

特集 就業構造基本調査の意義と役割

- 巻頭言** 太田 聡一 2
- 就業構造基本調査の学術研究への活用例 近藤 絢子 4
- 誰が中学卒になるのか：
就業構造基本調査を利用した教育機会の不平等研究 藤原 翔 12
- 「就業構造基本調査」にみる副業を保有する背景 川上 淳之 20
- 令和4年就業構造基本調査の概要
..... 総務省統計局統計調査部国勢統計課労働力人口統計室 29

統計ウォッチング

- 日本における子どもの数と性別選好 白川 清美 38

統計寸評

- 新型コロナ流行の影響を統計データから見る
～家計調査の品目分類による日別支出より～ 永島 勝利 45

連載

- 国際統計制度とは何か(10)
—国際的な標準産業分類— 會田 雅人 48

統計利活用コーナー

- 統計データ分析コンペティション2021 受賞論文 高校生の部 統計数理賞
求められている住宅 香川県立高松商業高等学校 森 颯太 56

英国王立統計学会 Significance から

- 過小分散：コロナデータにおける統計的異常 谷道正太郎 62

書評

- ロバート・J・シラー 著 山形 浩生 訳
『ナラティブ経済学 —経済予測の全く新しい考え方—』 祝迫 得夫 68
- 日本統計協会のページ 70

誰が中学卒になるのか： 就業構造基本調査を利用した教育機会の不平等研究

藤原 翔

はじめに

個人が達成した学歴は、雇用形態、職業的地位、所得、意識、婚姻状態、健康など、様々な社会・経済的アウトカムと関連している。しかし個人がどのような学歴を達成するのかが、学力、成績、勉強時間のみによって決まるわけではない。どのような社会経済的地位（SES: socio-economic status）の家庭のもとに生まれ育ったのかが個人の学歴達成と関連する。ここで社会経済的地位とは学歴、職業、収入などを示す（NCES 2012）。

このような家庭の社会経済的地位、つまり社会経済的背景が個人の達成する学歴とどのように関連しているのか、それは産業化や高学歴化とともにどのように変化したのか、その程度は他の社会と比較して大きいのかどうか、またそのメカニズムはどのようなものか。これらを明らかにすることは、社会階層論や教育社会学における重要な研究テーマのひとつであり、教育機会の不平等研究と呼ばれる。そして、教育機会の不平等について、社会階層と社会移動全国調査（SSM調査：Social Stratification and Social Mobility Survey）といった大規模社会調査データを用いた実証研究が蓄積されてきた。

SSM調査の特徴は、本人の学歴、職業、収入といった就業構造基本調査でたずねられている項目だけではなく、親の学歴や職業などの社会経済的背景についての情報を得ていることである。そして親の学歴や職業と子ども（本人）

の学歴の関連についての分析を行い、教育機会の不平等の実態とそのメカニズムを明らかにしてきた。もちろん子どもが親の学歴や職業について回答することによる測定への偏りは考えられるが、教育機会の不平等を明らかにする上では一般的な方法として国内外で定着している¹。この方法のもうひとつの重要な限界としては、世帯収入などの情報が得られないことがある。経済的資源は教育達成に影響すると考えられるが、子どもの頃の世帯収入のデータを得ることは成人を対象とした調査では難しい。

しかし、就業構造基本調査のような公的統計では、教育機会の不平等の研究を基本的には行うことができない。それは、分析には本人が子どもの頃の親や世帯の情報が必要となるが、過去の状況を回顧的にたずねるという事は行われていないからである。18歳から22歳くらいの若者が現在大学に通っているのかどうかと同居している親の社会経済的地位の関連をみることはできるものの、大学進学者には親と別居している者が多いと考えられるため、分析は困難である。同様に、教育達成が終了した成人の学歴とその親の社会経済的地位の関連についての分析も、子どもと親が同居している場合にしか行うことができず、これら結果は偏りがあり、一般化もできない。

しかし、中学卒が高校在学中かといった比較的若い年齢の場合には、親との同居が多いと考えられ、そのため、子どもの高校在学状況と親

の社会経済的状況の関連についての分析が可能となる²。もちろん、中学卒の子どもの割合は少ないが、就業構造基本調査のような大規模な調査であれば、それでも統計分析に十分な人数の中学卒のデータが得られる。これは通常の社会調査に比べてはるかに多い。そして、親の社会経済的状況は親本人の回答に基づくため、従来の社会調査よりも精度が高く、また回顧的には得ることが困難な収入の情報を親本人から正確に得られるという利点もある。

そこで本論文では、就業構造基本調査のデータを利用することで、中学卒という最も不利な学歴と社会経済的背景の関連を明らかにし、SSM調査のような大規模社会調査データであっても現在では分析の困難な教育機会の不平等のひとつの側面にアプローチする。

先行研究

国勢調査によれば、中卒学歴者の割合はこの30年で5%前後を安定的に推移しており、全体としてみればその規模はかなり小さい。中学から高校への進学あるいは高校進学から高校卒業という初期の移行（transition）における社会経済的背景による差については、全体としては教育が拡大することで縮小したという報告がある（尾嶋 1990）。しかし、オッズ比のような相対的な機会の差に注目した分析からは、全体の機会が拡大しても、社会経済的背景による差が縮小するわけではないことを示した研究もあれば（荒牧 2000）、差の縮小を報告する研究もある（Ishida 2007）。教育達成全体を対象とした分析からは、海外の研究と同様に、日本においても教育機会の平等化が進んできたことが明らかにされている（近藤・古田 2011）。

量的データを扱う社会階層研究者は、高校卒業後の大学進学といったより上位段階での移行、

大学の学校歴、そして学部・学科といった専攻分野選択など、細かな差異や質的な差異に注目するようになってきている。データが新しくなるにつれ大卒学歴者が増える一方で、中卒学歴者はますます少なく、目立たなくなる。教育が拡大し高校進学が準義務教育化すると、いくら大規模な社会調査データであっても、中学卒のケースが少なくなる。そのため、集計結果も安定せず、推定も困難になるという技術的な問題も生じてくる。

しかし、中卒学歴者が現代日本社会において一定数存在し、その雇用や収入といった社会経済的状況は、大卒者に比べて不利とされる高卒者と比較してもさらに悪い³。

それではこのように不利な状況になりやすい中学卒となる生徒の社会経済的背景にはどのような特徴がみられるのだろうか。本論文では、就業構造基本調査のデータを用いて、中学卒の社会経済的背景についての分析を行う。

分析方法

データ

データは就業構造基本調査から得られたものである。分析は、教育機会の不平等の歴史的趨勢を明らかにするのではなく、現在において中学卒と関連する社会経済的背景要因を明らかにすることに焦点を当てる。階級や社会的地位変数の作成には親の職業小分類の情報が必要であるため、データは職業小分類の情報を使用可能な2007年、2012年、2017年の3時点のものを用いた。なお、時点別の分析は行わない。

分析対象となる集団

分析の対象となるのは、日本全国に住む高校1～3年生にあたる年齢の世帯員（子ども）である。2007年10月の調査では1989年4月～1992

年3月生まれ、2012年10月の調査では1994年4月～1997年3月生まれ、2017年10月の調査では1999年4月～2002年3月生まれであり（ただし4月1日生まれが含まれる）、中学を卒業したか高校あるいは短大・高専（ただし実際には短大は含まれない）に在学中の者である。中学、専門学校、大学などの学校に在学中のケースや高校を卒業したケースについては分析から除外した。また、母親の年齢と父親の年齢がともに30歳以上64歳未満のケースに限定した。独立変数の値に欠測のあるケースも含め、分析に用いたデータの標本サイズは91,456人（男性47,132人、女性44,323人）となる。なおすべての分析には乗率（ウェイト）を用いた。

変数

従属変数は中学卒か否かである。これは調査時点で「在学中」ではなく、「卒業」しており、「最終卒業学校」が「小学・中学」であるまたは「在学したことがない」場合を1、何らかの学校に通っている場合を0とする2値変数である。「通学がおもで仕事もしている」場合や「通学している」場合は0となる。中学卒業後に高校等に進学しなかったケースだけではなく、高校等へ進学したが、その後に中途退学したものも含まれているが、これらのケースを除くことはできない。また、調査時には学校に通っていない場合でも、その後に学校に通い高校卒業以上になる可能性や、また逆に調査時には学校に通っているものの、その後に中途退学する可能性がある。このように厳密な意味ではないものの、中学卒（1 = 中学卒、0 = 高校卒以上）とみなす。

教育達成は様々な種類の社会経済的背景と関連している（Bukodi and Goldthorpe 2013）。そのうちのひとつを代表させること、複数の変数を用いること、あるいは複数変数からひとつ

の合成変数を作成して使用することなど、様々なアプローチが可能であり、それぞれ一長一短がある（NCES 2012）。ここでは、格差・不平等の実態を明らかにするという目的を鑑み、様々な社会経済的背景変数と中学卒との関連を明らかにすることを課題とする。そこで、独立変数は、親の階級、親の職業的地位、父学歴、母学歴、世帯年収、18歳以下の子どもの数とした。

階級は経済的ライフチャンスをはじめとし、人々の様々な特徴と関連する社会学における重要概念であり、職業や仕事の内容、従業上の地位、役職、企業規模などの情報をもとに作成される。ここでは、EGP階級分類という国際比較研究で頻繁に用いられている分類を用いた（Ishida 2007）。カテゴリは、主に専門・管理からなる上層ホワイト（I + II）、事務・販売からなる下層ホワイト（III）、非農林の自営業主（IVab）、自営農業（IVc）、ブルー・農業作業（V+VI+VIIab）の5つとした（記号はEGP階級分類で一般的に用いられているもの）。親の階級は、基本的には父親の階級をベースとしているが、父親の階級が作成できない場合や、父親の職業が臨時雇い、日雇い、内職であり、母親が常時雇用の場合は母親の階級を用いる。母親が常時雇用で上層ホワイト（I + II）の場合も、母親の階級を用いた。親の職業的地位はFujihara（2020）で開発された職業の社会的地位（social status）の指標を用いる⁴。就業構造基本調査から夫婦の職業小分類についての231×231の巨大な2元クロス表を作成し、連関モデル（association model）を適用することで231の職業についての得点を作成した。得点の詳細についてはFujihara（2020）に掲載されているが、学歴や所得をもとに作成される社会経済的指標（SEI）に比べ、社会的地位と階級との関連は弱い。また、収入は低くとも学歴水準

の高い専門的な職業で社会的地位の得点が高く、そしてマニュアルの職業にくらべてノンマニュアルの職業で得点が高い傾向があり、これらは海外の先行研究の結果と類似している (Chan 2010)。これも父親の職業的地位をベースとしつつ、父親の職業的地位が不明である場合、また父親の職業が臨時雇い、日雇い、内職であり、母親が常時雇用の場合には母親の職業的地位を用いる。地位は連続的な値をとるが、割合がほぼ同じになるように5つのグループ (値が小さい順にⅠ、Ⅱ、Ⅲ、Ⅳ、Ⅴ) に分け、カテゴリカル変数として扱う。

父親学歴は中学、高校、専門学校、短大・高専、大学・大学院、母子世帯の6カテゴリ、母親学歴は中学、高校、専門学校、短大・高専、大学・大学院、父子世帯の6カテゴリである。母子世帯や父子世帯が学歴のカテゴリに含まれている理由は、親が離別や死別で不在の場合、学歴の情報が得られないためである。世帯年収は0-300万円 (Ⅰと表記、以下同じ)、350-500万円 (Ⅱ)、525-675万円 (Ⅲ)、700-900万円 (Ⅳ)、925万円以上 (Ⅴ) の5カテゴリとした。18歳以下の子どもの数は、同じ世帯に同居する18歳以下の世帯員の数から作成し、1名、2名、3名、4名、5名以上の5カテゴリとした。

分析対象

まず、単純な2変数の分析から、中学卒と関連する社会経済的背景変数を明らかにする。具体的には、中学卒となる割合が社会経済的背景変数によってどのように異なるのか、その差を明らかにする。なお、これら社会経済的背景に関する変数は相互に関連している。そこで次に、それぞれの変数が他の変数の関連を考慮した上でどの程度中学卒と関連しているのかを分析し、どの社会経済的背景変数が中学卒を予測する上

で有効であるのかを明らかにする。そのために複数の社会経済的背景変数を同時に独立変数として投入した線形確率モデル (linear probability model) による推定を行う。ロジスティック回帰分析を用いないのは、計算の速度を上げるため、そして係数の解釈 (割合の差に関心がある) を容易にするためである。分析は全体と男女別に行い、社会経済的背景変数のジェンダー差を確認する。なお独立変数には欠測値が存在する。欠測値のあるケースをすべて除いたリストワイズでは結果にバイアスが生じてしまう。そこで本論文では欠測データの分析に多重代入法 (multiple imputation) を用いた (代入済みデータセットの数は80)。分析はR version 4.1.2によって行い、主にtidyverse、Amelia、svyglmパッケージを用いた。

結果

記述的分析

表1には各変数の分布 (割合) と変数カテゴリ別の中学卒の割合 (全体と男女別の割合) を示した。性別については中学卒の割合が男性では2.4%、女性では1.6%と男性のほうが高くなっていることが確認できる。これは学校基本調査や国勢調査の結果と一致する。また、2007年から2017年にかけて、中学卒の割合は2.5%から1.3%へと低下している。これも学校基本調査の高等学校等への進学率の上昇と対応している (2007年では97.7%、2012年では98.3%、2017年では98.8%)。学年があがると中学卒の割合は増えており、これは中学卒に中途退学者が含まれるためと考えられる。

父学歴については、父親が中学卒 (7.5%) と母子世帯 (4.9%) で子どもが中学卒である割合が高くなっている。母学歴についても同様に、母親が中学卒 (11.4%) と父子世帯 (6.4%)

表1 記述統計（全体）と中学卒の割合（全体と男女別）

変数	分布	中学卒の割合			変数	分布	中学卒の割合		
		全体	男性	女性			全体	男性	女性
性別：男性	51.1%	2.4%			階級：上層ホワイト	24.4%	1.0%	1.2%	0.7%
性別：女性	48.9%	1.6%			階級：下層ホワイト	31.6%	1.3%	1.6%	0.9%
調査年：2007年	36.8%	2.5%	2.8%	2.2%	階級：自営業主	9.9%	2.7%	3.5%	1.8%
調査年：2012年	34.7%	2.1%	2.5%	1.6%	階級：自営農業	2.4%	2.3%	2.7%	1.9%
調査年：2017年	28.4%	1.3%	1.7%	0.9%	階級：ブルー・農業作業員	31.8%	3.2%	3.7%	2.9%
学年：高校1年相当	32.3%	1.0%	1.1%	0.9%	社会的地位：I	18.0%	3.6%	4.2%	3.2%
学年：高校2年相当	33.3%	2.2%	2.7%	1.8%	社会的地位：II	21.6%	2.6%	3.0%	2.1%
学年：高校3年相当	34.5%	2.7%	3.3%	2.2%	社会的地位：III	19.6%	1.8%	2.2%	1.4%
父学歴：中学	5.2%	7.5%	8.5%	6.5%	社会的地位：IV	20.0%	1.3%	1.5%	0.9%
父学歴：高校	37.9%	1.7%	2.1%	1.3%	社会的地位：V	20.8%	0.8%	1.0%	0.5%
父学歴：専門	8.5%	1.4%	1.7%	1.0%	世帯年収：I	17.7%	4.6%	5.3%	4.0%
父学歴：短大・高専	3.3%	1.4%	1.6%	1.1%	世帯年収：II	17.0%	2.8%	3.5%	2.1%
父学歴：大学・大学院	33.2%	0.6%	0.7%	0.5%	世帯年収：III	21.2%	1.6%	1.8%	1.4%
父学歴：母子世帯	12.0%	4.9%	5.6%	4.0%	世帯年収：IV	20.0%	1.0%	1.2%	0.8%
母学歴：中学	3.7%	11.4%	13.0%	9.8%	世帯年収：V	24.2%	0.6%	0.8%	0.5%
母学歴：高校	45.0%	2.2%	2.5%	1.8%	子ども数：1人	49.0%	2.0%	2.4%	1.5%
母学歴：専門	15.3%	1.5%	1.9%	1.0%	子ども数：2人	36.9%	1.8%	2.1%	1.4%
母学歴：短大・高専	21.4%	0.7%	0.9%	0.4%	子ども数：3人	11.9%	2.3%	2.5%	2.1%
母学歴：大学・大学院	12.3%	0.6%	0.8%	0.3%	子ども数：4人	1.8%	3.4%	4.1%	2.7%
母学歴：父子世帯	2.3%	6.4%	7.3%	5.2%	子ども数：5人以上	0.4%	9.5%	7.6%	11.3%

注：多重代入法によって欠損値を補完。乗率を使用。サンプルサイズは全体が91,456、男性が47,132、女性が44,324。

で高くなっている。階級については、自営業主（2.7%）、自営農業（2.3%）、ブルー・農業作業員（3.2%）で他の階級よりも中学卒が高い。親の職業の社会的地位が低くなるほど、中学卒となる割合が高くなる。世帯年収については、0-300万円（4.6%）や350-500万円（2.8%）で割合が高くなっている。そして子どもの数が4人（3.4%）や5人以上（9.5%）であると中学卒となりやすい傾向がある。

なお、多少の違いは確認されるものの、社会経済的背景と中学卒との関連には大きな男女差は確認できないといえる。つまり、男女ともに社会経済的背景は中学卒と関連している。

線形確率モデルによる推定結果

線形確率モデルによる推定の結果を表2に示した。まずは男女合わせた全体についての結果を確認する。係数は、他の変数の値を一定とした時に、あるカテゴリが基準カテゴリと比較して、どの程度中学卒へのなりやすさが異なるの

かについての確率の差（%ポイント）を意味している。ただしこの差はあくまである状況での関連を示しただけのものであり、因果効果として解釈することはできないことには注意が必要である。

女性の係数は-0.745であり、これは女性の方が0.7%ポイントほど中学卒になりにくいことを示している。父学歴についてみると、父親が高校卒を基準とした場合、父学歴が中学であると、3.8%ポイントほどより子どもは中学卒になりやすい。また、父親が高校卒を基準とした場合、母子世帯（ただし父学歴は不明）であると、2.3%ポイントほどより子どもが中学卒になりやすいことが明らかになった。父親が高校卒と専門、短大・高専、大学・大学院卒との間には統計的に有意な差はみられず、父親が中学卒かあるいは父親が不在かどうか、子どもの中学卒へのなりやすさと関連しているといえる。

母親が高校卒を基準とした場合、母学歴が中

表2 線形確率モデルによる中学卒と関連する変数の分析（全体と男女別）

	全体			男性			女性		
	係数	標準誤差	95%信頼区間	係数	標準誤差	95%信頼区間	係数	標準誤差	95%信頼区間
切片	2.447	0.423	(1.618, 3.276)	2.269	0.605	(1.081, 3.456)	2.153	0.005	(1.040, 3.266)
性別：女性 vs 男性	-0.745	0.116	(-0.973, -0.517)						
調査年：2012年 vs 2007年	-0.326	0.149	(-0.619, -0.034)	-0.180	0.221	(-0.614, 0.253)	-0.511	0.196	(-0.895, -0.128)
調査年：2017年 vs 2007年	-1.075	0.141	(-1.351, -0.799)	-0.953	0.217	(-1.379, -0.527)	-1.197	0.175	(-1.539, -0.854)
学年：高校2年相当 vs 高校1年相当	1.259	0.132	(1.001, 1.518)	1.536	0.201	(1.142, 1.930)	0.956	0.168	(0.627, 1.286)
学年：高校3年相当 vs 高校1年相当	1.754	0.139	(1.482, 2.025)	2.149	0.212	(1.734, 2.564)	1.321	0.177	(0.974, 1.668)
父学歴：中学 vs 高校	3.832	0.496	(2.859, 4.805)	4.221	0.737	(2.776, 5.666)	3.448	0.679	(2.116, 4.780)
父学歴：専門 vs 高校	0.048	0.222	(-0.388, 0.484)	-0.066	0.349	(-0.751, 0.619)	0.118	0.272	(-0.416, 0.653)
父学歴：短大・高専 vs 高校	0.159	0.350	(-0.528, 0.845)	0.062	0.502	(-0.923, 1.046)	0.246	0.471	(-0.680, 1.172)
父学歴：大学・大学院 vs 高校	-0.022	0.161	(-0.337, 0.293)	-0.209	0.235	(-0.670, 0.253)	0.225	0.187	(-0.142, 0.592)
母学歴：母子世帯 vs 高校	2.345	0.393	(1.573, 3.117)	2.524	0.558	(1.429, 3.618)	1.849	0.473	(0.922, 2.775)
母学歴：中学 vs 高校	7.598	0.739	(6.149, 9.047)	8.619	1.151	(6.364, 10.875)	6.581	0.958	(4.704, 8.459)
母学歴：専門 vs 高校	-0.280	0.186	(-0.645, 0.085)	-0.057	0.291	(-0.629, 0.514)	-0.480	0.226	(-0.923, -0.037)
母学歴：短大・高専 vs 高校	-0.793	0.139	(-1.066, -0.520)	-0.792	0.211	(-1.205, -0.378)	-0.839	0.164	(-1.161, -0.517)
母学歴：大学・大学院 vs 高校	-0.662	0.179	(-1.014, -0.310)	-0.579	0.261	(-1.092, -0.066)	-0.735	0.231	(-1.189, -0.281)
母学歴：父子世帯 vs 高校	4.330	0.747	(2.865, 5.795)	4.943	1.014	(2.955, 6.930)	3.481	1.041	(1.440, 5.521)
階級：下層ホワイト vs 上層ホワイト	-0.101	0.155	(-0.406, 0.204)	-0.137	0.232	(-0.593, 0.319)	-0.135	0.194	(-0.517, 0.246)
階級：自営業主 vs 上層ホワイト	0.122	0.276	(-0.419, 0.662)	0.470	0.424	(-0.362, 1.302)	-0.333	0.367	(-1.053, 0.387)
階級：自営業 vs 上層ホワイト	-0.349	0.534	(-1.397, 0.699)	-0.514	0.772	(-2.029, 1.001)	-0.231	0.728	(-1.662, 1.199)
階級：ブルー・農業作業員 vs 上層ホワイト	0.499	0.255	(-0.002, 1.000)	0.612	0.374	(-0.123, 1.346)	0.467	0.377	(-0.273, 1.206)
社会的地位：Ⅱ vs Ⅰ	-0.459	0.247	(-0.944, 0.026)	-0.513	0.368	(-1.233, 0.208)	-0.559	0.342	(-1.229, 0.111)
社会的地位：Ⅲ vs Ⅰ	-0.310	0.281	(-0.861, 0.240)	-0.242	0.409	(-1.044, 0.560)	-0.465	0.400	(-1.250, 0.319)
社会的地位：Ⅳ vs Ⅰ	-0.588	0.302	(-1.180, 0.004)	-0.568	0.446	(-1.442, 0.307)	-0.686	0.438	(-1.547, 0.175)
社会的地位：Ⅴ vs Ⅰ	-0.533	0.305	(-1.131, 0.066)	-0.489	0.444	(-1.361, 0.382)	-0.732	0.411	(-1.538, 0.073)
世帯年収：Ⅱ vs Ⅰ	-0.989	0.326	(-1.628, -0.349)	-1.005	0.484	(-1.954, -0.057)	-1.222	0.399	(-2.005, -0.439)
世帯年収：Ⅲ vs Ⅰ	-1.466	0.308	(-2.090, -0.883)	-1.875	0.453	(-2.764, -0.987)	-1.313	0.382	(-2.062, -0.564)
世帯年収：Ⅳ vs Ⅰ	-1.542	0.315	(-2.160, -0.925)	-1.865	0.455	(-2.759, -0.972)	-1.404	0.385	(-2.160, -0.649)
世帯年収：Ⅴ vs Ⅰ	-1.512	0.311	(-2.121, -0.903)	-1.861	0.464	(-2.771, -0.951)	-1.319	0.391	(-2.086, -0.552)
子ども数：2人 vs 1人	0.124	0.126	(-0.123, 0.371)	0.077	0.194	(-0.302, 0.457)	0.208	0.159	(-0.105, 0.520)
子ども数：3人 vs 1人	0.587	0.200	(0.194, 0.979)	0.471	0.295	(-0.106, 1.049)	0.754	0.270	(0.224, 1.284)
子ども数：4人 vs 1人	0.997	0.502	(0.014, 1.981)	1.196	0.756	(-0.285, 2.677)	0.714	0.836	(-0.533, 1.961)
子ども数：5人以上 vs 1人	6.131	1.798	(2.607, 9.655)	4.013	2.195	(-0.290, 8.316)	8.223	2.810	(2.716, 13.731)
R ²	0.039			0.041			0.039		
n	91,456			47,132			44,324		

注：係数、標準誤差、95%信頼区間は100倍している。ロバスト標準誤差。乗率を使用。vs の後にくるカテゴリが基準カテゴリ。

学卒であると7.6%ポイントほど、父子世帯であると4.3%ポイントほど、子どもは中学卒になりやすい。さらに短大・高専（約0.8%ポイント）や大学・大学院卒（約0.7%ポイント）であると、子どもはより中学卒になりにくい傾向が確認された。係数の値は小さいもののこれは父学歴とは異なる傾向であり、単に中学卒／高卒以上という境界だけではなく、短期高等教育以上になるのかといった母学歴の細かな差が、子どもの中学卒のなりやすさと関連している。

職業については、親が上層ホワイトと比較して、ブルー・農業作業員だと約0.5%ポイントほど子どもが中学卒になりやすい。また社会的地位が最も低いグループ（Ⅰ）であると子どもが中学卒になりやすい。しかし、他の変数に比べて親の職業による大きな違いは観察されない。

表1でみられた関連は、分析に用いた他の変数と中学卒の関連を反映したものと考えられる。

世帯年収については学歴や職業とは独自に中学卒と関連していた。世帯年収が最も低い家庭であると（2番目に低い集団と比較して約1.0%ポイント）、そして子どもの数が3人を超えると、子は中学卒である確率が高くなる。特に子どもが5人以上だと中学卒である確率は高い傾向がある。

次に男女別の結果をみていく。女性について母学歴が高校卒よりも専門学校卒のほうが中学卒になりやすく、全体と男性のみの分析ではみられなかった関連が明らかになった。しかし、社会経済的背景と中学卒の関連について大きな男女差は見られなかった。基本的に格差・不平等のパターンは男女間で類似しているといえる。

結論

以上の結果から、その割合は小さいものの、中卒学歴者か否かに対して様々な社会経済的背景が関連していることが明らかになった。中でも、親が中卒学歴かどうか、ひとり親世帯であるかどうかが大きく関連していることが示された。中卒学歴への政策的対応には、親の学歴と世帯構造を考えることが重要である。親が中学卒であることが子どもの中学卒と関連するメカニズムについては、中学卒業の親が社会経済的に不利であり、そのため子どもが高校進学をしないあるいは中退しやすいという説明以外にも、吉川（2006）の学歴下降回避説による説明が可能だろう。親が高校卒以上の場合、子どもが中学卒であることは学歴の下降移動（親の世代よりも子どもの世代の学歴が低くなる）を意味し、そして職業的地位の下降移動の可能性も高める。学歴や職業の下降移動を避けたいという社会心理的メカニズムが、社会経済的背景によって異なる進学選択パターンを生み出し、高校卒以上の親をもつ家庭の子どもや親が中学卒を避ける選択を行うという本論文のような結果として現れてくる。こういった親学歴の関連パターンはSSM調査データを用いた研究でも確認されている（近藤・古田 2011）。

また、世帯構造については母子世帯であっても父子世帯であっても二人親世帯（親が高校卒）にくらべて中学卒になりやすいという結果が得られた。親学歴、職業、世帯収入という他の社会経済的背景要因を考慮しても、このような関連がみられており、短期的な経済的支援だけではない、ひとり親世帯の子どもに対する就学サポートの重要性が示されたといえる。

また、最も世帯収入が不利な生徒は他のグループに比べ、1.6%ポイントほど中学卒になりやすく、経済的要因との中学卒との関連が確認

されたといえる。また、子どもの数が5人を越えると、中学卒になりやすいという結果も得られた。ただしその割合はとても小さく、この関連の解釈には注意が必要だろう。親の職業については独自の関連は弱く、表1でみられた職業と中学卒との関連は、学歴や収入の差を反映したものであるといえる。なお、職業の影響を特に受ける収入を独立変数から除いた分析を行うと、上層ホワイトに比べてブルー・農業作業者の子どもや親の職業の社会的地位が低い子どもは中学卒になりやすいが、その差は小さかった。職業による中学卒か否かの差は、主に学歴差を反映している可能性が高いことが、追加の分析から示された（結果は省略）。

さらに男女別の分析からは、社会経済的背景と中学卒の関連について大きな男女差は見られず、基本的に格差・不平等のパターンは男女間で類似しているといえるだろう。

以上より、子どもが中学卒か否かをみる上で重要な社会経済的背景変数が明らかになった。それは父学歴（特に中学卒）、母学歴（特に中学卒）、世帯構造（父子世帯と母子世帯）、世帯年収（300万円以下）、子どもの数（4人以上）である。

ただし、本分析では高校非進学者と高校中退者の区別ができていない、同居している場合にしか親の情報が得られない、ひとり親世帯で不在の親の学歴の情報が考慮できていない、といった問題がある。また本分析からは親の学歴や世帯構造（ひとり親）と中学卒との比較的強い関連がみられたものの、それを因果関係とみなすことは現時点ではできない。しかし、どのような要因が中学卒の予測において重要かを明らかにすることは、本格的な因果分析を行う前の準備段階としては必要かつ重要な作業である。さらなる課題としては、より高次の交互作用に

よる政策的な介入が必要な集団の発見である。これには近年急速に適用が進んでいる機械学習などの方法が活用できるだろう。なお、就業構造基本調査以外の公的統計データであっても同様の分析が可能である。例えば、国勢調査、社会生活基本調査、国民生活基礎調査など、複数の公的統計データからの検討から、多角的に教育機会の不平等についてアプローチが可能である(伊藤他 2017)。複数の調査データから頑健な規則性を明らかにすることで科学的エビデンスを確立するとともに、各調査データに特有の変数を用いたパターンの探索からメカニズムを明らかにすることも期待される。中学卒と社会経済的背景の実態やそのメカニズムの解明にはこうした複数の公的統計データの活用が役立つだろう。そしてこのような基礎的な変数間の関連分析を出発点とし、因果推論ための問題設定、調査デザイン、そして方法を検討していく必要がある。

本研究は、科学研究費助成事業・挑戦的研究(開拓)(2021年度～2024年度)：オンラインパネルモニタ構築による社会科学研究(研究課題番号：21K18131)および東京大学社会科学研究所CSRDA2021年度課題公募型共同研究「社会階層の実態と変容に関する二次分析」の成果の一部である。本論文は日本教育社会学会第69回大会(2017年10月21日、一橋大学)で行った「現代日本社会における中卒学歴と社会経済的背景：「就業構造基本調査」個票データの分析」を大幅に加筆・修正したものである。「就業構造基本調査」の調査票情報については、統計法第33条に基づき提供を受け、独自集計した。

<注>

- 1 ただし近年では行政データを利用したアプローチもある。
- 2 親の社会経済的地位についての情報は子どもが中学3年時の時に得られたものではない。ここでは、親の社会経済的地位は比較的安定的であり、子どもの在学状況の影

響を受けないことを仮定している。

- 3 中学卒の割合が小さくなる中、学歴による格差・不平等をみようとする研究は、この最も不利な層を削除して分析するか、高校卒と合併して分析する。しかし、就業構造基本調査では、中学卒を独立のカテゴリとして扱い、様々な分析を行うことが可能である。
- 4 このような職業的地位指標についても就業構造基本調査の個票データの分析によって可能となった。

<参考文献>

- 荒草草平. 2000. 「教育機会の格差は縮小したか：教育環境の変化と出身階層間格差」近藤博之編『日本の階層システム3：戦後日本の教育社会』東京大学出版会. 15-35.
- Bukodi, E., and Goldthorpe, J. H., 2013. "Decomposing 'Social Origins': The Effects of Parents' Class, Status, and Education on the Educational Attainment of Their Children." *European Sociological Review*, 29(5): 1024-1039.
- Chan, Tak Wing (ed.). 2010. *Social Status and Cultural Consumption*. Cambridge: Cambridge University Press.
- Fujihara, Sho. 2020. "Socio-Economic Standing and Social Status in Contemporary Japan: Scale Constructions and Their Applications." *European Sociological Review*. 36(4): 548-561.
- Ishida, Hiroshi. 2007. "Japan: Educational Expansion and Inequality in Access to Higher Education." Pp. 63-86 in *Stratification in higher education: A comparative study*, edited by Y. Shavit, R. Arum, A. Gamoran, and G. Menahem. Stanford: Stanford University Press.
- 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)：321-336.
- 近藤博之・古田和久. 2011. 「教育達成における階層差の長期趨勢」石田浩・近藤博之・中尾啓子編『現代の階層社会2：階層と移動の構造』東京大学出版会. 89-105.
- 吉川徹. 2006. 『学歴と格差・不平等：成熟する日本型学歴社会』東京大学出版会.
- NCES. 2012. *Improving the Measurement of Socioeconomic Status for the National Assessment of Educational Progress: A Theoretical Foundation*. Washington, DC: National Center for Education Statistics.
- 尾嶋史章. 1990. 「教育機会の趨勢分析」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. 25-55.

(ふじはら しょう)

東京大学社会科学研究所准教授)