
投稿：研究ノート（『季刊社会保障研究』投稿分）

健康状態の変化と賃金の関係

佐藤 一磨*

要 旨

本稿の目的は、『慶應義塾家計パネルデータ (KHPS)』を用い、主観的健康度が賃金に及ぼす影響を再度検証することである。健康が賃金に及ぼす影響を検証する場合、健康指標の測定誤差や賃金が健康に影響を及ぼす逆相関が推計上の課題として先行研究で指摘されてきた。これら以外にも、観察できない個人属性が健康と賃金の両方に影響を及ぼすと考えられるものの、この点を考慮した研究は国内ではまだない。そこで、本稿では睡眠時間、運動習慣を操作変数としたIV-FE OLSを用いることでこれらの課題に対処し、健康が賃金に及ぼす影響を分析した。分析の結果、次の2点が明らかになった。

1点目は、男性の場合、内生性や観察できない個人属性をIV-FE OLSで考慮しても、主観的健康度の悪化が賃金を低下させていた。これは健康状態が悪化するほど、労働生産性が低下するためだと考えられる。なお、観察できない個人属性を考慮すると、健康の賃金に及ぼす影響が小さくなっていた。

2点目は、女性の場合、内生性や観察できない個人属性を考慮すると、主観的健康度の悪化が賃金に影響を及ぼしていなかった。

社会保障研究 2016, vol. 1, no. 1, pp. 209-221.

I 問題意識

わが国では少子高齢化社会によって将来的に労働力人口の不足が危惧されている。これに対処していくためには、高齢者や女性といった就業率が従来低かった労働力の有効活用が必要不可欠となる。また、これに加えて労働者1人1人の生産性を向上させ、少ない労働力でも高い成果を得られるようにすることも重要となる。今後、持続的な経済成長を達成し、競争力を高めていくために、各労働者の労働生産性の向上は重要な課題だと言える。これを達成するためにも、労働生産性を上昇

させる要因を明らかにすることの研究意義は大きい。

Becker (1964) の人的資本理論の観点から、労働生産性を向上させるためには教育や職業訓練による人的資本の蓄積が重要となる。また、これ以外の要因としてGrossman (1972) が指摘するように、健康資本の蓄積も重要となる。健康資本とは健康を維持・向上するための投資（予防行動や医療需要）によって形成され、賃金や労働供給に影響を及ぼすと考えられている¹⁾。海外では数多くの研究があり、これらの研究成果から健康の悪化は賃金を低下させることが明らかになっている（Currie and Madrian 1999）。これに対して国内の

* 拓殖大学政経学部 准教授

¹⁾ Weil (2007) の分析の結果、健康は所得だけでなく、GDPにも影響を及ぼすことが明らかになっている。

研究を見ると、湯田(2010)やHamaaki and Noguchi(2013)の分析によって、健康状態の悪化が賃金を抑制することを明らかにした。これらの研究はわが国における健康と賃金の関係をマイクロデータによって検証した重要な研究であるものの、いずれの研究でも観察できない個人属性を十分に考慮したとは言い難い。もし、もともとの体の丈夫さ(ひ弱さ)といった観察できない個人属性が健康変数だけでなく、賃金にも正(負)の影響を及ぼしていた場合、推計結果にバイアスをもたらすことになる。湯田(2010)やHamaaki and Noguchi(2013)は、操作変数法(IV)を使用することで健康変数の内生性に対処しているものの、観察できない個人属性が健康変数や賃金に及ぼす影響については考慮できていない。しかし、Contoyannis and Rice(2001)、Gambin(2005)、Jäckle and Himmler(2010)の分析結果から、観察できない個人属性が推計結果にバイアスをもたらす恐れがある。このため、適切に健康と賃金の関係を検証するには観察できない個人属性に対処することが重要となる。

そこで、本稿では『慶應義塾家計パネルデータ(以下、KHPS)』を用い、先行研究の課題を考慮したうえで、健康が賃金に及ぼす影響を再検証する。本稿の特徴は、Instrumental Variables(IV)-Fixed Effect(FE) OLSを用い、健康と賃金の内生性だけでなく、観察できない個人属性が及ぼす影響も考慮している点にある。本稿の分析を通じて、健康状態の良し悪しが賃金にどの程度影響を及ぼすのかを明らかにする。

本稿の分析によって得られた結果を予め要約すると、次の2点となる。1点目は、男性の場合、内生性や観察できない個人属性をIV-FE OLSで考慮しても、健康状態の悪化は賃金を低下させることがわかった。2点目は、女性の場合、内生性や観察できない個人属性を考慮すると、健康状態の悪化が賃金に影響を及ぼしていないことがわかった。

本稿の構成は次のとおりである。第Ⅱ節では先行研究を概観し、本稿の位置づけを確認する。第Ⅲ節ではデータについて述べ、第Ⅳ節では推計手法を説明する。第Ⅴ節で推計結果について述べて

いく。最後の第Ⅶ節では本稿の結論及び今後の研究課題について言及する。

Ⅱ 先行研究

Grossman(1972)の研究を嚆矢として、これまで健康と賃金の関係を検証する数多くの分析が行われてきた。この理論的背景には、健康資本の蓄積が労働生産性を向上させ、その結果、賃金が上昇するといった考えがある。この健康と賃金の関係を分析する場合、実証分析上の2つの課題がこれまで指摘されてきた。1つ目の課題は、健康指標の妥当性についてである。先行研究の分析の結果、どのような指標で健康を測定するかによって賃金に及ぼす影響が異なっているだけでなく、真の健康状態を本当に把握できているのかといった問題点が指摘されてきた(Currie and Madrian 1999)。後者の問題は特に主観的な健康指標を用いる場合の測定誤差として認識され、IVによる解決方法が提案されてきた。2つ目の課題は、賃金が健康状態に影響を及ぼす逆相関についてである。Grossman(1972)は健康を内生変数として定義しており、賃金が高くなるほど正常財である健康資本への需要が増加すると指摘している。このように健康と賃金の間には双方向の因果関係があるため、通常のOLSでは推計結果にバイアスが生じてしまう。この点について、先行研究ではIVによる解決法が多く使用されている。なお、近年ではこれら2つ以外でも、観察できない個人属性によるバイアスが課題として指摘されている(Gambin 2005; Jäckle and Himmler 2010)。観察できない個人属性が健康と賃金の両方に影響を及ぼす可能性があり、この点についてはパネル推計の使用によって対処されている。

以上から明らかなおとおり、健康と賃金の関係を分析する場合、実証分析上の課題は多い。しかし、近年ではこれらの課題を考慮しつつ、さまざまな分析が行われている。表1は近年の先行研究をまとめた内容となっており、この表の海外の研究を見ると、ほとんどの場合、健康(不健康)であるほど賃金が増加(低下)することを明らかに

している。また、健康と賃金の内生性を考慮する を考慮すると賃金に及ぼす影響が小さくなる傾向と賃金に及ぼす影響がより大きくなり (Cai 2007; にあった (Contoyannis and Rice 2001; Gambin Jäckle and Himmler 2010), 観察できない個人属性 2005)。また、男女別に分析した研究を見ると、男

表1 健康と賃金に関する近年の先行研究のまとめ

No.	論文名	使用データ	推計手法	被説明変数	健康変数	操作変数	主要分析結果
1	Contoyannis and Rice (2001)	British Household Panel Survey (BHPS)	OLS, FE-OLS, Hausman and Taylor (1981) の GLS	対数時間当たり賃金率	主観的健康度、General Health Questionnaire (GHQ)	-	精神的に不健康であるほど、男性の賃金が低下。主観的健康度が高いほど、女性の賃金が上昇。
2	Gambin (2005)	European Community Household Panel (ECHP)	OLS, FE-OLS, RE-OLS	対数時間当たり賃金率	主観的健康度、慢性的な肉体的・精神的疾患の有無	-	固定効果を考慮すると、各健康度が賃金に影響を及ぼさない場合が多くなった。
3	Cai (2007)	Household, Income and Labour Dynamics in Australia (HILDA)	OLS, 2SLS, FIML	対数時間当たり賃金率	主観的健康度	個別の病気の有無、飲酒、喫煙、運動習慣の有無	健康であるほど、賃金が上昇。
4	Jäckle and Himmler (2010)	German Socio Economic Panel (GSOEP)	OLS, FE, 2SLS, FE-2SLS 等	対数時間当たり賃金率	主観的健康度 (ただし対数変換し使用)	3ヶ月以内の医者への訪問回数	健康であるほど男性の賃金は上昇。しかし、女性の賃金は影響をなし。
5	岩本 (2000)	国民生活基礎調査	2SLS	所得、就業確率	健康意識、仕事への影響の有無、傷病の有無、自覚症状の有無	回答者以外の者の各健康指標の平均値、回答者が「日頃実行している事柄」	不健康であるほど、所得が低下。
6	大石 (2000)	高齢者就業実態調査	2SLS	所得、就業確率	ふだん健康状態、肉体的な面からみた就業可能性	都道府県別の男性平均余命とその二乗項	健康であるほど、就業確率は上昇。健康であるほど、賃金は上昇。内生性を考慮すると、健康の係数は増加。
7	清家・山田 (2004)	高齢者就業実態調査	Probit, OLS	所得、就業確率	普段の健康状態	-	不健康であるほど、就業確率は低下。健康度は賃金に影響を及ぼしていなかった。
8	Hamaaki and Noguchi (2009)	健康と引退に関する調査	Probit, IV Probit, Bivariate Probit	退職確率	健康意識、生活や仕事への支障の有無、調査時点で罹患している疾病の数、病気の罹患状況から作成された健康状態のスコア	回答者の居住地から最寄りの病院までの直線距離、回答者が属する二次医療圏の診療所の密度、回答者の30歳時点のBMI	健康であるほど、退職確率は低下。操作変数を用いても係数は小さくならなかった。
9	湯田 (2010)	日本版総合的社会調査	OLS, IV, Treatment Effect Model	対数時間当たり賃金率	主観的健康度	健康増進法ダミー、運動習慣ダミー、スポーツクラブ使用ダミー	不健康であるほど、男性の賃金が低下。操作変数は弱相関の疑いあり。
10	濱秋・野口 (2010)	健康と引退に関する調査	OLS, Probit, 2SLS, IV-Probit, GLS-2SLS, Bivariate Probit, Tobit, IV-Tobit	無職確率、労働時間	癌・悪性新生物、心臓病、脳卒中・脳血管疾患の罹患歴	回答者の30歳時点のBMI、両親の既往歴	健康状態の悪化は無職確率を有意に上昇させる効果と労働時間を減少させる効果があり。
11	Hamaaki and Noguchi (2013)	健康と引退に関する調査	OLS, Tobit, 2SLS	所得	病気の数、生活習慣病の有無、癌等の重大な病気の経験	回答者の30歳時点のBMI、両親の既往歴、身長	内生性を考慮すると、不健康は個人の賃金を低下させる。不健康は世帯所得に影響を及ぼしていない。

注1: ここでは主に2000年以降の先行研究を中心に整理している。

注2: 筆者作成

性の方が女性よりも健康から影響を強く受けることを指摘した研究が多い (Gambin 2005; Jäckle and Himmler 2010)。

これに対して国内の研究を見ると、海外と同様に健康 (不健康) であるほど賃金が上昇 (低下) することを指摘している (表1)。特に近年では、健康変数を内生変数とみなし、IVを使用した研究が多い。これまでに使用された操作変数には、①回答者以外の家族の各健康指標の平均値や回答者が日頃実行している事柄 (岩本2000)、②都道府県別の男性平均余命とその二乗項 (大石2000)、③回答者の居住地から最寄りの病院までの直線距離、回答者が属する二次医療圏の診療所の密度、回答者の30歳時点のBMI (Hamaaki and Noguchi 2009)、④健康増進法ダミー、運動習慣ダミー、スポーツクラブ使用ダミー (湯田2010)、⑤回答者の30歳時点のBMI、両親の既往歴、身長 (濱秋・野口 2010; Hamaaki and Noguchi 2013) がある。なお、これらの操作変数に関して、濱秋・野口 (2010) で指摘されるように、弱相関等の問題が指摘されることが多い。

先行研究で使用されたデータの種類について注目すると、ほとんどの場合、クロスセクションデータであり、パネルデータを使用した濱秋・野口 (2010) と Hamaaki and Noguchi (2009, 2013) だけとなっている。これらの研究のうち、Hamaaki and Noguchi (2013) は45~79歳までの中高齢者の男性の健康と賃金の関係を分析している。Hamaaki and Noguchi (2013) は、先行研究で指摘されてきた測定誤差の問題を病気の数、生活習慣病の有無、癌等の重大な病気の経験といった客観的健康指標を用いることで回避し、内生性の問題をIVによって対処している。Hamaaki and Noguchi (2013) で使用された過去のBMIや両親の既往歴は良好な結果を示す場合が多く、高齢者を対象とした分析では有効な操作変数として機能すると言える。実際の分析の結果、病気の数等で計測した健康状態の悪化によって賃金が低下すること、そして、その影響は60歳以上で顕著になるこ

とが明らかになった。これに対してクロスセクションデータを使用し、健康と賃金の関係を分析した研究に湯田 (2010) がある。湯田 (2010) は本稿と問題意識が近く、59歳以下の男女を分析対象としている。主観的健康指標を用いたIVや Treatment Effect Modelによる分析の結果、男性では健康の悪化によって賃金が低下する傾向が見られるが、女性ではその傾向は確認できなかった。なお、湯田 (2010) では操作変数として健康増進法ダミー、運動習慣ダミー、スポーツクラブ使用ダミーを使用しているが、弱相関の問題が指摘されている。

以上、簡単に先行研究を概観したが、国内でも操作変数を使用し、健康の内生性に対処した研究が増加してきた。しかし、クロスセクションデータを使用する研究が多いため、観察できない個人属性によるバイアスが存在している可能性がある。海外ではこの点を明示的に考慮した研究が多く、本稿ではそのギャップを埋めるよう分析を行っていく。

III データ

使用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KHPSである。この調査は、層化2段無作為抽出法によって調査対象者を抽出しており、第1回目の2004年1月31日時点において満20歳~69歳の男女4005名を調査対象としている。本稿では最新調査年度の2013年までのデータを分析に利用する²⁾。以下では2004年から2013年までのデータをKHPS2004-KHPS2013と呼ぶ。なお、KHPS2007およびKHPS2012では同一の調査方法および年齢層で新規サンプルが追加されている。

分析対象は雇用就業で働く59歳以下の男性、女性である。自営業者は雇用就業者と賃金決定の方法が異なると考えられるため、分析対象外とした。また、定年退職を経験すると賃金水準が大きく変化するため、59歳以下に分析対象を限定した³⁾。これまでの研究を見ると、健康と賃金、労働

²⁾ 第IV節で説明するように、今回の分析では使用する説明変数の都合上、KHPS2005、KHPS2006、KHPS2008~KHPS2013のデータを使用している。

供給に関する主な分析対象は、高齢者である場合が多かった。しかし、平成24年7月10日厚生労働大臣告示の『国民の健康の増進の総合的な推進を図るための基本的な方針』では「ライフステージに応じて、健やかで心豊かに生活できる活力ある社会を実現」することが重要だと指摘されており、高齢層に限らず、健康の維持・向上が社会的に必要なと考えられる。この点に関連して、健康と賃金の関係が明確になれば、多くの労働者にとって健康の維持・向上に努める強いインセンティブとなる。このため、高齢者に限らず、多くの年齢層における健康と賃金の関係を検証することの研究意義は大きいと言える。

IV 推計手法

健康が賃金に及ぼす影響を検証するために、本稿では次式をIV-FE OLSで推計する。

$$\ln w_{it} = X'_{it}\beta + H_{it}\delta + \mu_i + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

$$H_{it} = X'_{it}\alpha + Z'_{it}\gamma + \theta_i + v_{it} \quad (2)$$

ただし、 i は個人、 t は期間を示す。(1)の $\ln w_{it}$ は消費者物価指数で実質化した対数時間当たり賃金率⁴⁾であり、 X_{it} は個人属性、 H_{it} は健康指標、 μ_i は観察できない個人属性、 ε_{it} は誤差項を示す。 X_{it} の個人属性には学歴ダミー、雇用形態ダミー、

勤続年数とその2乗項、労働市場における総経年数とその2乗項⁵⁾、業種ダミー、職種ダミー、企業規模ダミー、都道府県別失業率、年次ダミーを使用している。(2)の X_{it} は(1)の X_{it} と同じ個人属性の変数を使用し、 Z_{it} には操作変数として睡眠時間と運動習慣に関する変数を使用する。 θ_i は観察できない個人属性、 v_{it} は誤差項を示す。

本稿の分析で最も注目するのは、 H_{it} の健康指標である。今回の分析では主観的健康度を使用しており、この変数は、KHPSの「ふだんのあなたの健康状態はどうですか。」といった質問項目とその回答の「1 よい」、「2 まあよい」、「3 ふつう」、「4 あまりよくない」、「5 よくない」から作成している。分析ではこの変数を連続変数として扱い、5に近いほど健康状態が悪く、1に近いほど健康状態が良好であることを示す。今回の分析では H_{it} の係数の δ が示す符号について注目している。健康状態の悪化が賃金を低下させると考えられるため、 δ は負の値を示すと予想される。なお、主観的健康度を使用する場合、主観的健康度が良い(悪い)場合を1、それ以外を0とするダミー変数を用いて推計結果を解釈しやすいようにする方法があるが、この場合だと連続変数となっている主観的健康度の変化を十分に活用できなくなるといった欠点がある。本稿ではこの点を考慮し、主観的健康度を連続変数として扱っていく。なお、主観的健康度から作成した健康に関するダミー変数を用いた推計も行ったが、その詳細は脚

³⁾ 今回の分析では、非就業となったサンプルを分析対象から除外したunbalanced panelとなっている。この中でも健康状態が悪い者ほど労働市場から退出する恐れがある。この場合、健康状態の比較的良好なサンプルが分析対象として残るため、健康が賃金に及ぼす影響を過小に評価する可能性がある。この脱落サンプルへの対処は、十分に行えておらず、本稿の研究課題だと言える。

⁴⁾ 今回使用するKHPSでは、賃金の支払い形態が①時給、②日給、③月給、④年俸の4種類のうちどれかどうかを識別できる。①の場合、その値を時間当たり賃金率として使用する。②の場合、時間当たり賃金率=(日給×5+賞与÷48)÷(週平均労働時間+週平均残業時間×1.25)と計算する。③の場合、時間当たり賃金率=(月給+賞与÷12)÷(週平均労働時間×4+週平均残業時間×1.25×4)と計算する。④の場合、時間当たり賃金率=(年俸÷12+賞与÷12)÷(週平均労働時間×4+週平均残業時間×1.25×4)と計算する。さらに、時間当たり賃金率がその平均値+(-)標準偏差×3よりも大きい(小さい)場合を分析対象から除外している。

⁵⁾ 今回使用する労働市場における総経年数は、KHPSの就業履歴表を使用して作成したものであり、実際に労働市場で何年間就業していたのかを示す変数となっている。このため、卒業後同一の会社で継続就業している場合、労働市場における総経年数と勤続年数は同一の値となっている。この場合、勤続年数と労働市場における総経年数の多重共線性が問題となるものの、勤続年数と労働市場における総経年数が一致するのは男性で約22%、女性では約9%であるため、推計結果には深刻な影響をもたらさないと考えられる。

注15を参照されたい。

この主観的健康度はIdler and Benyamini (1997) やFranks et al. (2003) の研究によって死亡率の予測に有効な指標であると指摘されており、個人の健康状態を正確に反映する可能性がある。しかし、この変数を使用する場合、(1) 真の健康状態との測定誤差、(2) 賃金との逆相関、(3) 観察で

きない個人属性との相関といった3つの課題に注意する必要がある。本稿では(1)と(2)の課題に対して、IVによって対処する。使用する操作変数は、睡眠時間と運動習慣である。睡眠時間には1日の平均睡眠時間を使用している。運動習慣には1週間における仕事以外での汗をかくほどの運動量を使用しており、0(1週間のうちまったく運

表2 基本統計量

変数	男性				女性			
	雇用就業者全体		正規雇用のみ		雇用就業者全体		正規雇用のみ	
	平均値	標準偏差	平均値	標準偏差	平均値	標準偏差	平均値	標準偏差
時間当たり賃金率の対数値	7.652	0.594	7.715	0.570	7.056	0.542	7.395	0.560
主観的健康度	2.380	0.929	2.368	0.927	2.399	0.932	2.354	0.936
学歴ダミー：中高卒	0.462	0.499	0.457	0.498	0.480	0.500	0.381	0.486
学歴ダミー：専門・短大卒	0.075	0.264	0.076	0.266	0.267	0.442	0.278	0.448
学歴ダミー：大卒	0.418	0.493	0.423	0.494	0.174	0.379	0.242	0.428
雇用形態ダミー：正規雇用	0.908	0.289	1	0	0.361	0.480	1	0
雇用形態ダミー：非正規雇用	0.092	0.289	0	0	0.639	0.480	0	0
勤続年数	14.223	10.891	15.225	10.811	7.463	8.029	10.953	9.819
勤続年数の2乗	320.901	402.955	348.649	409.849	120.157	338.345	216.330	415.629
労働市場における総経年数	22.704	10.672	23.048	10.232	17.498	9.362	18.021	10.186
労働市場における総経年数の2乗	629.370	486.735	635.874	475.515	393.809	379.418	428.468	412.749
業種ダミー：農業・漁業・鉱業	0.005	0.072	0.005	0.074	0.007	0.085	0.007	0.081
業種ダミー：建設業	0.111	0.314	0.114	0.318	0.021	0.143	0.033	0.179
業種ダミー：製造業	0.250	0.433	0.258	0.438	0.140	0.348	0.164	0.370
業種ダミー：卸売・小売・飲食・宿泊業	0.133	0.339	0.120	0.325	0.278	0.448	0.110	0.312
業種ダミー：金融・不動産業	0.047	0.211	0.050	0.217	0.075	0.263	0.111	0.315
業種ダミー：運輸・情報サービス・調査業・電気・ガス	0.178	0.382	0.175	0.380	0.044	0.206	0.028	0.166
業種ダミー：医療・福祉・教育・学習支援	0.170	0.376	0.166	0.372	0.364	0.481	0.450	0.498
業種ダミー：公務	0.106	0.308	0.112	0.316	0.070	0.256	0.097	0.296
職種ダミー：農林漁業・採掘業	0.004	0.060	0.004	0.062	0.003	0.054	0.002	0.040
職種ダミー：販売・サービス業	0.181	0.385	0.162	0.368	0.365	0.482	0.190	0.393
職種ダミー：管理職	0.103	0.304	0.113	0.317	0.004	0.066	0.009	0.096
職種ダミー：事務職	0.135	0.341	0.140	0.347	0.298	0.457	0.379	0.485
職種ダミー：運輸・通信職	0.085	0.278	0.079	0.270	0.009	0.094	0.008	0.090
職種ダミー：製造・建築・保守・運搬職	0.241	0.428	0.239	0.427	0.096	0.295	0.073	0.259
職種ダミー：専門的・技術的職	0.186	0.389	0.195	0.396	0.170	0.375	0.263	0.440
職種ダミー：保安職およびその他	0.066	0.249	0.067	0.251	0.055	0.228	0.076	0.266
企業規模ダミー：100人以下	0.363	0.481	0.352	0.478	0.455	0.498	0.474	0.499
企業規模ダミー：100-500人	0.225	0.418	0.227	0.419	0.229	0.420	0.207	0.405
企業規模ダミー：1000人以上	0.326	0.469	0.328	0.470	0.259	0.438	0.225	0.417
企業規模ダミー：官公庁	0.086	0.281	0.093	0.290	0.058	0.233	0.094	0.292
都道府県別失業率	4.391	0.872	4.385	0.871	4.415	0.907	4.355	0.954
操作変数：睡眠時間	6.350	1.016	6.337	0.993	6.231	1.013	6.275	0.981
操作変数：運動習慣	1.776	1.437	1.773	1.428	1.511	1.234	1.461	1.124
サンプルサイズ	6021		5468		5083		1834	

注1：分析対象は59歳以下の雇用就業で働く男女である。

注2：表中の雇用就業者全体とは正規雇用就業者と非正規雇用就業者の合計を指している。

出所：KHPS2004-KHPS2013を用い、筆者算出。

動を行っていない) から8(7日運動を行っている)の値をとる連続変数である。これらの睡眠時間と運動量が多いほど、健康資本が蓄積されるため、より健康になると考えられる。実際、土井(2012)は、睡眠障害が罹病リスクを高め、短時間睡眠が死亡を高めると指摘しているため、睡眠時間の改善が健康を促進すると言える。また、運動量は湯田(2010)でも操作変数として使用されており、主観的健康度の改善に寄与していた。これらの先行研究から、睡眠時間と運動量は主観的健康度に影響を及ぼす操作変数として妥当だと考えられる。なお、操作変数の条件として、(1)の誤差項と睡眠時間、運動量に相関がない必要がある。睡眠時間、運動量と賃金水準の関係を見た場合、相関が存在する恐れがあるものの⁶⁾、今回はIV-FE OLSを使用し、各変数の変化の關係に注目している。この場合、睡眠時間や運動量の変化は(1)の賃金関数の誤差項と相関をもたないと考えられるため、操作変数としての条件を満たすと考えられる⁷⁾。なお、睡眠時間と運動量はKHPS2005、KHPS2006、KHPS2008～KHPS2013でしか質問項目が存在していないため、分析期間もこれらの期間に限定する。次に、(3)の課題については観察できない個人属性を考慮したIV-FE OLSを使用することで対処する⁸⁾。

以上の変数を用い、本稿では健康が賃金に及ぼす影響を検証する。分析ではIV-FE OLSと結果を比較するためにも、通常のOLSと操作変数を使用したOLS(IV)も併せて推計する。また、今回の分析ではサンプルを男女別、雇用形態別(雇用就業者全体、正規雇用のみ)に分割し、推計を行う。男女別に分割するのは、濱秋・野口(2010)や湯田(2010)の国内の分析結果だけでなく、Gambin(2005)やJäckle and Himmler(2010)といった海外の分析結果から明らかなおお、健康の及ぼす影響が男女間で異なっているためである。

健康が賃金に及ぼす影響を適切に検証するためには、男女別にサンプルを分割する方が望ましいと考えられる⁹⁾。また、雇用形態別に分割するのは、健康状態の及ぼす影響が雇用形態によって異なる可能性があると考えられるためである¹⁰⁾。なお、推計に使用した変数の基本統計量は表2に掲載してある。

V 推計結果

1 主観的健康度が賃金に及ぼす影響に関する分析

表3は男性の推計結果を示している。表中の(A1)から(A3)は雇用就業者全体を示し、(A4)

⁶⁾ 大竹・佐々木(2009)では運動習慣と昇進の關係が指摘され、運動習慣が直接賃金を高めている懸念もあったが、過剰識別制約検定の結果では問題はなかった。

⁷⁾ 睡眠時間と運動量を操作変数として使用する場合、主観的健康度から影響を受けている恐れがある。具体的には、主観的健康度が悪い場合、その状況を改善するために睡眠時間や運動量を増加させる可能性が考えられる。しかし、今回の分析ではIV-FE OLSを使用することで、(2)の式も主観的健康度の変化や睡眠時間、運動量の変化の關係を分析しているため、逆相関に関するコントロールされていると考えられる。

⁸⁾ 今回の分析ではIV-FE OLSを使用することによって分析期間中に一定の観察されない個人属性については考慮できている。しかし、今回の分析でコントロールした説明変数以外で分析期間中に変化する要因が推計結果に影響を及ぼす可能性があり、この点については注意が必要となる。

⁹⁾ 今回の女性の分析対象サンプルについて見ると、34歳以下では独身者割合が高く、35歳以上だと有配偶割合及び非正規雇用割合が高くなる傾向があった。この結果から、女性は30代前半まで独身者が多く、30代後半以降で結婚後の非正規雇用で働く割合が多いと言える。

¹⁰⁾ 今回の分析では正規雇用者のみに限定した分析も行っているが、この場合、分析期間中に正規雇用についていた者を分析対象としている。このため、分析期間の途中から正規雇用となったサンプルの場合、正規雇用となった時点以降を分析対象としており、逆に分析期間の途中に正規雇用から非正規雇用へ移動した場合、移動前年までを分析対象としている。このように正規雇用者のみに限定した場合、相対的に能力や就業意欲が高い労働者が残りやすいといったサンプルセレクションバイアスが発生する恐れがある。しかし、今回の分析ではIV-FE OLSを使用することによって、観察できない個人属性を考慮しているため、サンプルセレクションバイアスもある程度コントロールできていると考えられる。

から (A6) は正規雇用就業者のみを示す。

推計結果の解釈に移る前に、(A2) と (A5) の主観的健康度の内生性検定の結果を見ると、いずれの場合も主観的健康度が内生変数であることを示していた。また、(A3) と (A6) の固定効果の有無の検定結果を見ると、いずれの場合も観察できない個人属性の影響は個人間で同一ではないことを示しているため、固定効果を考慮した推計の方が望ましいという結果になった。これらの結果から、主観的健康度の内生性と観察できない個人属性を考慮したIV-FE OLSの推計結果が最も望まし

いと言える。

以上の結果を踏まえたうえで、(A1) から (A3) の雇用就業者全体の結果から見ていく。(A1) から (A3) の推計結果のうち、主観的健康度の係数を見ると、いずれの場合も有意に負の値を示していた。この結果は、主観的健康度が悪化するほど、時間当たり賃金率が低下することを意味する。また、係数の大きさに注目すると、(A1) のOLSよりも (A2) のIVの係数の方が絶対値で大きくなっていった。この結果は、国内 (湯田2010; Hamaaki and Noguchi 2013) や海外の研究 (Cai

表3 健康状態が賃金に及ぼす影響 (男性)

被説明変数: 対数時間当たり賃金率 説明変数	雇用就業者全体			正規雇用のみ		
	(A1)	(A2)	(A3)	(A4)	(A5)	(A6)
第2段階目の推計						
主観的健康度	-0.035*** (0.007)	-0.250*** (0.042)	-0.240** (0.107)	-0.035*** (0.007)	-0.260*** (0.044)	-0.256*** (0.096)
学歴ダミー						
短大・高专卒	0.075*** (0.025)	0.049* (0.027)		0.085*** (0.026)	0.056** (0.029)	
ref:中高卒						
大卒・大学院卒	0.171*** (0.015)	0.165*** (0.016)		0.187*** (0.016)	0.179*** (0.017)	
雇用形態ダミー						
非正規雇用	-0.355*** (0.023)	-0.323*** (0.026)	-0.235*** (0.040)			
ref: 正規雇用						
勤続年数	0.016*** (0.002)	0.015*** (0.002)	0.016*** (0.005)	0.014*** (0.002)	0.013*** (0.003)	0.012** (0.006)
勤続年数の2乗	-0.000** (0.000)	-0.000* (0.000)	-0.000 (0.000)	-0.000* (0.000)	-0.000 (0.000)	-0.000 (0.000)
労働市場における総経験年数	0.030*** (0.003)	0.034*** (0.003)	0.124*** (0.039)	0.035*** (0.003)	0.039*** (0.003)	0.156*** (0.048)
労働市場における総経験年数の2乗	-0.000*** (0.000)	-0.001*** (0.000)	-0.001*** (0.000)	-0.001*** (0.000)	-0.001*** (0.000)	-0.001*** (0.000)
業種ダミー	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
職種ダミー	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
企業規模ダミー	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
都道府県別失業率	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
年次ダミー	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
定数項	7.176*** (0.054)	7.568*** (0.096)		7.079*** (0.058)	7.504*** (0.104)	
第1段階目の推計						
睡眠時間		-0.073*** (0.012)	-0.053*** (0.015)		-0.081*** (0.013)	-0.072*** (0.017)
運動習慣		-0.095*** (0.008)	-0.045*** (0.010)		-0.095*** (0.009)	-0.049*** (0.010)
推計手法	OLS	IV	IV-FE	OLS	IV	IV-FE
修正済み決定係数	0.373			0.315		
健康度のWu-Hausmanの内生性検定 (F統計量)		30.989***			31.409***	
固定効果の有無に関する検定 (F統計量)			3.01***			3.19***
操作変数の弱相関検定 (F統計量)		89.842***	17.283***		83.534***	21.366***
操作変数の過剰識別制約検定 (p値)		0.311	0.314		0.393	0.439
サンプルサイズ	6021	6021	6021	5468	5468	5468

注1: ***, **, *はそれぞれ推定された係数が1%、5%、10%水準で有意であるのかを示す。

注2: ()内の値は標準誤差を示す。

注3: 第1段階目の推定には第2段階目に使用した主観的健康度以外の説明変数も使用している。

注4: KHPS2004-KHPS2013から筆者推計。

2007; Jäckle and Himmler 2010)と同じ傾向であり、IVによって内生性によるバイアスが解消されたことが背景にあると考えられる。次に(A3)のIV-FE OLSを見ると、若干ではあるが主観的健康度の係数が(A2)のIVよりも絶対値で小さくなっていた。この結果は、観察できない個人属性が主観的健康度や賃金の双方に正の影響を及ぼしていたことを示唆しており、そのバイアスを除去することで係数に変化が見られたと考えられる。なお、(A2)と(A3)の操作変数について見ると、睡眠時間、運動習慣とも負に有意な値を示していた。この結果は、睡眠時間が長く、運動する傾向がある労働者ほど、主観的健康状態が良好になることを示しており、仮説と整合的な結果となっている。また、操作変数の弱相関検定を見ると、いずれもF値が10以上となっており、弱相関の問題はないと考えられる。過剰識別制約検定を見ると、棄却されているため、操作変数と賃金関数の誤差項に相関が発生していないと考えられる。

次に(A4)から(A6)の正規雇用就業者のみの結果を見ると、主観的健康度の係数は雇用就業者全体とほぼ同じ傾向を示していた。具体的には、いずれの推計方法でも主観的健康度の係数が負に有意であり、IVによって内生性を考慮すると係数の絶対値が大きくなり、IV-FE OLSによって観察できない個人属性を考慮すると係数の絶対値が若干小さくなっていた。また、雇用就業者全体と係数の大きさを比較すると、正規雇用のみの方が若干絶対値で大きくなっていた。この結果は、正規雇用就業者ほど健康悪化による賃金低下が大きいことを意味しており、高い生産性を求められる雇用形態ほど健康の及ぼす影響が大きいと考えられる。なお、操作変数について見ると、各操作変数の有意水準、弱相関検定、過剰識別制約検定の結果とも問題は見られなかった。

以上の結果をまとめると、次の2点が明らかになった。1点目は、内生性や観察できない個人属性をIV-FE OLSで考慮しても、主観的健康度の悪化は賃金を低下させていた。これは健康状態が悪

化するほど、労働生産性が低下するためだと考えられる。なお、観察できない個人属性を考慮すると、健康の賃金に及ぼす影響が小さくなっていたため、観察できない個人属性は上方バイアスをもたらしていたと考えられる。2点目は、操作変数として使用した睡眠時間、運動習慣の両方とも、弱相関検定、過剰識別制約検定の結果で問題はなかった。

次に表4の女性の推計結果を見ていく。表中の(B1)から(B3)は雇用就業者全体を示し、(B4)から(B6)は正規雇用就業者のみを示す。

推計結果に移る前に、(B2)と(B5)の主観的健康度の内生性検定の結果を見ると、いずれの場合も主観的健康度が内生変数ではないという結果になっていた。男性の場合とは違い、女性ではそもそも主観的健康度と賃金の間に逆相関の関係が存在しない可能性がある。また、(B3)と(B6)の固定効果の有無の検定結果を見ると、いずれの場合も固定効果を考慮した推計の方が望ましいという結果になった。これらの結果から、少なくとも観察できない個人属性を考慮した推計を行う方が望ましいと言える。

以上の結果を踏まえたうえで、(B1)から(B3)の雇用就業者全体の結果を見ると、(B1)の主観的健康度のみが有意に負の値を示しており、操作変数を用いた(B2)と(B3)は有意な値となっていなかった。女性の場合、主観的健康状態の悪化は賃金の低下に影響を及ぼしていないと考えられる。次に(B4)から(B6)の正規雇用就業者のみの結果を見ると、いずれの場合も主観的健康度は有意な値を示していなかった。以上の結果から明らかなおおろ、女性の場合、健康状態と賃金の間に明確な関係は見られなかった¹¹⁾。このような結果は国内(湯田2010)や海外(Jäckle and Himmler 2010)でも確認されているため、今回使用したKHPSのみで観察される結果ではないと言える。おそらく、女性の労働生産性の決定には健康以外の今回の説明変数では考慮されてない要因が影響を及ぼしていると考えられる¹²⁾。

¹¹⁾ 操作変数を使用しないFixed Effect OLSとRandom Effect OLSでも推計したが、いずれの主観的健康度も有意な値を示していなかった。

表4 健康状態が賃金に及ぼす影響（女性）

被説明変数：対数時間当たり賃金率		雇用就業者全体			正規雇用のみ	
説明変数	(B1)	(B2)	(B3)	(B4)	(B5)	(B6)
第2段階目の推計						
主観的健康度	-0.011* (0.007)	0.061 (0.060)	-0.042 (0.438)	-0.003 (0.013)	0.017 (0.113)	-0.477 (0.554)
学歴ダミー	短大・高専卒	0.098*** (0.015)	0.104*** (0.016)		0.089*** (0.030)	0.090*** (0.030)
ref:中高卒	大卒・大学院卒	0.158*** (0.019)	0.171*** (0.022)		0.158*** (0.033)	0.162*** (0.041)
雇用形態ダミー	非正規雇用	-0.359*** (0.015)	-0.362*** (0.015)	-0.157*** (0.029)		
ref:正規雇用						
勤続年数		0.020*** (0.002)	0.020*** (0.002)	0.022** (0.010)	0.029*** (0.003)	0.029*** (0.003)
勤続年数の2乗		-0.000*** (0.000)	-0.000*** (0.000)	-0.000 (0.000)	-0.000*** (0.000)	-0.000*** (0.000)
労働市場における総経験年数		0.006** (0.003)	0.006** (0.003)	0.022 (0.025)	0.007 (0.005)	0.008 (0.006)
労働市場における総経験年数の2乗		-0.000** (0.000)	-0.000*** (0.000)	-0.000 (0.001)	-0.000 (0.000)	-0.000 (0.001)
業種ダミー		Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
職種ダミー		Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
企業規模ダミー		Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
都道府県別失業率		Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
年次ダミー		Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
定数項		6.957*** (0.052)	6.802*** (0.138)		6.801*** (0.094)	6.749*** (0.307)
第1段階目の推計						
睡眠時間			-0.065*** (0.013)	-0.013 (0.017)		-0.057** (0.022)
運動習慣			-0.066*** (0.010)	-0.011 (0.011)		-0.080*** (0.019)
推計手法	OLS	IV	IV-FE	OLS	IV	IV-FE
修正済み決定係数	0.345			0.210		
健康度のWu-Hausmanの内生性検定(F統計量)		1.491			0.032	
固定効果の有無に関する検定(F統計量)			3.61***			1.84***
操作変数の弱相関検定(F統計量)		33.237***	0.739		11.520***	1.015
操作変数の過剰識別制約検定(p値)		0.162	0.673		0.025	0.668
サンプルサイズ	5083	5083	5083	1834	1834	1834

注1: ***, **, *はそれぞれ推定された係数が1%、5%、10%水準で有意であるのかを示す。

注2: ()内の値は標準誤差を示す。

注3: 第1段階目の推定には第2段階目に使用した主観的健康度以外の説明変数も使用している。

注4: KHPS2004-KHPS2013から筆者推計。

次に操作変数について注目すると、(B2)の操作変数の有意水準、弱相関検定、過剰識別制約検定の結果とも問題は見られなかった。しかし、(B5)の過剰識別制約検定の結果、操作変数と賃金関数の誤差項が相関している恐れがあった。また、(B3)と(B6)のIV-FE OLSでは睡眠時間、運動習慣の両方とも有意な値を示していなかった。

さらに、(B3)と(B6)の弱相関検定のF値が10未満となっており、弱相関の問題が発生していると考えられる。これらの結果から、女性では睡眠時間や運動習慣といった操作変数の妥当性に留意が必要となる。なお、男女間で健康指標に対する操作変数の及ぼす影響が異なるという傾向は濱秋・野口(2010)でも指摘されているため、今後、男

¹²⁾ 結婚や出産といった要因は女性の就業の意思決定や賃金だけでなく、睡眠時間や運動習慣にも影響を及ぼしていると考えられるため、これらの変数も考慮した推計を実施した。しかし、いずれの推計手法でも推計結果に大きな変化はなく、主観的健康度はほとんどの場合において有意な値を示さなかった。また、操作変数の運動習慣や睡眠時間についてもほぼ変化は見られなかった。

女間で違った操作変数を使用することを検討する必要がある。

以上の結果をまとめると、次の2点が明らかになった。1点目は、内生性や観察できない個人属性を考慮すると、女性では主観的健康度の悪化が賃金に影響を及ぼしていなかった。2点目は、女性では観察できない個人属性を考慮すると、睡眠時間、運動習慣の両方とも、有効な操作変数として機能していなかった。

VI 結論

本稿の目的は、KHPSを用い、健康が賃金に及ぼす影響を再検証することであった。健康が賃金に及ぼす影響を検証する場合、健康指標の測定誤差や賃金健康に影響を及ぼす逆相関が推計上の課題として先行研究で指摘されてきた。これら以外にも、観察できない個人属性が健康と賃金の両方に影響を及ぼしていると考えられるものの、こ

の点を考慮した研究は国内ではまだない。そこで、本稿では睡眠時間と運動習慣を操作変数としたIV-FE OLSを用いることでこれらの課題に対処し、健康が賃金に及ぼす影響を分析した。分析の結果、次の2点が明らかになった。

1点目は、男性の場合、内生性や観察できない個人属性をIV-FE OLSで考慮しても、主観的健康度の悪化は賃金を低下させていた。これは健康状態が悪化するほど、労働生産性が低下するためだと考えられる。なお、観察できない個人属性を考慮すると、健康の賃金に及ぼす影響が小さくなっていった。

2点目は、女性の場合、内生性や観察できない個人属性を考慮すると、主観的健康度の悪化が賃金に影響を及ぼしていなかった。

以上の結果から、健康状態の変化は主に男性の賃金に影響を及ぼしており、女性の賃金には影響を及ぼしていないと言える^{13),14),15),16),17)}。健康状態の悪化は、労働者個人に対する賃金の低下といっ

¹³⁾ 年齢層によって健康が賃金に及ぼす影響が異なっている可能性がある。この点を検証するために、男女両方において35歳以上と35歳未満でサンプルを分割し、主観的健康度の係数に違いが見られるかどうかといった点を検証した。なお、サンプルサイズを確保するために雇用就業者全体で分析を行った。この分析の結果、男性の場合、35歳前後にサンプルを分割しても健康状態の悪化が賃金を低下させていた。また、係数の大きさを見ると、若干ではあるが、35歳未満の方が大きかった。これに対して女性の場合、IVやIV-FE OLSを使用したいずれの場合でも、主観的健康度は有意な値とならなかった。なお、45歳前後でも同様の分析を行った結果、男性では健康状態の悪化が賃金を低下させており、45歳以上の係数の方が45歳未満よりも大きかった。また、女性の場合、いずれの推計でも主観的健康度は有意な値とならなかった。

¹⁴⁾ 今回使用した都道府県別失業率は試算値であり、その使用には注意が必要となる。そこで、推計結果の頑健性を確認するためにも、都道府県別有効求人倍率を使用した推計も行った。なお、分析対象は雇用就業者全体である。分析の結果、男女とも都道府県別有効求人倍率は正の符号を示す場合が多かった。この結果は、都道府県別有効求人倍率が高く、労働市場の需給状況が良好であるほど、賃金が高くなることを示している。また、主観的健康度、弱相関検定、そして、過剰識別制約検定の結果を見ると、男女とも都道府県別失業率を使用した場合とほぼ同じ傾向を示していた。

¹⁵⁾ 今回の分析では主観的健康度を連続変数として使用しているが、この場合、係数の解釈が難しい点がある。そこで、推計結果の解釈を補完するためにも、「あまりよくない」と「よくない」の場合に1、それ以外で0となる不健康ダミーを作成し、追加の推計を行った。分析対象は雇用就業者全体である。分析の結果、男性の場合、いずれの推計手法でも不健康ダミーは負に有意な値を示すことがわかった。この結果は、不健康であるほど賃金率が低くなることを意味している。また、係数の絶対値の大きさを見ると、すべての推計手法において、連続変数の主観的健康度を使用した場合よりも大きくなっていった。さらに、弱相関検定の結果を見ると、IVではF値が10以上であったが、IV-FE OLSでは10以下となっており、弱相関の問題が存在する恐れがあった。IV-FE OLSで弱相関の問題が発生する背景には、おそらく、不健康ダミーでは十分な変化がないため、固定効果推計時に操作変数の及ぼす影響が弱まるためではないかと考えられる。なお、連続変数の主観的健康度の場合、十分な変動があるため、IV-FE OLSでも弱相関の問題がないという利点がある。過剰識別制約検定についてはIV、IV-FE OLSとも棄却されていた。次に、女性の推計結果を見ると、いずれの場合も有意な値となっていなかった。この結果は、女性の場合、不健康であることが賃金に影響を及ぼさないことを意味している。この女性の推計結果は、湯田(2010)と整合的である。

た問題に留まるだけでなく、企業の生産性低下による業績悪化にまでつながる恐れがあるため（山本・黒田2014）、今後さらなる対策が求められる。この点に関して、梶谷・小原（2010）で指摘されるようなセルフケアの実施が重要となるが、企業からのさまざまな支援も必要不可欠となる。また、政策的な観点からは、企業及び労働者に健康を維持、促進するよう法整備等を行うことが必要だと言える。この点について、2015年12月に施行された改正労働安全衛生法によってストレスチェック制度が義務化されるのは、望ましい方針だと言える。

最後に本稿に残された課題について述べておきたい。今回の分析の結果、女性の健康と賃金の間には明確な関係が見られなかったが、これには今回の分析で考慮されていない要因が影響を及ぼしている可能性がある。観察できない個人属性は考慮しているため、期間中に変動する要因が影響を及ぼしていると考えられるが、この点をさらに検討する必要があるだろう。また、今回は主に主観的健康状態について分析したが、近年ではメンタルヘルスの悪化が大きな注目を浴びている。メンタルヘルスの悪化が賃金にどのような影響を及ぼすのかといった点はまだ国内では研究が少ないも

の、今後この点をより検証する必要があるだろう。

付記

本稿の作成にあたり慶應義塾大学パネルデータ設計・解析センターによる『慶應義塾家計パネル調査』の個票データの提供を受けた。また、2名の本誌レフェリー、山本勲教授（慶応大学）、黒田祥子教授（早稲田大学）からは本稿を改善する上で非常に有益なコメントを頂いた。ここに記して感謝する次第である。

（平成27年9月投稿受理）

（平成28年3月採用決定）

参考文献

- Becker G. S. (1964) *Human Capital*, Columbia University Press.
- Cai L. (2009) "Effects of Health on Wages of Australian Men," *The Economic Record*, Vol.85-270, pp.290-306.
- Contoyannis P. and Rice N. (2001) "The Impact of Health on Wages: Evidence from the British Household Panel Survey," *Empirical Economics*, Vol.26, pp.599-622.
- Currie J. and Madrian B. C. (1999) "Health, Health Insurance and the Labor Market," in Orley C. Ashenfelter and David Card eds., *Handbook of Labor Economics*, Vol.3C, pp.3309-3416, North-Holland.

¹⁶⁾ 今回の分析では、操作変数の運動習慣を連続変数として扱っているが、男女ともその約7割が1週間に運動していないといった結果になっていた。この点を考慮に入れ、連続変数の運動習慣の推計結果を補完するためにも、運動を「まったくしない」の場合に1、それ以外で0となる非運動ダミーを作成し、推計を行った。また、運動習慣と主観的健康度の同時決定バイアスの可能性に対処するためにも、1期前の非運動ダミーを使用した推計も行った。分析対象は雇用就業者全体である。分析の結果、男性の場合、IV、IV-FE OLSとも操作変数の非運動ダミーは有意に正の符号を示していた。この結果は、運動していないほど主観的健康度が悪化することを意味している。また、主観的健康度の係数は、運動習慣の連続変数を使用した場合とほぼ同じ傾向を示していた。さらに、弱相関検定については、いずれもF値が10以上となっており、過剰識別制約検定についても棄却されていた。次に1期前の非運動ダミーについて見ると、IVでは正に有意な値を示していたが、IV-FE OLSでは有意となっていなかった。主観的健康度についてはいずれの推計手法でも負に有意となっていたが、IV-FE OLSの場合、弱相関検定のF値が10未満となっており、弱相関の問題があると考えられる。次に女性の推計結果について見ると、IVの場合、非運動ダミー及び1期前の非運動ダミーとも正に有意となっていたが、IV-FE OLSの場合、いずれも有意となっていなかった。また、主観的健康度はいずれの場合も有意となっていなかった。

¹⁷⁾ 今回の分析では、本人以外の家族に関する諸変数を使用していなかった。しかし、これらの要因は健康に影響を及ぼす可能性があるため、コントロールする必要がある。そこで、家族に関する諸変数を追加したうえで再度分析を行った。具体的に追加した変数は、新規に結婚ダミー、新規に出産ダミー、両親と新規に同居ダミー、貯蓄額(万円)/100、新規に結婚ダミー×貯蓄額(万円)/100、新規に出産ダミー×貯蓄額(万円)/100、そして、両親と新規に同居ダミー×貯蓄額(万円)/100である。貯蓄額との各交差項は、家族の変化が貯蓄に及ぼす影響を考慮するために使用している。なお、分析対象は雇用就業者全体である。推計結果を見ると、男女とも家族に関する諸変数を追加しても、主観的健康度の係数に大きな変化は見られなかった。この結果から、表3及び表4の推計結果は、家族に関する諸変数を考慮しても変化せず、頑健だと言える。

- Fischer J. A. V. and Sousa-Poza A. (2009) "Does Job Satisfaction Improve the Health of Workers? New Evidence Using Panel Data and Objective Measures of Health," *Health Economics*, Vol.18-1, pp.71-89.
- Franks P. Gold M.R. and Fiscella K. (2003) "Sociodemographics, Self-Rated Health, and Mortality in the US," *Social Science and Medicine*, Vol.56, pp.2505-2514.
- Gambin L. M. (2005) "The Impact of Health on Wages in Europe-Does Gender Matter?" HEDG Working Paper 05/03.
- Grossman, M (1972) "On the Concept of Health Capital and the Demand for Health," *Journal of Political Economy*, Vol.80, pp.223-255.
- Hamaaki J. and Noguchi H. (2009) "Does Health Status Matter to People's Retirement Decision in Japan?: An Evaluation of 'Justification Hypothesis' and Measurement Errors in Subjective Health", mimeo, presented at iHEA 7th World Congress on Health Economics.
- Hamaaki J. and Noguchi H. (2013) "The Impact of Health Problems on Income of the Elderly in Japan," 一橋大学機関リポジトリ HERMES-IR (<http://hdl.handle.net/10086/25586>).
- Idler, E. L. and Benyamini Y. (1997) "Self-rated Health and Mortality: A Review of Twenty -Seven Community Studies," *Journal of Health and Social Behavior*, Vol.38, pp.21-37.
- Jäckle R. and Himmler O. (2010) "Health and Wages- Panel Data Estimates Considering Selection and Endogeneity," *Journal of Human Resources*, Vol.45-2, pp.364-406.
- Weil D. N. (2007) "Accounting for the Effect of Health on Economic Growth," *The Quarterly Journal of Economics*, Vol.122, No.3, pp.1265-1306.
- 岩本康志 (2000) 「健康と所得」国立社会保障・人口問題研究所 (編) 『家族・世帯の変容と生活保障機能』 pp.95-117, 東京大学出版会。
- 大石亜希子 (2000) 「高齢者の就業決定における健康要因の影響」『日本労働研究雑誌』第481号, pp.51-62。
- 大竹文雄・佐々木勝 (2009) 「スポーツ活動と昇進」『日本労働研究雑誌』第587号, pp.62-89。
- 梶谷真也・小原美紀 (2010) 「予防行動と健康状態」『医療経済研究』第22号第1巻, pp.47-62。
- 清家篤・山田篤弘 (2004) 『高齢者就業の経済学』日本経済新聞社。
- 土井由利子 (2012) 「日本における睡眠障害の頻度と健康影響」『保健医療科学』第61号第1巻, pp.3-10。
- 濱秋純哉・野口晴子 (2010) 「中高齢者の健康状態と労働参加」『日本労働研究雑誌』第601号, pp.5-24。
- 山本勲・黒田祥子 (2014) 『労働時間の経済分析 超高齢社会の働き方を展望する』日本経済新聞出版社。
- 湯田道生 (2010) 「健康状態と労働生産性」『日本労働研究雑誌』第601号, pp.25-36。

(さとう・かずま)