

# 学歴は中高年の健康をどこまで左右するか

——「中高年者縦断調査」を用いた直接・間接効果の計測——

小塩隆士・菅 万理

学歴が健康に大きな影響を及ぼすことはよく知られている。本稿では、厚生労働省「中高年者縦断調査」から得られるパネル・データを用いて、学歴が中高年の健康にどのような長期的影響を及ぼすかをその経路に注目して分析する。同調査は、2005年の第1回調査で50-59歳だった男女の生活環境や健康状態などを毎年追跡調査している。本稿の分析では、(1)同調査の第1回調査から第12回調査にかけての主観的健康感やK6スコアで測定される抑鬱の変化や、(2)ADL(日常生活活動)における問題の発生や各種生活習慣病の発症までの期間が、学歴の違いでどこまで左右されるかを調べる。分析に際しては、学歴が健康に及ぼす影響が、所得や就業形態、健康行動、婚姻、社会活動などそれぞれの経路を通して、どの程度媒介されているかも計測する。

JEL Classification Codes: I18, I38, J12

## 1. はじめに

教育が青年期以降の健康を大きく左右することは広く知られている(Herd *et al.*(2007), von dem Knesebeck *et al.*(2006), Ross and Wu (1995)). 教育が健康に及ぼす影響に関しては、Grossman(1972, 2000, 2006)による「健康資本モデル」(health capital model)が代表的な理論モデルとなっている。このモデルにおいては、教育が健康にプラスの影響を及ぼすのは、教育によって「生産的効率性」(productive efficiency)と「配分的効率性」(allocative efficiency)が高まるためだと説明される。このうち前者の効率性は、教育を受けるほど同じだけ健康に投資しても限界的な生産性が高まることを意味する。後者の効率性は、健康にとって、より効率的なインプットを投入することで、健康への投資の効果が高まることを意味する。後者の効果は主に健康行動を媒介して発揮されるものと解されるが、前者の効果は時間選好やその他観察されない個人的特性を通じて発揮される面も少なくないと推察される。

Grossmanの健康資本モデルによるこうした説明は、人的資本としての教育から健康へという因果関係を想定しているが、実証分析におい

ては教育を学歴に置き換え、学歴が高いほど健康になるという関係が予想されることになる。

しかし、学歴は、その個人に生来備わっている属性、あるいは親や家庭環境の属性を反映している面もあろう。その場合、学歴が高いほど健康であったとしても、それに基づいて、教育が健康にプラスの効果を及ぼしていると結論づけることはできない。しかし、学歴による健康格差が統計上明確に確認できるのであれば、その理由がどのようなものであるにせよ、健康格差に関する信頼性の高いシグナルとして、健康面から学歴に着目する意義は十分認められる。

さらに、学歴による健康格差が加齢とともに拡大するかどうかは、ただでさえ疾病リスクに晒されやすくなる高齢時のwell-beingの格差やその是正を目指す政策介入の在り方を考える上で極めて重要である。その場合、健康の水準そのものよりも、健康の変化の方向やその度合いが注目されることになる。この点に関する先行研究を見ると、健康の教育格差は加齢によって拡大するという「累積的不利仮説」(cumulative disadvantage hypothesis)を支持する実証分析が少なくない(例えば、Avendano *et al.*(2009), Dupre(2007), Huisman *et al.*(2005), Leopold and Engelhardt(2013)など)。しかし、

健康格差は加齢によってむしろ縮小していくという「年齢平準化要因仮説」(age-as-leveler hypothesis)もあり、国全体の平均値など集計データのレベルではこの仮説を支持する傾向が見られることもある(Dupre(2007))。

本研究では、前者の「累積的不利仮説」が日本でも成り立つことを暫定的に予想し、個人レベルの長期にわたるパネル・データに基づいてその仮説の妥当性を検討する。そこでは、健康の水準よりもその変化が学歴によってどこまで左右されるかが重要な注目点となる。なお、学歴が健康に及ぼすこうした経時的な影響を正確に把握するためには、同一個人健康状態をできるだけ長期にわたって追跡できるパネル・データが必要となる。日本でもここ数年にかけてパネル調査が急速に整備され、学歴と健康に関する縦断分析の蓄積が進んでいる。

しかし、「日本老年学的評価研究」(Japan Gerontological Evaluation Study; JAGES)に代表されるように、65歳以上といった比較的高齢層がこれまでの分析の中心となっており、就業生活からの引退など、ライフスタイルが大きく変化する中高年の健康状態の変化については未解明なところが多い。とりわけ、中高年時に発症リスクが大きく高まるとされる生活習慣病(non-communicable diseases; NCDs)については、発症リスクが学歴によって異なることを示す実証研究は少なくないものの、その大部分がクロスセクション・データや2時点間の前向きコホート・データに基づくものである(Dalstra *et al.*(2005), Ernstsens *et al.*(2012), Jackson *et al.*(2018), Janković *et al.*(2014), Kubota *et al.*(2017))。発症までの期間の違いに注目した生存分析は、筆者らの知る限りほとんど見当たらない。その意味では、本稿で得られる知見に一定の意義が認められるだろう。

さらに、本稿では、学歴が健康に及ぼす影響が、社会経済的要因や健康行動などによってどの程度媒介されるかについても分析を加える。実際、学歴の違いが成人になってからの社会経済的要因や健康行動などに影響し、それがさまざまな健康アウトカムやその変化のペースに影響

するという媒介経路の存在も十分推察される(Cutler and Lleras-Muney(2016), Etman *et al.*(2015), van Lenthe *et al.*(2002), Mirowsky and Ross(2003))。本研究では、社会経済的特性、健康行動等の観察される媒介経路を経て学歴が健康に及ぼす効果を、学歴の「間接効果」と定義する。

一方、学歴の健康に及ぼす効果の中には、そうした媒介変数を経ずに、健康に直接影響するものもあるかもしれない。ここでは、そうした効果を「直接効果」と呼ぶことにする。この直接効果のウェイトは分析対象に加える媒介変数の種類を増やせば増やすほど低下するだろう。しかし、学歴の影響を受けやすいと考えられる、あるいは政策介入の対象としやすい社会経済的要因や健康行動をできるだけ幅広く把握し、それらの媒介効果を総計しても説明しきれない影響が存在する可能性がある。あるいは、学歴は何らかの個人属性、あるいは親や家庭環境要因によってかなり左右され、そうした要因が直接的に個人の健康を直接規定するという可能性もあろう。本稿では、分析モデルに取り入れた媒介変数を介さずに学歴が健康に与えた効果を計測し、それを「直接効果」と定義する。

本稿でこのように把握される学歴の直接効果は、学歴が健康に及ぼす影響のうち間接効果では説明できない残余としての性格を持ち、その意味では積極的な意味づけをすることは困難である。しかし、媒介要因の候補として常識的に考えられる要因を幅広くカバーするほど、そこから得られる間接効果・直接効果の比重は、人々の健康に関する政策介入の在り方に大きな意味を持ってくる。すなわち、間接効果の比重が大きいくほど、成人期において、媒介経路を狙い撃ちにするタイプの政策介入が効果を上げる可能性が出てくる。逆に間接効果が限定的で直接効果の比重が大きければ、学歴による健康格差の拡大効果を成人期になってから抑制することは難しくなる。

本稿では以上の点を念頭に置いて、厚生労働省が2005年に50歳台の男女を調査対象にして開始した「中高年者縦断調査」の12年にわた

るパネル・データに基づき、中高年の健康状態の長期的な変化を分析対象とする。具体的には、第1に、主観的健康感やK6スコアで測定される抑鬱の変化に注目して、加齢に伴う健康状態の変化、より具体的には悪化の度合いが学歴によってどの程度左右されるかを調べる。第2に、ADL(activities of daily living；日常生活活動)の問題の発生や各種生活習慣病の発症までの時間が、学歴によってどこまで違って来るかを調べる。いずれの分析においても、所得や就業形態といった社会経済的要因、喫煙や飲酒などの健康行動、婚姻、社会活動といった要因によって、学歴が健康に及ぼす影響がどの程度媒介されるかに注目する<sup>1)</sup>。

分析結果を予め大まかにまとめておくと、第1に、十分予想されるように、学歴が低いほど中高年時における健康悪化のペースは速くなり、健康リスクも早期に発現する傾向が認められる。第2に、社会経済的要因や健康行動によって、学歴の健康への影響が媒介される度合いは総じて限定的である。以下では、2.でデータや変数、分析手法を説明し、3.で分析結果を紹介する。4.では、分析結果に考察を加え、5.で全体をまとめる。

## 2. 分析方法

### 2.1 サンプル

本稿で用いるデータは、厚生労働省が2005年以降毎年実施・公開しているパネル調査である「中高年者縦断調査」(以下では「調査」と略記する)の個票データである。この調査のサンプルは、2005年10月末現在で50～59歳の男女で、2004年の「国民生活基礎調査」を実施した調査地域から無作為抽出した者であり、2005年以降、毎年11月第1水曜日に実施する。調査項目は、家族状況、健康状況、就業状況、社会活動、住居・家計状況など多岐にわたる。

2005年に実施された第1回調査では、33,815人からの回答が得られている(回収率83.8%)。第2回調査以降、平均すると前回調査の回答者の4%前後が脱落し、2016年に実施された第12回調査では21,916人(第1調査の回答者の

64.8%)が残っている。本稿の分析に用いるサンプルは、分析に必要な変数に欠損値のない26,992人(男性13,140人、女性13,852人)である。これは、第1回調査の回答者の79.8%を占める。なお、同調査では、調査票は前回調査または前々回調査の回答者に郵送されるので、回答していない調査回がある回答者が存在するが、本稿の分析には用いない。また、第2回調査以降、新たなサンプルの追加は行われていない。

### 2.2 変数

本稿で最も重要な変数は、学歴を示す変数である。「調査」では、最後に卒業した学校として、中学校、高校、専門学校、短大・高専、大学、大学院、その他、という7つに分けている。本稿では、学歴を「中卒」「高卒」(高校、専門学校、その他)「大卒」(短大・高専、大学、大学院)という名称で3つの段階に分類する<sup>2)</sup>。また、この3分類では学歴の違いは序数で示されるが、統計分析上の扱いを容易にするために、学歴のレベルを(各レベルのウェイトを勘案した)基数で示すriditスコアを計算する(同スコアについては、Brockett and Levine(1977)、Bross(1958)を参照)。例えば、「中卒」「高卒」「大卒」のウェイトがそれぞれ10%、50%、40%である場合、学歴が低いほど高くなる形で示されるriditスコアは、

$$\text{大卒} : 0.4/2 = 0.2$$

$$\text{高卒} : 0.4 + 0.5/2 = 0.65$$

$$\text{中卒} : 0.4 + 0.5 + 0.1/2 = 0.95$$

としてそれぞれ計算される。riditスコアは、概念的には0から1の間の値をとり、学歴が最も高い場合が0、最も低い場合が1となる。以下の回帰分析においては、このriditスコアで表現された学歴を連続変数の説明変数として用いる。ただし、同スコアはあくまでも序数を基数に変換する簡便法であり、序数の区切り方によって値が変わってくることには注意が必要である。

健康アウトカムとしては、第1に、主観的健康感(self-rated health; SRH)を取り上げる。「調査」では、「あなたの現在の健康状態はいかがですか」という質問に対して、「大変良い」「良い」「どちらかといえば良い」「どちらかといえば悪い」「悪い」「大変悪い」という6段階で答えさせている。ここでは、「大変良い」から「大変悪い」に1から6の値を割り当てる。値が大きくなるほど、健康状態は悪くなる。被説明変数は、その値の2時点間における変化である。この主観的健康感とは抽象的な自己判断に基づくものではあるが、一般的な健康状態をかなりの程度正確に反映するものであることが知られている(Fayers and Sprangers(2002), Idler and Benyamini(1997), Quesnel-Vallée(2007))。

第2に、メンタルヘルスについては、抑鬱の度合いを6つの観点から5段階で回答させるK6(Kessler 6)スコアと呼ばれる標準的な尺度で把握する(Furukawa *et al.*(2008), Kessler *et al.*(2002), (2010))。具体的には、「過去1ヵ月の間、どのくらいの頻度で次のことがありましたか」として、「神経過敏に感じましたか」「絶望的だと感じましたか」「そわそわしたり、落ち着きなく感じましたか」「気分が沈みこんで、何が起ころうとも気が晴れないように感じましたか」「何をするのも骨折りだと感じましたか」「自分は価値のない人間だと感じましたか」という6つの質問に対して、「いつも(=1)、たいてい(=2)、ときどき(=3)、少しだけ(=4)、全くない(=5)という5つから選択させている。ここでは、各選択肢の値を5から差し引き、その合計値を計算する。その値の範囲は0~24であり、値が高いほど心理的なストレスが高いことを示す。被説明変数は、主観的健康観と同様にその値の2時点間における変化である。

第3は、ADLである。「調査」では、「歩く」「ベッドや床から起き上がる」といった10種類の活動について、困難に感じるかどうかを尋ねている。ここでは、これら10種類の活動について、1つでも「独立ではできないので介助が必要」と回答していれば、「ADLに問題あり」と定義する。

第4は、生活習慣病である。「調査」では、「糖尿病」「心臓病」「脳卒中」「高血圧」「高脂血症」(第10回調査からは「脂質異常症」としている)「悪性新生物(がん)」という6つの病気について、医師による診断の有無を尋ねている。それぞれに関して、「あり」と回答していれば有症とみなす<sup>3)</sup>。

次に、ベースラインである第1回調査の結果に注目し、以下の変数をいずれも二値変数として設定し、回帰分析に用いる。社会経済的要因としては、第1に所得水準に注目する。「調査」では、直近の1ヵ月間の家計支出額を答えさせている。ここでは、この額を所得の代理変数とみなし、世帯人員数の平方根で除した値を三分位に分け、最下位の第1分位に属する場合を「低所得」とする。第2に、就業形態を取り上げる。仕事をしていない者を「無就業」、会社・団体等の役員や正規の職員・従業員、自営業主を「安定就業」、それ以外のパート・アルバイトなどを「不安定就業」とする。

次に、健康行動としては、第1に、現在たばこを吸っていると答えた場合を「喫煙」とし、第2に、飲酒については、Inoue *et al.* (2012)の研究成果を参考して、1日当たり平均して日本酒3合以上と答えた場合を「過度の飲酒」とし(女性の場合はその半分程度)、第3に、まったく運動していない場合を「運動せず」とする。第4に、健康維持について心がけていることとして、「食事の量に注意する」「バランスを考え多様な食品をとる」「錠剤、カプセル、顆粒、ドリンク状のビタミンやミネラルを摂取する」のいずれも当てはまらないと答えた場合を「不適切な食生活」とする。そのほか、婚姻状態に関しては、配偶者の有無に注目する。

さらに、社会活動については、趣味・教養、スポーツ・健康など6種類の活動について、それぞれへの参加の有無を尋ねている。ここでは、いずれの活動にも参加していない場合を「参加活動なし」とする。

以上の変数のうち、「低所得」「不安定就業」「無就業」「喫煙」「過度の飲酒」「運動せず」「不適切な食生活」「配偶者なし」「社会活動不

参加」という9つの変数を、学歴が健康に及ぼす影響に対する潜在的な媒介変数と考える。そのほか、2005年時点における各年齢と居住地域(全国で8地域)を示す二値変数を設定し、共変量として用いる。

### 2.3 推計方法

ここでは、2つのタイプの推計を試みる(いずれも男女別に行う)。第1のタイプの分析では、主観的健康感やメンタルヘルスという、一般的な健康状態の長期的な変化に及ぼす学歴の影響を分析する。主観的健康感の場合について説明すると、第1回と第12回という2時点間(11年間)における主観的健康感の変化( $\Delta SRH$ )を被説明変数として、学歴の ridit スコアを主たる説明変数とし、第1回における主観的健康感や年齢、居住地域を共変量とした OLS、すなわち、

$$\Delta SRH = \alpha + \beta ridit + (covariates) + \varepsilon_0$$

をまず推計する(モデル I)。 $\varepsilon_0$ は誤差項であり、正規分布に従うと想定する。さらに、この回帰式に、第1回調査で把握した、社会経済的要因など上記の9つの媒介変数( $m_1, m_2, \dots, m_9$ と表記する)を加えた式を設定するとともに、9つの媒介変数それぞれを学歴の ridit スコア及び年齢、居住地域で説明する9本の OLS(線形確率モデル)を設定し、合計10本の式で構成される構造方程式：

$$\begin{aligned} \Delta SRH &= \alpha_0 + \beta_0 ridit + \sum_{i=1}^9 \beta_i m_i \\ &\quad + (covariates) + \varepsilon_0, \\ m_1 &= \alpha_1 + \gamma_1 ridit + (covariates) + \varepsilon_1, \\ \dots & \\ m_9 &= \alpha_9 + \gamma_9 ridit + (covariates) + \varepsilon_9 \end{aligned}$$

を推計する(モデル II)。 $\varepsilon_i$ は誤差項であり、正規分布に従うと想定する。学歴が主観的健康感の変化に及ぼす総合効果は、モデル I では回帰係数  $\beta$  によって、モデル II では  $\beta_0 + \sum_{i=1}^9 \beta_i \gamma_i$  によって示されるが、両者の値はまったく等し

い。このうち  $\beta_0$  は、学歴が主観的健康感の変化に及ぼす直接効果を、 $\beta_i \gamma_i$  は学歴が第  $i$  変数を媒介して主観的健康感の変化に及ぼす間接効果を示す。そして、 $\sum_{i=1}^9 \beta_i \gamma_i$  は、間接効果の合計を示す。さらに、構造方程式であるモデル II の推計結果に基づき、学歴の直接効果及び間接効果のウェイトやその統計的な有意性をチェックすることができる。同様の分析は、第1回と第12回という2時点間における K6 スコアの変化についても行う。

第2のタイプの分析は、ADL における問題の発生や各生活習慣病の発生までの時間が学歴によってどこまで異なるかを、生存分析の枠組みで調べるものである。ADL の場合について言うと、第1回時点で ADL に問題がないサンプルに分析対象を絞り、誤差項がワイブル分布に従うと想定した比例ハザード・モデルを推計する。より具体的に言うと、第1のタイプの分析と同様に、まず、学歴の ridit スコアを主たる説明変数とし、第1回における主観的健康感や年齢、居住地域への影響を共変量として、ADL の問題発生までの期間を比例ハザード・モデルで説明する(モデル I)。次に、その比例ハザード・モデルに社会経済的要因など上記の9つの変数を加えた式を設定するとともに、9つの変数それぞれを学歴の ridit スコア及び年齢、居住地域で説明する9本の OLS(線形確率モデル)を設定し、合計10本の式で構成される構造方程式を推計する(モデル II)。

学歴が ADL の問題発生までの期間に及ぼす直接効果、間接効果、および両者を合わせた総合効果も、第1のタイプとまったく同様にモデル II の結果から導出できる。同様の分析を、ADL のほか、6つの生活習慣病それぞれについて行う。

## 3. 推計結果

### 3.1 予備的考察

最初に、分析に用いるサンプルの第1回調査時点における属性を表1で簡単に見ておこう。まず、学歴の構成を見ると、最終学歴が高卒の者が最も多く、全体の6割程度を占め、大卒と

表 1. 第 1 回調査時点(2005 年)におけるサンプルの基本的属性

比率		男女計	男性	女性
学歴	中卒	0.176	0.182	0.171
	高卒	0.585	0.530	0.639
	大卒	0.238	0.289	0.191
低所得		0.335	0.317	0.351
	就業状態	0.545	0.849	0.256
	安定	0.267	0.090	0.436
	不安定	0.188	0.061	0.309
健康行動	喫煙	0.297	0.478	0.125
	過度の飲酒	0.046	0.086	0.008
	運動せず	0.480	0.527	0.436
	不適切な食事	0.234	0.300	0.172
婚姻	配偶者なし	0.132	0.120	0.143
社会活動	不参加	0.209	0.217	0.201
年齢(歳)	平均	54.7	54.7	54.6
	標準偏差	(2.7)	(2.7)	(2.7)
等価家計支出 (月額, 万円)	平均	18.9	19.5	18.3
	標準偏差	(18.0)	(20.6)	(15.1)
N		26,992	13,140	13,852

表 2. 第 1 回調査時点(2005 年)における各媒介変数と学歴との関係

	男性 (N=8,979)		女性 (N=10,284)	
	係数	SE	係数	SE
低所得	0.241***	(0.018)	0.232***	(0.019)
不安定な就業	0.061***	(0.011)	0.164***	(0.020)
無就業	0.042***	(0.009)	-0.073***	(0.019)
喫煙	0.247***	(0.021)	0.078***	(0.013)
過度の飲酒	0.016	(0.011)	0.007	(0.003)
運動せず	0.336***	(0.021)	0.255***	(0.020)
不適切な食事	0.071***	(0.019)	0.104***	(0.016)
配偶者なし	0.109***	(0.013)	0.033*	(0.014)
社会活動不参加	0.158***	(0.017)	0.222***	(0.016)

注) 第 1 回調査における年齢及び居住地域の影響は制御済み。

\*\*\*  $p < 0.001$ , \*\*  $p < 0.01$ , \*  $p < 0.05$ .

中卒がそれぞれ 2 割前後となっていることが分かる。安定的な就業状態は、男性が 8 割強となっているのに対して、女性は 2 割強にとどまり、無就業も 3 割に上る。女性の無就業が多いのは、専業主婦がそこに含まれるからである。健康行動を見ると、女性のほうが総じて健康的であり、社会活動も女性のほうがやや積極的なことが分かる。

次に、学歴の健康への影響を媒介している可能性がある 9 つの変数について、それを学歴の ridit スコアで説明した線形確率モデルの結果

を、表 2 で確認しておこう。ここでは、いずれの変数も第 1 回調査の値のみに注目しており、年齢や居住地域の影響は制御してある。この表からも明らかなように、学歴が低いほど(ridit スコアが高いほど)、低所得や不安定な仕事に就く確率が高くなるほか、喫煙、運動せず、不適切な食事といった、健康的ではない行動をとる確率も統計的に有意な形で高くなる。配偶者がいない確率や社会活動に参加しない確率も、学歴が低いほど上昇する。一方、女性の場合、無就業の確率は学歴が低いほど低下する傾向が

表3. 学歴別に見た健康状態の変化(第1調査～第12回調査)

	男性			女性		
	N	平均	標準偏差	N	平均	標準偏差
主観的健康感の変化						
中卒	1,620	0.264	(1.031)	1,825	0.196	(1.038)
高卒	5,181	0.215	(1.030)	7,164	0.201	(0.971)
大卒	2,875	0.163	(0.986)	2,150	0.179	(0.943)
K6 スコアの変化						
中卒	1,426	0.457	(4.124)	1,597	0.688	(4.385)
高卒	4,862	0.201	(4.171)	6,784	0.443	(4.003)
大卒	2,813	-0.073	(3.764)	2,102	0.295	(4.059)

ある。これは、学歴が高いほど高学歴・高所得の男性と結婚し、専業主婦になるケースが多いことを反映しているからだろう。

このように、学歴は過度の飲酒を除いた8つの変数と統計的に有意な関係にある。したがって、これらの変数が健康に関連しているとすれば、学歴が健康に及ぼす影響をそれらが媒介している状況が確認できることになる。

### 3.2 主観的健康やメンタルヘルスの変化に及ぼす影響

それでは、学歴が主観的健康感やメンタルヘルスの変化をどの程度左右するかを調べることにする。最初に、これら2変数の第1回調査から第12回調査にかけての2時点間における変化幅を学歴の3つのレベルの間で簡単に比較しておこう。その結果をまとめたものが表3である(いずれも、数字がプラスであれば健康が悪化したことを示す)。この表から分かるように、男女ともに、学歴が高くなるほど健康悪化の程度が小さくなる傾向がある。ただし、主観的健康感については、女性の場合、中卒と高卒の間の差はわずかであり、大卒になって初めて悪化の度合いが小さくなるのが分かる。また、メンタルヘルスの変化について見ると、大卒の場合、男性のK6スコアはほとんど変化しておらず、女性も中卒、高卒の場合に比べて小幅な変化にとどまっていることも注目される。

次に、主観的健康感やメンタルヘルスの変化に関して、モデルI及びIIの結果を比較したものが表4である(両モデルとも共変量の係数は掲載を省略。また、モデルIIの場合、各媒

介変数を説明する回帰式の結果も掲載を省略。結果は表3に示したものと大きく変わらない)。この表から男性の主観的健康感の変化について見ると、モデルIの場合は、学歴 ridit スコアが1上昇すると主観的健康感の悪化は0.307だけ悪化する。一方、9つの媒介変数を説明変数に加えたモデルIIでは、学歴 ridit スコアの係数は0.224へとやや低下するが、それでもかなり有意なままとなっている。媒介変数の係数を見ると、喫煙と運動せず、配偶者なし、社会活動不参加という4つの変数にプラスの係数が付いている。表3の結果も合わせて考えると、これら4つの変数が学歴の影響を媒介していたことが推察される。しかし、上述のように、モデルIからモデルIIに移行したときに、学歴 ridit スコアの係数は0.307から0.224へと3割弱の低下にとどまっている。これは、媒介効果が総じて限定的であることを示唆するものである。同様の状況は、女性についても指摘できる。

メンタルヘルスの場合はどうか。学歴 ridit スコアにつく係数はモデルIからモデルIIに移行すると低下するものの、有意なままという状況は主観的健康感の場合と同様である。しかし、主観的健康感に比べると、学歴 ridit スコアにつく係数の低下の度合いが幾分大きめとなっており、媒介効果がその分大きいことが示唆される。

表5は、表4の結果に基づき、学歴が主観的健康感及びメンタルヘルスの変化に及ぼす影響に関して、直接効果と間接効果のウェイトを比較したものである。主観的健康感の場合、学歴の影響は、男性ではその72.9%、女性では

表 4. 主観的健康感及び K6 スコアの変化と各変数との関係

	男性 (N=8,979)				女性 (N=10,284)			
	モデル I		モデル II		モデル I		モデル II	
	係数	SE	係数	SE	係数	SE	係数	SE
主観的健康感								
学歴 ridit スコア	0.307***	(0.036)	0.224***	(0.036)	0.229***	(0.034)	0.190***	(0.034)
低所得			0.034	(0.021)			0.031	(0.018)
不安定な就業			0.040	(0.034)			0.029	(0.020)
無就業			0.073	(0.042)			0.098***	(0.022)
喫煙			0.095***	(0.018)			0.084***	(0.026)
過度の飲酒			0.044	(0.034)			0.055	(0.095)
運動せず			0.091***	(0.019)			0.063***	(0.017)
不適切な食事			-0.032	(0.020)			0.007	(0.021)
配偶者なし			0.073*	(0.030)			0.040	(0.024)
社会活動不参加			0.073**	(0.023)			0.054*	(0.022)
主観的健康感(2005年)	-0.586***	(0.010)	-0.595***	(0.010)	-0.589***	(0.009)	-0.607***	(0.009)
K6 スコア								
学歴 ridit スコア	0.712***	(0.144)	0.410**	(0.148)	0.497***	(0.151)	0.307*	(0.155)
低所得			0.036	(0.084)			0.229**	(0.080)
不安定な就業			0.434**	(0.138)			0.381***	(0.090)
無就業			0.548***	(0.172)			0.558***	(0.099)
喫煙			0.334***	(0.075)			0.199	(0.119)
過度の飲酒			0.002	(0.137)			0.180	(0.428)
運動せず			0.208**	(0.078)			0.253***	(0.077)
不適切な食事			-0.070	(0.080)			-0.077	(0.095)
配偶者なし			0.446***	(0.123)			0.229*	(0.109)
社会活動不参加			0.310***	(0.095)			0.146	(0.097)
K6 スコア(2005年)	-0.561***	(0.010)	-0.571***	(0.010)	-0.473***	(0.009)	-0.478***	(0.009)

注) 第1回調査における年齢及び居住地域の影響は制御済み。

\*\*\*  $p < 0.001$ , \*\*  $p < 0.01$ , \*  $p < 0.05$ .

表 5. 主観的健康感及び K6 スコアの変化に対する学歴の影響：媒介分析の結果

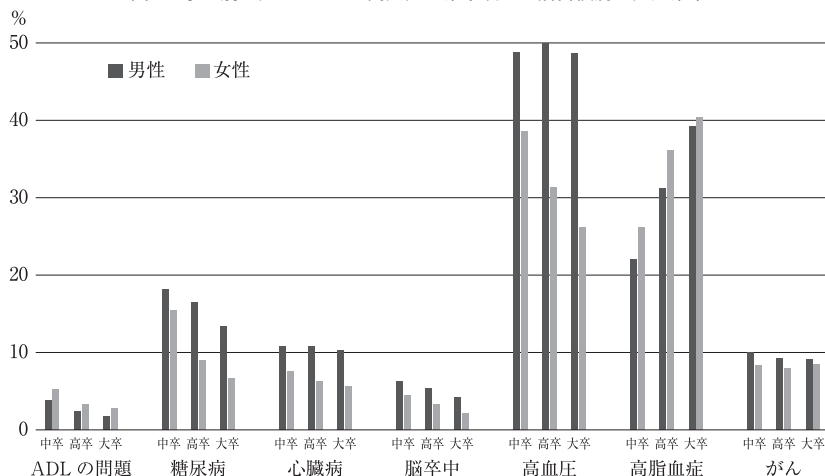
	主観的健康感				K6 スコア			
	男性		女性		男性		女性	
	割合 (%)	SE	割合 (%)	SE	割合 (%)	SE	割合 (%)	SE
直接効果	72.9***	(4.4)	82.9***	(4.2)	57.6***	(10.1)	61.8***	(13.6)
間接効果	27.1***	(4.4)	17.1***	(4.2)	42.4***	(10.1)	38.2**	(13.6)
低所得	2.7	(1.7)	3.1	(1.9)	1.2	(2.9)	10.7*	(5.0)
不安定な就業	0.8	(0.7)	2.2	(1.6)	3.7*	(1.5)	12.6*	(5.1)
無就業	0.8	(0.5)	-3.9**	(1.3)	3.2*	(1.4)	-8.3*	(3.7)
喫煙	7.5***	(1.8)	2.7**	(1.0)	11.5***	(3.6)	3.1	(2.1)
過度の飲酒	0.2	(0.2)	0.2	(0.3)	0.0	(0.3)	0.2	(0.6)
運動せず	9.8***	(2.4)	6.7**	(2.1)	9.8*	(4.2)	13.0*	(5.7)
不適切な食事	-0.8	(0.5)	0.3	(1.0)	-0.7	(0.8)	-1.6	(2.1)
配偶者なし	2.5*	(1.1)	0.6	(0.4)	6.8**	(2.4)	1.6	(1.1)
社会活動不参加	3.6**	(1.3)	5.2*	(2.2)	6.9**	(2.6)	6.8	(5.0)
合計	100.0		100.0		100.0		100.0	

注) 主観的健康感・K6 スコアに関するモデル II の結果から計算。

\*\*\*  $p < 0.001$ , \*\*  $p < 0.01$ , \*  $p < 0.05$ .



図1. 学歴別に見た ADL の問題発生確率及び生活習慣病の発症確率



注) 第1回調査で問題が発生していなかったサンプルのうち、第2~12回調査において問題が発生した者の比率を示したもの。

82.9% が直接的なものであることが確認できる。個別に見ると、喫煙、運動せず、社会活動不参加といった要因が学歴の効果は男女ともに媒介していることが分かるが、媒介効果は総じて限定的である。女性の場合、無就業がマイナスの媒介効果をもたらしているが、これは高学歴で専業主婦になることが健康面でプラスになることを示唆している。配偶者なしの媒介効果が男性でしか確認できない点も興味深い。

主観的健康感に比べると、メンタルヘルスの場合は、媒介効果のウェイトは男女ともに4割前後と幾分高めになっている。個別に見ると、運動せずの媒介効果が男女ともに大きめとなっていることが分かる。

### 3.3 ADL の問題や生活習慣病の発症に及ぼす影響

次に、注目する健康アウトカムをADLの問題発生や生活習慣病の発症に切り替えて学歴の影響を分析することにする。最初に、第1回調査にそうした問題を抱えていなかった者のうち、第2回から第12回調査にかけて問題に直面する比率が、学歴によってどこまで異なっているかを簡単にチェックしておこう。図1がその結果をまとめたものである。ADLの問題の発生、

糖尿病、脳卒中の発症に関しては、男女ともに学歴が高くなるほどその確率が低下することが分かる。高血圧、そしてやや不鮮明だが、心臓病の場合は、右下がりの傾きは女性に限り確認される。高脂血症の場合は、学歴が高くなるほど発症確率が高くなる。がんについては、学歴との相関は確認できない。

しかし、この図では発症までの時間の違いは考慮されていない。発症までの様子を視覚的に示す Kaplan-Meier 曲線(累積生存率曲線)を、ADLの問題に関して学歴別に描いたものが図2である。男女ともに、学歴が低くなるほど段階の降り方が急になるが、中卒と高卒以上の間に大きな段差があることが確認される。ただし、この図では(図1も同様だが)その他の変数の影響は制御していない点に注意する必要がある。

次に、ADLの問題に関して、前節で説明したモデルIとIIの結果をまとめたものが表6である。ここでは、得られた回帰係数を指数変換し、ハザード比(hazard ratio; HR)として標記している。学歴 ridit スコアは二値変数ではなく、連続変数だが、同スコアにつく係数を指数変換したHRは、学歴が最も高いレベル(ridit スコア=0)に比べて、最も低いレベル(ridit

図 2. ADL の問題発生に関する Kaplan-Meier 曲線

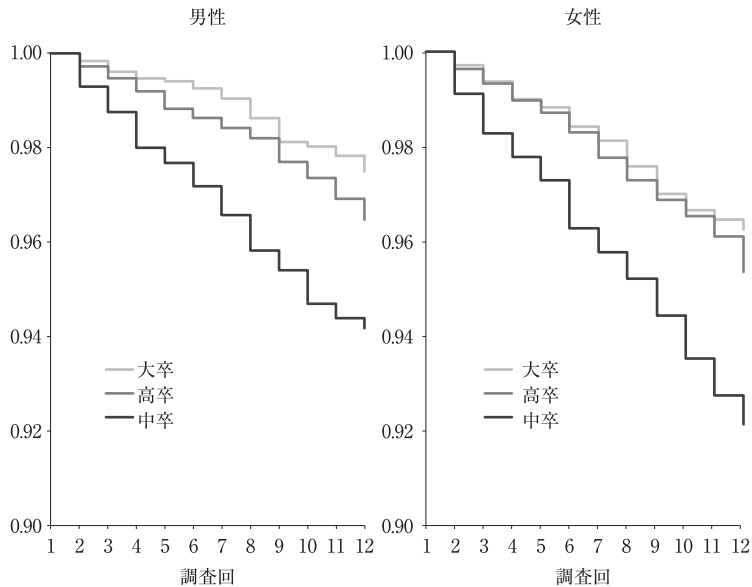


表 6. ADL の問題発生に関する生存分析の結果

	男性 (N=14,384)				女性 (N=15,149)			
	モデル I		モデル II		モデル I		モデル II	
	HR	95% CI	HR	95% CI	HR	95% CI	HR	95% CI
学歴 ridit スコア	2.97***	(1.95, 4.53)	2.46***	(1.59, 3.79)	1.98***	(1.38, 2.84)	1.69**	(1.17, 2.44)
低所得			1.01	(0.80, 1.27)			1.41***	(1.17, 1.69)
不安定な就業			1.35	(0.96, 1.91)			1.05	(0.81, 1.35)
就業せず			2.84***	(2.10, 3.84)			1.83***	(1.43, 2.34)
喫煙			1.23	(0.99, 1.53)			1.27	(0.98, 1.64)
飲酒			1.30	(0.91, 1.85)			0.82	(0.26, 2.59)
運動せず			0.93	(0.74, 1.16)			1.23*	(1.02, 1.48)
不適切な食事			1.13	(0.90, 1.42)			0.84	(0.66, 1.07)
配偶者なし			1.15	(0.85, 1.55)			1.02	(0.80, 1.31)
社会活動不参加			1.33*	(1.04, 1.70)			1.18	(0.96, 1.46)

注) 第 1 回調査における年齢, 居住地域及び主観的健康感の影響は制御済み。

\*\*\*  $p < 0.001$ , \*\*  $p < 0.01$ , \*  $p < 0.05$ .

スコア=1)ではADLの問題が発生するリスク(ハザード)が何倍になるかを示す尺度と解釈され, 一般的に格差相対指数(relative index of inequality; RII)と呼ばれる(RIIについては, Moreno-Betancur *et al.*(2015), Sergeant and Firth(2006)を参照)。

この表を見ると, 学歴 ridit スコアの RII は, 男性の場合, 9つの媒介変数を説明変数に加えないモデル I では 2.97 となっており, 学歴の

違いはリスクを最大でほぼ3倍に高めることが確認される。さらに, 媒介変数を加えたモデル II でも RII は 2.46 とあまり低下しておらず, 9つの変数による媒介効果が限定的であることを示唆している。実際, 男性の場合, 媒介効果を発揮しているのは, 就職せずと社会活動不参加という2つの要因に限られる。女性の場合も, 学歴 ridit スコアの RII は, モデル I が 1.98 であるのに対してモデル II でも 1.69 と高く, 学

表7. ADLの問題発生及び各生活習慣病の発症に関する生存分析の結果

		男性		女性	
		RII	95% CI	RII	95% CI
ADLに問題あり	Model I	2.97	*** (1.95, 4.53)	1.98	*** (1.38, 2.84)
	Model II	2.46	*** (1.59, 3.79)	1.69	** (1.17, 2.44)
糖尿病	Model I	1.52	*** (1.27, 1.82)	2.52	*** (2.01, 3.15)
	Model II	1.39	*** (1.15, 1.67)	2.38	*** (1.89, 2.99)
心臓病	Model I	1.00	(0.81, 1.23)	1.23	(0.95, 1.60)
	Model II	1.00	(0.81, 1.23)	1.21	(0.92, 1.58)
脳卒中	Model I	1.50	** (1.13, 2.00)	2.09	*** (1.45, 3.01)
	Model II	1.35	* (1.01, 1.81)	1.94	*** (1.34, 2.82)
高血圧	Model I	1.04	(0.93, 1.18)	1.46	*** (1.26, 1.68)
	Model II	1.07	(0.95, 1.21)	1.45	*** (1.25, 1.68)
高脂血症	Model I	0.56	*** (0.49, 0.64)	0.63	*** (0.55, 0.72)
	Model II	0.63	*** (0.55, 0.72)	0.69	*** (0.60, 0.79)
がん	Model I	1.17	(0.95, 1.45)	0.97	(0.76, 1.23)
	Model II	1.18	(0.95, 1.47)	0.99	(0.78, 1.27)

注) 第1回調査における年齢, 居住地域及び主観的健康感の影響は制御済み。

\*\*\*  $p < 0.001$ , \*\*  $p < 0.01$ , \*  $p < 0.05$ .

歴の影響がかなり直接的に働いていることを示唆している。

同様の計算を、6つの生活習慣病についても行い、学歴 ridit スコアの RII の値をモデル I と II について比較したものが表7である。男女ともに学歴が低いほど発症リスクが高くなるものとして、ADLのほか、糖尿病と脳卒中の2つが挙げられる。女性の場合には、それに高血圧が加わる。心臓病は、女性において RII が1を幾分上回るが、5% 有意ではない。一方、高脂血症は男女ともに、学歴が高いほど発症リスクが高くなる。がんは、男女ともに学歴とは無関係である。さらに、糖尿病や脳卒中、女性の高血圧について、モデル I と II の結果を比較すると、RII はモデル II のほうが小さくなるが、その差はあまり大きくなく、媒介効果が限定的であることが示唆される。また、高脂血症の場合は RII が1を下回り、モデル II のほうが1に近づくが、ここでもモデル間の差は小さく、媒介効果の限定性が推察される。

そこで、モデル II から得られた推計結果に基づき、直接効果と媒介効果のウェイトを、ADL や糖尿病、脳卒中、高血圧(女性のみ)、そして影響の方向は逆だが高脂血症について計

算した結果をまとめたのが表8である。この表からも明らかのように、学歴が ADL や生活習慣病に及ぼす影響は、それが全体として有意である場合、直接効果のウェイトが8割前後とかなり高くなっている(この点は、高脂血症についても言える)。また、個別の媒介変数について見ると、病気の種類によって結果は一様ではないものの、糖尿病、脳卒中、高脂血症については、男女ともに、喫煙が有意な媒介効果を発揮している点が注目される。しかし、その喫煙の場合でも、媒介効果のウェイトは、男性の脳卒中の場合の15.9%が最も高く、総じて限定的である。

#### 4. 考察と残された課題

##### 4.1 考察

学歴が健康に大きな影響を及ぼすことはすでに広く知られているが、本稿の特徴は、長期間にわたるパネル・データから得られる情報を駆使して、(1)健康リスクが顕在化し始める中高年を分析対象とし、健康状態の変化のペースや健康リスクが顕在化するまでの期間が学歴にどこまで左右されるかを分析したこと、(2)学歴の健康に及ぼす影響が社会経済的要因や健康行動

表 8. ADL の問題発生及び生活習慣病の発症に対する学歴の影響：媒介分析の結果

		男性		女性	
		比率(%)	SE	比率(%)	SE
ADL に問題あり	直接効果	82.0***	(6.2)	77.6***	(8.8)
	間接効果	18.0**	(6.2)	22.4*	(8.8)
	低所得	0.2	(2.5)	11.5*	(4.5)
	不安定な就業	2.3	(1.4)	1.1	(3.3)
	就業せず	5.8***	(1.6)	-5.4*	(2.3)
	喫煙	4.8	(2.7)	3.8	(2.3)
	飲酒	0.5	(0.4)	-0.2	(0.6)
	運動せず	-2.4	(3.7)	9.1	(4.8)
	不適切な食事	1.0	(1.0)	-2.8	(2.2)
	未婚	1.9	(2.1)	0.1	(0.7)
	社会活動不参加	3.9*	(1.9)	5.1*	(3.7)
糖尿病	直接効果	77.6***	(7.6)	93.4***	(3.1)
	間接効果	22.4**	(7.6)	6.6**	(3.1)
	低所得	-1.0	(2.9)	1.0	(1.5)
	不安定な就業	0.1	(1.6)	1.8	(1.4)
	就業せず	1.3	(1.3)	-1.2	(0.6)
	喫煙	8.1*	(3.4)	1.2*	(1.0)
	飲酒	1.0	(0.6)	0.1	(0.2)
	運動せず	7.6	(4.3)	1.5	(2.0)
	不適切な食事	-1.8	(1.1)	0.9	(0.9)
	未婚	4.8	(2.7)	-0.4	(0.4)
	社会活動不参加	2.1	(2.1)	1.7	(1.6)
脳卒中	直接効果	73.4***	(13.7)	89.2***	(6.4)
	間接効果	26.6	(13.7)	10.8	(6.4)
	低所得	-0.3	(4.8)	1.8	(3.0)
	不安定な就業	1.4	(2.7)	0.2	(2.6)
	就業せず	7.2*	(3.4)	-0.6*	(1.0)
	喫煙	15.9*	(7.4)	5.6*	(2.4)
	飲酒	0.9	(0.9)	0.0	(0.4)
	運動せず	9.9	(7.5)	6.9	(4.2)
	不適切な食事	-1.0	(1.8)	-1.8	(1.8)
	未婚	-5.8	(5.1)	-0.7	(0.7)
	社会活動不参加	-1.5	(3.6)	-0.8	(3.2)

などによってどこまで媒介されるかを調べたこと、の2点に求められる。

分析の結果から得られた主要な知見は、次のように整理できる。第1に、学歴が低いほど中高年の健康状態の悪化するペースが速まるだけでなく、ADL面で問題が発生し、特定の生活習慣病を発症するリスクが高くなる傾向も認められる。学歴による健康格差が加齢によって拡大するかどうかは、先行する実証研究でも大きな注目点となってきた(Dupre, (2007))。本稿の分析結果は、加齢による健康格差の拡大を確認

するものとなっている。また、学歴による健康格差を格差相対指数という尺度で評価すると、ADLや一部の生活習慣病については問題発生や発症のリスクが2倍を上回るものもある。学歴による健康格差の度合いが、けっして無視できないことが確認される。

第2に、学歴が健康に及ぼす影響のうち、成人期における社会経済的要因やさまざまな健康行動によって媒介される度合いは、メンタルヘルスの場合を除くと総じて限定的である。学歴が健康に影響を及ぼす経路としては、今回媒介

表 8. 続き

高血圧	直接効果			99.7***	(4.7)
	間接効果			0.3	(4.7)
	低所得			1.7	(2.4)
	不安定な就業			-2.0	(2.1)
	就業せず			1.4	(0.9)
	喫煙			0.2	(1.6)
	飲酒			0.5	(0.5)
	運動せず			1.6	(3.0)
	不適切な食事			-1.7	(1.5)
	未婚			-1.6	(0.9)
社会活動不参加			0.1	(2.7)	
高脂血症	直接効果	79.1***	(4.1)	79.4***	(4.6)
	間接効果	20.9***	(4.1)	20.6***	(4.6)
	低所得	5.1**	(1.7)	3.4**	(1.9)
	不安定な就業	2.0	(1.0)	4.1	(1.6)
	就業せず	1.1	(0.9)	-1.8	(0.8)
	喫煙	4.1*	(1.6)	1.7*	(1.3)
	飲酒	0.0	(0.2)	0.1	(0.3)
	運動せず	2.5	(2.1)	5.6	(2.3)
	不適切な食事	1.8**	(0.7)	1.6**	(1.0)
	未婚	3.3*	(1.6)	0.1*	(0.5)
社会活動不参加	1.0	(1.1)	6.0	(2.2)	

注) 各健康アウトカムに関するモデル II の結果から計算.

\*\*\*  $p < 0.001$ , \*\*  $p < 0.01$ , \*  $p < 0.05$ .

変数としてモデルに入れた所得や就労状態、婚姻状態、健康行動、社会参加以外にも考えられる。例えば現在の低所得のみならず低い生涯所得などによって経済的に不利な状況に立たされ医療サービスへのアクセスが抑制されたり、学歴の背景にある親の所得や家庭環境から健康面に悪い影響が出てきたりする経路も推察される。本稿の分析は、そうした経路の存在を否定するものではない。しかし、今回の分析モデルに取り入れた政策介入の対象となる変数の媒介効果の度合いは限定的である。確かに、メンタルヘルスの場合は、喫煙(男性)や就業形態(女性)、運動(男女)などを媒介した間接効果が学歴の効果の4割近くを占めている。しかし、それ以外の健康アウトカムに関しては、媒介要因の重要性はかなり限定的である。その傾向は、生活習慣病の場合に特に顕著である。生活習慣病は回答の客観性が比較的高いと推察され、媒介される効果の中でメンタルな部分が限定的となり、その結果、直接効果が大きくなるのかもしれない。なお、間接効果の大きさを男女別に見ると、(ADLを例外として)女性のほうがやや低

めになる。これは、女性は男性に比べて喫煙率が低く、喫煙の媒介効果が小さくなることも一因になっているようだ。

もっとも、こうした結果は、学歴が中高年の健康を決定する「原因」であることを必ずしも示唆しない。教育達成の度合いを示す学歴は、その個人に生来備わっている属性や生まれ育った家庭の社会経済的要因によっても大きく左右されると考えられるからである。もしそうだとすれば、学歴そのものが健康を左右するのではなく、学歴を決定する個人の生来の属性や生まれ育った家庭の社会経済的要因こそが、健康の決定要因として重要だということになる。しかし、仮にそうだとしても、学歴はその後の健康状態の変化をかなり正確に予測できる、信頼性の高いシグナルとして機能することは否定できない。学歴は、中高年の健康リスクを推察する重要な判断材料として重視すべきである。

#### 4.2 残された課題

本稿には多くの限界がある。そもそも、なぜ学歴が健康に影響するのかという問題のほか、

解決すべき課題として例えば以下のようなものがある。

例えば、第1に、学歴は外生的に与えられた先決変数として扱ってもほとんど問題ないと考えられるが、本稿で取り上げた媒介変数は健康の影響を受ける。本稿の回帰分析に際しては、媒介分析を行いやすくするためもあり、媒介変数はベースラインで観測される値だけに注目しており、健康から影響を受ける経路は捨象している。実際には、媒介変数はベースライン以降に変化し、その意味合いも年齢とともに異なってくる。さらに、媒介変数は健康と互いに影響し合うはずであり、そうした関係が捉えられていない点は注意しておく必要がある。また、本稿で取り上げていない媒介変数を分析に加えると、媒介効果は限定的であるという結論を幾分弱める必要が出てくるかもしれない。

第2に、生活習慣病の種類によって学歴の影響の仕方がなぜ異なるのかという問題も、本稿の分析の範囲を超えるものとして残されている。表7の結果を見ると、心臓病やがん、高血圧(男性)については教育の影響は確認できず、高脂血症に関しては学歴が高いほど発症リスクが高まる。後者については食生活が関係している可能性もあり、それを示唆する先行研究もあるが<sup>4)</sup>、本稿の分析だけでは解明できない点である。

第3に、統計分析上の問題点が幾つかある。主観的健康感やメンタルヘルスの変化に関する分析に際しては、脱落バイアスを処理していない。実際、学歴が低いほど脱落する傾向が見られ、推計結果はそのバイアスの影響を受けているはずである。本稿で推計された学歴が健康に及ぼす影響は、過小評価されている可能性が高い。また、学歴の健康への影響は30-40歳台においても生じていたはずだが、ここではその影響を無視している。特に、ADLの問題発生や生活習慣病の発症に関する分析では、ベースラインで問題のないサンプルに分析対象を限定しており、中高年の健康状態の変化の捉え方にバイアスがかかっている。こうした点を考えると、推計結果の解釈には十分留意する必要がある。

## 5. 結 論

本稿では、厚生労働省「中高年者縦断調査」の12回にわたるパネル・データを用いて、学歴が中高年の健康に及ぼす影響をいくつかの観点から考察してきた。その結果、学歴は中高年の健康を大きく左右する——すなわち、学歴が低いほど健康状態は速いペースで悪化し、ADL面での問題が発生しやすくなり、特定の生活習慣病を発症するリスクも高くなる——ことが確認できた。しかも、学歴が健康に及ぼす影響は、社会経済的要因や健康行動を媒介せずに、直接的に作用する度合いが総じて強いことが明らかになった。

(一橋大学経済研究所、  
兵庫県立大学国際商経学部)

**謝 辞** 本稿の分析で用いた「中高年者縦断調査」の個票データは、科学研究費助成事業 基盤研究C「定年制・高齢者雇用政策が引退過程と引退後のWell-beingに与える影響」(平成30~令和2年度)において、統計法第33条の規定に基づき個票利用が認められたものである(厚生労働省発政統0807第1号承認日:平成30年8月7日)。また、法政大学経済学部の濱秋純哉准教授は、本稿の元になる原稿に関して建設的なコメントを数多く寄せて下さった。厚くお礼申し上げる。もちろん、残された誤りはすべて著者らのものである。

## 注

1) 本稿は、上記の2つのタイプの分析の結果を比較しやすくするために、Oshio(2018)及びOshio and Kan(2019)でそれぞれ試みた分析手法に手を加え、さらにデータを追加して新たな分析を行ったものである。

2) 学歴を「中卒」「高卒等」(高校、専門学校、短大・高専、その他)「大卒」(大学、大学院)という3段階に分けても、分析結果に大きな変化は見られなかった。

3) 学歴が低いほど企業等の健康診断を受けていない可能性が高いと考えられる一方、低賃金のために受診の機会費用が低く、受診しやすい可能性もある。ここでは、こうした異なる方向に作用するバイアスの存在に留意する必要がある。

4) Nam *et al.*(2013)は、社会経済的要因が高いほど脂質異常症のリスクが高まること韓国のデータに基づいて報告している。

## 参 考 文 献

Avendano, M., M. H. Jürges and J. P. Mackenbach (2009) "Educational Level and Changes in Health

- across Europe: Longitudinal Results from SHARE," *Journal of European Social Policy*, Vol. 19, No. 4, pp. 301-316.
- Brockett, P. L. and A. Levine (1977) "On a Characterization of Ridits," *Annals of Statistics*, Vol. 5, No. 6, pp. 1245-1248.
- Bross, I. D. J. (1958) "How to Use Redit Analysis," *Biometrics*, Vol. 14, No. 1, pp. 18-38.
- Cutler, D. M. and A. Lleras-Muney (2010) "Understanding Differences in Health Behaviors by Education," *Journal of Health Economics*, Vol. 29, No. 1, pp. 1-28.
- Dalstra J. A., A. E. Kunst, C. Borrell *et al.* (2005) "Socioeconomic Differences in the Prevalence of Common Chronic Diseases: An Overview of Eight European Countries," *International Journal of Epidemiology*, Vol. 34, No. 2, pp. 316-326.
- Dupre, M. E. (2007) "Educational Differences in Age-related Patterns of Disease: Reconsidering the Cumulative Disadvantage and Age-as-leveler Hypotheses," *Journal of Health and Social Behavior*, Vol. 48, No. 1, pp. 1-15.
- Ernstsen, L., B. H. Strand, S. M. Nilsen *et al.* (2012) "Trends in Absolute and Relative Educational Inequalities in Four Modifiable Ischaemic Heart Disease Risk Factors: Repeated Cross-sectional Surveys from the Nord-Trøndelag Health Study (HUNT) 1984-2008," *BMC Public Health*, Vol. 12, No. 266.
- Etman, A., C. B. Kamphuis, T. J. van der Cammen *et al.* (2015) "Do Lifestyle, Health and Social Participation Mediate Educational Inequalities in Frailty Worsening?" *European Journal of Public Health*, Vol. 25, No. 2, pp. 345-350.
- Fayers, P. M. and M. A. Sprangers (2002) "Understanding Self-rated Health," *Lancet*, Vol. 359, No. 9302, pp. 187-188.
- Furukawa, T. A., R. Kessler, G. Andrews and T. Slade (2003) "The Performance of the K6 and K10 Screening Scales for Psychological Distress in the Australian National Survey of Mental Health and Well-Being," *Psychological Medicine*, Vol. 33, No. 2, pp. 357-362.
- Grossman, M. (1972) "On the Concept of Health Capital and the Demand for Health," *Journal of Political Economy*, Vol. 80, No. 2, pp. 223-255.
- Grossman, M. (2000) "The Human Capital Model. In Culyer, A. J. and J. P. Newhouse eds. *Handbook of Health Economics*. Vol. 1. Elsevier, Amsterdam. pp. 347-408.
- Grossman, M. (2006) "Education and Nonmarket outcomes," Hanushek E. A. and F. Welch eds. *Handbook of the Economics of Education*. Vol. 1. Elsevier, Amsterdam, pp. 577-633.
- Herd, P., B. Goesling, and J. S. House (2007) "Socioeconomic Position and Health: The Differential Effects of Education versus Income on the Onset versus Progression of Health Problems." *Journal of Health and Social Behavior*, Vol. 48, No. 3, pp. 223-238.
- Huisman, M., A. E. Kunst, M. Bopp *et al.* (2005) "Educational Inequalities in Cause-specific Mortality in Middle-aged and Older Men and Women in Eight Western European Populations," *Lancet*, Vol. 365, No. 9458, pp. 493-500.
- Idler, E. L. and Y. Benyamini (1997) "Self-rated Health and Mortality: A Review of Twenty-seven Community Studies," *Journal of Health and Social Behavior*, Vol. 38, No. 1, pp. 21-37.
- Inoue, M., C. Nagata, I. Tsuji *et al.* (2012) "Impact of Alcohol Intake on Total Mortality and Mortality from Major Causes in Japan: A Pooled Analysis of Six Large-scale Cohort Studies," *Journal of Epidemiology and Community Health*, Vol. 66, No. 5, pp. 448-456.
- Jackson, C. A., C. L. M. Sudlow, G. D. Mishra (2018) "Education, Sex and Risk of Stroke: A Prospective Cohort Study in New South Wales, Australia," *BMJ Open*, Vol. 8, No. e024070.
- Janković, S., D. Stojisavljević, J. Janković *et al.* (2014) "Association of Socioeconomic Status Measured by Education, and Cardiovascular Health: A Population-based Cross-sectional Study. *BMJ Open*, Vol. 4, No. e005222.
- Kessler, R. C., G. Andrews, L. J. Colpe *et al.* (2002) "Short Screening Scales to Monitor Population Prevalences and Trends in Non-specific Psychological Distress," *Psychological Medicine*, Vol. 32, No. 6, pp. 959-976.
- Kessler, R. C., J. G. Green, M. J. Gruber *et al.* (2010) "Screening for Serious Mental Illness in the General Population with the K6 Screening scale: Results from the WHO World Mental Health (WMH) Survey Initiative," *International Journal of Methods in Psychiatric Research*, Vol. 19, Suppl. 001, pp. 4-22.
- Kubota, Y., G. Heiss, R. F. MacLehose *et al.* (2017) "Association of Educational Attainment with Lifetime Risk of Cardiovascular Disease: The Atherosclerosis Risk in Communities Study," *JAMA Internal Medicine*, Vol. 177, No. 8, pp. 1165-1172.
- Leopold, L. and H. Engelhardt (2013) "Education and Physical Health Trajectories in Old Age. Evidence from the Survey of Health, Ageing and Retirement in Europe (SHARE)," *International Journal of Public Health*, Vol. 58, No. 1, pp. 23-31.
- Mirowsky, J. and C. Ross (2003) *Education, social status, and health*. New York: De Gruyter.
- Moreno-Betancur, M., A. Latouche, G. Menvielle *et al.* (2015) "Relative Index of Inequality and Slope Index of Inequality: A Structured Regression Framework for Estimation," *Epidemiology*, Vol. 26, No. 4, pp. 518-527.
- Nam, G. E., K. H. Cho, Y. G. Park *et al.* (2013) "Socioeconomic Status and Dyslipidemia in Korean Adults: The 2008-2010 Korea National Health and

- Nutrition Examination Survey," *Preventive Medicine*, Vol. 57, No. 4, pp. 304-309.
- Oshio, T. (2018). "Widening Disparities in Health between Educational Levels and Their Determinants in Later Life: Evidence from a Nine-year Cohort Study," *BMC Public Health*, Vol. 18, No. 278.
- Oshio, T. and M. Kan (2019) "Preventive Impact of Social Participation on the Onset of Non-communicable Diseases among Middle-aged Adults: a 10-wave Hazards-model Analysis in Japan," *Preventive Medicine*, Vol. 118, pp. 272-278.
- Quesnel-Vallée, A. (2007) "Self-rated Health: Caught in the Crossfire of the Quest for 'True' Health?" *International Journal of Epidemiology*, Vol. 36, No. 6, pp. 1161-1164.
- Ross, C. E. and C. Wu (1995) The Links between Education and Health," *American Sociological Review*, Vol. 60, No. 5, pp. 719-745.
- Sergeant J. C. and D. Firth (2006) "Relative Index of Inequality: Definition, Estimation, and Inference," *Biostatistics*, Vol. 7, No. 2, pp. 213-224.
- van Lenthe, F. J., E. Gevers, I. M. Joung *et al.* (2002) Material and Behavioral Factors in the Explanation of Educational Differences in Incidence of Acute Myocardial Infarction: The Globe Study," *Annals of Epidemiology*, Vol. 12, No. 8, pp. 535-542.
- von dem Knesebeck, O., P. E. Verde, and N. Dragano (2006) "Education and health in 22 European countries," *Social Science & Medicine*, Vol. 63, No. 5, pp. 1344-1351.