がある。下記のイングランドらの研究（England 1992; England et al. 1994）は、その潮流に対し、職業の社会経済地位は、男女の不平等をうまく反映できていない指標であることの主張と共に出てきたのである。なぜなら、社会経済地位の達成では女性の達成は大きく向上したのに、男女賃金格差は大きく残り、またその主な理由として労働市場における職の分離があり、女性が多く就く職は、教育年数や就業経験年数が同じでも、平均賃金が低くなることを示した。さらにその原因として女性の専門職に多い職業スキルが、男性の専門職に多い職業スキルより市場で低く評価されていると主張したのである。

本稿は男女賃金格差に影響すると考えられる、2種の職のスキルについて、その決定要因と、それが賃金に及ぼす要因を分析する。まず職業スキルを問題にする理由を説明しよう。特定の職業スキルとはその職に就く者にとって、そのスキルが要求される（1）レベルと（2）重要度を合わせた指標として米国労働省の職業情報データ・ベースである Occupational Information Network（略称 O\*NET）が算出したものである。これはあくまで職の指標であって、個人のスキルの特性ではない。そのため、人的資本論上は、その職を持つ者の個人の人的資本を即意味するのではない。しかし、労働市場において合理的な人材と職のマッチングが行われているならば、職のスキルはその職に就く者の、そのスキルに関する平均レベルを表すと考えられる。しかし、人材と職の合理的なマッチングが行われるとは限らない。またそのスキルを持つ人材が採用されても、何らかの理由で、例えば非正雇用者であるという理由で、そのスキルを発揮できる機会を十分に与えられないかもしれない。後者の理由も含んだ意味での人材とタスクのマッチングが悪ければ、特定のスキルを要求する職を個人が保有していても、その個人のタスク・パフォーマンスは下がり、そのスキルを労働生産性の向上に結びつけられる程度は限定される。従って、職のスキルの賃金に対する効果は、その職を持つ者に要求されるスキルの高さ、その職を持つ者がそのスキルを実際に発揮できる程度を合わせた効果を含むと考えられる。つまり、職業スキルは、個人を単位としたデータで説明変数として用いるときのその影響は、その職の保持者の平均的スキルの高さと同時にそのスキルを実際に発揮する、あるいは発揮できる、度合いを合わせた効果を反映するとみななければならない。だが分析結果に対しこの点に解釈上留意する限り、職業スキルの変数は筆者には人的資本論的にも十分意味のあるものとなると思える。また従来軽視されていた職業スキルの多様性と高度性は、労働の質の多様性とその影響に関し、計量的分析における新たな可能性を切り開くと筆者は考えている。

今回取り上げる職業スキルの指標はそれが男女賃金格差に関係すると筆者が考える2種である。スキルの多次元性については、米国では男女の賃金格差に関し、社会学者のポーラ・イングランドと共同研究者が、男女の職の分離が男女賃金格差を生む理由の大きな原因の一つとして、女性の専門職に多い“Nurturance Skill”が教育や経験に見合う賃金を支払われていないという、女性の職の価値引き下げ（devaluation）理論を打ち出した（England 1992; England et al, 1994）。またこれらの考えは、米国では男女の賃金の平等化は同一価値労働同一賃金なしには生み出

しえないとの考えにも結び付いている。Nurturance は「他者に対する情緒的および物理的助成とケア (emotional and physical nourishment and care given to someone)」を意味するとされる。筆者は実際にそのスキルを計量化した尺度を、労働経済学や計量社会学の分野で用いた先行研究については未だは知らないが、O\*NET の社会的職業スキルの一つである、「サービス志向 (service orientation)」尺度は概念的にこの”nurturance skill”に非常に近い。より具体的には変数の記述のところで説明するが、本稿ではこれを「対人サービススキル」と呼ぶことにする。この変数に関しては、女性割合の大きい職により多くみられることを確認するとともに、下記のもう一つの職業スキルに比べ、いかに労働市場での評価である賃金リターンが低く、またその評価が性別や、非正規・正規雇用でどのように異なるかを分析する。

もう一つの職業スキルは職の「科学技術スキル」である。これは後に説明するように O\*NET の 3 つの職業スキル特性から筆者と共同研究者 (Yamaguchi and Zhou, 2023) が合成したものだが、2 点の分析的関心があり用いている。第 1 点は、このスキルの高い職を得ることの可能性に対する、男女格差 (男性の方がはるかに大きい) を要素分解して解明することである。またこれにより、日本における STEM (Science, technology, engineering, and mathematics) 系と言われる理工系専門職に関する女性の活躍の遅れの原因を解明することである。第 2 点はこのスキルの労働市場での役割とその変化である。従来日本の製造業発展の核にあったこの科学技術スキルを持つ人材の活用が、近年日本で十分にできなくなっているのではないかという筆者の疑念に対し、計量的な答えを与えようとするものである。

以下、これらの問題意識に対する一定の解を得るための、分析方法とデータを説明したのち、分析結果を提示する。

## II. 分析方法と分析データ

### II-1 分析方法

以下 2 段階で分析を行う。1 段階目では、後述する 2 種の職業スキルと管理職達成に関する決定要因の分析であり、母集団は 25—64 歳までの全有業者男女である。管理職達成は比較のために含めており、中心は 2 種のスキルの決定要因の分析

である。職業スキルの達成の分析には、これらの2変数が間隔尺度を持っているので、線形回帰分析を用いる。管理職達成の分析はロジスティック回帰分析を用いる。

2段階目の分析は、賃金の決定要因の分析である。分析1では、自営・家族従業の者や雇用形態不詳・不明の者を含め、有業者全体を標本に含めているが、分析2では正規雇用と非正規雇用の違いが主たる関心の一つなので標本を雇用者（employee）に限っている。また本稿が分析する日本版総合社会調査（以下JGSS）では就労からの個人所得と、過去一週間の就業時間（ただし、過去一週間にたまたま休みを取った場合には通常の週の平均就業時間）を調べているが、時間当たりの賃金を直接調べていない。したがって、個人所得の対数を従属変数とし、就業時間を制御変数に含めるという方法で代用している。ただし、個人所得は昨年一年度のもので、調査対象者がその間通年で就業していたか、また就業していたとしても、説明変数に用いる現在の主たる職業による所得か否かは確定できない。このため分析対象者を現在の会社や組織で過去2年以上働いていた者に制限した。一年以上2年未満の者も除外したのは、所得が「過去一年」ではなく、「昨年一年」なので、その間通年就業していたか、また現在の会社・組織での職と同じかはわからないからである。以上が分析2の母集団が分析1と異なる点である。なお、同じ会社・組織に過去2年以上働いていた分析2の標本中、「パート・派遣社員・契約社員」の割合は20.7%で、男女別にみると、男性10.6%、女性34.1%である。安定的に同じ会社・組織に勤務している雇用者の中ですら、非正規雇用は決して少なくなく、特に女性の場合3分の1を超えることに留意する必要がある。また今回の賃金分析では、こういった安定的に雇用されている非正規雇用者の待遇を問題にしている。

またJGSSでは個人所得は2000年から2018年まで一貫して次の19カテゴリーを用いている。以下単位を一万円で表示する。なお例えば「150-250」は150万円以上250万円未満を表す。①0 ②1-70 ③70-100 ④100-130 ⑤130-150 ⑥150-250 ⑦250-350 ⑧350-450 ⑨450-550 ⑩550-650 ⑪650-750 ⑫750-850 ⑬850-1000 ⑭1000-1200 ⑮1200-1400 ⑯1400-1600 ⑰1600-1850 ⑱1850-2300 ⑲2300以上。

このデータから従属変数  $Y$  を作るにあたっては、従属変数は個人所得の自然対数とし、以下のように各カテゴリーを扱った。

- (1) 所得「0」の場合、対数は取れず、実際無報酬労働であれば分析対象とはならないので分析から省いた。従って母集団は所得が0でない雇用者となる。後述するように幸いこの該当者はごく少数である。
- (2) 所得「1-70」から「1850-2300」の17カテゴリーについては、それぞれの所得範囲の中央値の対数を  $Y$  の値とした。
- (3) 所得「2300以上」については、そのまま2300万円以上の扱いとした。すなわち2300万円をTobit回帰モデルにおけるその年の「右センサー値」とした。

従って、用いた分析方法はTobit回帰分析である。

なお、今回の分析は名目賃金でなく、実質賃金の決定要因である。従って公表されている消費者物価指数を用いて修正することも考えられるが、本稿は賃金の時系列的変化に関心はないので、JGSSの調査年各年を区別するダミー変数を用いて各調査年の調査対象者の相対賃金を情報として分析することにした。従属変数は所得の対数なので、この方法の方が、消費者物価指数調整より仮定が弱く妥当と思われる。この結果各年のダミー変数の回帰係数には、実質賃金の時代変動だけでなく、消費者物価変動も反映されるので、調査年ダミー変数はあくまで制御変数として用いることになる。

## II-2 データと変数

分析に用いたデータは「日本版総合社会調査 (JGSS)」の2000年から2018年のデータである。2018年が今のところ研究用に一般公開されている最新年である。JGSSは各年に行われたわけではなく、今回分析に用いたデータの調査年は、2000、2001、2002、2003、2005、2006、2010、2012、2015、2017、2018の11年分のデータである。なお、2008年にもJGSS調査は行われているが、この年のみ何故か年齢区分がカテゴリー化され、本稿で用いる区分に合わせられないので分析する標本から省いた。全標本数は16,929標本で、そのうち本人の職業に対し職業ス

キルの尺度が得られなかった 808 標本を除く 16,121 標本が分析 1 の職業スキル達成の分析に用いられた。分析 2 はさらにそこから「自営業・家族従業者」と「雇用形態不祥・不明」などの計 1,900 標本、現在の会社組織での勤続年数が 2 年未満の 1,815 標本を除いた 12,406 標本が母集団を代表することになるが、そこから更に所得が「なし」の 18 標本、所得が不明・不詳の 1,684 標本を除く 10,704 標本が分析 2 の賃金決定の分析に用いられた。

分析 1 で従属変数に用いられる 2 種の職業スキルは以下のとおりである。なおこの職業スキルの作成方法については、詳細は companion paper である「多次元的職業スキル尺度の構成と、その社会・経済調査データとのリンクー方法と課題」を参照されたいが、米国労働省の O\*NET から得られる多次元職業スキルのデータを日本版総合社会調査 (JGSS) のデータとリンクすることによって作成している。筆者が作成した 2 種の職業別スキル変数は O\*NET のスキル変数のうち以下のように作成した。

#### (A) 科学技術スキル

米国の O\*NET のスキル変数のうち“Mathematics”, “Science”および“Interacting with computers” の 3 変数から主成分分析で主成分を抽出したものである。O\*NET の定義では“Mathematics”は「数学を用いて問題を解くスキル」、「Science」は「科学的ルールを用いて問題を解くスキル」、そして“Interacting with computers”の尺度はその職における「コンピューターとコンピューター・システム (コンピューター自体とソフトウェアを含む) を用いてプログラムを書き、ソフトウェアを作成し、機能を設定し、データを入力し、情報を処理する」業務の重要度を示す。この職業スキルは、その重要性に加え、文化を超えた普遍的基準であると考えられる。従って、米国で計測された職業スキルの尺度であっても、日本の職業に当てはめることに問題は少ないスキルの一つと考えられる。また日本における女性の活躍の遅れの一つにはいわゆる STEM (Science, technology, engineering, and mathematics) の分野への高等教育や職業を通じた女性の活躍の遅れが一因と考えられている。今回作られた指標は、工学系の技術に関しては情報工学に特化しているが、これは他の工学系分野を網羅するスキル変数がないためである。なお分析 1 に用いた標本中この変数の平均値は 3.055 で標準偏差は 0.647 である。

#### (B) 対人サービススキル



O\*NET ではこのスキルを社会的スキルの一つにあげ、「積極的に人々を助けるスキル」と定義している。このスキルの高さを要求される職には、序で述べたようにイングランドらが、市場で過小評価されているとした、“nurturance skill”を要する職と概念的に良く対応する。女性の多い医療・保健、教育・養育、社会福祉などヒューマン・サービス系の職が高いスコアを与えられ、医療・保健系なら特に看護師や助産師や薬剤師、教育関係では特に盲・ろう・養護学校の教諭、など弱い立場にある受益者と直接接触して助ける職のスコアが最も高く、他にホテルや宿泊施設の支配人や牧師などもこのスキルが高いとされ、業種は多岐にわたっている。このスキルを取り上げたのは、米国に見られるように、人々のウェルビーイングに直接関係するこういった職のスキルが、市場ではあまり高く評価されないという米国での発見は、日本でも成り立つと考えられるからである。また、このスキルも、牧師の評価など例外を除き、科学技術スキル同様、日米文化の差を超えて、職別のスキルの高低の評価に大きな差はない種類のスキルと考えられる。なお分析1に用いた標本中この変数の平均値は3.022、標準偏差は0.502である。

以上の2種の職業スキル変数は分析1では従属変数であり、分析2では説明変数に加えられる。なお管理職か否かのダミー変数も比較のため分析1で従属変数として用いている。これはスキル変数の格付けに用いた職業の大分類が「管理職」か否かで定めている。なお3つの異なる職の特徴付けの分析1に用いた標本中の相関係数は表1となっている。

(表1)

表1の結果は、これら3種の職の特徴付け相関が皆低く、特に対人サービススキルと管理職ダミーとの間の相関は有意でなく、統計的にほぼ独立となっている。

分析1および分析2で用いられる他の説明変数は以下である。

- 1) 性別
- 2) 年齢区分(4区分)：①25-34歳 ②35-44歳 ③45-55歳 ④55-64歳
- 3) 本人の学歴(6区分)
  - ①新制中学校、および旧制の尋常小学校と高等小学校
  - ②新制高等学校、および旧制の中学校・高等女学校と旧制実業・商業学校
  - ③新制短大と高専、および旧制の師範学校
  - ④新制大学、および旧制高校・専門学校・高等師範学校
  - ⑤新制大学院、および旧制大学・大学院
  - ⑥学歴不詳・不明

4) 親の学歴（4区分）（分析1のみに使用）

- ① 中卒および中卒未満（本人の学歴の区分①）
- ② 短大、高専（本人の学歴の区分②と③）
- ③ 大卒以上（本人の学歴の④と⑤）
- ④)不詳・不明

なお、調査は父親と母親の学歴をともに調べているが、相関が高いので、「親の学歴」は、父親と母親の学歴の高い方で格付けした。

5) 雇用形態（4区分）

- ①常用雇用の職員・従業員および会社などの役員
- ②パート・アルバイト、派遣社員、契約社員
- ③ 自営業および家族従業者
- ④その他および不詳・不明

なお、分析2では③④は標本から除かれ、①②の2区分のみである。

6) 現在の勤め先での勤続年数

7) 調査年：分析1では線形変数、分析2では各年を区別するダミー変数である。

8) 父親の職業スキルの2種（分析1のみに使用）

JGSSは調査対象者が15歳の時の父親の職業を調査で調べており、その職業小分類から、本人の職業スキルの格付けと同じ方法で行っている。ただし、父親の職業が不明の場合があり、それらのケースは2つのスキル変数で共通なので、共通の「父親の職業スキル不明」のダミー変数を合わせて用い、不明の場合でも分析に含めることにしている。なお、JGSSでは母親の職を調査していないので、今回の分析ではその影響は分析できない。

9) 週当たりの従業時間（分析2のみに使用）

この変数にも不明のケースが少数あるので、「従業年数不詳」ダミー変数を合わせて用いている。

なお、8)と9)で用いた間隔尺度変数に対する不詳・不明の場合のダミー変数の利用は、それぞれの不詳・不明でない場合の変数の回帰係数に一致性をもたらすが、本来潜在的には異なる不詳・不明の場合の観察値を一様に扱っているため、不詳・不明でない場合の変数の回帰係数の標準誤差をやや低めに推定する可能性がある。このため、不詳・不明のケースが多い場合には、有意度が5%に近い場合は注意を要するが、本稿のデータではこれはほぼ無視できる。

分析ではさらに、焦点となる性別や職業スキル特性との様々な相互作用効果も説明変数として用いている。

## II-3 分析1の結果：職業達成の決定要因

### II-3-1 科学技術スキルの高い職の達成要因

以下の表で、多変量回帰モデルについて、制御変数を含んでいるモデルをモデル1, 2, 3などと呼び、補足分析のために、関心のある変数のみ説明変数に加え、制御変数を加えない参考モデルをモデル0-1, 0-2, 0-3などと頭に0をつけて区別することにする。

本節の主たる分析関心の一つは、科学技術スキルの高い職を得ることに関する男女格差についての理由の解明である。表2は、この点の基本的事実に関する2つのモデルの結果を示している。モデル0-1は性別のみを説明変数として入れたモデル。このモデルでの性別の影響は、単純に従属変数である男女の職の科学技術スキル値の平均男女差で、男性が0.097ポイント上回っている。この差が他の変数を制御（男女で同じ）したとき、どの程度縮小するかが主な関心である。他の関心事は、非正規雇用の拡大が、職の科学技術スキルの高さの時代変化に与えた影響である。

(表2)

表2のモデル0-2は本人の学歴を制御している。モデル0-2は本人の学歴が高ければ高いほど、職の科学技術スキルのレベルが高くなることを示し、同時に本人の学歴を制御すると性別効果は依然として0.1%有意だが、回帰係数は-0.061と小さくなり、男女格差が37% ( $=0.371=(97-61)/97$ ) 縮小することを示している。これは、科学技術スキルの高い職に就くことに関する男女格差の約37%が女性が男性に比べ、大学卒や大学院卒などの高等教育を受ける者が少ないことで説明できることを意味する。以下の分析は残りの3分の2の格差はどこから生まれるかを明らかにする。

表3は、科学技術スキルの高い職の達成要因について主な3つの回帰モデルの結果を示している。本人の学歴、親の学歴、父親の職業特性と雇用形態については不詳・不明の標本があり、それぞれ不詳・不明ダミー変数で制御しているが、その係数は表からは省かれている。

(表3)

まず、モデル1の結果は、このモデルにいった様々な制御変数や説明変数を制御しても、性別効果は表3のモデル0-2とほとんど変わらず $-0.062$ であることに留意する必要がある。表3は、更に(1)性別効果と(2)本人の学歴効果以外に、以下を示している。(3)父親の職業特性のうち、父親の職が科学技術スキルの高い時のみ、本人の職の科学技術スキルも高くなり、父親の他の2種の職の特性は影響しない。(4)2000—2018年間に職の科学技術スキルレベルは下がるという時代効果が見られる。発見(1)～(3)はいずれも0.1%有意、(4)は1%有意だが、tスコアで見る有意の大きさは(2)、(1)と(3)、(4)の順で本人の学歴が、続いて性別と親の職業がほぼ同程度に大きな影響を与えることが見て取れる。

その他のモデル1の結果には(5)親の学歴が高卒や短大・高専レベルだと、中卒以下に比べ科学技術スキルの高い職を得る可能性が大きくなる、(6)年齢が55-64歳だと他の年齢層に比べ、科学技術スキルの高い職を得る人が大きく減少する、ことが見て取れる。また、現在の雇用先への勤続年数がモデル1では有意でなく、比較的弱い年齢効果とあわせ科学技術スキルの高い職を得る可能性は、いわゆる年功によらないことが見て取れる。

発見(5)について、親の学歴が大卒以上の場合に正の効果がないのは、このレベルの親の影響は本人の学歴の高さを通じた間接効果になっているからである(本人の学歴を説明変数から省いたモデルの結果で見て取れるが結果は略)。また発見(6)の理由については、モデル2の結果から判明する。

表3のモデル2は、大学教育の「平等化仮説(equalizer hypothesis)」について、大卒であれば、性別による格差が縮小するか否かを検証したものである。大学教育の平等化仮説とは、Hout(1988)やTorche(2011)らが米国で提唱かつ実証したもので、大卒者の間では、高卒以下に比べ、親の職業の社会経済地位が子どもの社会経済的地位に与える影響が大きく弱まるという仮説である。ここでは、性別という生まれの属性についても、大卒者の間での職業達成の男女格差が大卒未満に比べ、小さくなるかどうかを調べている。モデル2は大卒か否かのダミー変数と性別のダミー変数の交互作用効果を見たものだが、結果は、この交互作用効果は0.1%有意で負の値を取り「平等化仮説」が否定されるだけでなく、逆に日本では科学技術スキルの高い職に就くことへの男女格差がかえって大卒者の間で大きくなるという衝撃

的事実を示している。交互作用効果は性別について女性を1，男性を0とするダミー変数と、大卒以上を1，短大・高専以下を0とするダミー変数の積で測っているので、結果は短大・高専以下だと男女格差は-0.048、大卒以上だと-0.142 (= -0.048-0.094) と約3倍に膨れ上がることを示す。大卒者で格差が大きくなるのは、日本はOECD諸国の中で、STEM系の学科に進学する女性割合が最低で、山口(2017)が示したように、大学卒の間で、高卒より男女の職の分離が大きく、とくに専門職における男女の職の分離が、男女賃金格差に大きく影響しているという事実とも関連していると思われる。ここで重要な点は、今回のJGSSの2000-2018年の25-64歳の標本中、大卒以上の割合は17.1%と未だ比較的小さいことである。その結果平均に対する大卒者間の男女格差のインパクトが低くなっている。しかし現在、最近のコHORTでは、例えば2021年に高等学校等を卒業した者のうち男子では54.3%、女子では51.6%が四年制大学に進学している。だが学科専攻における理工系学部学科への男女の進学率の差は依然とあまり変わらず大きいままなのである。従って、比較的若い世代では大学での専攻の男女の分離により、大学進学が科学技術スキルの高い職に就くことへの男女格差を大きくする傾向は本稿の分析結果が示すより遥かに大きくなっていると考えられる。大卒者間の男女格差が、全体の男女格差に占めるウェイトが大きく増大するからである。

表3のモデル3は、モデル2に「常用雇用、パート・派遣社員・契約社員、自営業者・家族従業者」の区別である雇用形態を説明変数に加えたものである。常用雇用者には有期の雇用者も一部含まれるため、正規雇用と非正規雇用が入るが、パート・派遣社員・契約社員はいずれも非正規雇用者なので、以下「パート・派遣社員・契約社員」を「非正規雇用者」と便宜呼ぶことにする。モデル3は雇用形態が非正規雇用や自営・家族従業であると、科学技術スキルの高い職を得る可能性は大きく減り、非正規と正規の差は、高卒と中卒の差や短大・高専と高卒の差に匹敵するということが分かる。モデル3での科学技術スキルの高い職に就く影響の大きさでは、雇用形態の影響は学歴の影響の大きさについて2番目に大きなインパクトがある。

モデル2の結果からは雇用形態を制御すると、モデル1の結果のうち以下の3つの大きな変化が起こることが分かる。(7) モデル1で0.1%有意で大きな影響のあったマイナスの性別効果が、短大・高専以下で大きく減少し(-0.007)有意でなくなる。(8) 一方大卒以上の間では、負の性別効果は-0.142 (= -0.048-0.094)から

-0.088 ( $=-0.081-0.007$ )へと約 40%減少するが、依然として 1%有意の強い効果として残る。(9) 年齢効果が大きく変化し 25-34 歳に比べ、35-44 歳では科学技術スキルの高い職に就く者の割合が増え、逆にモデル 1 でみた 55-64 歳の負の効果がなくなる。(10) モデル 1 でみた 1%有意の負の時代効果が、半減し有意でなくなる。

発見(7)と(8)は極めて重要と思われる。発見(7)は短大・高専以下の学歴の人々の間で科学技術スキルの高い職に就くことへの男女格差は、このレベルで男女の学歴差がなくなっている現在、ほぼすべて、女性が男性と比べ非正規雇用者が多いことから生じていることを意味する。発見(8)については、性別と大卒の交互作用効果がモデル 3 で減るのは、男女の職業分離が雇用全体で見える場合より、雇用形態別に見た方が少なくなるからである。

発見(9)については、モデル 1 でみた年齢効果、特に 55-64 歳で、科学技術スキルの高い者の割合が減るのは、男女合わせた人口では、年齢とともに非正規雇用割合が増えることの結果であることを示す。また(10)の効果については、時代と共に、科学技術スキルの高い職に就く者が減ったのも、主として非正規雇用の拡大のせいであることを示すが、この発見については後の表 5 で再度分析する。

表 4 は、科学技術スキルの高い職に就くことに関する男女格差の第 4 の重要な原因を明らかにしている。モデル 1、2 の結果で父親の職業特性のうち父親の職の科学技術スキルレベルが高いときは、本人も科学技術スキルの高い職を得る可能性が有意に高くなることを示したが、表 4 のモデル 4 は、表 3 のモデル 3 に更に「父親の職のスキル (平均を 0 に標準化)」と性別との交互作用効果を示している。職のスキル効果の平均を 0 に標準化した理由は、交互作用効果が存在する時に、性別の主効果をこの平均スキルレベルでの性別効果の推定値とするためである。

モデル 4 の結果は、0.1% 有意の負の交互作用効果があり、性別は女性を 1 男性を 0 としているので、父親の職の科学技術スキルの高さが、子どもの職の科学技術スキルを上げる度合いは、男性が父親の職の主効果の 0.114 でこれは 0.1%有意の強い効果となり、女性は交互作用効果を加えた  $0.017(=0.114-0.097)$ となるが、これは統計的に全く有意でなくなる。従って、父親が科学技術スキルの高い職に就いていたことにより子どもが科学技術スキルの高い職に就ける有利さは息子にのみ引き継がれ、娘には同じ恩恵は全くないことになる。

(表4)

一般に、父親の職業が教育への影響を超えて、直接子供の職業達成に影響を与えるのは、社会的機会が、出自に直接依存することを示すので、教育の機会の不平等同様、社会的には望ましくないこととみなされる。だが、表4の結果は、やや違った観点を与える。つまり、親の職の有利さを引き継ぐことに男女格差があり、女性のみ親の職の有利さが伝わらないことは、それも不平等ではないかという点である。モデル4の結果は、モデル3の結果と比べ、一つの重要な事実を示唆する。それは、父親の職業の男女格差を制御すると、大卒と性別の交互作用効果が、 $-0.081$ から $-0.050$ と約38%も減少し、有意度も0.1%水準の強い効果から、10%水準の比較的弱い効果になることである。これは大卒者の間で、大卒未満に比べ、科学技術スキルの高い職につくことの男女格差が大きい理由の約40%が、父親の職業の科学技術スキルの高さが息子の職に影響し、娘の職に影響しないことで説明されることを意味する。またこの事実は父親の職の科学技術スキルの高さが、大学での息子の理工系の選択に結びついているのに対し、娘の場合は結びついていないことを強く示唆する。さらには、関連する結果は省くが、父親の職の科学技術スキルの高さの影響の男女差は、男女の学歴達成の違いにも結び付いていると考えられ、この間接的影響を入れるとこの父親の職の影響の男女差は更に大きくなる。これらの事実は、父親の科学技術スキルが高い職業は、息子の職業志向にとって良き役割モデルとなりうるが、娘の場合は全くそうっておらず、そのことが男女の学歴さや大学の専攻の男女差にも影響していて科学技術スキルの高い職に就く男女の機会に影響していることを示す。これは、STEM系の職での活躍に関する男女格差の遠因には、家庭内でのソーシャライゼーション時に既に女子にとって不利となる要因が存在していることを示唆する。

ここまでの、科学技術スキルの高い職を得ることへの男女格差の要因分析で、以下の表5は、表3のモデル1でみた、科学技術スキルの高い職を持つ者の時系列的減少傾向についての説明に関する。表5は制御変数を含まない3モデル(モデル0-3, 0-4, 0-5)の結果を示している。モデル0-3の結果は平均的には科学技術スキルの高い職に就く傾向は時系列的にはむしろ0.1%有意で増加してきたことを示す。しかし、モデル0-2の結果は、本人の教育レベルを固定すると、年代効果は一転負になり、それも0.1%有意の強い負の効果となることを示す。つまり、モデル0-3の正の効果は、教育レベルが上がったことで科学技術スキルの高い職に就く人が

増えるという正の間接効果と、各教育レベルでは科学技術スキルの高い職の人が減ったという負の効果の合併効果で、前者の正の効果が後者の負の効果を上回ったため、平均的には正の効果となることを意味する。量的には、もしは学歴内の負の時代効果がなかったならば、学歴向上により達成されたはずの時代効果は  $0.0086(=0.0053-(0.0033))$  となったはずだから、学歴内の負の時代効果による削減は約 40% ( $0.38=0.0033/0.0086$ ) に当たる。

(表 5)

なお、表 5 とその解釈について、これは相関関係で因果関係ではないのではないかという疑問があるかと思うので説明を加えたい。一般に処理変数  $X$  と結果  $Y$  の間に相関はあるが、因果関係はないというのは、 $X$  の割り当てに選択バイアスがあつて、 $X$  と  $Y$  との間の相関は  $X$  の  $Y$  に対する影響でなく、 $X$  の値が異なる人々が違うことから結果  $Y$  も違ってくるといふ場合に起こる。しかし表 5 で分析しているのは年代効果であり、2000 年から 2018 年までの間に人々の就いた職の科学技術スキルのレベル  $Y$  の平均が上がったか下がったかへの影響が年代  $X$  の効果である。各年のデータは同じ母集団を代表しているので、ここで  $X$  は外生変数で、選択バイアスはない。選択バイアスがなければ相関は因果を意味する。勿論年代効果はその間の社会・経済の変化という仲介変数を通じた影響を意味し、ここでモデル 0-2 は学歴を仲介変数として制御した結果を同時に示している。学歴に選択バイアスがあれば、学歴効果にはバイアスが生じる。しかし、モデル 0-2 の負の年代効果が各学歴内の平均年代効果を意味することは変わらない。

では各教育レベルで科学技術スキルの高い職の人が年代と共に減ったのはなぜか？ それに答えを与えるのがモデル 0-5 で、このモデルは雇用形態を制御すると負の年代効果が取り除かれることを示す。つまり、各教育レベルで時代とともに、科学技術スキルの高い職が得られなくなったのは、時代とともに雇用の非正規化が進んだが、非正規雇用者には科学技術スキルの高い職を得る機会が、少ないからだということがわかる。つまり、雇用の非正規化は、科学技術スキルの高い職に就くことへの男女格差を増大させただけでなく、男女を含む国民全体の高学歴化に伴う科学技術系人材の供給の増大に対しても、そのスキルに見合った職が増えることに大きなブレーキをかけてきたことを意味する。この事実がリスキリング政策に対するインプリケーションについては、結論の節で議論する。



### II-3-2 対人サービススキルの高い職の達成要因

表6は本稿が分析するもう一つの職のスキルである、対人サービススキルについて、表2と同様、性別のみを説明変数とするモデル（モデル0-1）と性別と本人の学歴を説明変数とするモデル（モデル0-2）の結果を示している。

（表6）

モデル0-1とモデル0-2の結果は、科学技術スキルとは対照的に、対人サービススキルについては、女性の方が男性よりスキルの高い職に就いていること、またその女性優位の傾向は、女性の学歴が男性より低いことによって、多少相殺されていることが分かる。科学技術スキルに比べ、学歴の男女差への影響が少ないのは、モデル0-2の結果が示すように、対人サービススキルの場合、教育レベルがより高いほどチャンスが増える科学技術スキルの高い職と異なり、高卒と中卒、短大・高専以上と高卒間の間には、対人サービススキルの高い職を得る可能性が増えるが、短大・高専以上には、大卒であっても有意な差はなく、大学院卒になるとかえってやや可能性が減る傾向すら見られることからくる。

表7は、制御変数と他の説明変数を含む3つの結果を示している。考慮されている説明変数・制御変数は、モデル1と2は表4と同じである。モデル3は、雇用形態をさらに制御したモデルという点では表4のモデル3と類似するが、この従属変数には有意でない性別と大卒の交互作用効果は含まない。

モデル1の結果は、性別、本人の学歴の影響に加え、父親の職業が、対人サービススキルの高い職の時、本人が対人サービススキルの高い職に就く可能性が0.1%有意で大きく増し、父親の他の職業特性は全く影響を与えていないことを示す。また、親の教育が高卒以上の場合、中卒以下に比べ、対人サービススキルの高い職を得る傾向もみられる。他の特質としては、対人サービススキルの高い職を得る可能性について、年齢効果も、勤続年数効果も全く見られないことである。

（表7）

表7のモデル2は、対人サービススキルの高い職を得ることについて大卒と性別の交互作用効果が有意でなく、「大学教育の平等化仮説」はここでも否定される。し

かし科学技術スキルの場合と異なり、この発見は大学における男女の専攻の分離は、対人サービススキルの高い職に就く可能性に関する限り、女性に不利な状況も有利な状況もいずれも生み出していないことを示す。

表7のモデル3はモデル1に雇用形態を説明変数に加えたモデルだが、科学技術スキルに関する表3のモデル3の結果と比較すると顕著な違いがみられる。二つの職の尺度はほぼ同等のスケールで計量化されているので、回帰係数の比較が可能だが、表7の非正規雇用の効果(-0.043)は、表4では非正規の効果は-0.248に比べ、5分の1以下になっている点である。これは科学技術スキルの場合、非正規割合との強い負の相関がみられるが、対人サービススキルの場合は、非正規割合との負の相関はるかに低いことからくる。またその結果、雇用形態を制御しても、表7では正の性別効果は少し増大するのみになっている。

表8は、父親の職が対人サービススキルの高い職の場合、子どもの職も対人サービススキルの高い職になるという傾向について、子どもの性別によって差が生じるか否かを調べるため、父親の職の対人サービススキル(平均を0に標準化)と性別の交互作用効果の有無を調べている。結果は交互作用効果は0.1%有意の強い負の効果があり、父親が対人サービススキルの高い職に就いていると、息子の職の対人サービススキルは0.164ポイント増すのに対し、娘の職の対人サービススキルの向上は0.057(=0.164-0.107)ポイントにとどまることを示す。これらはともに0.1%有意の効果であるが、父親の職のスキルの高さが息子の職のスキルの高さに結びつくことの有利さは、娘の職のスキルに結びつく強さの約3倍近くになっている。しかし親の職の科学技術スキルが、子供の職の科学技術スキルに有利さを与えるのは息子の場合のみで、娘の場合には全く有利さをもたらしていなかった状況とは異なり、影響は息子の場合より相対的に小さいながらも、対人サービススキルの場合には父親の職のスキルが娘の職のスキルにも正の影響を与えている。これは父親の職のスキルの高さが子供にとって役割モデルとなる程度が、性別で異なるだけでなく、スキルの種類によっても異なることを意味する。

(表8)

表9は、対人サービススキルの高い職の時系列的変化の原因の分析である。表9のモデル0-3とモデル0-4の結果は、時系列的には平均的に見ると、対人サービススキルの高い職が時代とともに増えたが(モデル0-3の結果)、それは単純に高学歴

化の結果であったことを示す。また、科学技術スキルの場合と異なり、雇用形態の時代変化は、職の対人サービススキルの高さの時代変化に有意に関係していない（モデル 0-4 と 0-5 の結果の比較）。

（表 9）

### II-3-3 管理職の達成要因

男性に比べ、女性に管理職者が少なく、また管理職でも男性に比べ、職階が低いことが男女賃金格差の大きな要因であるが（山口 2017）、同じく女性にハンディキャップのある科学技術スキルの高い職業の達成とは別の要因が管理職の達成に影響を及ぼすのか否かを見るという比較を目的として行った分析結果が表 10 である。表 10 は、職業スキルの分析で用いたモデル 1 との結果と更に雇用形態を説明変数に加えたモデル 2 の結果を提示している。

（表 10）

表 10 の結果は、スキルの高い職の決定要因との類似点と相違点を明らかにしている。類似点は、（1）第一に、科学技術スキルの高い職への影響同様、大きな負の性別効果を持っている点である。tスコアの大きさで見ると、女性が管理職獲得に負っている不利さの度合いは、科学技術スキルの高い職を得ることへの不利さよりもやや大きい。（2）第 2 に、父親の職の特性の影響については、父親が同じ職の特性を持っている場合にのみ、子どもが有利になるという点については、2 種の職のスキルの場合と同様となっているのが類似点である。父親の職の影響は、職のスキルや種類のカテゴリーを超えて影響することはないという点で共通している。（3）第 3 に、教育レベルが影響するが、高卒対中卒、短大・高専以上対高卒で、より高い教育が管理職を得る機会を高めるが、短大・高専以上であれば、大卒でも、大学院卒でも、機会は変わらない、という点で対人サービススキルの高い職へ学歴の影響と類似している。ただし tスコアで見ると、高卒対中卒、短大・高専以上対高卒の影響は職の対人サービススキルへの影響が、管理職を得ることへの影響よりかなり大きい。

以上が類似点だが、相違点は何か？ それはまず第一に管理職を得る機会の最大の決定要因が、tスコアの大きさで見ると、年齢と性別だという点である。科学技術スキルの高い職の場合、最大の決定要因はまず学歴、ついで雇用形態で、雇用

形態が一定なら、性別の効果は小さくなり、年齢効果はもともと小さい。対人サービススキルの場合は、性別効果は逆方向（女性が有利）で年齢効果は全く有意でない。管理職を得る機会には、年功序列の影響が未だ根強く、性差別もより大きく残っていると見える。第2の大きな相違点は、雇用形態はtスコアで見ると、年齢、性別に続く管理職の決定要因だが、科学技術スキルの高い職の場合と大きく異なり、雇用形態を制御しても、性別効果が大きく減少しない点である。これは管理職機会の男女の不平等が、主として正規雇用内の男女の管理職昇進機会の不平等によるもので、雇用形態の違いからくるものより大きいことから生じる。 山口

(2017) はさらにこの正規雇用内の差は男女の学歴、年齢、勤続年数の違いでは格差の25%程度しか説明できず、残りは学歴、年齢、勤続年数が同じでも、男女で管理職昇進率が大きく異なることから生じることを示した。一方科学技術スキルの高い職に就く機会は全くそうではない、表3で見たように、男女の機会の格差は、主として、男女の学歴差や女性に非正規雇用者が多いことから生じ、さらには大学における専攻の男女の分離も大卒者には大きく影響する。逆にいうと正規雇用者内では、学歴や、高等教育における男女の専攻の分離が解消されれば、ほとんどなくなる。これは取るべき政策についても女性の管理職推進施策と、STEM系科学技術者としての活躍の推進とは、大きく異なることを示唆する。それは結論の節で論ずる。

管理職達成に関してはスキルの高い職の獲得とは、さらに細かな点でも類似点と相違点がある。表11は性別との2種の交互作用効果が有意でないことを示している。第一に大学教育の平等化仮説はここでも成り立たないことは類似点と言える。第二に、これは相違点だが、2種の職のスキルの場合と異なり、父親が管理職者であることが、子どもが管理職になる機会に及ぼす影響には、男女差はない。これは父親と類似の職業キャリアに進むということが、管理職の場合は、家庭におけるジェンダー化されたソーシャライゼーションとは異なるメカニズムで起こることを示すと考えられる。

(表11)

### III 分析2－職のスキルが賃金に及ぼす影響

表12は、週当たりの就業時間を制御して、個人所得の対数に何が影響するかを見るための4つのTobitモデルの結果を示している。モデル1はベースとなるモデ

ル、モデル2は、それに大卒と性別の交互作用効果を加えたモデル、モデル3はモデル2に更に2種の職のスキル説明変数を加えたモデル、モデル4はモデル3に更に、2種の職業スキル（平均0に標準化）と性別の交互作用効果を加えたモデルである。

(表12)

賃金の対数を従属変数とする時に注意すべきことがある。例えばモデル1の性別効果は-0.718で、この値の指数をとると0.488となる。この事実は他の変数を考慮して平均女性賃金と平均男性賃金の49%となることを意味しない。なぜなら通常平均は単純平均であるが、対数を取って比較しているのは賃金の幾何平均である。つまり、0.488は、モデルの他の変数を制御したときの、女性の賃金の幾何平均と男性の賃金の幾何平均の比となる。一般に幾何平均の比は単純平均の比よりも差が増幅される（1より大きい場合はより大きくなり、1より小さい場合より小さくなる）。しかし各変数の効果は同じ基準で比較しているので、変数の相対的インパクトは有効に測れる。

表12のモデル1の結果についてまず指摘したいのは、性別効果の大きさとその意味することの酷さである、「酷い」という言葉は、本来「非道」からきているが、まさにそれである。モデル1の男女賃金格差(-0.718)は中卒以下と大学院卒の賃金格差(-0.676=-0.267-0.409)を上回ることについてである。社会学者のタルコット・パーソンズ(1967)は、近代と前近代の対比の特徴の一つに社会における「達成(achievement)」の重視対「生まれの属性(ascription)」の重視の対比を挙げており、その基準は広く欧米では共有されている。山口(2017)はホワイトカラー正規雇用者での男女賃金格差は、大卒者と高卒者の賃金格差より大きいことを指摘したが、今回の標本は正規雇用も非正規雇用も含み、ホワイトカラーもブルーカラーも含むが、その場合の男女賃金格差はより大きいということを示している。性別という生まれの特性が、最も重要な達成の指標である学歴より大きく賃金に影響する日本の状況は、近代国家以前と言わざるを得ない。なお、モデル1でtスコアにおいて賃金の最も大きな決定要因は性別、続いて従業時間、本人の学歴、年齢の順となっている。管理職決定要因にみられた大きな年齢効果はここには見られないが、性別の効果が一層大きくなっているのである。

表12のモデル2の結果は、職業特性達成に関してはいずれも否定された、「大学教育平等化」仮説が、賃金については成り立ち、大卒者間での男女賃金格差は大卒未満よりだいぶ少なくなることを示す。しかし大卒者間での男女賃金格差の大きさですら、未だ $(-0.489 = -0.757 + 0.268)$  男性の高卒対大学院の賃金格差 $(-0.350)$ より大きくなっている。

表12のモデル3は、2種の職のスキルを説明変数に加え、その賃金に与える影響を見ている。結果は職の科学技術スキル、対人サービススキルの高さが共に、0.1%有意の強い賃金に対し正の影響を与えることが分かるが、両者には大きな差がある。職の科学技術スキルが賃金に与える影響は、このモデルに含まれた説明変数の中では、tスコアで見て、性別、従業時間に次ぐインパクトがある。またこの変数の制御の結果、学歴効果が変わるがそれはモデル4の結果から解説する。モデル3は対人サービススキルの高さも賃金に影響を及ぼすが、2種の職のスキルの変数はほぼ同じ尺度を持つことから考えると、職の科学技術スキルの高さの4分の1程度しか賃金に影響を与えない。より厳密な日米比較は別稿で行う予定だが、日本も米国と同様、女性の職の多い、対人サービススキルの高い職への市場評価は比較的小さいといえる。

表12のモデル4は、モデル3に更に性別と2種の職のスキルの交互作用効果を加えている。またこの交互作用効果では、職のスキルは平均が0となるように標準化されており、したがって性別の主効果は、職のスキルレベルが平均の人の性別効果となる。また職業スキル効果の主効果は男性の間での効果となる。モデル3は性別と職業スキルの間には強い正の交互作用効果があり、職業スキルの高さの影響は2種のスキルのどちらにおいても、女性の方が男性に比べ、職業スキルが賃金に及ぼす影響が大きいことを示している。

科学技術スキルの場合男性はスキルレベルが1単位上がると（幾何平均）賃金が1.28 $(= \exp(0.243))$ 倍、女性の場合は1.38 $(= \exp(0.243 + 0.076))$ 倍となることを示す。一方対人サービススキルの場合は、男性には職のスキルの効果が有意でなくなり、男性にとっては対人サービススキルの高い職に就くことが全く賃金上昇に結びついていないことが分かる。賃金へのリターンがないと対人サービススキルを得るモチベーションを男性に与えないので、対人サービススキルの高い職が益々女性を増やす結果となる。一方女性にとっては職の対人サービススキルが1ポイント

上がると、(幾何平均)賃金は約 1.15 ( $=\exp(-0.006+0.145)$ )倍となる。ただし職の科学技術スキルと対人サービススキルの標準偏差はそれぞれ 0.65 と 0.50 で 1 ポイント上げるのにも、科学技術スキルの方が対人サービススキルより比較的容易で、この面でも賃金面から見た投資上科学技術スキルがより有利になっている。また、モデル 4 の結果をモデル 3 と比べると、大学卒と大学院卒の差が有意でなくなる、これは大学院進学が、科学技術スキルの高い職に結びつかない限り、賃金上昇には結びつかないという日本の特異性を示していると思われる。米国では経営、法律などの大学院に進むことが、医学や理学・工学など理系の大学院に進むことと同様賃金に大きな影響を与えるからである。

さらにモデル 4 の結果では、モデル 2 と比べ、大卒と性別の正の交互作用効果が減少する。これは大卒者間で短大・高専以下より男女格差が少ないのは、大卒以上では、2 種の職業スキルの高い者が多くなり、職業スキルの高い者の間では、男女賃金格差が少なくなるという要素が、性別と職業スキルの交互作用効果で説明される分、残る大卒と性別の交互作用効果は減るからである。

表 1 3 のモデル 5, 6, 7 はそれぞれ表 1 2 のモデル 2, 3, 4 に雇用形態を説明変数に加えたモデルで、モデル 7 は更に「非正規雇用」と 2 種の職のスキルの交互作用効果を加えている。

### (表 1 3)

表 1 3 のモデル 1 の結果を表 1 2 のモデル 1 の結果と比べると、男性より女性のほうが非正規雇用が多いことが、短大・高専以下の性別効果を約 9% ( $0.089 = (.757-.690)/.757$ ) 説明し、大卒以上では 22% ( $= \{(.757-.268) - (.690-.290)\}/(.757-.268)$ ) 説明することが分かる。これは大卒と性別の効果が雇用形態を制御すると増大するからだが、説明を要するだろう。分析 2 の標本中の非正規雇用割合は、男性の場合大卒以上で (7.9%)、大卒未満は (13.3%) と比較的大きな差がある。一方女性の場合大卒以上で (35.3%)、大卒未満 (37.7%) とあまり差がない。このため正規・非正規をあわせた人口では、正規・非正規の構成比率の男女の違いによる男女賃金格差は、大卒の方が大卒未満より大きくなる。表 1 2 のモデル 2 では構成比率の違いによる格差が含まれた男女格差、表 1 3 のモデル 1 では、それが除かれた格差となるので、上記の男女格差改善度は大卒の方が大きくなるのである。

また表12の職のスキルの影響を加えたモデル3に更に雇用形態を制御した表13のモデル6では、モデル3の結果に比べ、職の科学技術スキルの高さが賃金に与える影響が少なくなることが見て取れる。これは科学技術スキルの高い職ほど、正規雇用割合が多いという科学技術スキルの高い職の利点が除かれるからである。一方雇用形態との弱い相関しか持たない対人サービススキルの高い職の賃金への影響は、雇用形態を制御してもあまり影響を受けない。

表13のモデル7では、非正規雇用と2種の職業スキルの交互作用効果を調べている。なお表12のモデルで、職の対人サービススキルの高さは、男性の賃金には有意に影響を与えないことが判明しているため、女性にのみ限って非正規雇用と対人サービススキルの交互作用効果を調べた。なお、科学技術スキルに対しては、同様の3要素交互作用効果は全く有意でないためモデルに含めていない。

結果は表13のモデル7に提示されているように、非正規雇用だと、科学技術スキルの高い職を持つベネフィットも、女性が対人サービススキルの高い職を持つベネフィットも大きく削減される。では非正規の場合、職のスキルの高い職を持つことが賃金向上に全く影響を与えないのかということそうではない。表の14は、モデル7の結果について性別、正規・非正規別に、各職のスキルの1レベル向上が、対数賃金に与える大きさと有意度についてまとめている。

(表14)

ここで強調したい点は、同じ職のスキルのレベルについていながら、賃金への見返りが平均的に大きく違うのは、本来不合理だという点である。だが、女性の方が職のスキルの見返りが男性より大きい点は、女性というだけで極めて大きなペナルティーを受けていることを考えると、スキルの高い職ほど、男女賃金格差が小さくなることを意味するから、不合理でも不公平では全くない。一方、正規と非正規の方は不合理かつ不公平で理不尽というべきである。すでに非正規雇用というだけで賃金上ペナルティーを受けている非正規雇用者が、スキルが高い職を持つほど、一層のペナルティーを受ける状況だからである。これは非正規雇用者の賃金が、低いレベルで平準化していることから起きるのだが、人材活用上極めて不合理と考える。これは結論・議論の節で、再論する。



## 結論・議論

拙書『働き方の男女不平等—理論と実証分析』で、男女の職業分離、特に専門職の分離が、管理職者の女性割合の低さとは別に、職業が男女の賃金・所得格差に大きく関係していることを示して以来、単に職の分離（job segregation）という、社会構造に着目する視点を、より経済学的にも意味のある人的資本論的な視点から分析してみたいという筆者の考えから、到達したのが本稿の内容である。米国 O\*NET の職業スキルのデータを日本の職業分類にマッチさせることで成り立つ本稿の方法は、companion paper「多次元的職業スキル尺度の構成とその社会・経済調査データとのリンク：方法と課題」で議論したように、いわばファーストベストの方法が、未だ利用できない状況に置けるセカンド・ベストの方法であるが、それでも多次元的職業スキルに焦点を当てて、教育など人的資本とアウトカムである所得・賃金を仲介する職業の役割の重要性を示すには一定の成功を取めたのではないかと考える。以下まず主な分析結果をまとめておく。

科学技術スキルの高い職の達成については以下が判明した。

- ①科学技術スキルの高い職を得ることの最も重要な決定要因は学歴で、中卒、高卒、短大・高専卒、大卒、大学院卒と学歴が高くなればなるほど、得る職の科学技術スキルのレベルが高くなる。一方管理職の決定には重要な年齢や（同じ会社・組織での）勤続年数の影響は小さい。これは科学技術スキルの高い職の達成には年功や組織内経験は余る重要でないことを示唆する。
- ②2000-2018年の約20年間に起こった高学歴化により、①の学歴効果により人々が科学技術スキルの高い職に就ける可能性を押し上げる効果をもつが、その押し上げ効果は、各教育レベルで科学技術スキルの高い職に就く可能性が年代とともに減少したことにより、かなりの程度（約40%）相殺されてしまった。そして後者の相殺効果は、年代とともに非正規雇用が増え、非正規雇用者には科学技術スキルの高い職に就ける可能性が低いことによってもたらされた。
- ③科学技術スキルの高い職を得ることの大きな男女格差は、3つの原因によりほぼ100%説明ができる（残りは全く有意でない）。それは（A）高学歴者の割合が、男性に比べ女性に少ないこと、（B）女性は男性に比べ非正規雇用者割合が大きく、非正規の職で科学技術スキルの高い職が少ないこと、（C）大学での科学技術系の学科専攻割合が、女性は男性に比べ非常に少ないため、大学進学率

の増大が、かえって科学技術スキルの高い職に得ることの男女格差を増大させること。

- ④教育の影響を超えて、父親の職の高いスキルは、同種のスキルの高い職を子どもが得る傾向を平均的には増大させるが、科学技術スキルの場合、父親の職のスキルの高さは、息子の職のスキルを高めるが、娘の職には全く影響しない。また父親の科学技術スキルの高さが息子に影響し、娘に影響しないことは、上記の③-Cの大卒者間の科学技術スキルの男女格差の約40%を説明する。

また対人サービススキルの高い職の達成の主な特徴は以下である。

- ⑤対人サービススキルの高い職を得る傾向は、女性の方が男性より大きい。また、このスキルの高い職を得る可能性は、高卒以下より、短大・高専卒以上の方が大きい。短大・高専以上では学歴の高さは影響しない。また年齢や勤続年数は全く影響しない。
- ⑥対人サービススキルの高い職を得ることへの、非正規雇用の増大の悪影響は、科学技術スキルの場合と異なり、少ない。またこの結果、2000-2018年の間に対人サービススキルの高い職を得る傾向は増大したが、これはこの間の高学歴化の結果としてほぼ100%説明できる（学歴を制御すると、年代効果は全く有意でなくなる）。
- ⑦科学技術スキルの場合と異なり、大卒者の増大は、対人サービススキルの高い職を得ることの男女格差に影響しない。
- ⑧教育の影響を超えて、父親の職の高いスキルが、同種のスキルの高い職を子どもが得る傾向は対人サービススキルにも存在するが、科学技術スキルの場合と異なり、父親の職のスキルの高さは、息子の職に対する影響に比べ約3分の1と小さいものの、娘の職に対しても影響する。従って父親の職のスキルの高さが子どもの職に与える影響は、子どもの性別だけでなくスキルの種類によっても異なる。

また2種の職のスキルの賃金への影響については以下の結果を得た。

- ⑨科学技術スキルのより高い職や、対人サービススキルのより高い職に就くことは、ともに賃金を上昇させるが、前者の賃金への影響は後者の影響の約4倍もあり、労働市場でのスキルの評価に大きな違いがある。またこの事実は、専門職の男女の分離が、男女賃金格差を生むメカニズムの、重要な特性である。

⑩科学技術スキルも対人サービススキルも、ともにスキルが高い職に就くほど、同じスキルレベルの男女の賃金格差が小さくなる。

⑪非正規雇用は、職の科学技術スキルや対人サービススキルの高さに対する賃金の見返りを大きく引き下げる。これは特に男性に多い科学技術スキルの高い職を持つ者、女性に多い対人サービススキルの高い職を持つ者に対し、非正規雇用が賃金搾取的性格（スキルに対し不当に低い賃金を支払っている）ことを示唆する。

これらのうち③④の結果は、STEM系の職業での女性の活躍が日本で大きく遅れている原因について明らかにし、科学技術スキルの高い職を得る女性の推進に関する政策に関し、どこに重点を置くべきかの指針を与えると考えられる。また、⑨は米国でイングランドらによって主張されていた女性に多い”Nurturance skill”の高い職業が労働市場では過小評価されているという主張が、日本でも成り立つことを実証した。

一方、科学技術スキルにしても、対人サービススキルにしても、より高いスキルの職に就く者の間では、男女賃金格差が少なくなるという⑩の事実は、職業スキルの向上に結び付く施策が、男女平等化をもたらすということを実証している。

その一方、②や⑪は、非正規雇用の拡大がいかに人材活用上外部不経済をもたらすのかを計量的に示すことができた事例といえるだろう。職の科学技術スキルも、対人サービススキルも、スキルの向上が賃金の向上に結びついている。しかし、この職業スキルの向上が賃金向上を生むという自然なメカニズムは、非正規雇用者には大幅に削減されてしまう。正規雇用と非正規雇用の賃金格差が、職のスキルのレベルが高くなるほど大きくなるため、非正規雇用である限り、高い職業スキルの職に就いても賃金はあまり上昇しない。これは、労働者のインセンティブ上も、社会的公平な賃金のありかたの観点からも、理不尽で、非正規雇用者の「スキル搾取」ともいえる。また、非正規雇用が、女性や非大卒者という、正規雇用であっても比較的low賃金のグループにより多くなることも極めて不公平に思える。筆者は賃金格差が人材投資やその十分な活用の結果生まれるならば、不合理とは全く思わない。しかし非正規雇用というのは、事実上、人材が投資に見合う活用機会を得ることを奪うか、仮に活用してもそれに見合う賃金を得ることを阻むような雇用形態といえる。

本稿の中心テーマではないが、筆者は労働派遣法を改正によって、派遣労働を強く制限し、派遣労働者数を大幅に削減することは、高学歴化やリスクリングによって高い職業スキルを得た人々の賃金向上のために必須と考える。日本政府は今後人材のリスクリング投資を大幅に拡大する計画だが、現在の非正規雇用の拡大を止め更には強く制限しない限り、投資された人材が活躍できる労働市場は生まれにくいと筆者は断言する。

また、本稿は女性の管理職の増大と、女性の科学技術分野での活躍の推進とは全く異なる政策が必要であることを示した。管理職の増大には、筆者の本稿の分析結果を超えるエビデンス（山口 2008 2017）も考慮すると、何より、女性の継続就業を促進させる政策、例えば職場におけるワークライフバランス施策の導入支援、長時間労働の見直し、家庭内の家事育児の男女平等化の推進、職場における総合職と一般職のような男女で大きく異なるトラッキングの廃止などが重要と考えられる。これらの施策の有効性には実証的根拠があり、また今日その重要性の認識は深まってきていると思われる。

しかし、本稿は女性の STEM 系職業での活躍には全く別の政策が重要で、それは大学院を含む高等教育の男女平等化、大学における女性の STEM 系学科進学を推進、そしてこれが一番重要かつ最も大きな課題だが、非正規雇用の大幅減少をもたらす政策である。理論的には非正規雇用者の人材的取り扱いの改善も代替えとなりうるが、人件費削減と雇用調整を主な理由に発達してきた現在の非正規雇用にその質を変えることは非常に困難であろう。また、さらには STEM 系学科進学の男女格差の解消には、家庭におけるジェンダー化したソーシャライゼーションの解消も重要となる。本稿は科学技術スキルの高い父親を持つ家庭で、父親の職が息子には職業選択のロールモデルとなっている一方、娘にはロールモデルに全くならない状況があり、それが大学における STEM 系学科の進学の男女格差にも強く影響していることを、間接的ではあるが実証した。初等・中等教育を通じて、家庭のあり方に始まるジェンダー化した職業キャリアの展望が是正されることがなく、大学進学の際の専攻にまで結びつく現状は、今後例えば高校において、男女に平等な職業キャリア教育などを施すことなどで、是正されるべきであると筆者は考える。

最後に、今回の分析の限界として、職のスキルについて特定の2種のみを、特に男女の不平等に関係するものとして取り上げたが、人的資本論を職業スキルの観点から総合的に見直すには、他の職業スキルの考察も必要であろう。また、日本社会の特性を明らかにするには他国との比較が重要となるが、この点については今後米国 GSS 調査のデータの分析と合わせての比較をまず行う予定である。

## 引用文献

川口大司 2011. 「ミンサー型賃金関数の日本の労働市場への適用」 RIETI-DP 11-J-026.

山口一男 2008. 『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。

山口一男 2017. 『働き方の男女不平等—理論と実証分析』日本経済新聞出版社

Blau, Peter M and Otis D. Duncan, 1967. *American Occupational Structure*.

New York: Wiley

Duncan, Otis D. Duncan. 1961. "A Socioeconomic index for all occupations." Pp.

109-138 in *Occupations and Social Status*, edited by A. J. Reiss, Jr. New York: Free Press.

England, Paula (ed.) 1992. *Comparable Worth: Theory and Evidence*.

England, Paula, Melissa S. Herbert, Barbara Stanek Kilbourne, Lori L. Reid and Lori

McCreary Megdal. 1994. "The Gendered Valuation of Occupations and Skills:

Earnings in the 1980 Census Occupations." *Social Forces* 73: 65-100.

Hout, Machael. 1988. "More Universalism, Less Structural Mobility: The American

Occupational Structure in the 1980s." *American Sociological Review* 93: 1358-

1400.

Mincer, Jacob A. 1974. *Schooling, Experience and Earnings*. National Bureau of Economic Research.

Mincer, Jacob A. and Yoshio Higuchi. 1988. "Wage Structure and Labor Turnover in the United States and Japan" *Journal of the Japanese and International Economies*, Vol.2, No.2, pp.97 – 133.

Parsons, Talcott. 1967. *The Structure of Social Action*, Vol. 1 & 2. New York: Free Press.

Torche, Florencia. 2011. "Is College Still an Equalizer? Intergenerational Mobility across Levels of Schooling in the United States." *American Journal of Sociology* 117: 763-807.

Yamaguchi, Kazuo and Jesse Zhou. 2023. "Multivariate Multinomial Conditional Logit Models." Working paper.

表1 3つの職業変数の相関

	科学技術スキル	対人サービススキル	管理職ダミー
科学技術スキル	1.0000	0.2979	0.1625
対人サービススキル		1.0000	0.0201
管理職ダミー			1.0000

表2 科学技術スキルの高い職の決定要因—基本参考モデル

	モデル 0-1	モデル 0-2
性別 (対 男性)		
女性	-0.097*** (9.48)	-0.061*** (6.33)
本人の学歴 (対 高卒)		
中卒以下	-----	-0.298***
短大・高専	-----	0.274***
大学	-----	0.491***
大学院	-----	0.863***

\*\*\* $p < 0.001$ ; 括弧内は t スコア



表3 科学技術スキルの高い職の決定要因—主モデル

	モデル1	モデル2	モデル3
性別 (対 男性)			
女性	-0.062***	-0.048***	-0.007
	(6.33)	(4.59)	(0.66)
本人の学歴 (対 高卒)			
中卒以下	-0.267***	-0.265***	-0.251***
短大・高専	0.237***	0.236***	0.238***
大学	0.400***	0.428***	0.400***
大学院	0.833***	0.856***	0.815***
大卒以上と性別の交互作用効果			
-	-----	-0.094***	-0.081**
		(3.39)	(2.96)
親の学歴 (対 中卒以下)			
高卒、短大、高専	0.046***	0.045***	0.041**
大卒以上	0.012	0.013	0.012
父親の職業特性			
科学技術スキル	0.072***	0.073***	0.068***
対人サービススキル	-0.011	-0.011	-0.005
管理職	0.029	0.029	0.024
雇用形態 (対 常用雇用)			
パート・派遣・契約	-----	-----	-0.248***
自営・家族従業	-	-----	-0.228***
年齢 (対 25—34)			
35—44	0.026 †	0.024 †	0.036*
45—54	0.017	0.014	0.036*
55—64	-0.052***	-0.055***	-0.009
現在の勤め先の勤続年数			
調査年-2000	0.0001	0.0001	0.0001 †
	-0.0028**	0.0028**	0.0014

\*\*\*p<0.001, \*\*p<0.01, \*p<0.05, †<0.10; 性別の括弧内は t スコア

表4 科学技術スキルの高い職の決定要因—父親の職の科学技術スキルと本人の性別の相互作用効果

	モデル3 (再掲)	モデル4
性別 (対 男性)		
女性	-0.007	0.001
大卒と性別の交互作用効果	-0.081**	-0.050 †
父親の職業特性		
科学技術スキル	0.068***	0.114***
対人サービススキル	-0.005	-0.005
管理職	0.024	0.021
父親の科学技術スキル(平均0に標準化)と性別の交互作用	-----	-0.097***
(他の変数の係数は略)		

\*\*\* $p < 0.001$ , †  $< 0.100$

表5 科学技術スキルの高い職の決定要因—時代効果とその要因

	モデル 0-3	モデル 0-4	モデル 0-5
調査年-2000	0.0053***	-0.0033***	-0.0014
性別 (対男性)			
女性	-----	-0.059***	-0.001
本人の学歴 (対 高卒)			
中卒以下	-----	-0.306***	-0.277***
短大・高専	-----	0.268***	0.265***
大学	-----	0.434***	0.404***
大学院	-----	0.877***	0.827***
雇用形態 (対 常用雇用)			
パート・派遣・契約	-----	-----	-0.256***
自営・家族従業	-----	-----	-0.237***
(他の制御変数はなし)			

\*\*\*p<001, † p<0.010

表6. 対人サービススキルの高い職の決定要因—基本参考モデル

	モデル 0-1	モデル 0-2
性別 (対 男性)		
女性	0.207*** (26.67)	0.214*** (28.19)
本人の学歴 (対 高卒)		
中卒以下	-----	-0.224***
短大・高専	-----	0.189***
大学	-----	0.205***
大学院	-----	0.157***

\*\*\* $p < 0.001$ ; 括弧内は t スコア

表7. 対人サービススキルの高い職の決定要因—主モデル

	モデル1	モデル2	モデル3
性別 (対 男性)			
女性	0.212*** (27.94)	0.213*** (25.97)	0.224*** (28.42)
本人の学歴 (対 高卒)			
中卒以下	-0.225***	-0.225***	-0.222***
短大・高専	0.166***	0.166***	0.166***
大学	0.178***	0.179***	0.172***
大学院	0.123***	0.125***	0.115***
大卒以上と性別の交互作用効果	-----	-0.005	-----
-			
親の学歴 (対 中卒以下)			
高卒、短大、高専	0.026*	0.026*	0.025*
大卒以上	0.027*	0.027*	0.027*
父親の職業特性			
科学技術スキル	-0.006	-0.005	-0.007
対人サービススキル	0.113***	0.113***	0.115***
管理職	-0.006	-0.005	-0.007
雇用形態 (対 常用雇用)			
パート・派遣・契約	-----	-----	-0.043***
自営・家族従業	-----	-----	-0.076***
年齢 (対 25—34)			
35—44	0.001	0.001	0.004
45—54	0.007	0.007	0.013
55—64	-0.010	-0.010	0.002
現在の勤め先の勤続年数	0.0000	0.0000	0.0000
調査年-2000	-0.0005	-0.0005	0.0003

\*\*\*p<0.001, \*\*p<0.01, \*p<0.05, †<0.10

表8 対人サービススキルの高い職の決定要因—父親の職の対人サービススキルと本人の性別の相互作用効果

	モデル3 (再掲)	モデル4
性別 (対 男性)		
女性	0.224***	0.224***
父親の職業特性		
科学技術スキル	-0.007	-0.006
対人サービススキル	0.115***	0.164***
管理職	-0.007	-0.008
父親の対人サービススキル(平均0に標準化)と性別の交互作用	-----	-0.107***
(他の変数の係数は略)		

\*\*\* $p < 0.001$

表9 対人サービススキルの高い職の決定要因—時代効果とその要因

	モデル 0-3	モデル 0-4	モデル 0-5
調査年-2000	0.0026***	-0.0010	-0.0001
性別 (対男性)			
女性	-----	0.215***	0.226***
本人の学歴 (対 高卒)			
中卒以下	-----	-0.247***	-0.241***
短大・高専	-----	0.187***	0.185***
大学	-----	0.208***	0.202***
大学院	-----	0.161***	0.150***
雇用形態 (対 常用雇用)			
パート・派遣・契約	-----	-----	-0.045***
自営・家族従業	-----	-----	-0.075***
(他の制御変数はなし)			

\*\*\*p<0.001, † p<0.010

表10 管理職の決定要因のロジスティック回帰モデル

	モデル1	モデル2
性別（対 男性）		
女性	-2.795*** (13.92)	-2.363*** (11.73)
本人の学歴（対 高卒）		
中卒以下	-1.540***	-1.412***
短大・高専	0.867***	0.889***
大学	1.005***	0.940***
大学院	1.041***	0.856***
親の学歴（対 中卒以下）		
高卒、短大、高専	0.207 †	0.160
大卒以上	0.221	0.232
父親の職業特性		
科学技術スキル	0.030	-0.002
対人サービススキル	-0.102	-0.067
管理職	0.708***	0.648***
雇用形態（対 常用雇用）		
パート・派遣・契約	-----	-3.628***
自営・家族従業	-----	-2.821***
年齢（対 25—34）		
35—44-	2.123***	2.121***
45—54	3.237***	3.298***
55—64	3.531***	3.800***
現在の勤め先の勤続年数		
調査年-2000	-0.0001	0.0002
	0.0152	0.0304**

\*\*\*p&lt;0.001, \*\*p&lt;0.01, \*p&lt;0.05, † &lt;0.10



表 1 1 管理職の決定要因— 2 種の交互作用効果の検定

	モデル 3	モデル 4
大卒と性別との交互作用効果	0.414 (0.86)	-----
「父親の職業が管理職」と性別との交互作用効果	-----	0.067 (0.11)
(他の変数の係数は省略)		

括弧内の数値は z スコア

表 12 賃金決定要因のトビット回帰モデル—主モデル

	モデル 1	モデル 2	モデル 3	モデル 4
性別 (対 男性)				
女性	-0.718***	-0.757***	-0.780***	-0.771***
	(52.71)	(52.08)	(54.59)	(53.86)
本人の学歴 (対 高卒)				
中卒以下	-0.267***	-0.271***	-0.176***	-0.186***
短大・高専	0.209***	0.212***	0.122***	0.128***
大学	0.333***	0.258***	0.109***	0.143***
大学院	0.409***	0.350***	0.087†	0.130**
大卒と性別の交互作用効果				
	-----	0.268***	0.299***	0.218***
		(7.52)	(8.77)	(6.32)
職業スキル				
科学技術スキル	-----	-----	0.279***	0.243***
			(28.85)	(19.47)
対人サービススキル	-----	-----	0.076***	-0.006
			(5.93)	(0.37)
職業スキル (平均 0 に標準化) と性別の交互作用効果				
科学技術スキル	-----	-----	-----	0.076***
				(4.74)
対人サービススキル	-----	-----	-----	0.145***
				(6.75)
年齢 (対 25—34)				
35—44	0.160***	0.165***	0.156***	0.161***
45—54	0.250***	0.259***	0.257***	0.267***
55—64	0.179***	0.189***	0.206***	0.217***
現在の勤め先の勤続年数				
	0.0004***	0.0004***	0.0003*	0.0003*
週間従業時間				
	0.0221***	0.0219***	0.0205***	0.205***
調査年ダミー (10個の回帰係数は略)				

\*\*\*p<0.001, \*\*p<0.01, \*p<0.05, †<0.10

表 13 賃金決定要因のトビット回帰モデル—雇用形態を制御したモデル

	モデル 5	モデル 5	モデル 7
女性 性別 (対 男性)	-0.691*** (49.54)	-0.722*** (52.26)	-0.717*** (51.56)
本人の学歴 (対 高卒) (4つの回帰係数略)			
中卒以下	-0.248***	-0.164***	-0.173***
短大・高専	0.226***	0.144***	0.147***
大学	0.197***	0.074***	0.106***
大学院	0.272***	0.054	0.088*
大卒と性別の交互作用効果	0.290*** (8.57)	0.314*** (9.62)	0.262*** (7.91)
職業スキル			
科学技術スキル	-----	0.238*** (25.37)	0.222*** (18.22)
対人サービススキル	-----	0.080*** (6.54)	0.002 (0.14)
職業スキル (平均 0 に標準化) と性別の交互作用効果			
科学技術スキル	-----	-----	0.088*** (4.50)
対人サービススキル	-----	-----	0.187*** (6.81)
雇用形態 (対常用雇用)			
パート・派遣・契約	-0.527***	-0.467***	-0.480***
職業スキル (平均 0 に標準化) と「パート・派遣・契約」との交互作用効果			
科学技術スキル	-	-----	-0.130*** (5.43)
対人サービススキル×性別	-----	-----	-0.118*** (3.47)

年齢、現在の勤め先の勤続年数、週間従業時間、調査年ダミー変数の回帰係数は略

\*\*\*p<0.001, \*\*p<0.01, \*p<0.05, †<0.10

表 1 4 性別、正規・非正規別職のスキルの賃金への影響：まとめ

	科学技術スキルの効果	対人サービススキルの効果
女性、常用雇用	0.310***	0.189***
女性、パート・派遣・契約	0.180***	0.071*
男性、常用雇用	0.222***	0.002
男性、パート・派遣・契約	0.092***	0.002

\*\*\*p<0.001, \*\*p<0.01, \*p<0.05, †<0.10