



RIETI Discussion Paper Series 14-J-037

奨学金の制度変更が進学行動に与える影響

佐野 晋平
千葉大学

川本 貴哲
百五銀行



Research Institute of Economy, Trade & Industry, IAA

独立行政法人経済産業研究所

<http://www.rieti.go.jp/jp/>

奨学金の制度変更が進学行動に与える影響[†]

佐野晋平（千葉大学法経学部）

川本貴哲（百五銀行）

要 旨

本稿は日本学生支援機構奨学金の制度変更により、新たに奨学金を受けることが可能となった層に注目し、制度変更直面した高校卒業者の大学進学確率が上昇したかどうかを検証した。1999年に日本学生支援機構の奨学金制度が変更されたが、その変更の1つに奨学金申請のための収入基準額の変更がある。具体的には、それまで生活保護地域1級地に相当するA級地の基準額は、2級地以下に相当するB級地の基準額より高く設定されていたが、制度変更により級地区分が廃止され、B級地の家計のみ進学費用が下がる状況が生まれた。この状況を利用し、1996-2003年の市町村データを用いDifference in Differencesにより制度変更が進学に与える効果を分析した。また、同じ級地区分内であっても所得水準により制度変更の影響が異なる状況を利用し、回答者の過去の居住地情報が入手できる個票データを用いてTriple Differenceを実施した。推計結果によると、制度変更に影響を受け、受給資格が拡大したグループの短大・大学への進学確率は上昇するが、その効果は制度変更直後に限定されることが示された。

キーワード：短大・大学進学，奨学金，差の差法

JEL classification: I22, I23, J24

RIETI ディスカッション・ペーパーは、専門論文の形式でまとめられた研究成果を公開し、活発な議論を喚起することを目的としています。論文に述べられている見解は執筆者個人の責任で発表するものであり、所属する組織及び（独）経済産業研究所としての見解を示すものではありません。

[†]本稿は、独立行政法人経済産業研究所におけるプロジェクト「労働市場制度改革（人的資本・人材改革研究会）」の研究成果の一部である。本稿の原案に対して、第2回教育経済・教育政策コンフェレンス参加者および（独）経済産業研究所DP検討会参加者より有益なコメントを頂いた。佐野は科研費（2430244）による補助を受けた。本稿に示されている意見は、筆者が所属する機関の見解を示すものではない。また、ありうる誤りは全て筆者の責にある。

1 はじめに

我が国の高等教育費支出に占める私費負担割合は 66.7% (家計負担割合は 50.7%) と OECD 平均の 30% と比べ突出して高く、学費援助が高等教育進学へ与える役割は特に大きい (OECD 2012)。さらに、少子化、就職率の低下を背景とした高等教育需要の高まり、高い学費の問題が指摘されており、公的な援助の重要性、奨学金の拡充を求める声大きい (小林 2009, 2013)。

奨学金が存在することの経済学的な根拠は市場の不完全性の緩和である。奨学金が有効であるかを判断するには、奨学金の存在は借入制約に直面した個人の進学行動への程度影響を与えたか、奨学金を受給することにより労働市場での成果をどの程度上昇させたかを厳密に計測する必要がある。

しかし、奨学金が家計の高等教育進学・教育の収益率に与える因果的な効果を識別することは必ずしも容易ではない (Card 1999, Heckman et al. 2006, 安井・佐野 2009)。進学の意思決定に及ぼす観察可能な要因 (家計所得など) だけではなく、観察不能な要因 (能力など) と、奨学金を受けるかどうかの意思決定は互いに相関を持つことが原因である。この問題を回避するには、本人の意思決定からは外生である学費の変動や奨学金制度の変更といった自然実験を用いるアプローチが採用される。実際に欧米の既存研究では、学費の外生的な変動や奨学金制度の制度変更を利用し、学費援助が高等教育進学に及ぼす因果的な効果を計測している (Dynarski 2000, 2003, Guryan 2001, Nielsen et al. 2010, Steiner and Wrohlich 2011, Van Der Klaauw 2002)。

奨学金制度の重要性が指摘されているにもかかわらず、我が国において奨学金が進学に及ぼす効果を厳密に検討した研究は見当たらないが、その問題は家計状況と大学進学を結びつけるデータがないことに起因する。国内の多くの既存研究で用いられたアプローチは、『家計調査』の集計データで家計所得と大学進学率を対応させた銭 (1988) の研究や、『学生生活基本調査』の個票データで大学進学者と家計所得の状況の相関を分析した小林 (2009)、『就業構造基本調査』の個票データを用いて家計所得、親の学歴と進学行動を分析した中村 (1993) がある。これらは主として家計所得と進学行動の関係を見ているが、奨学金そのものの効果を検証しているわけではない。加えて、『学生生活基本調査』は在学者への調査のため、奨学金の受給と進学の意味決定を分析することができない。『就業構造基本調査』は家計調査であるため家計の状況と進学を分析できる可能性を持つが、大学進学状況を観察できるのは同居している家計しかカバーされない¹。

奨学金の効果の厳密な測定を試みた研究として鈴木・伊藤 (2003)、小黒・渡辺 (2008)、下山・村田 (2011) があるが、これらは現在在学している大学生について奨学金受給の有無により消費行動に及ぼす効果を測定しており、進学行動そのものの効果を分析しているわけ

¹ 中村 (1993) は自県進学率の高い都市部のみを分析対象としている。

ではない。

奨学金が進学行動に与えた効果を厳密に測定するために、1999年に起きた日本育英会の奨学金制度改正を利用した分析を行う。1999年に日本学生支援機構の奨学金制度が変更されたがその変更の一つに奨学金申請のための収入基準額の変更がある。具体的には、それまで生活保護地域1級地に相当するA級地の基準額は、2級地以下に相当するB級地の基準額より高く設定されていたが、制度変更により級地区分が廃止された。その結果、B級地の家計のみ進学費用が下がる状況が生まれた。制度変更は各家計にとって外生であるため、この状況を自然実験とみなすことで進学行動の因果的な効果が検証可能となる。

本稿では、日本学生支援機構の制度変更により地域差があることを利用し、進学費用の低下が家計の進学行動に与えた効果の検出を試みるが、次の2点に着目する。1点目は政策効果の持続性である。所得基準の緩和が政策変更直後に影響を与えたのか、その後持続的に影響を与えたのかを分析する。そのために、1996年から2003年までの市町村データによる分析を行う。2点目は政策変更の影響を受けたグループを特定化することである。制度変更は地域ごとに生じているが、そもそも所得基準に応じて奨学金受給が決まることを考慮すると、同一地域内であっても制度変更の影響が異なる。このことは、政策効果の純粋な効果を検出できることを意味するだけでなく、どのような層に所得援助を行うべきかの示唆を与える。そのために、過去の家計状況が観察できるJGSSデータを用いた分析を行う。

あらかじめ得られた結果を要約すると、制度変更により奨学金の所得区分の変更に影響を受けたグループは、進学がより有利になるため、短大・大学への進学確率が高くなる。その効果は制度変更直後に観察されるが、持続的な効果は観察されない。同一地域内で異なる制度変更の影響を考慮した分析によると、制度変更の影響を受け、受給資格が拡大したグループの、短大・大学への進学確率が上昇したことが確認された。個人の異質性と考えられる両親の教育水準や本人の能力を制御した場合であっても制度変更の影響は観察される。

本稿の構成は以下のとおりである。次節で奨学金の制度変更について説明し、3節で市町村データを用いた分析、4節で個人データを用いた分析を示し、5節でまとめる。

2 奨学金の制度変更

大学進学の意味決定モデルによると、大学進学の実利が進学費用を十分に上回る場合に、個人は進学することを決める。進学の実利は進学による獲得所得の上昇であり、費用は進学した場合に放棄する獲得所得（機会費用）と学費といった直接費用である。後述する奨学金を受けるための所得基準の緩和は、借入れ制約に直面した個人の進学費用を引き下げるため進学を促進する効果が予測される（Dynarski 2000, 2003）。

わが国において、大学進学に関わる奨学金で最も大きなシェアを占めるのは日本学生支援機構奨学金であり、『平成 15 年度奨学事業に関する実態調査』によると、平成 15 年度において大学の奨学金受給者の約 71.3%を占めている。大学生向けの奨学金として大きく第一種奨学金（無利子貸与）と第二種奨学金（有利子貸与）のものがあり、入学前に申請する予約採用と在学中に申請する在学時採用がある。『平成 16 年度 JASSO 年報』によると、第一種奨学金の大学生の新規採用者 7 万 410 人のうち、予約採用者は 2 万 1207 人である。審査項目については「人物」、「健康」、「学力及び素質」、「経済的理由による困難」の 4 項目が課されている。

奨学金制度は 1999 年に変更されたが、本稿で着目するのは、「経済的理由による困難」に相当する奨学金受給審査における収入基準額の変更である²。平成 11 年度予約申請者までは、奨学金受給審査額に関して A 級地、B 級地となる区別がなされていた。所在地域の級地区区分は、生活保護法における級地区区分と対応しており、A 級地は生活保護における 1 級地と対応し、B 級地はその他の級地と対応する。しかし、平成 12 年度申請者（高等学校 3 年次在学者）以降、そうした級地区区分による差はなくなり、全国一律の収入基準額が定められることになった（図 1）。この変化は B 級地居住の高校生にとって、受給資格の拡大を意味するため、彼らが大学進学を選択した可能性がある。

3 市町村データによる分析

3-1. 分析の枠組み

奨学金受給が進学に与える影響は(1)式のような式を推計することで分析できる。

$$Y = \alpha_0 + \alpha_1 S + e \quad (1)$$

ここで、Y は進学したかどうかを示す変数であり、S は奨学金を受給した場合に 1 をとるダミー変数、e は誤差項である。しかし、奨学金を受給するかどうかと進学的意思決定に観察できない要因がある場合、奨学金の純粋な効果を検出することができない。そのため、奨学金を受給するかどうかに影響をあたえるが、(1)式の誤差項とは外生な状況を利用する必要がある。

前述の奨学金基準制度変更により、奨学金の適格層が拡大した地域において進学率が高まったかを検証することで、奨学金が進学行動に与えた効果を分析する。Dynarski (2000, 2003) に従い、基本モデルは次のように設定する。

$$Y_{it} = \beta_0 + \beta_1 A_t + \beta_2 T_i + \beta_3 A_t \cdot T_i + X_{it} \gamma + \epsilon_{it} \quad (2)$$

² なお同時期に二種奨学金の応募条件の変更および拡大が起こっているが、この変化は全国一律に起こっている。貸与人員は平成 10 年度で約 50 万人から平成 11 年度には 65 万人に拡大している（文部科学省）。

ただし、 Y は i 地域 t 時点の進学率を示し、 A は政策変更後であれば 1 をとるダミー、 T は政策変更に影響を受けたグループであれば 1 をとる処置ダミー、 X は説明変数、 ε は誤差項である。(2)式は、制度変更により奨学金受給資格を新たに得たことが、奨学金受給確率を変化させ、それが進学確率に影響を与えている効果を捉えた reduced form の推計である。説明変数は進学に影響を与える家庭要因と学校要因である。データの制約上観察可能な変数を全て制御することは困難であるが、その影響は固定的であると見なして、地域個別効果 a_i を含めた推計も行う。推計においては、(2)式の階差をとった、

$$\Delta Y_{it} = \beta_1 + \beta_3 T_i + \Delta X_{it} \gamma + \Delta \varepsilon_{it} \quad (3)$$

を OLS で推計する。ただし、 $\Delta Y_{it} \equiv Y_{it} - Y_{it-1}$ である。関心のある政策効果は β_3 で表現される。もし制度変更により、奨学金の適格層が拡大したことで、進学を促す効果があれば、 $\beta_3 > 0$ となる。

(2)式を政策効果の持続性に着目した式に拡張すると、

$$Y_{it} = \delta_0 + \delta_1 T_i + \sum_{k=1}^8 \{ \delta_{2k} A_{ik} + \delta_{3k} (T_i \cdot A_{ik}) \} + \delta_4 X_{it} + \varepsilon_{it} \quad (4)$$

となる。ここで、 T は処置ダミー、 A は時点ダミーであり、 X は観察可能な家計要因と学校要因である。(2)式と同様に、観測できない個別効果 a_i を含めた推計も行う。制度変更の影響は δ_{3k} の係数で示されるが、影響が一時点のものか、その後に持続的に影響を与えるかは、処置ダミーと年ダミーの交差項の係数の推移で示される。

3-2. データ

本節では 1996-2003 年の市町村別データを用い、制度変更により進学が可能となった層への影響を分析する。被説明変数は、市町村別の高校生の短大・大学進学率であり『市町村基礎データ』より入手した。基礎データは『学校基本調査』をベースにしているが、自治体による回答に依拠しているためすべての自治体を含んでいるわけではない。なお、学校基本調査の進学者数の調査時期には注意が必要である。たとえば、平成 19 年度の調査の場合、高校卒業生数は調査時期平成 19 年 5 月 1 日現在に調査されるため、卒業生数は平成 19 年 3 月卒業生で、平成 18 年 4 月に高校 3 年生だった者の数値である。本稿で分析対象とする制度変更は、平成 12 年度 (2000 年) に高校 3 年生だった個人に影響を与えるので、2000 年から 2001 年の『学校基本調査』の卒業生数の変化に着目する。進学率は%で表現されているため、ロジスティック変換をした数値を利用する。また、進学率は男女別に集計されているため、性別による影響の違いも検討する。

制度変更は生活保護の級地区分に応じて生じているため、『生活保護手帳』および『保護の手引き』を参考に 2000 年時点で、1 級地の市区町村を制御ダミー、それ以外を処置ダミーとした。家計の状況及び学校要因を制御するため、『市町村課税状況等の調』(総務省)より人口 1 人あたり

課税対象所得と、高等学校における教師一人あたり生徒数を用いた。これらの変数は、市町村ごとに異なる家計状況と教育の質を制御するために用いる。記述統計は表 1 にまとめている。表 1 によると、制御・処置のグループ区分は生活保護の級地区分と対応しているため、全体的に制御グループの進学率は高く、一人あたりの所得は高い。教師一人あたり生徒数は制御グループの方が多いが、これは都市部にある大規模校が含まれている可能性を示唆する。制度変更前後の進学率は両グループともに上昇しているが、それが制度変更の結果であるかを検討するために DD 推計を行う。

3-3. 推計結果

表 2 は階差モデルである(3)式を推計したものである。推計はそれぞれ男女計、男性、女性について、制御変数を含まない場合と含む場合をそれぞれ実施している。

DD 推計の仮定の 1 つである処置グループと制御グループのトレンドが等しいかどうかを検討するために政策変更前のデータである 1999 から 2000 年の階差モデルを推計したものが表 2 の(1)-(3), (10)-(12), (19)-(21)である。推計結果によると処置ダミーの係数は統計的に 0 と異なることから、政策変更前の両グループのトレンドが共通であることが確認された。

政策変更の DD 推計の結果は、表 2 の(4)-(6), (13)-(15), (22)-(24)である。推計結果によると、処置ダミーは、制御変数を加えた女性の進学率以外は、正で統計的に有意であることから、制度変更により奨学金の適格層が拡大したことで、進学が促進される効果が確認された。制御変数が進学に与える影響は観察されない。

政策変更後 2 時点(2001 から 2002 年)の階差モデルの結果は表 2 の(7)-(9), (16)-(18), (25)-(28)だが、処置ダミーの係数は統計的に有意ではないことから、政策変更の影響は一時点である可能性が示唆される。

政策変更の持続的な効果を検討するために(4)式を推計した結果は表 3 から 5 で示される。推計はそれぞれ性別ごとに行っており、観測できない個別効果を制御した固定効果モデルも実施している。関心のある政策パラメータは、`treat_y2001` の係数である。推計結果によると、すべてのケースについて制度変更が短大・大学進学率に与える影響は正の値をとり、統計的に有意な結果である。数量的には、大学進学率への受給拡大効果は約 5%である。性別で比較した場合、男性のほうがその効果が大きい。制御変数について、固定効果を制御しない場合、所得は進学確率を上昇させるが、固定効果を制御した場合、所得の上昇は大学進学を抑制する。所得の上昇は、進学のコスト増加と解釈すれば、進学を抑制する可能性がある³。

制度変更の持続的な効果を調べるため、1997 から 2003 の年ダミーと処置ダミーの交差項の係

³ 都道府県データにより幼児教育と進学行動を分析した Akabayashi and Tanaka(2013)においても、所得は大学進学にマイナスの影響を与えている。

数および 95%信頼区間をプロットしたものが図 2 である。図 2 によると、制度変更直後の 2001 年のみ大学進学確率に正の効果をもつが、その効果は翌年に消滅することがわかる。所得基準の緩和は一時的に進学へ影響を与えるが、その効果に持続性がない可能性が示唆される。

制度変更は、処置グループの奨学金の受給機会の拡大を意味するため、短大・大学進学確率を上昇させるが、その影響は一時点にとどまっている。制度変更による影響が一時点であったかどうかを別の方法で検討してみよう。(4)式における処置ダミーと時点ダミーの交差項の係数はベース(1996年)と比較した数値である。処置ダミーと2001年の係数は正で統計的に0と異なり、2002年との交差項は統計的に0と異ならないが、2001年と2002年の係数そのものは同程度かもしれない。もし2000年と2001年の係数の値が統計的に有意に異なるが、2001年と2002年(およびそれ以降)の係数の値が統計的に0と異ならないならば、受給機会の拡大効果は一時点である可能性を棄却できない。表6によると、全てのケースにおいて、2000年と2001年の係数の値が統計的に有意な差を持つことが示されている。男女計と男性のケースにおいては、2001年と2002年で係数の値が統計的に有意な差を持っているため、制度変更による影響が一時点であった可能性を示唆している。一方、女性の場合は、2001年と2002年の係数は統計的に有意な差がないことから、受給資格拡大による進学促進効果が継続している可能性を否定できない。

4 JGSS データによる分析⁴

本節では、前節で得られた結果の頑健性を個人データによる分析で確認する。市町村データを用いた分析では、個人の異質性が十分制御できていない可能性がある。また、DD 推計は、処置グループ内の制度変更の影響が共通であると仮定している。本節では、個人データを用いることにより個人の異質性を出来るだけ制御した分析を行うとともに、同一地域内でも受給資格が異なることを利用した分析を行う。

4-1. 分析の枠組み

(2)式は、同一グループ内では制度変更の影響が同じであるという仮定の下での推計である。奨学金受給には収入(所得)基準額があるため、同一地域内であっても所得水準の違いにより同じ制度変更での効果が異なる。すなわち、受給資格が拡大した地域において、所得水準が基準額を下回るグループ(適格層)のみ制度変更の影響を受け、所得水準が基準を上回るグループ(非適格層)は制度変更の影響を受けない。同様に、受給資格が変化していない地域においても、適格層と非適格層が存在するため、これらの情報を用いた Triple Difference モデル(以下、DDD 法)により、地域特有のショックを排除した政策効果を抽出できる。推

⁴ 本節の分析は川本・佐野(2013)に依拠している。

計式は次のようになる。

$$Y_{it} = \gamma_0 + \gamma_1 A_t + \gamma_2 T_i + \gamma_3 I_i + \gamma_4 A_t \cdot T_i + \gamma_5 A_t \cdot I_i + \gamma_6 I_i \cdot T_i + \gamma_7 A_t \cdot T_i \cdot I_i + X_{it} \gamma + \epsilon_{it} \quad (5)$$

ただし、 A は政策変更後を示す時点ダミー、 T は政策変更に影響を受けた地域を示す処置ダミー（受給地域拡大ダミー）、 I は適格層であれば 1 をとるダミーであり、興味のある政策効果は γ_7 で示される⁵。なお、個人属性である X を制御することで、より純粋な効果を検出することができる。(5)式を線形確率モデルで推計することで、制度変更が個人の進学行動に与えた効果を検出する。

4-2. データ

本節で用いるデータは日本版 General Social Surveys (以下, JGSS) の 2000-2003, 2005-2006, 2008 および 2010 である。JGSS は調査年の 9 月 1 日時点で満 20 歳から 89 歳の男女を母集団とし、層化 2 段抽出法により調査されており、調査実施年により若干違いがあるが、観測数は約 5000 である。JGSS では、調査回答者に自身の 15 歳時点の状況及び父母の状況を質問しているため、進学の意味決定時点と家庭環境の情報を組み合わせて利用できる。

制度変更前後に 18 歳前後となる 1978 から 1985 年生まれの個人に限定し、2000 年以降に 18 歳となるサンプルを 1, 1999 年以前に 18 歳であるサンプルを 0 の値する制度変更ダミー (A) を定義した。受給資格拡大地域とそれ以外は生活保護区分と対応しているため、市町村単位で定義されるが、JGSS は 15 歳時点の居住地を都道府県と都市圏か否かとしてのみ尋ねていないため、大都市と答えかつ都道府県が A 級地に該当する都道府県⁶と回答したサンプルであれば 0, それ以外の B 級地であれば 1 とするダミー変数を受給拡大地域ダミー (T) と定義した。JGSS には 15 歳時点の具体的な家計所得を示す情報が含まれていない。そのため、15 歳時点の家計所得を観察可能な親の属性より推計した⁷。具体的には、本人が 18 歳時点の両親の年齢⁸×性別×居住都道府県×就業形態⁹の観察可能な属性を手掛かりにし、1997, 2002 年の『就業構造基本調査』の年間収入の集計値を、父親と母親の推計所得とした。加えて、常用雇用者のみ学歴間賃金格差を考慮するため、『賃金構造基本統計調査』の 1995 年~2004 年の性別、年齢階層別、学歴別の年収（所定内給与×12+年間賞与）の集計表から学歴計の平均賃金に対する各学歴別賃金の相対賃金比より学歴間の所得の違いを調整した¹⁰。

⁵ 制度変更が奨学金受給確率を変化させ、それが進学確率にあたる効果という意味で reduced form の推計である。

⁶ A 級地を含む都道府県は、北海道、宮城県、埼玉県、千葉県、東京都、神奈川県、愛知県、滋賀県、京都府、大阪府、兵庫県、岡山県、広島県、福岡県である。

⁷ 具体的な推計手順は川本・佐野（2013）を参照されたい。

⁸ 親の年齢が欠損している JGSS 2003 年以前のサンプルについて、両親の年齢が入手できる 2005 年データ以降のサンプルを用い、説明変数として、子供本人の調査時の各歳ダミー、親の学歴ダミー、本人性別ダミー、15 歳時の居住都道府県ダミーを用い、OLS で推計した。

⁹ JGSS データの経営者、役員を含めた常時雇用の一般労働者を正規とし、臨時雇用、パート・アルバイトを非正規とし、自営業者には家族従業者の他、内職も含めて定義した。また、無業者には父はいなかった、働いていなかったとした。

¹⁰ 二次分析にあたり、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 アーカイブから「日本

推計家計所得をもとに、日本学生支援機構の収入基準区分に従い、適格ダミー (I) を定義した。たとえば、世帯人員 3 人の場合、平成 11 年度の場合奨学金を受給するためには、定められた控除後の年間収入金額が収入基準額の 315 万円以下であることが条件となる¹¹。控除金額の算出ルールから逆算することで、控除前の受給額のボーダーである 768 万円を求めることができる。入学年度ごとに同様の計算を行い、推計世帯年収を家計所得とみなした上で、得られたボーダーまでを所得適格層と判断し、適格ダミーが 1 を取るようにして分析に使用した。

被説明変数は、回答者の最終学歴より短大以上であれば 1 をとるダミー、大卒以上であれば 1 をとるダミーを定義した。個人属性を示す説明変数として、男性ダミー、親の学歴および本人の能力の代理変数を用いた。親の学歴として、父親大卒ダミーと母親大卒ダミーを用いた。本人の能力の代理変数として、中 3 時点の成績に関する主観的な回答を用いた。「中学 3 年生の頃、あなたの成績は学年の中でどのくらいだと思いますか」という設問に対し、「下のほう」を 1 から「上のほう」を 5 となるような変数を作成した。安井・佐野 (2009) および佐野・安井 (2009) によると、中 3 の成績は教育のリターンの推計において能力の代理変数として利用できることが確認されている。ただし、中 3 の成績変数はすべての年で調査されていないため、推計では JGSS2000-2002, 2008 および 2010 年に限定される。そのため、推計に用いることのできるサンプルサイズは 724 である。推計に用いる記述統計は表 7 に示している。

4-3. 推計結果

表 8 は DDD 推計の結果を示している¹²。(1)-(3)列は被説明変数を大学・短大へ進学とした場合、(4)-(6)列は被説明変数を大学へ進学した場合の結果を示している。(1)列によると、政策効果を示す、制度変更後ダミー・制度変更地域ダミー・適格ダミーの交差項は正であり有意水準 5% で統計的に有意であることから、制度変更より大学・短大への進学確率が上昇する。

この効果は個人属性を制御した場合でも頑健である。(2)列は父親・母親が大卒かどうかを制御した場合の結果であるが、政策効果を示す交差項は正で統計的に有意な結果を得ている。同様に、能力の代理変数を含めた(3)列の結果においても、政策効果を示す交差項は正で統計

版 General Social Survey」(大阪商業大学 JGSS 研究センター)の個票データの提供を受けた。日本版 General Social Surveys (JGSS) は、大阪商業大学比較地域研究所が、文部科学省から学術フロンティア推進拠点としての指定を受けて (1999-2003 年度)、東京大学社会科学研究所と共同で実施している研究プロジェクトである (研究代表: 谷岡一郎・仁田道夫、代表幹事: 佐藤博樹・岩井紀子、事務局長: 大澤美苗)。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がデータの作成と配布を行っている。JGSS を用いた分析は佐野が実施した。

¹¹ 年間収入金額が 400 万円以下の場合、控除額は収入額×0.2+263 万円、400-878 以下の場合、収入額×0.3+223 万円、878 万円を超える場合、486 万円である。

¹² 同様のモデルをロジットモデルで推計しているが、定性的な結果は変わらない。

的に有意である。

なお、両親の学歴が子どもの進学に与える影響としては、(2)列によると両親ともに大卒であることが進学確率を高めることが観察されるが、この結果は中村（1993）と整合的な結果である。(3)列によると、中3時点の成績は進学確率を有意に高める結果を得ている。この結果は、安井・佐野（2009）、佐野・安井（2009）で賃金と教育年数の双方に与える観察されない能力の代理変数と見なした場合と整合的である。

被説明変数を大学に進学した場合にした(4)-(6)列についても、同様に奨学金受給資格の制度変更により進学確率が上昇する結果を得ている。制御変数が進学に与える効果も短大を含めた場合と同じだが、男性ダミーが正に有意である点が異なる。これは、女性が短大へ進学する効果を反映していると考えられる¹³。

推計結果をまとめると、奨学金の所得区分の変更に影響を受けたグループは、進学がより有利になるため、短大・大学への進学確率が高くなる。その効果は、個人属性を制御しなくても効果が検出されるが、個人の異質性と考えられる両親の教育水準や本人の能力を制御した場合により純粋な効果が検出される。

5 まとめ

本稿は日本学生支援機構奨学金の制度変更により、新たに奨学金を受けることが可能となった層に注目し、制度変更直面した高校卒業者の進学確率が上昇したかどうかを検証した。1999年に日本学生支援機構の奨学金制度が変更されたがその変更の一つに奨学金申請のための収入基準額の変更がある。具体的には、それまで生活保護地域1級地に相当するA級地の基準額は、2級地以下に相当するB級地の基準額より高く設定されていたが、制度変更により級地区分が廃止され、B級地の家計のみ進学費用が下がる状況が生まれた。この状況を利用し、1996-2003年の市町村別データを用いたDD推計を実施したところ、制度変更により進学確率は上昇するが、その影響は一時点であることを発見した。また、同じ級地区分内であっても、所得水準によっても制度変更の影響が異なる状況を利用し、JGSSを用いてTriple Differenceを実施したところ、制度変更の影響を受け、受給資格が拡大したグループの、短大・大学への進学確率が上昇したことが確認された。

本稿の残された課題は以下の2点である。第1点目はよりサンプルサイズが大きいデータセットあるいはサンプリングが若年に集中したデータセットにより家計所得の正確な把握を行うことで、結果の頑健性を確認することである。第2点目は、奨学金の進学への効果のみならず、その後の労働市場での成果（所得、就業）への影響を分析することである。

¹³ サンプルサイズの問題より、男女別の推計は断念した。

参考文献

- Akabayashi, H. and R. Tanaka (2013) “Long-Term Effects of Preschooling on Educational Attainments”, Keio/Kyoto Global COE Discussion Paper Series, DP2012-033
- Card, D. (1999). “The Causal Effect of Education on Earnings.” In O. Ashenfelter and D. Card Eds., *Handbook of Labor Economics*, Vol.5, pp. 1801-1863. North- Holland.
- Dynarski M. S. (2000) “Hope for Whom? Financial Aid for the Middle Class and Its Impact on College Attendance” *National Tax Journal*, Vol.53, No.3, pp.629-661
- Dynarski M. S. (2003) “Does Aid Matter? Measuring the Effect of Student Aid on College Attendance and Completion” *American Economic Review*, Vol.93, No.1, pp.279-288
- Guryan, J. (2001) “Does Money Matter? Regression-Discontinuity Estimates from Education Finance Reform in Massachusetts,” NBER Working Paper 8269, May 2001.
- Heckman, J. J., L. J. Lochner and P. E. Todd (2006), “Earnings Function, Rates of Return and Treatment Effects: the Mincer Equation and Beyond”, In E. Hanushek and F. Welch Eds., *Handbook of the Economics of Education*, Vol 6, pp.307-458, North Holland
- OECD (2012) *Education at a Glance*, OECD
- Nielsen H.S, Sorensen, T, and Taber, C. (2010) "Estimating the Effect of student Aid on College Enrollment: Evidence from a Government Grant Policy Reform", *American Economic Journal: Economic Policy*, 2, pp.185-215
- Steiner, V. and Worhich, K. (2011) "Financial Student Aid and Enrollment in Higher Education: New Evidence from Germany", *Scandinavian Journal of Economics*, Vol.114. Issue 1, pp.124-147
- Van Der Klaauw, W. (2002) “Estimating the Effect of Financial Aid Offers on College Enrollment: A Regression-Discontinuity Approach”, *International Economic Review*, Vol.43, No.4, Nov 2002, pp.1249-1287
- 伊藤由樹子・鈴木亘 (2003) 「日本育英会奨学金は有効に使われているか」, 『季刊家計経済研究』, 58号, pp.86-96
- 小黒一正・渡辺大 (2008) 「1999年奨学金制度改革とそれ以後の効果分析」, PRI Discussion Paper Series, No.08A-03
- 川本貴哲・佐野晋平 (2013) 「奨学金と進学行動」, 『国民経済雑誌』, 第208巻, 第4号, pp.69-78
- 小林雅之 (2009) 『大学進学の手引き』, 東京大学出版会
- 小林雅之 (2013) 「大学の教育費負担—誰が教育を支えるのか」, 広田照幸・吉田文・小林傳司・上山隆大・濱中淳子編 『大学とコスト』, シリーズ大学3, 岩波書店
- 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,

第 5 号, pp.71-86

下山朗・村田治 (2011) 「奨学金給付と学生の消費行動: 学生生活実態調査の個票データを用いて」,

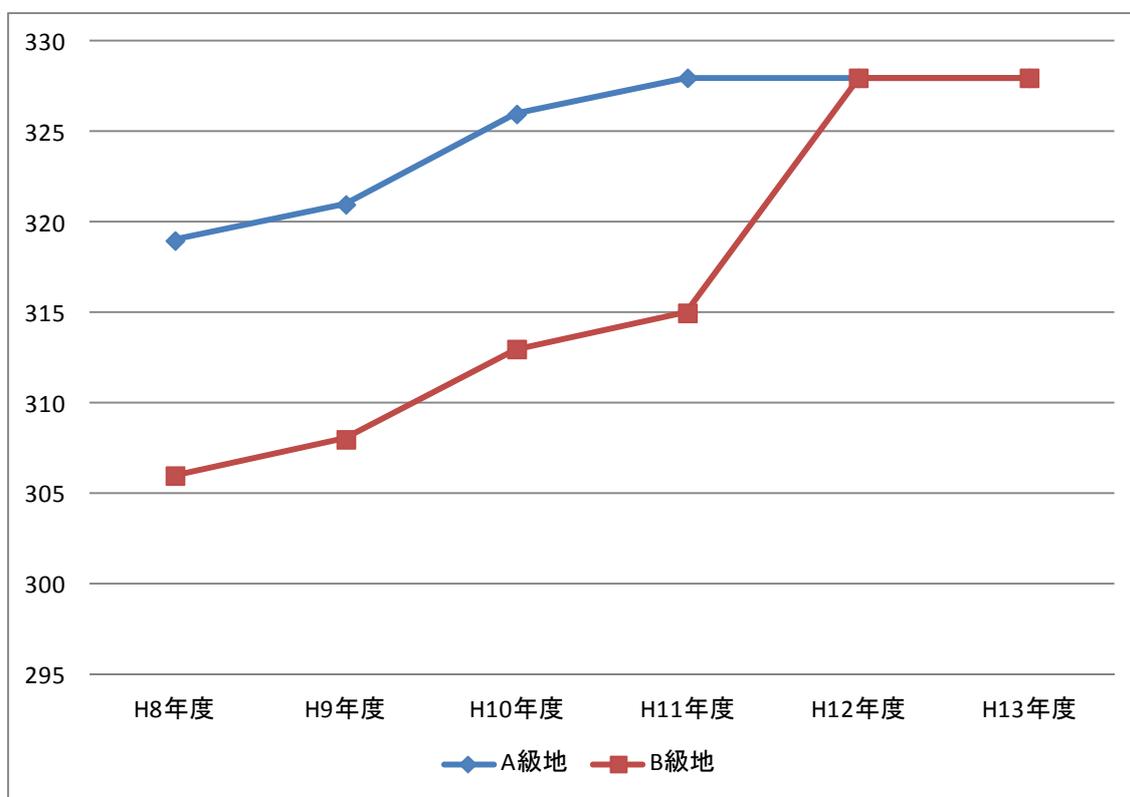
『生活経済学研究』, Vol.33, pp.19-32

銭小英 (1989) 「教育機会均等の実態と奨学金政策」, 『教育社会学研究』, 第 44 集, pp.101-118

中村二郎 (1993) 「家計属性と進学行動に関する実証分析」, 『経済研究』, 第 44 卷, 第 3 号,
pp.212-220

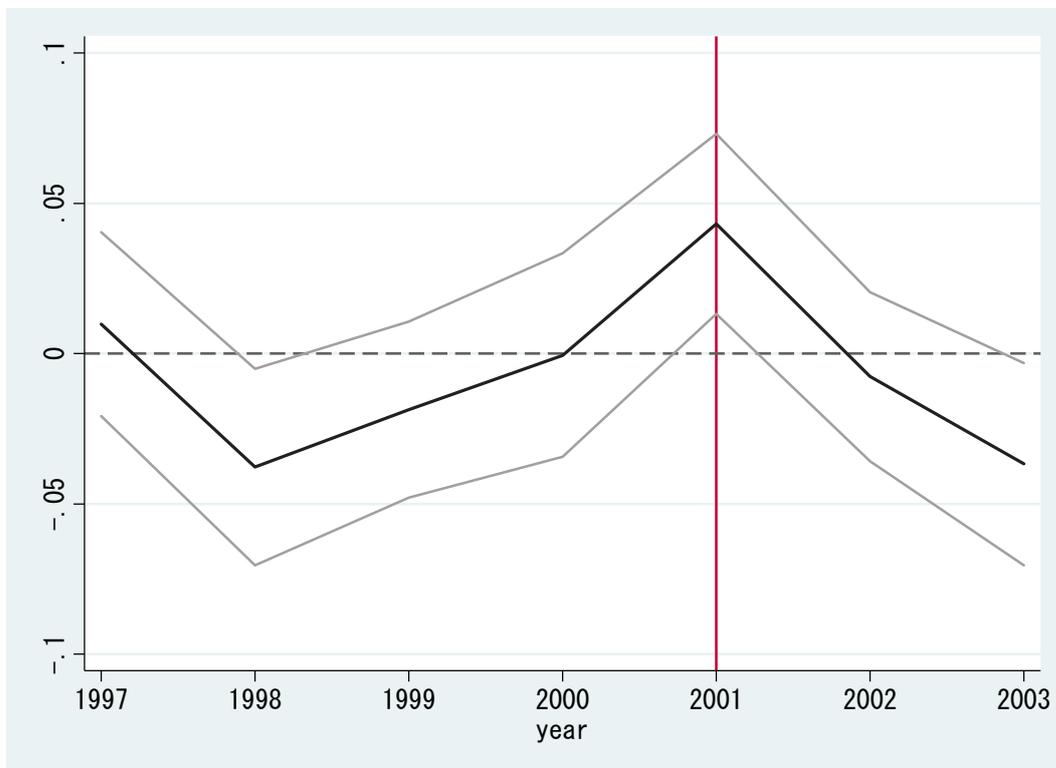
安井健悟・佐野晋平 (2009) 「教育が賃金にもたらす因果的な効果について—手法のサーヴェイと
新たな推定」『日本労働研究雑誌』, No. 558, pp.16-33

図1 所得区分の制度変更



注：資料より筆者作成。世帯人数3人，1種奨学金，在学採用における収入基準額（万円）を示す。A級地は生活保護区分の1級地，B級地はそれ以外を示す。

図2 政策効果の係数の推移



注：表3、推計式(6)の交差項の係数をプロットしたものである。真ん中の太い線は係数，薄い線はそれぞれ95%信頼区間を示す。

表1 記述統計量（市町村データ）

	Before Control		Before Treat	
	Mean	Std. Dev.	Mean	Std. Dev.
進学率(男女計)	46.93	12.94	29.61	18.69
進学率(男性)	40.09	13.91	27.34	19.68
進学率(女性)	52.38	14.03	32.11	19.66
一人あたり家計所得	41.03	6.18	31.19	4.03
教師一人あたり生徒数(高校)	17.15	2.01	13.17	3.39
N	645		8626	
	After Control		After Treat	
進学率(男女計)	49.12	11.85	31.02	17.78
進学率(男性)	46.32	11.91	30.77	18.73
進学率(女性)	51.33	13.22	31.78	18.85
一人あたり家計所得	40.37	6.91	30.99	3.74
教師一人あたり生徒数(高校)	16.32	2.09	12.44	3.31
N	375		5089	

表2 推計結果（階差モデル，市町村データ）

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)
	男女計(2000-1999)			男女計(2001-2000)			男女計(2002-2001)		
処置ダミー	-0.00621 (0.0168)	-0.00814 (0.0173)	-0.00693 (0.0174)	0.0366** (0.0147)	0.0386** (0.0157)	0.0409** (0.0160)	-0.00539 (0.0137)	-0.00578 (0.0141)	-0.00586 (0.0139)
一人あたり所得		0.719 (0.676)	0.711 (0.671)		-0.158 (0.741)	-0.0848 (0.743)		1.151 (0.804)	1.142 (0.803)
教師1人あたり生徒数			-0.0352* (0.0208)			-0.0358* (0.0198)			0.0411** (0.0172)
定数項	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES
N	1,957	1,830	1,830	1,944	1,816	1,816	1,934	1,805	1,805
決定係数	0.000	0.001	0.004	0.000	0.001	0.004	0.000	0.002	0.007
	(10)	(11)	(12)	(13)	(14)	(15)	(16)	(17)	(18)
	男性(2000-1999)			男性(2001-2000)			男性(2002-2001)		
処置ダミー	-0.0301 (0.0248)	-0.0296 (0.0255)	-0.0275 (0.0254)	0.0457** (0.0197)	0.0452** (0.0209)	0.0473** (0.0210)	-0.0187 (0.0219)	-0.0191 (0.0224)	-0.0195 (0.0224)
一人あたり所得		-0.0901 (0.781)	-0.0960 (0.774)		-0.698 (0.907)	-0.628 (0.906)		1.390 (0.853)	1.394 (0.853)
教師1人あたり生徒数			-0.0500** (0.0239)			-0.0329 (0.0243)			0.0332 (0.0215)
定数項	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES
N	1,859	1,733	1,733	1,850	1,723	1,723	1,838	1,710	1,710
決定係数	0.000	0.000	0.004	0.001	0.001	0.003	0.000	0.002	0.004
	(19)	(20)	(21)	(22)	(23)	(24)	(25)	(26)	(27)
	女性(2000-1999)			女性(2001-2000)			女性(2002-2001)		
処置ダミー	-0.00543 (0.0190)	-0.00547 (0.0197)	-0.00405 (0.0197)	0.0322* (0.0168)	0.0229 (0.0186)	0.0258 (0.0187)	0.00545 (0.0204)	0.00479 (0.0208)	0.00479 (0.0208)
一人あたり所得		0.362 (0.826)	0.355 (0.822)		-1.517 (1.001)	-1.433 (0.998)		2.167* (1.158)	2.165* (1.158)
教師1人あたり生徒数			-0.0380 (0.0248)			-0.0399 (0.0244)			0.00224 (0.0225)
定数項	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES
N	1,883	1,758	1,758	1,866	1,740	1,740	1,862	1,734	1,734
決定係数	0.000	0.000	0.002	0.000	0.003	0.005	0.000	0.004	0.004

注：被説明変数はロジスティック変換した短大・大学進学率，***, **, * はそれぞれ 1, 5, 10%水準で統計的に有意であることを示す。括弧

の中には市町村単位で clustering robust standard error を示す。

表3 推計結果（市町村データ，男女計）

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	男女計					
treat_y1997	0.0134 (0.0161)	0.00609 (0.0169)	0.00971 (0.0173)	0.0110 (0.0152)	0.00979 (0.0156)	0.00983 (0.0156)
treat_y1998	-0.0332* (0.0171)	-0.0694*** (0.0177)	-0.0424** (0.0172)	-0.0355** (0.0161)	-0.0381** (0.0167)	-0.0378** (0.0167)
treat_y1999	-0.0175 (0.0151)	-0.0650*** (0.0160)	-0.0399** (0.0169)	-0.0158 (0.0141)	-0.0186 (0.0149)	-0.0187 (0.0149)
treat_y2000	0.00584 (0.0189)	-0.0181 (0.0199)	-0.0201 (0.0192)	-0.00151 (0.0169)	-0.000422 (0.0173)	-0.000500 (0.0173)
treat_y2001	0.0492*** (0.0159)	0.0811*** (0.0168)	0.0571*** (0.0169)	0.0385*** (0.0147)	0.0432*** (0.0153)	0.0431*** (0.0153)
treat_y2002	-0.0198 (0.0150)	-0.0212 (0.0152)	-0.0207 (0.0153)	-0.00804 (0.0139)	-0.00766 (0.0144)	-0.00767 (0.0143)
treat_y2003	-0.0170 (0.0183)	-0.0522*** (0.0190)	-0.0396** (0.0199)	-0.0342** (0.0167)	-0.0369** (0.0172)	-0.0368** (0.0172)
一人あたり所得		3.627*** (0.169)	2.044*** (0.165)		0.174 (0.226)	0.174 (0.226)
教師1人あたり生徒数			0.141*** (0.00669)			0.00245 (0.00644)
Observations	15,780	14,735	14,735	15,780	14,735	14,735
R-squared	0.460	0.584	0.668	0.078	0.076	0.076
City FE	NO	NO	NO	YES	YES	YES

注：被説明変数はロジスティック変換した短大・大学進学率，***，**，* はそれぞれ 1，5，10%水準で統計的に有意であることを示す。括弧

の中には市町村単位で clustering robust standard error を示す。City FE とは市町村固定効果を示す。

表4 推計結果 (市町村データ, 男性)

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	男性					
treat_y1997	0.0171 (0.0222)	0.0127 (0.0227)	0.0178 (0.0232)	0.0234 (0.0202)	0.0235 (0.0208)	0.0234 (0.0207)
treat_y1998	-0.0830*** (0.0304)	-0.115*** (0.0305)	-0.0761** (0.0306)	-0.0587** (0.0292)	-0.0556* (0.0298)	-0.0565* (0.0298)
treat_y1999	-0.0493* (0.0285)	-0.0982*** (0.0289)	-0.0768*** (0.0294)	-0.0522* (0.0275)	-0.0439 (0.0282)	-0.0439 (0.0282)
treat_y2000	-0.0487* (0.0276)	-0.0677** (0.0295)	-0.0738** (0.0299)	-0.0250 (0.0249)	-0.0209 (0.0254)	-0.0206 (0.0254)
treat_y2001	0.0625*** (0.0212)	0.0937*** (0.0218)	0.0702*** (0.0218)	0.0480** (0.0198)	0.0476** (0.0204)	0.0479** (0.0205)
treat_y2002	-0.0339 (0.0233)	-0.0352 (0.0236)	-0.0322 (0.0238)	-0.0202 (0.0219)	-0.0192 (0.0224)	-0.0191 (0.0225)
treat_y2003	-0.0262 (0.0232)	-0.0566** (0.0239)	-0.0444* (0.0249)	-0.0451** (0.0215)	-0.0416* (0.0220)	-0.0419* (0.0220)
一人あたり所得		3.579*** (0.177)	2.039*** (0.178)		-0.704*** (0.259)	-0.705*** (0.259)
教師1人あたり生徒数			0.143*** (0.00737)			-0.00733 (0.00740)
Observations	15,092	14,055	14,054	15,092	14,055	14,054
R-squared	0.476	0.580	0.653	0.190	0.184	0.184
City FE	NO	NO	NO	YES	YES	YES

注：被説明変数はロジスティック変換した短大・大学進学率, ***, **, * はそれぞれ 1, 5, 10%水準で統計的に有意であることを示す。括弧

の中は市町村単位で clustering robust standard error を示す。City FE とは市町村固定効果を示す。

表5 推計結果（市町村データ，女性）

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	女性					
treat_y1997	-0.00313 (0.0202)	-0.0111 (0.0209)	-0.00937 (0.0207)	-0.00460 (0.0189)	-0.00637 (0.0195)	-0.00640 (0.0195)
treat_y1998	0.00325 (0.0244)	-0.0304 (0.0248)	-0.00959 (0.0246)	-0.00179 (0.0232)	-0.0103 (0.0237)	-0.0105 (0.0238)
treat_y1999	-0.0119 (0.0230)	-0.0523** (0.0238)	-0.0307 (0.0250)	-0.00830 (0.0222)	-0.0180 (0.0231)	-0.0181 (0.0231)
treat_y2000	0.0174 (0.0229)	-0.00986 (0.0234)	-0.0115 (0.0225)	-0.00538 (0.0192)	-0.00891 (0.0199)	-0.00884 (0.0198)
treat_y2001	0.0340* (0.0182)	0.0668*** (0.0190)	0.0454** (0.0190)	0.0359** (0.0169)	0.0449** (0.0176)	0.0450** (0.0176)
treat_y2002	0.000146 (0.0215)	-0.00239 (0.0217)	-0.00321 (0.0218)	0.00431 (0.0205)	0.00421 (0.0210)	0.00420 (0.0210)
treat_y2003	-0.0108 (0.0259)	-0.0440* (0.0262)	-0.0354 (0.0266)	-0.0274 (0.0247)	-0.0335 (0.0252)	-0.0336 (0.0252)
一人あたり所得		3.363*** (0.159)	2.036*** (0.164)		0.864*** (0.254)	0.864*** (0.254)
教師1人あたり生徒数			0.119*** (0.00661)			-0.00212 (0.00726)
Observations	15,371	14,335	14,334	15,371	14,335	14,334
R-squared	0.382	0.514	0.582	0.004	0.005	0.005
City FE	NO	NO	NO	YES	YES	YES

注：被説明変数はロジスティック変換した短大・大学進学率，***，**，* はそれぞれ 1，5，10%水準で統計的に有意であることを示す。括弧

の中には市町村単位で clustering robust standard error を示す。City FE とは市町村固定効果を示す。

表 6 交差項係数の差の検定

	男女計		男性		女性	
	t値	p値	t値	p値	t値	p値
H0:b99-b98=0	0.76	0.448	0.25	0.806	-0.18	0.854
H0:b00-b99=0	0.74	0.462	0.56	0.577	0.27	0.785
H0:b01-b00=0	1.65	0.099	1.89	0.06	1.69	0.091
H0:b02-b01=0	-2.05	0.041	-1.89	0.059	-1.37	0.172
H0:b03-b02=0	-1.11	0.269	-0.61	0.545	-0.93	0.351

注：「b」は処置ダミーと年ダミーの交差項の係数を示し、「H0: b99-b98=0」は99年の交差項の係数値と98年の係数値が等しいという帰無仮説を示す。係数の値は、表 3-5 の(6)列の数値を用いた。

表7 記述統計量 (JGSS)

	平均	標準偏差	最小値	最大値
大学・短大進学	0.59	0.49	0	1
大学進学	0.39	0.49	0	1
生年	1980.52	2.19	1978	1985
地域ダミー(T)	0.87	0.34	0	1
制度変更後ダミー(A)	0.29	0.45	0	1
適格ダミー(I)	0.27	0.44	0	1
変更後(A)*地域(T)	0.26	0.44	0	1
地域(T)*適格(I)	0.25	0.43	0	1
変更後(A)*適格(I)	0.08	0.27	0	1
変更後(A)*地域(T)*適格(I)	0.08	0.27	0	1
男性	0.47	0.50	0	1
父親大卒	0.29	0.45	0	1
母親大卒	0.09	0.29	0	1
中3時点の成績	3.14	1.13	1	5
N	724			

表 8 推計結果 (JGSS)

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	大学・短大進学=1			大学進学=1		
地域 (T)	-0.230*** (0.0540)	-0.184*** (0.0497)	-0.182*** (0.0468)	-0.177*** (0.0672)	-0.127** (0.0625)	-0.125** (0.0574)
制度変更後 (A)	-0.0604 (0.110)	-0.153 (0.107)	-0.0944 (0.0786)	0.0491 (0.113)	-0.0493 (0.110)	0.00948 (0.0901)
適格 (I)	-0.309* (0.177)	-0.198 (0.181)	-0.185 (0.175)	-0.418*** (0.148)	-0.299** (0.148)	-0.286** (0.112)
変更後 (A) * 地域 (T)	0.0475 (0.117)	0.121 (0.114)	0.0924 (0.0898)	-0.121 (0.123)	-0.0429 (0.119)	-0.0717 (0.0968)
地域 (T) * 適格 (I)	0.0787 (0.189)	0.0343 (0.189)	0.0401 (0.182)	0.125 (0.156)	0.0769 (0.155)	0.0828 (0.120)
変更後 (A) * 適格 (I)	-0.483** (0.205)	-0.373* (0.206)	-0.430** (0.215)	-0.257 (0.177)	-0.141 (0.176)	-0.198 (0.200)
変更後 (A) * 地域 (T) * 適格 (I)	0.524** (0.227)	0.427* (0.226)	0.472** (0.231)	0.512** (0.199)	0.408** (0.196)	0.453** (0.217)
男性	-0.0245 (0.0360)	-0.0256 (0.0353)	0.0101 (0.0331)	0.118*** (0.0391)	0.116*** (0.0371)	0.152*** (0.0352)
父親大卒		0.231*** (0.0390)	0.160*** (0.0373)		0.238*** (0.0438)	0.166*** (0.0401)
母親大卒		0.0981* (0.0523)	0.0835 (0.0553)		0.133** (0.0606)	0.118** (0.0593)
中3時点の成績			0.159*** (0.0143)			0.161*** (0.0134)
Observations	724	724	724	724	724	724
R-squared	0.072	0.122	0.249	0.090	0.150	0.282

注：***, **, * はそれぞれ 1, 5, 10%水準で統計的に有意であることを示す。括弧の中は 15 歳時点都道府県と生年単位での clustering robust standard error を示す。定数項が含まれている。