

【研究論文】

大学進学における地域間格差と賃金プレミアム※ —大学収容率の地域間格差に注目して—

Regional Differences in College Enrollment Rate and Its Consequences:
An Empirical Analysis using Regional Variations in the “College Availability” in Japan

赤木邦江（神戸大学大学院経済学研究科）

Kunie AKAGI, Graduate School of Economics, Kobe University

江刺紀理（元神戸大学大学院経済学研究科）

Norimichi ESASHI, Former Graduate School of Economics, Kobe University

田中喜行（天理大学人間学部）

Yoshiyuki TANAKA, Tenri University, Faculty of Human Studies

勇上和史（神戸大学大学院経済学研究科）

Kazufumi YUGAMI, Graduate School of Economics, Kobe University

要約

本稿では、大学進学率の地域間格差に注目し、地方圏出身者が県内もしくは県外の大学を卒業することによる賃金格差を検証した。その結果、地方圏の大学収容率の増加は県内進学率を高めること、進学の内生性をコントロールすると県内進学に比べ県外進学の賃金プレミアムが存在することがわかった。その背後に、地方圏の県内大学進学者にとって、大都市の良好な雇用機会へのアクセスが相対的に乏しい可能性が示唆された。

Abstract

This paper focuses on regional variations of college advancement rates to examine the wage differentials among college graduates. The results indicate that the “college availability” in a prefecture increases the advancement rates in the prefecture, while wage premium is higher for college graduates outside the prefecture than for those inside the prefecture. Further analysis shows that college graduates in metropolitan area are more likely to get jobs there and high-wage industry and occupation. These results suggest that the access to favorable employment opportunities in metropolitan area is relatively difficult for college graduates in local area.

キーワード：大学収容率、地域間格差、賃金プレミアム

Keywords: college availability, regional variations, wage premium

JEL 区分: I24, I26, J61

※ 本稿はレフェリーの審査を経たものである。初稿 2018 年 12 月 26 日受付、最終稿 2019 年 7 月 16 日受理。

1. はじめに

本研究は、近年の大学進学率上昇に伴う地域間格差、なかでも地方圏（非大都市圏）と大都市圏の差異に注目し、地方圏における進学先の選択を推定した上で、県内および県外の大学卒業者の間における賃金格差を推定することを目的とする。

日本では、戦後ほぼ一貫して大学進学率が上昇してきた。その背景には、学歴間の賃金格差を前提として、教育の需要者である家計の所得が上昇し、子どもを高等教育に進学させる余裕が生まれたこと、教育の供給側において、私立大学を筆頭に大学定員数が増加してきたことなどがある。さらに近年では、大学の入学希望者総数が入学定員総数を下回る状況が発生しており、「大学全入時代」とまで言われている。

しかしながら、大学進学率には地域による明確な差異が存在している。文部科学省「学校基本調査」によると、2017年度の過年度卒業者を含む大学進学率は、男子の場合、全国平均は55.9%であり、最も高い東京都の72.4%に対して最も低い沖縄県は38.6%であり、両者には34ポイント近い差がある。女子の場合も、全国平均は49.1%であり、最も高い東京都の73.2%に対して、最も低い鹿児島県は32.5%であり、その差も大きい。

ではなぜ、このように大きな進学率の地域間格差が持続的に存在するのだろうか。経済学的には、教育投資の決定は、追加的な教育投資に伴う賃金上昇という便益と同時に、借入金や通学の不効用といった費用に依存する[Card 1999]。なかでも、従来、大学進学の費用に関連して注目されてきた要因が、地域における大学の入りやすさ（availability）である。

ここでは、ある都道府県の大学供給の供給量を他地域と比較検討するために、先行研究に基づいて、大学収容率を定義する。大学収容率とは、各都道府県の3年前の中学卒業生数に対する同一都道府県内設置の大学の入学者または定員の比である。先に述べた大学進学率と同様に、大学収容率にも都道府県間で大きな差が存在している。2017年度の文部科学省「学校基本調査」より、全国平均の収容率を100とした指数で表すと、上位5都府県（京都府・東京都・宮城県・大阪府・福岡県）の収容率の平均は143.8である。一方、下位6県（和歌山県・三重県・長野県・福島県・静岡県・香川県：5位同率2県）の平均は41.3であり、その差は100ポイントを超えており非常に大きい。

本稿では、大学収容率に着目し、他の要因を一定としたうえで、大都市圏と地方圏における高校生の進学行動の異質性を明らかにすることを目的とする。そのうえで、大学収容率の変動によって生じた大学教育のリターン（賃金プレミアム）を推定する。

従来、賃金に対する教育年数の因果的効果の識別を巡っては、教育選択の内生性への対処が課題とされてきた。そして、多くの研究において、近隣地域における大学のavailabilityに関する各種の指標が、個人の教育年数を変動させる外生的な要因（操作変数）として用いられてきた。これは、近隣地域の大学のavailabilityが、その地域の大学への進学確率を上昇させることを通じて、教育年数を上昇させると考えられるためである。しかしながら、先行研究では、進学先の大学を識別できないというマイクロデータの制約により、その想定 of 妥当性自体は検証されていない。さらに、データの制約から、地域の大学収容率の変動によって生じた地域内の大学進学と、地域外の大学進学が賃金に与える効果を区別できないという課題も生じている。

そこで本稿では、地方圏出身者の卒業大学の地域差による賃金格差を検証するため、出身地と同じ都道府県の大学に進学することを「県内進学」、異なる都道府県の大学に進学することを「県外進学」と定義する。そのうえで、賃金関数に基づき、県内大学と県外大学卒業の賃金格差を推定する。さら

に、観察可能な能力を一定としてもなお両者に差が生じる場合、就職先の属性に関係していると解釈できるため、県外進学就職先にはどのような地域、産業、企業規模の傾向があるかも検討する。

本稿の構成は、2で大学進学率の地域性を扱った経済学および教育社会学の先行研究を、3で実証分析に用いる推定モデルと分析に使用したデータとその加工方法について述べ、続いて4で推定結果とその解釈を行い、最後の5で結論と結びとする。

2. 先行研究

日本の地域間における進学率の格差の動向や要因は、主に教育社会学の立場から検証されてきた。1990年以前の進学移動距離を定量的に分析した研究には牟田[1986]があり、都道府県間の人口移動数を算出することで、ある県の進学者が平均してどの程度移動しているかを明らかにした。丸山[1988]は、進学移動にのみ視点をむけると、自県及び近隣地域への進学が増加していることを明らかにしている。大都市圏への進学移動は割合としては減少しており、その要因として大学収容力(率)が検討されるようになる。このうち佐々木[2006]は、年代別の大学進学率の地域間格差を概観し、大学収容力との相関を論じている。文部科学省『学校基本調査』を用いた分析の結果、地域の社会経済的条件や学校教育条件が進学率の格差を規定しており、その傾向が年々強まっていることを明らかにしている。また、上山[2011]は、多母集団パス解析という手法を用いて、大学進学率の都道府県間格差の要因の一つに、大学教育の供給側要因である大学収容率が持つ影響力が増していることを明らかにした。これを受け、上山[2012a]は、大学収容率の都道府県間格差が、1990年代以降に拡大してきたことを、また上山[2012b]は、「3大都市圏」などともとも大学収容率が大きかった都道府県の大学収容率の上昇度合いが高かったことを示している。中澤[2011]は、傾向スコアを用いて共変量調整を行うことで、出身地域が進学行動に及ぼす因果的効果を推定し、個別の社会経済変数の影響を除去しても、出身地域による進学機会の不平等が存在していることを明らかにした。朴澤[2016]は、地方圏の中でも特に進学率の低い道県と高い諸県があることに注目し、高い諸県では県外進学が主流であることを明らかにした。その上で、県内大学進学率と県外大学進学率の要因分析を行った結果、大学収容率等の変数が県内進学と県外進学に正負逆方向の効果を与えることを明らかにした。遠藤[2017]は、進学移動を距離として定量的変化を明らかにし、地理的要因や先行研究の変数を含めた分析を行い、進学移動距離の減少が大学収容率ではなく地理的要因によって生じていることを分析している。さらに1991年以降は、高卒の労働移動の説明力が減り、大都市圏（特に東京）から遠いという地理的要因が最も東京への進学移動に影響を与えることを明らかにしている。

以上のように、主に教育社会学の研究成果により、日本の地域における大学収容力(率)の偏在が、地域の大学進学行動に与える影響が確認されてきた。

一方、経済学では、賃金率に対する追加的教育の限界効果、すなわち「教育のリターン」の推定において、内生変数としての教育年数が持つバイアスの問題が議論されてきた(佐野・安井[2009])。この内生性問題への対処として、主にアメリカの研究では、個人の居住近隣地域における大学教育のavailabilityを大学進学に影響を及ぼす操作変数として用いてきた。古くはCard[1993]が、生まれ育った地域に4年制大学が存在していたか否かを操作変数として教育のリターンを推定している。同様の操作変数を使用した研究として、Kling [2001]、Cameron and Taber [2004]、Carneiro and Lee [2009]、Carneiro et. al [2010;2011]、Carneiro et. al [2013]、Doyle and Skinner [2016]があげられ

る。また、居住地から大学までの距離 (Kane and Rouse [1993]、Carneiro et. al [2017]¹、Doyle and Skinner [2016]、Nyblom [2017]) や、地域における大学の数 (Currie and Moretti[2003])やキャンパス数(Belskaya et. al [2014])を操作変数として利用した研究がある。

日本においては、Kikuchi [2017]が指摘しているように、多くの調査データにおいて若年期の居住地は都道府県単位でしか把握できない。その場合、日本の都道府県においては少なくとも一つの大学が存在するため、Kikuchi [2017]は、収容人数をはじめとした availability の拡大に注目している。彼は Japan General Social Survey (JGSS) の 15 歳時点の居住地情報を利用し、都道府県パネルデータを用いて個別効果を制御した推定をしている。その上で、大学の利用可能性に関する操作変数として、15 歳時点の居住都道府県における大学収容人数と授業料を利用している。さらに、高校卒業時の経済状況を制御するため、高校時代の求人と賃金水準を追加の操作変数として使用し、正に有意な教育リターンを確認している。

以上の経済学における教育のリターンの推定では、あくまで、若年期の居住地域における大学供給の変動が、居住地域外も含めた大学に進学することによる教育年数の上昇や進学確率の変動に与える影響に関心が向けられている。しかし地域における大学供給は、進学費用を低下させて、「その地域内の」大学進学を高めるはずであるが、通常のミクロデータには、進学先の大学名や地域の情報は含まれていない。そのため、地域内の大学進学と地域外の大学進学は区別されず、両者の教育リターンの差異が検証されることはなかった。

そこで本稿では、地域の大学収容率と県内大学進学率の関係について集計データを用いて検証した教育社会学分野の先行研究を踏まえつつ、進学先の学校名が把握できるミクロデータを用いて、地域の大学収容率が県内および県外の大学進学確率に及ぼす影響を検証する。さらに、進学行動における観察不可能な個人特性を考慮したうえで、県内および県外への大学進学が、賃金に与える効果を検証する。

3. 分析の枠組み

本稿では 2 つの分析を行う。第 1 に、日本において、高校卒業時点の高等教育への進学決定がどのような要因によって規定されているか見るために、進学モデルを推定する。ここでは、家計の属性や本人の観察可能な能力をコントロールし、大学教育の供給量が進学行動に影響するかを見る。これを全サンプルについて推定した後に、大都市圏と地方圏では進学行動が異なっているという先行研究の指摘に基づき、出身地によってサンプルを分割して推定する。第 2 に、標準的な賃金関数を推定し、特に県内進学と県外進学の賃金格差を検証する。ベースラインの推定に加えて、内生性がもたらし得るバイアスを除去するために、進学モデルから導出した修正項を説明変数に加えたモデルも推定する。

3.1 進学モデル

まず、高校卒業者の高等教育への進学モデルを推定する。具体的には、高卒者の進学先の選択肢を考慮し、非進学 (高卒)、短大・高専進学、県内大学進学、県外大学進学の 4 つの質的変数を被説明変数として、次のような多項ロジットモデルを推定する。

$$T_i = \gamma'_T X_{Ti} + \varepsilon_{Ti} \quad (1)$$

¹ Carneiro et.al [2017]では、インドネシアにおいて高卒以上の学歴を高学歴と定義した上で、高校までの距離を操作変数として使用している。

ただし、 T_i は個人 i の最終学歴ダミー、 X_{T_i} は説明変数ベクトル、 ε_{T_i} は誤差項である。説明変数ベクトルには、大学収容率のほか、高校卒業時点の地域の労働需給逼迫度を示す指標として、都道府県別の（標準化した）有効求人倍率を、個人の能力を示す変数として、中学 3 年生時点の主観的成績や父母の学歴を、その他の家族属性として兄弟姉妹の数や長男・長女であるか否かを、さらに、観察不可能な地域固定効果として出身都道府県ダミー、時点効果を示す高校卒業年ダミー、ならびに都道府県固有のトレンド項を含む。

3.2 教育のリターンの推定

次に、賃金関数を用いて、県内大学進学基準として、高卒、短大・高専進学、県外大学進学との賃金格差を推定する。賃金関数は以下のとおり定式化する。

$$\ln w_i = \alpha' DT_i + \beta' X_i + \varepsilon_i \quad (2)$$

ただし、 w_i は調査時点から過去 1 年の年収、 DT_i は進学選択ダミーベクトル（ベースは県内大学進学）、 X_i は説明変数ベクトルである。説明変数ベクトルの内訳は、最後の学校を卒業してからの年数とその 2 乗項、勤続年数とその 2 乗項、女性ダミー、結婚ダミー、女性ダミーと結婚ダミーの交差項、調査年次ダミー、現職正規雇用ダミーである。これに、現職の産業や企業規模といった企業属性を適宜導入する。

しかし、(1)式で定式化したように、(2)式における進学選択ダミーベクトル DT_i は、本来、内生変数である。例えば、成績優秀者ほど「地元志向」を強く持つでしょう。この場合、県内大学進学と観察不可能な能力は正の相関を持っており、高い能力は賃金にも正の影響を及ぼす場合、推定された係数は上方バイアスを持つ（脱落変数バイアス）。反対に成績不良者が「地元志向」を強く持つ場合は、下方バイアスを持つ。そこで、(2)式の基本モデルに加えて、次のモデルを推定する。

$$\ln w_i = \alpha' DT_i + \beta' X_i + \lambda' E(\varepsilon_i | T_i) + \varepsilon_i \quad (3)$$

ここで、

$$E(\varepsilon | T = i) = \sum_{j \neq i}^m \left(\frac{P_j \ln P_j}{1 - P_j} + \ln P_i \right) \quad (4)$$

は、Dubin and McFadden[1984]に従い、進学モデルの多項ロジットモデルの推定結果から得られる、各選択の予測確率 P を用いた修正項である。これを賃金関数に含めることで、進学モデルの推定で考慮した「地元志向」に関わる能力などの個人の観察不可能な要因による内生性をコントロールすることを目的としている。

3.3 データ

本稿では、『社会階層と社会移動全国調査(以下、SSM 調査と呼ぶ)』のマイクロデータを、調査実施者の許可を得て用いる。SSM 調査は、社会階層や不平等、社会移動、職業、教育、社会意識に関する社会調査であり、日本社会学会による 1955 年の第 1 回調査以来、社会学者によって 10 年ごとに実施されている。母集団は、調査年度における満 20～69 歳の日本に在住する有権者であり、調査地域は

全国である。標本抽出には層化二段確率比例抽出法を用いている。これまでに実施された 1955 年、1965 年、1975 年、1985 年、1995 年、2005 年の計 6 回の本調査のうち、本研究では、1995 年の A 票および 2005 年の調査データを用いて分析を行う。1995 年 A 票のサンプルサイズは 4,032、有効回答数は 2,653 で、2005 年のサンプルサイズは 13,032、有効回答数は 5,742 である。

本調査の特徴として、「15 歳時の居住地」、「専修学校以上の進学先所在地」、「初職の居住地」、「調査時点の居住地」の情報が入手できる。このうち、「15 歳時の居住地」を出身地とみなす。また、3 時点の居住地から、進学や労働市場における地域間移動が捕捉できる。さらに、貴重な情報として、本調査では短大卒以上の労働者について、出身大学や出身学部が収集されているため、入試難易度や学部間の差異も考慮できる。

具体的な変数の定義と作成手順は次の通りである。

まず、進学モデルにおける主要な説明変数である大学収容率とは、各都道府県の 3 年前の中学卒業生数に対する同一都道府県内設置の大学の入学者または定員の比である。ここでは、佐々木[2006] や 朴澤[2016]にならい、大学入学者数を大学定員の代理変数とする。そのうえで、高校卒以上の各サンプルについて、15 歳時点の居住都道府県別に、高校卒業年における大学収容率を計算してマッチングさせる。データの出所は、1978 年～2000 年の文部科学省『学校基本調査』である。ただし、SSM 調査では、高校卒業年を直接尋ねていないため、全て 18 歳で卒業すると仮定してマッチさせた。また、大学中退者は進学モデルにおける進学者には含めていない。本来、過年度生や中退者の行動を考慮して推定する必要があるが、データの制約により、断念した。

また、有効求人倍率については、1979 年～1999 年の期間の各都道府県の平均値を計算し、それを各年・各都道府県の有効求人倍率から差し引くことで、標準化した有効求人倍率を計算した。出所は厚生労働省『一般職業紹介状況』である。

その他の説明変数として SSM 調査より、女性ダミー、中学 3 年生時点の主観的な成績、父母の学歴ダミー、兄弟姉妹の数、長男ダミー、長女ダミーをそれぞれ作成して用いる²。さらに、15 歳時点の居住都道府県ダミーおよび都道府県固有の線形トレンドと、高校卒業年ダミーを用いて、進学行動の時点間および地域間の観察不可能な異質性を制御する。

次に、賃金関数の変数について述べる。被説明変数である年収は、調査時点から過去 1 年間の収入の階級値について、各階級の間値をとり、消費者物価指数で除した実質収入を、さらに対数変換したものを使用する。

説明変数は、SSM 調査より、最後の学校を卒業してからの年数とその 2 乗項、勤続年数とその 2 乗項、女性ダミー、結婚ダミー、女性ダミーと結婚ダミーの交差項、調査年次ダミー、現職正規雇用ダミーを作成して使用する。

県内大学卒と県外大学卒の賃金格差の発生要因を検証する際には、以上の説明変数に加えて、SSM 調査より、進学先が大都市圏を示す進学大都市ダミーや初職の居住地（大都市ダミー）、産業ダミー、企業規模ダミー、現職の居住地（大都市ダミー）、および産業ダミー、企業規模ダミーを作成して

² SSM 調査では、「中学校 3 年の頃、あなたの成績はクラスや学年の中でどれくらいだったと思われますか」という質問があり、「上の方」、「やや上の方」、「真ん中のあたり」、「やや下の方」、「下の方」という 5 段階で答えるようになっている。ここでは、それぞれの回答をダミー変数とした。また、学歴については、調査対象者の父母に旧制学校卒業者が存在するため、SSM 調査の回答票の「旧制尋常小学校」および「旧制高等小学校」を「新制中学校」と同等とみなして分類し、「旧制中学校・高等女学校」、「実業学校」、「師範学校」を「新制高校」と同等になるように分類、「旧制高校・専門学校・高等師範学校」を「新制短大・高専」と同等になるように分類した。

利用する³。

また、大卒者にサンプルを限定した推定では、大学の学部ダミーと、入学前年度の入試偏差値を加える⁴。

サンプルの記述統計量は表1、表2に示す通りである。

表1 進学モデルに用いる変数の記述統計

Variable	Obs	Mean	Std. Dev.	Min	Max
高卒ダミー	2,219	0.605	0.489	0	1
短大・高専ダミー	2,219	0.134	0.341	0	1
県内大学進学ダミー	2,219	0.108	0.311	0	1
県外大学進学ダミー	2,219	0.152	0.359	0	1
大学収容率(%)	2,219	24.259	20.551	4.193	104.340
父中卒ダミー	2,219	0.247	0.432	0	1
父高卒ダミー	2,219	0.411	0.492	0	1
父短大・高専卒ダミー	2,219	0.028	0.166	0	1
父大学・大学院卒ダミー	2,219	0.160	0.366	0	1
父その他学歴	2,219	0.154	0.361	0	1
母中卒ダミー	2,219	0.256	0.436	0	1
母高卒ダミー	2,219	0.510	0.500	0	1
母短大・高専卒ダミー	2,219	0.059	0.235	0	1
母大学・大学院卒ダミー	2,219	0.041	0.199	0	1
母その他学歴	2,219	0.135	0.342	0	1
きょうだい数	2,219	2.439	0.844	1	11
長男ダミー	2,219	0.297	0.457	0	1
長女ダミー	2,219	0.405	0.491	0	1
女性ダミー	2,219	0.566	0.496	0	1
中3成績「上の方」	2,219	0.107	0.309	0	1
中3成績「やや上」	2,219	0.205	0.404	0	1
中3成績「真ん中」	2,219	0.486	0.500	0	1
中3成績「やや下」	2,219	0.156	0.363	0	1
中3成績「下の方」	2,219	0.046	0.210	0	1
標準化有効求人倍率	2,219	0.098	0.357	-0.633	1.361

³ 朴澤[2016]に従い、埼玉県、千葉県、東京都、神奈川県、愛知県、京都府、大阪府、兵庫県の8都府県を大都市圏に、それ以外の39道県を地方圏とする。これは、後の分析と同じ定義である。産業ダミーについては、1995年と2005年で同じ分類となるように、総務省が公開する統計基準である日本標準産業分類に基づいて15の産業に分類した。企業規模は、官公庁を1000人以上の企業とみなして分類した。

⁴ 短大・大学の学部については、文部科学省の学科系統分類表中分類に基づき、41の学部分類した。また、偏差値は、各年の河合塾の「入試難易ランキング表」に基づく。

表 2- (1) 賃金関数に用いる変数の記述統計

Variable	Obs	Mean	Std. Dev.	Min	Max	Variable	Obs	Mean	Std. Dev.	Min	Max
実質対数年収	1,046	14.684	0.798	12.742	16.483	初職農業,林業	1,037	0.009	0.093	0	1
最終校卒業からの年数	1,046	13.386	6.515	0	25	初職漁業	1,037	0.003	0.054	0	1
最終校卒業からの年数2乗	1,046	221.595	179.441	0	625	初職鉱業,採石業,砂利採取業	1,037	0.001	0.031	0	1
勤続年数	1,046	6.231	5.525	0	26	初職建設業	1,037	0.076	0.265	0	1
勤続年数2乗	1,046	69.329	106.720	0	676	初職製造業	1,037	0.233	0.423	0	1
結婚ダミー	1,046	0.619	0.486	0	1	初職電気・ガス・熱供給・水道業	1,037	0.008	0.088	0	1
女性＊結婚	1,046	0.310	0.463	0	1	初職情報通信業	1,037	0.052	0.222	0	1
現正規雇用ダミー	1,046	0.660	0.474	0	1	初職運輸業,郵便業	1,037	0.022	0.147	0	1
進学大都市ダミー	1,046	0.107	0.309	0	1	初職卸売業,小売業	1,037	0.200	0.400	0	1
初職大都市ダミー	1,046	0.161	0.367	0	1	初職金融業,保険業	1,037	0.045	0.208	0	1
現職大都市ダミー	1,046	0.112	0.315	0	1	初職不動産業,物品賃貸業	1,037	0.006	0.076	0	1
現職農業,林業	997	0.015	0.122	0	1	初職学術研究,専門・技術サービス業	1,037	0.062	0.241	0	1
現職漁業	997	0.004	0.063	0	1	初職医療,福祉	1,037	0.116	0.320	0	1
現職鉱業,採石業,砂利採取業	997	0.003	0.055	0	1	初職サービス業	1,037	0.117	0.321	0	1
現職建設業	997	0.091	0.288	0	1	初職公務	1,037	0.051	0.220	0	1
現職製造業	997	0.196	0.397	0	1	初職企業規模1人	1,000	0.003	0.055	0	1
現職電気・ガス・熱供給・水道業	997	0.007	0.084	0	1	初職企業規模2~4人	1,000	0.040	0.196	0	1
現職情報通信業	997	0.044	0.205	0	1	初職企業規模5~9人	1,000	0.084	0.278	0	1
現職運輸業,郵便業	997	0.040	0.196	0	1	初職企業規模10~29人	1,000	0.152	0.359	0	1
現職卸売業,小売業	997	0.187	0.390	0	1	初職企業規模30~99人	1,000	0.153	0.360	0	1
現職金融業,保険業	997	0.032	0.176	0	1	初職企業規模100~299人	1,000	0.139	0.346	0	1
現職不動産業,物品賃貸業	997	0.006	0.077	0	1	初職企業規模300~499人	1,000	0.067	0.250	0	1
現職学術研究,専門・技術サービス業	997	0.068	0.252	0	1	初職企業規模500~999人	1,000	0.062	0.241	0	1
現職医療,福祉	997	0.124	0.330	0	1	初職企業規模1000人以上,官公庁	1,000	0.300	0.458	0	1
現職サービス業	997	0.129	0.336	0	1						
現職公務	997	0.053	0.224	0	1						
現職企業規模1人	968	0.021	0.142	0	1						
現職企業規模2~4人	968	0.107	0.310	0	1						
現職企業規模5~9人	968	0.093	0.291	0	1						
現職企業規模10~29人	968	0.153	0.360	0	1						
現職企業規模30~99人	968	0.130	0.337	0	1						
現職企業規模100~299人	968	0.122	0.327	0	1						
現職企業規模300~499人	968	0.060	0.237	0	1						
現職企業規模500~999人	968	0.050	0.217	0	1						
現職企業規模1000人以上,官公庁	968	0.264	0.441	0	1						

表2- (2) 賃金関数に用いる変数の記述統計

Variable	Obs	Mean	Std. Dev.	Min	Max	Variable	Obs	Mean	Std. Dev.	Min	Max
大学入試偏差値	216	48.565	7.391	30.0	68.8	経済学部	242	0.025	0.156	0	1
教養学部	242	0.004	0.064	0	1	経営学部・産業経営学部	242	0.041	0.199	0	1
文理学部	242	0.004	0.064	0	1	商学部	242	0.008	0.091	0	1
教育学部	242	0.116	0.321	0	1	商経学部	242	0.017	0.128	0	1
学芸学部	242	0.008	0.091	0	1	理学部	242	0.004	0.064	0	1
文学部	242	0.103	0.305	0	1	理工学部	242	0.169	0.376	0	1
人間科学部	242	0.004	0.064	0	1	工学部	242	0.004	0.064	0	1
仏教学部	242	0.004	0.064	0	1	電気通信学部	242	0.029	0.168	0	1
外国語学部	242	0.012	0.111	0	1	農学部	242	0.008	0.091	0	1
人文学部	242	0.045	0.209	0	1	園芸学部	242	0.004	0.064	0	1
社会学部	242	0.008	0.091	0	1	獣医学部	242	0.025	0.156	0	1
社会福祉学部	242	0.012	0.111	0	1	畜産学部	242	0.021	0.143	0	1
法文学部	242	0.008	0.091	0	1	水産学部	242	0.021	0.143	0	1
法学部	242	0.074	0.263	0	1	水畜産学部・生物生産学部	242	0.004	0.064	0	1
法経学部	242	0.004	0.064	0	1	医学部	242	0.004	0.064	0	1
政経学部	242	0.004	0.064	0	1	歯学部	242	0.021	0.143	0	1
政治経済学部	242	0.178	0.383	0	1	体育学部	242	0.004	0.064	0	1

注：大学入試偏差値より下段の変数は、大卒サンプルのみの変数

4. 推定結果

4.1 進学モデルの推定結果

(1)式の多項ロジットの推定結果を表3に示す⁵。紙幅の都合上、数値は説明変数の1単位の変化に対する各選択肢の限界的なオッズ比と基準選択肢（非進学・高卒）に対する限界的なオッズ比の比である相対リスク比（relative risk ratio：rrr）のみを表示している。

まず、モデル(1)の全サンプルを用いた推定結果をみる。個人の能力や家庭背景を示す変数として、女性ほど短大・高専への進学確率が高く（rrrが1より大きく）、大学進学確率が低い（rrrが1より小さい）こと、きょうだい数が多いほど高等教育への進学確率が低いこと、父母の学歴が高いほど特に大学進学確率が高いこと、中学3年生時点の（主観的）成績が悪いほど、高等教育進学確率が低いこと、などがわかる。

そのうえで、高校卒業時点の大学収容率は、県内大学進学だけでなく県外大学進学確率にも正の効果を持つことが示されている。しかし朴澤[2016]では、地方圏と大都市圏では、大学供給への反応が異なることが示唆されている。そこで、先行研究に従い、埼玉県、千葉県、東京都、神奈川県、愛知県、京都府、大阪府、兵庫県の8都府県を大都市圏、それ以外の39道県を地方圏として、出身地域別にサンプルを分割して推定した結果が、モデル(2)とモデル(3)である。

推定結果より、地方圏と大都市圏では、大学収容率に関する結果が異なっている。このことは、地方圏と大都市圏で進学行動の構造が異なっていることを示唆する。大学収容率は、地方圏においてのみ統計的に有意であり、収容率1%ポイントの上昇による県内進学確率の相対リスク比は1.302で、1%水準で統計的に有意である。朴澤[2016]と比較すると、地方圏における収容率と県外大学進学負の

⁵ 多項ロジットモデルでは、任意の2つの選択肢間の選択確率は他の選択肢の存在によって影響されないという、IIA (Independence from irrelevant alternatives)の仮定が満たされている必要がある。表3の推定モデルについては、ハウスマン検定の結果により、IIAの仮定は棄却されなかった。なお、別途、大学進学選択のみ県内進学と県外進学に選択が分かれる「入れ子型ロジットモデル」の推定を試みたが、全ての説明変数を用いた計算が収束せず、推定結果の比較はできなかった。この点は今後の課題である。

関係はみられなかったが、収容率と県内大学進学が有意に正の関係にあるという結果は整合的である。

表 3 進学モデルの推定結果

	(1) 全国			(2) 地方39道県			(3) 大都市8都府県		
	短大・高専	県内大学	県外大学	短大・高専	県内大学	県外大学	短大・高専	県内大学	県外大学
収容率	0.968 (0.0281)	1.073*** (0.0282)	1.067** (0.0285)	1.085 (0.0750)	1.302** (0.137)	1.135 (0.0883)	1.030 (0.0519)	1.047 (0.0434)	1.032 (0.0465)
父高卒	1.766** (0.398)	1.973*** (0.510)	2.231*** (0.567)	2.021** (0.632)	1.978* (0.793)	2.522*** (0.885)	1.658 (0.555)	1.897* (0.690)	2.264** (0.884)
父高専・短大卒	1.177 (0.616)	6.211*** (3.077)	3.353** (1.678)	0.778 (0.554)	5.835*** (3.906)	4.737** (2.877)	2.880 (2.260)	5.789** (4.701)	4.105* (3.357)
父大学・大学院卒	2.923*** (0.842)	8.010*** (2.547)	6.650*** (2.077)	3.264*** (1.371)	10.43*** (5.492)	7.222*** (3.217)	2.850** (1.213)	7.288*** (3.147)	7.414*** (3.464)
父その他学歴	0.583 (0.219)	0.560 (0.258)	1.567 (0.489)	0.513 (0.277)	0.723 (0.570)	1.082 (0.457)	0.603 (0.364)	0.305** (0.177)	3.014** (1.550)
母高卒	1.467* (0.315)	1.042 (0.261)	1.481 (0.363)	1.133 (0.333)	0.824 (0.322)	1.255 (0.417)	1.883* (0.649)	1.096 (0.387)	1.796 (0.683)
母高専・短大卒	2.472** (0.898)	1.450 (0.631)	3.714*** (1.482)	2.395* (1.091)	0.883 (0.610)	1.736 (0.920)	2.528 (1.748)	2.689 (1.805)	12.28*** (8.096)
母大学・大学院卒	0.956 (0.514)	3.312** (1.587)	5.805*** (2.667)	0.663 (0.662)	3.555* (2.628)	9.550*** (5.773)	0.958 (0.659)	2.534 (1.683)	3.431* (2.353)
母その他学歴	1.719 (0.649)	1.766 (0.780)	0.829 (0.292)	1.417 (0.790)	1.585 (1.160)	0.939 (0.430)	2.495 (1.590)	2.327 (1.389)	0.634 (0.392)
きょうだい数	0.802** (0.0790)	0.694*** (0.0807)	0.693*** (0.0777)	0.672*** (0.101)	0.520*** (0.102)	0.676** (0.103)	0.923 (0.139)	0.857 (0.116)	0.683** (0.130)
長男	1.780 (0.929)	0.983 (0.257)	0.858 (0.200)	1.098 (0.682)	1.043 (0.416)	1.131 (0.375)	3.711 (4.110)	0.882 (0.336)	0.461** (0.177)
長女	0.790 (0.143)	0.956 (0.294)	1.140 (0.335)	0.623* (0.151)	0.970 (0.426)	1.557 (0.564)	0.963 (0.298)	1.042 (0.474)	0.680 (0.363)
女性	12.95*** (6.170)	0.239*** (0.0785)	0.198*** (0.0650)	11.56*** (6.484)	0.294*** (0.138)	0.207*** (0.0882)	20.83*** (22.04)	0.154*** (0.0755)	0.154*** (0.0914)
中3成績「やや上」	1.005 (0.325)	0.501** (0.142)	0.356*** (0.0911)	0.727 (0.306)	0.361*** (0.141)	0.268*** (0.0857)	2.546 (1.507)	0.985 (0.437)	0.675 (0.292)
中3成績「真ん中」	0.619 (0.185)	0.0818*** (0.0229)	0.0470*** (0.0116)	0.495* (0.191)	0.0490*** (0.0186)	0.0350*** (0.0113)	1.210 (0.670)	0.147*** (0.0644)	0.0671*** (0.0278)
中3成績「やや下」	0.240*** (0.0882)	0.0216*** (0.00911)	0.0196*** (0.00698)	0.116*** (0.0587)	0.00468*** (0.00388)	0.00970*** (0.00468)	0.643 (0.400)	0.0636*** (0.0353)	0.0418*** (0.0234)
中3成績「下の方」	0.0747*** (0.0595)	0.0142*** (0.0108)	0.00983*** (0.00663)	0.0533** (0.0622)	0.00759*** (0.00825)	0.00605*** (0.00508)	0.179 (0.187)	0.0373*** (0.0468)	0.0277*** (0.0354)
標準化有効求人倍率	1.172 (0.571)	1.069 (0.632)	0.723 (0.472)	1.302 (0.853)	0.662 (0.569)	0.807 (0.622)	1.873 (1.703)	1.911 (1.898)	0.930 (1.530)
定数項	0.0278*** (0.0297)	0.133** (0.125)	0.0287** (0.0490)	0.0151*** (0.0213)	0.0118** (0.0218)	0.00956** (0.0207)	0.00171*** (0.00315)	0.297 (0.383)	7.650 (10.73)
Observations	2219			1433			786		
Log pseudolikelihood	-1666.091			-945.528			-657.534		
Pseudo R2	0.318			0.368			0.295		

注：数値は、説明変数の 1 単位の変化に対する各選択肢の限界的なオッズ比と基準選択肢（非進学・高卒）に対する限界的なオッズ比の比である相対リスク比（relative risk ratio）を表す。（ ）内は係数に関するロバスト標準誤差。推定式には、高校卒業年ダミー、15 歳時点の都道府県ダミーと、線形の都道府県トレンド項を含む。

* p<0.10、 ** p<0.05、 *** p<0.01

4.2 賃金関数の推定

(1) 大卒間の賃金格差

(2) 式および、これの説明変数に修正項を加えた (3) 式の推定結果を表4に示す⁶。

進学モデルの推定結果で述べたように、地方圏と大都市圏では進学行動の構造が異なることが示唆された。そこで賃金関数についても、出身地によってサンプルを分割して推定する。ここでは、高卒、短大・高専進学、県内大学進学、県外大学進学の4つの学歴ダミーのうち、県内大学進学を基準とする。

出身地が地方の場合、モデル(1)の推定結果を見ると、同じ大学卒であるにもかかわらず、県内大学卒に比べて県外大学卒の賃金が約17%高く、これは5%水準で統計的に有意である。説明変数に修正項を加え、内生性をコントロールしたモデル(2)の推定結果でも、格差は15.6%とわずかに低下するものの、10%水準で統計的に有意な県外大学卒のプレミアムが観察される。それとは対照的に、出身地が大都市圏の場合（モデル(3)、モデル(4)）、県内大学卒と比較した県外大学卒の賃金プレミアムは、統計的に有意ではないが負の値をとる。

表4 賃金関数の推定結果（被説明変数：対数実質年収）

	地方39道県		大都市9都県	
	(1)	(2)	(3)	(4)
高卒	-0.173** (0.069)	-0.144* (0.076)	-0.353*** (0.061)	-0.312*** (0.065)
短大・高専	-0.109 (0.086)	-0.099 (0.089)	-0.202** (0.087)	-0.161* (0.087)
県外大学	0.170** (0.077)	0.156* (0.082)	-0.041 (0.069)	-0.069 (0.070)
最終校卒業からの年数	0.040*** (0.015)	0.042*** (0.015)	0.069*** (0.017)	0.071*** (0.017)
最終校卒業からの年数2乗	-0.001* (0.001)	-0.001** (0.001)	-0.002** (0.001)	-0.002*** (0.001)
勤続年数	0.032*** (0.010)	0.035*** (0.011)	0.031** (0.014)	0.0314** (0.014)
勤続年数2乗	-0.001 (0.0004)	-0.001 (0.0004)	-0.001* (0.001)	-0.001* (0.001)
女性ダミー	-0.269*** (0.056)	-0.243*** (0.057)	-0.146** (0.072)	-0.071 (0.095)
結婚ダミー	0.192*** (0.046)	0.201*** (0.046)	0.291*** (0.054)	0.288*** (0.053)
女性*結婚	-0.516*** (0.072)	-0.537*** (0.069)	-0.852*** (0.096)	-0.854*** (0.096)
2005年ダミー	0.035 (0.051)	0.027 (0.054)	0.062 (0.060)	0.058 (0.059)
現正規雇用ダミー	0.617*** (0.046)	0.586*** (0.047)	0.644*** (0.065)	0.637*** (0.066)
millsp1		-0.003 (0.005)		0.001 (0.011)
millsp2		0.0002 (0.001)		-0.005 (0.008)
millsp4		0.003 (0.003)		0.015* (0.009)
定数項	14.020*** (0.113)	14.030*** (0.121)	14.020*** (0.122)	14.030*** (0.166)
Observations	1046	999	581	581
adj.R-squared	0.519	0.522	0.588	0.59

注：() 内はロバスト標準誤差。モデル(2)および(4)は、bootstrap 法による標準誤差 (replication は 500 回) * p<0.10 ** p<0.05 *** p<0.01

⁶ 修正項を加えたモデルについては、bootstrap 法 (replication は 500 回) による標準誤差を求めた。

次に、入試偏差値の高い大学と低い大学が都道府県によって偏在していることを考慮して、サンプルを地方圏出身の大卒に限定し、入試偏差値をコントロールした推定を行う。表5の推定結果をみると、入学時の偏差値をコントロールしても、県内大学卒に対して県外大学卒の賃金が高く(モデル(2))、これは5%水準で統計的に有意である。また、都市部には多くの大学が存在することで、多彩な学部で教育を受けることが出来ると考えられることから、学部ダミーをコントロールしたモデルとして(3)および(4)を推定している。この結果も、県内大学卒に比べて県外大学卒は統計的に有意に賃金が高く、県外大卒の賃金プレミアムを説明する要因とはならなかった。

表5 地方圏出身の大卒者サンプルに限定した賃金関数の推定結果
(被説明変数：対数実質年収)

	(1)	(2)	(3)	(4)
県外大学	0.164** (0.073)	0.186** (0.079)	0.195** (0.092)	0.204** (0.099)
最終校卒業からの年数	0.079*** (0.030)	0.053 (0.033)	0.082** (0.033)	0.048 (0.036)
最終校卒業からの年数2乗	-0.002 (0.001)	-0.001 (0.001)	-0.002 (0.001)	-0.0002 (0.002)
勤続年数	0.035 (0.026)	0.046 (0.030)	0.036 (0.030)	0.048 (0.034)
勤続年数2乗	-0.001 (0.001)	-0.001 (0.002)	-0.001 (0.002)	-0.002 (0.002)
女性ダミー	-0.246** (0.116)	-0.226* (0.127)	-0.259* (0.143)	-0.240 (0.155)
結婚ダミー	0.112 (0.080)	0.126 (0.082)	0.046 (0.093)	0.070 (0.096)
女性*結婚	-0.277* (0.160)	-0.315* (0.178)	-0.234 (0.178)	-0.321* (0.187)
2005年ダミー	-0.033 (0.103)	-0.120 (0.105)	0.004 (0.130)	-0.085 (0.133)
現正規雇用ダミー	0.774*** (0.118)	0.779*** (0.125)	0.825*** (0.140)	0.836*** (0.144)
大学入試偏差値		0.002 (0.005)		0.007 (0.006)
定数項	13.673*** (0.202)	13.707*** (0.323)	13.231*** (0.229)	13.002*** (0.342)
学部コントロール	No	No	Yes	Yes
Observations	250	216	242	213
Adjusted R-squared	0.493	0.487	0.480	0.473

注：() 内は、ロバスト標準誤差 * p<0.10、 ** p<0.05、 *** p<0.01

(2) 県外大学卒の賃金プレミアムの検証

では、なぜ、地方圏出身者の県外大学卒の賃金プレミアムが存在するのだろうか。一つの可能性として、大学進学に伴う地域間移動の有無がその後の就職先に差異をもたらすという効果が考えられる。そこで、進学先(卒業大学)が大都市圏8都府県であることを示す進学大都市ダミーと、学卒後初

めて職に就いた際の居住地が大都市であったことを示す初職大都市ダミー、ならびに調査時点での現職において大都市圏に居住していることを示す現職大都市ダミーを作成した。そのうえで、それぞれを(3)式のモデルの説明変数に加えて推定した。ただし、これらの変数間の相関係数は、初職大都市ダミーと現職大都市ダミーで0.78、進学大都市ダミーと初職大都市ダミーで0.68、進学大都市ダミーと現職大都市ダミーでも0.66と高いため、多重共線性を考慮し、進学大都市ダミーと現職大都市ダミー、初職大都市ダミーを一つずつモデルに加えた。

推定結果は表6のモデル(1)～(3)に示されている。推定結果を見ると、どのモデルにおいても、進学大都市ダミー、現職大都市ダミーと初職大都市ダミーはそれぞれ1%水準で統計的に有意に正であり、これらを説明変数に加えることで、県外大学卒のプレミアムは統計的に有意ではなくなった。

最後に、前節の(3)式の推定モデルに、より直接的に初職や現職の企業特性を加えて、賃金プレミアムの源泉を検証する。具体的には、調査時点の企業規模、産業をコントロールしたモデルおよび、初職の企業規模、産業種別をコントロールしたモデルを現職大都市ダミーと組み合わせてそれぞれ推定した。表6のモデル(4)～(9)を見ると、現職産業・企業規模をコントロールしたモデルではすべて県内進学に対する県外進学の正のリターンは有意でなくなった。初職産業・企業規模をコントロールしたモデルでは、現職大都市ダミーと組み合わせたときのみ、県外大学進学のパremiumが有意でなくなるという結果となった⁷。

5. おわりに

本研究で明らかになった点は次のようにまとめられる。

第1に、地方において大学収容率の増加は県内進学率を上昇させることが明らかになった。地方に大学を新設することは、県内進学率を高めるという点で、一定の効果があると考えられる。

第2に、地方圏出身の大卒者の賃金の推定について、内生性を考慮したモデルや大学入試偏差値をコントロールしたモデルにおいても、県内進学のリターンを統計的に有意に上回る県外進学のリターンが観察された。このことから、県外大学進学のパremiumは、誤差項に含まれる家計の変数や特定地域の特性といった要素に還元されないこと、大都市圏の大学の入試偏差値が高いことが理由ではないことが分かった。

第3に、地方圏出身の大卒者が、現在大都市に居住しているかどうかをコントロールしたモデルや、調査時点の職業・産業をコントロールしたモデルにおいては、対照的に県内進学に対する県外進学の高いリターンは統計的に有意ではなくなった。県外の大学に進学した個人は、大都市圏に居住しやすく、高賃金の産業に就きやすく、企業規模の大きい会社に勤務する可能性が高いといえる。日本の労働市場においては、新卒一括採用慣行が根強く、良好な雇用機会の獲得は新卒時点に偏っている。本研究の結果は、新卒採用市場において、地方圏の県内大学進学者が大都市圏の良好な雇用機会へのアクセスが相対的に乏しい可能性を示唆するものであった。

本研究の推定結果により、地方圏における県内進学に対する県外進学の高いリターンは、地方圏と

⁷ 以上のように、賃金関数は男女計の雇用者のサンプルを用いて推定している。しかしながら、非就業者がセンサーされる確率がランダムではなく、何らかのシステムティックなものであれば、賃金関数の推定量にはサンプルセレクションバイアスの懸念がある。そこで、労働参加率が高い男性のみのサンプルを用いて、表4～表6を再推定した。その結果、係数の大きさや符号には大きな変化はなかった。ただし、サンプルサイズが半数近くに減少し、標準誤差が大きくなったため、県外大学のプレミアムは統計的に有意ではなかった。結果の詳細については、著者までお問い合わせ頂きたい。

大都市圏の雇用環境の違いに帰結することが示唆された。しかしながら、通学可能圏以外の大学に通うには、1人暮らしをせざるを得ないため、家計には大きな経済的負担がかかる。家計所得の多寡によって進学・非進学の選択だけでなく、進学可能な地域に制約がかかると考えられる。以上より、地方圏の大学における教育のリターンを高めること、具体的には学生の人的資本を高める努力やキャリア教育への注力が重要であることが示唆される。

表6 初職あるいは現職の企業属性を加えた推定結果（被説明変数：対数実質年収）

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)
高卒	-0.142* (0.076)	-0.148** (0.073)	-0.152** (0.071)	-0.098 (0.080)	-0.166** (0.074)	-0.103 (0.075)	-0.109 (0.077)	-0.170** (0.076)	-0.179** (0.074)
短大・高専	-0.145 (0.091)	-0.101 (0.089)	-0.109 (0.089)	-0.076 (0.088)	-0.103 (0.089)	-0.079 (0.089)	-0.090 (0.092)	-0.106 (0.090)	-0.116 (0.091)
県外大学	0.048 (0.092)	0.124 (0.082)	0.103 (0.080)	0.170** (0.081)	0.103 (0.074)	0.148* (0.082)	0.120 (0.079)	0.068 (0.078)	0.038 (0.080)
最終校卒業からの年数	0.041*** (0.014)	0.040*** (0.014)	0.042*** (0.015)	0.036** (0.016)	0.053*** (0.016)	0.035** (0.015)	0.037** (0.014)	0.051*** (0.016)	0.054*** (0.015)
最終校卒業からの年数2乗	-0.001** (0.001)	-0.001** (0.0005)	-0.001** (0.001)	-0.001 (0.001)	-0.001** (0.001)	-0.001* (0.001)	-0.001* (0.0005)	-0.001** (0.001)	-0.001*** (0.001)
勤続年数	0.035*** (0.010)	0.036*** (0.010)	0.036*** (0.010)	0.041*** (0.010)	0.036*** (0.011)	0.041*** (0.010)	0.042*** (0.010)	0.037*** (0.011)	0.036*** (0.011)
勤続年数2乗	-0.001 (0.0005)	-0.001 (0.0005)	-0.001 (0.0005)	-0.001* (0.0005)	-0.001 (0.001)	-0.001* (0.0005)	-0.001* (0.0005)	-0.001 (0.001)	-0.001 (0.001)
millsp1	-0.003 (0.005)	-0.003 (0.005)	-0.002 (0.004)	-0.002 (0.004)	-0.005 (0.006)	-0.002 (0.005)	-0.002 (0.004)	-0.005 (0.006)	-0.004 (0.006)
millsp2	0.0002 (0.001)	0.0002 (0.001)	0.0001 (0.001)	0.0003 (0.001)	0.0001 (0.001)	0.0003 (0.001)	0.0002 (0.001)	0.0001 (0.001)	0.0001 (0.001)
millsp4	0.004 (0.003)	0.003 (0.002)	0.003 (0.003)	0.003 (0.002)	0.004* (0.002)	0.003 (0.002)	0.003 (0.002)	0.004 (0.002)	0.003 (0.002)
女性ダミー	-0.238*** (0.059)	-0.234*** (0.054)	-0.238*** (0.062)	-0.312*** (0.056)	-0.300*** (0.062)	-0.307*** (0.057)	-0.312*** (0.059)	-0.292*** (0.060)	-0.300*** (0.062)
結婚ダミー	0.203*** (0.048)	0.215*** (0.048)	0.198*** (0.048)	0.183*** (0.046)	0.181*** (0.051)	0.192*** (0.044)	0.178*** (0.049)	0.199*** (0.050)	0.182*** (0.051)
女性*結婚	-0.538*** (0.070)	-0.543*** (0.072)	-0.543*** (0.074)	-0.509*** (0.072)	-0.488*** (0.078)	-0.515*** (0.071)	-0.516*** (0.071)	-0.498*** (0.078)	-0.497*** (0.078)
2005年ダミー	0.036 (0.054)	0.036 (0.050)	0.044 (0.054)	0.021 (0.053)	-0.044 (0.052)	0.025 (0.058)	0.030 (0.054)	-0.035 (0.056)	-0.029 (0.055)
現正規雇用ダミー	0.588*** (0.048)	0.586*** (0.046)	0.578*** (0.046)	0.528*** (0.049)	0.506*** (0.056)	0.529*** (0.052)	0.522*** (0.051)	0.503*** (0.058)	0.491*** (0.057)
進学大都市ダミー	0.217*** (0.067)								
初職大都市ダミー		0.147*** (0.043)				0.109** (0.047)		0.160*** (0.046)	
現職大都市ダミー			0.247*** (0.056)				0.238*** (0.057)		0.281*** (0.058)
定数項	14.030*** (0.124)	14.016*** (0.123)	14.009*** (0.123)	13.553*** (0.749)	14.288*** (0.294)	13.563*** (0.798)	13.563*** (0.695)	14.288*** (0.284)	14.245*** (0.304)
初職産業・企業規模コントロール	No	No	No	Yes	No	Yes	Yes	No	No
現職産業・企業規模コントロール	No	No	No	No	Yes	No	No	Yes	Yes
Observations	999	999	999	946	922	946	946	922	922
adj.R-squared	0.526	0.526	0.530	0.544	0.510	0.546	0.551	0.515	0.522

注：（ ）内は、bootstrap 法による標準誤差（replication は 500 回） *p<0.10 ** p<0.05 *** p<0.01

謝辞

本稿の分析に当たり、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「社会階層と社会移動全国調査 1995, 2005」(2015SSM 調査管理委員会)の個票データの提供を受けた。大学入学偏差値のデータは、河合塾から「全国統一模試難易ランキング表による偏差値 (1980~2000)」の提供を受けた。

また、本稿の作成と改訂に際して、松林洋一氏および瀧俊毅氏 (いずれも神戸大学)、ならびに本誌2名の匿名レフェリーより、建設的かつ有益なコメントを数多く頂いた。

以上の関係各位のご助言、ご協力に心より感謝申し上げる。残された誤りは筆者らに帰するものである。なお、勇上は本研究に対して、科学研究費補助金 17H02522 および 19H00619 の助成を受けている。

参考文献

- Belskaya, O., K. Sabirianova Peter., and C. Posso. [2014] “College Expansion and the Marginal Returns to Education: Evidence from Russia.” *IZA Discussion Paper*, No. 8735
- Cameron, Stephen V. and Christopher Taber. [2004] “Estimation of Educational Borrowing Constraints Using Returns to Schooling.” *Journal of Political Economy* 112 (1): 132–182.
- Card, D. [1993] “Using Geographic Variation in College Proximity to Estimate the Return to Schooling.” *NBER Working Paper*, No. 4483
- Card, D. [1999] “The Causal Effect of Education on Earnings,” *Handbook of Labor Economics*, Vol. 3, Ch. 30, pp. 1801–1863
- Carneiro, Pedro, James J. Heckman, and Edward Vytlacil. [2010] “Evaluating Marginal Policy Changes and the Average Effect of Treatment for Individuals at the Margin.” *Econometrica* 78 (1): 377–394.
- Carneiro, Pedro, James J. Heckman, and Edward Vytlacil. [2011] “Estimating Marginal Returns to Education.” *The American Economic Review* 101 (6): 2754–2781.
- Carneiro, Pedro, Michael Lokshin, Cristobal Ridao-Cano, and Nithin Umapathi. [2017] “Average and Marginal Returns to Upper Secondary Schooling in Indonesia.” *Journal of Applied Econometrics* 32: 16–36
- Carneiro, Pedro and Sokbae Lee. [2009] “Estimating Distributions of Potential Outcomes Using Local Instrumental Variables with an Application to Changes in College Enrollment and Wage Inequality.” *Journal of Econometrics* 149 (2): 191–208.
- Carneiro, Pedro, Costas Meghir, and Matthias Parey. [2013] “Maternal Education, Home Environments, and the Development of Children and Adolescents.” *Journal of the European Economic Association* 11 (s1): 123–160.
- Currie, J., and E. Moretti. [2003] “Mother's Education and the Intergenerational Transmission of Human Capital: Evidence from College Openings,” *The Quarterly Journal of Economics*, Vol. 118, No. 4, pp. 1495–1532
- Doyle, William R. and Benjamin T. Skinner. [2016] “Estimating the Education-Earnings Equation Using Geographic Variation.” *Economics of Education Review* 53: 254–267.
- Dubin, J., and D. McFadden. [1984] “An Econometric Analysis of Residential Electric Appliance

- Holdings and Consumption.” *Econometrica*, Vol.52, No.2, pp. 345-362
- 遠藤健[2017]「大学進学にともなう地域移動の時系列分析」『早稲田大学文学研究科紀要』第 62 輯, pp.113-127
- 朴澤泰男[2016]『高等教育機会の地域格差—地方における高校生の大学進学行動』東信堂
- Kane, T.J. and C.E. Rouse. [1993], “Labor Market Returns to Two- and Four Year Colleges: Is a Credit and Do Degrees Matter?” *NBER Working Paper*, No.4268
- Kikuchi, Nobuyoshi [2017] “Marginal Returns to Schooling and Education Policy Change in Japan,” *ISER Discussion Paper* 0996r, Institute of Social and Economic Research, Osaka University, revised Oct 2017.
- Kling, Jeffrey R. [2001] “Interpreting Instrumental Variables Estimates of the Returns to Schooling.” *Journal of Business & Economic Statistics* 19 (3):358–364
- 丸山哲央[1988]「高校卒業者の進学と地域移動」『金城学院大学論集—社会科学編』第 30 巻, pp.39-77
- 牟田博光[1986]「大学・短大進学に伴う地域間移動の時系列分析」『大学論集』第 16 巻, pp.179-198
- 中澤渉[2011]「高等教育進学機会の地域間不平等」『東洋大学社会学部紀要』第 48 巻, 2 号, pp.5-18
- Nybom, Martin. [2017] “The Distribution of Lifetime Earnings Returns to College.” *Journal of Labor Economics* 35 (4):903–952.
- 佐野晋平・安井健悟[2009]「日本における教育のリターンの推計」『国民経済雑誌』第 200 巻, pp.71-85
- 佐々木洋成[2006]「教育機会の地域間格差高度成長期以降の趨勢に関する基礎的検討」『教育社会学研究』第 78 巻, pp.303-320
- 上山浩次郎[2011]「大学進学率の都道府県間格差の要因構造とその変容：多母集団パス解析による 4 時点比較」『教育社会学研究』第 88 集, pp.207-227
- 上山浩次郎[2012a]「高等教育進学率における地域間格差の再検証」『現代社会学研究』第 25 巻, pp.21-36
- 上山浩次郎[2012b]「大学収容率からみた地域間格差」『北海道大学大学院教育学研究科紀要』第 115 巻, pp.1-15