

Title	奨学金受給が高等教育機関卒業後の就業・所得に与える影響
Sub Title	The influence of receiving scholarship loans on employment and income after higher education
Author	樋口, 美雄(Higuchi, Yoshio) 萩原, 里紗(Hagiwara, Risa) 野崎, 華世(Nozaki, Kayo)
Publisher	慶應義塾大学出版会
Publication year	2017
Jtitle	三田商学研究 (Mita business review). Vol.60, No.3 (2017. 8) ,p.59- 86
JaLC DOI	
Abstract	<p>本稿では、慶應義塾大学パネルデータ設計・解析センターが実施している「日本家計パネル調査(JHPS/KHPS)」を使って、奨学金制度が持つ経済的意義について検証する。ここではどのような人が日本学生支援機構(旧日本育英会)の奨学金を受給してきたかを履歴データに基づき検証し、さらに受給した結果、受給せずに高校を卒業し大学など高等教育機関(以下、大学)に進学しなかった者、受給せずに大学に進学した者と、学校卒業後どのような経済的違いが発生しているかについて、パネルデータを用いて検証する。その際、進学者のうち、卒業者のみならず退学者も含め、奨学金受給者のその後の就業状態・雇用形態・就職先における年収等を追うことにより、性や年齢、学歴が同じであっても、給与所得にどのような違いが生じているかを検討し、奨学金受給による生涯にわたる返済額と期待生涯所得増加額について比較し、奨学金受給の私的利益について検討することにする。これにより、現行の貸与型奨学金制度が、教育を通じた親から子どもへの所得の負の連鎖を緩和する効果を持っているかについて実証分析する。</p> <p>分析の結果、(1)親の学歴、特に母親の学歴の低い子どもほど、大学進学者に占める奨学金受給者割合が高いこと、(2)高卒者と比べて、奨学金を受給して大学に進学し卒業した者は非正規雇用になりにくいこと、(3)同じ大卒者であっても奨学金受給者のほうが無業者(失業者や休業者、専業主婦を含む)になる確率や非正規雇用になる確率は低いこと、(4)反対に、大学中退者は高卒者と比べても無業者や非正規雇用になりやすいことが確認された。年収に関しては、(5)他の条件が同じであっても、高卒者と比べて大卒者は年収が高く、(6)一方で大学中退者は、高卒者と比べて年収が低く、(7)さらには同じ大卒者であっても、奨学金受給者のほうが年収は有意に高いことが確認された。(8)時間当たり賃金に関しては、高卒者と比べた場合、大卒者は時間当たり賃金が高いこと、(9)そして奨学金を受給していた大卒者のほうが非受給大卒者より時間当たり賃金が高いことが検証された。さらに、日本学生支援機構の奨学金の拡充や基準の緩和、労働需要構造の変化の影響を検証するため、(10)年齢階層ごとに奨学金受給者と非受給者との間の雇用形態や賃金等の差を検証した結果、20代から50代にかけては若い年齢層において差が拡大していることが確認された。(11)期待生涯所得と返済額を比べ、奨学金のネットの私的利益率を推計すると、現在割引率や物価上昇率がゼロとすると、プラスになっている。しかし物価上昇率がマイナスのデフレ経済下においては、この関係は大きく変わることが考えられる。今後は流動性制約の視点から高等教育進学への断念やデフレ下における返済額の実質的増加、失業や非正規雇用の増加が考えられるため、所得の急減による返済不能に対する対策(所得連動返還方式)や給付型奨学金制度についての検討が必要である。</p> <p>We analyze an economic implication of student financial aid using Japan Household Panel Survey(JHPS/KHPS). According to our result, people with a university degree with scholarship loans are not likely to be workless and be part-time workers. They earn higher salary and hourly wage compared to people without scholarship loans. We find the amount of predicted private return in receiving scholarship loans is positive. However, under the deflation, we should consider further to change the system of scholarship loans due to increasing the amount of real repayment.</p>
Notes	論文 挿表
Genre	Journal Article
URL	https://koara.lib.keio.ac.jp/xoonips/modules/xoonips/detail.php?koara_id=AN00234698-20170800-0059

publishers/issuers, and these rights are protected by the Japanese Copyright Act. When quoting the content, please follow the Japanese copyright act.

奨学金受給が高等教育機関卒業後の就業・所得に与える影響

The influence of receiving scholarship loans on employment and income after higher education

樋口 美雄(Yoshio Higuchi)

荻原 里紗(Risa Hagiwara)

野崎 華世(Kayo Nozaki)

本稿では、慶應義塾大学パネルデータ設計・解析センターが実施している「日本家計パネル調査 (JHPS/KHPS)」を使って、奨学金制度が持つ経済的意義について検証する。ここではどのような人が日本学生支援機構 (旧日本育英会) の奨学金を受給してきたかを履歴データに基づき検証し、さらに受給した結果、受給せずに高校を卒業し大学に進学しなかった者、受給しないまま大学に進学した者と、学校卒業後どのような経済的違いが発生しているかについて、パネルデータを用いて検証する。その際、進学者のうち、卒業者のみならず退学者も含め、奨学金受給者のその後の就業状態・雇用形態・就職先における年収等を追うことにより、性や年齢、学歴が同じであっても、給与所得にどのような違いが生じているかを検討し、奨学金受給による生涯にわたる返済額と期待生涯所得増加額について比較し、奨学金受給の私的利益について検討することにする。これにより、現行の奨学金制度が、教育を通じた親から子どもへの所得の負の連鎖を緩和する効果を持っているかについて実証分析する。

分析の結果、(1) 親の学歴、特に母親の学歴の低い子どもほど、大学進学者に占める奨学金受給者割合が高いこと、(2) 高卒者と比べて、奨学金を受給して大学に進学し卒業した者は非正規雇用になりにくいこと、(3) 同じ大卒者であっても奨学金受給者のほうが無業者 (失業者や休業者、専業主婦を含む) になっている確率や非正規雇用になる確率は低いこと、(4) 反対に、大学中退者は高卒者と比べても無業者や非正規雇用になりやすいことが確認された。年収に関しては、(5) 他の条件が同じであっても、高卒者と比べて大卒者は年収が高く、(6) 一方で大学中退者は、高卒者と比べて年収が低く、(7) さらに同じ大卒者であっても、奨学金受給者のほうが年収は有意に高いことが確認された。(8) 時間当たり賃金に関しては、高卒者と比べた場合、大卒者は時間当たり賃金が高いこと、(9) そして奨学金を受給している大卒者のほうが非受給大卒者より賃金が高いことが検証された。さらに、日本学生支援機構の奨学金の拡充や基準の緩和、労働需要構造の変化の影響を検証するため、(10) 年齢階層ごとに奨学金受給者と非受給者との間の雇用形態や賃金等の差を検証した結果、20代から50代にかけては若い年齢層において差が拡大していることが確認された。(11) 期待生涯所得と返済額を比べ、奨学金のネットの私的利益率を推計すると、現在割引率や物価上昇率がゼロとすると、プラスになっている。しかし物価上昇率

がマイナスのデフレ経済下においては、この関係は大きく変わることが考えられる。今後は流動性制約の視点から高等教育進学の断念やデフレ下における返済額の実質的増加、失業や非正規雇用の増加が考えられるため、所得の急減による返済不能に対する対策（所得連動返還方式）や給付型奨学金制度についての検討が必要である。

We analyze an economic implication of student financial aid using Japan Household Panel Survey(JHPS/KHPS). According to our result, people with a university degree with scholarship loans are not likely to be workless and be part-time workers. They earn higher salary and hourly wage compared to people without scholarship loans. We find the amount of predicted private return in receiving scholarship loans is positive. However, under the deflation, we should consider further to change the system of scholarship loans due to increasing the amount of real repayment.

奨学金受給が高等教育機関卒業後の 就業・所得に与える影響*

樋口 美雄
萩原 里紗
野崎 華世

<要 約>

本稿では、慶應義塾大学パネルデータ設計・解析センターが実施している「日本家計パネル調査 (JHPS/KHPS)」を使って、奨学金制度が持つ経済的意義について検証する。ここではどのような人が日本学生支援機構 (旧日本育英会) の奨学金を受給してきたかを履歴データに基づき検証し、さらに受給した結果、受給せずに高校を卒業し大学など高等教育機関 (以下、大学) に進学しなかった者、受給せずに大学に進学した者と、学校卒業後どのような経済的違いが発生しているかについて、パネルデータを用いて検証する。その際、進学者のうち、卒業者のみならず退学者も含め、奨学金受給者のその後の就業状態・雇用形態・就職先における年収等を追うことにより、性や年齢、学歴が同じであっても、給与所得にどのような違いが生じているかを検討し、奨学金受給による生涯にわたる返済額と期待生涯所得増加額について比較し、奨学金受給の私的利益について検討することにする。これにより、現行の貸与型奨学金制度が、教育を通じた親から子どもへの所得の負の連鎖を緩和する効果を持っているかについて実証分析する。

分析の結果、(1) 親の学歴、特に母親の学歴の低い子どもほど、大学進学者に占める奨学金受給者割合が高いこと、(2) 高卒者と比べて、奨学金を受給して大学に進学し卒業した者は非正規雇用になりにくいこと、(3) 同じ大卒者であっても奨学金受給者のほうが無業者 (失業者や休業者、専業主婦を含む) になる確率や非正規雇用になる確率は低いこと、(4) 反対に、大学中退者は高卒者と比べても無業者や非正規雇用になりやすいことが確認された。年収に関しては、(5) 他の条件が同じであっても、高卒者と比べて大卒者は年収が高く、(6) 一方で大学中退者は、高卒者と比べて年収が低く、(7) さらに同じ大卒者であっても、奨学金受給者のほうが年収は有意に高いことが確認された。(8) 時間当たり賃金に関しては、高卒者と比べた場

* 本稿の執筆にあたり、慶應義塾大学パネルデータ設計・解析センターから「日本家計パネル調査 (Japan Household Panel Survey / Keio Household Panel Survey: JHPS/KHPS)」の個票データの提供を受けた。ここに記して、深く感謝の意を表したい。本研究は、日本学術振興会『科学研究費助成事業 (科学研究費補助金) (特別推進研究)』「長寿社会における世代間移転と経済格差：パネルデータによる政策評価分析」ならびに日本学生支援機構から支援を受けている。なお、本稿にある全ての誤りは、筆者らの責に帰するものである。

合、大卒者は時間当たり賃金が高いこと、(9)そして奨学金を受給していた大卒者のほうが非受給大卒者より時間当たり賃金が高いことが検証された。さらに、日本学生支援機構の奨学金の拡充や基準の緩和、労働需要構造の変化の影響を検証するため、(10)年齢階層ごとに奨学金受給者と非受給者との間の雇用形態や賃金等の差を検証した結果、20代から50代にかけては若い年齢層において差が拡大していることが確認された。(11)期待生涯所得と返済額を比べ、奨学金のネットの私的利益率を推計すると、現在割引率や物価上昇率がゼロとすると、プラスになっている。しかし物価上昇率がマイナスのデフレ経済下においては、この関係は大きく変わることが考えられる。今後は流動性制約の視点から高等教育進学 of 断念やデフレ下における返済額の実質的增加、失業や非正規雇用の増加が考えられるため、所得の急減による返済不能に対する対策(所得連動返還方式)や給付型奨学金制度についての検討が必要である。

<キーワード>

格差の親子間継承、奨学金の効果、奨学金の返還、就業、所得、コスト・ベネフィット分析、パネルデータ

1. はじめに

経済的に恵まれない親のもとに生まれた子どもは、その子どもが大人になったあとも貧しい生活を送ることになる、いわゆる「負の連鎖」の問題が指摘されている。負の連鎖が生じる1つの理由として、貧しい家庭の子どもは経済的な理由から高等教育を受けられないことが挙げられる。大学進学率が5割を占めるようになった今日においても、大学への進学は親の所得と強い正の相関を示すことが樋口・萩原(2017)などによって確認されている。

他方、わが国でも貧しい家庭の子どもでも高等教育の機会を受けられるようにする数多くの施策が実施されてきた。その代表的な施策の1つが奨学金制度である。日本でも、各種の奨学金制度が存在するが、その大多数を占めるのが日本学生支援機構(旧日本育英会。以下、日本学生支援機構と称する)の奨学金制度である。²⁾この奨学金は日本国憲法や教育基本法が定める教育の機会均等を保証するという役割を担っており、³⁾その事業規模は2016年において貸与金額がおよそ1兆1千億円、貸与人員は132万人に及んでいる。この奨学金の特徴は、基本的には、貸与型奨学金であり、無利子(第一種奨学金)と有利子(第二種奨学金)の2つがあるが、いずれも貸与したものは返還することが義務付けられている。⁴⁾日本学生支援機構の奨学金の採用基準として学業と家計収入の2つが重視されており、⁵⁾これら2つの基準を満たした者だけが奨学金の貸与を受けられることになっている。

1) 本稿では、分析に使用するデータが親の年収を調査していないことから、代わりに親の学歴を分析に使用する。

2) このほか、学生ローンや授業料免除などが挙げられる。

3) 以下のサイト(『日本学生支援機構概要2016』)から引用。

http://www.jasso.go.jp/sp/about/organization/_icsFiles/afieldfile/2016/12/08/gaiyou2016_1.pdf

4) 障害者への奨学金など一部の奨学金では、返還免除制度がある。

5) 他に「人物」及び「健康」が奨学生として相応しいことという基準を合わせて、4つの基準で選考を行っている。

奨学金は学校卒業後の人生において、2つの効果を持ちうる。1つは、奨学金を受給できなければ、そのまま高校を卒業し就職していたところ、奨学金受給により大学に進学し、大卒として就職したことで、その後の給与が高くなり、経済的便益を得る可能性である。もう1つは、同じ大卒であっても、奨学金を受給できる人はもともと学力や非認知能力が高く、あるいは奨学金を受給することにより、大学においても一生懸命勉学に励み、能力を高めることで、給与の高い企業・職業に就職をし、さらにはその後の成果を高めることで経済的便益が発生する可能性である。その人が奨学金を受給し、高等教育を受けることで、社会のリーダーとなり、新しい技術を開発するなどによる、社会的便益が発生するのと同時に、受給者本人にとっても私的利益が生まれることが期待される。だが、はたして負の連鎖を断ち切る効果は現実に存在しているのだろうか。

本稿では、主に高校卒業後に大学などの高等教育機関に進学しなかつた人、奨学金を受給せず⁶⁾に高等教育機関を卒業した人、奨学金を受給して高等教育機関を卒業した人、そして進学したにもかかわらず中退した人に分け、年齢や性別といった個人属性をコントロールし、卒業後・中退後の社会経済達成の状況、具体的には、就業状態（無業、正規・非正規雇用）や年収、時間当たり賃金を比較することで、上述した仮説を検証する。分析に使用するデータは、慶應義塾大学パネルデータ設計・解析センターの「日本家計パネル調査（Japan Household Panel Survey / Keio Household Panel Survey: JHPS/KHPS）」（2004年～2016年）である。とくに2016年に、奨学金に関する特別な質問項目を付け加えた調査結果を利用する。JHPS/KHPSは、調査対象者とその配偶者を2004年から複数年にわたって追跡調査して得られたパネルデータである。この調査は、「慶應義塾家計パネル調査（Keio Household Panel Survey: KHPS）」と「日本家計パネル調査（Japan Household Panel Survey: JHPS）」の2つの調査から構成されている。KHPSは2004年1月に第1回調査を実施し、JHPSは2009年1月に第1回調査を行い、現在に至るまで同一対象者を追跡調査している。両調査とも初回調査における対象者は男女約4,000名であり、その後、KHPSには2007年に同様の方法によって抽出された約1,400名、さらに2012年には約1,000名が新規対象として追加されている。調査対象者はKHPSが20歳～69歳、JHPSが20歳以上の男女であることから、旧日本育英会の時からの奨学金の受給状況に関する履歴データとそれ以降の毎年の就業状況・雇用形態・年収についてのパネルデータを用いる。これにより奨学金制度が変更された幅広い世代を分析対象とすることが可能である。また、卒業者とともに中退者⁷⁾についての奨学金や学歴の効果に

6) 高等教育機関には、高等専門学校、短大、大学、大学院が含まれる。なお、今回の分析では、専門学校については、JHPS/KHPSにおいて調査されていないため、考慮していない。JHPS/KHPSでは、最終学歴について、以下のような質問がされており、6つの選択肢の中から1つを選択する形式で調査が行われている。

「あなたが最後に通学した学校はつぎのどれですか。現在通学中の方は、その学校をお答えください。（旧制学校の場合は、カッコ内を参考に対応する選択肢をお選びください）

1. 中学校（旧制小学校・高等小学校）、2. 高等学校（旧制中学・高等女学校）、3. 短大・高専（旧制高校・実業学校・師範学校）、4. 大学（旧制大学）、5. 大学院（旧制大学院）、6. その他（具体的に）」

7) 奨学金に関する調査は2016年1月に調査されている。同じ項目を配偶者にも聞いているため、本稿では、配偶者の情報も含めて分析を行っている。調査対象や調査方法、調査項目などの詳細については、以下の慶應義塾大学パネルデータ設計・解析センターのサイトを参照。

<https://www.pdrc.keio.ac.jp/paneldata/datasets/jhpskhps/>

についても識別可能となる。

近年、奨学金制度の拡充に伴い採用基準が緩和されたり⁸⁾、有利子の第二種奨学金については2000年以降、入学前の予約採用制度が導入されたりすることにより、奨学金制度が利用されやすくなった。しかしその一方、学力基準が緩和され、これによって、奨学金を受給し進学できたとしても卒業できない者が、奨学金受給者に含まれる可能性が高まった。そのため、たとえ奨学金を受給して大学に進学できたとしても、授業についていくことができずに中退し、卒業することができなかった場合、中退後に卒業生よりも社会経済達成の状況がよくなっているかどうかは定かではない。ましてや、奨学金を借りていたにもかかわらず、卒業できなかった場合（中退の場合）、返還負担を抱えているうえ、学位を取得できなかったというマイナスの影響をもたらすシグナリングが働き、労働市場での評価も低くなる可能性がある。

これまで、家計所得や親の学歴といった家計環境と大学進学との関係について分析した研究（銭 1989, 中村 1993, 小林 2009, 渡辺ほか 2012）や、大学生を対象に奨学金受給の有無が消費行動に及ぼす影響を分析した研究（伊藤・鈴木 2003, 下山・村田 2011）、奨学金が大学進学に与える影響を分析した研究（藤村 2009, 佐野・川本 2014）など、数多くの研究が行われてきた。その一方、実際に奨学金受給者が卒業後または中退後の社会経済達成の状況について分析した研究は少ない。筆者らの知る限り、萩原・深堀（2017b）などに限られる。しかし、この研究においても卒業直後の社会経済達成の状況を分析しているのみであり、より長期的にみた社会経済達成の状況について十分な研究は行われていない。加えて、卒業者と中退者を区別している研究も見受けられない。

もし、奨学金を受給して進学した学生が、卒業後または中退後に無業や非正規雇用者になりやすいという傾向や年収や時間当たり賃金が低いという傾向などがみられる場合には、奨学金を借りたとしても返還することが難しい状況に置かれているのみならず、世代間の負の連鎖の解消にもつながっていない可能性がある。一方、奨学金受給者は、毎年、奨学金継続を出願し、学校が成績等により継続の可否について判定する適格認定を受けなければならない。また、大学院では無利子奨学金について業績優秀者には返還免除制度も設けられており、奨学金を受給していない学生よりも勉学に積極的に取り組むインセンティブが働きやすいことが考えられる。このため、奨学金受給者の人的資本蓄積がより促され、卒業後または中退後の社会経済達成状況を改善する可能性もある。奨学金の受給により正負どちらの効果が大きいかについては、現実のデータを用いた実証分析の結果を待つしかない。本稿では、これらも考慮して、奨学金がどのような影響を受給者にもたらしているかを卒業後または中退後の社会経済達成の状況まで視野を広げて分析を行う。卒業後または中退後の社会経済達成の状況について分析を行うことは、日本学生支援機構の奨学金制度が貸与型奨学金という形式での運営の仕方について検討する際にも有益となろう。

本稿の構成は以下のとおりである。次節では、JHPS/KHPSを用いて親と子どもの学歴や奨学金の応募・受給状況などについて概観する。第3節では、分析方法とデータについて説明する。

8) 萩原・深堀（2017a）では、奨学金の採用基準の変遷についてまとめている。

9) 無利子の第一種奨学金については、奨学金制度創設から予約採用制を設けている。

第4節では、奨学金受給者と非受給者とで、就業状態や収入に違いがあるのかに関する分析結果について述べる。第5節では、近年実施された奨学金の採用基準緩和、大学入学前の事前予約制の導入の影響、さらには経済構造の変化により、年齢階層ごとに奨学金の影響に変化があるかどうかについても検証する。第6節では、本稿の結論と今後の課題について述べる。

2. JHPS/KHPS でみた親と子どもの学歴と奨学金の応募・受給状況

第2節では、親と子どもの学歴の関係、奨学金の応募・受給状況および奨学金の採用とその後の社会経済達成状況との関連について、JHPS/KHPS を用いて記述統計により説明する。

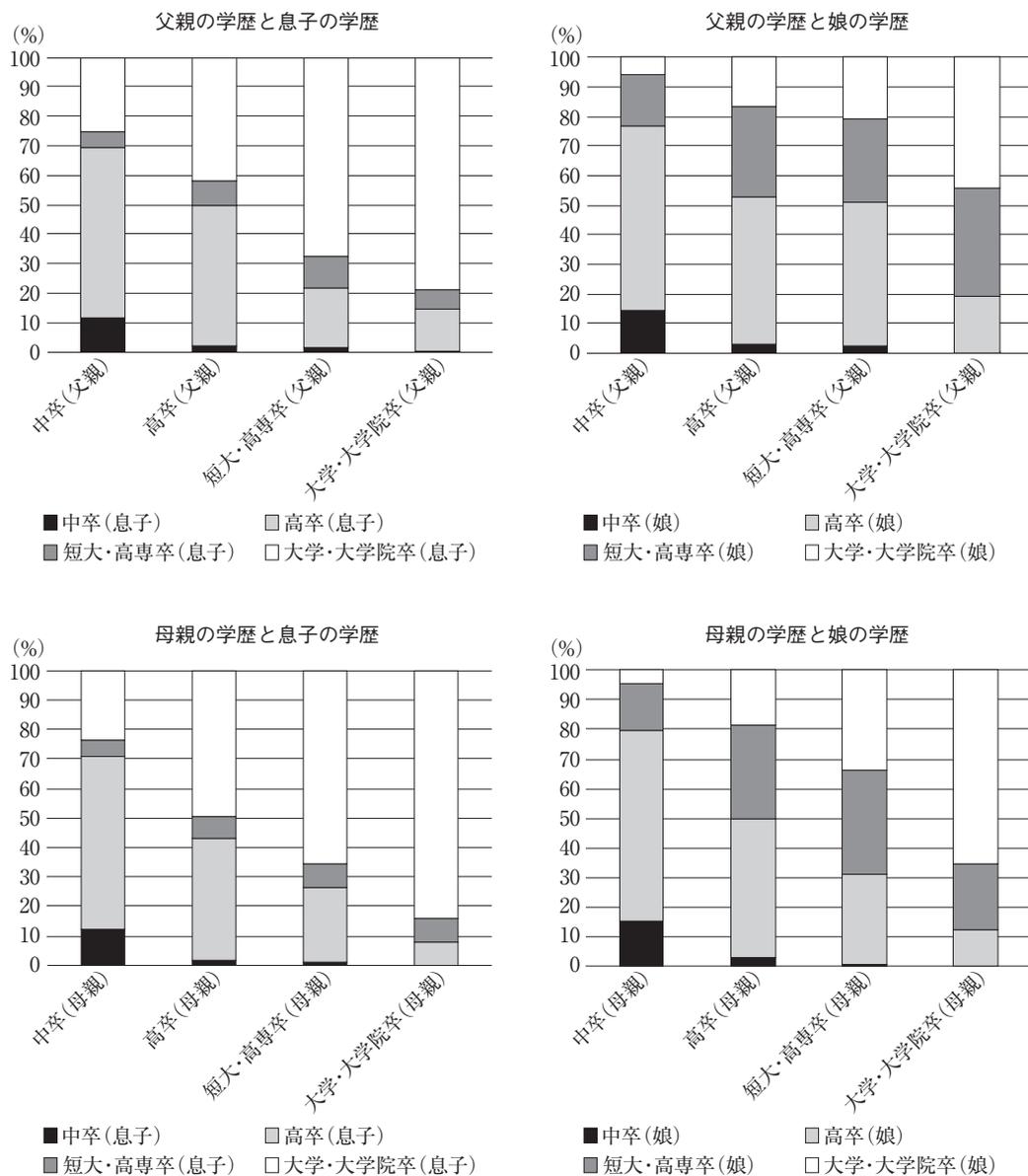
図1の父親/母親の学歴と息子/娘の学歴についてみると、父親/母親の学歴が高いほど、息子/娘の学歴も高くなることが確認できる。娘と息子を比べると、息子のほうが大学・大学院を卒業する割合が高い傾向がみられる。同性の親からの影響、つまり息子は父親から、娘は母親からの影響が強いかどうかについてみると、若干の違いはあるものの、同性の親の学歴のほうが影響は強いとは必ずしも言えない。Pearson の相関係数を確認すると、父親の学歴と息子の学歴の相関は0.414、父親の学歴と娘の学歴の相関は0.389、母親の学歴と息子の学歴の相関は0.424、母親の学歴と娘の学歴の相関は0.433で、無相関であるという仮説を全て1%水準で棄却し、親の学歴と子どもの学歴は正の相関があることがわかった。

続いては、低所得層のほうが奨学金に応募しているかどうかを確認するために、親の学歴ごとの子どもの奨学金応募状況について確認する。図2の父親/母親の学歴別にみた全サンプルに占める奨学金応募割合をみると、父親/母親の学歴が高いほど、大学進学希望者が多いことの影響を受けて、奨学金に応募している人の割合は高くなっている。父親の学歴別にみたケースでは、奨学金に応募する割合は右上がりの傾向であるが、父親の学歴が短大・高専卒で頭打ちになっており、父親の学歴が大学・大学院卒でやや割合が低くなっている。一方、母親の学歴別にみたケースでは、大学・大学院卒まで右上がりの傾向がみてとれる。他にも図2から明らかになったこととして、奨学金応募割合が15%弱で低いことが挙げられる。なお、子どもの年齢別にみても、同じような右上がりの傾向がみられる。

図2では、父親/母親の学歴が高くなるほど子どもの学歴を無視した全サンプルに占める奨学金に応募する割合が高くなっていた。それでは、高等教育機関進学者に限定すると奨学金受給者はどの程度いるのであろうか。ここでは、大学進学者(大学・大学院卒)に着目し、父親/母親の学歴別にみた大学進学者に占める奨学金受給者割合を図3で確認する。これをみると、父親/母親の学歴が低いほど受給者割合は高いという結果を得ている。これは、父親/母親の学歴の高さが家計所得と強く相関していることを踏まえて解釈すると、低所得層ほど進学者に占める受給者割合は高いことを示唆している。

近年、家計の経済状況が厳しい世帯が増えている。このことを受けて奨学金応募が増えている可能性がある。また、日本学生支援機構の奨学金では基準が緩和されてきたことから、そのことによっても応募者が増えていることが予想される。若年層のほうが応募割合は高くなっているの

図1 父親／母親の学歴と息子／娘の学歴



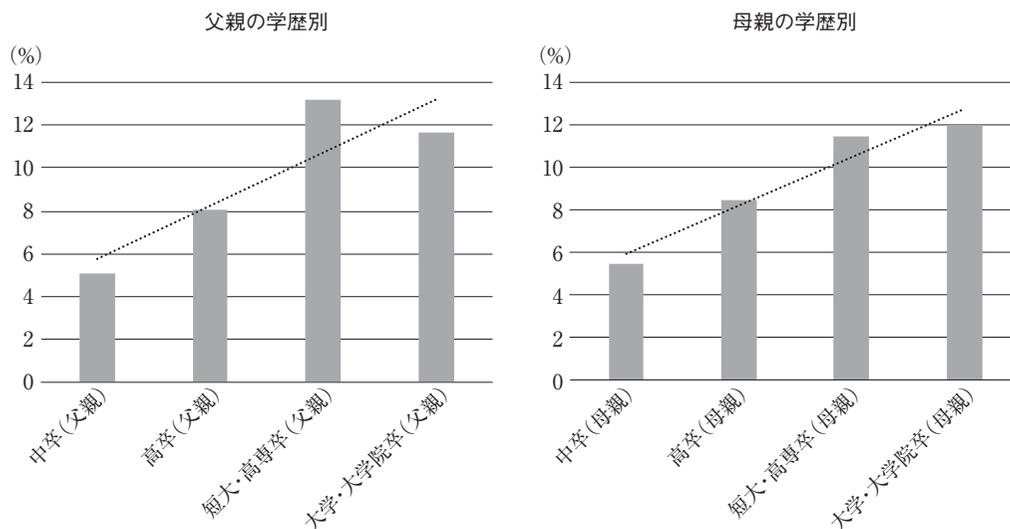
出典：JHPS/KHPSを用いて筆者作成

注：父親／母親の学歴ごとに集計した息子／娘の学歴の割合を示している。

かを確認するために、続いては、図4では、子どもの年齢別・学歴別にみた奨学金応募割合を確認する。これをみると、若年層ほど応募割合が高い傾向がみられる。これは、日本学生支援機構「学生生活調査」でも、奨学金の受給者割合（大学以上）が年々増えていることと一致する。¹⁰⁾

図5では子どもの年齢別にみた奨学金に応募しなかった理由ごとの回答割合を示している。図5からは、年齢が高くなるほど「進学は考えていなかった」と回答している割合が高い傾向が読

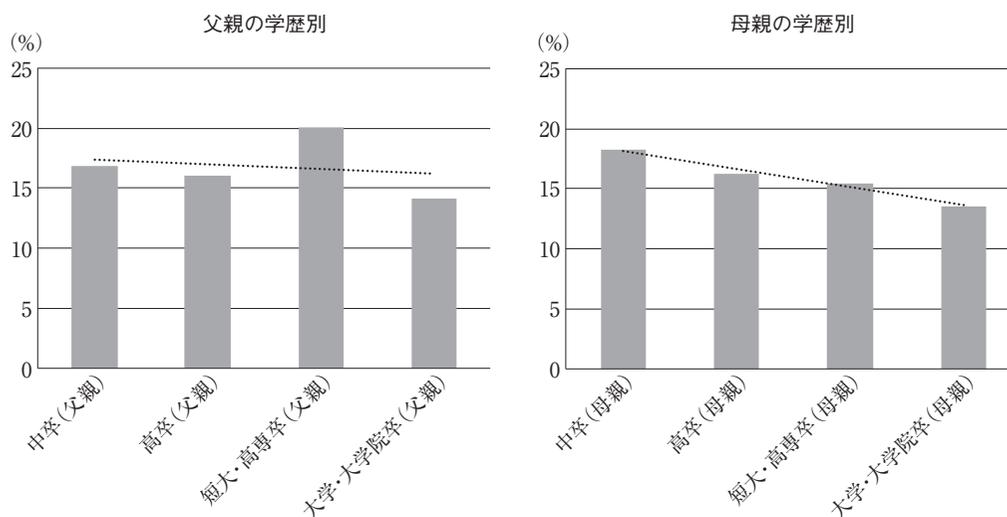
図2 父親／母親の学歴別にみた子どもの学歴を無視した全サンプルに占める奨学金応募割合



出典：JHPS/KHPS を用いて筆者作成

注：応募割合は、父親／母親の学歴ごとに、応募者数÷子どもの学歴を無視した全サンプルで作成している。

図3 父親／母親の学歴別にみた大学進学者に占める奨学金受給者割合



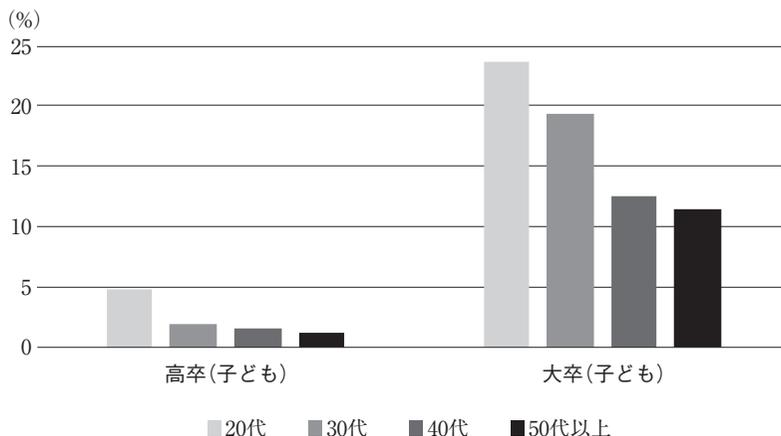
出典：JHPS/KHPS を用いて筆者作成

注：受給割合は、父親／母親の学歴ごとに、奨学金受給者数÷大学進学者数で作成している。

10) JHPS/KHPS では、日本学生支援機構の奨学金に応募しなかった理由について、以下のように調査している。「あなたが日本学生支援機構の奨学金に応募しなかった理由について、もっとも当てはまるものをお答えください。

1. 成績の基準に達していなかった、2. 収入が基準よりも高すぎた、3. 将来、返済できるか不安だった、4. 制度のことを知らなかった、5. 進学費用を他から調達した、6. 進学費用を他から調達する必要はなかった、7. 進学は考えていなかった」

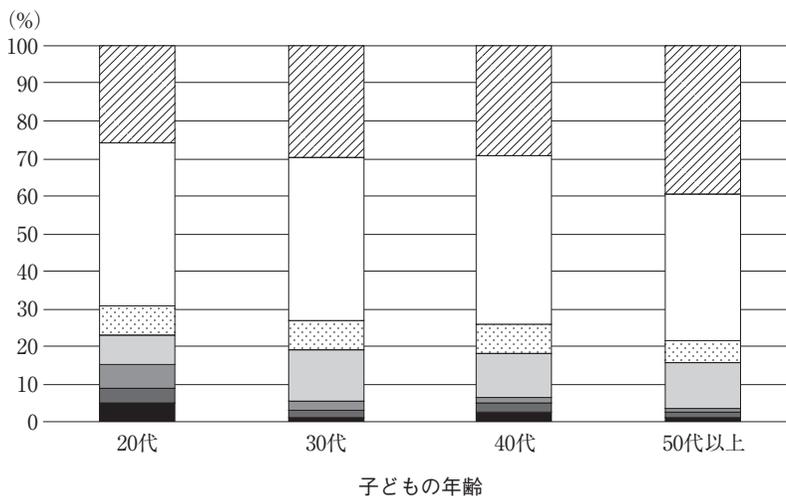
図4 子どもの年齢別・学歴別にみた奨学金応募割合



出典：JHPS/KHPS を用いて筆者作成

注：応募割合は、年齢・学歴ごとに、応募者数÷(応募者数+未応募者数)で作成している。

図5 子どもの年齢別にみた奨学金に応募しなかった理由ごとの回答割合



■ 成績が基準に達していなかった ■ 収入が基準よりも高すぎた ■ 返済できるか不安だった

□ 制度のことを知らなかった □ 進学費用を他から調達した

□ 進学費用を他から調達する必要はなかった □ 進学は考えていなかった

出典：JHPS/KHPS を用いて筆者作成

注：年齢ごとに集計した応募しなかった理由ごとの回答割合を掲載している。

み取れる。また、「進学費用を他から調達する必要はなかった」と回答する者は若い年齢層のほ
うが多い。「制度のことを知らなかった」が5～15%程度を占めており、7つの理由のうち3番
目に多い回答である。このことから、制度の認知度が高まれば、応募者はより増える可能性があ

る。なお、他の年齢層と比較して20代では「制度のことを知らなかった」と回答する割合が低いという特徴も確認できる。この他、20代と他の世代とで明らかに異なる点が2つある。1つめは「返済できるか不安だった」という回答割合が、20代では6.0%で他の世代と比べて高いこと、2つめは「成績が基準に達していなかった」という回答割合が、20代では5.0%で他の世代と比べて高いことである。返済の不安が20代で高いことについては、最近の景気停滞により、就職が難しくなっていることや就職できたとしても正規労働者として働くことが難しくなっていることが影響している。また、成績に関しては、2つの解釈が可能である。1つは、少子化の影響もあって最近は大学に入りやすくなっていることから、成績が低い場合でも大学などの高等教育機関への進学希望者が増えてきているという解釈、もう1つは、景気停滞により、高校を卒業しても就職が決まらず、高等教育機関への進学を希望するようになったという解釈である。これらの解釈を総じて考えると、同じ大卒でも若い世代のほうが、従来は進学できず就職していたはずの者が、大学に進学できるようになったことが考えられる。

以上をまとめると、図2の父親／母親の学歴別にみた奨学金応募割合を確認したところ、父親／母親の最終学歴が高学歴であるほど、奨学金に応募している傾向がみられる。これは、学歴の高い親であるほど、自分の子どもにも高等教育を受けさせようと奨学金を利用して進学させようとしていることを意味する。なお、図3の奨学金受給割合をみると、父親／母親の学歴が低いほうが割合は高く、奨学金の所得再分配効果を確認することができた。図4からは若い世代ほど応募割合が高くなっていることを確認した。また、図5からは、年齢が若くなるにつれて、「進学は考えていなかった」とする回答割合が低くなっており、若い世代ほど進学希望者が増えていることがわかる。また、「進学費用を他から調達する必要はなかった」と回答する割合も若い世代で高く、若い世代では進学の際に奨学金に頼るグループと頼らないグループに二極化してきている。さらに、20代は返済できない不安が高いこと、成績が低くても高等教育機関への進学を希望していることも確認された。以上から、若い世代のほうが、奨学金の利用という観点でみて、進学の際に格差が開いてきている可能性が示唆された。また、奨学金を借りたいと思っていたとしても、返済負担から奨学金の利用を諦めるケースが、上の世代と比べて多いことも確認された。高等教育機関進学の際の意思決定は、その後どのような影響を与えるのであろうか。この点については、次節以降で確認する。

3. 分析方法・データ

奨学金は卒業後または中退後の生活にどのような影響を与えているのかについて、計量経済学の手法を用いて検証する。本節では分析方法と使用データについて述べる。

本稿では、奨学金受給と①無業者割合¹¹⁾、②雇用形態、③年収、④時間当たり賃金との関係を明らかにするため、大きく分けて4つの推定を行う。推定モデルは以下のとおりである。

11) 無業者には、失業者も含まれる。

まず、奨学金受給者と非受給者の間に卒業後の無業確率に有意な差があるかを検証するために、(1)式に示される推定モデルを用いる。被説明変数である N_{it} は無業であれば1、就業していれば0を表すダミー変数である¹²⁾。この被説明変数を使用しての推定の際には、①データをパネルデータとして利用したうえで、ランダム効果ロジットモデルによる推定と、②プーリングデータとしてデータを利用したうえで、ロジットモデルによる推定を行う。

β_n はパラメータ ($n=1, \dots, 3$)、 α_i は個別効果、 t_i は時間効果、 e_{it} は誤差項である (以下同様)。右下の添え字 i は個人を表し、 t は年を表す。右上の添え字 N は推定モデルが無業ダミーを被説明変数にした場合の推定モデルであることを表す。また、ロジットモデルによる推定に関しては、潜在変数を表す「*」を付している。

無業／有業の推定モデル

$$\begin{cases} N_{it} = 1 & \text{if } N_{it}^* > 0 \\ N_{it} = 0 & \text{if } N_{it}^* \leq 0 \end{cases}$$

$$N_{it}^* = \beta_1^N + \beta_2^N D_i + \beta_3^N X_{it} + \alpha_i^N + t_i^N + e_{it}^N \quad (1)$$

第2に奨学金受給者とそれ以外の人の間に卒業後の非正規雇用確率に有意な差があるかを検証するために(2)式で示される推定モデルを用いる。 R_{it} は非正規雇用で働いていれば1、正規雇用で働いていれば0を表すダミー変数である。この被説明変数を使用しての推定の際には、①データをパネルデータとして利用したうえで、ランダム効果ロジットモデルによる推定と、②プーリングデータとしてデータを利用したうえで、ロジットモデルによる推定を行う。

正規／非正規雇用の推定モデル

$$\begin{cases} R_{it} = 1 & \text{if } R_{it}^* > 0 \\ R_{it} = 0 & \text{if } R_{it}^* \leq 0 \end{cases}$$

$$R_{it}^* = \beta_1^R + \beta_2^R D_i + \beta_3^R X_{it} + \alpha_i^R + t_i^R + e_{it}^R \quad (2)$$

第3に奨学金受給者とそれ以外の人の間に卒業後の年収に有意な差があるかを検証するために、パネルデータを用い、(3)式で示される推定モデルを推定する。なお被説明変数の I_{it} は各年における年間収入を示す。推定方法として、①データをパネルデータとして利用したうえで、ランダム効果 Ordinary Least Squares (OLS) による推定、②プーリングデータとしてデータを利用したうえで、プールド OLS による推定、そしてサンプルセレクションバイアスを考慮して、③ヘックマンの2段階推定法¹³⁾を用いる。

12) この推定の際には、休業者は除いて推定している。

13) ヘックマンの2段階推定法の1段階目の就業の意思決定の推定では、調査対象者が15歳の時に母親が働いている場合1、働いていなければ0を表すダミー変数を説明変数として含めている。この変数を使用する理由は、小さい時に母親が働く姿をみていれば働くことへの意識が芽生えたと仮定しているためである。

年収の推定モデル

$$I_{it} = \beta_1^I + \beta_2^I D_i + \beta_3^I X_{it} + \alpha_i^I + t_i^I + e_{it}^I \quad (3)$$

最後に、奨学金受給者とそれ以外の人の中に卒業後の時間当たり賃金に有意な差があるかを検証するために、(4)式で示される推定モデルを用いる。被説明変数は時間当たり賃金 W_{it} の対数値である¹⁴⁾。推定方法は、①データをパネルデータとして利用するときにはランダム効果 OLS による推定、②プーリングデータとしてデータを利用するときにはプールド OLS を用いる。

時間当たり賃金の対数値の推定モデル

$$\log W_{it} = \beta_1^W + \beta_2^W D_i + \beta_3^W X_{it} + \alpha_i^W + t_i^W + e_{it}^W \quad (4)$$

続いて、各モデルで用いた説明変数について紹介する。 D_i は奨学金に関する変数であり、本稿では3種類を作成し、それらを別々に用いて分析に使用した。1つめの変数は、これまでに受給してきた奨学金総額の対数値である。2つめの変数はこれまでに奨学金を受給したことがあれば1、受給したことがなければ0を表すダミー変数である。日本学生支援機構の奨学金は高校生からも借りられることから、これらは高校生時点も含めた奨学金総額や奨学金の受給経験を表す変数である。そして、3つめの変数は、高等教育機関に進学しなかったケース（高卒者）、奨学金を利用して高等教育機関に進学し、卒業したケース（奨学金受給卒業生）、奨学金を利用せずに高等教育機関に進学し、卒業したケース（奨学金非受給卒業生）、奨学金を利用して高等教育機関に進学したものの、中退したケース（奨学金受給中退者）、奨学金を利用せずに高等教育機関に進学し、中退したケース（奨学金非受給中退者）を示すカテゴリー変数であり、高等教育機関に進学しなかったケース（高卒者）をレファレンスとした。

X_{it} はコントロール変数であり、年齢階層ダミー（20代から60代まで、10歳ごとに区切られたカテゴリー変数を作成。20代がレファレンス）、有配偶ダミー、女性ダミー、自身の学歴（高卒、短大・高専卒、大学・大学院卒のダミー変数を作成。高卒がレファレンス）、高等教育機関中退ダミー（卒業がレファレンス）を用いる。高等教育機関での専攻分野が医・歯学などの理系分野の場合、奨学金も高く、年収も多い可能性があるため、本稿では理系ダミー（理学、工学、農学、医・歯学、薬学=1、人文科学、社会科学、教育学、家政学、高卒=0）も用いて推定を行う。なお、時間当たり賃金の対数値の推定には、就業形態ダミー（正規雇用、非正規雇用、無業のダミー変数を作成。正規雇用ダミーがレファレンス）、産業ダミー（農業、漁業・林業・水産業、鉱業、建設業、製造業、卸売・小売業、飲食業、宿泊業、金融・保険業、不動産業、運輸、情報サービス・調査業、情報サービス・調査業を除く通信情報業、電気・ガス・水道・熱供給業、医療・福祉、教育・学習支援業、その他のサービス業、公務のダミー変数を作成。農業がレファレンス）、従業員規模ダミー（1～4人、5～29人、30～99人、100～499人、500人以上、官公庁のダミー変数を作成。1～4人がレファレンス）も使用する。

14) 時間当たり賃金の対数値を被説明変数に用いる場合は、就業者に限定して分析を行う。その際、説明変数には就業者に影響を与える産業ダミーや従業員規模ダミーを追加して推定を行う。

表1 奨学金受給と無業、雇用形態、年収、時間当たり賃金の状況（平均値）

	高卒者	高等教育機関卒業者		高等教育機関中退者	
		奨学金受給	奨学金非受給	奨学金受給	奨学金非受給
無業	0.22	0.11	0.20	0.12	0.18
非正規雇用	0.30	0.16	0.24	0.23	0.21
年収（万円）	244	496	329	266	304
時間当たり賃金（対数値）	7.27	7.68	7.50	7.41	7.43

出典：JHPS/KHPS を用いて筆者作成

注：無業、非正規雇用は、それぞれ無業、非正規雇用であった場合1をとるダミー変数、年収については、非就業者も含めて算出している。

分析に使用するデータからは、自営業や年齢が65歳以上のサンプルを除いている。自営業については雇用者とは働き方などが異なること、年齢が65歳以上については既に退職している人が多く、それ以下の年齢と比べることが難しいことから、推定には使用しないことにした。

今回使用するデータ（JHPS/KHPS）は調査対象者を2004年から2016年までの間に追跡調査して得られているパネルデータである。これにより、固定効果推定によって個人の異質性を考慮することが分析上可能となる。しかし、今回使用するデータは調査初年度に20歳以上の男女を調査対象としているため、今回の分析で着目する奨学金受給の有無、学歴、卒業または中退の状態に関しては、既に履歴情報であり、かつ時間不変の変数として推定モデルに含まれることになる。このような理由から、行動の変化を分析する固定効果推定を行うことはできないものの、固定効果モデルと並んでパネルデータ分析として用いられているランダム効果推定を行う。

回帰分析の前段階として、奨学金受給と無業、雇用形態、年収、時間当たり賃金との関係について、記述統計量により考察しておく。表1は、奨学金受給と無業、雇用形態、年収、時間当たり賃金との関係について、高卒者、高等教育機関卒業者、高等教育機関中退者ごとに平均を示している。これをみると、高等教育機関卒業者の年収や時間当たり賃金は、高卒者や高等教育機関中退者と比べて高いことがわかる。前述のとおり、奨学金受給要件には学業成績も含まれるため、奨学金受給者の能力がそもそも高く、卒業後の年収や時間当たり賃金についても高い水準になっていることが考えられる。一方で、無業割合や非正規雇用割合については、高等教育機関卒業者のうち奨学金受給者はそれらの割合が高卒者と高等教育機関中退者と比べると低いものの、非受給者は高卒者よりは低い値であるが、高等教育機関中退者とは、同等もしくはそれよりも高くなっている。これについては、表1では男女計の平均値を示しており、女性は結婚や出産を機に仕事を辞めたり、正規から非正規雇用に転換したりすることが少なくなく、データに含まれる女性割合の違いが反映されている可能性が考えられる。高等教育機関中退者は、高卒者よりは年収や時間当たり賃金は高く、無業割合や非正規雇用割合は低いという結果を得ている。奨学金受給者と非受給者同士を比較すると、高等教育機関卒業者と中退者として明暗が分かれている。高等教育機関卒業者においては、総じて非受給者よりも受給者のほうが無業割合や非正規雇用割合は低く、年収や時間当たり賃金は高い。しかし、中退者においては非受給者よりも受給者のほうが無

業割合は低いものの、非正規雇用割合は高く、年収や時間当たり賃金は低い。

次節以降、年齢などの個人属性をコントロールしてもなお、このような関係が成り立つのか、先に示した推定モデルを用いて検証を行う。

4. 卒業後または中退後の無業状態、雇用形態、年収、時間当たり賃金に奨学金が与える影響

奨学金を受給することにより大学へ進学し、その後に卒業または中退したことで、無業や雇用形態、年収、時間当たり賃金の対数値にどのような影響があるのだろうか。無業に関する推定結果は表2、非正規雇用に関する推定結果は表3、年収に関する推定結果は表4、時間当たり賃金に関する推定結果は表5に示されている。

まず、無業／就業についての推定結果を示す表2を見る。(N1)列から(N2)列には奨学金総額が与える影響、(N3)列から(N4)列では学歴や卒業または中退の状況をコントロールし、同じ学歴の者同士を比べた場合の奨学金受給の有無が与える影響、(N5)列から(N6)列では異なる学歴の者も含めて比べた場合の奨学金受給の有無と卒業または中退の状況が与える影響に関する推定結果を示している。(N1)列から(N4)列をみると、奨学金総額、奨学金受給ダミーが全て負で有意であり、奨学金を受け取り、奨学金総額が大きいほど、無業確率は低いことがわかる。なお、奨学金受給者は非受給者と比べて5.3%から5.8%ほど無業確率は低く、奨学金総額が1%高くなると0.08%から0.09%ほど無業確率は低い。中退者であることを示すダミー変数の限界効果は(N1)列から(N4)列まで全ての推定モデルにおいて、正でかつ1%水準で有意な結果を得ている。これは、卒業者と比べて中退者のほうが、無業確率が高いことを示す。

続いて、奨学金を受給したものの、卒業できているケースと卒業できていないケース(中退のケース)で違いがあるかどうかを(N5)と(N6)で確認する。(N5)のランダム効果ロジットモデルによる推定では、奨学金を利用して進学し、卒業したケース(奨学金受給卒業生)、奨学金を利用せずに進学し、卒業したケース(奨学金非受給卒業生)、奨学金を利用して進学したものの、中退したケース(奨学金受給中退者)は有意な結果を得られていない。唯一有意な結果を示す変数は、奨学金を利用せずに進学し、中退したケース(奨学金非受給中退者)であり、高卒者と比べて20.5%ほど無業確率は高い結果になっている。(N6)列のプーリング推定の結果では、高卒者と比べて奨学金受給卒業生は3.6%ほど無業確率が低く、これに対して奨学金非受給卒業生と奨学金非受給中退者においては、得られた限界効果は有意に正になっており、大学などの高等教育機関に進学した者のうち、奨学金を受け取っていない者のほうが高卒者よりも無業になりやすいことがわかる。また、限界効果の大きさを比べると、奨学金非受給卒業生よりも奨学金非受給中退者のほうが限界効果の値が大きいことから、奨学金非受給中退者のほうが無業になりやすいことになる。

表3は、雇用形態について推定した結果を示している。奨学金総額が非正規雇用に与える影響

表2 無業状態に奨学金が与える影響に関する推定結果

被説明変数	(N1)	(N2)	(N3)	(N4)	(N5)	(N6)
	無業ダミー					
推定方法	ランダム効果 ロジット	ロジット	ランダム効果 ロジット	ロジット	ランダム効果 ロジット	ロジット
奨学金総額の対数値	-0.00772** (0.00351)	-0.00901*** (0.00148)				
奨学金受給ダミー			-0.0580** (0.0294)	-0.0533*** (0.00939)		
レファレンス：進学しなかったケース（高卒者）						
奨学金を利用して進学し、卒業したケース（奨学金受給卒業生）					-0.0497 (0.0316)	-0.0357*** (0.0113)
奨学金を利用せずに進学し、卒業したケース（奨学金非受給卒業生）					0.0110 (0.0136)	0.0215*** (0.00497)
奨学金を利用して進学したものの、中退したケース（奨学金受給中退者）					0.161 (0.128)	0.111 (0.0957)
奨学金を利用せずに進学し、中退したケース（奨学金非受給中退者）					0.205*** (0.0438)	0.215*** (0.0328)
中退	0.197*** (0.0419)	0.179*** (0.0303)	0.197*** (0.0417)	0.179*** (0.0303)		
レファレンス：高卒						
短大・高専卒	0.0171 (0.0174)	0.0203*** (0.00608)	0.0163 (0.0174)	0.0191*** (0.00606)		
大学・大学院卒	0.00475 (0.0158)	0.0243*** (0.00648)	0.00441 (0.0159)	0.0235*** (0.00652)		
理系	-0.0802*** (0.0228)	-0.0538*** (0.00783)	-0.0790*** (0.0229)	-0.0522*** (0.00793)	-0.0789*** (0.0227)	-0.0522*** (0.00793)
有配偶	0.407*** (0.0253)	0.327*** (0.00530)	0.408*** (0.0254)	0.328*** (0.00530)	0.410*** (0.0249)	0.327*** (0.00495)
女性	0.125*** (0.0242)	0.0889*** (0.00589)	0.125*** (0.0242)	0.0893*** (0.00588)	0.125*** (0.0242)	0.0893*** (0.00588)
年齢階層ダミー	YES	YES	YES	YES	YES	YES
年ダミー	YES	YES	YES	YES	YES	YES
Observations	28,391	28,391	28,391	28,391	28,391	28,391
Number of ID	3378	3378	3378	3378	3378	3378
Log likelihood	-7533.0208	-12464	-7533.2678	-12470	-7533.6924	-12472

出典：JHPS/KHPS を用いて筆者作成

注1：***は1%水準有意，**は5%水準有意，*は10%水準有意であることを示す。上段は限界効果，下段の（ ）の中はロバストな標準誤差である。

注2：ランダム効果推定とプーリング推定を比較すると，ランダム効果推定が採択されている。

について，(R1)列から(R2)列をみると負の値を示しており，(R2)において有意な結果になっている。また，(R3)列から(R4)列では奨学金の受給が与える影響についてみるとこちらも負の値を示しており，(R4)列において有意な結果になっている。これらの結果から，奨学金を受給しており，さらに，受給している奨学金総額が大きいほど，非正規雇用確率は低いことがわかった。なお，奨学金総額が1%高くなると0.09%から0.6%ほど非正規雇用確率は低くなり，奨学金受給者は非受給者と比べて0.6%から4.2%ほど非正規雇用確率は低い。また，中退ダミーの限界効果をみると(R1)から(R4)まで全て1%水準有意で正の値を示している。こ

表3 雇用形態に奨学金が与える影響に関する推定結果

被説明変数	(R1)	(R2)	(R3)	(R4)	(R5)	(R6)
	非正規雇用					
推定方法	ランダム効果 ロジット	ロジット	ランダム効果 ロジット	ロジット	ランダム効果 ロジット	ロジット
奨学金総額の対数値	-0.000901 (0.000606)	-0.00563*** (0.00206)				
奨学金受給ダミー			-0.00644 (0.00488)	-0.0422*** (0.0158)		
レファレンス：進学しなかったケース（高卒者）						
奨学金を利用して進学し、卒業したケース（奨学金受給卒業生）					-0.0167*** (0.00630)	-0.0946*** (0.0146)
奨学金を利用せずに進学し、卒業したケース（奨学金非受給卒業生）					-0.00845*** (0.00312)	-0.0611*** (0.00769)
奨学金を利用して進学したものの、中退したケース（奨学金受給中退者）					0.0203 (0.0485)	0.235 (0.190)
奨学金を利用せずに進学し、中退したケース（奨学金非受給中退者）					0.0193*** (0.00729)	0.207*** (0.0374)
中退	0.0308*** (0.00968)	0.305*** (0.0384)	0.0307*** (0.00963)	0.305*** (0.0381)		
レファレンス：高卒						
短大・高専卒	-0.00311 (0.00322)	-0.0402*** (0.00909)	-0.00323 (0.00322)	-0.0409*** (0.00906)		
大学・大学院卒	-0.0127*** (0.00420)	-0.0786*** (0.00879)	-0.0128*** (0.00422)	-0.0787*** (0.00878)		
理系	-0.00843** (0.00381)	-0.0816*** (0.0119)	-0.00824** (0.00376)	-0.0801*** (0.0120)	-0.00786** (0.00359)	-0.0804*** (0.0118)
有配偶	0.00294 (0.00387)	0.0388*** (0.0123)	0.00295 (0.00385)	0.0391*** (0.0123)	0.00293 (0.00375)	0.0404*** (0.0123)
女性	0.128*** (0.0246)	0.625*** (0.00693)	0.128*** (0.0245)	0.625*** (0.00692)	0.127*** (0.0248)	0.633*** (0.00642)
年齢階層ダミー	YES	YES	YES	YES	YES	YES
年ダミー	YES	YES	YES	YES	YES	YES
Observations	21,144	21,144	21,144	21,144	21,144	21,144
Number of ID	2780	2780	2780	2780	2780	2780
Log likelihood	-4614	-8682	-4614	-8683	-4617	-8691

出典：JHPS/KHPS を用いて筆者作成

注1：***は1%水準有意，**は5%水準有意，*は10%水準有意であることを示す。上段は限界効果，下段の（ ）の中はロバストな標準誤差である。

注2：ランダム効果推定とプーリング推定を比較すると，ランダム効果推定が採択されている。

のことから，高等教育機関中退者は卒業者と比べて，非正規雇用になりやすくなっている。

続いて，(R5)列から(R6)列で，奨学金を受給したものの，高等教育機関を卒業できているケースと中退しているケースで違いがあるかについて検討した。(R5)列と(R6)列に共通して，奨学金受給卒業生と奨学金非受給卒業生を示すダミー変数の限界効果は有意に負の値を示している。一方で，奨学金受給中退者の限界効果は正の結果を得ているものの，(R5)列と(R6)列の両方で有意な結果とはなっていない。また，奨学金非受給中退者の限界効果は(R5)列と(R6)列の両方の推定モデルで有意でかつ正の符号を示している。これらの結果か

表4 年収に奨学金が与える影響に関する推定結果

被説明変数	(I1)	(I2)	(I3)	(I4)
	年収			
	ランダム効果 OLS	プールド OLS	ヘックマンの2段階推定 第2段階 第1段階	
奨学金総額の対数値	2.172 (1.994)	3.013*** (0.754)	2.993*** (0.754)	0.0246*** (0.00531)
奨学金受給ダミー				
レファレンス：進学しなかったケース（高卒者）				
奨学金を利用して進学し、卒業したケース （奨学金受給卒業生）				
奨学金を利用せずに進学し、卒業したケース （奨学金非受給卒業生）				
奨学金を利用して進学したものの、中退したケース （奨学金受給中退者）				
奨学金を利用せずに進学し、中退したケース （奨学金非受給中退者）				
中退	-161.9*** (27.12)	-157.9*** (9.911)	-186.1*** (11.11)	-0.383*** (0.0634)
レファレンス：高卒				
短大・高専卒	4.300 (7.803)	6.730** (3.006)	17.14*** (4.127)	-0.0811*** (0.0231)
大学・大学院卒	87.18*** (9.525)	84.77*** (3.624)	106.3*** (3.486)	-0.0564*** (0.0219)
理系	97.82*** (13.52)	92.24*** (5.071)	94.82*** (5.354)	0.211*** (0.0368)
有配偶	3.948 (9.841)	43.36*** (4.179)	31.39*** (4.632)	-0.234*** (0.0309)
女性	-323.2*** (6.930)	-342.3*** (2.704)	-400.0*** (13.28)	-1.120*** (0.0183)
15歳時母親就業ダミー				0.169*** (0.0162)
λ			196.0*** (30.88)	
年齢階層ダミー	YES	YES	YES	YES
年ダミー	YES	YES	YES	YES
Observations	29,667	29,667		29,667
Number of ID	3,540			
Censored observations				6699
Uncensored observations				22968
R-squared_within	0.0844			
R-squared_between	0.534			
R-squared_overall	0.498			
R-squared		0.501		
Wald chi 2				6765.2
Prob > chi 2				0

出典：JHPS/KHPS を用いて筆者作成

注1：***は1%水準有意，**は5%水準有意，*は10%水準有意であることを示す。上段は係数，下段の（ ）の中はロバストな標準誤差である。

注2：ランダム効果推定とプーリング推定を比較すると，ランダム効果推定が採択されている。

(15)	(16)	(17)	(18)	(19)	(110)	(111)	(112)
年収							
ランダム効果 OLS	プールド OLS	ヘックマンの2段階推定		ランダム効果 OLS	プールド OLS	ヘックマンの2段階推定	
		第2段階	第1段階			第2段階	第1段階
37.07** (16.83)	42.99*** (6.475)	47.79*** (7.082)	0.141*** (0.0510)				
				109.3*** (19.49)	112.3*** (7.375)	134.7*** (8.942)	0.0731 (0.0565)
				48.76*** (7.199)	48.37*** (2.751)	68.67*** (3.869)	-0.0668*** (0.0189)
				-83.81 (79.14)	-104.0*** (36.13)	-130.0*** (41.70)	-0.356 (0.238)
				-96.91*** (28.24)	-94.18*** (10.12)	-98.05*** (14.24)	-0.444*** (0.0735)
-161.3*** (27.05)	-156.9*** (9.898)	-185.6*** (11.38)	-0.383*** (0.0723)				
4.356 (7.785)	6.797** (3.001)	16.88*** (4.446)	-0.0776*** (0.0243)				
84.83*** (9.520)	82.47*** (3.623)	103.2*** (5.010)	-0.0514** (0.0248)				
95.85*** (13.58)	90.02*** (5.094)	92.63*** (5.728)	0.209*** (0.0350)	95.37*** (13.78)	89.63*** (5.147)	90.88*** (5.393)	0.210*** (0.0378)
4.058 (9.836)	43.71*** (4.179)	31.12*** (4.561)	-0.235*** (0.0284)	3.433 (9.871)	42.68*** (4.178)	29.77*** (4.603)	-0.237*** (0.0382)
-323.3*** (6.924)	-342.3*** (2.703)	-403.3*** (14.28)	-1.120*** (0.0190)	-341.1*** (6.733)	-359.5*** (2.594)	-425.7*** (16.51)	-1.126*** (0.0190)
			0.171*** (0.0185)				0.171*** (0.0179)
		203.8 (33.01)				208.7 (37.97)	
YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES
YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES
29,667 3,540	29,667	29,667		29,667 3,540	29,667	29,667	
		6699 22968				6699 22968	
0.0844				0.0844			
0.535				0.527			
0.498				0.492			
	0.502				0.496		
		6097.6				8900.72	
		0				0	

注3：年収の推定には無業者も含めているため、0の値も含んでいる。ここで扱う年収は、「1年前の年収」を答えさせる質問項目から作成しているため、使用する説明変数には、1年前の値を用いている。なお、1年前の年収を用いているため、年ダミーは2015年までを含めている。

注4：λは逆ミルズ比を表す。

ら、奨学金の受給の有無にかかわらず、大学などの高等教育機関を卒業していれば高卒者よりも非正規雇用確率は低く、奨学金非受給で中退していれば高卒者よりも非正規雇用確率が高いことがわかった。

表4には、年収（無業者も含むため年収が0のケースを含む）を被説明変数にして推定した結果が示されている。奨学金が年収に与える影響についてみると、(I1)列の奨学金総額の対数値の係数値、(I9)列の奨学金受給中退者の係数値、(I12)列の奨学金受給卒業者と奨学金受給中退者の係数値を除き、有意な結果を得ている。(I1)列から(I3)列までの結果からは、奨学金総額が高いほど、年収が高いという結果になっている。奨学金総額が1%上がるにつれて、約2万円から3万円ほど年収が高いことが確認できる。ヘックマンの2段階推定の結果(I4)列からは、奨学金総額が高いほど就業している確率が高いこともわかった。(I5)列から(I7)列までの結果からは奨学金受給者のほうが、年収が約37万円から48万円ほど高いという結果を得ている。(I8)列で就業確率への影響を確認すると、(I4)列と同じく正の値を示しており、奨学金受給者のほうが就業していることがわかった。この結果は、無業ダミーを被説明変数で扱ったケースでは奨学金総額や奨学金受給ダミーが有意とならなかったこととは異なる。このような違いが生じた理由には、無業の場合に失業した者と非労働力化した者が含まれているため、非労働力化の影響によるものと考察する。(I1)列から(I8)列までの中退者ダミーの係数値をみると、全て負で有意であり、卒業者と比べて中退者の年収が約158万円から186万円低いこと、さらにヘックマンの2段階推定の結果から、就業確率も38.3%ほど低いことがわかる。

続いて、奨学金受給者の間で、卒業者と中退者で違いがあるかどうかを(I9)列から(I11)列で確認する。(I9)列から(I11)列までの推定結果をみると、進学しなかったケース(高卒者)と比べて、奨学金受給卒業者、奨学金非受給卒業者を示す両ダミー変数は正で有意である。一方、(I9)列の奨学金非受給中退者、(I10)列と(I11)列の奨学金受給中退者、奨学金非受給中退者を示す両ダミー変数は負で有意である。(I9)列から(I11)列までの結果からは、奨学金を受け取っていないといまいと、大学などの高等教育機関を卒業できた者は高卒者よりも年収が高く、卒業できなかった者は、高卒者よりも年収が低いことがわかった。さらに、係数値の大きさをみると、(I9)列から(I11)列の全ての推定モデルにおいて、係数値が正である奨学金受給卒業者と奨学金非受給卒業者では奨学金受給卒業者のほうが値は大きい。これは、奨学金受給卒業者のほうが、年収が高いことを表している。一方、係数値が負である奨学金受給中退者と奨学金非受給中退者については、推定モデルによって係数の絶対値の大きさが異なることから、どちらのほうがインパクトは大きいかを判断することは難しい。なお、(I12)列で就業確率への影響をみると、奨学金受給卒業者の係数値は正の符号を示しているが、その他は負の符号を示している。このため、高卒者と比べて、奨学金受給卒業者は就業確率が高いものの、その他のケースでは就業確率が低い。

表5では時間当たり賃金の対数値を被説明変数にして推定した結果を示している。(W1)列から(W2)列までの結果をみると、奨学金総額の係数値は(W1)列では有意ではないものの、(W2)列は有意であり、符号はともに負の値を示している。(W3)列から(W4)列までの結

表5 時間当たり賃金に奨学金が与える影響に関する推定結果

被説明変数	(W1)	(W2)	(W3)	(W4)	(W5)	(W6)
	時間当たり賃金の対数値					
推定方法	ランダム効果 OLS	ブールド OLS	ランダム効果 OLS	ブールド OLS	ランダム効果 OLS	ブールド OLS
奨学金総額の対数値	-0.00320 (0.00398)	-0.00361* (0.00201)				
奨学金受給ダミー			0.0439 (0.0374)	0.0207 (0.0186)		
レファレンス：進学しなかったケース（高卒者）						
奨学金を利用して進学し、卒業したケース（奨学金受給卒業生）					0.222*** (0.0402)	0.173*** (0.0208)
奨学金を利用せずに進学し、卒業したケース（奨学金非受給卒業生）					0.169*** (0.0216)	0.149*** (0.0111)
奨学金を利用して進学したものの、中退したケース（奨学金受給中退者）					-0.00401 (0.195)	0.149 (0.102)
奨学金を利用せずに進学し、中退したケース（奨学金非受給中退者）					-0.0443 (0.0835)	-0.0331 (0.0390)
中退	-0.229*** (0.0800)	-0.180*** (0.0377)	-0.226*** (0.0800)	-0.177*** (0.0377)		
レファレンス：高卒						
短大・高専卒	0.115*** (0.0240)	0.105*** (0.0130)	0.113*** (0.0240)	0.104*** (0.0130)		
大学・大学院卒	0.217*** (0.0265)	0.183*** (0.0135)	0.207*** (0.0268)	0.177*** (0.0136)		
理系	0.0867*** (0.0316)	0.0634*** (0.0165)	0.0823*** (0.0314)	0.0598*** (0.0164)	0.0827*** (0.0315)	0.0586*** (0.0165)
有配偶	0.0539** (0.0213)	0.0927*** (0.0128)	0.0541** (0.0214)	0.0930*** (0.0128)	0.0529** (0.0213)	0.0933*** (0.0128)
女性	-0.415*** (0.0248)	-0.316*** (0.0146)	-0.415*** (0.0248)	-0.315*** (0.0146)	-0.437*** (0.0240)	-0.331*** (0.0141)
年齢階層ダミー	YES	YES	YES	YES	YES	YES
就業形態ダミー	YES	YES	YES	YES	YES	YES
業種ダミー	YES	YES	YES	YES	YES	YES
企業規模ダミー	YES	YES	YES	YES	YES	YES
年ダミー	YES	YES	YES	YES	YES	YES
Observations	14,517	14,517	14,517	14,517	14,517	14,517
Number of ID	2,209		2,209		2,209	
R-squared_within	0.0221		0.0222		0.0221	
R-squared_between	0.479		0.479		0.477	
R-squared_overall	0.346		0.346		0.345	
R-squared		0.356		0.356		0.355

出典：JHPS/KHPS を用いて筆者作成

注1：***は1%水準有意、**は5%水準有意、*は10%水準有意であることを示す。上段は係数、下段の()の中はロバストな標準誤差である。

注2：ランダム効果推定とブーリング推定を比較すると、ランダム効果推定が採択されている。

注3：分析に使用した対数賃金は、時間当たり賃金の対数値である。ここでの推定結果は就業者に限定した結果を示している。

注4：就業形態ダミーには、正規雇用=0、非正規雇用=1のダミー変数を使用している。

果をみると、両方とも有意な結果を得ていないものの係数値は正の符号を示している。統計的に有意な結果とは言えないものの、奨学金受給者のほうが時間当たり賃金は高い傾向が読み取れる。中退者ダミーの係数値をみると、(W1)列から(W4)列までの全ての推定モデルにおいて負で有意な結果を得ている。卒業者と比べて、中退者のほうが17.7%から22.9%ほど時間当たり賃金が低いことが確認された。

(W5)列から(W6)列までの結果をみると、高卒者と比べて、奨学金受給卒業者と奨学金非受給卒業者は有意に時間当たり賃金が高いという結果を得ている。高卒者と比べて、(W5)列では奨学金受給卒業者は22.2%、奨学金非受給卒業者は16.9%、(W6)列では奨学金受給卒業者は17.3%、奨学金非受給卒業者は14.9%、時間当たり賃金が高い。奨学金受給中退者ダミーと奨学金非受給中退者ダミーはともに(W5)列と(W6)列の両方の推定モデルで有意な結果を得ていない。以上の結果から、高卒者と比べて、大学などの高等教育機関を卒業した者は賃金が高く、さらに奨学金を受給している者は賃金がより高いことがわかった。

5. 年齢階層ごとにみた、卒業後または中退後の無業状態、雇用形態、年収、時間当たり賃金に奨学金が与える影響

前節までは、卒業後または中退後の無業状態・雇用形態・年収・時間当たり賃金に奨学金が与える影響について、年齢や性別などの個人属性をコントロールし、それらが同じ者同士で奨学金が与える影響について検証していた。本節では、近年になるにつれて日本学生支援機構の奨学金の採用基準が緩和されたことや有利子の第二種奨学金については2000年以降から入学前の予約採用制度が導入されたこと、産業構造や技術構造の変化に伴い学歴別労働需要が変化していることを受け、年齢階層ごとに奨学金の影響がどう異なるかを検証する。

日本学生支援機構の奨学金を受給するためには、主に家計基準と学力基準の2つの基準を満たさなくてはならない。特に学力基準については、第二種奨学金の場合、1984年度から1998年度までは成績に重点が置かれた基準となっていたが、1999年度以降は第二種奨学金の大幅な規模拡大に伴い、学力基準が緩和された。これにより、特定分野での優れた資質能力や学習意欲を満たせばよくなり、基準としてはやや曖昧ではあるものの、それまでよりも幅広い学生を対象とすることになった。

このような基準緩和の影響により、奨学金を受給して進学できたとしても、大学などの高等教育機関の授業についていくことが難しい者が奨学金受給者に含まれてしまっている可能性がある。つまり、同じ奨学金を受給して大学に進学した者であってもその学力には大きな差が生じている可能性があり、その能力差が学力基準の緩和の影響として、同じ奨学金受給者であっても年齢階層ごとにみた場合に有意な差が現れるかもしれない。

また、有利子の第二種奨学金については2000年以降から入学前の予約採用制度が導入されたた

15) 近年、少子化の影響により、選り好みしなければ大学に入学できる「大学全入時代」が到来している。減少する志願者数を確保するために、大学側の受け入れ基準も緩和しつつある。

め、若年層では奨学金受給により大学進学を目指しやすくなったことが考えられる。第二種奨学金における予約採用制度導入が大学進学を促進し、そのことが就業状態や所得に影響を及ぼしている可能性もある。

以上のことを検証するために、年齢階層ごとにみた奨学金受給の影響に違いがあるかについて、年齢階層ダミーと奨学金受給ダミーの交差項の有意性と限界効果や係数値を検討する。¹⁶⁾

表6には、前節の推定に用いたデータを用いて、推定モデルに年齢階層ダミーと奨学金受給ダミーの交差項を説明変数として加え、年齢階層ごとにみた、卒業後または中退後の無業状態、雇用形態、年取、時間当たり賃金に奨学金が与える影響に関する推定結果を掲載している。

まず、交差項が無業状態に与える影響をみると、(N1)列と(N2)列の両方で有意な結果を得られている交差項は確認できない。これは、奨学金受給者同士を年齢階層間で比較しても、統計的に有意な差はないことを示している。

続いて、交差項が非正規雇用に与える影響についてみると、(R1)列では有意な結果を得られていないものの、(R2)列のプーリングデータとしてデータを扱った場合の推定結果をみると、30代から60代までの全ての年齢階層ダミーとの交差項の限界効果が負であり、1%水準で有意となっている。つまり、同じ奨学金を受給している者同士でも、年齢階層によって奨学金受給が非正規雇用に与える影響は異なっており、30代以上の年齢の受給者は非正規雇用になりにくいことを示唆している。ただし、(R1)列では交差項が有意でないことから、この結果は見せかけの相関であって、真の要因(例えば、今回の分析では考慮することができなかった生来の能力の違いなど)が背後に隠れている可能性がある。

続いて、年取への影響についてみると、(I1)列では有意な結果を得られていないものの、(I2)列から(I3)列までのデータをプーリングデータとして扱った推定では、(I2)列の60代ダミーとの交差項の結果を除いて、交差項の係数値は正の値を示し全て有意になっている。これは、20代の奨学金受給者と比べて、30代から50代までの奨学金受給者は年取が高いことを示している。なお、ヘックマンの2段階推定法により推定した第1段階目の就業関数の推定結果(I4)列では、交差項は有意な結果を得られていないため、奨学金受給者の間で年齢階層ごとの就業確率の有意な差はないものと解釈する。

最後に、時間当たり賃金への影響を見ると、(W2)列の30代ダミーとの交差項を除いて、(W1)列と(W2)列の両方で、係数値が正で有意な結果を得られている。これは、20代の奨学金受給者と比べて、40代以上の年齢層の奨学金受給者は時間当たり賃金が高いことを示している。年取の推定では無業者を含めた推定であったものの、時間当たり賃金の推定では就業者に限定していることが、年取の推定結果と異なり、パネルデータとしてデータを扱った場合においても有意な結果を得ている。

16) 本来ならば、採用基準が変わった時期ごとにダミー変数を作成することが分析上望ましい。しかし、今回使用した調査は、奨学金を取得していた年月を調査しているものの、どの時点で受け取っていたかどうかを調査していないことから、このような分析は残念ながら行うことができない。これに関しては、今後調査項目を新たに追加するなどして再度分析を試みたい。

表6 年齢階層ごとにみた、卒業後または中退後の無業状態、雇用形態、年取、

被説明変数	(N1)	(N2)	(R1)	(R2)
	無業ダミー		非正規雇用ダミー	
推定方法	ランダム効果 ロジット	ロジット	ランダム効果 ロジット	ロジット
奨学金受給ダミー	-0.178* (0.0981)	-0.0984** (0.0394)	0.00544 (0.0125)	0.260*** (0.0932)
レファレンス：20代				
30代	0.0287 (0.0221)	0.0475*** (0.0148)	-0.00217 (0.00424)	0.0604** (0.0240)
40代	-0.0530** (0.0235)	-0.0298** (0.0126)	-0.00377 (0.00469)	0.0808*** (0.0227)
50代	0.00362 (0.0241)	0.00421 (0.0134)	-0.000842 (0.00467)	0.0835*** (0.0235)
60代	0.266*** (0.0263)	0.355*** (0.0227)	0.0445*** (0.0124)	0.543*** (0.0247)
レファレンス：20代×奨学金受給ダミー				
30代×奨学金受給ダミー	0.100 (0.0910)	0.125 (0.106)	-0.00399 (0.0125)	-0.167*** (0.0368)
40代×奨学金受給ダミー	0.153 (0.106)	0.0702 (0.0943)	-0.0154 (0.0150)	-0.189*** (0.0288)
50代×奨学金受給ダミー	0.106 (0.118)	0.0648 (0.0927)	-0.00706 (0.0158)	-0.197*** (0.0263)
60代×奨学金受給ダミー	0.140 (0.110)	0.0701 (0.0944)	-0.0241 (0.0181)	-0.182*** (0.0327)
中退	0.199*** (0.0420)	0.180*** (0.0303)	0.0310*** (0.00974)	0.302*** (0.0379)
レファレンス：高卒				
短大・高専卒	0.0163 (0.0174)	0.0193*** (0.00606)	-0.00336 (0.00325)	-0.0408*** (0.00904)
大学・大学院卒	0.00429 (0.0159)	0.0235*** (0.00651)	-0.0129*** (0.00426)	-0.0783*** (0.00877)
理系	-0.0793*** (0.0229)	-0.0527*** (0.00791)	-0.00809** (0.00374)	-0.0797*** (0.0120)
有配偶	0.125*** (0.0244)	0.0892*** (0.00587)	0.00311 (0.00390)	0.0404*** (0.0122)
女性	0.408*** (0.0254)	0.328*** (0.00530)	0.129*** (0.0249)	0.626*** (0.00691)
15歳時母親就業ダミー				
λ				
就業形態ダミー	NO	NO	NO	NO
業種ダミー	NO	NO	NO	NO
企業規模ダミー	NO	NO	NO	NO
年ダミー	YES	YES	YES	YES
Observations	28,391	28,391	21,144	21,144
Number of ID	3378		2780	
R-squared_within				
R-squared_between				
R-squared_overall				
R-squared				
Wald chi 2				
Prob > chi 2				
Log likelihood	-7530.6652	-12468	-4611	-8672

出典：JHPS/KHPS を用いて筆者作成

注1：***は1%水準有意、**は5%水準有意、*は10%水準有意であることを示す。(N1)、(N2)、(R1)、(R2)の上段は限界効果、(I1)、(I2)、(I3)、(I4)、(W1)、(W2)の上段は係数、下段の()の中はロバストな標準誤差である。

注2：ランダム効果推定とブーリング推定を比較すると、ランダム効果推定が採択されている。

注3：年取の推定には無業者も含めているため、0の値も含んでいる。ここで扱う年取は、「1年前の年取」を答えさせる質問項目から作成しているため、使用する説明変数には、1年前の値を用いている。なお、1年前の年取を用いている。

時間当たり賃金に奨学金が与える影響に関する推定結果

(I1)	(I2)	(I3)	(I4)	(W1)	(W2)
年取			時間当たり賃金の対数値		
ランダム効果 OLS	ブールド OLS	ヘックマンの2段階推定		ランダム効果 OLS	ブールド OLS
		第2段階	第1段階		
34.42 (36.05)	-22.73 (21.27)	-22.69 (20.42)	0.371 (0.286)	-0.189** (0.0825)	-0.146** (0.0700)
35.72*** (7.476)	19.38*** (5.692)	22.59*** (7.226)	-0.0605 (0.0540)	0.0808** (0.0324)	0.0663** (0.0262)
74.72*** (8.230)	82.70*** (5.706)	103.3*** (7.659)	0.253*** (0.0483)	0.164*** (0.0325)	0.182*** (0.0257)
75.83*** (8.948)	75.46*** (5.850)	96.95*** (7.415)	0.0683 (0.0528)	0.189*** (0.0334)	0.217*** (0.0258)
-61.70*** (10.11)	-95.07*** (6.276)	-119.4*** (16.34)	-0.822*** (0.0548)	0.127*** (0.0380)	0.187*** (0.0297)
-5.252 (31.47)	52.23** (24.16)	51.75** (24.33)	-0.390 (0.296)	0.175** (0.0805)	0.0814 (0.0798)
30.18 (36.44)	75.29*** (23.85)	70.64*** (23.00)	-0.240 (0.281)	0.243*** (0.0863)	0.168** (0.0747)
27.73 (40.18)	102.0*** (24.83)	102.7*** (25.81)	-0.104 (0.297)	0.275*** (0.0914)	0.204*** (0.0773)
-53.00 (52.48)	25.95 (27.80)	63.45** (31.63)	-0.242 (0.273)	0.361*** (0.123)	0.364*** (0.0987)
-160.6*** (26.90)	-155.6*** (9.841)	-185.0*** (11.51)	-0.385*** (0.0818)	-0.222*** (0.0798)	-0.174*** (0.0378)
4.145 (7.786)	6.647** (2.998)	16.71*** (3.897)	-0.0790*** (0.0231)	0.113*** (0.0240)	0.105*** (0.0130)
84.69*** (9.525)	82.26*** (3.626)	102.9*** (3.507)	-0.0518** (0.0256)	0.206*** (0.0268)	0.175*** (0.0136)
96.10*** (13.53)	90.38*** (5.089)	92.98*** (5.481)	0.212*** (0.0349)	0.0820*** (0.0312)	0.0602*** (0.0164)
4.487 (9.849)	43.16*** (4.180)	30.54*** (4.637)	-0.235*** (0.0371)	0.0527** (0.0214)	0.0911*** (0.0128)
-323.1*** (6.925)	-342.2*** (2.704)	-403.5*** (15.05)	-1.120*** (0.0193)	-0.417*** (0.0245)	-0.318*** (0.0145)
			0.170*** (0.0185)		
		204.1*** (33.15)			
NO	NO	NO	NO	YES	YES
NO	NO	NO	NO	YES	YES
NO	NO	NO	NO	YES	YES
YES	YES	YES	YES	YES	YES
29,667	29,667	29,667	29,667	14,517	14,517
3,540				2,209	
0.0859				0.0225	
0.537				0.481	
0.499				0.347	
	0.503				0.357
		11162.39			
		0			

ため、年ダミーは2015年までを含めている。

注4：分析に使用した対数賃金は、時間当たり賃金の対数値である。ここでの推定結果は就業者に限定した結果を示している。

注5：時間当たり賃金の推定の際に使用した就業形態ダミーには、正規雇用 = 0、非正規雇用 = 1のダミー変数を使用している。

注6： λ は逆ミルズ比を表す。

表7 年齢階層別にみた奨学金受給者と非受給者との差

年齢階層	(N1)	(N2)	(R1)	(R2)	(I1)	(I2)	(I3)	(I4)	(W1)	(W2)
	無業ダミー		非正規雇用ダミー		年収				時間当たり賃金の対数値	
	ランダム効果 ロジット	ロジット	ランダム効果 ロジット	ロジット	ランダム効果 OLS	プールド OLS	ヘックマンの2段階推定 第2段階	第1段階	ランダム効果 OLS	プールド OLS
20代	-0.178	-0.098	0.005	0.260	34.42	-22.73	-22.69	0.371	-0.189	-0.146
30代	-0.078	0.027	0.001	0.093	29.168	29.500	29.060	-0.019	-0.014	-0.065
40代	-0.025	-0.028	-0.010	0.071	64.600	52.560	47.950	0.131	0.054	0.022
50代	-0.072	-0.034	-0.002	0.063	62.150	79.270	80.010	0.267	0.086	0.058
60代	-0.038	-0.028	-0.019	0.078	-18.580	3.220	40.760	0.129	0.172	0.218

出典：JHPS/KHPSを用いて筆者作成

注：表示している値は、奨学金受給者の限界効果や係数値から非受給者の限界効果や係数値を引いた値である。

30代以降に関しては、表6の奨学金受給ダミーの限界効果や係数値と奨学金受給ダミーと年齢階層ダミーの交差項の限界効果や係数値を足し合わせた値である。20代に関しては、奨学金受給ダミーの限界効果や係数値を示している。

続いては、近年になるにつれて、①産業構造の高度化により、奨学金の学力基準をクリアしていることから生産性が比較的高いとみられる奨学金受給者のほうが重宝され、奨学金受給者と非受給者の差は拡大しているのか、それとも②奨学金の基準緩和により、学力基準によるセクションが機能を弱めていることで奨学金受給者と非受給者の差は縮小しているのかどうかを、表6の推定結果を用いて確認する。表6の推定結果から年齢階層ごとに奨学金受給者と非受給者との間の差をみるには、奨学金受給ダミーの限界効果や係数値と年齢階層ダミーと奨学金受給ダミーとの交差項の限界効果や係数値を足し合わせることで確認ができる¹⁷⁾。この結果をまとめたのが表7である。表7に表示された値が正（負）の値を示しているということは、奨学金非受給者よりも奨学金受給者のほうが、失業状態に関しては失業確率が高（低）く、雇用状態に関しては非正規就業確率が高（低）く、年収に関しては年収が高（低）く、時間当たり賃金に関しては時間当たり賃金が高（低）いことを示す。

表7の値を絶対値に直して各値を比較すると、年収を除いて、奨学金受給者と非受給者の差の広がり方が若い年齢層ほど拡大しているといった関係性が20代から50代にかけて確認できた。ただし、推定結果によって差の広がり方が異なっており、例えば年齢階層が若くなるにつれて差がきれいに広がる場合もあれば、そうでない場合もあるため、解釈には留意が必要である。

以上の結果は、推定の際に年齢階層ダミーや年ダミーをコントロールしており、加齢や経年、その時々の影響を一定としたうえで得られたものである。このことも踏まえて上述した結果を解釈すると、同じ奨学金受給者であっても、奨学金を受給した時期により、産業構造・技術構造の影響もあって、就業・所得に与える効果が異なっている可能性が示唆された。

17) 30代以降に関して、奨学金受給者の社会経済達成の状態は、奨学金受給ダミーの限界効果や係数値+年齢階層ダミーの限界効果や係数値+奨学金受給ダミーと年齢階層ダミーの交差項の限界効果や係数値で表される。一方、奨学金非受給者の社会経済達成の状態は、年齢階層ダミーの限界効果や係数値で表される。この差は、結局、奨学金受給ダミーの限界効果や係数値+奨学金受給ダミーと年齢階層ダミーの交差項の限界効果や係数値で表される。なお、20代における奨学金受給者と奨学金非受給者の差は、奨学金受給ダミーの限界効果や係数値で確認できる。

表 8 高卒／大卒（文系／理系）別，奨学金受給者／非受給者別，性別，有配偶別にみた期待生涯所得

最終学歴	男性（無配偶）		女性（無配偶）		男性（有配偶）		女性（有配偶）	
	受給者	非受給者	受給者	非受給者	受給者	非受給者	受給者	非受給者
高卒	20861	18982	5675	3796	21072	19193	5886	4007
大卒（文系）	22882	21140	8989	7247	23075	21333	9182	7440
大卒（理系）	25842	24169	12595	10922	26026	24353	12779	11106

出典：JHPS/KHPS を用いて筆者作成

注 1：単位は万円。

注 2：高卒の場合は47年間，大卒（文系）の場合は43年間，大卒（理系）の場合は41年間，同一企業で働いていると仮定した場合の期待生涯所得を示している。

最後に，表 6 の年収の推定結果¹⁸⁾を用いて，奨学金を受給したことによる期待生涯所得の増加（高校を卒業し直ちに就職した場合，奨学金を受けずに大学に進学した場合と，奨学金を受け大学に進学した場合との差など）がどれほどのものなのかを，シミュレーションにより確認する。シミュレーションに使用する式は以下のとおりである。

$$\begin{aligned} \hat{I}_i = & 370.8 + 34.42D_i + 35.72A30_i + 74.72A40_i + 75.83A50_i + (-61.70)A60_i \\ & + (-5.252)D_i A30_i + 30.18D_i A40_i + 27.73D_i A50_i + (-53.00)D_i A60_i \\ & + (-160.6)Q_i + 4.145J_i + 84.69U_i + 96.10S_i + 4.487M_i + (-323.1)F_i \end{aligned} \quad (5)$$

\hat{I}_i は年収の予測値である。予測値を得る際には，推定によって得られた係数値と以下の説明変数を用いる。 D_i は奨学金受給ダミーであり，これまでに奨学金を受給したことがあれば 1，受給したことがなければ 0 を表す。 $A30_i$ ， $A40_i$ ， $A50_i$ ， $A60_i$ は年齢階層ダミーであり， $A30_i$ は 30 代ダミー， $A40_i$ は 40 代ダミー， $A50_i$ は 50 代ダミー， $A60_i$ は 60 代ダミーである（レファレンスは 20 代）。 Q_i は中退ダミー， J_i と U_i は学歴ダミー（レファレンスは高卒）であり， J_i は短大・高専卒ダミー， U_i は大学・大学院卒ダミーである。 S_i は理系ダミー， M_i は有配偶ダミー， F_i は女性ダミーである。 i は個人， t は年を表す添え字である。シミュレーションの際には，65 歳定年とし，高卒の場合は卒業する 18 歳から働き出し¹⁹⁾，大卒（文系）の場合は卒業する 22 歳から働き出し，大卒（理系）の場合は卒業する 24 歳から働き出すと仮定し，現在割引率や物価上昇率をゼロと設定して期待生涯所得の算出を行っている。シミュレーションの結果は表 8 に掲載している。表 8 から，同じ学歴同士の奨学金受給者と非受給者との期待生涯所得の差（奨学金受給者の期待生涯所得 - 奨学金非受給者の期待生涯所得）は，高卒で 1,879 万円，大卒（文系）で 1,742 万円，大卒（理系）で 1,673 万円であることがわかる。また，高卒と大卒（文系）の期待生涯所得の差（高卒の期待生涯所得 - 大

18) Breusch and Pagan 検定によりランダム効果推定が採択されているため，シミュレーションではランダム効果推定の結果を使用する。

19) 高卒は 18 歳から就業し始めると仮定しているが，本稿の推定ではデータに 10 代が含まれていないことから 10 代と他の年齢階層との係数値の差を把握できていない。このため，10 代の頃については 20 代と同じ稼働能力を有していると仮定し，10 代の頃の期待所得の算出の際には 20 代の頃の期待所得と同じ算出方法を用いている。

卒（文系）の期待生涯所得）は2,003万円から3,451万円、高卒と大卒（理系）の期待生涯所得の差（高卒の期待生涯所得－大卒（理系）の期待生涯所得）は4,954万円から7,126万円であることが確認された。これらの奨学金を受け取ったことや大学に進学したことによる期待生涯所得の増加額は、奨学金の返還総額（奨学金の種類や貸与総額によって異なるが、おおよそ144万円から1,163万円）よりも大きい²⁰⁾。このことから、奨学金を借りて大学等の高等教育機関に進学することは生涯所得を高める効果を有しており、たとえ貸与型奨学金であっても返還可能な分の所得を得ていることが示唆された。ただし今回の推定では、あくまで卒業後すぐに就職し、65歳定年時まで働き続けた場合のシミュレーション結果である。休業や失業に直面した場合は分析上考慮していないため、結果の解釈には一定の留意が必要であることは言うまでもない。

6. おわりに

本稿では、奨学金を受給できなければ、そのまま高校を卒業して就職しなければならなかったところ、奨学金受給により大学に進学し、大卒として就職したによる経済効果について検証してきた。具体的には、「日本家計パネル調査（JHPS/KHPS）」に、日本学生支援機構等の奨学金に関する質問項目を付け加えることによって得たデータに基づき、実証分析を行った。推定においては、年齢や性別といった個人属性をコントロールし、卒業後または中退後の就業状態（無業、正規・非正規雇用）や年収、時間当たり賃金を比較することによって、上述した仮説を検証した。

分析の結果、以下の10のことが明らかになった。（1）親の学歴、特に母親の学歴の低い子どもほど、大学進学者に占める奨学金受給割合が高いこと、（2）高卒者と比べて、奨学金を受給して大学に進学し卒業した者は非正規雇用になる確率は低いこと、（3）同じ大卒者であっても奨学金受給者のほうが無業者（失業者や休業者、専業主婦を含む）になる確率や非正規雇用になる確率は低いこと、（4）反対に、大学中退者は高卒者と比べても無業者や非正規雇用になる確率は高いことが確認された。年収に関しては、（5）他の条件が同じであっても、高卒者と比べて大卒者は年収が高く、（6）一方で大学中退者は、高卒者と比べて年収が低いこともわかった。（7）さらには同じ大卒者であっても、奨学金受給者のほうが年収は有意に高いことが確認された。（8）時間当たり賃金に関しては、高卒者と比べた場合、大卒者は時間当たり賃金が高いこと、（9）そして奨学金を受給していた大卒者のほうが非受給大卒者より時間当たり賃金が高いことが検証された。さらに、日本学生支援機構の奨学金の拡充や基準の緩和、労働需要構造の変化の影響を検証するため、（10）年齢階層ごとに奨学金受給者と非受給者との間の雇用形態や賃金等の差を検証した結果、20代から50代にかけては若い年齢層において差が拡大していることが確認された。

このような結果が得られた背景には、日本学生支援機構の奨学金を受給して進学するということは、受給者は少なくとも奨学金の採用基準を上回る学力を有していることを意味しており、受

20) 大学進学者の返還総額などに関しては、以下の日本学生支援機構のサイトを参照。

http://www.jasso.go.jp/shogakukin/henkan/houhou/sample/sample_daigaku.html

給者の学力水準が比較的高い傾向にあること、奨学金の受給を受け続けるためには一定水準の成績を得ることが義務付けられていること、大学院においては成績が優秀な場合には奨学金の返還免除が設けられていることから、奨学金受給者にとって勉学に励むインセンティブが高いという事情があると推察される。このことから、在学中の勉学への取り組みを評価する制度を手厚くすることが、在学中の勉学への取り組みを見守り、卒業後の経済的利益をより高くすることにつながると考えられる。この他、本稿では、大学中退者は高卒者よりも無業者になる確率や非正規雇用になる確率は高く、年収や時間当たり賃金が低いことも確認された。中退者は、大学に進学したにもかかわらず、卒業できなかったことがマイナスのシグナルとして働いており、労働市場での評価が低くなっている可能性がある。中退者を出さないことも奨学金の有効性を高める一因になると考えられる。

加えて本稿では、日本学生支援機構の奨学金の採用基準の緩和の影響を検証するために、年齢階層ごとにみた奨学金の影響に違いがあるかについて、年齢階層ダミーと奨学金受給ダミーの交差項を作成し、その有意性と限界効果や係数値の確認を行った。その結果、加齢や経年、その時々の影響を踏まえたうえで、同じ奨学金受給者であっても、奨学金を受給していた時期により就業・所得への影響が異なる可能性が示唆された。さらに、年齢階層ごとに奨学金受給者と非受給者との間の差が拡大しているのかを確認したところ、とくに時間当たり賃金において50代以下の年齢層で年齢が低くなるほど差が拡大していることがわかった。近年、奨学金の採用基準は緩められているにもかかわらず、産業構造や技術構造の高度化から、奨学金の受けた効果は拡大する傾向にあることが見いだされた。

大卒においても非正規雇用は増加しているが、それ以上に高卒での非正規雇用が増加している(何・小林 2017)。これは、産業構造・職業構造の変化や技術革新・グローバル化により、企業側がこれまで以上に高い能力を求めるようになってきているとも考えられる。しかし、本研究では、労働需要側が同じ大卒者であっても、より能力の高い者を選ぶ傾向にあるかどうかを明示して分析していない。この点に関しては、今後の課題としたい。

本稿では、推定結果を用いて、奨学金を受給したことによる期待生涯所得の増加(高校を卒業し直ちに就職した場合、奨学金を受けずに大学に進学した場合と、奨学金を受け大学に進学した場合との差)と返還額を推計することにより、期待値における奨学金の経済的コスト・ベネフィット比較を行ってみた。具体的にはまず現在割引率や物価上昇率をゼロと想定し、期待生涯所得をシミュレーションしてみると、期待生涯所得の増加額は、学歴や文系/理系にもよるが、奨学金受給者と非受給者との差は1,673万円から1,879万円、高卒との差は2,003万円から7,126万円であり、返還額はおおよそ144万円から1,163万円であるため、いずれの比較ケースでも、前者が後者を上回る。すなわち奨学金の利用は経済的に考えてもプラスの利益を生み出してきたといえる。

しかし、近年、デフレ経済下において、名目返済額は変わらなくても、実質返済額が増加していること、給与の低下から期待生涯所得が下がっていることを考慮すると、今後もこうしたことが言えるかについては検討していく必要がある。さらには近年、非正規労働者が増加し、予期せぬ失業や不本意非正規化等により所得が急減し、流動性制約から返還できない者が増加している

ことが予想される。今後は流動性制約の視点から高等教育進学への断念、デフレや無業者・非正規労働者の増加による返済不能に対する対策（所得連動返還方式）、給付型奨学金制度についての検討が必要であろう。

参 考 文 献

- [1] 伊藤由樹子・鈴木亘（2003）「奨学金は有効に使われているか」『季刊家計経済研究』, No.58, pp.86-96.
- [2] 何芳・小林徹（2017）「学歴間の労働所得格差は拡大しているのか」『大学への教育投資と世代間所得移転—奨学金は救世主か』, 勁草書房, pp.93-123.
- [3] 小林雅之（2009）『大学進学への機会均等化政策の検証』, 東京大学出版会.
- [4] 佐野晋平・川本貴哲（2014）「奨学金の制度変更が進学行動に与える影響」*RIETI Discussion Paper Series*, 14-J-037.
- [5] 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.
- [6] 銭小英（1989）「教育機会均等化の実態と奨学金政策」『教育社会学研究』, 第44集, pp.101-117.
- [7] 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』, Vol.44, No.3, pp.212-220.
- [8] 萩原里紗・深堀遼太郎（2017a）「大学進学者にとって奨学金は重要なのか」『大学への教育投資と世代間所得移転—奨学金は救世主か』, 勁草書房, pp.47-92.
- [9] 萩原里紗・深堀遼太郎（2017b）「奨学金は大学進学, 大学卒業後の収入・正規雇用就業に寄与しているのか」『大学への教育投資と世代間所得移転—奨学金は救世主か』, 勁草書房, pp.145-173.
- [10] 樋口美雄・萩原里紗（2017）『大学への教育投資と世代間所得移転—奨学金は救世主か』, 勁草書房.
- [11] 藤村正司（2009）「大学進学における年収格差と高等教育政策の可能性」『教育社会学研究』, 第85集, pp.27-48.
- [12] 渡辺哲司・渡川正者・大津正知・丸野俊一（2012）「家計の困窮が才能ある受験生の進学行動に及ぼす影響—2010年夏・長崎県における調査—」『大学入試研究ジャーナル』, No.22, pp.7-12.

萩原里紗 [明海大学]

野崎華世 [高知大学]