

教育が幸福度に与える効果とそのメカニズム

——教育シグナルに着目して——

岩崎達哉

(東北大学大学院教育学研究科)

1 問題の所在

本稿の問いは、「教育はどのようなメカニズムで幸福度を高めるのか」である。ここで「教育」は制度化された学校教育を対象としており、また「幸福度」は、近年、経済学や社会学において注目されている指標の 1 つである、社会調査によって測られた主観的な幸福の度合いを指している。

はじめに、上記の問いの背景について述べる。そこで、幸福度という指標に注目することの重要性について記した後、幸福度研究の中で議論されてきた教育と幸福度の関係を精査すべきであることを指摘する。

幸福度研究が経済学分野において本格的になされるようになったのは、Economic Journal における 1998 年の特集からである (Frey and Stutzer 2002)。幸福度は、従来は基数的に図ることが出来ないと考えられてきた経済学における「効用」概念の代理指標として活用できるという指摘もなされ (Frey 2008)、注目を集めている。こういった注目は学術的領域に留まらず、具体的な政策立案方針として幸福度の重視を掲げる国が現れるなど¹⁾、幸福度指標は大きな広がりを見せていると言える。日本においても、平成 22 年 6 月に閣議決定された「新成長戦略」において、新しい成長および幸福度に関する調査研究を推進するため、有識者で組織された「幸福度に関する研究会」の開催が盛り込まれた。

幸福度がこのように注目を集めたのは、伝統的な経済学が物質的な豊かさのみを問題として取り上げてきたことに対する懐疑的態度が人々に共有された時代背景によると考えられる。社会の豊かさの代表的指標として国内総生産 (GDP) が用いられてきたのは、人間の幸福にとって物質的な豊かさが不可欠なものであり、近代まではその獲得に世界各国が注力してきたからであろう。しかし、現代では、少なくとも先進国において、物質的な豊かさはほぼ満たされていると考えられる。そうであれば、物質的な豊かさにのみ関心を限っていても、幸福の実現は難しい (筒井ほか 2017)。とすれば、幸福度たる指標の重要性は、今後よりいっそう増していくと考えられる。こういった時代的要請から、幸福度の高まるメカニズムを明らかにする研究は意義あるものである。日本においても、幸福度の規定要因分析が行われてきた (大竹ほか 2010; 友原 2013) もの、その数は世界的潮流に比べて少ない。こういった数少ない実証研究を通して、様々な要因と幸福度の中に有意な関連があることが指摘された。それは教育も例外ではない。多くの研究が、教育に関連する変数を用いて分析を行ってきた。しかし、教育が幸福度に与える効果について、未だ統一的な見解は示され

ていない。

幸福度研究において、教育への一層の注目が重要であると本稿が考えるのは、日本における教育機会の階層差の存在からである。日本において、教育機会に階層差があることは、教育社会学においてはつとに指摘されてきた事実である²⁾。教育が幸福度を高めるとしたら、社会階層の違いが教育機会の階層差をバイパスすることで、幸福度にも階層差を生む可能性がある。こういった可能性がある中で、教育が幸福度に与える影響は精緻に分析されて然るべきものである。

ここまで指摘してきたように、幸福度指標への注目は時代的要請を受けていること、社会階層差がある教育が幸福度に与える影響の分析は、機会の不平等という観点からも重要であることから、本稿の問いを「教育はどのようなメカニズムで幸福度を高めるか」と設定する。

2 先行研究

先にも記したように、日本において幸福度の規定要因を分析した研究は数少ない。以下では、他国における分析を含め、教育と幸福度の関係を指摘している先行研究について述べ、残された研究課題を提示する。なお、幸福度の指標として、主観的幸福度を問う質問を用いるもののほか、生活全般への満足度を問う質問を用いるなどの類似指標が存在する。本稿が用いるのは主観的幸福度であるため、今回は主観的幸福度を扱った分析に限定して言及する³⁾。

国外で行われた幸福度の規定要因の分析として、たとえば Hartog Joop and Oosterbeek Hessel (1998) や Peiró Amado (2007), Graham Carol (2012) 等がある。Hartog and Oosterbeek (1998) は、教育と幸福度の関係を研究の中心に据えた数少ない分析である。この分析はオランダで行われたブラバント調査のパネルデータを用いて、教育が幸福度に与える影響について分析したものであり、一般的で非職業的な中等教育しか受けていない人が他の学校教育を受けた人に比べて健康的で幸せで裕福であること指摘し、教育と幸福度の関係が非線形である可能性を示唆した。また、Peiró (2007) は、1995年から1996年にかけて行われた World Values Survey のデータを用いて、世界15か国⁴⁾にわたる幸福度の規定要因分析を行い、教育は幸福度に対して、台湾においては有意に正でその影響力も強いが、多くの場合、有意ではないことを指摘し、教育の幸福度への影響は非常に小さいものであるとの見解を提示している。このことについて Peiró (2007) は、教育程度の高い人の期待 (expectations) は高いもので、その期待が幸福度を下げているか、あるいは、教育はその他の所得等を介して影響を与えている可能性を指摘している。Graham (2012) も、中南米とロシアおよび OECD 諸国中のほとんどでは教育が幸福と関係していた一方で、中南米諸国は例外で関係がないことを、中南米諸国において教育と所得の相関が強く、所得が含まれると教育の効果が消えると考察した。

このように、世界的にみると、教育と幸福度の間に関係はないと考えるものが少なくな

い。その反面、日本においては、教育と幸福度の間に有意な関係を認めるものが多い。日本の幸福度の規定要因について分析したものとしては、大竹文雄（2004）、山根智沙子ほか（2008）、大竹ほか（2010）等がある。大竹（2004）は、著者が独自に行った「くらしと社会に関するアンケート」（2002）と、「国民生活満足度調査」のデータを用いて、大学・大学院卒の指標は幸福度を有意に上昇させること、高卒・大卒指標はともに幸福度を有意に上昇させ、その程度は大卒>高卒であること等を指摘している。山根ほか（2008）は幸福度の地域間格差についての分析の中で個人属性の影響についても言及し、すべての学歴が小・中学校卒に比べて有意に幸福であると指摘した。大竹ほか（2010）は、所得などを調整しても、小中学校卒と比べて学歴が高い人ほど幸福であるが短大卒と大学院卒は有意ではないことや、幸福度に与える影響が最も大きいのは文系大学卒であり、理系大学卒、大学院卒、各種学校卒は係数が同じ程度で、同程度の影響を持っていると指摘した。

ここまで、国内外における教育と幸福度の関係を分析した先行研究を概観した。これらの研究に共通する限界点は、教育が幸福度に与える効果のメカニズムを明らかにしていないことである。先述した複数の先行研究においては、教育は学歴ダミーとして回帰分析のモデルに投入され、その効果が検証されてきている。しかし、どのように幸福度が高まっているのか、という点を実証的に明らかにしたものはない。たとえば、教育と幸福度の正の関係に関して、大竹ほか（2010）は「学歴は、高い社会的地位を示すなどの効用があると想像されるので、それ自体が幸福度の源泉になっている可能性がある」（大竹ほか 2010; 39）と解釈を与えている。学歴には地位表示機能があることは、つとに議論が重ねられてきたことであり、大学進学率が高まった現代においても、学歴が持つ象徴的価値は弱まっていないとも考えられる（渡邊 2006）。他者との比較という、自らに対する主観的な評価が幸福度に影響を持っているということは、たとえば絶対所得水準より他者との比較という相対所得水準の方が幸福度に対して強い影響力を持っているということから指摘されている（大竹ほか 2010）。このことを踏まえれば、社会的属性の1つである教育歴においても、他者との比較が行われ、その主観的評価が幸福度に影響を与える可能性がある。大竹ほか（2010）の提示した解釈は、教育歴において他者よりも自分が上位か下位かという「教育シグナル」への主観的評価が幸福度に効果を与える可能性を示唆しているものと再解釈できるだろう。

教育が幸福度に与える効果は、抽象的には教育の社会的効果という枠組みで理解されるべきものであろう。教育経済学における教育が持つ効果に関する議論では、人的資本理論とシグナリング理論という対照的な2つの理論が唱えられてきた。人的資本理論は教育を個人の生産能力を高める投資活動とみなす。一方で、シグナリング理論は、教育は直接的に生産力の増大をもたらしているのではなく、個人が生得的に持っている能力や知識、あるいはそれらに関する情報を社会に伝達するにすぎないという考え方をとる（伊藤・西村 2003）。本稿ではこの議論を敷衍し、幸福度が高まるメカニズムが2つの理論のどちらから支持されるものなのかを分析する。ここでは、教育が直接的に能力を高めることで幸福度が高まるという効果を「人的資本効果」、教育が能力を高めるのではなく個人の持つシグナルを上昇

させることで結果として幸福度が高まるという効果を「シグナリング効果」と定義し、分析を行う。

3 仮説

ここでは、以上の議論をまとめた上で、本稿が検証する仮説を提示する。先行研究においては、教育が「どのように」幸福度を高めているのか、というメカニズムの部分が十分に明らかになっていない。本稿ではこの限界を超えるために、教育経済学において議論されている、教育の効果に関する2つの理論（人的資本理論・シグナリング理論）を敷衍し、教育の幸福度に対する効果が直接的なものか、地位表示効果等の間接的なものか、あるいはどちらの理論がより強く支持されるのかを明らかにする。本稿が検証する仮説は以下の4つである。

【仮説①】「教育歴は幸福度を高める」

【仮説②】「教育歴は教育シグナルを高める」

【仮説③】「教育シグナルは幸福度を高める」（シグナリング効果の検証）

【仮説④】「シグナリング効果を統制してもなお、教育歴は幸福度を高める」（人的資本効果の検証）

これらの仮説を図示すると次頁の図1のようになる。まず、仮説①は教育から幸福度への直接のパスを示す仮説である。ここでは、教育歴が幸福度を高めるのか検証する。この分析では、教育が幸福度に与える影響を、人的資本効果とシグナリング効果に分けることが出来ない。今までの先行研究はこの分析までにとどまっていたといえる。仮説②は、教育から教育シグナルへのパスである。多変量解析を用いて、教育歴が主観的な学歴意識（教育シグナル）を高めるのか検証する。仮説③は、教育シグナルから幸福度へのパスを示す。大竹ほか（2010）が学歴の地位表示機能によって幸福度が高まっている可能性を指摘したように、教育シグナルが、幸福度に対して効果を持つのかを検証する。最後に仮説④であるが、多変量解析手法を用いて教育シグナルの効果を統制しながら教育歴の効果を推定し、幸福度に対して直接的に教育の社会的効果が認められるのか、つまり人的資本効果が支持されるのかについて検証する。

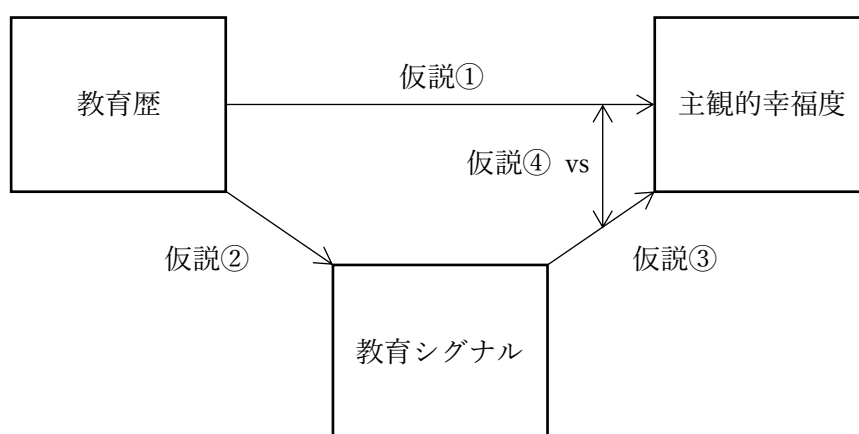


図1 分析枠組み

4 使用するデータと変数

本稿の分析で使用するデータは、2018年8月に東北大学教育学部が実施した「若年者のライフスタイルと意識に関する調査<1>」である。調査対象は日本全国の20歳から40歳の男女であり、計画サンプル数は300、有効回収数は274で、回収率は91.3%であった。

また、本稿で使用する主な変数は「主観的幸福度」「教育歴」「教育シグナル」である。また、その他の統制変数として、「男性ダミー」「世帯所得」「婚姻状況」「職種」を用いる。詳しい変数の作成方法は以下の表1、カテゴリカル変数の度数分布は表2、記述統計量は表3に示した通りである。

表1 各変数の詳細

従属変数	
主観的幸福度	「全体としてみて、あなたは現在どの程度幸福だと感じていますか。『非常に幸福』を10点、『非常に不幸』を0点、『幸福とも不幸ともどちらともいえない』を5点として、あなたは何点ぐらいになると思いますか。当てはまるものを一つ選び、その番号に○をつけてください」という質問に対する回答値(0~10点)。本稿では、この変数を量的変数とみなす ⁵⁾ 。
独立変数	
教育歴 (ref.=中学校)	本人最終学歴を以下のようにダミー変数化。「その他」の回答は欠損値とした。参照グループは「中学校」と回答した者
高校ダミー	「高等学校」で1、それ以外で0をとるダミー変数
専修・各種ダミー	「専修学校、各種学校等」で1、それ以外で0をとるダミー変数
短大・高専ダミー	本人最終学歴が「短期大学(高専等を含む)」で1、それ以外で0をとるダミー変数

大学・大学院ダミー	本人最終学歴が「大学（文系）」、「大学（理系）」、「大学院」で1，それ以外で0をとるダミー変数
教育シグナル	「ほかの人の学歴はあなたの学歴と比べて高いと思いますか. 当てはまるものを一つ選び，その番号に○をつけてください」という質問に対して「自分より低い」=5, 「どちらかといえば自分より低い」=4, 「だいたい自分と同じくらい」=3, 「どちらかといえば自分より高い」=2, 「自分より高い」=1 と数値化したもの
男性ダミー	性別が男性の場合1，女性の場合0をとるダミー変数. 参照グループは「女性」と回答した者
世帯所得	「あなたのお宅の世帯全体の昨年の年間収入は，ボーナス含めた税込みでどのくらいになりますか. 以下から最も近いものを一つ選び，その番号に○をつけてください. 現在配偶者のいらっしゃる方は，ご自身の者のみご記入ください」という質問に対して，「収入はない」=0, 「100万円未満」=50, 「100～200万円未満」=150, 「200～400万円未満」=300, 「400～600万円未満」=500, 「600～800万円未満」=700, 「800～1000万円未満」=900, 「1000～1200万円未満」=1100, 「1200～1400万円未満」=1300, 「1400万円以上」=1500, と数値化したもの
婚姻状況（ref.=未婚）	本人の婚姻状況を以下のようにダミー変数化. 参照グループは「未婚」と回答した者
既婚ダミー	「既婚」で1，それ以外で0をとるダミー変数
離別ダミー	「離別」で1，それ以外で0をとるダミー変数
職種（ref.=事務・販売職）	本人の職種を以下のようにダミー変数化. 参照グループは「事務職（一般・営業職など）」、「販売職（小売店主，販売店員，外交員など）」と回答した者
管理・専門・技術職	「管理職（課長以上の公務員又は会社員，会社役員など）」，「専門的・技術的職業（教員，医師，技術者，作家など）」で1，それ以外で0をとるダミー変数
サービス・現業職	「サービス食（理美容師，ウェイター，ウェイトレス，タクシー運転手，保安関係従業員など）」，「現業職（大工，修理工，生産工程作業員など）」で1，それ以外で0をとるダミー変数
主婦・主夫	「主婦・主夫（パートタイム含む）」で1，それ以外で0をとるダミー変数
その他	「その他」，「農林漁業」で1，それ以外で0をとるダミー変数 ⁶⁾

表2 度数分布表

変数	N	%
男性ダミー	274	
男性	135	49.3
女性	139	50.7
職種	214	
事務・販売職	100	46.7
管理・販売・技術職	55	25.7
サービス・現業職	33	15.4
主婦・主夫	18	8.4
その他	8	3.7
教育歴	272	
中学校	17	6.3
高校	67	24.6
専修・各種	40	14.7
短大・高専	61	22.4
大学・大学院	87	32.0
婚姻状況	274	
未婚	106	38.7
既婚	155	56.6
離別	13	4.7

表3 記述統計量

変数	N	平均	標準偏差	中央値	最小値	最大値
主観的幸福度	272	6.504	2.235	7	0	10
教育シグナル	274	2.204	0.996	2	1	5
世帯所得	274	504.380	325.249	500	0	1500

5 分析結果

5.1 基礎分析

まず、使用するカテゴリカル変数の度数分布（表2）を概観する。本稿で用いるデータにおいては、以下のような特徴がみられる。まず、性別の比率であるが、男女がおよそ1:1の割合であることが分かる。

次に、職種であるが、全体の半数に近い46.7%が事務・販売職に就いており、管理・販売・技術職の25.7%と合計すると72.4%となる。このことから、全体の約七割がいわゆるホワイトカラー職に就いている者であり、相対的にブルーカラーの者が少ない。主婦・主夫は全体の8.4%であり、その比率は男女間で異なっていた。以下の図2は職業ごとの男女割合を棒グラフで示したものである。この図から、性別ごとに職業分布には違いがあることが分かる。なお、職業は他の変数に比べて欠損値が多く（60ケース）、かつ欠損が発生していた相

対的に社会経済的地位が低いサンプルであった⁷⁾。これらを欠損値として分析から除外した場合、サンプルに偏りが生まれ正しい推計結果を得られないと判断したことから、今回は「欠損値は同一の要因から発生している」という仮定をおいたうえで、「欠損値」という独自のカテゴリを与え分析に含めることとした。

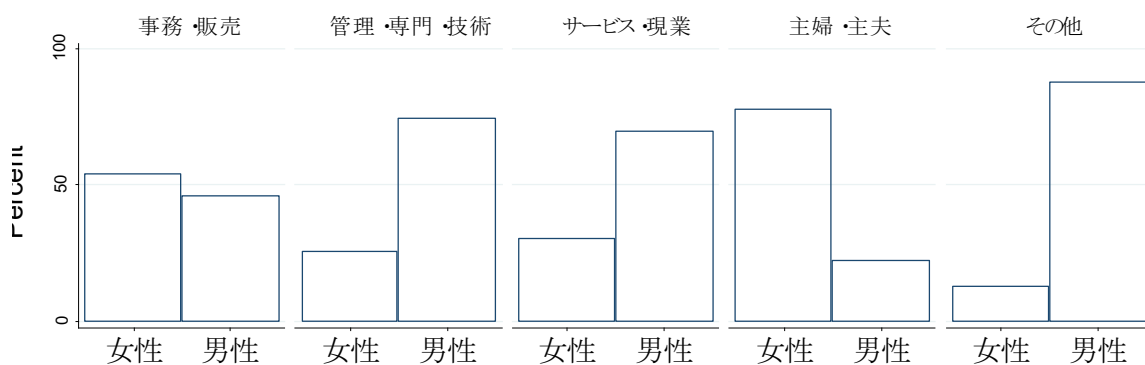


図2 職業ごとの男女割合

次に教育歴であるが、最頻値が大学・大学院の87 (32.0%) であり、他のカテゴリよりも多かった。短大・高専を含めると半数を超えることから、少々高学歴なサンプルが集まっていると考えられる。そして婚姻状況は、半数以上が既婚であり、結婚後離婚した離別者を含めると全体の61.3%が結婚を経験しているといえる。

次に記述統計量 (表3) を概観する。主観的幸福度は平均値が約6.5、中央値が7、最頻値は8であり、やや負の歪みがある分布をしていた⁸⁾。

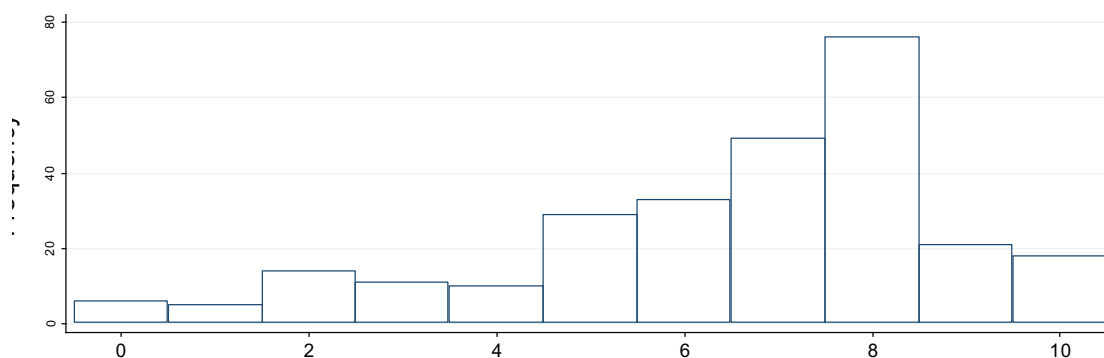


図3 幸福度の分布

教育シグナルは平均が2.204、中央値が2であり、最頻値は3であり、正の歪みがあった。教育シグナルは、平均的に低い傾向があった。図4は教育シグナルの分布を図示したものであるが、この図からも正の歪みが確認でき、かつ高い教育シグナルを有している人は数少ないことが分かる。

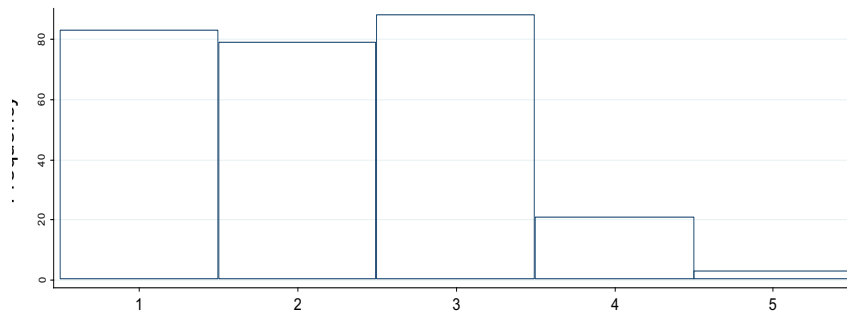


図4 教育シグナルの分布

最後に世帯所得について確認する。世帯所得は平均が 504.38 万円であった。平均的な所得と比べてやや高いと思われる値が出ているのは、質問の選択肢 1 つに含まれる所得レンジが大きかったため、やや単純化された分布になっているためと考えられる。

5.2 仮説検証

ここでは、上述した 4 つの仮説を検証する。なお、本研究の仮説検証に直接関係ない統制変数の中には、幸福度に対して強い影響を持っていたものもあった。しかし、紙幅の都合上、それらについて詳細に言及はしないことに留意されたい。

まず、仮説②「教育歴は教育シグナルを高める」について検討する。仮説②から分析を行うのは、教育シグナルが本稿独自の新しい指標であるため、その内実を明らかにするためという理由からである。ここでは、従属変数を「教育シグナル」、独立変数を「教育歴」「男性ダミー」「所得」「婚姻状況」「職種」とする順序ロジスティック回帰分析により、教育シグナルの規定要因分析を行った⁹⁾。結果は表 4 の通りである。結果をみると、高い学歴を持つ者ほど教育シグナルが高くなる確率は上昇していた。具体的には、教育シグナルが高くなる確率は、最終学歴が中卒の者に比べて、高卒の場合は 5.405 倍のところ、大卒以上では 102.057 倍と、高い学歴ほど非常に高い確率で教育シグナルが高まることが分かる。このことから、教育シグナルと教育歴には正の関係があると考えられる。これらの結果から、仮説②は支持された。

次に、仮説①「教育歴は幸福度を高める」、仮説③「教育シグナルは幸福度を高める」、仮説④「シグナリング効果を統制してもなお、教育歴は幸福度を高める」について、それぞれ重回帰分析を用いて分析を行う。従属変数には「主観的幸福度」、独立変数には、仮説①のモデルでは「教育歴」「男性ダミー」「世帯所得」「婚姻状況」「職種」を用いた。仮説③のモデルでは、仮説①のモデルから「教育歴」を除き、代わりに「教育シグナル」を投入した。

「教育歴」が有意に正であれば、仮説①は支持されたと解釈でき、「教育シグナル」が有意であった場合は、仮説③は支持されたと解釈できる¹⁰⁾。仮説④のモデルでは、仮説①と③のモデルを組み合わせ、すべての統制変数と、「教育歴」「教育シグナル」両方をモデルに投入した。仮説④のモデルにおいて「教育歴」が有意であった場合は、教育にはシ

表4 教育シグナルを従属変数とする順序ロジスティック回帰分析の結果

独立変数	仮説②モデル	
	回帰係数	オッズ比
男性ダミー	0.280	1.324
教育歴 (ref. =中学校)		
高校	1.687 *	5.405
専修・各種	2.216 **	9.174
短大・高専	2.805 **	16.534
大学・大学院	4.626 ***	102.057
世帯所得	0.000	1.000
婚姻状況 (ref. =未婚)		
既婚	0.243	1.275
離別	-0.207	0.813
職業 (ref. =事務・販売)		
管理・専門・技術	0.175	1.191
サービス・現業	-0.340	0.712
主婦・主夫	0.743	2.103
その他	-0.168	0.845
欠損値	0.280	0.756
閾値 1	2.096	
閾値 2	3.786	
閾値 3	6.407	
閾値 4	8.732	
対数尤度	-300.510	
McFadden Pseudo R ²	0.322	
モデルの F 検定	***	
N	272	

* p<0.05 ** p<0.01 *** p<0.001

グナリング効果を統制してもなお残る「人的資本効果」があると考えられ、仮説④は支持されたと解釈できる。

それぞれのモデルの分析結果は表5の通りである。まず、仮説①のモデルから結果を解釈していく。すべての学歴変数は5%水準で有意に正の影響を持っていた。かつその係数の大きさは教育歴が長くなるほど大きくなっている。そのため、高い教育を修めるほど幸福度が高まる傾向が見られたといえる。このように仮説①を支持する結果が示された。しかし、このモデルでは教育シグナルの効果を統制していないため、これを直接人的資本効果とすることは出来ない。人的資本効果の有無に関しては、後ほど仮説④の検証において言及する。

次に仮説③のモデルを解釈する。教育シグナルは幸福度に対して統計的に有意な効果は持っていなかった。学歴が高い地位を示すことによって幸福度が高まるというシグナリング効果は、今回の分析においては棄却された。教育が持つ地位表示効果は、幸福度を高めないといえる¹¹⁾。

表5 主観的幸福度を従属変数とする重回帰分析の結果

独立変数	仮説①モデル	仮説③モデル	仮説④モデル
	回帰係数	回帰係数	回帰係数
男性ダミー	-1.081 ***	-1.129 ***	-1.085
教育歴 (ref.=中学校)			
高校	1.144 *		1.128 *
専修・各種	1.273 *		1.252 *
短大・高専	1.287 *		1.255 *
大学・大学院	1.310 *		1.249 *
教育シグナル		0.143	0.036
世帯所得	0.001	0.000	0.000
婚姻状況 (ref.=未婚)			
既婚	1.848 ***	1.943 ***	1.846 ***
離別	0.483	0.530	0.490
職業 (ref.=事務・販売)			
管理・専門・技術	-0.272	-0.226	-0.274
サービス・現業	-0.718 †	-0.479	-0.714
主婦・主夫	-0.757	-0.808	-0.770 †
その他	-0.347	-0.443	-0.344
欠損値	-1.159 **	-1.351 ***	-1.158 ***
R ²	0.351	0.323	0.351
調整済み R ²	0.318	0.297	0.315
モデルの F 検定	***	***	***
N	270	272	270

† p<0.1 * p<0.05 ** p<0.01 *** p<0.001

最後に、仮説④の検証結果について解釈する。教育シグナルを統制してもなお、教育歴は有意に正の影響を持っていた。このことから、仮説④は支持されたといえる。

6 まとめと考察

以上の分析結果を踏まえ、主な知見のまとめと考察を行う。先の分析結果から、以下の点が明らかとなった。

- ① 教育歴は幸福度を高める（仮説①の検証結果より）
- ② 教育歴は教育シグナルを高める（仮説②の検証結果より）
- ③ 幸福度に対する教育のシグナリング効果はない（仮説③の検証結果より）
- ④ 幸福度に対する教育の効果は人的資本効果によるものである（仮説④の検証結果より）

まず、仮説①の検証結果より、教育が幸福度を高めることが明らかとなった。これは、日本における多くの先行研究と整合的な結果であった（大竹 2004；山根ほか 2008；大竹ほか）。日本においては教育の幸福度に対する効果が存在することが、改めて確認された結果であるといえる。

次に、仮説②の検証結果より、本稿が用いた教育シグナルは、教育歴によって高まること

が明らかになった。特に大学・大学院以上は教育シグナルに対して、短大・高専以下に比べて1.9倍以上の効果を持っていることが分かった。このことは、教育歴が教育シグナルを高めるのは、大卒以下か否かという部分が大きいと解釈でき、吉川徹（2009）が指摘した大卒と非大卒の「学歴分断線」が、教育シグナルにも存在している可能性を示唆するものであったといえる。

また、仮説③と仮説④の検証結果より、幸福度に対する教育のシグナリング効果はないこと、そして教育が幸福度に与える影響は人的資本効果によるものであることが示唆された。教育シグナルは、統制変数を媒介して効果を与えているものと考えられる。よって、このことから、大竹ほか（2010）が指摘したような、「学歴」というシグナル自体が幸福の源泉になっていることは考えにくい。教育は、個人の能力や専門的知識・技能を高める人的資本効果によって幸福度を高めていると考えられる。

7 本稿の限界点と課題

最後に本稿の限界点と課題を述べる。大きな課題は、内生性の問題である。本稿では「教育歴→幸福度」、あるいは「教育シグナル→幸福度」という因果関係を想定し分析を行ってきたが、「幸福な人ほど高い教育を修める」といった逆の因果の可能性は否定できない。今後はパネルデータを用いた固定効果モデル等、個人の特性をコントロールしたうえでの分析が望まれる¹²⁾。また、今回はデータのサンプル数の小ささなどから、幸福度研究で一般に用いられている順序プロビット回帰分析ではなく、重回帰分析を用いた。幸福度は本来、連続量ではなく順序を持つカテゴリカル変数として扱われるべきものと考えられるが、本稿の分析は線形回帰分析の仮定をおいた分析となってしまう。より大きなサンプルサイズのデータを用いて、順序アウトカムモデルを用いるべきである。

教育シグナルは本稿独自の指標として用いたものであるが、この変数にも課題が残されている。たとえば、今回の分析では教育歴の比較のレファレンスグループがコントロールされていない。日本全体の人教育歴を比べた時と、より狭い領域（たとえば家族など）と比べた時では回答が異なる可能性が考えられる。今回の調査紙では、レファレンスグループを問う質問も入っていたが、欠損値が多く使用できなかった。今後は指標の妥当性を向上させるために、測定手法を含め精査する必要がある。

本稿が指摘した、幸福度に対する教育の人的資本効果は、以上のような制約のもとに指摘されたものである。今後は学歴をコーホート内で標準化した相対的学歴指標などを用いて、人的資本効果とシグナリング効果の分析を進めるとともに、具体的にどのような教育内容が幸福度を高めているのかという、人的資本効果の生まれるより深層のメカニズムにも迫る必要がある。

[注]

- 1) ただし、効用と幸福度を単純に同一視することは出来ない。たとえば友原（2013）で

- は、幸福度は即時効用と記憶効用のうち、記憶効用を近似するものとしている。
- 2) 岡部 (2012) によれば、ブータンでは 1972 年より「Gross National Happiness」(GNH) を重視する方針を打ち出しており、2012 年時点では同国の憲法において、GNH の追及を可能にするための条件の促進が義務であるとされている。
 - 3) 社会階層と教育に関する研究をレビューした平沢和司ほか (2013) では、日本において教育機会の不平等が長期的に存在していると指摘されている。
 - 4) 生活満足度と主観的幸福度が取り替え可能なものであるのかについて疑問視する向きもある。樋口美雄ほか (2013) は、2011 年 6 月に実施した第 1 回東日本大震災特別調査を用いて、震災発生前後の日本人の主観的幸福感と生活満足度の変化の異なりについて、多項ロジットによる回帰分析の結果から、主観的幸福度は生活満足度よりも利他性や他者との絆に関係する感覚を捉えている面があると指摘している。
 - 5) アルゼンチン、オーストラリア、チリ、中国、ドミニカ共和国、フィンランド、日本、ナイジェリア、ペルー、ロシア、スペイン、スウェーデン、台湾、アメリカ、ベネズエラの 15 ヶ国である。しかし、World Value Survey の 1995-1996 年のデータにおいては、日本における教育程度が欠損しており、日本において教育が幸福度に持つ影響については分析がなされていない。
 - 6) 主観的幸福度は順序変数として扱われ、これを従属変数とする分析は順序ロジスティックあるいはプロビット回帰分析を用いて行われることが多い (大竹 2004; 大竹ほか 2010)。本稿がこの変数を連続量として扱うのは、以下のような分析上の制約による。主観的幸福度を順序変数として扱い順序ロジスティック回帰分析を行う場合、平行性の仮定が成り立つかが問題となる。平行性の仮定が満たされない場合は、仮定を満たさない独立変数において平行性の仮定を緩めて推定を行う部分比例オッズモデルを用いる必要があるためである。平行性の仮定の検定にはブラント検定を用いるのが一般的だが、本稿は従属変数の段階が多く、かつサンプル数が少ないためにブラント検定を行うことが出来なかった。こういった理由から、本稿では重回帰分析を用いた推定を行っている。
 - 7) 職種について「農林漁業」と回答した者は 1 名だったため、その他に含めた。また、職種の質問について、欠損値の発生者の傾向を明らかにするために、職種が欠損していたものを 1、回答を 0 とした「職種欠損ダミー」を作成し、これを従属変数とした 2 項ロジット分析を行った。独立変数には「男性ダミー」、「教育歴」、「教育シグナル」、「世帯所得」、「婚姻状況」、「主観的幸福度」を用いた。その結果は以下のようなものである。モデルは 0.1%水準で有意であり、McFadden の Pseudo R^2 は 0.248 であった。変数については、有意でないものは教育シグナルと婚姻状況の離別 (ref.=未婚) のみであり、他の変数はすべて 5%水準で有意であった。詳細な結果は省略するが、それぞれの変数ごとの、職種質問の欠損値の発生するオッズ比は、①男性では女性の 0.159 倍である。②中卒に比べて高卒では 0.124 倍、専修学校・各種学校卒では 0.070 倍、短大・高専卒

では 0.100 倍，大卒以上では 0.146 倍である。③世帯所得が 1 万円上がると 0.998 倍である。④既婚者は未婚者の 7.047 倍である。⑤主観的幸福度が 1 上がると 0.769 倍であった。これらのことから，欠損値となる確率が最も高いのは，「女性」で「中卒」，「低所得」で「既婚」の「幸福度が低い」者であると考えられる。

- 8) 主観的幸福度の歪度は-0.897，尖度は 0.311 であった。なお，尖度は正規分布を 0 として求めた。
- 9) 先の注で指摘したように，順序ロジスティック回帰分析は本来，平行性の仮定が成り立っているかを吟味する必要がある。しかし，教育シグナルを従属変数とした分析においても，サンプル数の少なさ等からブラント検定を行うことが出来なかった。主観的幸福度の分析では，連続量とみなし重回帰分析を用いたが，教育シグナルは段階数も少ない 5 件法で尋ねられた回答値であるため，分析手法として順序ロジスティック回帰分析を採用した。
- 10) 紙幅の都合上省略したが，重回帰分析に先立って，「主観的幸福度」を従属変数とし，独立変数を「教育歴」とする単回帰分析，および独立変数を「教育シグナル」とする単回帰分析を行っている。分析の概略のみ以下に示す。「教育歴」を独立変数としたモデルは，F 検定の結果，0.1%水準で有意であり，すべての学歴ダミーが 1%水準で有意に正の影響を持っていた。「教育シグナル」を独立変数としたモデルは，F 検定の結果 5%水準で有意であり，独立変数は 5%水準で有意に正の影響を持っていた。
- 11) なお，紙幅の都合上省略したが，独立変数を「教育シグナル」「男性ダミー」「職種」とした場合，あるいは「教育シグナル」「男性ダミー」「婚姻状況」とした場合は，教育シグナルは 10%水準で有意に正の影響を持っていた。しかし，「婚姻状況」と「職種」をともに投入した場合や，あるいは「世帯所得」を投入したモデルでは有意でなくなった。所得を従属変数，教育シグナルを独立変数として回帰分析をすると，2 つの変数間には 1%水準で有意な性の関係が見られたことなどから，教育シグナルはこれらの統制変数を媒介として幸福度に効果を持っていると考えられる。
- 12) ただし，固定効果順序プロビット回帰分析には，一致性の問題など手法上の課題があると議論されている（樋口・何 2011）。

[文献]

- Frey, Bruno, S. 2008, Happiness: A Revolution in Economics, Munich lectures in economics, Cambridge: MIT Press. (=2012, 白石小百合訳『幸福度をはかる経済学』NTT 出版.)
- Frey, Bruno, S. and Alois Stutzer, 2002, Happiness and Economics: How the Economy and Institutions Affect Human Well-Being, Princeton, Princeton University Press. (=2005, 佐和隆光・沢崎冬日訳『幸福の政治経済学——人々の幸せを促進するものは何か』ダイヤモンド社.)

- Graham, Carol, 2011, *The Pursuit of Happiness: An Economy of Well-Being*, Washington, D.C.: Brookings Focus Books. (=2013, 多田洋介訳『幸福の経済学——人々を豊かにするものは何か』日本経済新聞出版社.)
- Hartog, Joop. and Oosterbeek, Hessel, 1998, “Health, Wealth and Happiness: Why Pursue a Higher Education?,” *Economics of Education Review*, 17(3): 245-256.
- 樋口美雄・何芳, 2011, 「日本における女性の生活満足度と幸福度—パネルデータによる相対所得仮説と順応仮説の検証—」『KEIO / KYOTO GLOBAL COE DISCUSSION PAPER SERIES』17.
- 樋口美雄・赤林英夫・大野由香子編, 2013, 『働き方と幸福感のダイナミズム 家族とライフサイクルの影響』慶應義塾大学出版会.
- 伊藤隆敏・西村和雄, 2003, 『教育改革の経済学 (『シリーズ・現代経済研究』22)』日本経済新聞社.
- 松島みどり・立福家徳・伊角彩・山内直人, 2013, 「現在の幸福度と将来への希望——幸福度指標の政策的活用」『New ESRI Working Paper』27.
- 岡部光明, 2012, 「幸福度等の国別世界順位について——各種指標の特徴と問題点」『SFC デスカッションペーパー』4.
- 大竹文雄, 2004, 「失業と幸福度」『日本労働研究雑誌』528: 59-68.
- 大竹文雄・白石小百合・筒井義郎 編, 2010, 『日本の幸福度—格差・労働・家族』日本評論社.
- Peiró, Amado, 2007, “Happiness, Satisfaction and Socioeconomic Conditions: Some International Evidence,” Luigino, Bruni and Pier, Luigi, Porta ed., *Handbook on the Economics of Happiness*, Cronwall: Edward Elgar Publishing, 348-365.
- 富岡淳, 2006, 「労働経済学における主観的データの活用」『日本労働研究雑誌』48(6): 17-31.
- 友原章典, 2013, 『幸福の経済学』創成社.
- 筒井義郎・大竹文雄・池田新介, 2009, 「なぜあなたは不幸なのか」『大阪大学経済学』58(4): 0-57.
- 筒井義郎／佐々木俊一郎／山根承子／グレッグ・マルデワ, 2017, 『行動経済学入門』東洋経済新報社.
- 浦川邦夫・松浦司, 2007, 「格差と階層変動が生活満足度に与える影響」『生活経済学研究』26: 13-30.
- 山根智沙子・山根承子・筒井義郎, 2008, 「幸福度で測った地域間格差」『行動経済学』2: 145-148.
- 渡辺良智, 2006, 「学歴社会における学歴」『青山学院女子短期大学紀要』60: 87-106.
- 吉川徹, 2009, 『学歴分断社会』ちくま新書.