

NIER DISCUSSION PAPER SERIES

教育投資が社会保障給付に与える効果の検証

足立泰美（甲南大学経済学部）

北村智紀（ニッセイ基礎研究所金融研究部門）

NIER Discussion Paper Series No. 001

2016年3月

教育投資が社会保障給付に与える効果の検証¹

足立泰美（甲南大学経済学部）²

北村智紀（ニッセイ基礎研究所金融研究部門）³

要 旨

少子化を背景とした急激な人口減少は、経済成長を妨げるほか、国や社会の基盤でもある社会保障制度の持続可能性を困難にさせている。少子化問題を招く要因として、それぞれの家計に生じる教育負担があげられるだろう。負担は各家計に留まらず、小学校から中学校までの義務教育および高等教育で生じる公財政の支出、これらが国および地方自治体から多大な財源として投入されている。一方で、就業し所得を得ることで、一定の生活水準が保障され、雇用保険や医療給付といった社会保障の歳出の抑制に貢献するであろう。本研究では、教育投資への効果を明らかにするために、異なる教育歴によって、将来の社会保障給付に対し一定の効果を及ぼしているか、厚生労働省「中高年者縦断調査：中高年者の生活に関する継続調査票」（第1回から第6回まで）のマイクロデータで検証する。なお、教育投資の指標を中卒、高校卒、高専・短大卒などの大学・大学院卒以外と大学・大学院卒に区分して分析を行う。推計結果から、高等教育によって、医療費の支出が短期的な就業形態の変化に影響されることなく、病気等に長期的に対応して平準化して支出できていることが示された。

キーワード：教育投資、教育収益、社会保障給付

本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、国立教育政策研究所としての見解を示すものではありません。

¹ 本研究は国立教育政策研究所のプロジェクト研究「教育の効果に関する調査研究」及び「中高年者縦断調査を利用した高齢者の行動に関するグローバル観点からの学際研究：雇用・年金・医療・介護に関する実証分析」（厚生労働科学研究費補助金）の成果の一部である。

「教育の効果に関する調査研究」のメンバー及びディスカッションペーパー検討会の外部レフリーの先生方には有益なコメントをいただいた。ここに記して、感謝の意を表したい。

² 甲南大学経済学部准教授、E-mail: adachi@center.konan-u.ac.jp

³ ニッセイ基礎研究所金融部門、E-mail: kitamura@nli-research.co.jp

教育投資が社会保障給付に与える効果の検証

1. 序文

少子化を背景とした急激な人口減少は、将来への経済成長を妨げるだけでなく、国や社会の基盤でもある社会保障制度の持続可能性を困難にさせている。国立社会保障・人口問題研究所「第14回出生動向基本調査：結婚と出産に関する全国調査」によれば、夫婦の理想の子ども数は2.42人に対し、平均出生数は1.96人と低い。このまま出生率が下がり続けるようであれば、社会的にも経済的にも危機的な状況に陥ると警鐘を鳴らしている。その出生率の低さには、各家計が負う多大な教育費が誘因として挙げられる。

そもそも子どもの教育費への支出は、果たしてコストとみなしてよいのだろうか。教育投資は社会全体で鑑みれば、将来への経済成長を促す要因になりうるであろう。また、個人一人ひとりでみれば、就業率の上昇ならびに所得の向上を介して、税収益の増加をもたらす。

就業し所得を得ることで、一定の生活水準が保障され、健康状態の維持ならびに医療給付といった社会保障の歳出の抑制にも貢献するであろう。実際に、文部科学省委託調査「教育投資が社会関係資本に与える影響に関する調査研究」によると、大学・大学院生への公的教育投資による税収の増加と給付の抑制によって、教育投資の約2.4倍の便益をもたらすと試算している。

とはいえ、我が国の財政は厳しい状況に陥っていることも事実である。少子化問題の解決策として、教育コストの負担の軽減を目指し、「幼児教育の段階的無償化及び質の向上」や「高等教育段階における教育費負担軽減」など様々なサービスが取り込まれている。しかしながら、多様な行政サービスを提供する代償には、多大な支出を伴う。そこには、限られた財源を効率的に活用する視点が求められている。

したがって、政策を進めていくうえで、教育投資の効果を検証することは重要な課題であると考えられる。マクロベースでの評価を行うのはもちろんであるが、家計によって、所得や貯蓄に対する投資の負担ならびに収益は異なってくる。そこには、マイクロの視点からも、教育投資と教育収益の評価を行っていくことが重要であろう。

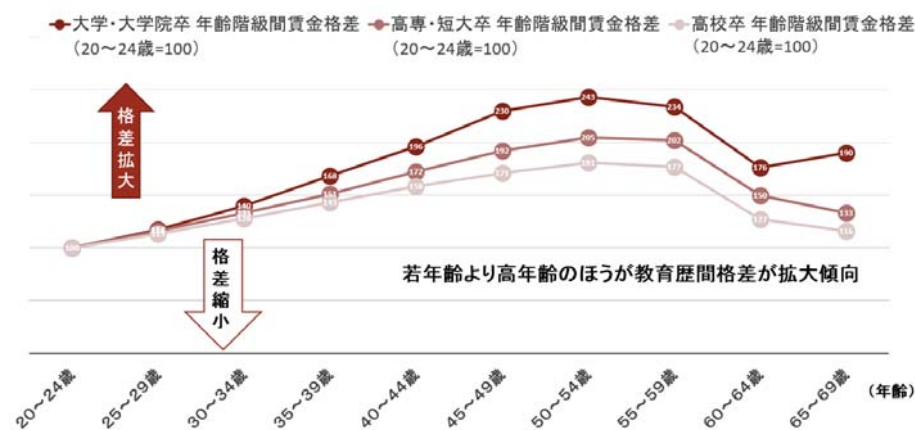
家計のマイクロデータを用いて、教育投資が健康や就業などの社会保障関連に与える効果を検証した研究に、Grossman(1972)、Grossman and Benham(1974)、Stern(1989)、Clark and Oswald(1996)、Winkelmann and Winkelmann(1998)など多数ある。Grossman(1972)は、教育水準、賃金率、資産が健康および医療需要に与える効果を理論的かつ実証的に検証しており、賃金率と健康状態に因果関係が存在することを示している。

近年では、Mary(2009)が25歳から60歳を対象とした個票データを用いて、罹患の有無、日常生活への制約の有無、就業継続の有無などの指標で、教育年数が高いほど健康状態が良くなることを明らかにしている。また、1999年と2003年の複数年度のクロスセクションデータで、教育歴が喫煙などの健康行動に影響を与えていることを、Hendrik, Steffen and Martin(2011)が検証している。さらに、Wulung and Tampubolon(2014)は、インドネシアの444地区の家計のマイクロデータを使用し、所得格差が精神状態や健康状態に影響を与えたとし、Richard, Silvia and Martin(2014)は英国の65歳以上の世帯データで、教育と父親の就業と主観的な健康状態との関係を示している。

国内においても、安井・佐野(2009)が「くらしと好みに関するアンケート調査」で、佐野・安井(2009)がGeneral Social Surveysを用いて、Mincer型賃金関数で教育年数と経験年数によって賃金が決定づけられており、その賃金には教育歴間格差があることを示している。この教育歴と賃金との関係についてはマクロデータからも確認できる。図1と図2に示す

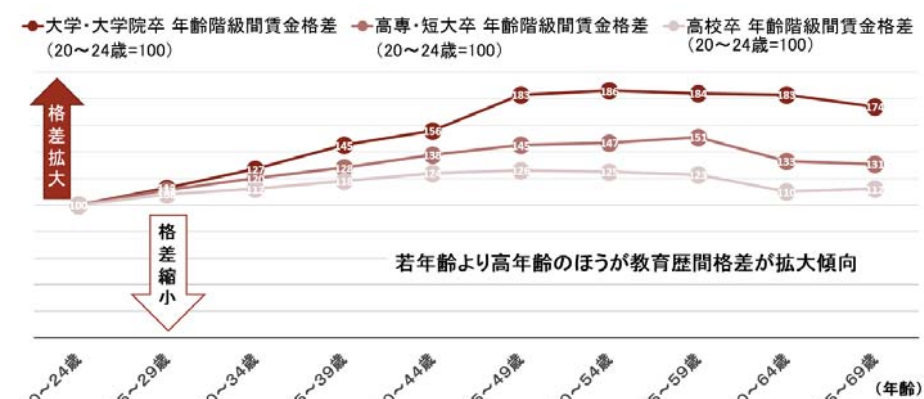
ように、厚生労働省(2014)「賃金構造基本統計調査」から、賃金には教育歴間格差が生じていることがわかる。なかでも大学・大学院卒以外と大学・大学院卒を比較すると、年齢階級が上がるほど一定もしくは拡大傾向にあることが、男女ともに共通していえるだろう。

図1 教育歴別年齢階級別の賃金（男性）



出所) 厚生労働省 (2014) 「賃金構造基本統計調査」をもとに筆者作成

図2 教育歴別年齢階級別の賃金（女性）



出所) 厚生労働省 (2014) 「賃金構造基本統計調査」をもとに筆者作成

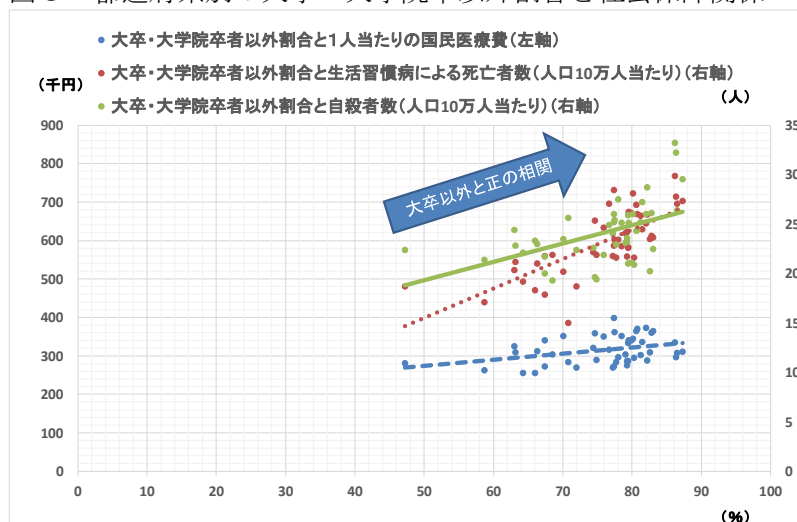
教育投資によって所得格差が生じていることは、消費などの生活水準にも影響する。所得が高いほど財・サービスに投じる消費が増え、逆に所得が低ければ必要な財・サービスにのみ消費をするであろう。そこには、所得と消費が同時に決定している可能性がある。

就業し所得を得ることは、一定の生活水準の保障となり、健康状態や心身状態の維持・改善に繋がるであろう。異なる教育歴によって生じる所得の差が、雇用保険や医療給付といった社会保障費の増減をもたらすかもしれない。実際に、都道府県別に教育歴と医療費や罹患率、心身の状態といった社会保障費との関係を図3と図4で示す。大学・大学院卒以外と医療費、生活習慣病などの罹患数、心身状態に起因する自殺者数には負の相関が認められるものの、大学・大学院卒では逆に正の相関が生じていることがわかる。

教育歴と健康の関係には佐野・大竹(2007)、山本(2010)、濱秋・野口(2010)、湯田(2010)、岩本(2000)および河井(2010)が論じている。佐野・大竹(2007)と山本(2010)は、就業形態が健康に影響をあたえ、就業条件が健康被害を招いているとしている。また、濱秋・野

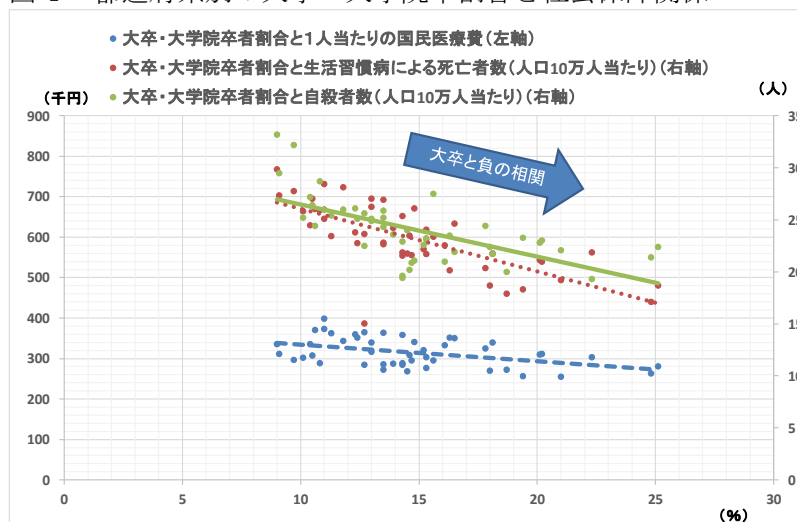
口(2010)は高齢者の就業選択が、健康に影響を及ぼすことを推定している。逆に、湯田(2010)、岩本(2000)および河井(2010)は、健康水準が就業時間ならびに賃金率に影響を与えていることを明らかにし、その程度を試算している。そこには、時間不変異質性を考慮し、健康と就業の関係を明らかにしていくことが重要であると考えられる。

図3 都道府県別の大学・大学院卒以外割合と社会保障関係



出所) 厚生労働省「人口動態調査」をもとに筆者作成

図4 都道府県別の大学・大学院卒割合と社会保障関係



出所) 厚生労働省「人口動態調査」をもとに筆者作成

一方で、所得を決定づける労働市場は、1990年以降急激に変化してきている。ワーキングプアと称される非正規職員が増えるなかで、従来の教育歴が高ければ就業状況が良いという教育歴間格差に加え、同一の教育歴内で就業格差が生まれるといった教育歴内格差が生じている。総務省「労働力調査(特別調査)」によれば、正規職員が減少するなかで、非

正規職員は1994年から2004年までの間に急激に増え、それ以降緩やかに増加し、2014年には就業者全体の37.4%にまで上昇している。

厚生労働省(2014)「賃金構造基本統計調査」では、正規職員の一般労働者の平均賃金が1,937円に対し、非正規職員の平均賃金は1,229円であると算出し、正規職員と非正規職員のなかで賃金格差が広がってきている。そのような状況に対し、非正規職員の不安定な雇用、低い賃金そして不十分なセーフティネットが社会問題にまで発展してきている。非正規職員の数は、大卒だけでもかなりの割合を占めている。総務省「労働力調査」によると、2012年の大卒者の就職率が67.3%であるうち、雇用期間の定めのない正規職員が63.2%で、それ以外は非正規職員であるとしている。そこには、正規職員の割合が低下するなかで、就業機会に恵まれず、派遣職員やパート・アルバイトなどの非正規職員を転職を選択せざるおえない実態がある。

このような動向を踏まえ、山本(2010)および暮石(2011)では、ライフサイクルモデルを用いて、所得、就業形態そして退職などの変化が、主観的健康状態や心身症状などの生活水準に与える影響を分析している。山本(2010)は、2004～2009年の一次産業、公務従事者、自営、家従、学生を除く60歳未満の、『慶應義塾家計パネル調査(Keio Household Panel Survey、以下KHPS)』を用い、順序ロジットモデル、トービットモデル、操作変数法で検証する。推計結果から、正規職員と比べ不本意に非正規職員である場合、健康状態および心身症状が悪化していることを明らかにしている。

暮石(2011)では、2007年の20歳から69歳対象に調査された社会保障実態調査のうち、男性退職者271人データで順序プロビットモデルで分析を行っている。早期退職などの想定されていない出来事によって、10年前および5年間前の生活水準と比べ低下していることが示されている。つまり、所得や就業形態の変化が、あらかじめ予想される場合であれば、この出来事はショックをもたらさないため、個人は限界効用を変化させないだろう。だが、あらかじめ想定されていない事象であれば、ショックをもたらす、個人は限界効用を変化させると考えられる。

以上により、第1にパネルデータを使用し、教育歴を大学・大学院卒以外と大学・大卒院卒で区分し、それぞれの教育歴間および教育歴内で、消費や医療費などの生活水準に格差が生じているかを検証する。第2に、近年の労働市場を踏まえ、想定されていない所得の変化や就業形態の変化などのショックによって、生活水準に影響をもたらすかを明らかにする。本稿の構成は、次節で推定モデルならびにデータの概要と変数の説明を述べ、3節で推定結果を示し、4節で結びとする。

2. 推定方法

2.1. 推定モデル

本稿では、山本(2010)及び暮石(2011)と同様に、ライフサイクルモデルを採用する。家計の効用関数 U は消費 C に依存すると仮定し(1)式のようになる。

$$U = U(C_0, C_1, \dots, C_s, \dots, C_S) \quad (1)$$

このとき、年齢 s ($s=0, 1, \dots, S$) で分離可能であると仮定し、時間選好率 ρ 死亡年齢 S とした場合に、(2)式が導出される。

$$U = \sum_{s=0}^S \frac{u(C_s)}{(1+\rho)^s} \quad u'(C_s) > 0, u''(C_s) < 0 \quad \text{時間選好率 } \rho \quad \text{死亡年齢 } S \quad (2)$$

つぎに、貯蓄を A 、所得を Y 、税負担額を T として利子率を r としたときに、家計の予算制約式は (3) 式となる。

$$A_{s+1} = (1+r)(A_s + Y_s - C_s - T_s) \quad (3)$$

動学的な最適消費の条件をオイラー方程式に従い、異時点間の限界代替率 $(1+\rho) \frac{\partial u}{\partial C_s} / \frac{\partial u}{\partial C_{s+1}}$ が $(1+r)$ に等しくなるように、消費 C が選択されるとする。このとき導出された (4) 式から、 ρ と r の大小関係によって消費の増加および減少が決定される。

$$\left(\frac{1+r}{1+\rho}\right) \left(\frac{\partial u}{\partial C_{s+1}}\right) / \left(\frac{\partial u}{\partial C_s}\right) = 1 \quad (4)$$

相対的危険回避度 γ 、異時点間の代替の弾力性 $1/\gamma$ として、異時点効用 $u(C)$ を、CRRA 型に特定化したとき (5) 式のようになり展開して (6) 式が導き出される。

$$u(C_s) = \frac{C_s^{1-\gamma}}{1-\gamma}, \quad \frac{\partial u}{\partial C_s} = C_s^{-\gamma} \quad (5)$$

$$\left(\frac{1+r}{1+\rho}\right) \left(\frac{C_s}{C_{s+1}}\right)^\gamma = 1 \quad (6)$$

このとき、 ρ と r が十分小さいならば、 $\log(1+\rho) \doteq \rho$, $\log(1+r) \doteq r$ となり (7) 式が導出される。

$$\log c_{s+1} - \log c_s = \frac{r-\rho}{\gamma} \quad (7)$$

(7) 式から、所得、就業形態の変化さらに退職などの変化に対し、想定される出来事として考えられているか、もしくは想定されない出来事として考えられているかを検証し、そこからインプリケーションが得られる。所得、就業形態の変化さらに退職などの変化の前後の事象が事前に想定されている場合には、当該事象はショックを与えないため、個人は変化の前後において限界効用を変化させない。しかしながら、変化の前後の事象を想定されていない場合、当該事象は一定のショックを与えるため、所得、就業形態の変化さらに退職などの変化の前後の限界効用が変化する。

本論文では、想定される事象として常勤従事者の所得の変化、就業形態の変化、退職による変化に焦点をあて、想定しない事象が変化の前後の生活水準に負の影響を与えていると仮説し検証を行う。このとき生活水準には消費行動と医療費の支出を用い、 r と ρ の大小関係によって消費および医療費の増加・減少が決まるとしている。なお、先行研究を踏まえ、ショックには就業要因以外に、配偶者との離婚や死別、扶養する家族数の変化、さらには本人の健康状態も影響を与えると考えられるため、コントロール変数として用いる。

なお、賃金にはデータでは観測されない能力などの、個人の資質の差が含まれている可能性がある。そこで先行研究では、バイアスを含むリターンが計測されるという認識から、バイアスを除去するために操作変数法が使用されてきた⁴。内生性の問題を解決するために、操作変数法を用いて教育歴が健康状態などに影響をもたらすことを検証してきた。教育歴のパラメータにはバイアスが生じており、その主な要因として能力バイアスがあげられて

⁴ 1990年代以降多数の研究者が教育と健康について論じてきたが、Eric and Mark(2011)が整理している。

いる⁵。一般的に観察されない能力が大きいほど、教育歴が長くなるとされ、上方バイアスが生じていると考えられている。そこで、教育がもたらす被説明変数への効果を実証するには、能力バイアスを含まない教育歴のパラメータを推定することが重要であるとし、操作変数法が採用されてきた。

だが、パネルデータを利用した研究が国内外ともに増えている。パネルデータを利用すれば、観察されない時間不変な主体間の異質性を固定効果として捉えることができる⁶。個人の行動を長期にわたって記録したデータであるため、クロスセクションデータで操作変数法を利用するよりも、主体間の異質性をより正確にとらえることができると考えられている。本稿でもパネルデータを使用し検証を行う

2.1. データの説明

本稿では、厚生労働省『中高年者縦断調査』の個票データを利用する（以下、本稿では「パネルデータ」とする）。この調査は、団塊の世代を含む全国の中高年者世代の男女を追跡して、健康、就業そして社会活動について、意識面・事実面の変化の過程を継続的に調査したパネルデータである。具体的には、2005年10月末現在で50～59歳であった全国の男女に対し、継続的に調査を行っている。

対象期間は、2005年を初年として、11月の第1水曜日を基準に毎年調査が実施されている。その調査方法は、2005年から2009年までは、地方自治体の統計調査員が実査を行う訪問留置法であったが、2010年以降は厚生労働省から郵送された調査票に被調査者が自ら記入し、郵送により厚生労働省に提出する方法で行われている。

本稿では表1に示すように、パネルデータの第1回（2005年）から第6回（2010年）までの集計可能であるデータを分析対象とした。なお、雇用形態が自営、その他、勤め先が公官庁であると一度でも回答した者がいれば除外した。欠損値についても本稿の推計から除外した。

表1 中高年縦断調査の概要

	対象者の年齢	調査客体数	回収客体数	回収率
第1回調査	50～59歳	40,877	34,240	83.8%
第2回調査	51～60歳	35,007	32,285	92.2%
第3回調査	52～61歳	32,195	30,730	95.4%
第4回調査	53～62歳	30,773	29,605	96.2%
第5回調査	54～63歳	29,548	28,736	97.3%
第6回調査	55～64歳	28,554	26,220	91.8%

出所) 筆者作成

以上のデータを用い、下記の変数を作成した。なお、「」は『中高年者縦断調査』などのデータ名、【】は作成した変数を示している。各変数の記述統計は表2の通りである。

表2 記述統計

⁵ それ以外にもセレクションバイアス、および測定誤差が生じていると考えられる。

⁶ Naik and Moore (1996)では習慣形成と整合的な推定結果を得ているが、観察されない時間不変な主体間の異質性によって、固有効果を考慮したパネル推定と考慮しない推定結果を比べて習慣形成効果が強く出てしまうことを検証している。

項目	総数	平均	標準偏差	最小値	最大値
【被説明変数】					
消費(対数)変化	99761	-0.02287	0.415607	-3.52636	4.382027
医療費(対数)変化	22283	-0.10559	1.075021	-6.84588	5.736572
【説明変数】					
所得変化	94807	0.47833	49.81851	-731	712
正規職員→パート・アルバイト	140262	0.032004	0.238275	0	2
正規職員→派遣職員	140262	0.072628	0.358763	0	2
就業→定年退職・希望退職	140262	0.011614	0.107141	0	1
就業→倒産・解雇	140262	0.031598	0.174928	0	1
年齢	140262	57.27089	3.222387	50	64
結婚→離婚・死亡	140262	0.006174	0.078333	0	1
扶養者数変化	116885	-0.04024	0.682521	-7	7
貯蓄の有無	140262	0.710385	0.453585	0	1
健康状態変化	114997	-0.01846	0.835249	-5	5

出所) 筆者作成

被説明変数には【 Δ 消費(対数)】【 Δ 医療費(対数)】を採用する。消費については全ての消費に要した費用を、医療費については病気やけがの治療のために要した費用を使用する⁷。

【 Δ 医療費(対数)】＝当該年度の「月あたり医療費(対数)」と前年度の「月あたり医療費(対数)」の差分

【 Δ 消費(対数)】＝当該年度の「月あたり消費(対数)」と前年度の「月あたり消費(対数)」の差分

説明変数には、所得の変化、就業形態の変化、家族構成の変化などのコントロール変数の3つの要因を取り上げる。第1は本稿の主たる関心である所得要因を用いる。所得には、賃金および年金を加算した月あたりの所得額を使用する。

【 Δ 所得】＝当該年度の「1ヶ月の収入額」と前年度の「1ヶ月の収入額」の差分

第2は、就業形態には正規職員、パート・アルバイト、派遣職員とし、その変化として、【正規職員→パート・アルバイト】【正規職員→派遣職員】を不本意な就業形態の変化として採用する。退職による失業によるショックにも注目し、定年退職および希望退職による失業を本意の退職とし、倒産や解雇・離職による失業を不本意な退職とし、【就業→定年退職・希望退職】【就業→解雇・離職】などのショックが生活水準に与える影響を評価する。

【正規職員→パート・アルバイト】＝「正規の職員・従業員」「会社・団体の役員」から「パート・アルバイト」

【正規職員→派遣職員】＝「正規の職員・従業員」「会社・団体の役員」から「労働派遣事業所の派遣社員」「契約社員・嘱託」

【就業→定年退職・希望退職】＝「定年のため」「契約期間が満了したから」「希望退職に応じたから」のうち1つでも該当がありが1、該当がなしが0

⁷ 病気やけがのために要する1月分(毎年10月分)の費用を使用する。なお、本稿ではライフサイクルモデルを踏まえて、医療費の対数で差分をとるために、医療費が生じないデータは除外され、医療費を使用した標本のみを推計の対象とする。

【就業→倒産・解雇】 = 「倒産したから」「解雇したから」のうち1つでも該当がありが
1、該当がなしが0

第3の個人属性として先行研究に則って家族構成や資産要因また健康状態の変化などを採用する。

【年齢】 = 「本人の年齢」

【結婚変化】 = 「結婚している」から「離婚」「死亡」の変化

【扶養者数変化】 = 「16歳以上23歳未満の子の数」「23歳以上の子の数」「70歳以上の親の数」の合計数の変化

【貯蓄の有無】 = 「預貯金(株・債権を含む)」がありが1、「預貯金(株・債権を含む)」がなしが0

【健康状態変化】 = 「非常によい」が6、「良い」が5、「やや良い」が4、「やや悪い」が3、「悪い」が2、「非常に悪い」が1の6段階の変化

以上の変数を用いて、山本(2010)を踏まえ、本稿では、就業形態の変化や退職などの予期できないイベントがある場合に、消費などの生活水準に何らかの影響を与えると仮定する。なかでも本稿の主眼として、予期できないショックによって、日常生活の消費に留まらず、精神状態の悪化や疾患罹患率の上昇によって、最低限の生活保障としての医療費にも影響を与え、生活水準が影響を与える可能性があると仮定する。このとき山本(2010)は、予期できない事象をアンケート調査の解答をもとに本意と不本意を区分している。本稿では、より客観的に捉えるために実際の転職ならびに失業の動きに注目している⁸。これら予期できない事象が社会保障の関係費に影響を与えるかどうかを、次の(8)式のモデルで検証を行う。

$$\Delta \text{Log}Y_{it} = a_0 + a_1 \Delta W_{it} + a_2 \Delta E_{it} + a_3 \Delta X_{it} + \mu_{it} \quad (8)$$

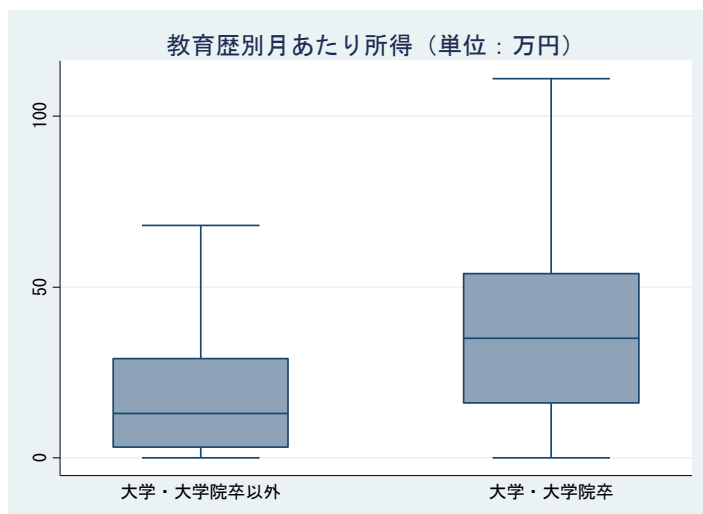
左辺の被説明変数 Y_{it} は【 Δ 消費(対数)】【 Δ 医療費(対数)】である。右辺の説明変数は、 W_{it} が所得要因を示し、【 Δ 所得】を用いる。 E_{it} の就業形態要因については、【正規職員→パート・アルバイト】【正規職員→派遣職員】【就業→定年退職・希望退職】【就業→解雇・離職】の4種類を採用する。 X_{it} のコントロール変数には、【年齢】【結婚の変化】【扶養者数変化】【健康状態変化】【貯蓄の有無】を採用する。ここで、 μ は誤差項であり、 i は家計、 t は時間のインディックスを示す。

2.2. 社会保障関係要因と就業要因の傾向

図5から図7では、教育歴に応じて所得、消費そして医療費を示している。図5から、大学・大学院卒以外に比べ、大学・大学院卒の所得の中央値は高く、大学・大学院卒以外と大学・大学院卒で共通して一定の標準偏差がある。このことから、教育歴間格差に加え教育歴内でも格差が生じている可能性が高い。

⁸ 山本(2010)では、不本意型の非正規雇用は、非正規雇用で就業している理由として「正規職員で働くことを希望していたが、雇ってくれる会社がなかったから」と答えた労働者と定義している。

図5 教育歴別月あたり所得

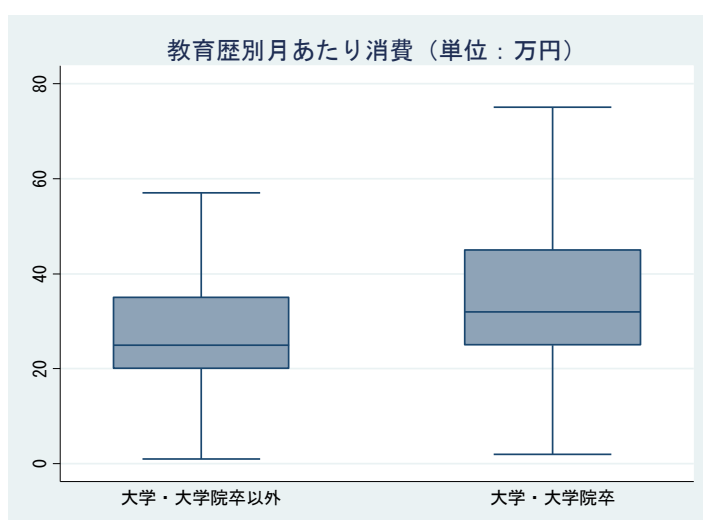


備考) 失業者の労働所得はゼロとする。

出所) 筆者作成

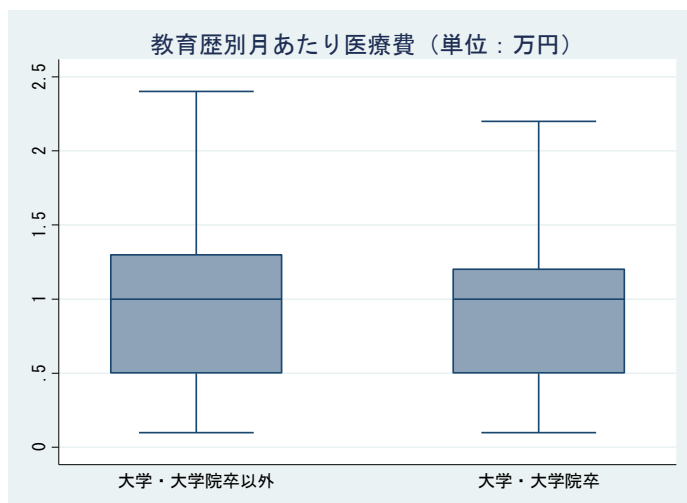
図6では教育歴と消費、図7では教育歴と医療費の傾向を示している。図6から所得と同じように消費でも、大学・大学院卒以外に比較し大学・大学院卒の中央値が高い。また標準偏差をみると、大学・大学院卒以外よりも大学・大学院卒のほうが大きいことが解る。一方で、図7の医療費については大学・大学院卒と大学・大学院卒の中央値がほぼ同じである。このことから、消費には教育歴間格差が生じているものの、医療費では一定の水準で維持されている可能性が高い。

図6 教育歴別月あたり消費



出所) 筆者作成

図7 教育歴別月あたり医療費



出所) 筆者作成

3. 推定結果

推定結果を表3から表5に示す。所得額が社会保障関係に与える影響を、大学・大学院卒別に検証した結果を Model 1 から Model16 で、就業時間が社会保障関係の費用に与える影響を Model17 から Model32 で示している。

3.1 消費における推定結果

まず Model 1 から Model 4 ではショックが生じたときに消費行動に影響を与えるかを、大学・大学院卒以外と大学・大学院卒で区分して推計を行う。Hausman 検定によって、大学・大学院卒以外と大学・大学院卒の消費の推定結果ではともに、変量効果モデルが採択され、大学・大学院卒以外では Model 2 を、大学・大学院卒では Model 4 の結果を採用する。

第1に、大学・大学院卒以外と大学・大学院卒に共通して、消費は所得の変化と就業形態の変化によって反応される。つまり、所得や就業形態の変化が想定されないショックとして、生活水準の指標である消費に対し、統計的に有意に影響を与えることが示された。言い換えるならば、大学・大学院卒以外であろうと、大学・大学院卒であろうと、教育歴に関わらず、所得の変化および就業形態の変化は消費に対し、同時決定であることが解る。

第2に、Model 2 の大学・大学院卒以外の推計結果から、所得の変化では正に有意な結果が検出された。逆に、就業形態の変化では負に有意な結果となった。具体的には、正規職員からパートアルバイトおよび正規職員から派遣職員への就業形態の変化では負に有意な結果が得られ、加えて、就業から定年退職・希望退職の変化でも同様の結果となった。

したがって、大学・大学院卒以外では同一教育歴内で、所得の増加幅が大きいほど消費が増えており、就業形態の変化や退職の変化といったショックが生じた場合、消費などの生活水準を低下させることが明らかとなった。さらに、結婚から配偶者との離婚や死亡や健康状態の改善が負に有意であることから、離婚や死亡などのショックや健康状態の改善によって消費が下がることが示された。逆に、扶養者数の変化は正に有意であることから、家族の増加は消費を増やす要因となっている。

第3に、Model 4 の大学・大学院卒の推定結果から、大学・大学院卒でも同様に、所得の変化は正に有意な結果が得られた。就業形態の変化では、正規職員から派遣職員および就業

から定年退職・希望退職では負に有意な結果が検出された。この点については、大学・大学院卒以外と類似の傾向が認められるものの、正規職員からパート・アルバイトでは有意性が得られなかった。一方で、就業から倒産・解雇への変化では、大学・大学院卒以外では有意な結果が検出されなかったが、大学・大学院卒では負に有意となった。したがって、同一教育歴内で、所得の変化や就業形態の変化は、消費といった生活水準に影響をもたらすショックであることが明らかとなった。さらに、結婚から離婚・死亡は負に有意であり、離婚や死亡などのショックが消費を減らすことが示された。

3.2 医療費の推定結果

大学・大学院卒以外と大学・大学院卒の医療費の支出を比較することで、その差、つまり教育歴の違いによる効果について検討する。一般に、高齢になれば医療費がかかることは予想できる。ライフサイクル・モデル的に考えれば、就業形態が変化しても、医療費支出の長期的な傾向には変わらないはずであろう。だが短期的にみれば、病気が悪化することで、会社を辞めざるを得ない状況となり、就業形態の変化と医療費の支出に同時性が生じることも考えられる。そこで本稿では次に医療費と所得の変化や就業形態の変化の関係について検証を行う。

まず、Model 5から Model 8ではショックが生じたときに医療費の支出に影響を与えるかを、大学・大学院卒と大学・大学院卒以外で分けて推計を行う。このとき Hausman 検定の結果から、大学・大学院卒では固定効果モデルの Model 5、大学・大学院卒以外では変量効果モデルの Model 8が採用された。

第1に、大学・大学院卒以外と大学・大学院卒の異なる教育歴間で医療費の比較したところ、共通して医療費は就業形態の変化に反応しないことが明らかとなった。つまり、大学・大学院卒以外であろうと大学・大学院卒であろうと、就業形態の変化によるショックに対し医療費の支出は平準化していることが示されている。したがって、大学・大学院卒以外と大学・大学院卒では共通して、医療費は就業形態の変化に反応せずに一定で、ライフサイクル・モデルに整合的であることが解る。しかしながら、所得の変化に対しては大学・大学院卒以外で正に有意な結果が検出された。つまり、大学・大学院卒以外と大学・大学院卒で異なるこの差が、高等教育によって所得の変化に影響されることなく、医療費のような支出に対しては長期的に平準化しようとする動きとなっている可能性がある。

第2に、Model 5の大学・大学院卒以外の推計結果から、所得の変化が消費に正に有意な結果が得られている。しかしながら、消費と異なり医療費では、就業形態の変化および退職の変化に有意な結果が検出されなかった。したがって、大学・大学院卒以外の同一教育歴内では所得の変化によるショックが医療費の支出に影響を与えている。就業形態および退職によるショックは医療費の支出に影響を与えないことが示された。健康状態の改善の変化幅が増えれば医療費が有意に減少することが示された。

第3に、Model 8の大学・大学院卒の推定結果から、所得の変化および就業形態の変化などのショックによって、医療費支出は変化しないことが明らかとなった。つまり、所得の変化、正規職員からパート・アルバイトや非正規職員の就業形態の変化、ならびに定年退職・希望退職や倒産・解雇による退職の変化があろうと、医療費の支出は一定で平準化していることがわかる。さらに、結婚から離婚・死亡は負に有意であり、離婚や死亡などのショックが消費行動を減らすことが示された。健康状態の改善幅が高いほど医療費の支出が抑えられる結果が得られた。

3.2 所得別医療費の推定結果

最後に教育歴の差異によって、予想されない出来事が生じたときに、医療費の支出に与える効果を低所得層と高所得層に分けて検証を行う。Model 9 から Model12 までは低所得層、Model13 から Model16 は高所得層の結果である。このとき Hausman 検定の結果から、低所得層の大学・大学院卒以外および大学・大学院卒では Model10 と Model12 の変量効果モデルが採択され、高所得層の大学・大学院卒以外および大学・大学院卒では Model13 と Model15 の固定効果モデルが採用された。

第1に低所得層の大学・大学院卒以外では、就業形態の変化ならびに退職などのショックが生じたときに医療費の支出に影響を与えるような有意な結果が検出された。具体的には、正規職員からパート・アルバイトおよび正規職員から派遣職員への就業形態の変化で有意な結果が得られた。また退職による変化では、就業から定年退職・希望退職では有意な結果が認められなかったが、就業から倒産・解雇では有意な結果が検出された。しかしながら、大学・大学院卒では就業形態の変化および退職の全てで、有意な結果が認められなかった。また、家族構成の変化では有意な結果が得られず、健康状態の変化によって医療費が増減する結果が検出された。

したがって、大学・大学院卒以外では医療費は一定の就業形態の変化に反応している。これは、就業形態の変化と医療費に同時性がある考え方に整合的である。一方、大学・大学院卒では、就業形態の変化に医療費は反応しておらず、一定の水準を維持している。これは、ライフサイクル・モデル的に考え方に整合的である。この差が教育歴の違いによる効果と解釈できる。つまり、高等教育により、医療費の支出が短期的な就業形態の変化に影響されることなく、病気等に長期的に対応して平準化して支出できようになったと解釈できる。

第2に、高所得層でも低所得層と同様に結果が検出された。Model13 から、大学・大学院卒以外では就業から倒産・解雇によるショックによって、10%水準で正に有意な結果が得られた。一方、大学・大学院卒の推計結果である Model15 では、就業形態の変化や退職による変化の全てで有意な結果が認められなかった。

このことから、高所得層でも低所得層と同じように、大学・大学院卒以外では医療費は就業形態の変化に反応するものの、大学・大学院卒では、医療費は就業時間や就業形態の変化に反応せず、一定の水準を維持している。この差が教育歴の違いによる効果であり、高等教育により、長期的な観点で医療費支出が平準化されていると解釈できる。したがって、低所得層と高所得層のどちらも、大学・大学院卒以外では、医療費が就業時間と一部の就業形態の変化に反応しており、前節の所得の結果とは整合的である。

4. 結語

本稿は、同一教育歴内における就業と社会保障関係の要因の間に、健康格差が生じていないかを検証した。記述統計から、所得および就業時間において、同一の教育歴内では一定の格差が生じていることが示された。それらを踏まえて、大学・大学院卒以外と大学・大学院卒別に統計的に検証を行った。

推定結果から、大学・大学院卒以外および大学・大学院卒のそれぞれで同一の教育歴内格差が生じていることが示された。第1に、異なる教育歴間の消費支出の変化を比較することで、消費に対する教育の差を分析した。大学・大学院卒以外ならびに大学・大学院卒に共通して消費は所得や一定の就業形態の変化に反応している。これは、就業形態の変化と消費に同時性がある考え方に整合的である。

第2に、異なる教育歴間の医療費支出の動向を比較することで、教育による差を検証した。

大学・大学院卒以外では所得の影響が医療費の格差を招いていることが明らかとなった。しかしながら雇用の変化に対しては、大学・大学院卒以外と大学・大学院卒の医療費の支出は雇用の変化に反応せず平準化されていた。

第1と第2を踏まえて、消費と比べ医療費は一部所得の変化に反応するものの、雇用形態の変化に反応せず一定の水準を維持している。これは、ライフサイクル・モデル的に考え方に整合的であり、病気等に対しては長期的に対応し平準化して支出していると考えられる。所得に対しては、教育歴間で異なる動きが認められ、その差が高等教育によって所得の変化に影響されることなく、医療費のような支出に対しては長期的に平準化しようとする傾向がある。

さらに第3で、医療費の支出と所得の変化が同時に決定する動きが低所得層および高所得層の両方に認められるかを検証を行った。大学・大学院卒以外（低所得層）では医療費は就業形態の変化に反応するが、大学・大学院卒（低所得層）では、医療費は所得や雇用形態の変化に医療費は反応しておらず、一定の水準を維持している。これは、ライフサイクル・モデル的に考え方に整合的である。この動向は高所得層でも確認できた。

したがって、医療費のこの差が教育歴の違いによる効果と解釈できる。高等教育により、医療費の支出が短期的な就業形態の変化に影響されることなく、病気等に長期的に対応して平準化して支出できようになったと解釈できる。つまり、異なる所得層別に、医療費の支出の動向を異なる教育歴間で比較し、医療費の支出の傾向を検証した低所得層および高所得層で、大学・大学院卒以外では医療費は雇用の変化によって変化するものの、大学・大学院卒では雇用の変化に反応せず平準化されている。このことからから、医療費の使い方で、大学・大学院卒のほうがリテラシーが高いと解釈できる。

表3 消費の推定結果

△消費(対数)	Model1	Model2	Model3	Model4
	大学・大学院卒以外		大学・大学院卒	
	Fixed Effect	Random Effect	Fixed Effect	Random Effect
△所得	0.000336 *** 4.06E-05	0.000333 *** 3.44E-05	0.000283 *** 6.51E-05	0.000276 *** 5.59E-05
【就業形態変化】				
正規職員→パート・アルバイト	-0.03968 * 0.022581	-0.03067 * 0.017848	0.048536 0.067617	-0.02728 0.052926
正規職員→派遣職員	-0.05737 *** 0.015917	-0.0443 *** 0.012717	-0.09901 *** 0.028219	-0.10027 *** 0.022799
就業→定年退職・希望退職	-0.02589 0.016203	-0.02957 ** 0.013101	-0.14958 *** 0.033292	-0.14436 *** 0.02712
就業→倒産・解雇	-0.00126 0.009969	-0.00822 0.007959	-0.03783 0.02918	-0.04783 ** 0.023174
【コントロール要因】				
年齢	0.012169 0.026854	-0.01025 0.016929	-0.1097 ** 0.055707	-0.10261 *** 0.03568
年齢二乗	-0.00011 0.000231	9.33E-05 0.000147	0.001004 ** 0.000483	0.000894 *** 0.000311
結婚→離婚・死亡	-0.18855 *** 0.024293	-0.15894 *** 0.01901	-0.11818 0.074774	-0.12825 ** 0.058149
△扶養者数	0.006437 ** 0.002734	0.007671 *** 0.002329	0.009532 0.006121	0.008189 0.005219
貯蓄の有無	0.002918 0.007715	-0.00024 0.003562	0.000616 0.021207	0.000962 0.010509
△健康状態	-0.00786 *** 0.00213	-0.00794 *** 0.001846	-0.00442 0.004841	-0.00682 0.00419
2006年度ダミー
2007年度ダミー	-0.01738 *** 0.004755	-0.01666 *** 0.004739	-0.00066 0.010504	0.000283 0.010486
2008年度ダミー	-0.00947 * 0.004934	-0.00979 * 0.005031	-0.02425 ** 0.01084	-0.01954 * 0.011092
2009年度ダミー	-0.02583 *** 0.005082	-0.02651 *** 0.005278	-0.00497 0.011222	0.007293 0.011598
2010年度ダミー	.	-0.00188 0.005388	.	0.019079 0.011756
_cons	-0.36098 0.778801	0.27096 0.486308	2.964956 * 1.60479	2.915982 *** 1.021421
標本数	71733	71733	12645	12645
Ftest	14.52518 ***		5.593312 ***	
chi2Test		259.7495 ***		115.6105 ***
Hausman Test	chi2(14)=16.71		chi2(14)=12.66	

備考) ***, **, * はそれぞれ有意水準 1%、5%、10%で係数が統計的に有意にゼロと異なることを示す。上段は係数で下段は標準偏差である。

表4 医療費の推定結果

△医療費(対数)	Model5	Model6	Model7	Model8
	大学・大学院卒以外		大学・大学院卒	
	Fixed Effect	Random Effect	Fixed Effect	Random Effect
△所得	0.000493 *	0.000457 **	-0.00068	-0.00048
	0.000272	0.000185	0.000469	0.000326
【就業形態変化】				
正規職員→パート・アルバイト	-0.10024	-0.18116 *	-0.05349	-0.00391
	0.15941	0.101232	0.426489	0.266431
正規職員→派遣職員	-0.06786	-0.02146	-0.09801	-0.00615
	0.095899	0.065311	0.182054	0.131388
就業→定年退職・希望退職	-0.0733	-0.05863	0.06129	0.085277
	0.101032	0.067457	0.217371	0.14743
就業→倒産・解雇	0.087905	0.110405 ***	0.288626	0.196916
	0.061679	0.041269	0.199808	0.134547
【コントロール要因】				
年齢	-0.07785	0.041431	0.082147	0.056727
	0.207991	0.097897	0.478368	0.22796
年齢二乗	0.000662	-0.00034	-0.001	-0.00045
	0.001777	0.000839	0.004126	0.001962
結婚→離婚・死亡	-0.08697	0.020545	-0.30845	-0.59339 *
	0.160715	0.101181	0.529311	0.346522
△扶養者数	-0.01107	-0.00147	-0.03573	-0.0106
	0.018449	0.013507	0.044582	0.03285
貯蓄の有無	0.000626	-0.02036	-0.00137	-0.09914
	0.05357	0.019961	0.154178	0.066923
△健康状態	-0.14671 ***	-0.16594 ***	-0.22522 ***	-0.22723 ***
	0.0133	0.00975	0.032629	0.024501
2006年度ダミー
2007年度ダミー	-0.04097	-0.05092	-0.16749 *	-0.15412 *
	0.039473	0.035518	0.091039	0.08364
2008年度ダミー	-0.40553 ***	-0.47786 ***	-0.53644 ***	-0.65914 ***
	0.03442	0.034631	0.08157	0.082161
2009年度ダミー	-0.03207	-0.07912 **	-0.07294	-0.1782 **
	0.02687	0.033608	0.065983	0.080603
2010年度ダミー	.	-0.05717 *	.	-0.14132 *
	.	0.03361	.	0.080166
_cons	2.274456	-1.22086	-1.36036	-1.54726
	6.085732	2.84887	13.86004	6.599624
標本数	15481	15481	2890	2890
Ftest	23.44178 ***		7.191654 ***	
chi2Test		716.2549 ***		198.6612 ***
Hausman Test	chi2(14)=24.47**		chi2(14)=10.93	

備考) ***, **, * はそれぞれ有意水準 1%、5%、10%で係数が統計的に有意にゼロと異なることを示す。上段は係数で下段は標準偏差である。

表5 所得層別医療費の推定結果

△医療費(対数)	Model9	Model10	Model11	Model12	Model13	Model14	Model15	Model16
	大学・大学院卒以外(低所得)		大学・大学院卒(低所得)		大学・大学院卒以外(高所得)		大学・大学院卒(高所得)	
	Fixed Effect	Random Effect	Fixed Effect	Random Effect	Fixed Effect	Random Effect	Fixed Effect	Random Effect
【就業形態変化】								
正規職員→パート・アルバイト	-0.5657 *	-0.26381 *	-0.3932	0.048354	-0.03425	-0.14378	0.008053	0.15152
	0.332434	0.138324	0.93675	0.466775	0.195795	0.125163	0.457173	0.289879
正規職員→派遣職員	0.408474	0.361279 **	0.543584	-0.1174	-0.12756	-0.06038	-0.0796	-0.00106
	0.355356	0.157191	1.132234	0.51084	0.101209	0.068169	0.171247	0.126295
就業→定年退職・希望退職	-0.17273	-0.09078	0.406795	-0.03012	0.198851	-0.00473	-0.12428	0.04979
	0.143354	0.077727	0.426331	0.193829	0.183641	0.108335	0.321556	0.214148
就業→倒産・解雇	0.030972	0.10162 **	0.482991	0.283265	0.262705 *	0.151191 *	0.357597	0.035729
	0.06906	0.043517	0.346625	0.180699	0.154417	0.091869	0.325086	0.195596
【コントロール要因】								
年齢	0.099845	0.120844	0.515909	0.59063	-0.27316	-0.07513	-0.09865	0.014987
	0.271524	0.130312	1.09721	0.498865	0.301296	0.139785	0.491927	0.250458
年齢二乗	-0.00113	-0.00101	-0.00475	-0.00502	0.002508	0.000682	0.000616	-0.00011
	0.002327	0.001116	0.009438	0.004279	0.002581	0.001198	0.004269	0.002158
結婚→離婚・死亡	0.195781	0.114432	0.078049	-0.87096	-0.15494	0.035347	-0.32931	-0.34347
	0.224674	0.134861	1.076741	0.570912	0.232781	0.132798	0.607755	0.442629
△扶養者数	-0.02987	-0.03065 *	-0.10395	-0.04888	0.023553	0.022963	-0.03514	0.001585
	0.024846	0.017602	0.122981	0.075794	0.027464	0.018928	0.045879	0.034207
貯蓄の有無	0.034708	-0.00518	-0.24355	-0.05635	0.045982	-0.03254	-0.08626	-0.09654
	0.068819	0.024841	0.284127	0.112504	0.081632	0.029791	0.178179	0.077664
△健康状態	-0.1611 ***	-0.18802 ***	-0.20076 ***	-0.17714 ***	-0.11134 ***	-0.13026 ***	-0.23658 ***	-0.24257 ***
	0.017793	0.012556	0.062371	0.04342	0.020682	0.014142	0.037142	0.027878
2006年度ダミー
2007年度ダミー	-0.11014 **	-0.09968 **	0.168582	0.13194	-0.03732	-0.02149	-0.3017 ***	-0.21962 **
	0.053974	0.048161	0.197205	0.17962	0.057611	0.050426	0.098074	0.091641
2008年度ダミー	-0.42448 ***	-0.52556 ***	-0.32457 **	-0.41049 **	-0.39218 ***	-0.4681 ***	-0.60591 ***	-0.75655 ***
	0.045864	0.045966	0.163741	0.163836	0.052709	0.050225	0.09064	0.092264
2009年度ダミー	-0.06057 *	-0.1539 ***	-0.06758	-0.06469	-0.01591	-0.04371	-0.05315	-0.20183 **
	0.034645	0.043922	0.136384	0.15907	0.041271	0.048038	0.071984	0.088339
2010年度ダミー	.	-0.11594 ***	.	-0.02208	.	-0.02695	.	-0.14846 *
	.	0.043965	.	0.160131	.	0.047628	.	0.087225
_cons	-1.97887	-3.50067	-13.7321	-17.3041	7.307125	2.086783	3.779968	-0.26873
	7.922744	3.795983	31.8861	14.49953	8.792495	4.066582	14.16583	7.244224
標本数	9454	9454	832	832	7423	7423	2327	2327
Ftest	14.675 ***		1.806534 ***		9.450737 ***		7.281401 ***	
chi2Test		480.3399 ***		39.42128 ***		291.151 ***		183.937 ***
Hausman Test	chi2(13)=9.56		chi2(13)=6.17		chi2(13)=25.24**		chi2(13)=23.60**	

備考) ***, **, * はそれぞれ有意水準 1%、5%、10%で係数が統計的に有意にゼロと異なることを示す。上段は係数で下段は標準偏差である。

参考研究

- Clark, A. E. and A. J. Oswald. (1996) "Satisfaction and Comparison Income", *Journal of Public Economics*, 61(3), pp.359-381.
- Eric R. Eidea and Mark H. Showalterb. (2011) "Estimating the relation between health and education: What do we know and what do we need to know", *Economics of Education Review*, 30(5), pp.778-791.
- Grossman,M.(1972)" On the Concept of Health Capital and the Demand for Health," *Journal of Political Economy*, 80(2), pp.223-255.
- Grossman, M. and L.Benham. (1974)." Health, Hour, and Wages," in M. Perlman(ed.) *The Economics of Health and Medical Care*, London: MacMillan.
- Hendrik,J. Steffen,R. and S,Martin.(2011) "Does schooling affect health behavior? Evidence from the educational expansion in Western Germany", *Economics of Education Review*, 30(5), pp.862-872.
- Martins,P.S. and P.T.Pereira. (2004) "Does Education Reduce Wage Inequality? Quantile Regression Evidence from 16 Countries", *Labour Economics*, 11(3), pp.355-371.
- Mary A. Silles. (2009) "The causal effect of education on health: Evidence from the United Kingdom", *Economics of Education Review*, 28, pp.122-128.
- Naik, N. Y. and M. J. Moore. (1996) "Habit Formation and Intertemporal Substitution in Individual Food Consumption", *The Review of Economics and Statistics* , 78(2).
- Prieto-Rodriguez, J., C. P. Barros, and J. A. C. Vieira(2008)."What a Quantile Approach can Tell us about Return to Education in Europe", *Education Economics*, 16(4), pp.391-410.
- Richard, D. Silvia, L. and W, Martin. (2014) "Education and its effects on income and mortality of men aged sixty-five and over in Great Britain", *Labour Economics*, 27, pp.71-82.
- Stern, S. (1989)." Measureing in Effect of Disability on Labor Force Paricipation", *Journal of Human Resources*, 24(3), pp.361-395.
- Wulung,H.and T. Gindo. (2014) "Does poverty reduce mental health? An instrumental variable analysis", *Social Science & Medicine*, 113, pp.59-67.
- Winkelmann, L. and R. Winkelmann. (1998)."Why Are the Unemployed So Unhappy?:Evidence from Panel Data", *Economica*, 65,pp.1-15.
- 岩本康志(2000)「健康と所得」国立社会保障・人口問題研究所『家族・世帯の受容と生活保障機能』東京大学出版会、pp.95-118.
- 河井啓希(2010)「身体的・精神的健康が医療費と所得に与える影響」樋口美雄・宮内環・C.R.McKenzie 編『貧困のダイナミズム：パネルデータによる政策評価分析 [1]』慶應義塾大学出版会、第6章、pp.153-169.
- 佐野晋平・大竹文雄(2007)「労働と幸福度」『日本労働研究雑誌』558：pp.5-18.
- 佐野晋平・安井健吾(2009)「日本における教育のリターンの推計」『国民経済雑誌』200(5)：pp.71-86.
- 山本勲(2010)「正規・非正規雇用間格差の発生と健康状態への影響」樋口美雄・宮内環・C.R.McKenzie 編『貧困のダイナミズム：パネルデータによる政策評価分析 [1]』慶應義塾大学出版会、第6章、pp.133-151.
- 野田頭彦・山本勲(2009)「不本意就業を考慮した労働供給行動の推定：労働供給の質は向上するのか？」樋口美雄・瀬古美喜・照山博司・慶応：京大連携グローバルCOE編『日本の家計行動のダイナミズム [V]：労働市場の高質化と就業行動』慶應義塾大学出版会、第2章、pp.36-39.

- 安井健吾・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』558：pp.16-33.
- 濱秋純也・野口晴子(2010)「中高年者の健康状態と労働参加」『日本労働研究雑誌』601：pp.5-24.
- 湯田道生(2010)「健康状態と労働生産性」『日本労働研究雑誌』601：pp.25-36.