

広島大学 高等教育研究開発センター 大学論集  
第49集（2016年度）2017年3月発行：193-208

## 戦後日本における高等教育中退への出身階層の影響

三 輪 哲・下瀬川 陽



# 戦後日本における高等教育中退への出身階層の影響

三輪 哲\*  
下瀬川 陽\*\*

## 1. はじめに

近年、高等教育からの中退が注目されている。高等教育の拡大に伴い中退者は増えつつあり、今や1学年あたりの中退者数は、大学でおよそ4万9千人と学校基本調査のデータより推定される<sup>1)</sup>。そうした状況を鑑みて、文部科学省2014年9月に「学生の中途退学や休学等の状況について」と題し報道発表を出した。発表では、最も多い中退理由として経済的理由が挙げられている。また、メディアでも大学中退をとりあげることが多くなってきたが、それらにおいても経済的な負担が強調される。ここからは教育費支出が困難になってきている世帯が増えた様子がうかがえる。

これらの事態は、高等教育中退が階層問題であることを想起させるに十分である。ここでいう階層問題とは、経済的なものや文化的なものも含め社会的資源保有により特徴付けられる社会階層が、社会現象と関連することを意味する。学生にとっての親の階層のことを出身階層と呼ぶが、高等教育からの中退に対し出身階層が影響しているか否か、また影響しているとしたらそれはどの程度で、時代的に変化してきたのか。これらは、現代的な関心を惹起する研究課題足りうるだろう。

高等教育中退の出身階層差はいかなるものか。これはきわめてシンプルな問いであるにもかかわらず、実のところ日本ではほとんど解明されていない未踏の問題である。実際に、質的なインタビューによる調査結果や（日本中退予防研究所、2010など）、個々の学校ごとの量的分析結果などは散見されるものの（鍛治、2010など）、大規模で良質なデータに基づき全体像を把握できるような体系的に計量解析を施した研究成果は、これまでのところ得られていないのが現状である。

そこで本稿では、代表性のある大規模調査に基づき、社会階層と教育研究で培われた洗練されたモデルによって、高等教育中退の出身階層間格差の問題へと計量的にアプローチを試みる<sup>2)</sup>。

## 2. 既存研究の到達点と問題の焦点化

### (1) 高等教育中退の規定要因

高等教育中退の規定要因について述べた最も有力な理論のひとつは、Tinto（1987）によるものである。この理論においては、高等教育機関への統合が重要な予測要因として挙げられている。高等教育機関には学術的なシステムと社会的なシステムの2つがあり、その各々への統合の程度が弱い場合に中退のリスクが大きくなるとされる。学術的なシステムへの統合は講義や研究室への参

\* 東京大学社会科学研究所准教授

\*\* 東京大学教育学研究科博士課程

加、そこでのパフォーマンスや人間関係を通して形成され、社会的なシステムへの統合は学習・研究とは直接的に関わらない交友関係を通して形成される。

そのうち、特に学術的なシステムへの統合が中退選択に与える影響については、繰り返し実証されてきた。Braxton & Lien (2000) は査読のある学会誌や報告の中から関連する論文を抽出し、それまでに59の検証が行われたと述べている。また複数の教育機関を対象に検証を行ったとき、学術的なシステムへの統合が中退選択を左右することを強く支持したとした。高校時の成績などで測られる学術的な素地や、高等教育機関に入ってから講義への参加や成績といった学生個人の要因を統合の指標として用いた研究は近年になっても引き続き行われ、無視しがたい影響を持つことが確認されている<sup>3)</sup> (Stratton & Wetzel, 2011; Steinebrickner & Steinebrickner, 2014; Neethling, 2015)。

他方で、教育機関側の特徴に着目した研究も多く行われており、多くは教育機関の規模や種類・課程、学生の構成、選抜性といった要素に着目するものであった (Cabrera et al., 1993; Berger & Milem, 2000; Titus, 2004; Rhee, 2008)。また、学生の統合を促すような教育機関側からの働きかけに焦点をあてた研究も行われている。Chen (2012) は、student serviceへの支出が中退リスクを押し下げることを明らかにした。Gentry (2014) は既存研究のレビューを通して効果があるとされた取り組みについて整理したうえで、特に講義における雰囲気作りの重要性を指摘している。クラスルームの環境を、教員や学生同士の交流をしやすいものにするすることで中退を防止できるとするこの知見については、他にも複数の研究において支持されている (Tinto, 2000; Barefoot, 2004; Demaris & Kritsonis, 2008)。教育機関側の要因としては主要なものと考えてよいだろう。なおわが国においても丸山 (1984) や姉川 (2014) が、学生と教員の比率など、大学の教育環境に焦点をあてた研究を行っている<sup>4)</sup>。

## (2) 高等教育中退と出身階層

欧米における高等教育中退研究では、主要な社会構造的要因として、出身階層の影響が古くから指摘され、検証されてきた。特にSewell & Shah (1967) が、中退の規定要因として出身階層の重要性を指摘してから後に、中退に対し影響しうる要因と階層を位置付けるのが一般的になった。

高等教育中退の階層差は、主に二つの側面から理解される。経済的側面と、心理・文化的側面である。前者にかんして、教育経済学分野においては、教育機関に在籍することによる費用と便益の兼ね合いから中退リスクが決定されることが指摘されてきた (Manski, 1989)。そして近年では経済的支援による中退選択の促進または防止についても頻繁に取り上げられる。その中でTitus (2006) やChen & DesJardins (2008) は出身家庭の収入やSES (Socio-Economic Status) が低い学生で中退リスクが高いことや、その一方で大学の経済支援や特定の種類の奨学金がリスクを低減させる可能性があるといったように、出身階層の経済的側面からの影響を示唆している。わが国においても、出身階層を用いた個票データによる検討ではないものの、朴澤 (2016) が奨学金受給率を含む経済変数の重要性を指摘している。

後者の心理・文化的側面からの影響を強調したのは、Eckland (1964) である。この立場は近年においても変わらず支持されている (Berger, 2000; Lehmann, 2007)。Lehmann (2007) は大学中退

者へのインタビュー調査から、大学第一世代や労働者階級において、たとえ学業成績が悪くなくても大学になじめないと答える傾向にあることを明らかにした。それは彼・彼女らが出身階級に基づくハビトゥスに照らして大学での経験を解釈しているからで、卒業するためには周囲になじむような新たなハビトゥスを獲得する必要があると結論づけた。

### (3) 理論的検討と問題の焦点化

以上みてきたように、高等教育中退と出身階層との関係を問う研究は、欧米においては着実に蓄積されてきたが、わが国においては実質的に未踏の研究課題として残されたままである。もっとも、教育機会に対する出身階層の影響をとらえる研究は、数多くなされてきた（たとえば近藤・古田, 2011など）。しかしながら、中退選択に対する影響に関しては確認されてこなかった。だが高等教育中退と出身階層との関係は、日本でも検証すべき価値があると主張したい。その理論的な理由を挙げると、第1に、出身階層は、保有資源の格差と密接に結びついていることである。第2に、学力や学習習慣が、出身階層と関連することである。そして第3に、出身階層が、進学や中退の意思決定ともかかわりうることである。上述の3点いずれもが、階層的地位と中退率との関連があらわれ方向での予測を導くものである。

例外的に全国調査の個票データを用いた貴重な実証研究に、村澤（2008）がある。それによれば、出身階層に概ね相当する父職業の中退へと影響が確認された。だが、用いたデータは若年に限られたインターネット調査データであり、質問や選択肢にも限界があるゆえ、標本の代表性に疑問符がつくこと、時代的趨勢が検討できないこと、理論に基づいた階層分類枠組を使用できないなど、得られた結果を一般化しうるのは評価が困難である。

そこで本研究の第1の焦点は、信頼できる良質かつ大規模な調査データの分析により「高等教育からの中退は、出身階層と関連するのか」という基本的な問いへと答えることである。

それに附随して、高等教育からの中退における階層差がもしあるとしても、他の学校段階との比較や、中退選択と進学選択とを比べるなかで、階層格差を評価することも重要と思われる。というのも、高等教育まで進学できた人たちは同質的で、その段階に至ればもはや出身階層間の中退率の格差は小さいはずだと予測できるからだ。この予測の根拠となるのは、ライフコース仮説である（Shavit & Blossfeld, 1993）。この仮説は、ライフコースの前期の時点では意思決定においても利用できる資源の多寡についても親階層の影響が強いが、それがその後に徐々に弱まっていくことを前提とする。これが正しければ、教育達成の最後の段階である高等教育中退では、それより前段階の高等教育進学や、高校中退、高校進学の段階よりも階層効果が弱いはずである。他国の教育トランジション研究のなかでは、中退するか卒業するかを選択に対する出身階層の効果も推定され、米国や台湾においてライフコース仮説が適合することが実証された（Mare, 1981; Mare & Chang, 2006）。

そこで第2の焦点は、日本でも「高等教育中退段階では、他の段階よりも、出身階層の影響は弱いのか」である。教育達成過程における高等教育中退の階層論的意味を相対化する試みといえる。

さらに検証すべき点は、高等教育中退の階層差の趨勢である。進学率が高まり、高等教育がエリート段階からマス段階に移るなかで（トロウ, 1976）、中退選択がより階層性をもつようになる

のか否かは、注視すべきであると考え。荒牧（2016）は、進学機会の階層差は、エリート段階では拡大するが、マス化に伴ってより上位の段階の進学先があれば縮小、そうでなければ格差は不変で推移するという。その知見を中退まで含めて適用するならば、教育達成の最終段階<sup>5)</sup>にあたる大学中退または卒業の段階では、マス化のなかでも出身階層間格差は変わらず維持されると予想される。これに反して、高等教育への就学者が量的に増加し、質的にも多様となったマス段階では、むしろ高等教育中退における階層差はより拡大していくとする予想も可能である。

よって第3の焦点は、「高等教育進学率が上昇してマス段階に達しても、高等教育中退に対する出身階層の影響は変わらなかったのか」という問いとなる。

### 3. データと方法

#### (1) データ

本稿においては複数の全国調査データをマージして用いている。第1は社会階層と社会移動全国調査（以下SSM調査）、第2は東大社研・若年パネル調査および壮年パネル調査wave1（以下JLPS）、第3は日本版General Social Surveys（以下JGSS）である。複数回のSSM調査のうち、本稿においては1995年および2005年のデータセットを用いた。JGSSも複数回行われており、ここでは2000年、2001年、2003年、2005年、2006年、2008年、2010年のデータセットを用いた。JLPSはパネル調査であるが、分析の目的から第1回調査で得たデータのみを用いている。標本抽出法や回収率等の詳細にかんしては、1995年SSM調査については石田編（1998）、2005年SSM調査については三輪・小林編（2008）、JLPSおよびJGSSについては各調査のホームページを参照されたい<sup>6)</sup>。

#### (2) 変数

本稿で使用する従属変数は、回答者の学歴である。ただ、教育達成のトランジションをあらわすように、高校進学ダミー変数、高校卒業ダミー変数、高等教育進学ダミー変数、高等教育卒業ダミー変数という4つのダミー変数を作成して用いた。注意が必要なのは、たとえば高校卒業ダミー変数においては、高校に進学しなかった人たちは非該当として欠損扱いにしていることである。そのように変換すると、トランジションにおける条件付き確率を分析可能となる。

最も重要な独立変数は出身階層である。これはGoldthorpeの理論に基づく、EGP階級分類の6分類バージョンで測定された階層変数を使用した。ほかに親学歴と性別を独立変数として使用した。

本稿では複数の調査データをプールしたデータセットを分析するので、各々のデータの特性を統制する必要上、データダミー変数を作成して、その固定効果を含めるようにした。

表1には、それぞれの変数の分布を示した。なおこれら諸変数のうちどれか1つでも欠損がある場合には分析から除外するという、リストワイズ欠損処理をおこなった。

#### (3) 分析方法

本稿の分析では、進学しないまたは中退する場合に0、進学するまたは卒業する場合に1をとる二

値変数を従属変数とするため、分析手法としてロジットモデルを適用する。なお、本稿のプールデータでは、高校中退は2%ほど、高等教育中退も3%弱しか出現していないレアイベントとなっている。このようなレアイベントの従属変数を通常のロジットモデルで分析する際には、推定のバイアスの危険性をはらむとされる。そこで、そうしたバイアスを補正した結果も確認するために、レアイベントロジットモデルを併用することとした (King & Zeng, 2001)。

表1 分析に用いる変数の記述統計量

			全体 (1935-84 年出生)		
			N	平均値	標準偏差
トランジション	T1	高校進学	22,421	0.891	0.311
	T2	高校卒業	19,987	0.984	0.127
	T3	高等教育進学	19,661	0.461	0.498
	T4	高等教育卒業	9,059	0.972	0.166
出生コーホート	(ref:1935-59)				
	1960-84		22,421	0.492	0.500
性別	(ref:男性)				
	女性		22,421	0.522	0.500
親学歴	(ref:2bc)	中等教育			
	1bc	義務教育	22,421	0.391	0.488
	3ab	高等教育	22,421	0.200	0.400
出身階層	(ref:III)	単純ノンマニュアル			
	I+II	上層ノンマニュアル	22,421	0.265	0.441
	IVab	自営	22,421	0.147	0.355
	IVc/VIIb	農業	22,421	0.167	0.373
	V+VI	熟練マニュアル	22,421	0.168	0.373
	VIIb	非熟練マニュアル	22,421	0.110	0.313

さらに、高校進学、高校卒業または中退、高等教育進学、高等教育卒業または中退、というように進んでいく教育達成の過程をとらえるために、トランジションモデルを用いる (Mare, 1980)。これは、前の段階でのトランジションで残った者を対象に、次時点でのトランジションを予測するロジットモデルを推定するもので、トランジションごとの複数のロジットモデルを連結させて同時に解くことが特徴である。強みは、トランジション間での独立変数の効果の違いを検討できることにある。紙幅の都合上、これらモデルの数式や詳細は割愛する。詳しくはMare (1980) を参照のこと。

## 4. 分析結果

### (1) 焦点1: 中退に対する出身背景要因の影響

表2より、中退を従属変数としたモデル推定結果を検討していきたい。

サンプル全体についてみると、高等教育の卒業に対しては、性別、親学歴、出身階層の3つの背

景要因いずれも統計的に有意な効果がみられる。男性に比べて女性は約3.2倍 ( $=e^{1.164}$ ) ほど卒業するオッズが高い。つまり男性のほうがそれだけ中退しやすい。親学歴については、中等教育レベルに比して、義務教育レベルだと卒業するオッズが0.68倍 ( $=e^{-0.391}$ ) になる。逆数をとると、親学歴が義務教育レベルの者のほうが約1.5倍だけ中退するオッズが高いことがわかる。出身階層では、比較基準とした単純ノンマニュアル (III) よりも自営、熟練、非熟練といった階層の出身者のほうが卒業しにくい。オッズ比は概ね0.37 ( $=e^{-0.983}$ ) から0.47 ( $=e^{-0.753}$ ) の値を示している。先ほどと同様に逆数をとると2.12から2.67となり、これら3つの階層は概ね2.5倍程度、ノンマニュアルよりも中退しやすいことがうかがえる。要するに高等教育中退の起きやすさには、出身階層による顕著な差がみられる。中退が稀にしか起こらないことを考慮しレアイベントロジットモデルで推定した結果からも、これらの知見はほとんど同程度に再現される。

出生コーホート間で推定結果を比較してみると、出身階層による中退への効果のパターンにかんしてはあまり違いがみられない。

ノンマニュアル層とマニュアル層とのあいだではっきりとした中退率の差異があることから、学生あるいは生徒の親の社会経済的地位の影響をみてとれる。やはり、そうした地位に恵まれない立場の家庭のほうが、中退するリスクに晒されやすいのである。

中退に着目すると、自営業と農業が、それぞれ特異な位置にあることがわかった。自営業は、進学するには相対的に有利な階層であるものの、中退は起きやすい。自営の出身者は、もし学校を中退しても、家業を継げばよい、または家業と関連した職を見つけやすいなど、親が被雇用セクターに属する場合とは異なるキャリアパスがあることが背景にあると推察される。ゆえに、職探しのためにどうしても学校を卒業しなければならないという誘引や圧力は、自営出身者においては弱い。

他方で、農業は、進学において不利な層であるが、単純ノンマニュアルなどに比して相対的に中退は起きにくい。農業も、継ぐべき家業があるという点では自営と似ているにもかかわらず、結果がなぜ異なるのか。それは、農業が、時代的に縮小していった階層であったことが理由であろう。今回の分析で扱ったサンプルの幼少～青年期は、だいたい1950年から2000年くらいにかけての半世紀で、まさに農林漁業の就労人口が減少していった時期である。ならば、農業層出身の学生・生徒たちにとって、中退しても家業の農業に入ればよい、という考えは抱きにくいであろう。

## (2) 焦点 2: 移行段階間の出身背景効果の比較

表3は、トランジションモデルによって、移行する段階ごとに背景要因の効果が異なるかどうかを検証した結果である。主効果の意味は高等教育卒業を予測するロジットモデルに相当し、表2の結果と重複するために解釈は割愛する。ここで注目するのは交互作用の結果である。それこそが、段階ごとの効果の差異を示すものである。たとえば、「×T1」という列における出生コーホートの交互作用効果は1.557であるが、それは高等教育卒業の対数オッズに対するコーホートの効果に比べて、高校進学のそれに対するコーホートの効果が1.557だけ大きいことを意味する。



表2 卒業／中退の予測にかんするロジットモデルの推定結果

	高等教育卒業					
	全体 (1935-84 年出生)		1935-59 年出生		1960-84 年出生	
	logit	relogit	logit	relogit	logit	relogit
定数項	3.727 **	3.674 **	4.052 **	3.522 **	3.812 **	3.737 **
	(10.01)	(9.92)	(3.77)	(3.35)	(9.25)	(9.34)
出生コーホート (ref:1935-59)						
1960-84	-0.071	-0.070				
	(-0.45)	(-0.46)				
性別 (ref: 男性)						
女性	1.164 **	1.156 **	1.313 **	1.281 **	1.103 **	1.092 **
	(7.61)	(7.52)	(4.70)	(4.52)	(5.99)	(5.91)
親学歴 (ref:2bc)						
1/2a	-0.391 *	-0.391 *	-0.033	-0.034	-0.693 **	-0.697 **
	(-2.28)	(-2.27)	(-0.14)	(-0.14)	(-2.89)	(-2.95)
3ab	-0.232	-0.231	0.085	0.077	-0.348 †	-0.346 †
	(-1.49)	(-1.50)	(0.31)	(0.28)	(-1.80)	(-1.81)
出身階層 (ref:III)						
I+II	-0.148	-0.132	0.419	0.441	-0.428	-0.394
	(-0.62)	(-0.55)	(1.16)	(1.18)	(-1.30)	(-1.22)
IVab	-0.983 **	-0.967 **	-0.861 *	-0.833 *	-0.973 **	-0.943 **
	(-3.85)	(-3.82)	(-2.33)	(-2.23)	(-2.72)	(-2.71)
IVc/VIIb	-0.109	-0.127	0.253	0.214	-0.466	-0.505
	(-0.30)	(-0.34)	(0.49)	(0.41)	(-0.91)	(-1.00)
V+VI	-0.839 **	-0.827 **	-0.681 †	-0.667 †	-0.908 *	-0.881 *
	(-3.17)	(-3.15)	(-1.68)	(-1.67)	(-2.52)	(-2.47)
VIIa	-0.753 *	-0.750 *	-1.017 *	-1.011 *	-0.597	-0.592
	(-2.52)	(-2.56)	(-2.32)	(-2.36)	(-1.44)	(-1.48)
N of persons	9,059		3,412		5,647	
Pseudo R <sup>2</sup>	0.066		0.105		0.056	
LogLikelihood	-1088.6		-404.3		-673.8	

注：† $p < .1$ , \* $p < .05$ , \*\* $p < .01$  (両側検定)

かっこ内はz値, なお計算にあたり通常の標準誤差を用いた。

表に掲載した変数の他に, データの固定効果をモデルに含めているが, 結果の表示は割愛した。

出身階層の交互作用効果に注目しよう。高校卒業の段階との交互作用をみると, 一つとして統計的有意な効果はみられない。したがって, 高等教育卒業と高校卒業のあいだ (同時に高等教育中退と高校中退のあいだ) では, 出身階層による違いは概ね同じパターンであるといえる。しかしながら, 進学段階における出身階層効果のパターンは, 卒業段階のそれらとは大いに異なる。上層ノンマニュアルは, 単純ノンマニュアルよりも, いっそう進学しやすい。農業は高校進学段階で大きな負の交互作用効果を示し, 他方で自営は大学進学段階における交互作用が正で, 主効果の正の効

果を打ち消している。よって、進学においては、上層ノンマニュアル、単純ノンマニュアル、自営、熟練、非熟練、農業という順に有利であるが、卒業については、先にみたように、上層および単純ノンマニュアルと農業が含まれる卒業しやすいグループと、熟練・非熟練・自営からなる中退しやすいグループとに、いわば二極的に分かれる。教育達成のトランジションの一連の過程であっても、段階によって階層差のパターンは異質となることが今回の分析で見出された。また、中退よりは高等教育進学、それよりさらに高校進学という順で、出身階層の効果がより強いことも明らかとなった<sup>7)</sup>。

教育達成の階梯を進んでいく中で、どのトランジションで階層差が顕現するかを検証した。ここでの分析にて、検討材料とする仮説は、既に述べたライフコース仮説である。ライフコース仮説が正しければ、より後期のトランジションになるほど、出身階層の影響は薄まっていくはずである。だが経験的な分析結果は、それを支持するものではなかった。

結局、こと日本の中退に限っていえば、ライフコース仮説による説明は妥当ではない。高等教育からの中退という、今回分析した中では最も後期にあたるトランジションでも出身階層の効果は確かにみられたが、その程度は高校中退のそれと変わらない水準であった。したがって、この2つのトランジションにおける階層効果を比較する限り、ライフコース仮説からの予測は適合しているとはいえない。中退というトランジションの段階自体が、進学する諸段階に比べれば、階層の影響が小さいことがわかったが、そこでも階層効果が逡減していくようなことはみられなかった。

### (3) 焦点 3: 出身背景効果のコーホート趨勢

トランジションの確率に与える出身背景要因の影響は、時代を下るにつれて変わったのか。この問いに答える結果が、表4に示されている。表4は、出身背景要因の効果と出生コーホートとの交互作用にかんして、まったく含まないベースラインモデル（モデル1）と、性別のみ出生コーホートとの交互作用を認めたモデル（モデル2）、親学歴のみ認めたモデル（モデル3）、そして出身階層のみ認めたモデル（モデル4）の各々について、適合度を比較している。情報量基準BICの値によれば、これらの中で最も適合度がよいモデルは、モデル2である。モデル3やモデル4は、時間的変化を仮定しないモデル1よりもあてはまりが悪い。それゆえに、モデル間比較から、はっきりとコーホート趨勢がみられるのは、出身背景要因のうちでは性別の効果のみといえる。出身階層の効果は、コーホート間でそれほど違いがなく、時間的に安定しているというべきであろう。

今回みられた結果は、Raftery & Hout (1993) が提唱した最大格差維持仮説でいわれるように、そして荒牧 (2016) の日本の知見同様に、全体的に進学率が上昇していても、上層の進学率が飽和に達しなければ、相対的な教育機会格差はそのまま維持されるという予測と整合的であった。教育機会の出身階層間不平等の研究領域では、「変わらない不平等」という見方をめぐって議論がなされてきたが、今回の結果はそれに対し、支持する立場の知見を提供するものであったといえる。

表3 トランジションモデルの推定結果

	主効果		交互作用		
	(T4)		× T1	× T2	× T3
定数項 または トランジション主効果	3.727 ** (10.04)		-0.231 (-0.55)	0.350 (0.73)	-4.116 ** (-10.79)
出生コーホート (ref:1935-59)					
1960-84	-0.071 (-0.46)		1.557 ** (9.07)	-0.134 (-0.65)	0.423 ** (2.67)
性別 (ref: 男性)					
女性	1.164 ** (7.56)		-1.123 ** (-6.96)	-0.565 ** (-2.92)	-1.527 ** (-9.70)
親学歴 (ref:2bc)					
1/2a	-0.391 * (-2.26)		-0.899 ** (-4.88)	-0.017 (-0.08)	-0.466 ** (-2.63)
3ab	-0.232 (-1.50)		0.797 ** (3.77)	0.795 ** (3.11)	1.113 ** (6.93)
出身階層 (ref:III)					
I+II	-0.148 (-0.62)		0.899 ** (3.29)	0.241 (0.73)	0.696 ** (2.84)
IVab	-0.983 ** (-3.87)		0.361 (1.31)	0.324 (0.95)	0.939 ** (3.60)
IVc/VIIb	-0.109 (-0.29)		-1.161 ** (-3.03)	-0.146 (-0.33)	-0.552 (-1.47)
V+VI	-0.839 ** (-3.18)		0.059 (0.21)	0.346 (1.00)	0.476 † (1.77)
VIIa	-0.753 * (-2.56)		-0.131 (-0.42)	-0.033 (-0.09)	0.283 (0.94)
N of transitions			71,128		
Pseudo R <sup>2</sup>			0.421		
LogLikelihood			-20126.8		

注：† $p < .1$ , \* $p < .05$ , \*\* $p < .01$  (両側検定)

かっこ内はz値, なお計算にあたりクラスター頑健標準誤差を用いた。  
データの固定効果をモデルに含めているが, 結果の表示は割愛した。

表4 出生コーホートと出身背景要因の交互作用

	モデル 1	モデル 2	モデル 3	モデル 4
	トレンドなし	性別 × コーホート	親学歴 × コーホート	出身階層 × コーホート
モデル適合度				
LogLikelihood	-20126.8	-20064.1	-20118.5	-20094.9
d.f.	80	84	88	100
BIC	41147.3	41066.7	41220.1	41307.0

注：BIC は,  $-2\text{LogLikelihood} + \log(N) \times \text{df}$  で計算される。値が小さいほど, 相対的に適合度が高い。

## 5. 最後に

高等教育からの中退に対する出身階層の影響は、古くて新しい研究テーマというべきである。近年とみに耳目を集めるようになってきたということからは新しいテーマといえるし、一方で、欧米で古くから階層と中退の研究が積み重ねられてきたことを思えば伝統的な研究テーマの1つである。問題は、日本では、全国をカバーした信頼に足る資料に基づく、確かな実証分析結果が、ほぼ皆無だったことだ。しかしながら、その問題は本稿で提示した知見により、概ね解決されたといえる。

社会階層論の視点から本稿の知見を解説すれば、高等教育中退に着目したことで、従来は隠れていた、「変わらない不平等」の一断面が照射されたといえる。高等教育中退についても、出身階層によりはっきりと格差がみられる。そしてそれは、進学する段階の階層間格差よりは小さいものの、高校中退の段階のそれと変わらない程度であり、無視できない水準にある。時代的变化を検討したところ、高等教育中退に及ぼす出身階層の影響の趨勢は安定的であり、不平等の持続が示唆された。

もし高等教育論の文脈で、本稿の成果をみると、何がいえるだろうか。重要なことは、中退の階層差は、教育拡大に伴って起きた問題ではないことである。いわゆる高等教育のマス化以前においても潜在的に生じていたことであつたのだ。それらは、若年世代の個人的な特性には還元されえない、体系的な社会構造的な問題としてとらえなければならない。初年次教育などによる対処とは別に、経済的に恵まれない層に対しては授業料減免や奨学金受給の機会をより充実させるべきという立場が、本稿の知見からは支持されうる。

しかしながら、経済的支援のみで、中退の階層間格差の問題が解消されるとは言い切れない。なぜなら、高等教育の場への適応にも、それぞれの階層特有の下位文化に影響を受けたハビトゥスが関係する可能性がある。心理的には、学習意欲や行動における階層差もありうる。よって高等教育中退を防ぐには、経済的なものだけでなく、より包括的な支援が重要となることは論をまたない。

残念なことに、本稿では、出身階層による中退率格差と趨勢を記述・解釈するにとどまり、そのメカニズムまで立ち入ることはかなわなかった。今後は、経済的側面と文化・心理的側面それぞれの影響をより直接的にとらえ、理論的検討をいっそう精緻におこなう研究が重要となろう。そうした蓄積の上でこそ、中退と階層の関係を断つための有効な政策的議論が可能になるはずである。

### 【謝辞】

日本版General Social Surveys (JGSS) は大阪商業大学JGSS研究センター（文部科学大臣認定日本版総合的社会調査共同研究拠点）が、東京大学社会科学研究所の協力を受けて実施している研究プロジェクトである。2000年・2001年・2002年・2005年・2006年・2008年・2010年のJGSS個票データに加え、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 SSJデータアーカイブからは「東大社研・若年パネル調査wave1-4, 2007-2010」「東大社研・壮年パネル調査wave1-4, 2007-2010」（寄託者：東京大学社会科学研究所パネル調査プロジェクト）の個票データ

の提供を受けた。1995年・2005年のSSM調査の個票データについては2015年SSMデータ管理委員会の使用許可を得た。本研究は、科学研究費・特別推進研究(25000001)および基盤研究C(16K04029)、2016年度参加者公募型共同研究(二次分析研究会テーマB)の成果の一部である。

## 【注】

- 1) 推定は著者による。推定方法は朴澤(2012)にならった。
- 2) 本来ならば別個に議論されるべきではあるが、大学・短大・高専における中退の違いを検討できるほどデータが豊富にはないため、今回はそれらをまとめて高等教育として扱うこととした。
- 3) ここでは学術的／社会的システムを区別するTintoの枠組みに沿ったが、それらを区別せずとも教育機関への参加(commitment)が中退を防止する可能性があることは既に指摘されていた(Pascarella & Terenzini, 1980; Bean, 1980)。わが国においても堀(2005)や鍛治(2010)がサークル参加の有無、友人との交際の程度などが中退選択を左右しうることを示唆している。
- 4) その他にIRと関連する実践研究も多く存在するが、本稿で扱う範囲を超えるため割愛した。
- 5) 本稿の分析対象者は1930～70年代生まれで、実質的にはやや古い時代の進学状況を扱っていることとなるので、ここでは大学院への進学を考慮しないこととした。
- 6) JLPSのホームページ(<http://csrda.iss.u-tokyo.ac.jp/panel/project/overview/>)および、JGSSのホームページ([http://jgss.daishodai.ac.jp/surveys/sur\\_top.html](http://jgss.daishodai.ac.jp/surveys/sur_top.html))に、それぞれ詳しい情報がある。
- 7) 判断根拠は、表3に表示した主効果や交互作用をもとに計算した、移行段階ごとの階層効果のレンジ(高校進学: 2.02, 高校卒業: 0.88, 高等教育進学: 1.21, 高等教育卒業: 0.98)である。

## 【参考文献】

- 姉川恭子(2014)「大学の学習・生活環境と退学率の要因分析」『経済論究』第149号, 1-16頁。
- 荒牧草平(2016)『学歴の階層差はなぜ生まれるか』勁草書房。
- 石田浩編(1998)『社会階層・移動の基礎分析と国際比較』平成6年～9年度科学研究費補助金特別推進研究「現代日本の社会階層に関する全国調査研究」(課題番号06101001)成果報告書。
- 鍛治致(2010)「新設大学における退学・休学・留年——多変量解析による要因分解」『大阪成蹊大学現代経営情報学部研究紀要』第7巻1号, 153-163頁。
- 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」石田浩ほか編『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頁。
- 日本中退予防研究所(2010)『中退白書——高等教育機関からの中退』NPO法人NEWVERY。
- 堀有喜衣(2005)「支援機関としての学校」小杉礼子編『フリーターとニート』勁草書房, 95-144頁。
- 朴澤泰男(2012)「学校基本調査に見る中退と留年」『IDE 現代の高等教育』No.546, 64-67頁。
- 朴澤泰男(2016)「奨学金は大学中退を抑制するか：時系列データを用いた検討」家計経済研究第110号, 75-83頁。

- マーチン・トロウ（天野郁夫・喜多村和之訳）（1976）『高学歴社会の大学』東京大学出版会。
- 丸山文裕（1984）「大学退学に対する大学環境要因の影響力の分析」『教育社会学研究』第39集，140-153頁。
- 三輪哲・小林大祐編（2008）『2005年SSM日本調査の基礎分析——構造・趨勢・方法』平成16年～19年度科学研究費補助金特別推進研究「現代日本階層システムの構造と変動に関する総合的研究」（課題番号16001001）成果報告書。
- 村澤昌崇（2008）「大学中途退学の計量的分析」『比治山高等教育研究』1号，153-165頁。
- Barefoot, B. O. (2004). Higher education's revolving door: Confronting the problem of student drop out in US colleges and universities. *The Journal of Open, Distance and e-Learning*, 19(1), 9-18.
- Bean, J. P. (1980). Dropouts and Turnover: The Synthesis and Test of a Causal Model of Student Attrition. *Research in Higher Education*, 2(2), 155-187.
- Berger, J. B. (2000). Optimizing Capital, Social Reproduction, and Undergraduate Persistence. In J. M. Braxton (Eds.), *Reworking the Student Departure Puzzle* (pp. 95-124). Nashville: Vanderbilt University Press.
- Berger, J. B., & Milem, J. F. (2000). Organizational behavior in higher education and student outcomes. In J. C. Smart (Eds.), *Higher education: Handbook of theory and research* (Vol.15, pp. 268-338). New York: Springer.
- Braxton, J. M., & Lien, L. (2000). The Viability of Academic Integration as a Central Construct in Tinto's Interactionist Theory of College Student Departure. In John M. Braxton (Eds.), *Reworking the Student Departure Puzzle* (pp. 11-28). Nashville: Vanderbilt University Press.
- Cabrera, A. F., Nora A., & Castaneda M. B. (1993). College persistence: Structural equations modeling test of an integrated model of student retention. *Journal of Higher Education* 64, 123-139.
- Chen, R., & DesJardins, S. L. (2008). Exploring the effects of financial aid on the gap in student dropout risks by income level. *Research in Higher Education*, 49(1), 1-18.
- Chen, R. (2012). Institutional Characteristics and College Student Dropout Risks: A Multilevel Event History Analysis. *Research in Higher Education*, 53(5), 487-505.
- Demaris, M. C., & Kritsonis, W. A. (2008). The Classroom: Exploring Its Effects on Student Persistence and Satisfaction. *Focus on Colleges, Universities, and Schools*, 2(1), 1-9.
- Eckland, B. K. (1964). Social Class and College Graduation: Some Misconceptions Corrected. *American Journal of Sociology*, 70(1), 36-50.
- Gentry, R. (2014). Sustaining college students' persistence and achievement through exemplary instructional strategies. *Research in Higher Education Journal*, 24(1), 1-14.
- King, G., & Zeng, L. (2001) "Logistic Regression in Rare Events Data," *Political Analysis*, 9(2),137-163.
- Lehmann, W. (2007). "I just didn't feel like I fit in" : The role of habitus in university dropout decisions. *Canadian Journal of Higher Education*, 37(2), 89-110.
- Manski, C. F. (1989). Schooling as experimentation: a reappraisal of the postsecondary dropout phenomenon.

- Economics of Education review*, 8(4), 305-312.
- Mare, R. D. (1980). Social Background and School Continuation Decisions. *Journal of the American Statistical Association*, 75, 295-305.
- Mare, R. D. (1981). Change and Stability in Educational Stratification. *American Sociological Review*, 46, 72-87.
- Mare, R. D., & Chang, H-C. (2006) Family Attainment Norms and Educational Stratification in the United States and Taiwan: The Effects of Parents' School Transitions. In S. L. Morgan, D. B. Grusky & G. S. Fields (Eds.). *Mobility and Inequality* (pp.195-231), Stanford: Stanford University Press.
- Neethling, L. (2015). The determinants of academic outcomes. *The 2015 Conference of the Economic Society of South Africa*. Retrieved July 27, 2016, from <http://2015.essa.org.za/programme>.
- Pascarella, E. T., & Terenzini, P. T. (1980). Predicting freshman persistence and voluntary dropout decisions from a theoretical model. *The Journal of Higher Education*, 51(1), 60-75.
- Raftery, A. E., & Hout, M. (1993). Maximally Maintained Inequality: Expansion, Reform, and Opportunity in Irish Education, 1921-75. *Sociology of Education*, 66 (1), 41-62.
- Rhee, B. (2008). Institutional climate and student departure: A multinomial multilevel modeling approach. *The Review of Higher Education*, 31(2), 161-183.
- Sewell, W. H., & Shah, W. P. (1967). Socioeconomic Status, Intelligence, and the Attainment of Higher Education. *Sociology of Education*. 40(1). 1-23.
- Shavit, Y., & Blossfeld, H-P. (Eds.) (1993). *Persistent Inequality: Changing Educational Attainment in Thirteen Countries*. Boulder: Westview Press.
- Stinebrickner, R., & Stinebrickner, T. (2014). Academic Performance and College Dropout: Using Longitudinal Expectations Data to Estimate a Learning Model. *Journal of Labor Economics*, 32(3), 601-644.
- Stratton, L. S., & Wetzel, J. N. (2011). The Role of Socioeconomic Status When Controlling for Academic Background in a Multinomial Logit Model of Six-Year College Outcomes. *Annual Forum of the Association for Institutional Research 2011*.
- Tinto, V. (1987). *Leaving College: Rethinking the Causes and Cures of Student Attrition*. Chicago: The University of Chicago Press.
- Tinto, V. (2000). Linking Learning and Leaving: Exploring the Role of the College Classroom in Student Departure. In J. M. Braxton (Eds.), *Reworking the Student Departure Puzzle* (pp.81-94). Nashville: Vanderbilt University Press.
- Titus, M. A. (2004). An examination of the influence of institutional context on student persistence at 4-year colleges and universities: A multilevel approach. *Research in Higher Education*, 45(7), 673-699.
- Titus, M. A. (2006). Understanding college degree completion of students with low socioeconomic status: The influence of the institutional financial context. *Research in Higher Education*, 47(4), 371-398.

# The Effects of Class Origin on Dropout from Higher Education in Postwar Japan

Satoshi MIWA\*

Minami SHIMOSEGAWA\*\*

The purpose of this article is to explore the relationship between dropout from higher education and social class origin. It focuses on the following three points; 1) to investigate the pattern of association between class origin and the risk of dropout; 2) to compare the impact of class origin on dropout among several educational transition stages; 3) to examine the trends in the effect of class origin on dropout from higher education.

In order to conduct the empirical analysis, large-scale datasets which were merged from various Japanese national representative survey datasets, such as the Social Stratification and Mobility surveys (SSM), Japanese General Social Surveys (JGSS), and Japanese Life-course Panel Surveys (JLPS) are used. The risk of dropout is estimated using binary logit models, rare-event logit models, and transition models.

Results show that the risk of dropout from higher education is affected by class origin. Non-manual and agricultural classes are less likely to drop out, while manual and self-employed classes are more likely to drop out from higher education. As for dropout from secondary education, the same pattern of inequality of the risk of dropout among classes is observed. The degree of impact of class origin on dropout is smaller than that on entering into next stage of education. There are no trends in the effects of class origin on dropout. This finding supports Maximum Maintained Inequality (MMI) hypothesis because educational expansion did not affect the pattern of educational inequality including dropping out stage.

In conclusion, stable, huge inequality of dropout among social classes is found. Class origin is crucial factor for predicting the risk of dropout from higher education, also a long time ago even now.

---

\* Associate Professor, Institute of Social Science, The University of Tokyo

\*\* Graduate Student, Graduate School of Education, The University of Tokyo