

健康状態と労働生産性

湯田 道生

(中京大学准教授)

教育や職業訓練が人的資本を形成し、その蓄積が労働生産性を向上させるのと同様に、予防行動や医療需要といった健康に対する投資が健康資本を形成し、その蓄積もまた、労働者の生産性を上昇させることは、以前より多くの研究者が指摘している。本稿では、2000年から2006年の『日本版総合的社会調査 (Japanese General Social Surveys, JGSS)』の個票データを用いて、就業者の健康状態が、労働生産性の代表的な指標である賃金率に与える影響を推定している。ただし、医療・健康経済学ならびに医学・公衆衛生学分野における多くの研究が示しているように、健康と賃金(所得)の間には、双方向の因果関係が存在する。この逆の因果関係の影響を可能な限りコントロールするために、本稿では、就業者の健康投資行動や健康増進法の施行といった新たな変数を追加して、健康状態が賃金率に与える影響を分析している。その結果、男性においては健康状態の悪化に伴って賃金率が有意に減少することが確認され、特に高齢になるほどその影響が大きかった。一方で、女性においては、健康状態と賃金率の間に明確な因果関係は認められなかった。また、就業者の健康の改善に貢献しているのは、個人の健康投資活動であり、健康増進法の施行がその改善に貢献しているということは認められなかった。

目次

- I はじめに
- II データと計量モデル
- III 推定結果
- IV 年齢別分析
- V まとめと課題

I はじめに

健康状態を人的資本の一部とみなす考え方は古くから存在している。つまり、教育や職業訓練が人的資本を形成し、その蓄積が労働生産性を向上させるのと同様に、予防行動や医療需要などの健康に対する投資が健康資本(Health capital)を形成し、その蓄積もまた、労働者の生産性を上昇させる(例えば、Becker 1964; Grossman 1972など)。実際に、健康状態が賃金、所得、および労働供給

(就業選択や職種選択など)といった労働市場の成果に与える影響を分析した研究は、欧米を中心に数多く存在している。それらを包括的にサーベイしている Currie and Madrian (1999) によれば、ほとんどの研究で健康状態の悪化が賃金率や労働供給に負の影響を与えているという結果が得られている。我が国において、同様の分析を行っている研究を包括的にサーベイしている岩本(2000a)によれば、ほとんどの研究で概ね同様の結果が得られているようである¹⁾。

本稿では、そのような研究課題の一環として、健康状態が労働生産性の代表的な指標である賃金率に与える影響を分析している。岩本(2000a)で紹介されている研究のうち、健康状態と賃金率の関係を分析しているものには、清家(1989)、金子・高橋(1997)、および岩本(2000a, b)があり、いずれもクロスセクションデータを用いて検証を

行っている。このうち、年金制度と高齢者の労働供給の関係を分析している清家（1989）と金子・高橋（1997）では、いずれも健康水準の悪化が賃金率にマイナスで有意な影響を与えていることを確認している。また、岩本（2000a, b）は、旧厚生省の『国民生活基礎調査』の個票データを用いて、健康状態の悪化がどの程度の所得損失を発生させるのかを推定しており、30～54歳男性では1%程度、55歳以上男性では1.5%の所得損失をもたらすという結果を得ている。

しかしながら、「健康」を実証分析の対象とする際には、いくつかの技術的な問題に対応する必要がある。第一は、Grossman（1972）で示されているように、健康状態自体が内生変数となっている点である。特にGrossman（1972）では、実質賃金率や医療サービス価格、教育水準、資産などが健康需要および医療需要に与える影響が理論的に分析されている。このことは、健康状態と賃金率の間には、双方向の因果関係が存在することを示しているため、実証分析の際には、これらの同時性を考慮した計量モデルを推定する必要がある。実際に、医療・健康経済学や医学・公衆衛生学の分野では、所得や賃金が健康水準に与える影響を分析している研究が数多く存在している。わが国では、橋本（2006）や小塩（2009）などにおいて、所得の増加が、健康水準に正で有意な影響を与えていることが確認されている²⁾。第二は、健康状態の測定誤差の問題である。多くの実証研究で用いられている健康指標は、回答者本人の主観的な評価による健康水準（self-reported health）であり、これはしばしば回答者の真の健康状態と乖離していることが指摘されている。したがって、健康水準が賃金や労働供給に与える影響を正確に推定するためには、そのような測定誤差に対する対応を取る必要がある。

以上のような議論を踏まえて、本稿では、健康状態が労働生産性の代理変数である賃金率に与える影響を分析する。分析においては、可能な限り上述の課題を克服するために、就業者の健康投資行動などに関する新たな変数を追加することで、健康指標の内生性の問題に対応している。加えて、本稿では、国内の先行研究例とは異なって、

複数年のマイクロデータを用いて実証分析を行っている。複数年のデータを用いることによって、クロスセクションデータによる分析では識別が困難である一時的なショックと長期的なショックのそれぞれが個人の健康水準に与える影響を詳細に分析することができる。例えば我が国では、2003年5月に、国民の栄養状態の改善や健康増進のための基本的な枠組みの構築を目的とした健康増進法が施行された。本稿では、この法律の導入によって就業者の健康状態がどのような影響を受けたのかについても併せて検証する。なお、健康増進法が施行されてすでに7年近くが経過しているが、このような検証を行っている研究は、筆者の知る限りではまだ存在していない³⁾。

本稿の構成は以下の通りである。Ⅱでは、実証分析に用いるデータの概要と、計量モデルについて述べる。Ⅲでは、実証分析の結果をまとめる。Ⅳでは、Ⅲと同様の分析を年齢階層別に行った結果を報告する。Ⅴは本稿のまとめである。

Ⅱ データと計量モデル

1 データの概要⁴⁾

本稿で使用する主なデータは、2000～2006年の『日本版総合的社会調査（Japanese General Social Surveys, JGSS）』の個票データである。

JGSSは大阪商業大学JGSS研究センター（文部科学大臣認定日本版総合的社会調査共同研究拠点）が、東京大学社会科学研究所の協力を受けて実施している研究プロジェクトである。JGSSの調査方法は調査年度ごとに若干異なっているが、全体を通してのおよその方針は以下の通りである。調査対象の母集団は、各調査年度の9月1日時点で満20～89歳の男女であり、層化2段抽出法により対象者を抽出している。層化は、全国を北海道・東北、関東、中部、近畿、中国・四国、九州の6ブロックに分け、各ブロック内で市郡規模に応じて大都市、その他の市、郡部の3つ（2006年以降は、大都市、人口20万人以上の市、人口20万人未満の市、郡部の4つ）に分ける方法をとっている。『国勢調査』の調査区を調査地点の抽出単

位とし、各層から調査地点を抽出している。調査地点数は、ひとつの調査地点の対象者数が最大でおおよそ15になるように設定している。各調査地点における対象者の抽出は、選挙人名簿（許可されない場合は住民基本台帳）からの系統抽出により行っている。なお、これまでの実施概要は、表1にまとめた通りとなっている。

調査方法は、面接法と留置法を組み合わせで行っている。ただし、元々は面接調査票と留置調査票をそれぞれ1種類用いる方式でスタートしたが、2003年の調査では、留置調査票をA票とB票の2種類用意し、対象者を半数ずつそれぞれの調査票に割り当てる方式をとっており、この方式は2006年以降、標準化されている。調査項目は、原則的に毎回調査する中心的な設問と、1回限りあるいは数回に1度だけ調査する時事的な設問に分けられる。中心的な設問には、回答者の職業や世帯構成などの基本属性に関する設問と、回答者の日常的な行動や基本的な生活意識、政治意識などに関する設問が含まれる。中心的な設問は、毎回同じ項目を継続して調査することが原則であるが、調査年度ごとに若干の修正を行うこともある。時事的な設問には、それぞれの調査時点で世間の注目を集めている出来事に関する設問や、集中的な分析が行いやすいように特定のテーマに焦点を絞って組み込んだ設問が含まれる。2005年からは、一般の研究者への公募から組み込まれた設問も時事的な設問に含まれている。

2 計量モデル

健康状態が賃金率に与える因果的影響を検証するために、本稿では通常のミンサー型賃金関数に健康水準の代理変数を加えた以下の(1)式を推定する。

$$\ln w_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 \text{BadHealth}_{it} + \alpha_2 \text{Educ}_{it} + \alpha_3 \text{Exper}_{it} + \alpha_4 \text{Exper}_{it}^2 + \alpha_5 \text{Tenure}_{it} + \alpha_6 \text{Tenure}_{it}^2 + \alpha_7 X_{it} + \alpha_8 \text{Year}_t + \alpha_9 \text{Local}_{it} + u_{it} \quad (1)$$

ただし、 $\ln w_{it}$ は個人 i の t 年における賃金率（時間当たり賃金）の対数値であり、賃金率 w は具体的には以下のように定義されている。

$$w_{it} = \frac{\text{Income}_{i,t-1}}{52(\text{weeks}) \times \text{Hour}_{it}} \quad (2)$$

ただし、 Income は前年度の所得⁵⁾、 Hour は調査直前の1週間における労働時間である。ただし、前年に就業していない個人は、 Income が非常に低いため、賃金率が小さく計算されてしまう可能性がある。そこで、現職の就業年数が1年以下の個人は、予め分析対象から除外している。また、調査の前週に欠勤した個人は、 Hour が非常に短いため、賃金率が大きく計算されてしまう可能性がある。したがって、それらの個人も分析対象から除外している。

BadHealth は、健康状態が「良くない」または「あまり良くない」と回答した個人に1をとる不健康ダミーである。もし健康水準の悪化が賃金率を引き下げるのであれば、 α_1 はマイナスで有意

表1 JGSSの調査概要

年度	調査票	調査対象数	有効回収数	有効回収率	調査時期
2000		4,498	2,893	64.3%	10~11月
2001		4,498	2,790	62.0%	10~11月
2002		5,000	2,953	59.1%	10~11月
2003	A	3,578	1,957	54.7%	10~11月
	B	3,622	1,706	47.1%	10~11月
2005		4,500	2,023	45.0%	8~11月
2006	A	4,002	2,124	53.1%	10~12月
	B	3,998	2,130	53.3%	10~12月
平均回収率			54.8%		

注：http://www.jgss.daishodai.ac.jp/surveys/sur_top.htmlなどを参考に、筆者作成。

に推定されることになる。また、*Educ*, *Exper*, および *Tenure* は、ミンサー型の賃金関数に用いられる教育年数、通算の就業年数、および現職の就業年数である。一般的には、これらの一次項はプラス、二次項はマイナスに有意に推定される。*X* は、賃金率に影響を与えうると考えられるその他の個人属性であり、具体的には大企業ダミーと職種ダミー（14種）が含まれる。また、*Year* には年効果を考慮するための変数群で、具体的には実質GDPと失業率といったマクロ統計が含まれている。なお、JGSSのような repeated cross section データを用いる場合には、年効果の考慮は調査年ダミーを加えて推定するのが、一般的な対応方法である。しかしながら、調査年ダミーは、以下で述べる不健康ダミーの内生性の問題に対応するために用いるため、本稿では上述のマクロ統計を年効果の代理変数として採用している。また、*Local* は都道府県ダミーであり、*u* は誤差項である。

しかしながら、Iで述べたように、(1)式のみを単独で推定して得られるパラメーターには、賃金率から健康水準への逆の因果関係の存在による同時性バイアスが発生する。本稿では、その問題に対応するために、以下の健康関数を定義して、(1)式との同時推定を行うことを試みる。

$$\begin{aligned} \text{BadHealth}_{it} = & \gamma_0 + \beta_1 \text{HPL}_{it} + \beta_2 \text{Exercise}_{it} \\ & + \beta_3 \text{Sportclub}_{it} + \gamma_1 \text{Educ}_{it} \\ & + \gamma_2 \text{Exper}_{it} + \gamma_3 \text{Exper}_{it}^2 + \gamma_4 \text{Tenure}_{it} \\ & + \gamma_5 \text{Tenure}_{it}^2 + \gamma_6 X_{it} + \gamma_7 \text{Year}_{it} \\ & + \gamma_8 \text{Local}_{it} + v_{it} \end{aligned} \quad (3)$$

HPL は健康増進法（Health Promotion Law）が施行された2003年以降のサンプルに1をとるダミー変数、*Exercise* は、週に1回程度以上運動をしている個人を1とする運動習慣ダミー⁶⁾、そして *Sportclub* は、スポーツ関係のグループやクラブに加入している個人を1とするスポーツクラブダミーである。また、*v* は健康関数の誤差項である。これらの変数は、自身の健康の維持や増進につながると考えられるため、操作変数が満たすべき仮定を満たすものであると思われる。また、これらの変数は、賃金関数の誤差項 *u* と関連しないものと仮定する。

いものと仮定する。

3 推定方法

計量分析においては、性別および雇用状態別（全就業者と常勤労働者）にサンプルを分けて推定を行っている。推定方法は、不健康ダミーを外生変数として推定する最小二乗法（OLS）と、それを内生変数として推定する操作変数法（IV推定）、および Treatment Effect Model（TEM）である。なお、IV推定の第一段階推定では、不健康ダミーという二値変数を線形確率モデル（Linear Probability Model）で推定することになるが、政策の効果などを検証する場合には、こうしたアプローチによって頑健で安定的な推定量を得ることができる（Angrist 2001）。また、IV推定の推定結果を用いることで、操作変数の妥当性の検証も容易に行うことができるというメリットがある。一方で、TEMについては、賃金関数と健康関数を最尤法で同時に推定することによって、より efficient な推定量を得ることができる。なお、TEMにおける個人 *i* の対数尤度関数は以下のように示される。

$$\ln L_i = \begin{cases} \ln \Phi \left\{ \frac{\mathbf{z}_i \boldsymbol{\gamma} + (\ln w_i - \mathbf{x}_i \boldsymbol{\beta} - \alpha_1) \rho / \sigma}{\sqrt{1 - \rho^2}} \right\} \\ - \frac{1}{2} \left(\frac{\ln w_i - \mathbf{x}_i \boldsymbol{\beta} - \alpha_1}{\sigma} \right)^2 - \ln(\sqrt{2\pi}\sigma), \\ \text{if } \text{BadHealth} = 1 \\ \ln \Phi \left\{ \frac{-\mathbf{z}_i \boldsymbol{\gamma} - (\ln w_i - \mathbf{x}_i \boldsymbol{\beta}) \rho / \sigma}{\sqrt{1 - \rho^2}} \right\} \\ - \frac{1}{2} \left(\frac{\ln w_i - \mathbf{x}_i \boldsymbol{\beta}}{\sigma} \right)^2 - \ln(\sqrt{2\pi}\sigma), \\ \text{if } \text{BadHealth} = 0 \end{cases} \quad (4)$$

ただし、 Φ は標準正規分布の累積密度関数、 \mathbf{x} は(1)式の不健康ダミー以外の説明変数、 \mathbf{z} は(3)式に含まれるすべての説明変数である。また、このときには、誤差項 *u* と *v* は、平均ゼロと以下の分散共分散行列を持つ二変量正規分布に従うものとする⁷⁾。

$$\begin{bmatrix} \sigma^2 & \rho\sigma \\ \rho\sigma & 1 \end{bmatrix} \quad (5)$$

計量分析で使用する変数の記述統計量は表2に

示すとおりである⁸⁾。就業者と常勤就業者の諸変数を比べてみると、男性ではほとんど差はないが、女性に関しては、個人数（観測値数）をはじめとして、いくつかの属性に関して差があること

が分かる。また、不健康であると回答した個人は、男性では16.2%、女性では13.8%（常勤労働者）～14.9%（全労働者）となっている。表3は、健康状態別に、賃金率や運動習慣などの記述統計量とそ

表2 記述統計量

性別 サンプル	男性				女性			
	全就業者		常勤のみ		全就業者		常勤のみ	
	平均	標準偏差	平均	標準偏差	平均	標準偏差	平均	標準偏差
内生変数								
賃金率（万円）	0.260	0.402	0.268	0.411	0.141	0.179	0.166	0.207
不健康ダミー ¹⁾	0.162	0.368	0.162	0.369	0.149	0.356	0.138	0.345
個人属性								
教育年数	12.907	2.737	13.023	2.709	12.443	2.166	12.590	2.218
就業年数（通算） ²⁾	28.992	14.618	28.323	14.235	29.161	13.929	28.656	14.790
就業年数（現職）	17.897	13.094	18.284	12.998	13.614	11.365	16.236	12.197
大企業ダミー ³⁾	0.268	0.443	0.272	0.445	0.172	0.377	0.156	0.363
職種ダミー								
農林水産業	0.056	0.230	0.058	0.233	0.047	0.212	0.059	0.236
建設業	0.130	0.337	0.131	0.337	0.045	0.207	0.056	0.230
製造業	0.259	0.438	0.266	0.442	0.189	0.391	0.174	0.379
電気・ガス・熱供給・水道業	0.007	0.082	0.006	0.080	0.003	0.056	0.002	0.039
運輸業	0.071	0.257	0.071	0.257	0.017	0.129	0.015	0.123
卸売業・小売業	0.136	0.342	0.136	0.343	0.198	0.399	0.176	0.381
飲食店	0.022	0.145	0.020	0.141	0.045	0.207	0.039	0.194
金融・保険業	0.024	0.154	0.025	0.157	0.035	0.183	0.037	0.190
不動産業	0.014	0.117	0.013	0.114	0.013	0.115	0.014	0.117
情報・通信サービス業 ⁴⁾	0.040	0.197	0.042	0.201	0.023	0.151	0.021	0.142
医療・福祉サービス業	0.030	0.170	0.030	0.170	0.150	0.357	0.155	0.362
教育・研究サービス業	0.031	0.173	0.030	0.170	0.039	0.194	0.043	0.203
法律・会計サービス業	0.005	0.070	0.005	0.072	0.011	0.104	0.015	0.120
公務	0.040	0.196	0.041	0.197	0.017	0.129	0.023	0.150
操作変数								
健康増進法ダミー	0.303	0.460	0.302	0.459	0.276	0.447	0.264	0.441
運動習慣ダミー ⁵⁾	0.349	0.477	0.353	0.478	0.304	0.460	0.304	0.460
スポーツクラブダミー ⁶⁾	0.217	0.412	0.223	0.416	0.141	0.348	0.142	0.349
年効果								
実質GDP（兆円）	51.739	1.962	51.738	1.964	51.619	1.873	51.569	1.850
失業率	4.799	0.417	4.799	0.417	4.823	0.406	4.830	0.403
観測値数（個人数）	2823		2666		1939		1307	

注：1) 健康状態が「良くない」または「あまり良くない」と回答した個人に1をとるダミー変数。

2) 就業年数（通算）= 年齢 - 教育年数 - 6。

3) 従業員300人以上の企業に勤める個人に1をとるダミー変数。

4) 新聞・放送・出版業、広告業、及び映画制作業も含む。

5) 週に数回以上運動している個人に1をとるダミー変数。

6) スポーツ関係のクラブやグループに加入している個人に1をとるダミー変数。

表3 健康状態と賃金率・運動習慣

健康状態			健康		観測値数	不健康		観測値数	Welch's test			
性別	サンプル	変数名	平均	標準偏差	(個人数)	平均	標準偏差	(個人数)	平均の差	標準誤差		
男性	全就業者	賃金率	0.261	0.411	2367	0.255	0.350	456	0.006	0.018		
		運動習慣	0.364	0.481		0.268	0.443				0.097***	0.023
		スポーツクラブ	0.229	0.420		0.158	0.365				0.071***	0.019
	常勤のみ	賃金率	0.270	0.422	2233	0.257	0.349	433	0.012	0.019		
		運動習慣	0.372	0.483		0.259	0.438				0.113***	0.023
		スポーツクラブ	0.236	0.424		0.159	0.366				0.076***	0.020
女性	全就業者	賃金率	0.142	0.180	1651	0.134	0.173	288	0.009	0.011		
		運動習慣	0.311	0.463		0.264	0.442				0.047*	0.028
		スポーツクラブ	0.149	0.356		0.094	0.292				0.055***	0.019
	常勤のみ	賃金率	0.168	0.206	1127	0.157	0.211	180	0.011	0.017		
		運動習慣	0.311	0.463		0.256	0.437				0.056	0.035
		スポーツクラブ	0.150	0.357		0.089	0.285				0.061**	0.024

注：***は1%有意水準，**は5%有意水準，*は10%有意水準で、それぞれ有意であることを示す。

これらの平均値の差の検定 (Welch's test) を行った結果をまとめたものである。いずれのサンプルにおいても、健康状態の違いによる賃金率の有意な差は認められないが、健康な人ほど運動やスポーツをする機会が有意に多いことがうかがえる。

Ⅲ 推定結果

賃金関数および健康関数の推定結果は表4にまとめた通りである。男性の推定結果に関しては (表4 (A)), 不健康ダミーの係数は、推定方法やサンプルにかかわらず、すべてマイナスに推定された。このうち係数が有意に推定されたものは、内生性をコントロールしたIV推定とTEMによるものであった。また、操作変数に関する検定結果を見てみると、過剰識別制約の検定では帰無仮説 (操作変数は外生) は棄却されていないが、第一段階推定のF値 (帰無仮説は、 $H_0: \beta_1 = \beta_2 = \beta_3 = 0$) の統計量は基準とされる水準 (F=10) を大きく下回っている。つまり、ここで推定されたIV推定の推定量には weak instruments によるバイアスが発生している可能性がある。一方で、TEMでの同検定ではF値は基準を上回った。賃金関数のその他の変数については、おおむね予想通りに推定されている。健康関数の推定結果に関しては、運動習慣ダミーとスポーツクラブダミーがマ

イナスで有意であった。このことは、適度な運動をしている者ほど、健康状態が良いことを示している。一方で、健康増進法ダミーはマイナスだが有意でなかった。

一方で、女性の推定結果に関しては (表4 (B)), 不健康ダミーの係数は、その多くがマイナスに推定されたが、いずれも有意ではなかった。つまり、女性の場合には、健康状態と賃金率の間に明確な因果関係が存在しないと判断できる。また、賃金関数のその他の変数は、男性とは大きく異なる結果が得られた。特に、就業年数に関しては、通算年数ではなく、現職の就業年数が賃金率に有意な影響を与えていることが確認できる。また、操作変数の妥当性に関する検定結果を見てみると、過剰識別制約の検定では帰無仮説は棄却されなかったが、第一段階推定のF値は、IV推定・TEMの双方とも基準を大きく下回っている。つまり、男性のIV推定のケースと同様に、女性の推定結果では、いずれの結果も weak instruments によるバイアスが発生している可能性が高い。健康関数の結果に関しては、スポーツクラブへの参加が概ねマイナスで有意である一方、運動習慣や健康増進法の係数はいずれも有意に推定されなかった。

表 4 推定結果

(A) 男性										
推定方法	OLS		IV				TEM			
サンプル	全就業者	常勤のみ	全就業者	常勤のみ		全就業者	常勤のみ			
被説明変数	$\ln(w)$	$\ln(w)$	$\ln(w)$	$BadHealth$	$\ln(w)$	$BadHealth$	$\ln(w)$	$BadHealth^0$	$\ln(w)$	$BadHealth^1$
不健康ダミー	-0.037 (0.034)	-0.060* (0.034)	-1.468*** (0.499)		-1.221*** (0.426)		-0.136* (0.080)		-0.169** (0.077)	
教育年数	0.069*** (0.005)	0.066*** (0.006)	0.064*** (0.007)	-0.002 (0.003)	0.062*** (0.007)	-0.002 (0.003)	0.068*** (0.005)	-0.002 (0.003)	0.066*** (0.005)	-0.002 (0.003)
就業年数 (通算)	0.044*** (0.004)	0.042*** (0.005)	0.048*** (0.006)	0.004* (0.002)	0.047*** (0.006)	0.004* (0.002)	0.044*** (0.004)	0.004** (0.002)	0.043*** (0.005)	0.004** (0.002)
就業年数 (通算) 2 乗 ¹⁾	-0.066*** (0.008)	-0.058*** (0.009)	-0.071*** (0.010)	-0.004 (0.003)	-0.063*** (0.010)	-0.004 (0.004)	-0.066*** (0.008)	-0.005 (0.003)	-0.059*** (0.009)	-0.005 (0.003)
就業年数 (現職)	0.021*** (0.005)	0.019*** (0.005)	0.016** (0.006)	-0.004* (0.002)	0.014** (0.006)	-0.005** (0.002)	0.021*** (0.005)	-0.004** (0.002)	0.019*** (0.005)	-0.004** (0.002)
就業年数 (現職) 2 乗 ¹⁾	-0.023* (0.012)	-0.023* (0.013)	-0.011 (0.015)	0.009* (0.005)	-0.014 (0.014)	0.008* (0.005)	-0.022* (0.012)	0.008** (0.004)	-0.022* (0.013)	0.008* (0.004)
大企業ダミー	0.180*** (0.023)	0.196*** (0.022)	0.151*** (0.035)	-0.018 (0.017)	0.179*** (0.031)	-0.013 (0.018)	0.178*** (0.023)	-0.017 (0.016)	0.195*** (0.022)	-0.012 (0.017)
健康増進法ダミー				-0.083 (0.075)		-0.071 (0.077)		-0.087 (0.064)		-0.078 (0.067)
運動習慣ダミー				-0.042*** (0.015)		-0.051*** (0.016)		-0.044*** (0.015)		-0.053*** (0.015)
スポーツクラブダミー				-0.036** (0.017)		-0.034** (0.017)		-0.035** (0.016)		-0.033* (0.017)
$\tanh \rho$							0.095 (0.063)		0.109* (0.060)	
$\ln \sigma$							-0.538*** (0.026)		-0.563*** (0.028)	
R-squared	0.3109	0.3051	N.A.		N.A.					
Log likelihood							-3677.4061		-3402.8846	
F/Wald test	F(69,2753) =20.63***	F(69,2596) =19.65***	$\chi^2(69)=731.10$ ***		$\chi^2(69)=798.30$ ***		$\chi^2(69)=1443.56$ ***		$\chi^2(69)=1376.86$ ***	
F/Wald test (年効果)	F(2,2753) =7.33***	F(2,2596) =8.14***	$\chi^2(2)=16.42$ ***		$\chi^2(2)=18.52$ ***		$\chi^2(2)=15.86$ ***		$\chi^2(2)=17.72$ ***	
F/Wald test (地域効果)	F(46,2753) =1.45**	F(46,2596) =1.50**	$\chi^2(46)=48.42$		$\chi^2(46)=55.38$		$\chi^2(46)=69.12$ **		$\chi^2(46)=71.95$ ***	
First stage F-test			F(3,2751)=6.52***		F(3,2594)=7.40***		$\chi^2(3)=18.01$ ***		$\chi^2(3)=20.85$ ***	
Test of overidentifying restrictions & P-value			$\chi^2(2)=0.12$ (P=0.9429)		$\chi^2(2)=0.47$ (P=0.7922)					
Wald test ($H_0: \rho=0$)							$\chi^2(1)=2.32$ (P=0.1275)		$\chi^2(1)=3.23$ (P=0.0724)	

注：1) 上段は推定値、下段の括弧内は Robust standard error。

2) *** は 1% 有意水準, ** は 5% 有意水準, * は 10% 有意水準で、それぞれ有意であることを示す。

3) いずれの推定式にも、業種ダミー、年効果、都道府県ダミー、及び定数項が含まれる。

4) 推定値ではなく、限界効果を示している。

5) 推定値、限界効果、及び標準誤差を 100 倍した値を報告している。

(B) 女性

推定方法	OLS		IV				TEM			
	全就業者	常勤のみ	全就業者	常勤のみ		全就業者	常勤のみ			
サンプル	$\ln(w)$	$\ln(w)$	$\ln(w)$	$BadHealth$	$\ln(w)$	$BadHealth$	$\ln(w)$	$BadHealth^{\dagger}$	$\ln(w)$	$BadHealth^{\dagger}$
被説明変数										
不健康ダミー	0.003 (0.044)	-0.061 (0.062)	-1.579 (1.067)		-1.644 (1.417)		-0.273 (0.287)		-0.412 (0.339)	
教育年数	0.072*** (0.010)	0.066*** (0.013)	0.046*** (0.022)	-0.016*** (0.005)	0.032 (0.034)	-0.021*** (0.005)	0.068*** (0.011)	-0.018*** (0.005)	0.058*** (0.015)	-0.018*** (0.004)
就業年数 (通算)	-0.004 (0.004)	0.013** (0.006)	-0.003 (0.006)	0.001 (0.002)	0.011 (0.007)	-0.001 (0.003)	-0.004 (0.004)	0.000 (0.002)	0.012** (0.006)	-0.001 (0.002)
就業年数 (通算) 2乗 ⁵⁾	0.001 (0.008)	-0.018* (0.011)	-0.003 (0.010)	-0.002 (0.004)	-0.018 (0.012)	0.000 (0.005)	0.000 (0.008)	-0.002 (0.004)	-0.019* (0.011)	0.000 (0.003)
就業年数 (現職)	0.037*** (0.006)	0.020*** (0.008)	0.031*** (0.008)	-0.004 (0.003)	0.017* (0.009)	-0.002 (0.003)	0.035*** (0.006)	-0.003 (0.002)	0.019** (0.008)	-0.001 (0.002)
就業年数 (現職) 2乗 ⁵⁾	-0.056*** (0.016)	-0.036* (0.019)	-0.043** (0.020)	0.008 (0.006)	-0.028 (0.023)	0.005 (0.007)	-0.054*** (0.016)	0.007 (0.006)	-0.034* (0.019)	0.003 (0.005)
大企業ダミー	0.162*** (0.035)	0.198*** (0.047)	0.130** (0.053)	-0.021 (0.023)	0.221*** (0.066)	0.013 (0.031)	0.157*** (0.035)	-0.021 (0.022)	0.204*** (0.047)	0.010 (0.023)
健康増進法ダミー				0.027 (0.090)		0.072 (0.112)		0.040 (0.099)		0.104 (0.115)
運動習慣ダミー				-0.007 (0.020)		-0.008 (0.023)		-0.008 (0.018)		-0.010 (0.017)
スポーツクラブダミー				-0.045* (0.023)		-0.039 (0.027)		-0.052** (0.020)		-0.034* (0.017)
atanh ρ							0.228 (0.235)		0.278 (0.266)	
ln σ							-0.382*** (0.029)		-0.336*** (0.037)	
R-squared	0.2290	0.2450	N.A.		N.A.					
Log likelihood							-2761.1885		-1878.0901	
F/Wald test	F(69,1869) =11.23***	F(69,1237) =8.24***	$\chi^2(69)=429.96***$		$\chi^2(69)=328.96***$		$\chi^2(69)=779.07***$		$\chi^2(69)=573.04***$	
F/Wald test (年効果)	F(2,1869) =3.82***	F(2,1237) =1.97	$\chi^2(2)=7.37**$		$\chi^2(2)=3.99$		$\chi^2(2)=9.02**$		$\chi^2(2)=4.89*$	
F/Wald test (地域効果)	F(46,1869) =1.79***	F(46,1237) =1.74***	$\chi^2(46)=48.99$		$\chi^2(46)=49.74$		$\chi^2(46)=83.10***$		$\chi^2(46)=81.09***$	
First stage F-test			F(3,1867)=1.92		F(3,1235)=1.29		$\chi^2(3)=7.44*$		$\chi^2(3)=5.84$	
Test of overidentifying restrictions & P-value			$\chi^2(2)=1.06(P=0.5877)$		$\chi^2(2)=1.95(P=0.3777)$					
Wald test ($H_0: \rho=0$)							$\chi^2(1)=0.94(P=0.3322)$		$\chi^2(1)=1.09(P=0.2971)$	

注：表4(A)を参照。

IV 年齢別分析

Grossman モデルでは、健康資本の減耗率は、

事故や重病のような確率的なショックによって影響されるものではなく、加齢とともに増加していくと仮定されている⁹⁾。したがって、年齢によっては、健康投資の効果や健康ストックの水準が異

なると考えられるため、本稿では、追加的な分析として、サンプルを年齢で分けたうえで、同様の分析を行うことを試みる。なお、年齢区分に関しては、岩本（2000a, b）と同様に、30～54歳と55歳以上としている¹⁰⁾。

表5（A）は、内生変数の記述統計量をまとめたものであるが、概ね高齢層の方が賃金率・不健康者の割合がともに多くなっている。表5（B）は、表3で行ったWelch's testを年齢別に行った結果をまとめたものである。賃金率に関しては、

表5 記述統計量（年齢別分析）

A 内生変数							
性別	年齢	サンプル	時間当たり賃金		不健康ダミー		観測値数 (個人数)
			平均	標準偏差	平均	標準偏差	
男性	30～54歳	全就業者	0.257	0.163	0.155	0.362	1585
			0.259	0.163	0.157	0.364	1564
	55歳以上	全就業者	0.304	0.659	0.184	0.387	937
			0.327	0.699	0.187	0.390	818
女性	30～54歳	全就業者	0.140	0.148	0.146	0.353	1115
			0.172	0.174	0.130	0.337	699
	55歳以上	全就業者	0.147	0.242	0.149	0.356	611
			0.171	0.279	0.138	0.345	427

B 健康状態と賃金率・運動習慣

健康状態		健康		観測値数		不健康		観測値数		Welch's test	
性別	年齢	サンプル	変数	平均	標準偏差	(個人数)	平均	標準偏差	(個人数)	平均の差	標準誤差
男性	30～54歳	全就業者	賃金率	0.260	0.168	1339	0.241	0.131	246	0.019**	0.010
			運動習慣	0.369	0.483		0.280	0.450		0.088***	0.032
			スポーツクラブ	0.237	0.425		0.167	0.373		0.070***	0.026
		常勤のみ	賃金率	0.262	0.168	1319	0.242	0.130	245	0.021**	0.010
			運動習慣	0.372	0.484		0.278	0.449		0.095***	0.032
			スポーツクラブ	0.240	0.427		0.167	0.374		0.072***	0.027
	55歳以上	全就業者	賃金率	0.304	0.683	765	0.302	0.544	172	0.002	0.048
			運動習慣	0.348	0.477		0.262	0.441		0.086**	0.038
			スポーツクラブ	0.226	0.419		0.163	0.370		0.063**	0.032
		常勤のみ	賃金率	0.331	0.728	665	0.310	0.558	153	0.022	0.053
			運動習慣	0.365	0.019		0.242	0.035		0.124***	0.039
			スポーツクラブ	0.239	0.427		0.163	0.371		0.076**	0.034
女性	30～54歳	全就業者	賃金率	0.140	0.134	952	0.144	0.212	163	-0.004	0.017
			運動習慣	0.300	0.459		0.276	0.448		0.024	0.038
			スポーツクラブ	0.157	0.364		0.092	0.290		0.064**	0.026
		常勤のみ	賃金率	0.170	0.153	608	0.182	0.275	91	-0.011	0.030
			運動習慣	0.298	0.458		0.220	0.416		0.078	0.047
			スポーツクラブ	0.151	0.359		0.055	0.229		0.096***	0.028
	55歳以上	全就業者	賃金率	0.152	0.259	520	0.118	0.110	91	0.034**	0.016
			運動習慣	0.325	0.469		0.187	0.392		0.138***	0.046
			スポーツクラブ	0.125	0.331		0.055	0.229		0.070**	0.028
		常勤のみ	賃金率	0.177	0.296	368	0.136	0.127	59	0.041*	0.023
			運動習慣	0.323	0.468		0.220	0.418		0.103*	0.060
			スポーツクラブ	0.128	0.334		0.068	0.254		0.060	0.037

注：表3を参照。

表6 賃金関数の推定結果（年齢別推定，不健康ダミーのみを抜粋）

推定方法			OLS	IV	TEM	
性別	年齢	サンプル				
男性	30～54歳	全就業者	-0.033 (0.032)	-0.579 (0.428)	-0.090 (0.149)	
		常勤のみ	-0.034 (0.031)	-0.467 (0.398)	-0.107 (0.153)	
	55歳以上	全就業者	-0.076 (0.078)	-3.221** (1.382)	-0.442 (0.275)	
		常勤のみ	-0.131 (0.084)	-2.365** (0.949)	-0.622** (0.268)	
	女性	30～54歳	全就業者	0.039 (0.056)	-1.527 (1.198)	0.287 (1.339)
			常勤のみ	-0.037 (0.084)	-1.210 (1.013)	0.587 (0.380)
55歳以上		全就業者	-0.048 (0.087)	-0.488 (0.890)	-0.656* (0.336)	
		常勤のみ	-0.064 (0.128)	0.267 (1.901)	-0.659 (0.491)	

注：1) 表4 (A) を参照。

2) 不健康ダミー以外の変数の推定結果は省略している。

男性の若年層と女性の高齢層で、健康状態が良好なグループの賃金率がそうでないグループの賃金率を、わずかではあるが有意に上回っていることが確認できる。また、ほとんどのサンプルで、健康が良好な人ほど、運動習慣等を有していることが確認できる。

表6は、Ⅲで行った分析を年齢階級別に行った結果のうち、不健康ダミーの推定結果のみを抜粋したものである¹¹⁾。不健康ダミーの係数は、ほとんどすべてのサンプル・分析方法において、概ねマイナスに推定された。しかしながら、因果関係の有意性が認められるのは、男性の高齢層（IV推定、TEM）と、女性の高齢層（TEM）のみであった。ただし、いずれのモデルでも、過剰識別制約の検定では、帰無仮説は棄却されていないが、第一段階推定のF値は、IV推定・TEMの双方とも基準を大きく下回っているため、結果の解釈には注意が必要であるといえる。

V まとめと課題

本稿では、JGSSの個票データ（2000～2006年）を用いて、就業者の健康状態が、賃金率に与える因果的影響を推定した。分析に当たっては、健康指標の内生性の問題に対応するために、就業者の健康投資行動や健康増進法の施行といった変数を追加的に用いて対応した。

その結果、男性については健康状態の悪化に伴って賃金率が有意に減少することが確認され、特に高齢になるほどその影響が大きいことが分かった。一方で、女性においては、健康状態の賃金率に対する明確な因果関係は認められなかった。また、男女ともに、就業者の健康の改善に貢献しているのは、個人の健康投資活動であり、健康増進法の施行がその改善に貢献しているということは認められなかった。

ただし、本稿で推定された不健康ダミーの係数の大きさについては、若干の注意が必要であると思われる。健康関数において、操作変数群の係数

がマイナスに推定されていることを踏まえると、OLS 推定量には負のバイアスがかかっていることが予想される。しかしながら、表4、表6で計測されたIV 推定とTEMによる不健康ダミーの係数は、そのようなバイアスに対応したはずであるにもかかわらず、OLS 推定のものよりもさらに小さい値が推定されている。その原因の一つとして考えられることは、主観的健康状態の測定誤差への対応が完全ではなかったことが挙げられる。本稿では、運動習慣やスポーツクラブへの参加といった健康水準の改善に影響を与える変数を操作変数として採用したが、これらだけを操作変数として採用しても、以下に挙げる問題が解決されていないという意味で、改善の余地があるだろう。具体的には、慢性疾患の期間や過去に大病の経験があるか否かといった健康状態にネガティブな影響を与えている変数を考慮していない点、また健康状態の良し悪しが、運動習慣の有無を決定しているという逆の因果関係の存在可能性である。これらの問題は、第一段階推定（健康関数の推定）において、前者は省略変数バイアスを、後者は同時性バイアスを発生させている可能性がある。今回の推定では、過剰識別制約の帰無仮説は棄却されなかったが、実際には第一段階推定の段階でバイアスが発生している可能性は否定できない。したがってこうした問題を解決して、健康水準が賃金に与える影響を正確に推定することは、今後の重要な研究課題であると言える。

謝辞

本稿のもととなった論文に対して、井伊雅子教授、岩本康志教授、大森義明教授、奥村綱雄教授、風神佐知子講師、川口大司准教授、小原美紀准教授、齊藤誠教授、佐藤主光准教授、林正義准教授、および大阪大学、横浜国立大学、統計研究会労働市場研究委員会におけるセミナー参加者からは、多くの貴重なコメントをいただいた。また、本稿は科学研究費補助金（基盤研究B、# 20330062）からの研究助成を受けている。ここに記して、感謝の意を表したい。

- 1) ただし、我が国における先行研究では、高齢者を対象とした分析がほとんどである。詳しくは岩本（2000a）を参照のこと。
- 2) 海外の研究例については、Wilkinson and Pickett（2006）が、包括的なサーベイを行っている。
- 3) 健康増進法の影響を分析した他の研究例については、第25条（受動喫煙の禁止）が喫煙需要に与えた影響を検証した

石井・河井（2006）やYuda（2010）がある。

- 4) 本節の文章は、http://www.jgss.daishodai.ac.jp/surveys/sur_top.htmlを大いに参考にしている。
- 5) JGSSでは、回答者の所得階層を尋ねているため、ここではその中間値を用いている。
- 6) ただし、2001年までの質問とそれ以降の質問は、文面が若干異なっている。具体的には、前者は「ジョギングやテニスなどのスポーツをどのくらい行いますか？」であるが、後者は「あなたは現在、定期的に運動やスポーツ（ウォーキング、水泳、野球など）を行っていますか？」となっている。回答（選択肢）は、前者は「よくする/時々する/あまりしない/全くしない/無回答」であるが、後者は「週に数回以上/週に1回程度/月に1回程度/年に数回/ほとんどしない/無回答」となっている。本分析では、下線の回答を行った個人を、運動習慣を有する個人と定義している。
- 7) ただし、最尤推定では ρ と σ を直接には推定せず、 $\text{atanh}\rho$ と $\ln\sigma$ が推定される。なお、
$$\text{atanh}\rho = \frac{1}{2} \ln \left(\frac{1+\rho}{1-\rho} \right)$$
である。
- 8) 説明変数のいずれかに欠損値がある個人は分析対象から除外している。
- 9) もちろん、健康状態が確率過程にしたがっているモデルも存在する（例えば、Zweifel, Breyer, and Kifmann 2009）。
- 10) 岩本（2000a）が55歳を基準にサンプルを分けた理由は、「退職の意思決定が問題となる年齢層と中核年齢層での就業行動が異なる可能性を考慮に入れた」ためであるとしている。
- 11) 詳細な推定結果は、スペースの都合上省略している。なお、省略した推定結果は筆者のホームページ（http://www.econo.chukyo-u.ac.jp/myuda/index_j.html）で公開する予定である。

参考文献

- Angrist, Joshua D. (2001) "Estimation of limited dependent variable models with dummy endogenous regressors: simple strategies for empirical practice," *Journal of Business and Economic Statistics*, Vol.19, pp.2-16.
- Becker, Gary S. (1964) *Human Capital*, Columbia University Press.
- Currie, Janet and Brigitte C. Madrian (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.
- Grossman, Michael (1972) "On the concept of health capital and the demand for health," *Journal of Political Economy*, Vol.80, pp.223-255.
- Wilkinson, Richard G. and Kate E. Pickett (2006) "Income inequality and population health: a review and explanation of the evidence," *Social Science and Medicine*, Vol.62, pp.1768-1784.
- Yuda, Michio (2010) "The impacts of recent smoking control policies on individual's smoking participation", mimeo.
- Zweifel, Peter, Friedrich Breyer, and Mathias Kifmann (2009) *Health Economics*, Springer.
- 石井加代子・河井啓希（2006）「たばこ税の引き上げや健康増進法は禁煙にどこまで有効か？」樋口美雄・慶應義塾大学経済連携21世紀COE（編）『日本の家計行動のダイナミズムⅡ 税制改革と家計の対応』、211-236頁、慶應義塾大学出版会。
- 岩本康志（2000a）「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』95-117頁, 東京大学出版会.
——(2000b)「第6章「健康と所得」への付録」, http://www.e.u-tokyo.ac.jp/~iwamoto/Docs/2000/KenkotoShotoku_Appendix.pdf
金子能宏・高橋桂子(1997)「企業年金の普及と高齢者の就業・引退行動」『季刊 社会保障研究』Vol.33, 177-190頁.
小塩隆士(2009)「所得格差と健康——日本における実証研究の展望と課題」『医療経済研究』Vol.21, 87-97頁.
清家篤(1989)「高齢者の労働供給に与える公的年金の効果の測

定——二つのバイアスを除いた横断面分析」『日本労働協会雑誌』No.359, 11-19頁.
橋本英樹(2006)「所得分布と健康」川上憲人・小林廉毅・橋本英樹編『社会格差と健康』37-60頁, 東京大学出版会.

ゆだ・みちお 中京大学経済学部准教授。最近の主な著作に「国民健康保険における被保険者の最小効率規模」『医療経済研究』Vol.21, No.3, 305-325頁(2010年)。医療・健康経済学, 応用計量経済学専攻。