

中高齢者の健康状態と労働参加

濱秋 純哉

(内閣府経済社会総合研究所研究官)

野口 晴子

(国立社会保障・人口問題研究所 社会保障基礎理論研究部第二室長)

本稿の目的は、中高齢者の健康状態と労働参加との関連性を実証的に考察することである。本稿では、中高齢者を対象として行った健康と引退に関するパネル調査の個票データを用い、調査時点までの既往症数とわが国の死亡理由の上位を占める三大疾病（癌・悪性新生物、心臓の病気、脳卒中・脳血管疾患）の罹患歴が、中高齢者の無職確率と労働時間に与える効果を推定した。分析に際し、健康指標の内生性に対処するため、調査対象者の30歳時点でのBody Mass Indexと両親の既往歴を操作変数として用いた。推定の結果、男性では、健康状態の悪化は無職となる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ることが分かった。特に三大疾病の罹患歴は、無職確率を48～54%ポイント高め、週当たりの労働時間を約11.5時間減少させることから、中高齢者の労働参加を阻害する効果が非常に大きい。さらに、男性を59歳以下と60歳以上に分割して推定を行うと、既往症数の増加が労働参加に与える影響は60歳以上の方が大きい。三大疾病の罹患歴の効果については年齢間で大きな違いが見られない。他方、女性では、健康状態と労働参加との間に有意な関係を見出すことができなかった。

目次

- I はじめに
- II 先行研究
- III データ
- IV 基本統計量
- V 実証モデルと操作変数の選択
- VI 推定結果
- VII 結論

I はじめに

近年の少子高齢化の進行に伴い、将来の労働力不足の問題が深刻化する中で、健康な高齢者の労働参加が期待されている。しかしながら、実際には、多くの高齢者がさまざまな理由で労働市場から退出しており、健康要因はその最も重要な理由

の一つとなっている。『高齢者就業実態調査』（平成16年）では、55歳以上69歳以下の者を対象として高齢者の雇用状況が調査されているが、男性の28.5%、女性の54.4%が不就業者で、うち男性では半数が、女性では約7割が就業を希望していない非就業希望者であった。非就業希望者が仕事をしたいと思わなかった理由として、「本人の健康上の理由」を選択した比率が男性では最も高く（39%）、女性では「家事等に専念したいから」の34%の次に高くなっている（約28%）。このように、健康状態は高齢者の就労に大きな影響を与えている可能性があり、両者の関係を実証的に明らかにすることの政策的な重要性が高まっている。

しかし、野口（2008）で指摘されているように、各個人の健康状態は、親からの遺伝、生活習慣、

就職・結婚といったライフイベントなどのさまざまな要因から複雑に影響を受ける。したがって、健康と労働参加の関係を分析するにあたっては、両者についての詳細なデータが不可欠である。このような問題意識から、欧米ではかねてより、高齢者の健康と引退に関して、同一個人を数年間にわたって追跡調査したデータ（パネルデータ）の構築が行われており、これを用いた実証研究が膨大に蓄積されている。近年では、わが国でも中高齢者を中心に健康と引退に関するパネルデータの構築が進んでいる。

本稿では、『健康と引退に関する調査』（厚生労働科学研究費補助金・政策科学総合研究事業（政策科学推進研究事業）「所得・資産・消費と社会保険料・税の関係に着目した社会保障の給付と負担の在り方に関する研究」（研究代表者：金子能宏））の個票パネルデータを利用して、中高齢者の健康状態と労働参加との関連性を実証的に考察する。健康状態については何らかの代理変数を用いる必要があるため、回答者が健康状態を低めに申告することで自分が働いていないことを正当化したり（正当化仮説）、代理変数に測定誤差が含まれたりすることで、健康の効果の推定値に内生バイアスが生じてしまう恐れがある。本稿では、調査時点までの既往症数と三大疾病（「癌や悪性新生物」「心臓の病気」「脳卒中・脳血管疾患」）の罹患歴を健康状態の代理変数とし、これらに対して、調査対象者の30歳時点のBody Mass Index (BMI)¹⁾と両親の既往歴を操作変数として用いて中高齢者の無職確率と労働時間に与える健康の効果の推定した。男性では、健康の効果は有意に推定され、特に三大疾病の罹患歴は、無職確率を48～54%ポイント高め、週当たりの労働時間を約11.5時間短くするという結果が得られた。さらに、男性を59歳以下と60歳以上に分割して推定を行うと、既往症数の増加が無職確率に与える影響は60歳以上の方が大きい、三大疾病の罹患歴は年齢間で大きな違いが見られなかった。他方、女性については、健康状態と労働参加との間に有意な関係を見出すことができなかった。

本稿の構成は以下の通りである。次節では先行研究を概観する。Ⅲでは本稿で用いるデータの概

略を示す。Ⅳでは健康と就労に関する変数の相関を、両者の記述統計を用いて考察する。Ⅴでは推定方法と操作変数の選択について説明し、Ⅵで推定結果を論じる。最終節では、本稿の実証結果から得られる政策的含意、および本研究の限界と今後の課題を述べる。

Ⅱ 先行研究

これまでに、健康が引退に与える影響を推定した研究は非常に多く蓄積されており、健康状態の代理変数の選択、健康指標の内生性への対処方法（操作変数の選択）について多くの議論がなされてきた²⁾。特に、主観的な健康指標を使用することについては、その妥当性が問題とされてきた。回答者の主観的な健康観は客観的な健康指標と比べても、将来の死亡率と強い相関を持っていることが報告されており、各個人の健康状態を正確に反映している可能性がある一方で、回答者が楽観的か悲観的かによって評価が異なる可能性があり、個人間で比較可能ではないという指摘もある（Bound, 1991; Bound *et al.*, 1999）。また、自分が働いていないことを、不健康を理由にして正当化しようとする行動がとられる可能性を指摘する研究も多い（Chirikos and Nestel, 1984; Anderson and Burkhauser, 1985; Bazzoli, 1985; Bound, 1991; Waidmann, Bound, and Schoenbaum, 1995; Dwyer and Mitchell, 1999）。前者は、健康指標に測定誤差を生じさせることを通じて健康の効果の過少推定（attenuation bias）につながる恐れがあり、後者は、健康の効果を過大に推定してしまう要因となり得る。このような健康指標の内生性の問題を回避するために、より客観的な健康指標を使うことが1つの方法となるが、たとえばADL（activities of daily living）のような指標を使っても測定誤差の問題が生じることが指摘されている（Mathiowetz and Lair, 1994）。また、健康が就業状態や労働時間の長さから影響を受ける場合、客観的な指標を使っても内生性の問題を回避できない。このような問題に対処するために、これまでに多くの操作変数が提案されており、調査時点から死亡期日までの期間の長さ（Bound, 1991）、配

偶者との離婚や別居の経験 (Haveman *et al.*, 1994), 両親の健康状態や生存状況 (Dwyer and Mitchell, 1999) などを挙げることができる。

日本のデータを用いて健康の内生性に対処した上で、就業や所得への影響を推定した研究としては、岩本 (2000), 大石 (2000), Hamaaki and Noguchi (2009) などが挙げられる。岩本 (2000) は、『国民生活基礎調査』の個票 (1989, 92, 95 年) を用いて、健康と所得の関係を分析し、健康の悪化が有意に所得を低下させるという結果を得ている。健康指標として、健康意識、仕事への影響の有無、傷病の有無、自覚症状の有無の4つが用いられ³⁾、賃金、健康、就業を内生変数とする同時方程式が二段階推定されている。この際に、賃金関数と就業関数を識別するために、健康関数のみに含まれる外生変数として、各世帯内の回答者以外の者の各健康指標の平均値、および、回答者が「日頃実行している事柄」が用いられている⁴⁾。このうち、回答者以外の世帯員の健康指標の平均値が本人の健康指標と有意に正相関しており、「家族の生活習慣や看病の負担など、家族内の健康状態が同調するような何らかのメカニズムがあるかもしれない」との解釈が与えられている⁵⁾。しかし、岩本 (2000) は、健康の変動を適切に説明する変数が多くなく、(疑似) 決定係数があまり高くないことを推定上の問題として指摘している。大石 (2000) でも、『高年齢者就業実態調査』の個票 (1996 年) を用いて、岩本 (2000) と同様の同時方程式が推定されている。健康指標としては、ふだんの健康状態、および肉体的な面からみた就業可能性が用いられている⁶⁾。この論文では、賃金関数と就業関数を識別するために、「平均的な医療衛生環境の代理変数」として1995年の都道府県別の男性平均余命とその二乗項を用いているものの、健康に与える影響は有意ではなく、賃金関数、就業関数の二段階目(構造型)の推定結果が安定していない。このように、岩本 (2000) と大石 (2000) では、健康にのみ影響を与える変数の選択が大きな問題となっていた。Hamaaki and Noguchi (2009) は、これらの先行研究で試されていなかった、回答者の居住地域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、および回答者の30歳時点のBMIの値を操作変数として用い、健康指標を説明変数として含む就業関数を推定した。健康指標としては、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主成分分析によって作成された第一主成分に基づいて健康状態を測定したスコア (Disease score) の4つを用いている⁷⁾。上記の3つの操作変数のうち、最寄りの病院までの直線距離はすべての健康指標に有意な影響を与えている⁸⁾。二次医療圏の診療所の密度については、Disease score に対して有意水準15%でのみ有意に負という結果が得られており、診療所へのアクセスが悪いと健康状態が悪化する傾向がわずかながら見られる。また、30歳時点のBMIが高いほど調査時点の疾病数を増加させ、Disease score も高めるという結果となっており、若年期の肥満傾向が中高齢期の健康状態を有意に悪化させることが示唆される。しかし、Hamaaki and Noguchi (2009) では、これらの操作変数には健康指標との相関は見られるものの、弱い相関 (weak instrument) の問題を克服できるほどではないと結論づけられており、わが国では健康指標に対する適切な操作変数の選択は未だ大きな課題として残っていると言える。

III データ

1 調査の方法と分析対象者

本稿では、2008年から2010年にかけて毎年2~3月に実施された『健康と引退に関する調査』の個票を用いる。本調査は、中高齢者の健康状態が引退行動にどういった影響を与えるかを検証することを目的に、45歳以上80歳未満の男女を対象として、(社)中央調査社(以下、CRSと略す)への委託調査として実施された。

第1回調査(2008年3月実施)では、同時点におけるCRSのモニター3万9311名から2747名が無作為抽出によって選出され、うち1074名(有効回答率:39%)からの回答を得た⁹⁾。第2回調査(2009年3月実施)では、第1回調査で回答

のあった1074名に対する継続調査に加え、新たにCRSのモニターから無作為抽出によって578名を選出し調査対象者とした。継続対象者では862名（有効回答率：80%）、新規対象者では257名（有効回答率：44%）からの回答があった。第3回調査（2010年3月）では、第2回調査で回答を得られた1119名に対する継続調査のみを行い、1119名のうち954名から回答が得られた（有効回答率：85%）。

本調査では第2回調査以降は、調査対象者に配偶者がいる場合、調査対象者と同じ質問を配偶者に対しても行った¹⁰⁾。第2回、第3回で回答が得られた配偶者の数はそれぞれ、2009年が937名（継続731名、新規206名）、2010年が798名である。本稿では、調査対象者本人に加えて、これらの配偶者のうち過去の就労と健康状態が追跡可能な者も分析の対象とする。本稿の分析で用いる変数に欠損のある者などを除いて最終的に分析対象となった者の人数は、2008年が794名（男性423名、女性371名）、2009年が1331名（男性665名、女性666名）、2010年が1349名（男性676名、女性673名）である。

2 健康と就労に関する質問項目

この節では、本稿で中高齢者の健康状態と就労の関係を分析する際に用いた変数の説明を行う。健康状態については、調査時点までの既往症が尋ねられており、「その他」を含む29の疾病の1つ1つについて過去の罹患歴を知ることができる¹¹⁾。この情報から、調査時点までに罹患した疾病数の合計値である既往症数を計算することができる。既往症数は、単に罹患した疾病の総計であるため、重症度及び身体機能への影響の有無などは考慮されていない。したがって、たとえば、三大疾病などの日常生活や就業の継続に重大な影響を与える可能性のある疾病と、日常生活を行う上では特段の支障がないようなその他の疾病に同じ重みづけを行っていることになる。そこで、もう1つの指標として三大疾病（「癌や悪性新生物」「心臓の病気」「脳卒中・脳血管障害」）の罹患歴の有無を表す二値変数を用いることで、日本人の主要な死因となっている3つの疾病の罹患歴の影響に焦点を

絞った分析も行う。さらに、「癌や悪性新生物」「循環器系・内分泌系・代謝系疾患」¹²⁾「脳卒中・脳血管障害」の各疾病の罹患歴の有無についてもそれぞれ二値変数を作成した。過去の罹患歴については、調査対象者が恣意的な回答をする確率は低いと思われることから、これらの変数は比較的客観性の高い指標と考えることができる。

次に就労状況を表す変数についてであるが、『健康と引退に関する調査』では、調査対象者本人と配偶者の調査時点の就労状況について、(1) 正社員・公務員、(2) 契約社員・嘱託、(3) 派遣社員、(4) パート・アルバイト、(5) 自営業・農業・漁業・林業、(6) 自由業、(7) 家庭内での就労・内職、(8) 資格の必要な専門職、(9) その他、(10) 無職、の10項目の選択肢が提示されている¹³⁾。本稿では、(1)～(9)を選択した者を「就労者」、(10)を選択した者を「無職ないしは退職者」と分類して二値変数を定義した。この他、(1)～(4)を「被雇用者」([1]を正規職員、[2]～[4]を非正規職員)、(5)～(9)を「自営業・他」として分析を行う。これに加え、「1週間で平均して何時間くらい働いているか」を尋ねる質問から得られる週当たり労働時間も就労状況を表す変数として用いる。

IV 基本統計量

1 就労形態、労働時間の推移

表1は、各調査時点における就労の有無別の諸属性の平均値、及び、F-値検定による平均値の差の有意性を男女別に示したものである。標準偏差は、連続変数についてのみ記載している。健康と労働参加の関係を見る前に、就労形態と労働時間の2008年から2010年にかけての推移を確認しておきたい。まず、就労者の比率（就労者数/[就労者数+無職者数]）は、2008年から2010年にかけて、男性では77%、65%、61%、女性では67%、47%、46%と下落している。第1回調査から第2回調査にかけて男女双方で就労比率の大幅な減少が見られるが、これは引退行動に加えて、2008年9月以降のリーマン・ショックに伴う雇

用環境の悪化が、中高齢層の労働市場に与えた影響を反映した動きかもしれない。

就労形態別にみると、男性では、被雇用者の比率が下落しているのに対し、自営業・他の比率が上昇している。また、被雇用者のうち、正規職員の比率が低下している一方、非正規職員の比率が高まっている。このような変化に伴い、週当たり労働時間の平均値は徐々に減少している。より長期間にわたる観測を経なければ断定的なことは言えないが、3年間という短期間の追跡調査からも、男性就労者に関しては、年齢が上がるにつれて、正規から非正規へ、あるいは、被雇用から自営業・他へと、就労をより柔軟な形態へと変更させながら、徐々に労働時間を減らす傾向にあることが見て取れる。他方、女性就労者については、男性のような明確なトレンドは見られず、就労者群における平均年齢が男性よりも2~3歳若いことを考慮しても、引退行動のメカニズムに男女間で違いがあることが推測される。

2 健康状態と労働参加

次に、本稿が主眼とする健康と労働参加の関連性について考察したい。既往症数と三大疾病の罹患率は、どの調査時点でも就労者と無職者との平均値に有意な差があり、就労者よりも無職者の健康状態が良好でない傾向が見られる。男性の無職者はすべての時点で就労者よりも既往症数が少なくとも一つ多いが、女性の無職者と就労者の間の差は0.5程度であり男性の約半分である。三大疾病の罹患率の有無も、男女ともに無職者が就労者よりも罹患経験のある者の比率が有意に高い。しかし、ここでも男性よりも女性の無職者と就労者の間の罹患率の差が小さい傾向が見られる。これらのことから、既往症数と三大疾病の罹患率は引退の意思決定と相関を持つことが示唆されると同時に、この関係は女性よりも男性で強く見られる。

表1の結果から、各調査時点における就労者と無職者の間の健康状態に差があることが分かったが、次に、ある時点での就労者群のうち、その後数年間のうちに無職となる者と就労し続ける者との間で、健康状態がどのように異なるかを調べ

る。表2には、第1回調査時点で就労している、かつ、全3回の調査に回答した男性298名、女性217名について、3年間の就労継続状況別の健康状態の平均値が示されている。就労継続者とは第3回調査時点まで一度も無職の状態を経験しなかった者である。就労非継続者とは、第2回と第3回調査の両方の時点で無職であった者、および第2回調査時点では就労していたが第3回調査時点で無職となった者を指す。まず既往症数についてみると、男女ともに就労非継続者が就労継続者を、第1回調査時点で既に上回っており、男性についてはその差が有意である。つまり、近い将来に無職となる者は、働き続ける者よりも既往症数が多いという結果となっており、健康状態が悪いことが労働市場からの退出の要因となっていることが示唆される。さらに、第3回調査ではその差が広がっており、女性についても既往症数の差が有意となっている。これらのことは、健康状態の一時的な悪化よりも、長期にわたって悪化することが予想される場合に引退の意思決定が行われていることを反映しているかもしれない。三大疾病の罹患率の有無についても、概ね既往症数と同様の傾向が見られ、第1回調査と第3回調査のどちらにおいても三大疾病の罹患率を持つ者の比率が就労非継続者の方が高い。個別疾病の罹患率については、男性の癌・悪性新生物、循環器系・内分泌系・代謝系疾患、および女性の循環器系・内分泌系・代謝系疾患において上記と同様の結果が見られる。以上の結果は、年齢などの引退の意思決定に大きな影響を与える属性を制御せずに得られた結果であるものの、健康と就労の間に強い相関があることが示唆される。

V 実証モデルと操作変数の選択

1 実証モデル

本稿では、中高齢者の健康状態が就労に与える影響と週当たり労働時間に与える影響を分析する。この際に、IIで触れたように、先行研究で問題となっていた健康変数の内生性の問題に対処するために、以下のようなモデルで就労関数のプロ

表1 『健康と引退に関する調

	第1回 (2008年3月)					
	男性 (N=423) ¹⁾			女性 (N=371) ¹⁾		
	就労者 ²⁾ (N=324)	無職者 (N=99)		就労者 ²⁾ (N=247)	無職者 (N=124)	
	Mean (Std. Dev.)	Mean (Std. Dev.)		Mean (Std. Dev.)	Mean (Std. Dev.)	
<u>就労形態、労働時間</u>						
就労者比率 (%)	76.6			66.6		
被雇用者 (%) ³⁾	71.3	—		78.1	—	
うち正規職員	55.2	—		25.1	—	
うち非正規職員	16.0	—		53.0	—	
自営業・他 (%)	28.7	—		21.9	—	
1週間の労働時間 (時間)	43.7	—		30.7	—	
	(15.2)	(—)		(14.9)	(—)	
<u>健康状態</u>						
既往症数 ⁴⁾	1.2	2.2	a/	1.1	1.6	a/
	(1.2)	(1.7)		(1.1)	(1.6)	
三大疾病罹患歴の有無 (%) ⁵⁾	8.6	31.3	a/	5.7	16.1	a/
<u>疾病分類別罹患歴の有無 (%)</u>						
癌・悪性新生物	2.8	11.1	a/	2.4	8.9	a/
循環器系・内分泌系・代謝系疾患	40.1	63.6	a/	31.6	46.8	b/
脳卒中・脳血管障害	1.2	6.1	a/	0.8	3.2	c/
<u>家計属性</u>						
年齢 (歳)	57.4	68.5	a/	55.1	63.9	a/
	(7.7)	(5.5)		(7.7)	(8.3)	
既婚 (%)	95.4	89.9	b/	91.5	86.3	
高卒 (%)	45.7	52.5		53.0	54.8	
専門学校・高専・短大卒 (%)	5.9	4.0		26.3	17.7	b/
大卒 (%)	37.7	27.3		8.9	6.5	
世帯全体の総資産 (万円)	3,931	3,948		3,900	4,295	
	(5,430)	(3,280)		(5,925)	(3,597)	

出所：『健康と引退に関する調査』（厚生労働科学研究費補助金・政策科学総合研究事業（政策科学推進研究事業）「所得・資産・消費

注：1) a/, b/, c/ はそれぞれ、就労の有無（就労者・無職者）別の平均値の差がF-値検定により、1%、5%、10%水準で有意である

2) 就労者には、正社員・公務員、契約社員・嘱託、派遣社員（日雇いを含む）、パート・アルバイト、自営業・農業・漁業・林業、

3) 被雇用者には、正社員・公務員、契約社員・嘱託、派遣社員（日雇いを含む）、パート・アルバイトを含む。うち、正規職員就労（内職など）、資格の必要な専門職（弁護士・医師など）、その他が含まれる。

4) 質問票に含まれる全29項目の疾病のうち、過去に罹患した経験のある疾病の数を示す。

5) 日本の三大死因となっている癌・悪性新生物、心臓の病気、脳卒中・脳血管障害の罹患歴の有無を示す。

ビット推定を行う¹⁴⁾。

$$y_{it} = \begin{cases} 1 & (\text{if } y_{it}^* = h_{it} + X_{1,it} + \varepsilon_{it} > 0) \\ 0 & (\text{if } y_{it}^* = h_{it} + X_{1,it} + \varepsilon_{it} \leq 0) \end{cases} \quad (1)$$

$$h_{it} = X_{1,it} + X_{2,it} + \varepsilon_{it}$$

ここで、 y_{it} は、個人 i が時点 t において無職で

ある場合に1、そうでない場合に0となる二値変数である。また、 h_{it} は個人 i の時点 t における健康状態を表す変数（既往症数と三大疾病の罹患歴の有無¹⁵⁾）、 $X_{1,it}$ は就業状態を説明する健康以外の説明変数のベクトル、 $X_{2,it}$ は健康変数 (h_{it}) を説明する操作変数である。また、二変量正規分布に従

表1 各調査時点における就労の有無別・諸属性

第2回 (2009年3月)					第3回 (2010年3月)				
男性 (N=665) ¹⁾		女性 (N=666) ¹⁾			男性 (N=676) ¹⁾		女性 (N=673) ¹⁾		
就労者 ²⁾ (N=434)	無職者 (N=231)	就労者 ²⁾ (N=311)	無職者 (N=355)		就労者 ²⁾ (N=414)	無職者 (N=262)	就労者 ²⁾ (N=312)	無職者 (N=361)	
Mean (Std. Dev.)	Mean (Std. Dev.)	Mean (Std. Dev.)	Mean (Std. Dev.)		Mean (Std. Dev.)	Mean (Std. Dev.)	Mean (Std. Dev.)	Mean (Std. Dev.)	
65.3		46.7			61.2		46.4		
70.0	—	75.9	—		69.3	—	79.5	—	
50.9	—	23.5	—		47.6	—	22.4	—	
19.1	—	52.4	—		21.7	—	57.1	—	
30.0	—	24.1	—		30.7	—	20.5	—	
40.9	—	31.3	—		40.7	—	31.1	—	
(16.5)	(—)	(16.0)	(—)		(15.1)	(—)	(15.3)	(—)	
1.9	2.9	1.8	2.3	a/	2.1	3.2	1.9	2.5	a/
(1.5)	(2.3)	(1.6)	(1.9)		(1.6)	(2.5)	(1.8)	(2.1)	
11.1	27.7	8.4	15.2	a/	12.8	31.3	7.7	17.5	a/
3.9	9.1	2.9	6.5	b/	4.6	9.9	3.2	7.2	b/
44.9	65.4	34.4	43.1	b/	47.3	67.9	33.3	47.1	b/
1.4	5.6	1.3	2.8		1.2	7.6	1.0	3.6	b/
57.9	70.1	55.5	63.0	a/	58.6	70.4	55.8	64.1	a/
(7.7)	(6.1)	(7.5)	(8.9)		(7.5)	(6.5)	(7.3)	(8.8)	
94.2	93.5	90.4	92.1		92.8	92.7	91.0	92.0	
44.7	47.2	58.2	56.6		43.7	45.4	57.7	56.8	
4.6	5.6	22.5	15.8	a/	6.0	8.0	24.0	16.3	a/
39.6	26.8	10.6	9.0		39.1	26.0	10.3	8.6	
3,844	3,781	3,594	4,375		3,502	3,513	3,312	4,021	c/
(7,459)	(3,566)	(5,408)	(7,296)		(6,221)	(3,326)	(6,840)	(4,034)	

と社会保険料・税の関係に着目した社会保障の給付と負担の在り方に関する研究（研究代表者：金子能宏）：2008年、2009年、2010年）を基に筆者が推計ことを示す。

自由業（文筆家など）、家庭内での就労（内職など）、資格の必要な専門職（弁護士・医師など）、その他が含まれる。

とは「正社員・公務員」を、非正規職員とはそれ以外の就労形態を指す。自営業・他には、自営業・農業・漁業・林業、自由業（文筆家など）、家庭内での

う誤差項 ε_{it} と v_{it} の間には、

$Cov(\varepsilon_{it}, v_{it} | X_{1,it}, X_{2,it}) = \rho$ が仮定される。

健康が労働時間に与える影響を分析する際には、以下のようなモデルで労働時間関数のトビット推定を行う。

$$y_{it} = \begin{cases} y_{it}^* & (if \ y_{it}^* = ah_{it} + X_{1,it}\beta + \varepsilon_{it} > 0) \\ 0 & (if \ y_{it}^* = ah_{it} + X_{1,it}\beta + \varepsilon_{it} \leq 0) \end{cases} \quad (2)$$

$$h_{it} = X_{1,it}\gamma + X_{2,it}\delta + v_{it}$$

ここで、 y_{it} は、個人 i の時点 t における労働時間数であり、その他の変数の定義は (1) 式と同

表2 第1回調査における「就労者」の健康状態の変化
 : 第3回調査時点(2010年3月)における就労の有無別¹⁾

	男性 ²⁾		女性 ²⁾		
	就労継続者 ³⁾	就労非継続者 ⁴⁾	就労継続者 ³⁾	就労非継続者 ⁴⁾	
	(N=268)	(N=30)	(N=189)	(N=28)	
	Mean (Std. Dev.)	Mean (Std. Dev.)	Mean (Std. Dev.)	Mean (Std. Dev.)	
<u>既往症数</u>					
第1回調査	1.1 (1.0)	1.6 (1.4)	b/ 1.0 (1.0)	1.4 (1.5)	
第3回調査	2.0 (1.5)	2.7 (1.9)	b/ 1.8 (1.6)	2.5 (2.0)	b/
<u>三大疾病罹患歴の有無 (%)</u>					
第1回調査	7.5	13.3		4.8	7.1
第3回調査	10.4	23.3	b/	8.5	14.3
<u>疾病分類別罹患歴の有無 (%)</u>					
癌・悪性新生物					
第1回調査	2.6	6.7		2.6	0.0
第3回調査	3.7	10.0		3.7	0.0
循環器系・内分泌系・代謝系疾患					
第1回調査	36.2	53.3	c/	29.1	42.9
第3回調査	45.9	60.0		34.4	57.1
脳卒中・脳血管障害					
第1回調査	1.1	3.3		0.5	3.6
第3回調査	1.1	3.3		0.5	3.6

出所:『健康と引退に関する調査』(厚生労働科学研究費補助金・政策科学総合研究事業(政策科学推進研究事業)「所得・資産・消費と社会保険料・税の関係に着目した社会保障の給付と負担の在り方に関する研究(研究代表者:金子能宏)」:2008年,2009年,2010年)を基に筆者が推計。

注:1) 各変数の定義については、表1の脚注参照。

2) a/, b/, c/はそれぞれ、就労の有無別の平均値の差がF-値検定により、1%、5%、10%水準で有意であることを示す。

3) 就労継続者とは、第1回調査時点から第3回調査時点まで一度も「無職である」と回答しなかった者を指す。

4) 就労非継続者とは、第2回と第3回調査の両方の時点で無職であった者、および第2回調査時点では就労していたが第3回調査時点で無職となった者を指す。

様である。

推定は、男性、男性を60歳以上と59歳以下で分割した2つのサンプル、そして、女性についてそれぞれ行う。男性を60歳で分割して分析する理由は、一般的な定年年齢である60歳を超えた男性と59歳以下の男性とでは、健康が就業に及ぼす影響が異なる可能性があるからである。例えば、59歳以下の男性と比べ、60歳以上の男性は就業形態が正社員ではないことなどを反映して賃金が低かったり、退職金を既に受け取っていたりと、健康状態の悪化を機に労働市場から退出することの機会費用が小さいと考えられる。したがって、年齢でサンプルを分割して推定を行うと、こ

のような違いを反映して健康が就労に与える影響が異なるかもしれない¹⁶⁾。また、本稿では岩本(2000)や大石(2000)などの先行研究で分析対象に含まれていなかった女性を対象とした推定も行う。女性の就労の意思決定には、結婚、出産、育児などの要素が大きな影響を与えるため、健康の影響は男性と比較すると小さいことが予想される。

2 操作変数の選択

本稿では、(1)式と(2)式を推定するにあたり、操作変数($X_{2,it}$)として各サンプルの30歳時点のBMIと両親の各疾病の既往歴を用いた。30歳

時点のBMIは、現在の身長が30歳時点の身長とほとんど変わらないと仮定して、30歳時点の体重と現在の身長の値から計算することができる。若年時のBMIが標準値である22よりも高いほど、中高年時の生活習慣病をはじめとする各種疾病の罹患率が高くなることが予想される。実際、近年の疫学分野の研究によれば、若い頃の肥満がその後の健康状態の悪化 (Taylor and Østbye, 2001; Ferraro *et al.*, 2002)、生活の質の低下 (Daviglius *et al.*, 2003)、医療支出の増加 (Daviglius *et al.*, 2004; Daviglius, 2005)、歩行障害の発生 (Stenholm *et al.*, 2007) などと強い相関を持つことが明らかにされている。

両親の既往歴については、分析対象者の既往症数を健康状態の代理変数として用いる場合には、両親が「癌や悪性新生物」「循環器系・内分泌系・代謝系疾患」「脳卒中・脳血管障害」の各疾患に

かかったことがあるか否かを表す3つのダミー変数を操作変数として用いた。中高齢期における疾患の多くは、生活習慣の他に、親からの遺伝が発症要因として強く疑われるので、両親の既往歴は本人の既往症数と有意な相関を持つことが予想される。

次に、癌や悪性新生物、心臓の病気、脳卒中・脳血管障害の三大疾病の罹患歴の有無を本人の健康指標として用いる場合には、両親のこれら3つの疾病の罹患歴の有無をダミー変数として操作変数に用いる。既往症数と三大疾病の罹患歴のどちらを健康指標として用いる場合も、両親がともに罹患歴がある場合と、どちらか一方の親のみが罹患歴を持つ場合について、別々のダミー変数を作成し、操作変数とする。

表3は、第1回調査のデータを用いて、各操作変数の平均値を就労者と無職者の間で比較した結

表3 「健康と引退に関する調査」第1回調査時点における就労の有無別、過去の健康状態と両親の罹患歴 (操作変数)¹⁾

	男性 (N=423) ²⁾		女性 (N=371) ²⁾		
	就労者 (N=324)	無職者 (N=99)	就労者 (N=247)	無職者 (N=124)	
	Mean (Std. Dev.)	Mean (Std. Dev.)	Mean (Std. Dev.)	Mean (Std. Dev.)	
過去の健康状態					
30歳時点での Body Mass Index	22.2 (2.5)	22.7 (2.9)	21.0 (2.2)	21.5 (2.4)	b/
両親の罹患歴					
三大疾病罹患歴の有無 (%)					
両親とも	14.2	14.1	17.0	23.4	
父親または母親	36.1	33.3	36.4	37.1	
癌・悪性新生物罹患歴の有無 (%)					
両親とも	5.6	5.1	6.5	4.0	
父親または母親	17.0	15.2	24.3	29.0	
循環器系・内分泌系・代謝系疾患罹患歴の有無 (%)					
両親とも	13.9	13.1	17.0	20.2	
父親または母親	39.8	41.4	38.1	41.9	
脳卒中・脳血管障害罹患歴の有無 (%)					
両親とも	0.9	2.0	0.8	4.0	b/
父親または母親	18.8	16.2	17.8	18.5	

出所：「健康と引退に関する調査」(厚生労働科学研究費補助金・政策科学総合研究事業 (政策科学推進研究事業)「所得・資産・消費と社会保険料・税の関係に着目した社会保障の給付と負担の在り方に関する研究 (研究代表者：金子能宏)」:2008年, 2009年, 2010年)を基に筆者が推計。
注：1) 各変数の定義については、表1の脚注参照。

2) a/, b/, c/はそれぞれ、就労の有無 (就労者・無職者) 別の平均値の差がF-値検定により、1%, 5%, 10%水準で有意であることを示す。

果を示している。これによると、男性については、どの操作変数の値も就労者と無職者の間で有意に異ならないので、本人の過去のBMIと両親の既往歴は操作変数として望ましい性質を持っているように見える。一方、女性については、就労状態によって操作変数の値に有意な差が見られる場合がある。さらに、無職者の方が両親の各疾病の罹患率が高い傾向が見られる。親が病気を患った場合、女性がその看病や介護を担当する可能性が高いとすれば、このことを通じて親の既往歴と本人の就業状態が相関しているのかもしれない。この点については、次節で女性を対象とした推定結果を見る際に、過剰識別制約の検定結果を確認して操作変数の妥当性を確認する必要がある。

VI 推定結果

1 男性についての結果

表4-1には、男性を対象として、既往症数と三大疾病の罹患歴の有無が無職確率に与える影響を推定した結果が示されている。操作変数を用いて既往症数の影響を推定した場合、既往症が1つ増えると、無職となる確率が約7~10%ポイント高まるという結果が得られている。これは最小二乗法やプロビット法などで推定される効果よりも大きい。このことは、操作変数を用いて内生性に対処したことにより、測定誤差による下方バイアスの問題が緩和されたか、働いていないために健康状態が良い(既往症数が少ない)という本稿の想定とは逆の因果関係の影響が軽減されたことによるものかもしれない。個別の操作変数の有意性をみると、まず、過去のBMIの値が高い者ほど既往症数が有意に増えるという結果になっており、事前の予想と整合的である。また、親の既往歴については、親が循環器系・内分泌系・代謝系の疾患にかかった経験がある場合、本人の既往症数が有意に増加する傾向が強く見られる。また、脳卒中・脳血管障害については、両親ともに罹患歴がある場合にのみ本人の既往症数への影響が有意に推定されている。一方、癌や悪性新生物については、両親がともに罹患歴がある場合であっても、

本人の既往症数には有意な影響を与えないという結果になっている¹⁷⁾。操作変数の弱相関の検定でも、操作変数が本人の健康状態と有意な相関を持つことを確認することができる。また、過剰識別制約の検定結果から、操作変数が就労関数の誤差項(ε_{it})と無相関であるという帰無仮説は棄却されない。

表4-2には、三大疾病の罹患歴の有無が、無職確率に与える影響を推定した結果が示されている。操作変数プロビット推定と2SLS推定では、三大疾病の罹患歴は無職となる確率を48~54%ポイントほど有意に高めるという結果になっており、既往症数が1つ増えた場合と比べて影響が非常に大きい。このことは、三大疾病の発症は、就業を継続することを極めて困難とし、労働市場からの退出に直結することを意味しているのかもしれない。また、どの推定方法においても、本人の過去のBMIと両親の三大疾病の罹患歴は、本人の三大疾病の罹患確率を有意に高める結果となっている。

表5には(2)式により、健康状態の悪化が労働時間に与える影響を推定した結果が示されている。3列目に示されている操作変数を用いて推定された限界効果の値によると、既往症数が1つ増加することによって、働いている中高齢者の週当たり労働時間が3時間以上短くなる。また、表5の下段には三大疾病の罹患歴が労働時間に与える限界効果が示されており、三大疾病の罹患経験は週当たり労働時間を約11.5時間短くするという結果になっている。1日に8時間勤務する労働者を想定しても、週に1日分以上労働時間を短くする効果を持つと解釈できる。表4と表5の結果から、三大疾病に罹患すると、労働市場から退出する確率が高まるだけでなく、労働市場に留まった者の労働時間が大幅に短くなることが示唆される。

2 男性を年齢で分割した結果

表6には、男性を59歳以下と60歳以上に分割した2つのサンプルそれぞれについて、VI1と同様の推定を行った結果が示されている。まず既往症数の増加については、59歳以下を対象とした

表 4-1 客観的健康状態が「無職」の確率に与える影響 (男性のみ)^{1) 2)}

被説明変数 (無職=1, 就労=0)	プーリング・クロスセクション								パネル			
	OLS		Probit		操作変数法				操作変数法			
					2SLS		IV Probit		G2SLS ランダム効果 IV			
	係数 (Std. Err.)		限界効果 (Std. Err.)		係数 (Std. Err.)		係数 (Std. Err.)		係数 (Std. Err.)			
既往症数	0.030 (0.005)	a/	0.037 (0.007)	a/	0.078 (0.025)	a/	0.319 (0.085)	a/	0.101 (0.030)	a/	0.070 (0.039)	c/
操作変数の既往症数に対する効果 ³⁾												
30歳時点でのBMI	— (—)		— (—)		0.084 (0.016)	a/	0.086 (0.015)	a/	— (—)		0.077 (0.020)	a/
<u>癌・悪性新生物罹患歴あり</u>												
両親とも	— (—)		— (—)		0.251 (0.184)		0.202 (0.179)		— (—)		0.208 (0.235)	
父親または母親	— (—)		— (—)		0.073 (0.109)		0.083 (0.105)		— (—)		0.043 (0.137)	
<u>循環器系・内分泌系・代謝系疾患罹患歴あり</u>												
両親とも	— (—)		— (—)		0.766 (0.129)	a/	0.752 (0.128)	a/	— (—)		0.666 (0.165)	a/
父親または母親	— (—)		— (—)		0.261 (0.092)	a/	0.254 (0.090)	a/	— (—)		0.289 (0.119)	b/
<u>脳卒中・脳血管障害罹患歴あり</u>												
両親とも	— (—)		— (—)		0.902 (0.389)	b/	0.876 (0.376)	b/	— (—)		0.972 (0.490)	b/
父親または母親	— (—)		— (—)		0.030 (0.108)		0.045 (0.105)		— (—)		0.017 (0.140)	
モデルの Test statistics												
Adj/Pseudo R ²	0.41		0.38									
R ² : within											0.00	
between											0.42	
overall											0.38	
Wald/LR chi ²	83.36	a/	851.20	a/	77.22	a/	640.81	a/			513.19	a/
操作変数の弱相関の検定												
Anderson's CC LM statistic					69.09							
p 値					0.000							
Cragg-Donald Wald F statistic					10.15							
過剰識別制約検定												
Sargan statistic					1.92							
p 値					0.927							

出所：「健康と引退に関する調査」（厚生労働科学研究費補助金・政策科学総合研究事業（政策科学推進研究事業）「所得・資産・消費と社会保険料・税の関係に着目した社会保障の給付と負担の在り方に関する研究（研究代表者：金子能宏）」：2008年、2009年、2010年）を基に筆者が推計。
 注：1) 各変数の定義については、表1の脚注参照。全ての回帰分析に、説明変数として表1の基本統計量で示した諸変数および年ダミーを投入している。推定に用いた標本数は1764。

2) a/, b/, c/ はそれぞれ、1%、5%、10%水準で推定値が有意であることを示す。

3) 第1段階における操作変数の係数を示す。

表 4-2 客観的健康状態が「無職」の確率に与える影響（男性のみ）^{1) 2)}

被説明変数 (無職=1, 就労=0)	プーリング・クロスセクション								パネル			
	OLS		Probit		操作変数法							
					2SLS		Bivariate Probit		G2SLS ランダム効果 IV			
	係数 (Std. Err.)		限界効果 (Std. Err.)		係数 (Std. Err.)		係数 (Std. Err.)		限界効果 (Std. Err.)			
三大疾病罹患歴あり	0.144	a/	0.177	a/	0.477	b/	1.517	a/	0.544	a/	0.356	
	(0.023)		(0.035)		(0.206)		(0.245)		(0.081)		(0.279)	
操作変数の三大疾病罹患に対する 効果 ³⁾												
30歳時点での BMI	—		—		0.010	a/	0.052	a/	—		0.010	a/
	(—)		(—)		(0.003)		(0.013)		(—)		(0.004)	
<u>三大疾病罹患歴あり</u>												
両親とも	—		—		0.049	c/	0.233	b/	—		0.068	b/
	(—)		(—)		(0.025)		(0.101)		(—)		(0.030)	
父親または母親	—		—		0.078	a/	0.316	a/	—		0.084	a/
	(—)		(—)		(0.020)		(0.080)		(—)		(0.023)	
モデルに対する Test Statistics												
Adj/Pseudo R ²	0.41		0.38									
R ² : within											0.01	
between											0.41	
overall											0.38	
Wald/LR chi ²	83.36	a/	848.73	a/	72.89	a/	890.80			a/	481.67	a/
操作変数の弱相関の検定												
Anderson's CC LM statistic					25.27							
p 値					0.000							
Cragg-Donald Wald F statistic					8.46							
過剰識別制約検定												
Sargan statistic					2.00							
p 値					0.369							

出所：「健康と引退に関する調査」（厚生労働科学研究費補助金・政策科学総合研究事業（政策科学推進研究事業）「所得・資産・消費と社会保険料・税の関係に着目した社会保障の給付と負担の在り方に関する研究（研究代表者：金子能宏）」：2008年、2009年、2010年）を基に筆者が推計。
注：1) 各変数の定義については、表1の脚注参照。全ての回帰分析に、説明変数として表1の基本統計量で示した諸変数および年ダミーを投入している。推定に用いた標本数は1764。

2) a/, b/, c/はそれぞれ、1%、5%、10%水準で推定値が有意であることを示す。

3) 第1段階における操作変数の係数を示す。

場合には、効果は有意ではない。一方、60歳以上については、既往症数が1つ増えると無職となる確率が約10%ポイント有意に高まるという結果が得られている。したがって、年齢が異なると、既往症数の増加が引退の意思決定に与える影響に違いが見られる。しかし、年齢が高まると重症度の高い疾病を患うリスクが高まると考えられるので、59歳以下と60歳以上の間で既往症の中身が異なる可能性があり、このことが年齢間の違いをもたらしていると考えられる。一方、労働時間への影響については、60歳以上を

対象とした場合の方が有意水準は高いものの、59歳以下の労働者の労働時間も有意に減少するという結果となっている。

表6の下段には三大疾病の罹患歴の影響の推定結果が示されている。まず、三大疾病の罹患歴が無職確率に与える影響は、59歳以下か60歳以上かでほとんど変わらない。2つの年齢群のどちらについても、三大疾病の罹患歴がある場合、無職となる確率が約50~70%ポイント有意に高まる結果となっている。したがって、三大疾病のような就業の継続が困難となるような病気を患うと、

表5 客観的健康状態が労働時間に与える影響 (男性のみ)^{1) 2)}

被説明変数 (労働時間)	Tobit		操作変数法 IV Tobit			
	限界効果 ³⁾ (Std.Err.)		係数 (Std. Err.)		限界効果 ³⁾ (Std. Err.)	
既往症数	-1.234 (0.214)	a/	-5.566 (1.777)	a/	-3.359 (1.072)	a/
操作変数の既往症数に対する効果 ¹⁾						
30歳時点でのBMI	— (—)		0.076 (0.016)	a/	— (—)	
<u>痛・悪性新生物罹患歴あり</u>						
両親とも	— (—)		0.192 (0.179)		— (—)	
父親または母親	— (—)		0.090 (0.104)		— (—)	
<u>循環器系・内分泌系・代謝系疾患 罹患歴あり</u>						
両親とも	— (—)		0.793 (0.125)	a/	— (—)	
父親または母親	— (—)		0.225 (0.091)	b/	— (—)	
<u>脳卒中・脳血管障害罹患歴あり</u>						
両親とも	— (—)		1.063 (0.376)	a/	— (—)	
父親または母親	— (—)		0.046 (0.104)		— (—)	
モデルの Test statistics						
Pseudo R ²	0.11					
Wald chi ²	1373.60	a/	1384.71			a/
三大疾病罹患歴あり	-5.353 (0.883)	a/	-22.150 (13.713)		-11.473 (5.968)	c/
操作変数の三大疾病罹患に対する効果						
30歳時点でのBMI	— (—)		0.010 (0.003)	a/	— (—)	
<u>三大疾病罹患歴あり</u>						
両親とも	— (—)		0.054 (0.025)	b/	— (—)	
父親または母親	— (—)		0.077 (0.020)	a/	— (—)	
モデルの Test statistics						
Pseudo R ²	0.11					
Wald chi ²	1372.03	a/	1414.41			a/

出所：『健康と引退に関する調査』（厚生労働科学研究費補助金・政策科学総合研究事業（政策科学推進研究事業）「所得・資産・消費と社会保険料・税の関係に着目した社会保障の給付と負担の在り方に関する研究（研究代表者：金子能宏）」：2008年、2009年、2010年）を基に筆者が推計。

注：1) 各変数の定義については、表1の脚注参照。全ての回帰分析に、説明変数として表1の基本統計量で示した諸変数および年ダミーを投入している。推定に用いた標本数は1764。

2) a/, b/, c/ はそれぞれ、1%、5%、10%水準で推定値が有意であることを示す。

3) Tobitでは、 $\partial E(y|y>0, x) / \partial x_i$ を限界効果として計算している。

表6 59歳以下・60歳以上の年齢群別、客観的健康状態が「無職」の確率

分析対象年齢 被説明変数	59歳以下											
	無職=1, 就労=0					労働時間						
	プーリング・クロスセクション					パネル						
	2SLS		IV Probit			G2SLS ランダム効果IV		IV Tobit ³⁾				
係数 (Std. Err.)		係数 (Std. Err.)		限界効果 (Std. Err.)	係数 (Std. Err.)		係数 (Std. Err.)		限界効果 (Std. Err.)			
既往症数	0.024 (0.023)	0.273 (0.257)	0.017 (0.022)	0.029 (0.033)	-3.940 (2.214)	c/	-3.790 (2.129)	c/				
操作変数の既往症数に対する効果 ¹⁾												
30歳時点でのBMI	0.084 (0.021)	a/	0.086 (0.020)	a/	— (—)	—	0.088 (0.025)	a/	0.082 (0.020)	a/	— (—)	
<u>痛・悪性新生物罹患歴あり</u>												
両親とも	0.224 (0.226)		0.236 (0.222)		— (—)		0.278 (0.275)		0.301 (0.214)		— (—)	
父親または母親	0.134 (0.138)		0.148 (0.137)		— (—)		0.106 (0.164)		0.180 (0.130)		— (—)	
<u>循環器系・内分泌系・代謝系疾患 罹患歴あり</u>												
両親とも	0.607 (0.157)	a/	0.588 (0.160)	a/	— (—)		0.577 (0.192)	a/	0.586 (0.157)	a/	— (—)	
父親または母親	0.158 (0.120)		0.162 (0.118)		— (—)		0.181 (0.147)		0.063 (0.122)		— (—)	
<u>脳卒中・脳血管障害罹患歴あり</u>												
両親とも	1.711 (0.837)	b/	1.608 (0.844)	c/	— (—)		1.793 (1.117)		2.087 (0.800)	a/	— (—)	
父親または母親	0.103 (0.138)		0.113 (0.136)		— (—)		0.169 (0.170)		0.095 (0.129)		— (—)	
モデルの Test statistics												
R ² : within							0.00					
between							0.06					
overall							0.04					
Wald chi ²	4.33	a/	40.07	a/	26.94	a/	89.85	a/			a/	
操作変数の弱相関の検定												
Anderson's CC LM statistic	35.97											
ρ 値	0.000											
Cragg-Donald Wald F statistic	5.27											
過剰識別制約検定												
Sargan statistic	7.56											
ρ 値	0.272											
分析対象年齢 被説明変数	59歳以下											
	無職=1, 就労=0					労働時間						
	プーリング・クロスセクション					パネル						
	2SLS		Bivariate Probit			G2SLS ランダム効果IV		IV Tobit ³⁾				
係数 (Std. Err.)		係数 (Std. Err.)		限界効果 (Std. Err.)	係数 (Std. Err.)		係数 (Std. Err.)		限界効果 (Std. Err.)			
三大疾病罹患歴あり	0.451 (0.229)	b/	2.695 (0.229)	a/	0.724 (0.073)	a/	0.299 (0.275)		-31.378 (18.235)	c/	-25.709 (11.353)	b/
操作変数の三大疾病罹患に対する効果												
30歳時点でのBMI	0.007 (0.004)	c/	0.046 (0.025)	c/	— (—)		0.006 (0.005)		0.007 (0.004)	c/	— (—)	
<u>三大疾病罹患歴あり</u>												
両親とも	0.085 (0.030)	a/	0.321 (0.198)		— (—)		0.100 (0.035)	a/	0.092 (0.028)	a/	— (—)	
父親または母親	0.049 (0.023)	b/	0.372 (0.144)	a/	— (—)		0.062 (0.027)	b/	0.042 (0.023)	c/	— (—)	
モデルの Test statistics												
R ² : within							0.01					
between							0.04					
overall							0.04					
Wald chi ²	3.81	a/	502.87	a/	26.25	a/	87.28	a/				a/
操作変数の弱相関の検定												
Anderson's CC LM statistic	13.04											
ρ 値	0.005											
Cragg-Donald Wald F statistic	4.34											
過剰識別制約検定												
Sargan statistic	0.34											
ρ 値	0.843											

出所:『健康と引退に関する調査』(厚生労働科学研究費補助金・政策科学総合研究事業(政策科学推進研究事業)「所得・資産・消費と社会保険料・税の関係に着目した社会保障注:1)各変数の定義については、表1の脚注参照。全ての回帰分析に、説明変数として表1の基本統計量で示した諸変数および年ダミーを投入している。推定に用いた標本数2) a/, b/, c/はそれぞれ、1%、5%、10%水準で推定値が有意であることを示す。3) Tobitでは、 $\partial E(y|y>0, x)/\partial x_i$ を限界効果として計算している。

と労働時間に与える影響 (男性のみ)^{1) 2)}

60歳以上											
無職=1, 就労=0					労働時間						
プーリング・クロスセクション					パネル		プーリング・クロスセクション				
2SLS		IV Probit			G2SLS ランダム効果IV		IV Tobit ³⁾				
係数 (Std. Err.)		係数 (Std. Err.)	限界効果 (Std. Err.)		係数 (Std. Err.)		係数 (Std. Err.)	限界効果 (Std. Err.)			
0.108 (0.036)	a/	0.323 (0.082)	a/	0.128 (0.033)	a/	0.102 (0.057)	c/	-8.357 (3.326)	b/	-3.024 (1.200)	b/
0.095 (0.023)	a/	0.096 (0.022)	a/	— (—)		0.085 (0.029)	a/	0.080 (0.024)	a/	— (—)	
0.305 (0.274)		0.153 (0.269)		— (—)		0.241 (0.327)		0.160 (0.286)		— (—)	
0.017 (0.160)		0.022 (0.150)		— (—)		0.002 (0.193)		0.025 (0.152)		— (—)	
0.879 (0.196)	a/	0.880 (0.189)	a/	— (—)		0.759 (0.240)	a/	0.936 (0.187)	a/	— (—)	
0.325 (0.133)	b/	0.295 (0.128)	b/	— (—)		0.300 (0.164)	c/	0.303 (0.129)	b/	— (—)	
0.760 (0.472)		0.744 (0.448)	c/	— (—)		0.891 (0.577)		0.865 (0.454)	c/	— (—)	
-0.029 (0.158)		-0.020 (0.148)		— (—)		-0.058 (0.192)		0.026 (0.152)		— (—)	
						0.00 0.18 0.17					
22.25	a/		311.53	a/	114.76	a/		418.14	a/		
41.58											
0.000											
6.08											
3.36											
0.762											
60歳以上											
無職=1, 就労=0					労働時間						
プーリング・クロスセクション					パネル		プーリング・クロスセクション				
2SLS		Bivariate Probit			G2SLS ランダム効果IV		IV Tobit ³⁾				
係数 (Std. Err.)		係数 (Std. Err.)	限界効果 (Std. Err.)		係数 (Std. Err.)		係数 (Std. Err.)	限界効果 (Std. Err.)			
0.503 (0.254)	b/	1.755 (0.195)	a/	0.549 (0.039)	a/	0.284 (0.322)		-27.748 (19.965)		-8.778 (5.537)	
0.015 (0.005)	a/	0.057 (0.014)	a/	— (—)		0.014 (0.006)	b/	0.013 (0.005)	a/	— (—)	
0.016 (0.038)		0.029 (0.114)		— (—)		0.026 (0.042)		0.018 (0.037)		— (—)	
0.097 (0.029)	a/	0.213 (0.102)	b/	— (—)		0.115 (0.033)	a/	0.098 (0.029)	a/	— (—)	
						0.01 0.22 0.20					
21.62	a/		591.90	a/	121.04	a/		420.73	a/		
18.66											
0.000											
6.24											
1.88											
0.391											

障の給付と負担の在り方に関する研究 (研究代表者: 金子能宏) : 2008年, 2009年, 2010年) を基に筆者が推計。
は, 59歳以下が725, 60歳以上が1039。

年齢に関わりなく労働市場から退出する確率が大きく高まると考えられる。次に、労働時間への影響については、59歳以下の労働者は、週当たり労働時間が26時間近く有意に減少する結果となっている。59歳以下の労働者の週当たり労働時間の平均が約46時間であるから、三大疾病に罹患した者は就業を継続したとしても労働時間を大きく減少させていることが示唆される。一方、60歳以上については、三大疾病の罹患歴が労働時間に与える効果は有意に推定されていない。60歳以上の労働者については、三大疾病の罹患歴の有無に関わらず、もともと労働時間が短いために有意な効果が検出されなかったのかもしれない¹⁸⁾。

また、このようにサンプルを分割した場合でも、操作変数は59歳以下と60歳以上のどちらのグループについても本人の健康状態に有意な影響を与えていることが分かる。さらに、操作変数の弱相関と過剰識別制約の検定の結果、操作変数としての妥当性が高いことを確認することができる。

3 女性についての結果

最後に、表7-1と7-2に女性を対象として男性と同様の推定を行った結果が示されている。これらによると、既往症数と三大疾病の罹患歴はどちらも、無職確率及び週当たり労働時間に有意な影響を与えない。このことは、女性の引退の意思決定に影響を与える要因が男性のそれとは大きく異なり、健康以外のライフイベント（結婚、出産など）の影響が強いことを反映している可能性がある。本稿で用いた推定式ではそれらの要因をうまくコントロールできていないために健康の影響が有意に推定されていないとすると、両親との同居、未就学の子供の数などを説明変数に加えて、健康の効果をより正確に推定できるよう工夫する必要があるかもしれない。また、両親の既往歴に基づいて作成した操作変数の妥当性についても留保が必要である。過剰識別制約の検定結果から、操作変数と誤差項が相関していることが疑われる¹⁹⁾。V2でも指摘したが、親が病気を患うと女性が看病や介護を担当する可能性が高く、このことが本人の就業状態や労働時間に影響を与える²⁰⁾。このような関係がある場合、親の既往歴と

誤差項に相関が生じてしまうので、女性を対象としてこのような分析を行うための方法については検討の余地が残されていると言える。

VII 結 論

本稿では、中高齢者を対象に行った『健康と引退に関するパネル調査』の個票データを用い、既往症数とわが国の三大死因である疾病の罹患歴が、中高齢者の無職確率と労働時間に与える効果を分析した。記述統計に基づく両者の関連性の分析と操作変数を用いた二段階推定を行い、以下のような結果が得られた。まず、男性については、特に三大疾病の罹患歴が無職確率を高め、労働時間を大幅に減少させる。さらに、男性の場合は、60歳以上の方が59歳以下に比べ既往症数の増加の効果が大きい。三大疾病の罹患歴の効果については年齢間で大きな違いがない。女性については、健康状態と労働参加との間に有意な関係が見られなかった。また、少なくとも男性については、30歳時点でのBMIと両親の既往歴の情報が、操作変数として有効であることが確認された。

本稿で得られた結果は、中高齢者の積極的な労働参加を促すためには、高齢者の雇用をとりまく労働環境の整備とともに、健康を早期から維持・増進する保健施策が重要であることを示唆している。

最後に本稿の限界と今後の課題を述べたい。まず、本稿の限界として、パネル調査においては健康な者が調査に残る傾向にあること、また、調査対象者の配偶者を分析に含めたこと、などによるセレクション・バイアスの可能性は指摘しておく必要があるだろう。また、本稿が用いたデータは3年間という短期間の追跡調査であり、加齢に伴う緩やかな健康状態の変容が引退の意思決定に与える効果を検証するためには、より長期的な視野に立ったパネルデータの構築が必要である。さらに、女性に関しては、男性よりも労働参加に対する意思決定メカニズムが複雑と考えられることから、引退行動に関して男性とは異なるモデルを想定する必要がある。

表 7-1 客観的健康状態が「無職」の確率と労働時間に与える影響（女性のみ）^{1) 2)}

被説明変数	無職 =1, 就労 =0					労働時間		
	プーリング・クロスセクション			パネル		プーリング・クロスセクション		
	2SLS	IV Probit		G2SLS ランダム効果 IV		IV Tobit ³⁾		
	係数 (Std. Err.)	係数 (Std. Err.)	限界効果 (Std. Err.)	係数 (Std. Err.)	係数 (Std. Err.)	係数 (Std. Err.)	係数 (Std. Err.)	限界効果 (Std. Err.)
既往症数	0.031 (0.023)	0.107 (0.074)	0.043 (0.029)	0.018 (0.031)	0.550 (1.454)	0.221 (0.585)		
操作変数の既往症数に対する効果 ¹⁾								
30歳時点での BMI	0.064 (0.017)	a/ 0.060 (0.017)	a/ — (—)	0.066 (0.021)	a/ 0.067 (0.017)	a/ — (—)		
<u>痛・悪性新生物罹患歴あり</u>								
両親とも	0.416 (0.190)	b/ 0.384 (0.190)	b/ — (—)	0.453 (0.254)	c/ 0.373 (0.191)	b/ — (—)		
父親または母親	0.361 (0.094)	a/ 0.380 (0.094)	a/ — (—)	0.311 (0.124)	b/ 0.351 (0.094)	a/ — (—)		
<u>循環器系・内分泌系・代謝系疾患罹患歴あり</u>								
両親とも	0.905 (0.112)	a/ 0.915 (0.111)	a/ — (—)	0.917 (0.148)	a/ 0.900 (0.112)	a/ — (—)		
父親または母親	0.354 (0.088)	a/ 0.356 (0.087)	a/ — (—)	0.384 (0.116)	a/ 0.351 (0.088)	a/ — (—)		
<u>脳卒中・脳血管障害罹患歴あり</u>								
両親とも	1.432 (0.302)	a/ 1.469 (0.298)	a/ — (—)	1.480 (0.406)	a/ 1.409 (0.300)	a/ — (—)		
父親または母親	0.378 (0.107)	a/ 0.353 (0.108)	a/ — (—)	0.478 (0.140)	a/ 0.377 (0.106)	a/ — (—)		
モデルの Test statistics								
R ² : within				0.03				
between				0.23				
overall				0.23				
Wald chi ²	35.91	a/	404.92	a/	259.95	a/	1071.62	a/
操作変数の弱相関の検定								
Anderson's CC LM statistic	130.64							
p 値	0.000							
Cragg-Donald Wald F statistic	19.95							
過剰識別制約検定								
Sargan statistic	14.38							
p 値	0.026							

出所：『健康と引退に関する調査』（厚生労働科学研究費補助金・政策科学総合研究事業（政策科学推進研究事業）「所得・資産・消費と社会保険料・税の関係に着目した社会保障の給付と負担の在り方に関する研究（研究代表者：金子能宏）」：2008年，2009年，2010年）を基に筆者が推計。
注：1) 全ての回帰分析に，説明変数として表1の基本統計量で示した諸変数および年ダミーを投入している。推定に用いた標本数は1710。

2) a/, b/, c/ はそれぞれ，1%，5%，10%水準で推定値が有意であることを示す。

3) Tobitでは， $\partial E(y|y>0, x) / \partial x_i$ を限界効果として計算している。

表 7-2 客観的健康状態が「無職」の確率と労働時間に与える影響（女性のみ）^{1) 2)}

被説明変数	無職 =1, 就労 =0					労働時間		
	プーリング・クロスセクション			パネル		プーリング・クロスセクション		
	2SLS	Bivariate Probit		G2SLS ランダム効果 IV		IV Tobit ³⁾		
	係数 (Std. Err.)	係数 (Std. Err.)	限界効果 (Std. Err.)	係数 (Std. Err.)	係数 (Std. Err.)	係数 (Std. Err.)	限界効果 (Std. Err.)	
三大疾病罹患歴あり	0.149 (0.204)	0.033 (0.423)	0.013 (0.169)	0.017 (0.287)	7.524 (12.957)	3.256 (6.032)		
操作変数の三大疾病罹患に対する効果								
30歳時点での BMI	0.008 (0.003)	a/ 0.038 (0.017)	b/ — (—)	0.011 (0.004)	a/ 0.009 (0.003)	a/ — (—)		
<u>三大疾病罹患歴あり</u>								
両親とも	0.098 (0.021)	a/ 0.588 (0.118)	a/ — (—)	0.091 (0.027)	a/ 0.095 (0.022)	a/ — (—)		
父親または母親	0.092 (0.017)	a/ 0.596 (0.101)	a/ — (—)	0.090 (0.022)	a/ 0.090 (0.017)	a/ — (—)		
モデルの Test statistics								
R ² : within				0.03				
between				0.24				
overall				0.24				
Wald chi ²	36.06	a/ 518.51	a/ 245.50	1058.00				a/
操作変数の弱相関の検定								
Anderson's CC LM statistic	47.17							
p 値	0.000							
Cragg-Donald Wald F statistic	16.00							
過剰識別制約検定								
Sargan statistic	3.84							
p 値	0.147							

出所：「健康と引退に関する調査」（厚生労働科学研究費補助金・政策科学総合研究事業（政策科学推進研究事業）「所得・資産・消費と社会保険料・税の関係に着目した社会保障の給付と負担の在り方に関する研究（研究代表者：金子能宏）」：2008年、2009年、2010年）を基に筆者が推計。
注：1）全ての回帰分析に、説明変数として表1の基本統計量で示した諸変数および年ダミーを投入している。推定に用いた標本数は1710。

- 2) a/, b/, c/はそれぞれ、1%、5%、10%水準で推定値が有意であることを示す。
3) Tobitでは、 $\partial E(y|y>0, x)/\partial x_i$ を限界効果として計算している。

- BMIとは、肥満度指標の1つであり、体重を身長²で除して計算される。
- Currie and Madrian (1999) や Baker, Stabile and Deri (2004) では、健康と賃金・労働時間・就業の関係についての先行研究が包括的にサーベイされている。
- 「健康意識」は、入院・就床者および健康状態についての主観的な5段階の評価で健康状態がよくない、あるいは、あまりよくないと回答した者が1、それ以外の者が0となる二値変数である。「仕事への影響の有無」は、入院・就床者および健康上の理由で仕事、家事、学業への影響があると回答した者が1、それ以外の者が0となる二値変数である。「傷病の有無」と「自覚症状の有無」はそれぞれ、入院者および病院・施設所への通院者が否か、入院者および自覚症状があるか否かによって2つのグループに分けられる二値変数である。
- 日頃実行している事柄には、(1) 規則正しく食事をとる、(2) バランスのとれた食事をしている、(3) うす味の物を食べている、(4) 腹八分目にしていく、(5) 定期的に運動をする、(6) 気分転換の時間をとっている、(7) 睡眠時間を十分にとる、の7つの項目が含まれ、それを行っている回答者が1となり、それ以外の者が0となる二値変数が用いられている。
- 岩本 (2000) では、紙数の制約から推定結果の報告は割愛されているが、付録として著者のホームページに推定結果とその説明が掲載されている。本稿の岩本 (2000) に関する記述の一部はこの付録の内容に基づいている。
- ふだんの健康状態は、「ふだんの健康状態」が、「元気」である者が1、それ以外（「あまり元気でない」「病気がち・病氣」）の者が0となる二値変数である。肉体的な面からみた就業可能性は、「フルタイムで働くことが可能」な者が1、それ以外（「職場・勤務の条件によっては可能」「働くことはできない」）の者が0となる二値変数である。

- 7) 健康意識は、「現在の健康状態」が「良好である」「まあ良好である」「普通である」の者が1となり、それ以外の者（「あまり良好ではない」「良好ではない」）が0となる二値変数である。生活や仕事への支障の有無は、過去一年間にかからの調子や気分がすぐれないために、日常生活や仕事に「かなりさしつかえた」あるいは「ある程度さしつかえた」者が1となり、「あまりさしつかえなかった」あるいは「全くさしつかえなかった」者が0となる二値変数である。なお、Disease scoreは値が大きいほど健康状態が悪いことを意味する。
- 8) 都市部（政令指定都市と東京23区）では距離が長くなるほど健康状態が悪化するという予想と整合的な結果が得られているものの、町や村のカテゴリーでは逆の結果が得られており、健康状態の悪い者が病院の近くに引越すことによる逆の因果関係を検出している可能性が指摘されている。
- 9) CRSでは毎月、住民基本台帳より無作為抽出したサンプルに対するオムニバス調査を実施することによって、さまざまな調査の回答者となるモニターを選出している。モニターは、各市区町村の住民基本台帳に基づき男女別の5歳年齢階級別の人口に比例するように選出され、回答者の性別及び年齢の分布が「国勢調査」と同じになるように調整されている。
- 10) 就労については第2回と第3回調査、健康については第3回調査において、配偶者に過去の情報を遡って尋ねている。
- 11) 29の疾病とは、(1) 心臓の病気（狭心症や心不全、心筋梗塞、弁膜症など）、(2) 高血圧、(3) 高脂血症、(4) 脳卒中・脳血管障害、(5) 癌や悪性新生物（白血球・リンパ腫を含む。良性皮膚癌は除く）、(6) 糖尿病、(7) 痛風、(8) 慢性肺疾患（慢性気管支炎または肺気腫など）、(9) 喘息、(10) 消化器系疾患1（潰瘍など癌以外の胃腸の病気）、(11) 消化器系疾患2（肝がん以外のB型・C型肝炎、肝硬変など肝臓の病気）、(12) 消化器系疾患3（胆のう系疾患）、(13) 消化器系疾患4（その他消化器系疾患、または、詳細不明）、(14) 腎臓系疾患、(15) 子宮筋腫・卵巣系疾患、(16) 甲状腺系疾患（バセドウ氏病、前立腺肥大など）、(17) 排尿の問題（失禁・もれ、出にくい、尿管結石を含む）、(18) 関節疾患（関節炎・リウマチ）、(19) ヘルニア・神経痛、(20) 腰痛・肩こり、(21) 大腿骨頸部の骨折、(22) 骨粗しょう症、(23) 眼の病気（白内障や緑内障など）、(24) 耳の病気（難聴など）、(25) 花粉症・アレルギーなど、(26) パーキンソン病、(27) 皮膚の病気（良性皮膚癌を含む）、(28) うつ病などこころの病気、(29) その他、である。疾病項目については、第1回調査では21項目、第2回調査では27項目を提示していたが、調査が実施される度に、「その他」に記述された疾病のうち罹患者数が多かった疾病について再分類しなおし調査票の改善を図った。
- 12) この疾患のカテゴリーには、「心臓の病気」の他に、高血圧、高脂血症、糖尿病、痛風、甲状腺系疾患（バセドウ氏病、前立腺肥大など）、骨粗しょう症が含まれる。
- 13) 第1回調査には、10項目のうち(6) 自由業と(8) 資格の必要な専門職の2つの選択肢が含まれていない。しかし、本項目の該当者は、本人と配偶者合わせて、第2回調査で12名、第3回調査で15名と非常に少ないので、このような調査間の選択肢の違いは、本稿の結果にはほとんど影響を与えないと思われる。
- 14) 推定結果の頑健性の確認のため、プロビット推定の他に、二段階最小二乗法（2SLS）や操作変数ランダム効果推定などによる推定も行う。
- 15) 本稿では既往症数と三大疾病の罹患歴の有無を健康状態の代理変数として用いるが、推定方法はそれぞれ操作変数プロ

ビット・モデル（IV probit model）と二方程式プロビット・モデル（bivariate probit model）となる。

- 16) 岩本（2000）や大石（2000）でも、年齢によって就業行動が異なる可能性を考慮して、年齢別に推定が行われている。
- 17) 癌や悪性新生物は、過去の発症時点が明確な心疾患や脳卒中と異なり、調査時点で既に発症していたとしても、回答者がそれに気付いていない可能性がある。このため、自己申告された癌・悪性新生物の罹患率は実際より低いかもしれない。このことにより両親の既往歴との相関が弱くなっているかもしれない。この点は、癌や悪性新生物に対する治療効果を測定する際にも常に問題になる点であり、さらなる検証が必要である。
- 18) 60歳以上の労働者について、三大疾病の罹患歴が労働時間に与える限界効果の p 値は0.113であり、有意ではないものの全く影響が無いわけではなさそうである。
- 19) この結果は表3で回答者の就労状態と操作変数の値に相関が見られたことと整合的である。
- 20) この点は川口大司氏（一橋大学）の指摘による。記して感謝したい。

参考文献

- 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』第6章、東京大学出版会、pp.95-117.
- 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』No.481、pp.51-62.
- 野口晴子（2008）「世帯の経済資源が出産・育児期における女性の心理的健康に与える影響について：「消費生活に関するパネル調査」を用いた実証分析」『経済研究』No.59(3)、pp.209-227.
- Anderson, K. H. and R. V. Burkhauser (1985) "The Retirement-health Nexus: A New Measure of an Old Puzzle," *Journal of Human Resources*, 20, pp.315-330.
- Baker, M., M. Stabile, and C. Deri (2004) "What Do Self-reported, Objective, Measures of Health Measure?" *Journal of Human Resources*, 39, pp.1067-1093.
- Bazzoli, G. J. (1985) "The Early Retirement Decision: New Empirical Evidence on the Influence of Health," *Journal of Human Resources*, 20, pp.214-234.
- Bound, J. (1991) "Self-Reported versus Objective Measures of Health in Retirement Models," *Journal of Human Resources*, 26, pp.106-138.
- Bound, J., M. Schoenbaum, T. R. Stinebrickner, and T. Waidmann (1999) "The Dynamic Effects of Health on the Labour Force Transitions of Older Workers," *Labour Economics*, 6, pp.179-202.
- Chirikos, T. N. and G. Nestel (1984) "Economic Determinants and Consequences of Self-Reported Work Disability," *Journal of Health Economics*, 3, pp.117-136.
- Currie, J. and B. C. Madrian (1999) "Health, Health Insurance and the Labor Market," in Ashenfelter, O. C. and Card, D. eds. *Handbook of Labor Economics*, Vol.3C, North Holland.
- Daviglus, M. L. (2005) "Health Care Costs in Old Age are Related to Overweight and Obesity Earlier in Life," *Health Affairs* (web exclusives).
- Daviglus, M. L., K. Liu., L. L. Yan, P. Amber, D. B. Garside, L. Schiffer, A. R. Dyer, P. Greenland, and J. Stamler (2003) "Body Mass Index in Middle Age and Health-Related

- Quality of Life in Older Age: The Chicago Heart Association Detection Project in Industry Study," *Archives Internal Medicine*, 163, pp.2448-2455.
- Daviglus, M. L., K. Liu, L. L. Yan, P. Amber, L. Manheim, W. Manning, D. B. Garside, R. Wang, A. R. Dyer, P. Greenland, and J. Stamler (2004) "Relation of Body Mass Index in Young Adulthood and Middle Age to Medicare Expenditures in Older Age," *Journal of American Medical Association*, 292, pp.2743-2749.
- Dwyer, D. S., and O. S. Mitchell (1999) "Health Problems as Determinants of Retirement : Are Self-Rated Measures Endogenous?" *Journal of Health Economics*, 18, pp.173-193.
- Ferraro, K. F., Y. P. Su, R. J. Gretebeck, D. R. Black, and S. F. Badylak (2002) "Body Mass Index and Disability in Adulthood : A 20-Year Panel Study," *American Journal of Public Health*, 92, pp.834-840.
- Hamaaki, J., and H. Noguchi (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.
- Haveman, R., B. Wolfe, B. Kreider, and M. Stone (1994) "Market Work, Wages and Men's Health," *Journal of Health Economics*, 13, pp.163-182.
- Mathiowetz, N., and T. Lair (1994) "Getting Better? Change or Error in the Measurement of Functional Limitations," *Journal of Economic and Social Measurement*, 20, pp.237-262.
- Stenholm, S., P. Sainio, T. Rantanen, S. Koskinen, A. Jula, M. Heliövaara, and A. Aromaa (2007) "High Body Mass Index and Physical Impairments as Predictors of Walking Limitation 22 Years Later in Adult Finns," *Journal of Gerontology*, 62A, pp.859-865.
- Taylor, D. H. and T. Østbye (2001) "The Effect of Middle- and Old-Age Body Mass Index on Short-Term Mortality in Older People," *Journal of American Geriatrics Society*, 49, pp.1319-1326.
- Waidmann, T., J. Bound, and M. Schoenbaum (1995) "The Illusion of Failure : Trends in the Self-Reported Health of the U. S. Elderly," *NBER Working Paper* No.5017.

はまあき・じゅんや 内閣府経済社会総合研究所研究官。最近の主な論文に, "A Reappraisal of the Incidence of Employer Contributions to Social Security in Japan" *Japanese Economic Review*, forthcoming. (岩本康志氏と共著)。公共経済学, 応用計量経済学専攻。

のぐち・はるこ 国立社会保障・人口問題研究所 社会保障基礎理論研究部第二室長。主な論文に "Technological Change in Heart Disease Treatment: Does High Tech Mean Low Value?" *American Economic Review*, 88(2): 90-96 (M. McClellan と共著, 1998年), "Regional Variations in Medical Expenditure and Hospitalization Days for Heart Attack Patients in Japan : Evidence from the Tokai Acute Myocardial Study(TAMIS)," *International Journal of Health Care Finance and Economics*, 8 : 123-144 (S. Shimizutani, Y. Masuda と共著, 2008年)。医療経済学, 応用計量経済学専攻。