

既婚女性の就業選択と専門学校学歴

—就業構造基本調査の世帯情報を用いた検討—

多喜弘文

概要

本稿では、日本における既婚女性の就業選択と学歴との関連について、専門学校学歴に焦点を当てた検討をおこなう。ミンサーの労働供給理論によると、既婚女性が働くかどうかは、女性本人が働いたら得られる所得のプラス効果（代替効果）と、配偶者の収入によるマイナス効果（所得効果）によって決まる。配偶者収入をコントロールした上で残る学歴効果を検討するため、本稿では世帯単位の調査である就業構造基本調査を用いる。分析の結果、既婚女性は学歴が高いほど配偶者の所得が高いことによる就業への負の影響を受けていることがわかった。専門学校学歴は就業を促す比較的強い効果を持っているが、配偶者や子どもに関わる変数をコントロールすると、その効果は人的資本の投資に見合う程度のものであった。これに対し、専門学校と同程度の就学年限である短大は、世帯情報をコントロールしても就業を促す効果が小さいことが分かった。以上を踏まえ、女性の就業選択に対する学歴効果を考えるうえでのいくつかの課題が示された。

I. 問題設定

1. 既婚女性の学歴と就業率の結びつきに関する2つの立場

本稿では、日本の既婚女性における学歴と就業選択の関連について検討する。この問題はアメリカとの対比で論じられることが多い。とりわけ1980年代以降、アメリカでは学歴の高い女性ほど就業する傾向が知られている。これに対し、日本では現在に至るまで学歴と就業の間に明確な正の相関関係は観察されていない。

アメリカを対象とした研究では、雇用者に限定すると、女性の学歴と就業の関連は以下のように説明されてきた。産業化により仕事に必要な技能や知識が高度になると、それを身につけるために、多くの人々が長期間教育を受けるようになる。社会が豊かになることや、労働需要を男性だけでは満たせなくなることにより女性の高学歴化も進み、それにしただがって女性の市場賃金率は上昇する。そうすると、女性にとっても働かないことによる

損失が大きくなるため、家事や育児の価値が上昇する。こうした影響は高学歴女性ほど強く受けるので、結果として女性の学歴と就業の間には正の関連が生じるようになるのである (Goldin 1990; Smith and Ward 1985 など)。

しかし、日本ではアメリカと同じく産業化が進んだにもかかわらず、学歴と就業の間にはっきりとした正の相関がみられない。日本でも女性の高学歴化は起きているし、ライフコース初期には学歴と収入の間に明確な正の相関がみられるようになっている。しかし、女性の就業率は依然として結婚や育児のタイミングで一度下降し、子どもが一定の年齢に達する段階で再上昇する M 字型就労カーブを描いている。学歴が高いほど働かないことによる損失が大きいはずなので、単純に考えると高学歴女性ほど仕事の継続を選択するはずである。しかし、実際には学歴にかかわらず M 字型就労カーブが女性全般に生じており、現在も日本では学歴と就業率の間に正の相関はみられない。

なぜ日本ではアメリカのように学歴と就業率が結びつかないのか。この疑問を考えるための 1 つのアプローチに、J. ミンサーの労働供給理論がある。ミンサーによると、既婚女性が働くかどうかには、女性本人が得られる所得によるプラス効果 (代替効果) だけでなく、夫の所得によるマイナス効果 (所得効果) が影響する (Mincer 1962, 大沢 1998)。この理論は学歴と就業率の関連に直接言及するものではないが、男女における学歴と所得の関連と学歴同類婚の傾向を踏まえると次のように解釈できる。学歴の高い女性は、同じく学歴の高い男性と結婚しやすい。そうすると、高学歴女性の就労に対しては配偶者の収入が高いことによるマイナス効果が強く働くことになる。本人学歴が賃金に結びつくことによるプラス効果と配偶者の所得によるマイナス効果の総和によって、女性の学歴と就業の関連を説明するのがこの労働供給理論である。女性の就労に対する配偶者所得のマイナス効果は、日本では世帯主の収入が高いほどその配偶者は就業しないという経験則を述べたダグラス＝有澤の法則として広く知られている (川口 2002)。

これに対し、こうした新古典派経済学的な説明枠組みだけでは、女性の学歴と就業の結びつきを考える上で不十分だと考える立場もある。その 1 つである制度論的なアプローチは、社会のアクターが埋め込まれている社会的文脈としての制度に着目することで、女性の就業と学歴の関連が生じるメカニズム解明しようとする。こうした方向性をもつ代表的な研究の 1 つに、M. ブリントンの研究がある (Brinton 1993)。この研究は、学力に基づく一元的な序列を生み出す学校教育、企業規模間格差を伴う内部労働市場、そして男性への投資を優先する家族制度が制度的に連結することで形成される日本の人的資本形成システムの特殊性が、高学歴女性の就業を抑制することを議論する。このように、何が女性の就業を促す、あるいは抑制する文脈となっているのかに焦点を当てることで、制度論的なアプローチは女性の学歴と就業率の結びつきを解釈する枠組みを提供する。

これら2つのアプローチは必ずしも相反するものではない。ミンサーやG.ベッカーの議論(Becker 1981)は、無償労働の価値を経済的に考慮に入れる道を開いた。これに対して制度論的な立場は、新古典派経済学的な説明の想定以外にも、社会の文脈によって異なった合理的選択が存在しうることによって想像力を向ける。上で言及したブリントンの研究も、人的資本論をベースにしつつ、日本社会の制度的コンテキスト下における女性の就業行動の合理性に注目したものである。本稿でも、女性の就業選択と学歴の関連を考える上で、労働供給理論の枠組みを踏まえつつも、日本社会の制度的文脈を踏まえた仮説の検討をおこなう。

2. 専門学校学歴への着目

日本では学力にもとづく一元的な序列と、企業規模格差を伴う内部労働市場との結びつきが独特の人的資本形成システムを形成している。ブリントンが注目した通り、こうした制度的文脈のもとでは、結婚や育児に伴ってキャリアを中断してしまうと、たとえ高学歴であっても再度高い賃金の仕事につくことは難しい。有利なポジションにつけるチャンスは新卒時の一時点に集中しており、再就職の受け皿は多くの場合非正規雇用となるからである。教育の職業的レリヴァンスが弱く、職業訓練機関も発達していない日本では、企業外で人的資本を蓄積するのが難しいため、外部労働市場も機能しにくい。近年、男女共同参画社会基本法など、女性の雇用を後押しするための政策によって状況は変化しつつあるが、それでもこうした制度的文脈は一定程度維持されていると考えてよいだろう。

ところで、このような制度的文脈への埋め込みを前提として考えるならば、日本における女性の就業と学歴の関連を考える上で、重要な位置づけにある教育機関がある。それは、専修学校専門課程(専門学校)である。実証研究ではほとんどの場合、専門学校学歴はいわゆる1条校でないことをもって高校卒相当とみなされるか、もしくは2年の修学年限をもつことが多いことを踏まえ、短期高等教育相当として短大と同等の扱いをうけてきた。だが、上述の制度的な埋め込みを考慮した場合、女性にとって専門学校は教育年数の多寡に還元できない独特の意味をもつ。なぜなら、教育の職業的レリヴァンスが弱い日本において、専門学校は職業的技能や職業資格との結びつきをもつ例外的な機関だからである(植上 2011)。キャリアを中断した場合に再就職しにくい日本的文脈が女性の就労を妨げているならば、専門学校学歴は職業的技能や資格を通じて再就業を促す独自の効果をもっている可能性がある。

近年、専門学校が地位達成に及ぼす影響についての実証研究が進められているが、ここでは専門学校の効果に男女差があることが明らかにされている(濱中 2009, 眞鍋 2011;

2016, 多喜 2016; 2018a; 2018b). 男性では高校卒と専門学校卒(以下, 専門卒)の収入にほとんど違いがない。しかし, 女性の専門卒の賃金は高校卒よりも明らかに高く, 短期大学卒(以下, 短大卒)と同程度となっている。また, 専門卒の女性における正規雇用(継続)率は, 高校卒だけでなく短大卒と比べても高い(濱中 2008)。さらに, 専門学校学歴は, 他の学歴と比べて大企業や事務・販売職といった日本の雇用をイメージさせる要素との結びつきが弱いことなども明らかにされている(多喜 2016)。こうした特徴は, いずれも専門学校学歴が女性にとって教育年数に還元できない独自の効果をもつことを示唆しており, 学歴と就業の結びつきを考える上で検討すべき重要な論点を形成している。

以上の理由から, 本稿では既婚女性の就業と学歴の関連について, これまで十分に検討されていなかった専門学校学歴の効果に焦点をあてた検討をおこなう。その際, 本人の属性だけではなく配偶者に関わる要因を考慮に入れる必要があるというのが, 労働供給理論の示唆するところである。世帯に関わる要因を考慮した上で, 既婚女性の就業選択に専門学校学歴がもつ効果を探り, 制度論的な解釈の余地を探るための基礎資料とすることが本稿の最終的な目的である。

II. 使用データと分析の手順

1. データの概要と世帯情報を用いたペアの確定

本稿では, 配偶者の収入を含めた世帯情報を分析に利用するために, 就業構造基本調査の平成 24 年度版(以下, 就業構造基本調査 2012)の個票データを用いる。就業構造基本調査は, 1956 年から 1982 年までは概ね 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。この調査には最後に通った学校の教育段階を尋ねる質問が含まれているが, 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¹。本稿では, 多喜(2016)と同様に, 改正統計法第 33 条第 2 号のうち総務省令第 9 条第 2 号に該当する枠組みで総務省統計局から調査票情報の提供を受けた(申請根拠は謝辞を参照)就業構造基本調査 2012 の個票データを用いる。この調査の対象は, 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

1 専門学校を学歴として考慮する場合, 最後に通った学校段階を学歴とするか, 通った中でもっとも標準教育年数が長くなる学校段階を学歴とみなすのかなど, いわゆる一条校を学歴とみなす場合には生じないような判断が要求される(多喜 2018a)。就業構造基本調査の質問票が尋ねているのは, 前者の「最終学歴」にあたるものである。なお, 本稿では多喜(2016)と同様に, 専門学校の下位分類として質問されている「1 年以上 2 年未満」「2 年以上 4 年未満」「4 年以上」の 3 カテゴリーをすべて合併して用いている。

帯に居住する 15 歳以上の世帯員約 100 万人である²。

前述の通り、本稿では既婚女性の就業に対する配偶者の影響を検討するために、同世帯の夫婦のマッチングをおこなう必要がある。データに含まれる「世帯主との続き柄」の情報を用いると、夫婦の組み合わせとして考え得るのは、①「世帯主」（サンプル全体の 45.4%）と「世帯主の配偶者」（同 27.6%）、②「世帯主の子」（同 18.1%）と「世帯主の子の配偶者」（同 2.0%）、③「世帯主の父母」（同 3.9%）が同世帯に 2 人いる場合、④「世帯主の配偶者の父母」（同 0.7%）が同世帯に 2 人いる場合の 4 通りである。このうち、②は同世帯に「世帯主の子」や「世帯主の子の配偶者」が複数いる場合に特定が困難であるし、「世帯主の子」が世帯内に 1 人しかいない場合でも、「世帯主の子の配偶者」がその配偶者本人であるかどうかは確実にはわからない。また、③と④にあたる世帯主の両親および配偶者の両親の場合、1976 年に制度化された専門学校に高校卒業時に通えた世代は少ない。以上のことから、本稿では夫婦であることが確実であり、ケース数においても圧倒的多数を占める①の組み合わせのみを夫婦として分析対象とする。

このような手続きで作成した夫婦データにはいくつかの限界がある。まず、離別および死別した夫婦が分析対象から除外されている。したがって、この点にかかわる何らかのセレクションバイアスが生じている可能性は否定できない。次に、世帯主は既婚と回答しているが、同世帯内にその配偶者が特定できないケースが存在する。こうしたケースの大部分は世帯類型が「単身世帯」あるいは「ひとり親と子供から成る世帯（母子世帯、父子世帯を除く）」となっている。ここからは、いわゆる単身赴任か、もしくはその他の何らかの事情で夫婦が同居していないことが想像される。数は少ないが、こうしたケースが分析から除外されていることには注意が必要である。

以上のようにマッチングをおこなった上で、1976 年に制度化された専門学校に女性側が確実に 18 歳時通うことのできた夫婦に分析対象を限定する。出生コホートを男女で揃えることも考えられるが、そうすると実際の夫婦の組み合わせをゆがめてしまうことになる。本稿では女性の学歴と就業の関連を中心的な検討課題とすることに鑑み、1961 年から 1985 年生まれの「世帯主の配偶者」である女性とその配偶者の「世帯主」男性を組み合わせた約 95000 ペアを分析対象とする³。なお、すべての分析には、集計乗率を用いた重みづけをおこなう。

2 世帯情報の利用にあたり、「都道府県番号」「都道府県内一連番号」「抽出単位番号（世帯番号）」「世帯一連番号（世帯番号）」の情報で世帯 ID を、世帯員ごとの「世帯員番号」を世帯内の個人 ID をそれぞれ作成した。以上の作業に加え、完全に情報が重複する個人を削除した結果、世帯数約 43 万、個人数約 95 万のデータが作成された。

3 あらかじめ、表 8 の多変量解析で使用するすべての変数に 1 つでも欠損のあるケースを分析から除外した。

2. 分析枠組み

本稿では、既婚女性の就業に学歴が及ぼす影響について、特に専門学校学歴の効果に焦点を当てた検討をおこなう。現時点の就業の有無を従属変数に、横断的データを用いて分析することには限界も多い。パネルデータのように観察されない異質性を統制することはできないし、就業の時期が正確に特定できないため、イベントヒストリー分析による観察時間の考慮も不可能である (Allison 1984)。それでも本稿の目的にとって、十分なサンプル数を確保できる就業構造基本調査を用いて、世帯情報を考慮に入れた分析をおこなうことのメリットは大きい (Fujihara and Uchikoshi in Press, 伊藤ほか 2017)。

とりわけ専門学校学歴保持者に関しては、近年まで分析に耐えうるサンプル数を確保することが難しかったこともあり、配偶者との組み合わせといった世帯情報に関する検討がほとんどおこなわれていない。また、おこなわれている場合でも、収入の世帯間不平等に対する学歴の組み合わせの影響や学歴結合の強さに関心が限定されており (Fujihara and Uchikoshi in Press, 打越 2018)、女性の就業に対する学歴効果とその文脈に焦点を当てたものは管見の限り存在しない。したがって、女性の就業に対する学歴の影響とそれに対する配偶者の学歴や収入の影響に関する基本的な検討をおこなう意義は十分認められる。

分析の手順は以下の通りである。まず、次のⅢでは既婚女性の学歴と就業の有無との関連を出生コーホートごとにクロス集計表で検討する。先行研究では女性の学歴と就業の有無との間の関連がはっきりしない (Brinton 1993, Brinton and Lee 2001, Hill 1984, 平尾 1999, Waldfogel et al. 1999, 苑 1992)。そうした研究では専門学校学歴が考慮されておらず、年齢や婚姻状況もさまざまであった。また、濱中 (2008) や多喜 (2016) では、専門学校学歴保持者の就業継続率が短大と比べて高いことが示唆されているが、そこでは既婚かどうかは検討されていない。この節では既婚女性にサンプルを絞ったうえで、専門卒の既婚女性が他の学歴に比べて就業するののかといった基本的な関連をクロス集計表で確認する。

そのあとのⅣでは、配偶者の学歴や収入および末子の年齢といった世帯情報を用いた検討をおこなう。ダグラス＝有澤の法則によると、配偶者の所得が高いほど女性の就業率は低くなっているはずである。また、末子の年齢が低いうちは、就業を控える女性が多いことも繰り返し明らかにされている。しかし、ダグラス＝有澤の法則が崩れてきているという指摘 (村上 2001, 小原 2001 など) も、そのような傾向は確認できないという報告 (眞鍋 2004, 打越 2018 など) もある。また、子どもがいることによる就業への影響についても、学歴間で同じではない可能性がある (平尾 1999)。既婚女性の学歴と就業の有無の関連と、世帯情報との基本的な結び付きを明らかにすることがこの節の課題である。

こうした基礎分析を踏まえ、最後のVでは多変量解析を用いて上述の変数を統制した上での専門学校学歴の効果を検討する。日本の制度的文脈のもとでは、一度就業を中断してしまうと、過去の仕事の経験が生かせる仕事に就きにくい。しかし、専門学校を卒業した女性には、職業的技能や資格があるため、企業特殊的ではない人的資本を活かした再就業が相対的に容易であると予測できる。こうした事情により、再就業する際の損失が相対的に小さく抑えられるため、さまざまな変数の効果を統制しても、専門学校学歴が就業に対して及ぼす効果は他の学歴より強いのではないかというのが制度的埋め込みを踏まえた仮説である。

Ⅲ. 既婚女性の学歴と就業状態

表1は、本データにおける既婚女性の学歴分布である。専門卒の女性は専修学校が制度化されたほぼ最初の世代にあたる1961-1965年生コーホートで約15%、新しい1981-1985年生コーホートで約20%となっている⁴。

表1 出生コーホートと学歴のクロス表

	中学校	高校	専門学校	短大	大学	大学院	合計
1981-1985	5.5%	31.6%	20.4%	15.9%	25.5%	1.1%	100.0%
1976-1980	3.3%	29.5%	18.3%	22.6%	24.8%	1.6%	100.0%
1971-1975	3.2%	33.9%	18.0%	25.9%	17.7%	1.3%	100.0%
1966-1970	3.1%	41.5%	16.5%	23.6%	14.5%	0.7%	100.0%
1961-1965	2.7%	45.6%	15.1%	23.0%	12.9%	0.6%	100.0%
全体	3.4%	37.2%	17.3%	23.0%	18.1%	1.0%	100.0%

続いて、表2は既婚女性における学歴ごとの就業状態を示したものである。専門卒の有業割合は66.9%に達しており、大学院卒の74.9%の次に高いことが目を引く。その他の学歴ごとの有業率は、中学校卒は55.1%、高校卒は65.5%、短大・高専卒（以下、女性につい

4 表1の既婚女性の学歴分布をみると、未婚女性よりもやや短大の割合が多くなっているものの、婚姻の有無による学歴分布の違いは全体としてそれほど大きくない。もう少し詳しくみていくと、高学歴では未婚女性の割合が高いが、その学歴差は1981-85年生のもっとも若いコーホートで大きく、それより古いコーホートでは大幅に縮小している。これに対し、離婚・死別の割合は学歴が低いほど高く、年齢が高いコーホートではその差が大きくなっている。本稿ではこの点にこれ以上触れないが、女性の学歴と働き方との関連を検討する上で、婚姻状況の変化を加味した分析も必要だと考えられる。

ては短大卒と表記する)は59.7%, 大学卒は60.6%となっている。専門学校や高校の方が、4年制の大学を学歴とする既婚女性よりも働いている割合が高い。やはり日本では既婚女性の学歴と就業率は、正の相関関係にない⁵。

表2 学歴と就業状態のクロス表

	無業	有業	合計
中学校	44.9%	55.1%	100.0%
高校	34.5%	65.5%	100.0%
専門学校	33.1%	66.9%	100.0%
短大	40.3%	59.7%	100.0%
大学	39.4%	60.6%	100.0%
大学院	25.1%	74.9%	100.0%
全体	36.7%	63.3%	100.0%

図1は、表2で検討した学歴ごとの就業状態を出生コーホートごとに示したものである。ここでは煩雑さを避けるため割合の少ない中学校卒と大学院卒の結果を省いている。この図における学歴ごとの線の傾きを年齢によるライフステージの変化として読み取るならば、ここには短大卒と大学卒といういわゆる「正系」の高等教育卒と、高校卒および専門学校卒との興味深い違いを読み取ることができる。前者では最初の2つのコーホートで有業割合が維持されているのに対し、後者ではおおむね一貫して有業割合が増加している。この結果からは、短大卒や大学卒の既婚女性は小さい子どもがいることの多い30代前半まで就労を控えるのに対し、高校卒や専門学校卒の既婚女性は子どもが小さいうちから再度働き始めていることが推察される。この点は、後に子どもの情報を加味した分析をおこなう際に再度注目する。

最後に、表3は働く既婚女性の平均収入(おこな仕事から得た1年間の収入又は収益(税込み))を出生コーホートごとに学歴別で示したものである。ここからは、先行研究が繰り返し指摘してきた通り、男性と比べると学歴による差はかなり小さいものの、本人の学

5 なお、有業者をさらに正規雇用、非正規雇用、自営・家族従業者・内職にわけたところ、専門学校既婚女性における正規雇業者の割合は、大学院卒の46.7%、大学卒の34.7%に続く31.3%であり、短大・高専卒の23.6%に比べて8%近くも高いことがわかった。ここから、専門学校卒の既婚女性は大学卒並みに正規雇用として働いているということはできる。ただし、非正規雇用の割合をみると専門学校卒では35.7%となっており、短大・高専卒の37.0%に近い割合となっている。これは大学卒の25.2%より10%も高い。専門学校卒の既婚女性における有業割合が高いのは事実だが、有業者のなかには非正規雇用として働いているものもまた多いことも指摘しておきたい。既婚女性の学歴と従業上の地位の関連については稿をあらためて議論したい。

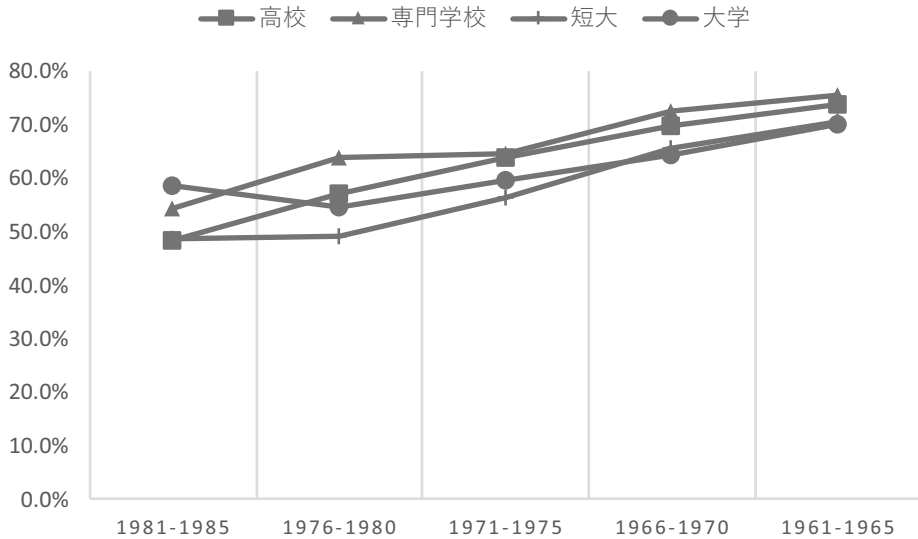


図1 出生コーホートごとの有業割合

表3 出生コーホート・学歴ごとの平均収入（単位：万円，有業者のみ）

	中学校	高校	専門学校	短大	大学	大学院	全体
1981-1985	110.8	142.6	209.1	199.4	293.8	351.8	210.5
1976-1980	103.5	143.2	205.4	195.6	293.5	388.6	206.9
1971-1975	119.6	150.2	195.4	184.3	284.2	393.0	192.8
1966-1970	127.0	150.1	209.8	189.3	302.5	480.3	192.2
1961-1965	123.6	162.5	227.6	199.1	314.7	502.8	201.4
合計	117.9	152.5	209.2	192.2	296.9	415.4	198.8

歴に応じて平均収入が異なっていることがわかる。専門卒の所得は全体で209.2万円であり、短大卒の192.2万円よりも15万円程度高い。この差は年齢が高いほど大きく、1961-65年生コーホートでは30万円ほどの差となっている。とはいえ、同じコーホートで比べると、専門卒の209.1万円に対し、大学卒では314.7万円と約100万円もの差がついている。この結果を踏まえると、専門卒の既婚女性における正規雇用割合が高いとはいっても（注5参照）、短大卒との間にそれほど大きな収入差があるわけではないし、大学卒との所得差は大きい。

ここまで既婚女性の就業状況を学歴ごとに検討してきた。その結果からは、学歴と就業の関連は直線的ではなく、専門卒の既婚女性には有業者が多いことが予想通り明らかになった。とはいえ、専門卒女性が働いて得ている収入は、短大卒と比べてさほど高いわけではないし、大学卒と比べるとかなり低い。この結果からは、専門卒女性が働くうえでプ

ラスの要因となる代替効果がそれほど大きくないことを読み取れる。ただし、女性の就業選択を考えるには、本来働いていたら得られるであろう所得によるプラス効果だけでなく、配偶者の所得や子どもの年齢などの影響を加味する必要がある。次節では、そうした世帯要因の影響を取り上げることで、既婚女性の就業行動に対する負のインセンティブについても検討する。

IV. 既婚女性の就労に対する世帯変数の影響

本節では、同世帯に住む配偶者や子どもに関する状況が既婚女性の就業に及ぼしている影響を検討する。まずは、既婚女性の学歴とその配偶者の学歴の組み合わせをみてみよう。表4は、女性の学歴を行側に、その配偶者の学歴を列側に配置して行%を示したものである。この表からは、よく知られている通り学歴同類婚が一定程度生じていることを読み取れる。クロス表の対角線にあたるセルが同じ学歴の組み合わせである。女性側を基準にみると、中学校卒は33.9%、高校卒は55.6%、専門卒は22.4%、短大卒（短大・高専卒）は5.4%、大学卒は65.1%、大学院卒は49.4%で、既婚女性全体の39.2%が学歴同類婚である。特に高校卒と大学卒には同じ学歴同士で結婚している者が多い。

ここで注目したいのが専門卒と短大卒における配偶者学歴の違いである。専門卒女性では、配偶者の30.7%が大学卒、2.5%が大学院卒で、その合計は3割強にとどまる。これに対し、短大卒女性の配偶者学歴は、大学が48.1%、大学院が4.4%で、合計すると大学卒以上の割合が半数を超えている。専門卒と短大卒の既婚女性の間で、大学以上の学歴をもつ配偶者の割合に約2割の差があることは興味深い。

表4 夫婦学歴の組み合わせ（行：本人（妻）学歴，列：配偶者（夫）学歴）

	配偶者学歴						合計
	中学校	高校	専門学校	短大・高専	大学	大学院	
中学校	33.9%	44.5%	10.0%	2.4%	8.9%	0.3%	100.0%
高校	7.6%	55.6%	11.0%	3.1%	21.7%	1.1%	100.0%
専門学校	4.6%	36.7%	22.4%	3.2%	30.7%	2.5%	100.0%
短大	2.2%	28.2%	11.7%	5.4%	48.1%	4.4%	100.0%
大学	0.9%	12.3%	7.0%	2.0%	65.1%	12.7%	100.0%
大学院	0.2%	3.9%	2.4%	1.5%	42.2%	49.7%	100.0%
全体	5.4%	37.3%	12.3%	3.4%	36.9%	4.7%	100.0%

このような配偶者学歴の差は、配偶者の収入にも反映されていることが予想される。表5は既婚女性の出生コーホートおよび学歴ごとに配偶者の平均収入を示したものである⁶。まず女性の学歴ごとに配偶者所得の平均額を示した合計欄をみると、中学校卒で371.5万円、高校卒で485.9万円、専門卒で514.6万円、短大卒で590.9万円、大学卒で646.1万円、大学院卒で714.7万円となっている。ここで興味深いのはやはり専門卒と短大卒の配偶者所得差の大きさである。平均で約75万円、若いコーホートから順に差をみていくと約10万円、約45万円、約55万円、約90万円、約80万円と高年齢層で差が大きくなっている。

表5 既婚女性の出生コーホート・学歴ごとの配偶者収入（万円）

	中学校	高校	専門学校	短大	大学	大学院	全体
1981-1985	356.7	384.1	403.0	414.4	485.3	552.2	418.9
1976-1980	361.8	423.1	449.5	495.5	564.4	596.7	480.0
1971-1975	383.4	476.1	511.2	569.8	653.2	753.8	538.6
1966-1970	382.1	518.9	563.7	658.7	759.0	815.5	592.0
1961-1965	367.7	531.9	604.4	684.5	793.0	896.7	609.5
合計	371.5	485.9	514.6	590.9	646.1	714.7	542.5

次に、既婚女性の学歴ごとに、配偶者の所得と女性の有業率の関連を示したものが表6である。まず、サンプルの少ない大学院以外、どの学歴においてもダグラス＝有澤の法則がおおむね成り立っていることがわかる。いずれの学歴においても、100万円未満のカテゴリを例外として、おおむね配偶者の所得が高いほど既婚女性の無業率が高い傾向にある。村上（2001）や小原（2001）は近年ダグラス＝有澤の法則が崩れてきている可能性を指摘しており、眞鍋（2004）も高校卒でのみそうした傾向がみられると述べているが、ここではそのような傾向をはっきりとは確認できない。これに加えて本人学歴ごとに結果を比べてみると、年齢や子どもに関する条件が統制されていないことに注意は必要だが、興味深い違いを読み取ることができる。配偶者収入が同じくらいの層でも、専門卒と比べて大学卒や短大卒では5%～7%程度有業割合が少なくなっている。

最後に、子どもの有無および子どもの年齢によって有業率がどの程度異なっているのか

6 平均収入は、以下の16のカテゴリ（「収入なし、50万円未満」「100-149万円」「150-199万円」「200-249万円」「250-299万円」「300-399万円」「400-499万円」「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」）に対し、階級値としてそれぞれ25, 75, 125, 175, 225, 275, 350, 450, 550, 650, 750, 850, 950, 1125, 1375, 1750（万円）を与えて算出した。

表6 既婚女性の配偶者収入ごとの学歴別有業割合

	中学校	高校	専門学校	短大	大学	大学院	全体
100万円未満	48.2%	69.0%	74.8%	70.2%	74.8%	100.0%	69.0%
100～200万円未満	65.0%	74.7%	81.7%	75.5%	79.1%	77.3%	75.7%
200～300万円未満	55.6%	71.7%	73.4%	71.2%	69.5%	73.5%	70.8%
300～400万円未満	58.3%	67.5%	71.7%	66.4%	68.3%	66.3%	67.7%
400～500万円未満	56.4%	65.8%	68.2%	60.7%	64.1%	80.1%	64.6%
500～600万円未満	49.0%	62.3%	63.2%	59.2%	59.3%	74.0%	61.0%
600～800万円未満	52.1%	61.5%	62.4%	56.9%	60.3%	76.6%	60.3%
800～1000万円未満	44.1%	60.9%	58.0%	53.9%	52.5%	71.4%	56.4%
1000万円以上	42.4%	56.2%	52.8%	44.5%	50.6%	72.6%	50.7%
合計	55.1%	65.5%	66.9%	59.7%	60.6%	74.9%	63.3%

を学歴別に示したものが表7である⁷。子どもがいない場合の有業率は大学卒と専門学校卒でそれぞれ73.3%と74.0%と同程度だが、高校卒や短大卒ではそれぞれ69.9%と69.4%と少し低い。また、子どもが小さい時に働いている割合は、0歳の子どもありの場合に専門卒で48.7%、大学卒で46.6%と大体同じ程度だが、1-2歳の子どもありの場合には専門卒で55.7%であるのに対し、大学卒で50.2%とやや差がついており、その差は子どもが10歳未満の場合は維持されている。同じく、高校卒の平均有業率が短大卒や大学卒より

表7 既婚女性における子どもの有無および末子年齢ごとの学歴別有業割合

	中学校	高校	専門学校	短大	大学	大学院	全体
子どもなし	54.3%	67.5%	72.1%	66.8%	72.2%	80.7%	68.9%
0歳の子どもあり	30.8%	35.1%	43.5%	35.4%	46.5%	82.4%	40.7%
1-2歳の子どもあり	40.7%	41.2%	50.0%	37.6%	46.7%	67.5%	43.8%
3-4歳の子どもあり	48.9%	55.3%	60.3%	47.1%	52.6%	69.5%	53.6%
5-6歳の子どもあり	58.4%	59.1%	64.6%	53.3%	53.5%	73.2%	57.8%
7-9歳の子どもあり	53.1%	66.0%	71.3%	63.8%	62.2%	60.9%	65.3%
10-14歳の子どもあり	66.2%	73.8%	77.4%	71.0%	70.4%	82.1%	73.1%
その他子どもあり	66.9%	77.6%	79.3%	74.7%	74.6%	74.6%	76.5%
全体	55.1%	65.5%	66.9%	59.7%	60.6%	74.9%	63.3%

7 子どもに関する情報は、世帯類型および世帯主との続き柄を用いて作成した。ここでは複数の子どもがいる場合、末子の年齢を採用している。「その他子どもあり」は、子どもが15歳以上であるケースである。なお、同居していない子どもがいる場合については考慮できていない。

高いのも、子どもがいる場合の有業率が短大卒や大学卒で低く抑えられているからである。クロスセクショナルなデータであるため解釈に注意しなければならないが、図1についても言及したように、短大卒や大学卒の女性に比べ、高校卒や専門卒の女性は子どもが小さい間から再度働き始める傾向にあることが想像される。このような傾向についての1つの解釈は、高学歴女性ほど子どもの人的資本に対する投資を重視することであった(Brinton 1993, Hirao 2001)。本稿ではこのような教育意識の違いについて十分には検討できないが、既婚女性における就業割合の学歴差が、配偶者所得の違いに還元できるかどうかの検討を通じて、間接的にこの仮説についても言及する。

V. 多変量解析による検討

本節では多変量解析により、既婚女性の就業に学歴が及ぼす効果について、これまで検討してきた変数相互の影響をコントロールしながら探っていく。表8は、有業かどうかを従属変数としたロジスティック回帰分析の結果である⁸。

まず、出生コーホートと本人学歴を独立変数とするモデル1より、調査時に年齢が高いほど有業者が多いことがわかる。また、ここまでみてきたとおり、高校卒を基準とした場合、専門卒と大学院卒が有業になりやすく、中学校卒と短大卒が有業になりにくい。

次に、配偶者学歴を投入したモデル2をみると、配偶者の学歴が高いことは既婚女性の就業に対して負の影響を示している。そして、この配偶者学歴の影響をコントロールした上で本人学歴の効果をみると、中学校ではモデル1よりもマイナスの係数値が大きく、専門学校や短大以上ではモデル2よりもプラス方向に値が大きくなっている。特に大学の効果は符号がマイナスからプラスに変わっている⁹。モデル1と2の違いは、本人学歴が高いほど、働くうえで配偶者学歴が高いことによる負の影響を受けていることを示す¹⁰。ただし、短大の係数は配偶者学歴を統制しても負のままである。

モデル3では、モデル1で用いた変数に加え配偶者の収入を投入している。最も配偶者収入の低い「収入なし、50万円未満」を例外として、ダグラス＝有澤の法則が示唆する

8 表8の標準誤差は、実際のサンプル数で調整したウェイトを用いて算出した。

9 ロジスティック回帰分析において、異なるモデル間の係数の変化を線形回帰分析の場合のようにこうして読み取るとは本来適切ではない。しかし、分析の焦点である本人学歴の効果について、KHB法(Karlson et al. 2012)を用いて検討したところ、モデル間の変化が大学卒で大きいことなど、読み取れる主要な結果に大きな違いがないことがわかった。よって、煩雑さを避けるために、KHB法を用いた場合の結果については省略する。

10 交互作用項を検討しているわけではないので、ここで言及しているのは効果の大きさの違いではなく、配偶者学歴の構成比が異なることの影響である。

表 8 有業を従属変数とした二項ロジスティック回帰分析 (カッコ内は標準誤差)

	モデル 1		モデル 2		モデル 3		モデル 4		モデル 5	
	b	Exp (b)	b	Exp (b)	b	Exp (b)	b	Exp (b)	b	Exp (b)
出生コーホート (基準: 1981-85)										
1961-65	0.878 ** (0.025)	2.407	0.915 ** (0.025)	2.496	1.220 ** (0.027)	3.389	-0.113 ** (0.031)	0.893	0.192 ** (0.032)	1.212
1966-70	0.676 ** (0.025)	1.966	0.701 ** (0.025)	2.016	0.979 ** (0.026)	2.661	-0.080 ** (0.029)	0.923	0.181 ** (0.030)	1.198
1971-75	0.367 ** (0.024)	1.443	0.375 ** (0.024)	1.455	0.568 ** (0.025)	1.766	-0.010 (0.026)	0.990	0.160 ** (0.027)	1.174
1976-80	0.163 ** (0.025)	1.178	0.167 ** (0.025)	1.182	0.256 ** (0.025)	1.291	0.085 ** (0.026)	1.089	0.165 ** (0.026)	1.180
本人学歴 (基準: 高校)										
中学校	-0.345 ** (0.038)	0.708	-0.449 ** (0.039)	0.638	-0.469 ** (0.039)	0.626	-0.391 ** (0.039)	0.676	-0.558 ** (0.041)	0.572
専門学校	0.139 ** (0.020)	1.149	0.204 ** (0.021)	1.226	0.197 ** (0.021)	1.217	0.221 ** (0.021)	1.247	0.315 ** (0.022)	1.370
短大	-0.224 ** (0.018)	0.800	-0.067 ** (0.019)	0.935	-0.083 ** (0.018)	0.920	-0.147 ** (0.018)	0.863	0.071 ** (0.020)	1.073
大学	-0.089 ** (0.020)	0.915	0.205 ** (0.022)	1.228	0.158 ** (0.021)	1.171	0.027 (0.020)	1.027	0.419 ** (0.023)	1.521
大学院	0.597 ** (0.075)	1.817	1.075 ** (0.078)	2.929	0.953 ** (0.076)	2.593	0.766 ** (0.077)	2.151	1.343 ** (0.080)	3.829
配偶者学歴 (基準: 高校)										
配偶者: 中学校			0.143 ** (0.033)	1.154					0.053 (0.035)	1.055
配偶者: 専門学校			-0.032 (0.023)	0.969					-0.017 (0.024)	0.983
配偶者: 短大・高専			-0.197 ** (0.039)	0.821					-0.120 ** (0.040)	0.887
配偶者: 大学			-0.453 ** (0.017)	0.636					-0.237 ** (0.018)	0.789
配偶者: 大学院			-0.754 ** (0.035)	0.471					-0.340 ** (0.038)	0.712
配偶者収入 (基準: 50-99 万円)										
収入なし, 50 万円未満					-0.586 ** (0.104)	0.556			-0.612 ** (0.106)	0.542
100-149 万円					0.012 (0.116)	1.013			0.018 (0.118)	1.018
150-199 万円					-0.102 (0.109)	0.903			-0.116 (0.111)	0.891
200-249 万円					-0.221 * (0.101)	0.801			-0.234 * (0.102)	0.792
250-299 万円					-0.216 * (0.100)	0.806			-0.236 * (0.101)	0.790
300-399 万円					-0.335 ** (0.096)	0.715			-0.334 ** (0.098)	0.716
400-499 万円					-0.519 ** (0.096)	0.595			-0.504 ** (0.098)	0.604
500-599 万円					-0.760 ** (0.096)	0.468			-0.728 ** (0.098)	0.483
600-699 万円					-0.905 ** (0.097)	0.404			-0.878 ** (0.099)	0.415
700-799 万円					-0.964 ** (0.098)	0.381			-0.935 ** (0.100)	0.392
800-899 万円					-1.180 ** (0.099)	0.307			-1.157 ** (0.101)	0.315
900-999 万円					-1.234 ** (0.102)	0.291			-1.224 ** (0.104)	0.294

	モデル 1		モデル 2		モデル 3		モデル 4		モデル 5	
	b	Exp (b)	b	Exp (b)	b	Exp (b)	b	Exp (b)	b	Exp (b)
1000-1249 万円					-1.419 **	0.242			-1.401 **	0.246
					(0.100)				(0.102)	
1250-1499 万円					-1.633 **	0.195			-1.590 **	0.204
					(0.114)				(0.116)	
1500 万円以上					-1.603 **	0.201			-1.533 **	0.216
					(0.111)				(0.113)	
子ども (基準: なし)										
0 歳の子どもあり							-1.247 **	0.287	-1.265 **	0.282
							(0.032)		(0.033)	
1-2 歳の子どもあり							-1.111 **	0.329	-1.108 **	0.330
							(0.026)		(0.027)	
3-4 歳の子どもあり							-0.701 **	0.496	-0.694 **	0.500
							(0.028)		(0.029)	
5-6 歳の子どもあり							-0.507 **	0.602	-0.476 **	0.622
							(0.029)		(0.030)	
7-9 歳の子どもあり							-0.155 **	0.857	-0.096 **	0.908
							(0.027)		(0.028)	
10-14 歳の子どもあり							0.250 **	1.283	0.325 **	1.384
							(0.025)		(0.026)	
その他子どもあり							0.472 **	1.604	0.531 **	1.700
							(0.027)		(0.028)	
定数	0.135 **	1.144	0.227 **	1.255	0.529 **	1.697	0.821 **	2.274	1.257 **	1.906
	(0.022)		(0.023)		(0.097)		(0.028)		(0.100)	
N (実サンプル数)	94548									
Nagelkerke R2 乗	0.034		0.049		0.070		0.089		0.129	

** P < .01 *P < .05

通り、配偶者の収入が高いほど既婚女性の就業に対する負の効果は大きくなっている。なお、モデル 3 での本人学歴の効果は、基本的にモデル 2 と似ている。本人学歴が高いほど配偶者の収入が高いことによる就業に対する負の影響を受けているため、それをコントロールすると、大学卒であることは高校卒に比べて就業を促す効果をもつ。これは、高校卒と大学卒の労働者の市場価格差を反映した結果として解釈できる。

続いてモデル 4 からは、やはり子どもの存在が女性の就業に非常に大きな影響を及ぼすことを読み取れる。子どもがいない場合とくらべると、0 歳の子どもがいる場合の有業状態へのなりやすさは約 0.3 倍である。就業に対する負の効果は子どもの年齢が上がるにつれて小さくなり、10 歳を超えるとむしろ子どもがいない場合との比較でプラスの効果が見られる。また、このモデル 4 では出生コーホートの影響が消えているかむしろ逆転している。やはり、出生コーホートあるいは年齢による就業率の違いの大部分は、子どもがいるかどうかおよび子どもの年齢といったライフステージの影響によるものであると解釈できる。なお、本人学歴の効果については、基本的にモデル 1 との比較においてモデル 2 や 3 の場合と同じ方向に変わっているように見えるが、その変化はこれらのモデルの場合ほど大きくないように見える。子どもを産むかどうかには学歴差がそれほど大きく関わっていないことを示しているのかもしれない。ただし、ここでは子どもの人数が考慮されてい

ないことに注意が必要である（注7参照）。

最後に、ここまでみてきたすべての独立変数を同時に投入したのがモデル5である。子どもに関わる要因の条件をそろえると、出生コーホートによる違いは、1981-85年生まれを除いてほとんど存在しない。配偶者学歴の効果は、配偶者の収入を統制しても配偶者が短大・高専以上であれば女性の就業を抑制する働きを示している。これは、収入には還元されない育児休業制度などの制度的条件、あるいは配偶者の家事や育児への参加度などが配偶者の学歴によって異なる可能性を示唆する。また、配偶者収入や子どもに関する変数の効果はモデル3やモデル4とさほど大きく異なっていない。この点についても、子どもが大きくなるにつれて女性が再就業することが、配偶者収入の多寡に還元されないことなど、さまざまな解釈の余地がある。

以上の変数をコントロールした上で、本分析の焦点となるモデル5の本人学歴効果をみてみよう。短大の効果の符号ははじめて正に転じているが、高校との差は依然として非常に小さい。これに対し、専門学校、大学、大学院は高校と比べて就業を促す効果をはっきり示している。こうしてみると、世帯に関わる条件を考慮に入れたうえで、注目すべき効果を示している学歴は専門学校ではなく短大かもしれない。2年の追加的な人的資本投資にもかかわらず、配偶者や子どもに関わる条件を統制しても、短大学歴は就業を促す効果をほとんどもっていない。ここで観察された結果が、労働供給理論が示唆するように短大学歴によって得られる追加的賃金が実際に低いことによるのか、それとも就業している職場の特徴、職業資格との結びつき、総合職か一般職かといった制度的要因や、そうした制度的要因とも関連すると思われる就業に対する構えや子どもの教育に対する考え方といった意識の違いによるものなのか、さらに検討していく余地がある。

VI. 議論と今後の課題

本稿では、既婚女性の就業に及ぼす学歴の影響について、これまでほとんど検討されていない専門学校学歴に特に注目しながら検討をおこなってきた。日本では、アメリカのように学歴の高い女性ほど就業率が高いという関係が生じていない。この点について、経済学の労働供給理論は、本人学歴による代替効果と配偶者収入による所得効果で説明する。本稿ではこの説明を踏まえ、経済学が示唆する配偶者所得によるマイナス効果を考慮に入れて、これまで検討されてこなかった専門学校学歴を含む本人学歴の効果を検討した。配偶者の影響をコントロールしてなお残る本人学歴の効果をみることで、日本の制度的コンテキストを考慮に入れた説明の余地を検討することが本研究の狙いであった。

クロス集計表による基本的な検討からは、先行研究と同様に、既婚女性において学歴が高いほど就業割合が高いという直線的な関連がみられないことが確認された。4年制大学卒よりも高校卒の方が就業しており、大学院と専門学校を卒業した女性の就業率はさらに高い。しかし、ダグラス＝有澤の法則が示唆するように、配偶者収入が高い女性ほど就業していない。この配偶者収入や子どもに関する情報をコントロールした上で本人学歴の効果をみると、労働供給理論が示唆する通り、基本的に学歴の高い女性ほど就業する傾向が示された。大学卒の既婚女性の就業率は一見低いようにみえるが、これは配偶者の収入が高いことによるマイナス効果を強く受けているからである。その影響を除去すると、高校卒や専門卒よりも大学卒の方が就業する傾向にあることがわかった。これは、女性においても学歴が高いほど市場賃金率が高いことと整合的である。これに対し、専門学校と同じく2年程度の修業年限をもつ短大卒業者において、配偶者収入をコントロールした上で、就業へのインセンティブが高校卒と同程度しか働いていないことが、注目に値する事実として発見された。

なぜ短大卒女性は就業しない傾向があるのだろうか。労働供給理論に則って考えるならば、これは短大卒女性の市場賃金率が低いからということになる。これについては、今後実際に検証してみる価値があるだろう。もう1つの可能性としては、制度に着目した解釈が考えられる。90年前後までの短大進学者には、人文、教養、家政などの「教養」的な学科からいわゆるOLとして事務職についた女性が多い。こうしたルートを通る女性には、短期就業志向が強く、一生を通じての職業キャリアを意識する者が少なかった（小方1994）。このような状況は、たとえば総合職と一般職という区分やライフステージごとの年齢規範の強さといった文脈によって整合的に解釈できる。短大卒の就業を抑える何らかの制度的要因を検討することで、より具体的な仮説検証や、女性の就労を促す政策的インプリケーションへとつなげることもできるはずである。専門卒や大学卒には、国家資格を必要とする専門職につく女性が多い。また、大学卒の女性には、性別による扱いの区別がフォーマルにおこなわれにくい公的セクターで働く割合も高い。こうした点に注目するならば、同じ短期高等教育的位置づけにあって対照的な性格をもつ短大と専門学校の比較が有効であると考えられる。制度的文脈への着目が、女性の意識の持ちようや文化のありようだけに還元するのではない形で、就業選択と学歴をめぐる議論を豊かにしていくことが期待される。

本稿でおこなった検討には課題も多い。就業の有無だけでなく、従業上の地位を区分することは、学歴との関連をみる上で非常に重要である。正規雇用と非正規雇用を分けることは、学歴による市場賃金率の違いを解釈する上で必要不可欠であるし、職業資格を通じた再就業と家計補助的なパート就労の違いを学歴別に考えるためにも役立つ。また、本稿

では学歴の主効果しかみていないが、配偶者や子どもに関わる要因と学歴の交互作用を検討する余地がある。子どもが小さい段階での就労を抑制するような規範が学歴ごとに異なる働きをもつことも考えられるし、子どもの教育に対する熱心さや将来かかる費用の予測も学歴ごとに異なるかもしれない。就業構造基本調査はサンプルの大きさや代表性に優れているが、一時点のデータであることによる制約も多い。婚姻や子どもに関わることなどを含み女性の状況の変化が就業にもたらす動的な影響を学歴ごとに分析するためには、パネルデータや回顧的に尋ねた経歴情報を含むデータも必要である。学歴内の学科分類や職業資格の保持といった情報の検討も欠かせない。今後の課題としたい。

【謝辞】

本研究で使用した「就業構造基本調査」のデータは、統計法第33条に基づき提供を受けたものであり、作成した集計表等は提供を受けた調査票情報を著者が独自に集計したものである。「就業構造基本調査」は標本調査のため、標本数の少ない集計区分の解釈には留意されたい。本稿は、2017年3月17日に開催された「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」成果報告会での報告にもとづくものであり、コメントの高橋康二先生および研究会のメンバーには、本稿の内容に関わる有益なコメントを頂いた。記して感謝の意を申し上げたい。なお、本研究は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の2016年度課題公募型二次分析研究会「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」（代表者：伊藤伸介）の成果である。

参考文献

- Allison, Paul D., 1982, "Discrete-Time Methods for the Analysis of Event Histories," *Sociological Methodology*, 13: 61-98.
- Becker, Gary S., 1981, *A Treatise on the Family*, Harvard University Press.
- Brinton, Mary C., 1993, *Women and the Economic Miracle*, University of California Press.
- Brinton, Mary C. and Sunhwa Lee, 2001, "Women's Education and the Labor Market in Japan and South Korea," Mary C. Brinton ed., *Women's Working Lives in East Asia*, Stanford University Press, 125-50.
- Fujihara, Sho and Fumiya Uchikoshi, (in Press), "Declining Association with Persistent Gender Asymmetric Structure; Patterns and Trends in Educational Assortative Marriage in Japan, 1950-1979," *Research in Social Stratification and Mobility*.
- Goldin, Claudia, 1990, *Understanding the Gender Gap: An Economic History of American Women*, Oxford University Press.
- 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.
- Hill, Anne M., 1984, "Female Labor Force Participation in Japan: An Aggregate Model," *Journal of Human Resources*, 19: 280-7.
- 平尾桂子, 1999, 「女性の初期キャリア形成期における労働市場への定着性——学歴と家族イベントをめぐって」『日本労働研究雑誌』471: 29-41.
- Hirao, Keiko, 2001, "Mothers as the Best Teachers: Japanese Motherhood and Early Childhood Education," Mary C. Brinton ed., *Women's Working Lives in East Asia*, Stanford University Press, 180-203.
- 伊藤伸介・石田賢示・藤原翔・三輪哲, 2017, 「社会データ分析の新時代——公的統計データの社会学研究への利活用」『理論と方法』32(2): 321-36.
- Karlson, Kristian Bernt, Anders Holm and Richard Breen, 2012, "Comparing Regression Coefficients Between Same-Sample Nested Models Using Logit and Probit: A New Method," *Sociological Methodology*, 42(1): 286-313.
- 川口章, 2002, 「ダグラス=有澤法則は有効なのか」『日本労働研究雑誌』44(4): 18-21.
- 小原美紀, 2001, 「専業主婦は裕福な家庭の象徴か——妻の就業と所得不平等に税制が与える影響」『日本労働研究雑誌』493: 15-29.
- 眞鍋倫子, 2004, 「女性の就労行動の学歴差——夫の収入と妻の就労」『東京学芸大学紀要 第1部門 教育科学』55: 29-36.
- 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, 1962, "Labor Force Participation of Married Women: A Study of Labor Supply," Gregg H. Lewis ed., *Aspects of Labor Economics*, Princeton University Press, 63-105.
- 村上あかね, 2001, 「90年代における既婚女性の就業と収入格差」『ソシオロジ』46(2): 37-55.
- 小方直幸, 1994, 「短大卒女子の職業キャリアと短大教育の選択」『教育社会学研究』54: 107-25.
- 大沢真知子, 1998, 『新しい家族のための経済学——変わりゆく企業社会の中の女性』中央公論社.
- Smith, James P. and Michael P. Ward, 1985, "Time-Series Growth in the Female Labor Force," *Journal of Labor Economics*, 3(1): S59-90.
- 多喜弘文, 2016, 「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」『社会志林』63(3): 59-78.
- 多喜弘文, 2018a, 「学歴としての専門学校に関する基礎的検討」中澤渉編『2015年SSM研究報告書 教育Ⅱ』, 57-80.
- 多喜弘文, 2018b, 「男女における専門学校進学の意味——『変容モデル』再考」中村高康・平沢和司・荒牧草平・中澤渉編『教育と社会階層——ESSM全国調査からみた学歴・学校・格差』東京大学出版会, 67-86.
- 打越文弥, 2018, 「夫婦世帯収入の変化からみる階層結合の帰結——夫婦の学歴組み合わせと妻の就労に着目して」『家族社会学研究』30(1): 18-30.
- 植上一希, 2011, 『専門学校の教育とキャリア形成——進学・学び・卒業後』大月書店.
- Waldfoegel, Jane, Yoshio Higuchi and Masahiro Abe, 1999, "Family Leave Policies and Women's Retention after Childbirth: Evidence from the United States, Britain, and Japan," *Journal of Population Economics*, 12(4): 523-45.
- 苑復傑, 1992, 「女性の労働力参加率と学歴水準——日本・アメリカ・中国の比較」『広島大学経済学研究』9: 29-51.