



## 奨学金と進学行動

川本, 貴哲  
佐野, 晋平

---

**(Citation)**

国民経済雑誌, 208(4):69-78

**(Issue Date)**

2013-10

**(Resource Type)**

departmental bulletin paper

**(Version)**

Version of Record

**(JaLCD0I)**

<https://doi.org/10.24546/81008515>

**(URL)**

<https://hdl.handle.net/20.500.14094/81008515>



# 奨学金と進学行動

川 本 貴 哲  
佐 野 晋 平

国民経済雑誌 第208巻 第4号 抜刷

平成25年10月

# 奨学金と進学行動

川 本 貴 哲  
佐 野 晋 平

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、制度変更に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。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。この状況を利用し、JGSSを用いてTriple Differenceを実施したところ、制度変更に影響を受け、受給資格が拡大したグループの、大学・短大への進学確率が上昇したことが確認された。

キーワード 奨学金, 進学行動, 差の差法

## 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、家計負担の割合は50.7%と国際的に見て突出して高い数値であり、学費援助が高等教育進学へ与える役割は特に大きい(OECD 2011)。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が大きい。

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 2012, 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。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 (1989) 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。奨学金の効果の厳密な測定を試みた研究として伊藤・鈴木 (2003)、小黑・渡辺 (2008)、下山・村田 (2011) があるが、これらは現在在学している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見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を個人データより検出する。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、大学・短大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であっても同様の傾向が観察された。

本稿の構成は以下の通りである。次節で分析の枠組みについて説明し、3節で用いるデータの説明を行う。4節で推計結果を概観し、5節でまとめる。

## 2 分析の枠組み

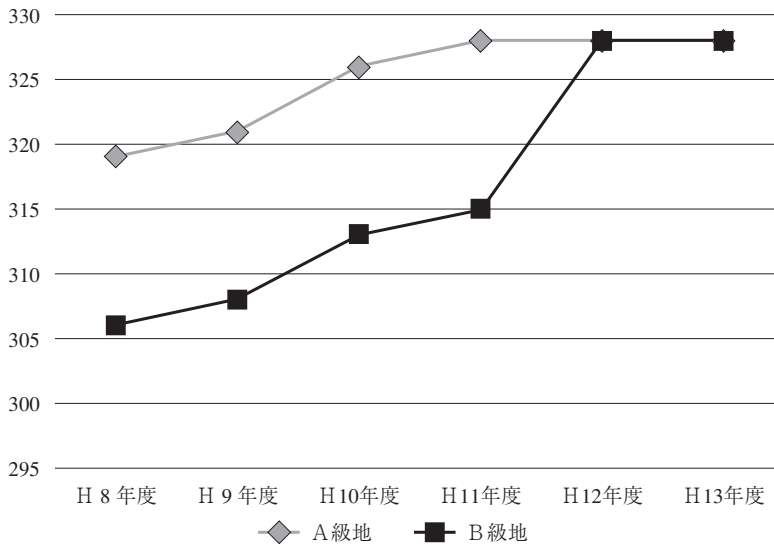
大学進学の意味決定モデルによると、大学進学の便益が進学費用を上回る場合に、個人は

進学することを決める。進学の便益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、借り入れ制約に直面した個人の進学費用を引き下げることによって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<sup>1)</sup>。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。所在地域の級地区分は、生活保護法における級地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）。つまり最低基準額の変更により、従来のB級地に区分されていた人の内、新たに受給可能になった人が生まれ、そうした人が大学進学を選択した可能性がある。

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。

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の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与えるが、(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。

$$Y_{it} = \beta_0 + \beta_1 A_{it} + \beta_2 T_{it} + \beta_3 A_{it} \cdot T_{it} + X_{it} \gamma + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

ただし、 $Y$ は個人 $i$ が大学(以上)に進学すれば1、それ以外では0となるダミー変数であり、 $A$ 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が1となるダミーであり、 $X$ は説明変数、 $\varepsilon$ は誤差項である。関心のある政策効果を示すパラメータは $\beta_3$ で表現される。

(2)式では、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となる。奨学金受給には所得基準額があるため、所得水準の違いにより同じ制度変更での効果が異なることから、地域内の適格層と非適格層の情報を用いた Triple Difference モデル(以下、DDD法)を適用し、推計式を次のように設定する。

$$Y_{it} = \gamma_0 + \gamma_1 A_{it} + \gamma_2 T_{it} + \gamma_3 I_{it} + \gamma_4 A_{it} \cdot T_{it} + \gamma_5 A_{it} \cdot I_{it} + \gamma_6 I_{it} \cdot T_{it} + \gamma_7 A_{it} \cdot T_{it} \cdot I_{it} + X_{it} \gamma + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

ただし、 $I$ 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 $\gamma_7$ で示される<sup>2)</sup>。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。(3)式を線形確率モデルあるいはロジット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。

### 3 データ

主として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年である。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いる。データの回収は面接法と留置法を組み合わせられて実施されている。正規対象者は調査実施年により異なるが4500-9000人であり、回答率は50-60%である。

JGSSの特徴は、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、

進学の意思決定時点と家庭環境の情報を組み合わせて利用できる点である。前述の通り、制度変更直面した個人を対象とするため、制度変更前後に18歳となる1978から1985年生まれの個人に限定し、進学の状況、15歳時点の居住地情報と両親の情報が入手可能なサンプルを用いる。

制度変更後ダミー(A)は収入基準の地域区分が廃止された2000年以降に18歳となるサンプルは1、1999年以前に18歳であるサンプルは0の値と定義した。また、制度変更直面した地域を示すダミー(T)は次のように定義した。JGSSのデータの制約上15歳時の居住地域を高校卒業年齢である18歳においても同様であると仮定し、「あなたが15歳のころ、どのような地域にお住まいでしたか」とたずねている設問に対し、大都市と答えかつ都道府県が日本育英会奨学規程によるA級地に該当する都道府県と回答したサンプルが0、それ以外のB級地を1とするダミー変数を作成した。

制度変更直面した地域であっても、家計の所得水準が異なればその影響が異なる。そのため進学時点の家計所得を把握する必要があるが、JGSSには15歳時点の家計所得を直接示す情報がないため、観測可能な両親の属性を手がかりに1997年と2002年の『就業構造基本調査』における都道府県別×性別×年齢階級別×就業形態別の年間収入を各サンプルの父親と母親の推計所得とした<sup>4)</sup>。具体的な手順は以下の通りである。

まず、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て年齢の予測値を推計した<sup>5)</sup>。推計された年齢を、自身の子どもが18歳時点で換算した後、5歳刻みの年齢階級別グループに分け、『就業構造基本調査』に対応させた。就業形態に関しては、正規、非正規、自営、無業の4つの形態に区分した。具体的には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<sup>6)</sup>。これらを、『就業構造基本調査』における都道府県別×性別×年齢階級別×就業形態別の年間収入の集計表の各グループと対応させ、その平均所得を推計所得と見なした。

さらに、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を計算した。そうして求められた相対賃金比を父親および母親に割り当てられた推計所得に掛け合わせることで、より正確な推計世帯所得を求めた。

このようにして推計された家計所得をもとに、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、平成11年度時点で、世帯人員3人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<sup>7)</sup>。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。本稿では年度に合わせて同様の計算を行い、推計世帯年収を家計所得と見なした上で、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をと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JGSS 2000-2002, 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1に示している。

表1 記述統計量

	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 ( <i>T</i> )	0.87	0.34	0	1
制度変更後ダミー ( <i>A</i> )	0.29	0.45	0	1
適格ダミー ( <i>I</i> )	0.27	0.44	0	1
変更後 ( <i>A</i> )*地域 ( <i>T</i> )	0.26	0.44	0	1
地域 ( <i>T</i> )*適格 ( <i>I</i> )	0.25	0.43	0	1
変更後 ( <i>A</i> )*適格 ( <i>I</i> )	0.08	0.27	0	1
変更後 ( <i>A</i> )*地域 ( <i>T</i> )*適格 ( <i>I</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			

#### 4 推計結果

表2はDDD推計の結果を示している<sup>8)</sup>。(1)-(3)列は被説明変数を大学・短大へ進学した場合、(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、



最も興味のある変数である、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、制度変更により大学・短大への進学確率が上昇したことが確認された。

表2 推計結果

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	大学・短大進学=1			大学進学=1		
地域 ( <i>T</i> )	-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 ( <i>A</i> )	-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>I</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 ( <i>A</i> )*地域 ( <i>T</i> )	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 ( <i>T</i> )*適格 ( <i>I</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 ( <i>A</i> )*適格 ( <i>I</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 ( <i>A</i> )*地域 ( <i>T</i> )*適格 ( <i>I</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。

この効果は個人属性を制御した場合でも確認される。(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)と統合的な結果である。(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<sup>9)</sup>。

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、大学・短大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。これらの結果は欧米における結果と整合的である。

## 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、制度変更に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。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。この状況を利用し、JGSSを用いてTriple Differenceを実施したところ、制度変更に影響を受け、受給資格が拡大したグループの、大学・短大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3点である。第1点目は、家計所得の推計をより正確に行うことである。本稿では公表データで入手可能な範囲で家計所得を推計したが、大規模家計データを用いてより正確な家計所得を把握することが考えられる。第2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る頑健性の確認である。第3点目は、進学費用の外生的な変動を利用し、教育の収益率の一致推計を行い、労働市場への影響を分析することである。

## 注

- \* 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。本稿の初期の段階で勇上和史氏（神戸大学）より貴重なコメントをいただいた。佐野は科研費（24730244）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、ありうべき誤りはすべて筆者の責にある。

- 1) 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、これは全国一律に起こっている。
- 2) (3)式は、制度変更が奨学金受給確率を変化させ、それが進学確率に与える効果という意味で reduced form の推計である。
- 3) 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。
- 4) 1997年の『就業構造基本調査』をJGSSの78年から81年生まれの個人に、2002年の『就業構造基本調査』をJGSSの82年から85年生まれの個人にそれぞれ対応させた。
- 5) 説明変数として、子ども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。
- 6) 母親も同様に定義した。
- 7) 年間収入金額が400万円以下の場合、控除額は収入額 $\times 0.2 + 263$ 万円、400～878万円以下の場合、収入額 $\times 0.3 + 223$ 万円、878万円を超える場合、486万円である。
- 8) 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。
- 9) 男女別の推計も興味深いが、男女でサンプルを分けることでサンプルサイズが小さくなることから、本稿では断念した。

#### 参 考 文 献

- Card, D. (1999) "The Causal Effect of Education on Earnings", In O. Ashenfelter and D. Card Eds., *Handbook of Labor Economics*, Volume 5, pp. 1801-1863. New York: 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, Part 2, 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
- Heckman, J. J., Lochner, L. J. and Todd, P. E. (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
- 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*, Vol. 2, No. 2, pp. 185-215
- OECD (2011) *Education at a Glance*, OECD
- Steiner, V. and Wrohlich, K. (2012) "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 Offeres on College Enrollment: A

- Regression-Discontinuity Approach”, *International Economic Review*, Vol. 43, No. 4, 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
- 小林雅之（2009）『大学進学の手帳』, 東京大学出版会
- 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巻, 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