

学歴としての専門学校の効果とその男女差 : 就業構造基本調査の個票データを用いた基礎 分析

TAKI, Hirofumi / 多喜, 弘文

(出版者 / Publisher)

法政大学社会学部学会

(雑誌名 / Journal or Publication Title)

社会志林 / 社会志林

(巻 / Volume)

63

(号 / Number)

3

(開始ページ / Start Page)

59

(終了ページ / End Page)

78

(発行年 / Year)

2016-12

(URL)

<https://doi.org/10.15002/00021225>

学歴としての専門学校の効果とその男女差

——就業構造基本調査の個票データを用いた基礎分析——

多喜弘文

1. はじめに

本稿の目的は、学歴としての専修学校専門課程（以下、専門学校¹⁾）の効果とその男女間での違いを検討することである。専門学校はいわゆる一条校でないこともあり、政府の公的統計を含む多くの社会調査において、学歴を尋ねる際の選択肢に含まれていなかった。他の学歴と比べて制度化されてからの歴史が浅いため、卒業者が特定の年齢層までしかいなかったことも、一般的な社会調査で質問されなかった理由の一つかもしれない。いずれにせよ、学校基本調査などのマクロデータを用いたもの（岩木・耳塚 1986など）を除くほとんどの研究で、専門学校卒業者は結果として高校卒業生として扱われてきたのである²⁾。

しかし、2000年代に入って計量研究における専門学校学歴の扱いに変化が生じている。高校卒業後に進学する生徒が2割に達しようとする中で、専門学校卒業者に着目した研究が増えてきたのである。その中でも先駆的な研究成果に、2000-2002年のJGSS累積データを用いた長尾（2008）や2005年のSSMデータを使った濱中（2008）をあげることができる。これらの研究は専門学校卒業者を特定した上で、成績や家庭背景といったインプットと、職業的地位達成というアウトプットに関する検討を加えている。以後、社会調査によって得られたマイクロデータを用いてこうした検討が様々な形でおこなわれており、専門学校卒業者の特徴を明らかにするための実証研究がようやく端緒についたといえよう。

こうした状況の中で、本稿が新たに検討を加えたいのは、専門学校学歴がその後の地位達成に及ぼす効果の男女差である。これまでの研究では、女性の就業継続率が専門学校卒で高いこと（濱中 2008）や、女性でのみ高校卒との比較において個人所得が大幅に高いこと（濱中 2009）などが指摘されている。また、専門学校が以前ほどペイしなくなってきたことを指摘した長尾（2008）の「変容モデル」に対し、男女の違いに着目して批判的検討をおこなった研究などもある（多喜 近刊）。

しかし、これらの研究は、いずれも全国の幅広い年齢層を対象とした数千人規模の質問紙調査に基づいたものであり、性別や出生コーホートで分割した上で詳細な分析をおこなうにはサンプル数に不安が残る。この点を唯一クリアしているのが、就業構造基本調査の集計データを検討した眞鍋（2011, 2016）である。眞鍋は公的統計の強みを活かし、専門学校卒の就業率や求職率および職業的キャリア形成を他の学歴との比較において実態レベルで明らかにしており、それをジェンダー差

の問題と結びつけて説得的に解釈している。ただし、そこでは専門学校の効果が男女で異なることが丁寧に明らかにされているものの、専門学校学歴の操作的定義に関する議論などはなく、分析も記述的なものにとどまっている。これらの点は、眞鍋の用いているのが集計データであることに起因すると考えられる。

そこで、本稿では統計法33条に基づいて利用申請した就業構造基本調査の個票データを用いて、専門学校学歴の効果における男女差をもう少し詳しく検討していくことにしたい。具体的には、男女別に学歴としての専門学校の特徴を他の学歴との比較において考察したあと、いくつかの変数との関連を記述的に確認し、先行研究（濱中 2009）と同じく個人所得を従属変数とした多変量解析をおこなう。専門学校学歴が女性の個人所得に対して特に効果をもつことは指摘されていたが、そのような有利さをもたらす経路についてはまだ十分に検討されていない。サンプル数の大きい公的統計の個票データを利用することで、学歴ごとの所得差が職業のどのような側面によってもたらされているのかを検討したい。また、そうした分析を通じて、社会調査において学歴としての専門学校を捉える際に生じる困難や課題についても補足的に論じる。

2. 使用データと本稿の構成

2.1 就業構造基本調査の概要と特別利用申請

分析に用いるのは、平成24年度版就業構造基本調査（以下、就業構造基本調査2012）の個票データである。2007年に全面改正された統計法は、公的統計における調査票情報の提供に関する条件を第33条に定めている。そこでは、公的機関が調査票情報の提供を受けるための条件が記された第1号に加えて、第2号に「公的機関が行う統計の作成等と同等の公益性を有する統計の作成等として総務省令で定めるものを行う者が、当該総務省令で定める統計の作成等を行う場合」が記されている。本稿ではこの第33条第2号のうち、「公的機関が費用の全部又は一部を公募の方法により補助する調査研究に係る統計の作成等」という総務省令第9条第2号に該当する枠組みで提供を受けたデータを用いる（申請根拠は謝辞を参照）。公的統計の調査票情報に基づいて独自の分析をおこなうためには、このほかに統計法第34条に基づいて集計の委託をおこなう「オーダーメイド集計」や、統計法第35条、第36条に基づき、調査票情報を加工した「匿名データ」を申請する方法がある。

就業構造基本調査は、1956年から1982年まで概ね3年ごと、それ以後は5年ごとに総務省によって実施されている基幹統計作成のための調査である。この調査で教育段階を尋ねる質問の選択肢に専門学校が含まれたのは、2007年がはじめてであるため、現時点で学歴としての専門学校を検討することができるのは2007年度版と2012年度版の2回分しかない。このうち、前者は眞鍋（2011）が、後者は眞鍋（2016）が集計表を用いて基礎的な分布の確認をおこなっており、2時点間に職業分布や従業上の地位に大きな傾向の違いがないことを確認している。したがって、本稿では現時点で最新年度の2012年度版を用いることにする。この調査の調査対象は、2010年の国勢調

査調査区のうち層化2段抽出法によって選ばれた抽出単位に居住する約47万世帯に居住する15歳以上の世帯員約100万人である。

2.2 検討の手順

本稿では、以下の構成で検討を進めていく。まず次節では、専門学校学歴の分布に関する基礎的な検討をおこなう。そこでは、学歴としての専門学校を捉えるにあたり、選択肢を追加的に設けるだけでは解決しがたい問題があることを指摘する。

続く4節では就業構造基本調査を用いて男女別で学歴ごとにいくつかの変数の分布を示す。上で述べた通り、眞鍋（2011, 2016）は同じデータを用いて専門学校卒業者の特徴を明らかにしている。したがって、すでに検討されている従業上の地位や職種に加え、まだ検討されていない企業規模と個人所得の分布について先行研究に言及しつつ確認をおこなう。

その上で、5節では個票データを用いることのメリットを活かし、多変量解析をおこなう。従属変数は、個人所得の回答カテゴリに階級値を与えたものを対数変換した対数個人所得である。この変数を従属変数に設定し、濱中（2009）と同様に、就労年数およびその2乗と学歴を投入した重回帰分析を男女別におこなうことで専門学校学歴の効果を明らかにする。さらに、その基本モデルに職種や企業規模を追加的に投入することで、その効果がもたらされる経路を検討する。最後に6節では、得られた知見のまとめと残された課題を述べる。

3. 学歴分布の検討

3.1 就業構造基本調査にみる専門学校卒業者割合

分析に入る前に、就業構造基本調査における学歴分布を学校基本調査と照らし合わせて確認しておきたい。2007年以降の就業構造基本調査では、卒業した学校を「中学校」「高校」「専門学校」「短大・高専」「大学」「大学院」の6カテゴリで尋ねている。2012年版ではこのうち「専門学校」をさらに「1年以上2年未満」「2年以上4年未満」「4年以上」に分けているが、本稿ではこれら3つのカテゴリをすべて合併して用いることにする。

この質問項目で専門学校卒業者を定義するにあたりいくつか気を付けなければならないことがある。まず、「学歴」の定義についてである。いわゆる一条校のみを扱う場合、これらの学校間には進学すべき順序が基本的に決まっているため、最後に通った教育段階を学歴とすることに異論が生じにくい。これに対し、専門学校には高校だけでなく短大や大学を卒業した後に進学するケースが一定数存在する。調査票には「最終卒業学校（中途退学した人はその前の卒業した学校）について書いてください」とされているため、就業構造基本調査では学歴の定義が「最終学歴」となるが、専門学校を考慮に入れる場合はこれとは異なる「最高学歴」のようなものを考えることもできる。

次に、「専門学校」に関する回答者の認識についてである。専門学校とは、専修学校専門課程が設置されている教育機関を指す。専修学校専門課程は、専修学校設置基準により定められる修業年



図1 専門学校進学者割合の検討（男性）

限が1年以上で年間授業時数800時間以上、収容定員40人以上の専修学校のうち、入学資格が高校卒業程度の課程である。これらの点に、制度的な曖昧さはさほどない。だが、回答者がそれをどのように認識しているかについては不確かさが残る。また、専門学校とは専修学校専門課程を設置する専修学校であり、厳密には専門課程と同一ではない。しかし、実際に専門課程と同じ学校内に設置された高等課程や一般課程に通う生徒の認識がどうであるかは定かではない。さらに、こうした特殊な場合に限らず、専門学校高等課程や一般課程、あるいは各種学校や無認可校に通っていた場合でも、回答者がそれらを専門学校であると認識している可能性がないとはいえない。

こうした点を踏まえつつ、就業基本調査における専門学校卒業者の割合と学校基本調査における専門学校への現役進学者割合を男女別に示した図1と図2をみていきたい。就業構造基本調査における進学者割合は、高卒後すぐに進学した場合の標準年齢である18歳時を仮定して算出している³⁾（生年コーホートは1958年から1990年）。図1と図2より、1990年前後までは学校基本調査の現役進学率よりも就業構造基本調査での進学割合の方が男性では平均2.7ポイント、女性では平均4ポイント程度上回っており、その後はズレが小さくなっていることがわかる。学校基本調査では現役以外の進学者の年齢分布が分からないため確かではないが、理屈上は就業構造基本調査の方が現役進学率よりも常に高くなるはずである⁴⁾。しかし、図ではそうならない上に両者の差も一定でない。

この点に関して、以下のようにいくつかの解釈が可能である。まず、古いコーホートほど年齢を重ねてから再入学している可能性が高いため、結果として進学者の割合が高くなっていることが考えられる。また、90年代に入って専門士の称号が定められるなど、専門学校全体の制度化が進められた。これにより、2年未満の専門学校の割合が少なくなるという変化が生じている（紙幅の都合により示さないがこのデータでも確認できる）。こうした制度化の動きが、回答者の専門学校に

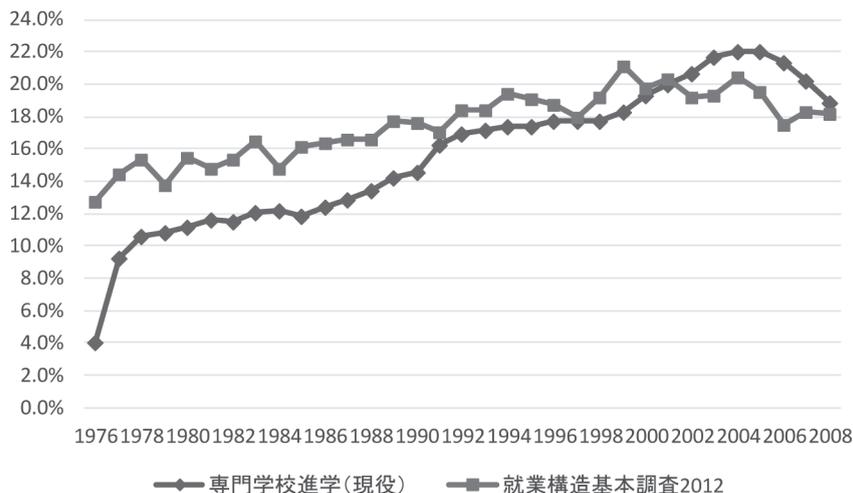


図2 専門学校進学者割合の検討 (女性)

対する認識をより正確なものへと変化させた可能性も考えられる。また、SSMデータを分析した濱中（2008）は、1976年の制度化以前に各種学校に通っていた回答者の一部が、専修学校への通学経験があると答えている可能性を指摘している。ここでも古いコーホートの専門学校進学者のなかにそうした回答者が多めに含まれているかもしれない。この他に、専門学校には特に中途退学者が多いことも考慮する必要がある。就業構造基本調査では、中退者はその前に通った教育機関を答えることになっている。図の右端で学校基本調査の現役進学者割合を卒業者が下回っている理由に、この中退者の影響が考えられる。

以上の検討からみえてくるのは、学歴として専門学校を捉えることの難しさである。他の学歴とは異なり、専門学校には進学にあたっての標準年齢や進学順序を一律に想定することができない。また、同じ専門学校の内部で1年から5年まで多様な修学年限が定められていることも状況を複雑にしている。中退者をどう考えるかも1つの論点となりうるだろう。さらに、こうした傾向が分野間で大きく異なることも、専門学校を考える上で非常に重要である（植上 2011）。

ここで指摘してきた専門学校の捉えがたさは、欧米社会の教育機関を想定するならばさほど特殊なものではないかもしれない。課程主義の国では進学年齢に標準はないし、学区ごとの自律性が高い国では修学年限の区切り方も一律ではない。学歴としての専門学校を捉えようとするのは、1条校の世界として構成される日本の「学歴」が他国に類をみないほど標準化されたものであることを逆説的に浮かびあがらせる。

3.2 学歴分布の検討

次に、専門学校を含めた場合の学歴構成比を検討しておきたい。図3は男女別に「1961-65年」「1966-70年」「1971-75年」「1976-80年」「1980-85年」の5つの出生コーホートに区切って学歴を示

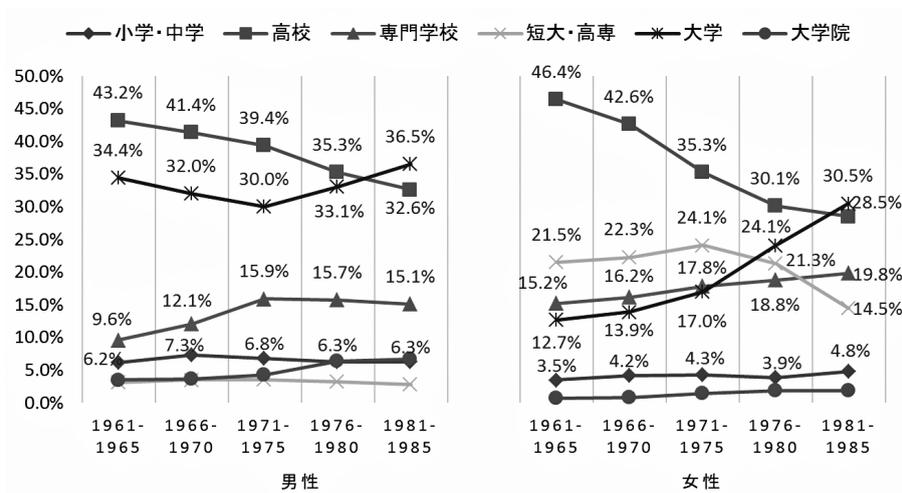


図3 学歴分布の推移⁵⁾

したものである。ここでは学歴不詳者と在学中の回答者は除外している。

図3からは、1980年代から2000年頃の間、男女とも高校卒割合が一貫して減少する中で、専門学校が進学者を伸ばしていることを読み取ることができる。女性では短大から4大へのシフトが90年代に急速に生じ、男性では80年代の大学進学抑制期に専門学校進学が増えたことも、マクロレベルで知られていることと一致する。仮にマイクロデータを用いた多くの研究のように、専門学校を高校卒とみなして作成したならば、図3の印象は異なったものとなるだろう。たとえば男性の高校卒は、1つ目から4つ目の出生コーホートまでほとんど割合が変化しないことになる。専門学校を学歴カテゴリとして導入すべきかどうかは問題設定によるだろうが、学歴分布を考える上で無視できない割合を占めているのが明らかである以上、本稿のように少なくとも隣接カテゴリーである高校卒や短大・高専卒との間の異質性の有無を確認しておくことが不可欠となる。

4. 専門学校卒業者の働き方

4.1 従業上の地位

まずは、どのような形態で働いているか（または働いていないか）に関する従業上の地位を学歴ごとに性別でみておこう。眞鍋は有業率および正規雇用率に関して同様の検討をおこなっているが、ここでは新たに有業者中の正規雇用以外を非正規雇用と自営・家族従業者・内職に、また無業者を既婚者と未婚者に分けている⁶⁾。これ以外にもいくつかの変数に定義の違いがあるので⁷⁾、先行研究の知見を逐次参照しつつみていくことにしたい。

図4をみると、全体として教育年数が長いほど正規雇用の割合が多くなり、無業者が少なくなる

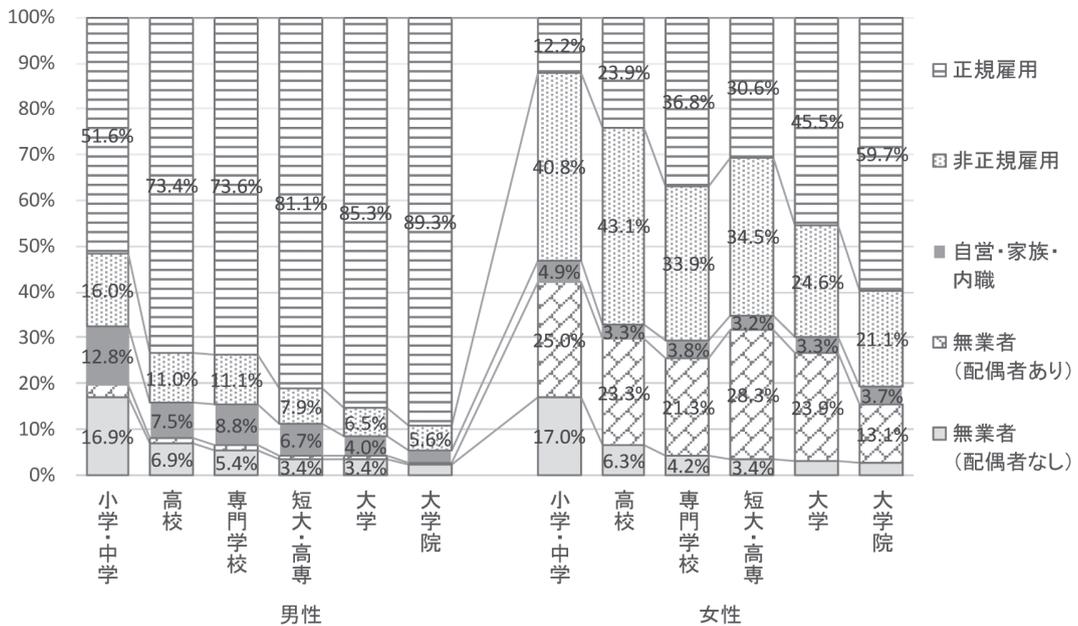


図4 学歴ごとの従業上の地位⁸⁾

傾向がみられる。しかし、専門学校に着目すると男女ともその傾向からの逸脱をみることができる。男性では、正規雇用比率が高校卒の73.4%に対して専門学校卒で73.6%とほとんど差がみられない。81.1%が正規雇用となっている短大・高専卒と同じ2年の追加的教育投資をおこなっているにもかかわらず、専門学校卒は従業上の地位に関してほとんど高校卒と変わらない分布となっているのである。

他方、女性の専門学校卒では正規雇用の割合が大学院の59.7%、大学の45.5%に次ぐ36.8%となっており、高校卒の23.9%だけでなく短大・高専卒（以下、女性では短大卒と表記）の30.6%をも上回っている。短大卒では既婚の無業者の割合がどの学歴よりも高い。眞鍋（2011）は就業構造基本調査2007を用いて、短大卒が無職であっても求職活動をしないう傾向があることを示している。これらのことを合わせて考えると、短大卒にはキャリアを中断していわゆる専業主婦となっているものが多いことを推測できる。

続いて、図4でみた学歴ごとの従業上の地位を出生コホート別に示したものが図5と図6である。ここでは煩雑さをさけるため、専門学校卒の比較対象となる高校卒、短大・高専卒に加えて大学卒の結果のみを示す。男性に関して新たに分かるのは以下のことである。まず、非正規雇用は年齢の高いコホートになるにつれて減っていく。眞鍋の述べる通り、男性の専門学校卒において正規雇用が上の年齢のコホートで減っているが（眞鍋 2011：64）、ここでは正規雇用から非正規雇用や無職になっていくのではなく、自営業へと移行していく可能性をあらたに指摘できる⁹⁾。図4では高校卒と専門学校卒がほとんど同じ従業上の地位の分布にみえたが、専門学校卒の男性は高校

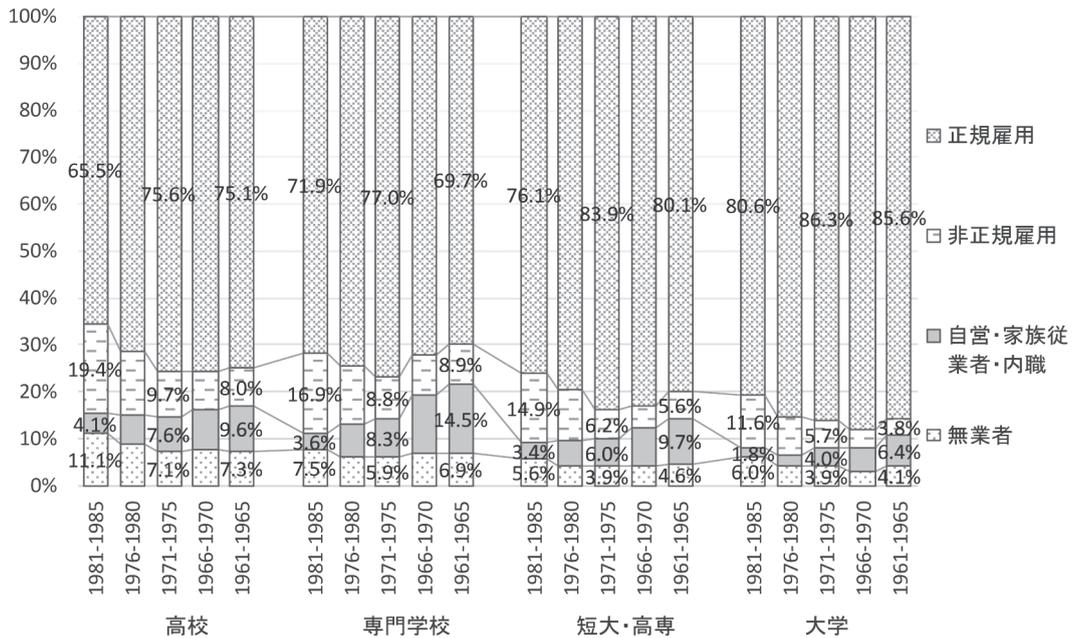


図5 学歴ごとの出生コホート別従業上の地位（男性）

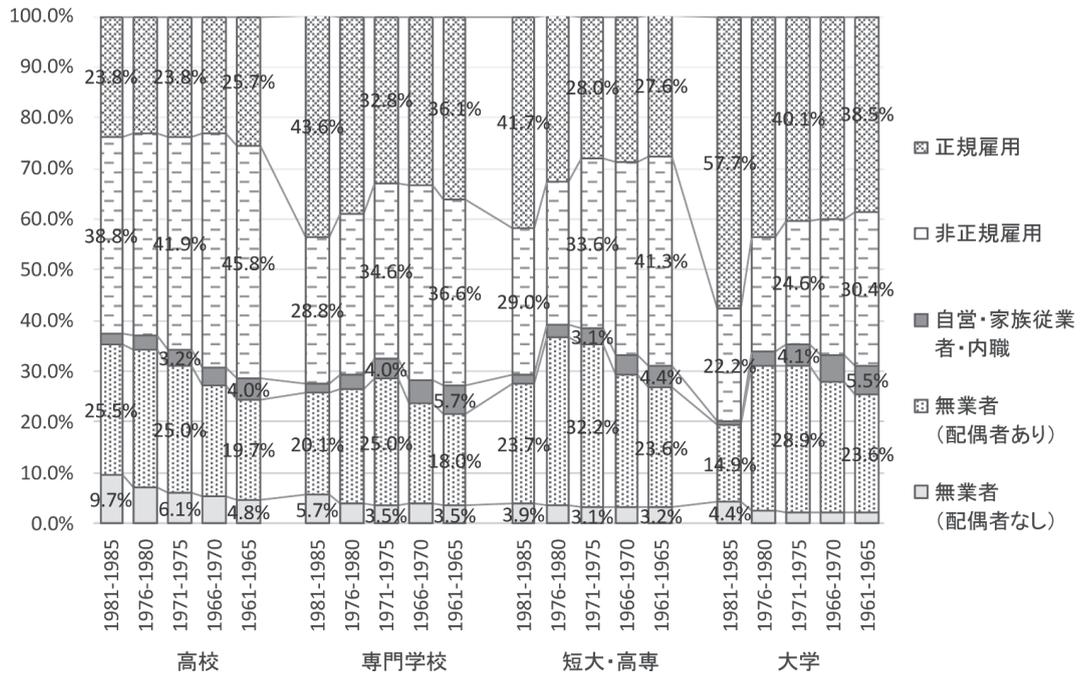


図6 学歴ごとの出生コホート別従業上の地位（女性）

卒よりも高い割合で正規雇用の仕事についており、その後自営業へと移っていくのかもしれない。

女性に関しては、眞鍋が明らかにしている通り、年齢が上のコーホートほど正規雇用が減っていき非正規雇用で再参入していくM字型カーブが短大卒や大学卒にみられる中で、専門学校卒にはそれと異なる傾向がみられる。専門学校卒ではM字の底が浅いうえに、1971-75年生まれの32.8%から1961-65年生まれの36.1%へと正規雇用率が唯一再び上昇している。この図では出生コーホート間の違いを見ているに過ぎないため、時代効果をライフステージの変化としてみてしまっていることも考えられる。だが、眞鍋（2016）は就業構造基本調査2007と2012で同一コーホート間の変化を検討することで、これが専門学校卒の再就職による正規雇用率の上昇である可能性が高いことを指摘している。女性の専門学校卒は大学卒に次いで高い割合で正規雇用の仕事についていること、M字の底が浅いこと、やめた場合でも再び正規雇用の仕事を見つけられている可能性のあることが再び確認された。

4.2 職種と企業規模

すでに学歴ごとの無業者割合は明らかになったので、ここからは有業者のみを対象とする。どのような職種についているかを学歴別に示したのが図7である。

先ほどと同様に男性からみていこう。正規雇用の割合では専門学校卒と高校卒が全体としてはほぼ同じ構成比だったが、この図7では専門学校卒が高校卒よりも短大・高専卒と近くなっている。ただし、サービス職が短大・高専卒では5.2%であるのに対し専門学校卒で13.2%となっており、大学卒に24.3%と多い事務職に関しては、高校卒の10.8%と同程度の11.3%となっていることは興

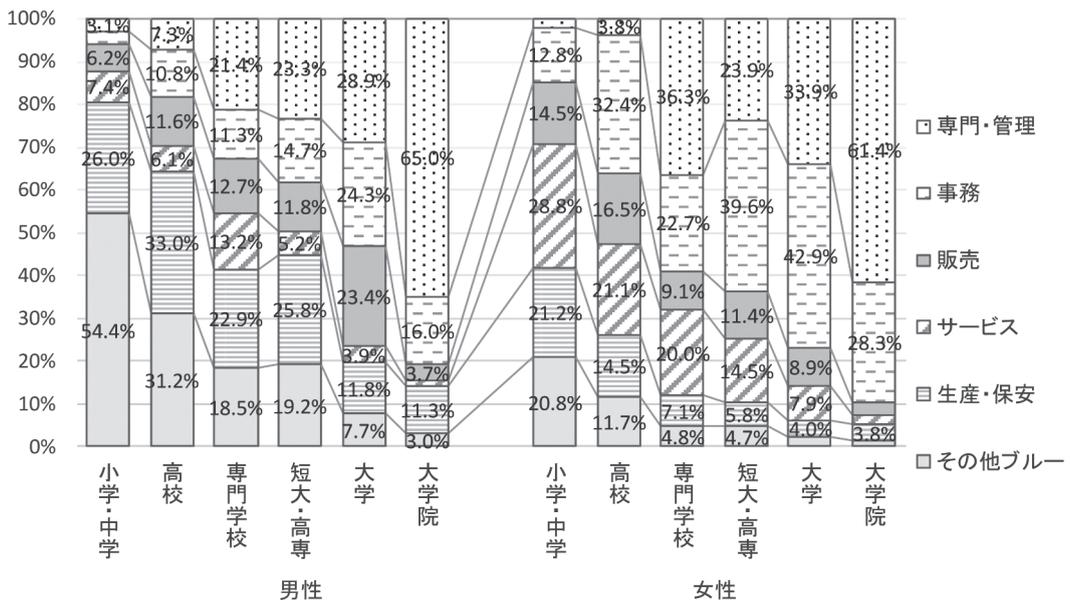


図7 学歴ごとの職業分布¹⁰⁾

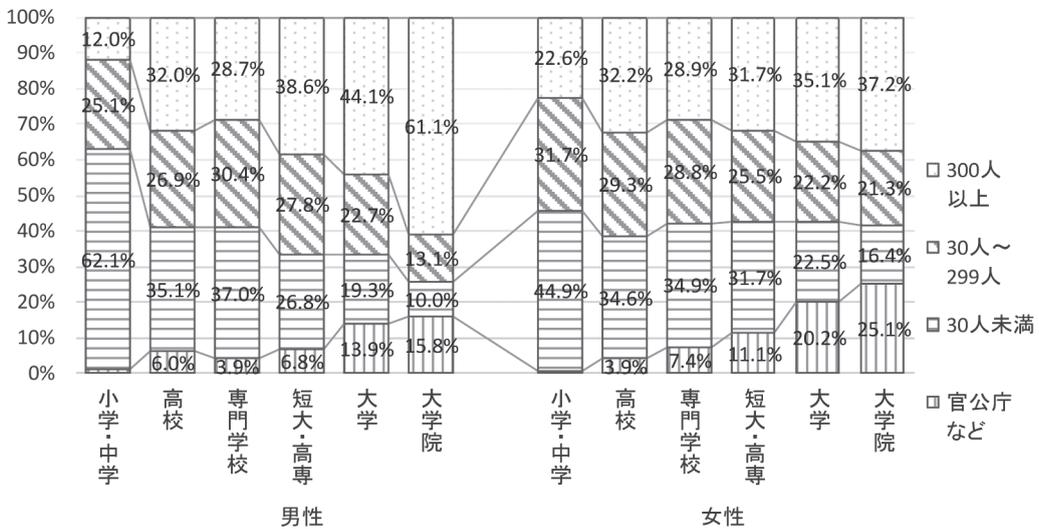


図8 学歴ごとの企業規模

味深い。

次に女性の専門学校卒については、再び男性と明確に異なった特徴をみることができる。専門・管理職の割合が36.3%に達しており、大学卒の33.9%を上回っている。もう一つの特徴は、事務職が22.7%で大学卒の42.9%、短大卒の39.6%、高校卒の32.4%を大きく下回っていることである。看護師のような専門職につく割合が多い一方、OLをイメージさせる事務職割合が専門学校卒女性に少ないことがうかがえる。

続いて、企業規模についても検討したい。専門学校を含めた学歴と企業規模の関連は職種ほど注目されてこなかったが、塚原（2005）や小方編（2009）などがその関連を一部指摘している。塚原は雇用動向調査の集計データをもとに、専門学校卒業者は新規学卒入職時に中堅以下の企業に就職する傾向があることを指摘した。小方らも同様に、専門学校卒に99人以下の小企業を初職とする割合が多いことを明らかにしている。しかし、それらの研究は、本稿のように男女の違いに着目した検討をおこなっていない。そこで、性別で学歴と企業規模の関連を就業構造基本調査2012でみたものが図8である。

専門学校と他の学歴との違いに注目するならば、図からは男女別にみても、先行研究と同様の結果を読み取ることができる。男女ともに専門学校卒では従業員規模が30人未満の小企業で働く割合が多く、300人以上の大きな企業で働く割合が小さい。特に男性では、300人以上の企業で働く割合が短大・高専卒を下回るだけでなく高校卒よりも少なくなっている。

ここまでにわかったことをまとめよう。学歴ごとの職業分布からは、男女ともに専門学校卒で事務職が少なくサービス職や専門職が多いことがわかった。また、前項では男性で年齢の高いコーホ

ートほど自営が多く、女性では正規雇用で働き続けるか、もしくは正規雇用で復職する割合が多いことが示唆されている。これらの事実に加え、図8でみられた小企業で働く割合が多く大企業に少ないという特徴を合わせて考えると、他の学歴との比較における専門学校卒のイメージがある程度みえてくる。男性では、正規雇用として大企業に長期間つとめるいわゆるサラリーマン、女性では正規事務職のOLとして働き、結婚したら専業主婦になるというイメージがジェンダー・ステレオタイプとしてあるとすると、専門学校はそうしたイメージともっとも縁が薄い教育機関であると位置づけられるだろう。

4.3 個人所得

最後に、次節の多変量解析において従属変数となる個人所得を男女別で学歴ごとにみておきたい。個人所得には、普段仕事をしていると回答した人に対して、従事しているおもな仕事から得ている税込の年間所得総額をボーナス等も含めて16段階で尋ねた質問項目を用いる¹¹⁾。ここでは、「150万円未満」「150万～299万円」「300万円～599万円」「600万円～899万円」「900万円以上」の5段階にまとめたものを示す。

図9より、男性の専門学校卒と高校卒は所得分布が似ており、どちらも600万以上の高所得者の割合が15%以下となっている。短大・高専卒や大学卒と比較すると明らかに下方に分布しているといえる。他方、女性では専門学校卒の所得が高校卒よりも大幅に高く、短大卒と同程度かやや上回っている。ただし、この図9は正規雇用と非正規雇用および自営業等をすべて含んだものとなっている。4.1で確認したように、男性では古いコーホートで自営がやや多くなっており、女性ではM字の谷が浅く正規雇用が増えていくことなどが専門学校卒に関してわかっている。また、個人所得にはこうした従業上の地位に加えて、年齢が影響することが知られている。そこで、同じ正規雇用にサンプルを限定して出生コーホートごとの所得をみておくことにしよう。

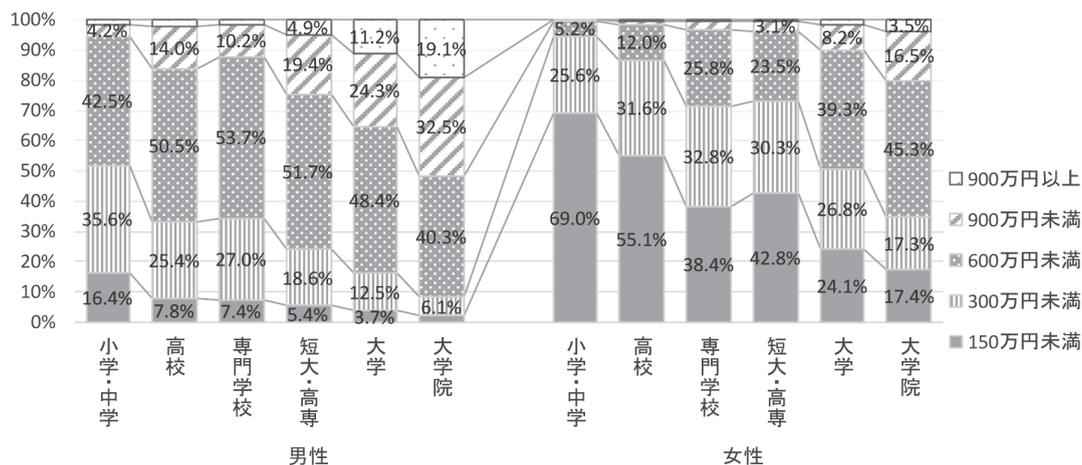


図9 学歴ごとの個人所得

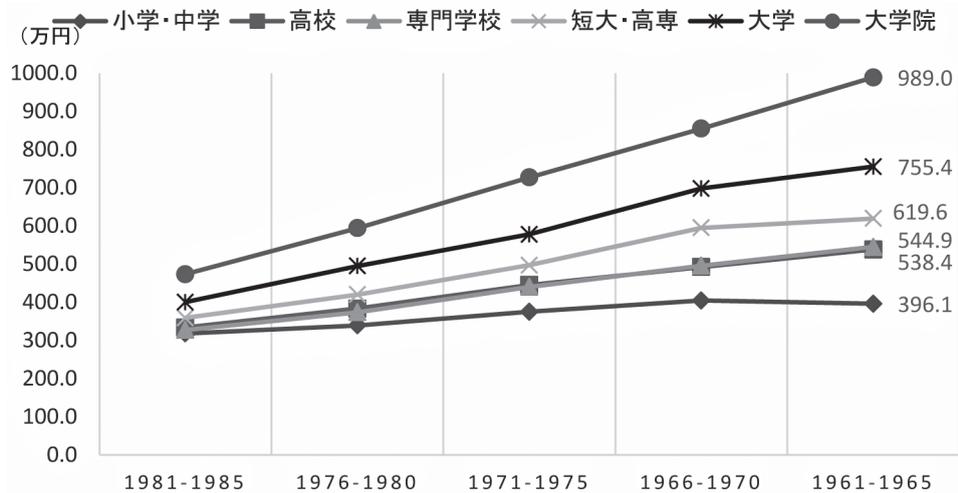


図10 出生コーホートごとの学歴別個人所得（男性）

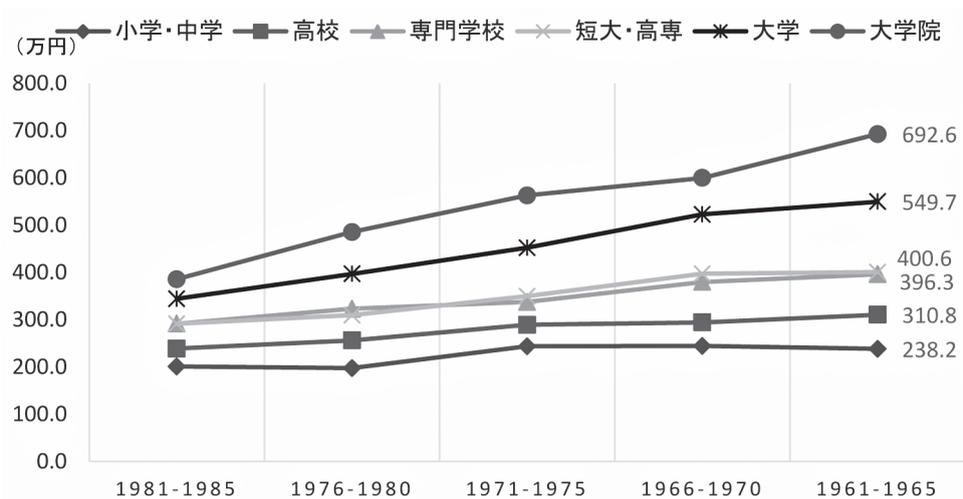


図11 出生コーホートごとの学歴別個人所得（女性）

図10と図11は、個人所得の回答カテゴリに階級値を与えて、出生コーホートごとに学歴別の平均値を示したものである。正規雇用サンプルを限定しても、男性の高校卒と専門学校卒の所得は、いずれのコーホートでもほぼ重なっている。女性では、専門学校卒と短大卒がほぼ同じくらいの所得を得ている。同じ正規雇用のサンプルに絞っても、男性では専門学校卒が高校卒と同程度の所得になっており、女性では専門学校卒と短大卒が同程度の所得を得ていることが明らかになった¹²⁾。これは濱中（2009）が示した結果と一致する。次節では、この所得を従属変数として重回帰分析をおこなうことで、正規雇用における専門学校卒と他の学校卒との間の所得差を媒介する要因を検

討したい。

5. 専門学校学歴の所得への効果と経路

前節での記述的な検討により、専門学校学歴と複数の変数との共変関係については概ね明らかになった。それを踏まえて、本節では変数相互の関連をもう少し詳細にみるべく、濱中（2009）と同じく正規雇用サンプルを限定して多変量解析をおこなうことにしたい。従属変数には、4.3で検討した個人所得を対数変換したものをを用いる。ここでの分析の焦点は、専門学校学歴の効果が男女で異なるかどうかを確認するとともに、それがどのような経路を通じて生じているのかを明らかにすることである。分析の手順としては、まずベースとなるモデル1で就業年数とその2乗を投入してコントロールした上で、独立変数に学歴を投入する¹³⁾ (Mincer 1976)。なお、ここでは特定の教育段階に関心があるため、学歴は教育年数ではなくダミー変数化して用いる。その後、モデル2で職種ダミー、モデル3で企業規模ダミーをそれぞれ投入し、最後にモデル4ですべての変数を同時投入する。学歴ダミーの係数それ自体だけではなく、モデル1との比較において、それぞれのモデルで学歴ダミーの係数がどのように変化するかにも着目する。

分析に先立ち、使用するすべての変数に関して欠損値のあるケースを除外した。その結果、ケース数は男性125,730、女性54,535となった。従属変数を対数化し、欠損値を削除している点は前節と異なっているので注意されたい¹⁴⁾。なお、サンプルが大きいため、以下の表では注記した数値以外はすべて1%水準で統計的に有意である。ここでは主に係数の大きさに注目しながらみていくことにしたい。標準誤差は表のカッコ内に示されている。

表1のモデル1より、標準就労年数とその2乗をコントロールした場合、基準カテゴリの高校卒に対し専門学校卒の係数は正の有意な効果を示していることがわかる。しかし、短大・高専よりも係数は小さくなっており、専門学校効果の大きさは高校と短大・高専との中間にある。その後、モデル2で職種、モデル3で企業規模を投入すると、それぞれのモデルで学歴ダミーの係数はほとんどいずれも減少している。しかし、その中で例外的にほとんど係数が変化していないのがモデル3における専門学校である。このことから、高校卒に比べて専門学校卒の所得が高い理由の一部は、高校卒と異なった職業についていることによって説明されるが、有利な規模の企業や官公庁に就職していることによる媒介は唯一この学歴ではみられないことがわかる¹⁵⁾。

表2の女性の分析結果からは、男性との違いをいくつか読み取ることができる。まず、就労年数の効果が明らかに小さい。つまり、正規雇用についても、男性ほど就労年数に応じた所得の伸びがみられないということである。また、モデル1では基準カテゴリである高校卒に対する専門学校卒の係数が男性よりも大きくなっており、短大・高専卒を上回っている。次にモデル2で投入した職種の係数をみると、男性では専門職の係数が有意ではなかったが、女性ではこれが大きいことがわかる。専門学校の係数に着目すると、モデル間での変化は男性の場合と似ている。モデル2での係数の減少は大きいですが、モデル3で企業規模を投入した時の変化は他の学歴よりも相対的に小さ

表 1 対数化個人所得の重回帰分析 (男性)

	モデル 1		モデル 2		モデル 3		モデル 4	
	係数	標準化係数	係数	標準化係数	係数	標準化係数	係数	標準化係数
切片	5.216 (0.008)		5.397 (0.008)		5.009 (0.008)		5.136 (0.008)	
標準就労年数	0.054 (0.001)	0.799	0.052 (0.001)	0.778	0.055 (0.001)	0.823	0.054 (0.001)	0.805
標準就労年数 2 乗	-0.001 (0.000)	-0.419	-0.001 (0.000)	-0.422	-0.001 (0.000)	-0.457	-0.001 (0.000)	-0.456
(基準：高校)								
中学校	-0.250 (0.006)	-0.104	-0.193 (0.006)	-0.080	-0.140 (0.006)	-0.058	-0.107 (0.006)	-0.045
専門学校	0.096 (0.005)	0.053	0.048 (0.005)	0.026	0.099 (0.004)	0.055	0.057 (0.004)	0.031
短大・高専	0.184 (0.007)	0.068	0.135 (0.007)	0.050	0.146 (0.006)	0.054	0.107 (0.006)	0.039
大学	0.391 (0.003)	0.382	0.298 (0.003)	0.291	0.319 (0.003)	0.312	0.247 (0.003)	0.241
大学院	0.675 (0.006)	0.317	0.540 (0.006)	0.254	0.541 (0.005)	0.254	0.432 (0.006)	0.203
(基準：事務)								
専門・管理			0.004 ^a (0.004)	0.003			0.057 (0.004)	0.047
販売			-0.080 (0.004)	-0.060			-0.020 (0.004)	-0.015
サービス			-0.349 (0.006)	-0.152			-0.254 (0.006)	-0.111
生産・保安			-0.137 (0.004)	-0.117			-0.097 (0.004)	-0.083
その他ブルーカラー			-0.257 (0.004)	-0.200			-0.158 (0.004)	-0.123
(基準：30人未満)								
30～299人					0.149 (0.003)	0.134	0.142 (0.003)	0.127
300人以上					0.399 (0.003)	0.395	0.380 (0.003)	0.376
官公庁					0.365 (0.004)	0.223	0.330 (0.004)	0.202
決定係数	0.239		0.278		0.341		0.366	
度数				125730				

^a 5%水準で有意ではない

表2 対数化個人所得の重回帰分析（女性）

	モデル1		モデル2		モデル3		モデル4	
	係数	標準化係数	係数	標準化係数	係数	標準化係数	係数	標準化係数
切片	5.064 (0.014)		5.173 (0.014)		4.837 (0.013)		4.932 (0.013)	
標準就労年数	0.033 (0.001)	0.461	0.030 (0.001)	0.410	0.031 (0.001)	0.423	0.029 (0.001)	0.394
標準就労年数2乗	-0.001 (0.000)	-0.273	-0.000 (0.000)	-0.237	-0.000 (0.000)	-0.228	-0.000 (0.000)	-0.209
(基準：高校)								
中学校	-0.251 (0.018)	-0.055	-0.185 (0.018)	-0.041	-0.203 (0.017)	-0.045	-0.149 (0.017)	-0.033
専門学校	0.328 (0.007)	0.204	0.195 (0.008)	0.122	0.276 (0.007)	0.172	0.175 (0.007)	0.109
短大・高専	0.251 (0.006)	0.179	0.170 (0.006)	0.122	0.204 (0.006)	0.146	0.142 (0.006)	0.101
大学	0.530 (0.006)	0.422	0.420 (0.007)	0.334	0.399 (0.006)	0.317	0.322 (0.006)	0.257
大学院	0.752 (0.015)	0.209	0.587 (0.015)	0.163	0.587 (0.014)	0.163	0.470 (0.014)	0.131
(基準：事務)								
専門・管理			0.164 (0.006)	0.134			0.115 (0.005)	0.094
販売			-0.088 (0.008)	-0.045			-0.122 (0.008)	-0.062
サービス			-0.189 (0.007)	-0.107			-0.156 (0.007)	-0.088
生産・保安			-0.157 (0.009)	-0.069			-0.177 (0.009)	-0.078
その他ブルーカラー			-0.331 (0.014)	-0.092			-0.267 (0.013)	-0.074
(基準：30人未満)								
30～299人					0.266 (0.006)	0.213	0.266 (0.005)	0.213
300人以上					0.454 (0.006)	0.376	0.454 (0.005)	0.376
官公庁					0.612 (0.007)	0.370	0.550 (0.007)	0.333
決定係数	0.137		0.182		0.268		0.298	
度数				54535				

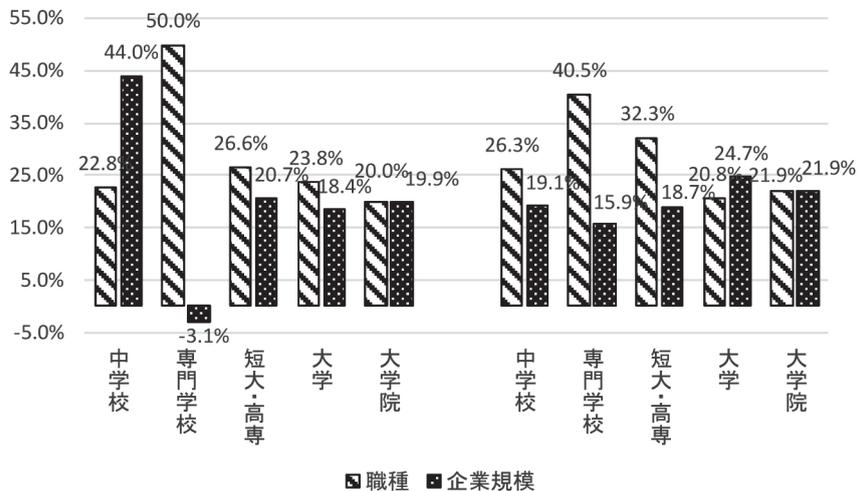


図12 職種と企業規模による媒介割合

い。女性の場合、専門学校卒は規模の大きい企業に就職するよりも、専門職につくことで相対的に高い所得を得ているのである。

表1と表2の学歴ダミーの係数変化を投入変数による媒介割合としてまとめたものが図12である。男女ともに、職種を投入した時の係数の変化率が専門学校でもっとも大きい。他方、企業規模を投入した時の変化は専門学校で他の学歴と比べて小さくなっている。職業的レリヴェンスが弱く（本田 2005）、職務のない雇用契約（濱口 2009）が優勢である日本の文脈において、専門学校学歴は企業規模と一定程度独立した形で職種と結びつきをもっている。

なお、係数の大きさに着目すると、専門学校学歴は明らかに男性よりも女性においてより大きな効果をもっており、女性ではその効果の大きさは短大を上回る¹⁶⁾。この結果は濱中（2009）とも一致しており、専門学校学歴の効果が女性において大きいことがあらためて確認された。

6. 結論と今後の課題

本稿で明らかになったことをまとめよう。まず3節での検討により、専門学校をあらたに学歴として捉えようとする、一条校学歴の場合には生じないいくつかの困難に直面することがわかった。しかし、その後の検討からわかるように、専門学校卒をこれまでのように高校卒として扱うことは、とりわけ女性の場合に大きな異質性を無視することになる。

男性の専門学校卒は、雇用形態や企業規模および所得において高校卒と類似した特徴をもっている。他方、女性の専門学校卒には高校卒と明確に区別される複数の特徴がみられる。眞鍋（2011, 2016）も明らかにしている通り、正規雇用や専門職の割合が高く、所得においても高校卒よりも明らかに短大卒に近い。所得を従属変数とした多変量解析の結果からも、濱中（2009）と同様に、

専門学校学歴の効果が女性において特に大きいことが確認された。以上の結果より、少なくとも女性の学歴を定義する上で、専門学校を考慮する必要性があらためて示唆されたといえる。専門学校の効果は女性で大きいのである。

また、学歴としての専門学校に着目することは、男女のキャリアを考える上で単純な効果の大小にとどまらない重要な意味をもつ。男性では、専門学校卒に専門職が高校卒よりやや多いことに加え、年齢を重ねると自営業に移行していくことが示唆された。女性では、正規雇用につく割合が多いだけでなく、その後のキャリアにおいてもその割合が維持されている。こうした特徴が観察される一つの理由は、専門学校卒が専門職や一部のサービス職を中心とした資格職につくことにあると思われる。大企業や官公庁の事務職のようにサラリーマンやOLをイメージさせる経路に専門学校卒は顕著に少ない。このことは、学歴の日本の文脈への「埋め込み」を考える上で、専門学校への着目が重要となることを示す。

本稿の分析は実証研究として多くの不十分な点を残している。出生コホートごとの違いとして観察された結果は、加齢やライフステージの変化によるものか時代の効果なのか明らかではない。この問題を解決するためには、1時点のデータで出生コホート間の結果を比較するよりも、眞鍋(2016)のように、同一コホート内での変化を2時点間で検討することが望ましい。このアイデアを拡張すると、複数条件で集合的なカテゴリを定義して疑似パネル分析(Deaton 1985)をおこなうことも可能である。また、特に女性の働き方には、配偶者の有無およびその属性が影響を及ぼしている可能性が高い。同居していない家族を考慮できないという限界はあるが、就業構造基本調査の構造をいかし、配偶者や同居世帯員を考慮にいたした分析(Teachman and Crowder 2002, 保田2016)をおこなうことで、この点を検討していく必要がある。さらに、濱中(2009)がおこなっているように、職業を資格職と非資格職に分類することも、男女のキャリアを動的に捉えるうえで有用である。

本稿で用いた就業構造基本調査は、男女別にコホートごとの正確な状況を把握するという目的にとって大きなメリットをもたらす。しかし、そこにはもちろん一定の限界もある。通っていた専門学校の分野や学校を卒業した順番、初職から現在の職業に至る経歴などはこの調査では尋ねられていない。専門学校卒に特徴的なキャリアがみられるからといって、それが専門学校の効果であるのか、それともその学歴保持者がもともと抱いていた職業志向性や性別分業意識によるものなのかは明らかではない。大規模サンプルの公的統計で知見の妥当性を確認しつつ、同一人物のキャリアや意識を複数時点で調査したパネルデータ、職歴情報を回顧的に尋ねた調査データ、その他の行政資料等を必要に応じて利用し、専門学校学歴がもつ効果に「説明」を与えていく必要がある。今後の課題としたい。

- 1) 厳密には専修学校専門課程と専門学校が同一ではないことを3節で議論する。
- 2) 例外として濱名(1990)などがある。
- 3) 卒業年は分かるので卒業年で計算することもできるが、短大や大学を卒業後に進学するケースは識別

できないため、一律18歳での進学と仮定した。

- 4) 専門学校の現役進学者割合は6割半ばから8割程度となっており、90年代に入って高まり、2000年代に再び低くなっている。
- 5) 以下、すべての図表の作成には集計用乗率を用いている。
- 6) 「正規雇用」カテゴリには「正規の職員・従業員」と「会社などの役員」を、「非正規雇用」には「パート」「アルバイト」「労働者派遣事業所の派遣社員」「契約社員」「嘱託」「その他」を、「自営・家族従業員・内職」には「自営業主（雇人あり）」「自営業主（雇人なし）」「自家営業の手伝い」をそれぞれ分類した。
- 7) 就業構造基本調査の集計表では、専門学校は「2年～4年未満」で定義されているが、本稿では先述の通り「1年以上2年未満」「2年以上4年未満」「4年以上」を合併して用いている。また、年齢についてもここでは在学中を除く27歳から51歳のデータを用いているが、集計表には20歳から64歳が含まれていると思われる。ただし、本文中で言及している通り、ここでの解釈に関して集計表を用いた真鍋のものと基本的に相違は生じていない。
- 8) 煩雑さをさけるため、3%未満の場合の数値は図中に表記していない。これ以後の図についても同様とする。
- 9) SSM調査の職歴データの分析から、多喜（2016）もこの点に関して同様の結果を得ている。
- 10) 「その他ブルー」には「輸送・機械運転従事者」「建設・採掘従事者」「運搬・清掃・包装等従事者」に加えて「農林漁業従事者」をまとめている。
- 11) 選択肢は「収入なし・50万円未満」「50～99万円」「100～149万円」「150～199万円」「200～249万円」「250万円～299万円」「300万円～399万円」「400万円～499万円」「500～599万円」「600～699万円」「700～799万円」「800～899万円」「900～999万円」「1000～1249万円」「1250～1499万円」「1500万円以上」である。
- 12) 図は省略するが、同じ図を正規雇用に限定せず示した場合、男性では古いコーホートで専門学校卒の所得が高校卒よりやや低くなり、女性では古いコーホートで専門学校卒の所得が短大卒より高くなる。これは、男性で古いコーホートに自営が少し多く、女性では正規雇用の割合が高いうえに年れいが高くても減らないという専門学校卒の特徴を反映していると考えられる。
- 13) 濱中（2008）などと同様に、年齢から標準的な卒業年齢を引いたものを就労年数の代わりに用いる。
- 14) 管見の限り、就業構造基本調査の個票データを用いた研究の多くは多変量解析時に集計用乗率を使用していないように見える。しかし、記述的な分析で重み付け後の分布を示しているにもかかわらず、回帰係数の推定時にケースの重みを考慮しないことは一貫性に欠けるように思われるため、本稿では集計用乗率を用いて係数の推計をおこなった。なお、ここでは係数に重み付けを反映させつつ実際に使用したケース数に基づいて標準誤差が計算されるように乗率を調整して用いている。
- 15) 職種や企業規模をさらに細かいカテゴリに変換して投入した場合でも、男女とも分析結果は大きく変わらなかった。
- 16) 男女を合わせたプールドデータにおいて性別ダミーと学歴ダミーの交互作用をそれぞれ投入すると、専門学校の効果が女性において強いことは明確に確認できる。また、性別ダミーとの交互作用の係数は

専門学校においてもっとも大きい。

謝辞

本研究は、東京大学社会科学研究所の課題公募型研究「わが国における就業と生活行動との関連性についての多角的研究」（研究代表者：伊藤伸介（中央大学））の研究成果の一部であり、2015年3月26日に東京大学で実施された2014年度二次分析研究会課題公募型研究成果報告会にて「学歴としての専門学校の効果に関する基礎分析——就業構造基本調査を用いて」として報告した内容をまとめたものである。同研究会のメンバーによる有益なコメントに感謝したい。本稿で使用した「平成24年度就業構造基本調査」の個票データは、統計法33条2の規定に基づき総務省統計局より提供を受けた。作成した集計表等は提供を受けた調査票情報を独自集計したものであり、ありうべき誤りはすべて著者の責任である。

参考文献

- Deaton, A., 1985, “Panel Data from Time Series of Cross-sections,” *Journal of Econometrics*, 30: 109-26.
- 濱口桂一郎, 2009, 『新しい労働社会——雇用システムの再構築へ』 岩波書店.
- 濱名篤, 1990, 「女性における学校利用層の分析」 菊池城司編『現代日本の階層構造 3 教育と社会移動』 東京大学出版会, 85-106.
- 濱中淳子, 2009, 「専修学校卒業者の就業実態——職業教育に期待できる効果の範囲を探る」『日本労働研究雑誌』 588 : 34-43.
- 濱中義隆, 2008, 「高等教育の拡大過程における『非大学型』高等教育機会の役割と変容——専門学校の制度化と定着に着目して」 中村高康編『階層社会の中の教育現象 2005年SSMシリーズ6』（科学研究費補助金研究成果報告書）2005年SSM調査研究会, 49-67.
- 本田由紀, 2005, 『若者と仕事——「学校経由の就職」を超えて』 東京大学出版会.
- 岩木秀夫・耳塚寛明, 1986, 「専修・各種学校入学者増加メカニズムの高校階層別分析」『国立教育研究所紀要』 112 : 1-177.
- 眞鍋倫子, 2011, 「専門学校卒業の効果」『教育学論集』 中央大学教育学研究会, 53 : 55-71.
- 眞鍋倫子, 2016, 「女性のキャリアに対する専門学校卒業の効果——就業構造基本調査の分析より」『教育学論集』 中央大学教育学研究会, 58 : 55-75.
- Mincer, Jacob, 1974, *Schooling, Experience, and Earnings*, National Bureau of Economic Research.
- 長尾由希子, 2008, 「専修学校の位置づけと進学者層の変化」『教育社会学研究』 83 : 85-106.
- 小方直幸編, 2009, 『専門学校教育と卒業生のキャリア』 高等教育研究叢書103, 広島大学高等教育研究開発センター.
- 多喜弘文, 2016, 「専門学校卒業者の職業経歴」, 第62回数理社会学会, 金沢大学.
- 多喜弘文, 近刊, 「男女における専門学校進学の意味——進学分野と時代変化に着目して」 中村高康・平沢和司・荒牧草平・中澤渉編『教育と社会階層——全国調査からみた学歴・学校・格差』 東京大学出版会.
- Teachman, Jay and Kyle Crowder, 2002, “Multilevel Models in Family Research: Some Conceptual and

Methodological Issues,” *Journal of Marriage and Family*, 64: 280-94.

塚原修一, 2005, 「専門学校の新たな展開と役割」『日本労働研究雑誌』542 : 70-80.

植上一希, 2011, 『専門学校教育とキャリア形成——進学・学び・卒業後』大月書店.

保田時男, 2016, 「マルチレベル分析による家族研究」稲葉昭英・保田時男・田淵六郎・田中重人編『日本の家族 1999-2009——全国家族調査 [NFRJ] による計量社会学』東京大学出版会, 347-359