

# 有業者の余暇時間と健康投資

梶谷 真也

(大阪大学大学院)

小原 美紀

(大阪大学助教授)

本論文では、日本の1981年から2001年までの1日の時間配分や健康に関するデータを用いて、男性有業者の時間配分の変化と健康投資活動との関係を確認し、どのような人が健康投資を行うか、そして、健康投資活動が健康形成にどのような影響を与えるのかについて分析する。分析の結果、1)80年代以降、男性有業者の労働時間は減少する一方で、余暇時間の使い方が大きく変化したこと、2)学歴が高いほどスポーツ時間は長く、学歴が高いほど喫煙量は少ない可能性が高いこと、そして、3)スポーツや禁煙など健康増進行動が長期的な健康状態の良さにつながる可能性があることが示される。健康投資を行う者が学歴の高い生涯所得の高い層であるという推計結果は、経済格差に加えて健康格差が引退期の家計の厚生格差を生じさせる可能性を指摘している。

## 目次

- I はじめに
- II 先行研究と分析の枠組み
- III 推計モデルと使用するデータ
- IV 日本の男性有業者の時間配分とその変遷
- V 推定結果
- VI おわりに

## I はじめに

経済学の分析で「時間配分」が注目されることは少ない。余暇から効用を得ることを理論モデルとして扱うことはあっても、それに基づいた計量分析は通常行われない。余暇時間の中身に至っては、分析されることさえ稀である。経済主体が持ちうる全時間のうち労働時間以外の時間はすべて余暇とされるのが一般的である。これに対し、Hamermesh and Pfann (2005) は、余暇のうち「積極的に」活動した時間に注目することの重要

性を指摘する。余暇時間のうち何らかの生産に使用する時間を取り出して分析すれば個人の行動をうまく表現できる可能性がある。時間データが示すインプリケーションを経済理論にフィードバックさせることも可能となる。

本論文では、日本の有業者がどのような時間配分を行っているか、市場労働時間以外の余暇時間のうち生産にあてる時間がどのような要因で決定されているかについて明らかにする。市場労働以外の生産活動はさまざまであるが、ここでは「健康生産」に注目する。Cutler and Richardson (1998) によれば、アメリカにおいて、健康資本(健康であること)の価値は1970年代から1990年代にかけて大きく上昇している。健康資本という通常捉えられない指標に注目して経済主体の厚生を考えることは重要だろう。

具体的には以下の三点について明らかにする。1)1980年代初頭から2000年にかけて、日本の男性有業者の労働時間や余暇時間はどう変化してき

たか。また、余暇時間のうち、健康を維持・増進するために使う時間はどう変化してきたか。2)どのような人が健康を維持・増進するための活動(時間の投資と健康関連消費)をしているか。この活動は健康の形成にどう影響しているか。3)引退前につくられる健康は、引退後の活動にどう影響しているか。分析には、1981年から2001年までの時間配分および健康に関する統計を使用する。

有業者の余暇時間を統計分析するものは非常に少ない。本論文の分析結果は、日本人の近年の時間配分に関する基礎的な資料を提供する。また、本論文で分析する1980年代初頭から2000年にかけては、日本の労働市場が大きく変化した時期である。この時期に労働時間外の時間配分がどう変化したかに注目することは興味深いだろう。余暇時間を単に全時間から労働時間を引いた残りの時間とするのではなく、余暇時間のうち積極的に自己投資する時間として健康投資時間を取り出すことで、日本人の健康投資行動が明らかになる。先行研究の多くは、主観的な健康状態や主観的な健康投資活動の程度を捉えた計量分析を行ってきた。本論文では実際の健康投資時間を分析し、先行研究の結果とは補完関係となる。

分析により以下の結果が得られた。1)1980年代初期から2000年初期にかけて、男性有業者の労働時間は減少しているが、睡眠・休養時間はほとんど変化していない。余暇の使い方は大きく変化している。スポーツに投入する時間は若干増加し、趣味・娯楽時間、家事時間、テレビ・新聞視聴時間も増加している。2)学歴が高いほどスポーツ時間が長い。3)就労期(引退前)の健康状態の良さが高齢期(引退後)の健康状態の良さには強い正の相関がある。

今回の計量分析の結果では、タバコ消費が健康形成を阻害したり、スポーツ時間がそれを促進したりする関係は見られなかった。ただし、明確な回答が得られなかったのにはいくつかの問題が予想された。むしろ、若いころの健康形成が引退後の健康状態と強くリンクしているという統計や、健康増進行動には習慣形成の側面があること、長期的な帰結を考えずに健康を悪化させる行動をとる人と健康を促進する行動をとる人が存在すると

いう推計結果を考えれば、引退期になって健康格差が発覚する事態となる可能性が指摘される。さらに、健康投資を行う者が学歴の高い生涯所得の高い層であるという推計結果を考えれば、引退期の経済格差と相まって個人の厚生格差を生じさせている可能性も指摘される。

論文の構成は以下の通りである。つづくⅡでは、これまでの研究をサーベイすることで分析の枠組みを説明する。Ⅲでは、推計モデルを示し、使用するデータを紹介する。Ⅳでは、1981年から2001年までの時間配分のデータを考察し、日本の有業者の労働・余暇時間の変化をまとめる。Ⅴでは、都道府県別データを用いて、どのような人が健康関連行動をとっているかについて検証する。この節の最後では、若年・就労期の健康と高齢・引退期の健康の関係についての統計を示し、計量分析で得られた結果について再考する。Ⅵで全体をまとめる。

## Ⅱ 先行研究と分析の枠組み

Grossman (1972) は、個人が消費と健康状態から得られる生涯の期待効用を資産形成の制約と健康資本形成の制約について最大化する、健康投資に関する個人の異時点間最適化行動を表した。これに基づき、Contoyannis, Jones and Rice (2004) は、90年代のイギリスのパネルデータを用いた分析により、前期の健康状態が今期の健康状態の形成に大きく影響することや、健康資本の形成には個人の異質性の説明力が高いことを示している。

異時点間の変化を捉えた分析は重要であるが、これを計量分析することは非常に難しい。同一個人について、各期の健康状態や情報の追加状況を長期間にわたって追跡することはほとんど不可能である。また、異時点間の最適化問題を解いたとしても、さまざまな経済活動と健康投資活動との内生性や同時性の問題を解くことは難しい。そこで、多くの場合、静学モデルに基づいた分析が行われる。モデルの特定化はさまざまであるが、消費から効用を得る一般的なモデルに「健康状態」を加え、これが個人の健康投資時間と健康増進消

費支出からつくりだされるとして、時間制約と予算制約をつけた最適化問題を解けば、個人の最適な健康活動を示すことができる。関数形を特定化すれば健康生産関数が導出される。

健康増進活動を決定するのは、時間制約や予算制約に入る外生変数である。以下で示す先行研究の結果も踏まえて先にまとめれば、健康生産に関する個人の生産性を表す特性（学歴、所得、経済状況、居住地域、産業、職業、年齢、性別、婚姻状況、子供の有無など）や、地域の医療インフラ、天候などの環境特性が、健康生産活動に影響する。健康生産活動には、運動をする、休息をとるなどの時間投資と、禁煙するなどの消費行動が考えられ、これらが健康をつくりだすことになる。

これらについて計量分析により得られている知見をまとめると、まず、失業率や有業率、就業率といった経済状況と健康の関係を検証するものがある。Cai and Kalb (2006) は 2001 年のオーストラリアの個票データを用いて、就業していることが健康状態を低下させるといふ。Ruhm (2000, 2003, 2005) は、主に 1970 年代から 1990 年代のアメリカの個票データおよび州データを用いた分析により、好況期に健康が悪化するとしている。好況期に健康増進活動が抑制されることや、健康リスクが高まる行動が活発になること、長時間労働によるストレスが存在することなどが説明となる。経済状況が労働時間と相関するならば、労働時間に注目した分析も興味深い。発展途上国での分析では、Pitt, Rosenzweig and Hassan (1990) が、過度の労働が健康を害することを示している。

労働時間は個人の時間配分の一部であるが、個人はほかにも時間選択を行っており、余暇を使って健康増進活動を行うことが可能である。Kenkel (1995) は 1985 年のアメリカの個票データを使って、また、Contoyannis and Jones (2004) は 1984 年と 91 年のイギリスの個人パネルデータを使って、運動習慣が健康状態を上昇させるとしている。運動のみならず休息時間が健康をつくりだすことや、消費活動として喫煙習慣などが健康を阻害することも示されている。

健康投資活動により健康がつくられるならば、どのような人がどのような健康投資行動を行って

いるかを分析することも興味深い。これに関する研究は多数存在する。それらの多くの研究で、「教育年数」が健康活動を促進する重要な変数であるとしている。Contoyannis and Jones (2004) によれば学歴が高いほど喫煙率が低い。Contoyannis, Jones and Rice (2004) によれば、90 年代のイギリス女性において、教育と健康に正の相関がある。日本では、澤野・大竹 (2003) が、学歴が高いほど運動習慣があることを示している（他多数）。

学歴が健康活動を高める可能性には、まず、教育水準が高いほど健康リスクに関する知識が高く、健康生産の効率性が高いことが考えられる（Grossman (2000), Berger and Leigh (1989), Jones and Kirigia (1999) など）。また、教育水準により時間選好率に差がある可能性を指摘する研究もある。行動経済学の分野で指摘されているとおり、学歴の高さは時間選好率と相関していて経済主体のさまざまな活動に影響する。Farrell and Fuchs (1982) は、教育水準が高いほど時間選好率が低く（長期のことを考えた行動をとり）、より健康増進活動を行うことを示す。井伊・大日 (2002) は、日本の個票データを用いた詳細な分析により、時間選好率の差が生涯の非喫煙率を説明することを示している<sup>1)</sup>。

学歴や教育による健康格差は経済格差につながる意味でも重要である。どの国においても、教育年数と生涯所得や資産といった豊かさはリンクしている。豊かな者ほど健康状態がよいならば、個人の厚生格差は、通常測られる経済格差以上に大きい可能性がある。

本論文では、就労期（引退前）において、どのような人が健康関連行動を行い、それらの行動が健康にどう影響しているかという 2 段階の分析を行う。分析では、教育年数など先行研究での重要変数に注目する。さらに、就労期（引退前）につくりだされた健康が高齢期（引退後）における健康状態や活動とどう関連しているかを見ることで、就労期につくりだされる健康の長期的な意義について考察する。分析には多くの先行研究が取り扱ってきた個票データではなく、県別データを用いる。これは、労働者の時間配分に注目したいためであ

る。日本の場合、時間配分と健康の詳細を同一個体について追跡したデータは個人レベルでは存在しない。時間配分に注目することで、先行研究で扱われている個人の主観的な運動習慣や健康状態に対する回答ではなく、客観的な健康投資や健康状況を分析する。本論文は、主観的な健康状態を分析してきた先行研究を補完するものと位置づけられる<sup>2)</sup>。

### III 推計モデルと使用するデータ

経済主体  $i$  は、持ちうる時間を労働時間 ( $L_{it}^a$ )、健康投資時間 (運動時間;  $L_{it}^h$ )、それ以外の余暇時間 ( $1-L_{it}^a-L_{it}^h$ ) に配分する。同時に、健康関連消費 ( $C_{it}^h$ ) を行う。健康は、健康投資時間と健康関連消費からつくられるとする。先行研究に従い、健康生産に関する個体の生産性の差を表す変数や、地域の医療インフラ、天候などの環境特性などを外生変数として、健康関連行動の誘導形：

$$\begin{aligned} C_{it}^h &= \beta X_{it} + \gamma^c V_{it} + e_{it}^c \\ L_{it}^h &= \beta X_{it} + \gamma^h W_{it} + e_{it}^{Lh} \\ L_{it}^a &= \beta X_{it} + \gamma^a Z_{it} + e_{it}^{La} \end{aligned} \quad (1)$$

を推計する。 $X_{it}$  はそれぞれの健康投資活動に共通の外生変数であり、 $V_{it}$ 、 $W_{it}$ 、 $Z_{it}$  はそれぞれの活動に特有の外生変数である。各式の誤差項は個体に依存する部分 ( $\mu_i$ ) と、時間に依存する部分 ( $\lambda_t$ )、それ以外の部分 ( $\nu_{it}$ ) からなる： $e_{it} = \mu_i + \lambda_t + \nu_{it}$  とする。 $\nu_{it}$  は iid に従い、標準的な線形回帰モデルの誤差項に関する仮定を満たすものとする。また、それぞれの式の誤差項は互いに相関しないと仮定する。

(1) で表される健康投資活動により、健康  $H$  が作られる：

$$H_{it} = H(C_{it}^*, L_{it}^{h*}, L_{it}^{a*}, X_{it}) + u_{it} \quad (2)$$

各変数の上について \* は選択された最適な活動量を示し、(1) 式の推定の予測値である。誤差項  $u_{it}$  も  $e_{it}$  と同じ仮定を満たし、互いに相関しないとする。健康投資活動である (1) 式の推定と、健康生産関数である (2) 式の推定という 2 段階の推計を行う。これは、健康生産関数の推計におい

て、健康投資活動が内生変数となっていることを考慮した分析とも解釈できる。外生変数  $V_{it}$ 、 $W_{it}$ 、 $Z_{it}$  が操作変数である。先行研究でも指摘されてきたとおり、健康な人ほど労働を行い、運動を行う可能性は十分に考えられる。

本論文の推計では県別データを用いる。したがって個体  $i$  は各県である。労働時間  $L_{it}^a$  と運動時間  $L_{it}^h$  のデータは、『社会生活基本調査』の男性有業者の週全体での総平均時間を利用する。『社会生活基本調査』は 1981 年から 5 年おきに実施され、1 日の生活時間の配分を就業状態や年齢階層ごとに詳細に報告する。本論文では 1981 年から 2001 年までの計 5 回の調査について、25~64 歳にそろえた男性有業者の時間配分に注目する。労働時間  $L_{it}^a$  は『社会生活基本調査』での「通勤」と「仕事」の時間を合計した「しごと時間」を、健康投資時間  $L_{it}^h$  は「スポーツ時間」をそれぞれ用いる。健康関連消費  $C_{it}^h$  については、多くの先行研究が取り上げている喫煙行動に注目し、『家計調査年報』で報告される 1 世帯あたりの年間たばこ購入額を消費者物価指数総合で割り引いたものを用いる。

健康状態  $H_{it}$  を示す変数として、『人口動態統計』より 25~64 歳男性の死亡率、『都道府県別生命表』より 65 歳時点での男性の平均余命、『患者調査』より人口 100 人当たりの 25~64 歳男性受療率を用いる。これらに加え、『国民生活基礎調査』が報告する 15~64 歳の循環器系・消化器系・精神疾患・糖尿病・ガンの有病率を利用する。

説明変数  $X_{it}$  には、婚姻率、1 世帯当たり平均人員数、25~64 歳男性に占める 25~44 歳男性の割合、人口 1 人当たり可住地面積、大卒・高卒人口割合、人口 1000 人当たり医師数を用いる。これらの変数は、先行研究で重要とされている個人の特性や、地域特性、産業構造、地域の医療インフラの状況を表すものである。なお、本論文では所得に関する変数を説明変数には入れなかった。これは学歴 (平均教育年数) と所得との相関係数が約 0.8 と非常に高く、多重共線性が問題となるからである。また、所得は学歴だけでなく他の労働変数とも相関する可能性が高い。操作変数： $V_{it}$ 、 $W_{it}$ 、 $Z_{it}$  には、1 世帯当たり酒類の年間総購

付表1 変数の定義

変数名	データの出所	変数の定義
25-64歳死亡率	人口動態統計	25-64歳男性死亡者数/25-64歳人口 (出所: 人口推計資料)
65歳時点平均余命	都道府県別生命表	65歳時点での男性の平均余命
人口100人当たり25-64歳受療率	患者調査	{25-64歳男性の推計患者数/25-64歳人口 (出所: 人口推計資料)}×100。 推計患者数は調査日当日に、病院・一般診療所・歯科診療所で受療した患者の推計数
15-64歳有病率	国民生活基礎調査	{男女合わせた15-64歳での総傷病数のうち、循環器系(高血圧・脳卒中・心筋梗塞)有病者、消化器系(胃炎・潰瘍・肝硬変・胆石・肝臓の病気)、精神疾患(精神病・神経病・自律神経失調症)、糖尿病、ガンにおける傷病数の合計}/15-64歳の世帯人員数
婚姻率	人口動態統計	婚姻件数/15歳以上男性未婚人口 (出所: 国勢調査)
1世帯当たり平均人員数	家計調査年報	1世帯当たりの平均世帯人員数
若年層割合	人口推計資料	25-64歳男性に占める25-44歳男性の割合
人口1人当たり可住地面積(ha)	全国都道府県市区町村別面積調	可住地面積/人口総数 (出所: 人口推計資料)
25-64歳大卒シェア	就業構造基本調査報告	25-64歳の男性有業者の学校卒業者に占める最終学歴=大学・大学院の割合
25-64歳高卒シェア	就業構造基本調査報告	25-64歳の男性有業者の学校卒業者に占める最終学歴=高校の割合
人口1000人当たり医師数	医師・歯科医師・薬剤師調査	{医療施設で従事する医師数/人口総数 (出所: 人口推計資料)}×1000
タバコ購入額(100円)	家計調査年報	{県庁所在地における、たばこの1世帯あたり年間購入額/消費者物価指数総合 (出所: 消費者物価指数年報)}×100
スポーツ時間(時間)	社会生活基本調査報告	1日の行動について25-64歳男性有業者が「スポーツ」に費やす週平均時間
しごと時間(時間)	社会生活基本調査報告	1日の行動について25-64歳男性有業者が「通勤」と「仕事」に費やす週平均時間の合計 ※週平均時間は(平日平均×5+土曜日平均+日曜日平均)÷7で求められる。25-64歳の平均時間は、各年齢階級に占める人数の加重平均
アルコール購入量(10l)	家計調査報告	県庁所在地における、清酒・焼酎・ビール・ワインの1世帯当たり年間購入量の合計
降水日数	気象庁年報	県庁所在地における降水が観測された日数(埼玉は熊谷、滋賀は彦根)
人口1000人当たりスポーツ施設数	事業所統計調査報告 事業所・企業統計調査報告	{産業小分類によるスポーツ施設提供業の事業所数/人口総数 (出所: 人口推計資料)}×1000
第1次産業シェア	県民経済計算年報	第1・2・3次産業のうち、第1次産業(農林水産業)が占める県内総生産額の割合
第2次産業シェア	県民経済計算年報	第1・2・3次産業のうち、第2次産業(鉱業・製造業・建設業)が占める県内総生産額の割合 ※第3次産業=電気ガス水道業・卸売小売業・金融保険業・不動産業・運輸通信業・サービス業

注: 『人口動態統計』『家計調査年報』『県民経済計算年報』『気象庁年報』『人口推計資料』『全国都道府県市区町村別面積調』は毎年調査・公表されているが、その他は数年周期で公表されている。よって、『社会生活基本調査』が行われた1981, 86, 91, 96, 01年を観察基準年として、該当年度がない調査は以下のように直近のデータで代用する。『医師・歯科医師・薬剤師調査』は1981, 86, 91, 96, 01年、『患者調査』は1987, 90, 96, 02年(1981年については都道府県別に収集されてない)、『国民生活基礎調査』は1986, 92, 95, 01年(1981年については調査開始前のため、1995年の兵庫県は震災のため欠値)、『国勢調査報告』は1980, 85, 90, 95, 00年、『就業構造基本調査報告』は1982, 87, 92, 97, 02年、都道府県別生命表は1980, 85, 90, 95, 00年を使用。

入量、1年間の降水日数、人口1000人当たりスポーツ施設数、第1～3次産業の県内総生産額のうち第1次・第2次産業の総生産額が占める割合、そして景気の状態を示すと考えられる都道府県別の有効求人倍率をそれぞれ用いる。変数定義の詳細は付表1に、記述統計量は表1に記載する。表1を確認すると、スポーツ時間が平均で0.17時間と短い。これはスポーツ時間がゼロという回答者を含んでいるためである。

これらの変数を用いて、1段階目の推定で、男性有業者において教育や豊かさを表すと考えられる学歴が健康関連行動に与える影響を確認する。学歴が単に所得効果を表す代理変数となっているならば、タバコの購入量に対する学歴の影響は正であると予想される。一方で、学歴が危険回避度や時間選好率の高さを示すとすれば、学歴が高い人ほどタバコ消費量を減少させる、つまり負の影響があると予想される。スポーツ時間に対する学

表1 記述統計量

	平均	標準偏差	最小	最大
25-64 歳死亡率	0.004	0.001	0.003	0.005
65 歳平均余命	16.25	1.02	13.83	18.45
25-64 歳受療率	5.42	1.14	3.25	8.16
15-64 歳有病率	0.11	0.02	0.06	0.15
婚姻率	0.17	0.02	0.13	0.27
1 世帯当たり平均人員数	3.45	0.24	2.94	4.19
若年層割合	0.52	0.04	0.44	0.66
1 人当たり可住地面積	0.12	0.07	0.01	0.39
25-64 歳大卒シェア	0.21	0.07	0.08	0.46
25-64 歳高卒シェア	0.47	0.04	0.35	0.59
人口 1000 人当たり医師数	1.65	0.39	0.79	2.52
タバコ購入額	157.07	51.97	58.70	347.18
スポーツ時間	0.17	0.03	0.08	0.27
しごと時間	8.16	0.28	7.17	8.69
アルコール購入量	6.64	1.27	3.32	9.82
降水日数	116.87	29.00	75.00	192.00
人口 1000 人当たりスポーツ施設数	0.11	0.03	0.05	0.20
自営業シェア	0.23	0.06	0.10	0.37
第 1 次産業シェア	0.04	0.03	0.00	0.13
第 2 次産業シェア	0.38	0.08	0.20	0.63
有効求人倍率	0.76	0.44	0.13	2.36

観察数/サンプル数=235/47

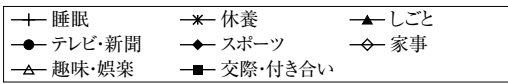
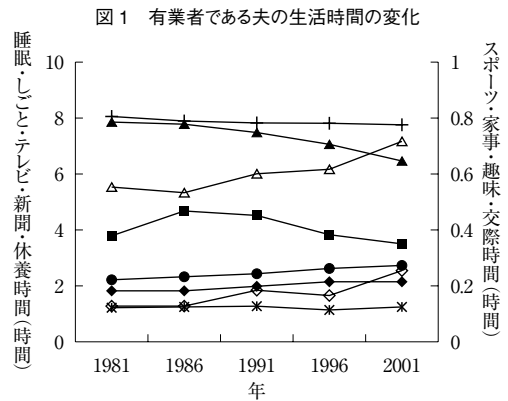
(ただし、25-64 歳受療率と 15-64 歳有病率の観察数は 187)

歴の影響については、所得効果による正の影響と、学歴が高いほど将来の健康を考えスポーツをより行うという正の影響が考えられるため、学歴の符号は正であることが予想される。しごと時間に対する学歴の効果は、正と負どちらとも考えられる。2 段階目の推定では、タバコ消費の上昇が健康状態を悪くするならば係数は負、スポーツ時間の増加が健康状態を向上させるならば係数は正が予想される。労働時間の増加が健康状態に与える影響はどちらの符号も説明可能である。

#### IV 日本の男性有業者の時間配分とその変遷

計量分析に入る前に、1981 年から 2001 年にかけての、日本の労働者の時間配分の変遷をまとめておく。ここでは、25 歳以上 64 歳以下の男性有業者（場合によっては「夫」）に注目する。ほぼ正規労働者の統計だと考えられる。

図 1 は、『社会生活基本調査報告』による、有業者である夫の生活時間の変化を示す。まず、

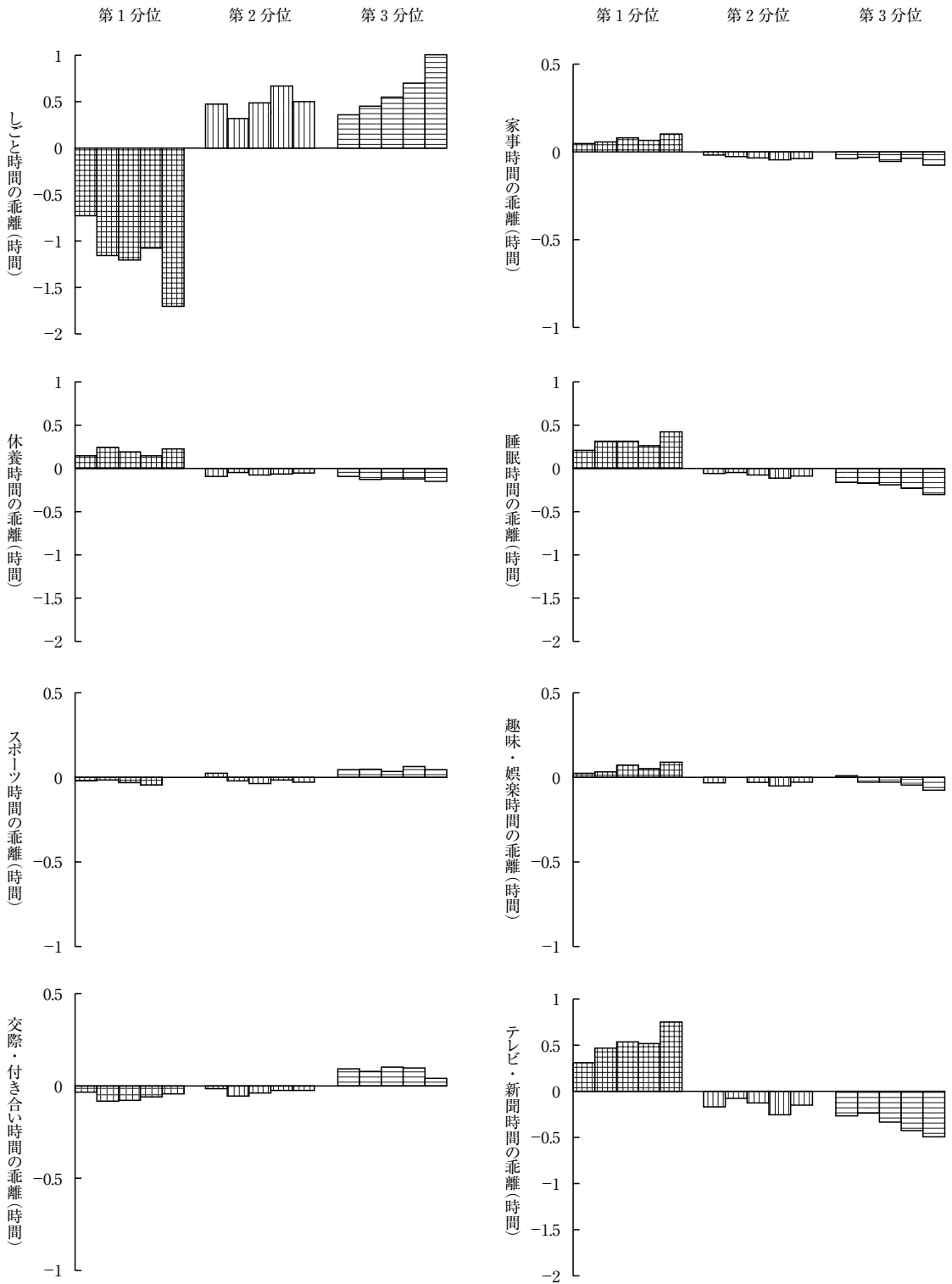


出所：『社会生活基本調査報告』より筆者らが作成。

1981 年から 2001 年にかけて「しごと時間」は減少しているが、余暇時間のうち「睡眠・休養時間」はほとんど変化していない。代わりに、趣味・娯楽、家事、テレビ・新聞視聴時間が増加している。本論文で注目する「スポーツ時間」も徐々に増加している。

図 2 は、世帯全体の収入と有業の夫の生活時間

図2 世帯収入分位別有業者の夫の生活時間の時系列変化（平均からの乖離）



注：棒グラフは各分位とも左から1981年、1986年、1991年、1996年、2001年。  
出所：『社会生活基本調査報告』より筆者らが作成。

の関係を、世帯収入を3分位に分けながら時系列に示している。年ごとに平均活動時間は異なることを考えて、それぞれの平均時間からの乖離を所得分位ごとに示す。0から上(下)の値は平均より長い(短い)ことを表す。これによると、どの年においても、世帯収入が高いほどしごと時間は長く、睡眠・休養時間が短い。また、1996年から2001年にかけて、世帯所得が高いほど夫のしごと時間が長くなる関係が強まった(分位の差が大きくなっている)。Costa (1998)によれば、アメリカでは1890年代から1991年にかけて、所得の低い人が長時間労働をする関係が崩れた。日本でもこれと似た傾向があるのかもしれない。ただし、ここでの統計は夫の労働時間と世帯全体の収入を示すものであることに注意されたい。夫の労働時間が長い家計において妻の労働時間が長くなったことが表れているだけかもしれない。しばしば指摘されるように、日本でかつて見られた夫の所得が高い(労働時間は長い)家計の妻が労働供給を行わないという関係は弱まってきている。所得の高さと労働時間の長さについては、個人の労働時間と所得の関係や、単身を加えた統計により議論される必要がある。

この労働時間の変化の背景で動いているものを見ると、テレビ・新聞の視聴時間、家事時間、睡眠時間、趣味・娯楽の時間が高分位層で減少、低分位層で増加している。本論文で注目する健康投資時間(スポーツ時間)については、程度は小さいが、低所得層で若干減少傾向に、高所得層で増加傾向にある。中位層ではほとんど変化していない。スポーツ時間の所得分位での差は広がったといえる。所得階層が高いほど労働時間が長くなり休息時間は短くなった一方で、健康に投資する時間は長くなったことになる。

考えられる背景として、所得が高い企業や地域で、健康関連施設が多いことがある。別の背景として、健康投資にはお金がかかることがある。『家計調査報告』(総務省)によれば、勤労者1世帯あたりの年間スポーツ月謝支払額は、1981年の第1分位から順に第5分位までで、470円、1070円、1425円、1615円、1613円であり、中・高分位層で多い。2001年時点では、約1639円、

3713円、4475円、4619円、4451円であり、低分位層と高分位層の差は広がってきた。中・高所得層でスポーツにより支出するようになったと言える。ただし、これだけでは、高所得層で健康投資時間が長いことを完全には説明できない。スポーツに支出するのは中分位以降の層であり、健康投資時間が長い(長くなった)高分位層のみとは一致しない。そこで、別の要因として、所得が高いほど健康意識が高いことや、リスク回避的であること、将来を考えた行動をとること、健康に対する情報が多いことなどが考えられる。これらについては、計量分析の結果において再び指摘される。

## V 推定結果

### 1 健康への投資活動

表2に健康投資行動であるタバコ消費・スポーツ時間・労働時間がどのような要因により影響を受けるかを確認した結果を示す。(1a)~(1f)列は2段階目の被説明変数を25~64歳男性の死亡率もしくは65歳時点での平均余命とする場合(1981年から2001年のデータを用いる場合)、(2a)~(2f)列は25~64歳受療率もしくは15~64歳有病率とした場合(1986年から2001年のデータを用いる場合)の推定結果である。ただし、変数効果モデルについては、25~64歳男性の死亡率を用いる場合と25~64歳受療率を用いる場合の結果のみを掲載している(65歳時点での平均余命や15~64歳有病率を用いた場合の推定結果はこれらとほぼ同じである)。

まず、タバコ消費について、(1a)(1b)列を見ると、高卒シェアの係数は負ながらも統計的に有意ではなく、また大卒シェアの係数も統計的に有意ではない。学歴が単に豊かさを表すとすれば正の関係が見られるはずである。学歴の代わりに『賃金構造基本統計調査』が報告する、決まって支給される給与額(県内総支出デフレーターで実質化)を説明変数として用いた場合、給与額の係数の符号は正であることが5~10%有意水準で統計的に有意に確認される<sup>3)</sup>。学歴は所得効果だけでなく、健康リスクの知識格差や危険回避度、時間選好率



表2 健康投資活動の推定結果

パネルA. タバコ購入額	(1)1981~2001年データを使用する場合		(2)1986~2001年データを使用する場合	
	(1a)固定効果	(1b)変量効果	(2a)固定効果	(2b)変量効果
婚姻率	166.887 (211.2778)	132.643 (181.2233)	541.840* (287.0083)	350.059* (188.7763)
1世帯当たり平均人員数	-24.725 (20.0688)	-23.213 (16.6687)	-23.642 (24.4894)	-22.818 (19.7518)
若年層割合	72.104 (204.4785)	138.337 (150.3394)	-165.259 (236.2232)	-43.523 (184.2385)
人口1人当たり可住地面積	408.218 (594.4457)	508.475*** (140.7962)	1521.014* (912.3109)	472.368*** (100.5466)
25-64歳大卒シェア	122.353 (209.0469)	67.187 (156.8706)	148.452 (254.6554)	-123.040 (135.2032)
25-64歳高卒シェア	-103.638 (160.0320)	-130.403 (116.0634)	-27.068 (226.9283)	-224.841* (119.4634)
人口1000人あたり医師数	1.712 (26.8979)	14.996 (17.5076)	47.968 (48.8134)	22.090 (14.4129)
アルコール購入量	9.810*** (2.6547)	9.691*** (2.3020)	9.491*** (3.0694)	8.471*** (2.5920)
降水日数	-0.373 (0.2636)	-0.331* (0.1900)	-0.424 (0.3373)	-0.380** (0.1585)
人口1000人当たりスポーツ施設数	-163.960 (189.8493)	-144.546 (162.7355)	-488.561* (254.8394)	-78.980 (158.5423)
自営業シェア	202.323 (260.7766)	118.167 (160.8489)	-279.297 (351.4400)	-68.114 (163.5066)
第1次産業シェア	-669.674* (386.0304)	-685.201** (297.1835)	-238.388 (539.4382)	-741.176** (331.6067)
第2次産業シェア	251.086*** (98.1942)	127.883* (69.8986)	114.351 (145.5312)	1.302 (62.3203)
有効求人倍率	8.129 (10.9317)	7.324 (9.4027)	19.646+ (12.1499)	14.818 (9.4894)
81年ダミー	78.535 (50.2279)	89.582*** (32.7141)		
86年ダミー	77.576* (40.1846)	84.916*** (25.7741)	146.214*** (54.6857)	110.937*** (23.6199)
91年ダミー	5.211 (31.2025)	12.322 (21.4035)	57.097 (42.1198)	33.744+ (21.0860)
96年ダミー	-14.261 (13.5712)	-7.808 (9.8561)	8.097 (17.7976)	3.027 (9.8819)
定数項		2.202 (145.0842)		214.364 (168.8953)
観察数(個体数)	235(47)		187(47)	
F/Wald検定:定数項以外の係数すべてゼロ	38.4***	691.0***	21.3***	406.0***
Partial-F検定:識別変数の係数すべてゼロ	4.01***		3.75***	
SheaのPartial R-squared	0.14		0.15	

注:1) (1)列の固定効果には、2段階目で25~64歳死亡率もしくは65歳時点平均余命を用いる(1981~2001年データを使用する場合)の1段階目の推定結果を、(2)列の固定効果には、2段階目で25~64歳受療率もしくは15~64歳有病率を用いる(1986~2001年データを使用する場合)の1段階目の推定結果を表す。(1)列の変量効果には、2段階目で25~64歳死亡率を用いる(1981~2001年データを使用する場合)の1段階目の推定結果を、(2)列の変量効果には、2段階目で25~64歳受療率を用いる(1986~2001年データを使用する場合)の1段階目の推定結果を示す。65歳時点平均余命もしくは15~64歳有病率を用いた変量効果モデルの推定結果については割愛するが、(1b)(1) d) (1f)とほぼ同じである。

2) (2)列の2段階目の推定で用いる「患者調査」は1981年調査が都道府県別には収集されていない。同じく推定で用いる「国民生活基盤調査」は1986年からの開始であり、かつ1995年は兵庫県のデータが欠値となるため、観察数が減少する。

3) ( )内には、固定効果の場合はRobust Standard Errorを、変量効果の場合はStandard Errorを示している。

4) \*, \*\*, \*\*\*はそれぞれ11%, 10%, 5%, 1%の有意水準で有意であることを示す。

パネルB. スポーツ時間

	(1)1981~2001年データを使用する場合		(2)1986~2001年データを使用する場合	
	(1c)固定効果	(1d)変量効果	(2c)固定効果	(2d)変量効果
婚姻率	-0.113 (0.2733)	-0.054 (0.2102)	0.008 (0.3998)	0.070 (0.1968)
1世帯当たり平均人員数	-0.010 (0.0219)	-0.004 (0.0193)	-0.004 (0.0261)	0.011 (0.0206)
若年層割合	-0.036 (0.1899)	0.013 (0.1743)	-0.330 (0.2491)	-0.155 (0.1921)
人口1人当たり可住地面積	0.199 (0.6390)	-0.073 (0.1633)	1.083 (1.0138)	-0.157 (0.1048)
25-64歳大卒シェア	0.500* (0.2858)	0.366** (0.1819)	0.557* (0.3335)	0.156 (0.1410)
25-64歳高卒シェア	0.422** (0.1808)	0.313** (0.1346)	0.435** (0.2116)	0.187 (0.1246)
人口1000人当たり医師数	0.006 (0.0393)	-0.003 (0.0203)	0.000 (0.0511)	0.003 (0.0150)
アルコール購入量	0.005 (0.0031)	0.004 (0.0027)	0.003 (0.0033)	0.000 (0.0027)
降水日数	-0.001** (0.0003)	-0.0004* (0.0002)	-0.001** (0.0004)	-0.0002 (0.0002)
人口1000人当たりスポーツ施設数	0.144 (0.2363)	0.183 (0.1887)	-0.194 (0.2570)	0.142 (0.1653)
自営業シェア	0.165 (0.3073)	0.038 (0.1865)	-0.415 (0.3942)	-0.271+ (0.1705)
第1次産業シェア	0.853 (0.5383)	0.678** (0.3446)	1.534*** (0.4904)	0.804** (0.3458)
第2次産業シェア	0.069 (0.1182)	0.025 (0.0811)	0.038 (0.1443)	-0.005 (0.0650)
有効求人倍率	0.002 (0.0133)	0.004 (0.0109)	0.003 (0.0113)	0.005 (0.0099)
81年ダミー	0.057 (0.0609)	0.044 (0.0379)		
86年ダミー	0.024 (0.0474)	0.019 (0.0299)	0.058 (0.0591)	0.029 (0.0246)
91年ダミー	0.011 (0.0373)	0.004 (0.0248)	0.044 (0.0455)	0.014 (0.0220)
96年ダミー	0.007 (0.0172)	0.010 (0.0114)	0.020 (0.0195)	0.020* (0.0103)
定数項		-0.088 (0.1683)		0.104 (0.1761)
観察数(個体数)	235(47)		187(47)	
F/Wald検定:定数項以外の係数すべてゼロ	2.03***	37.00***	2.74***	37.00***
Partial-F検定:識別変数の係数すべてゼロ	1.44		2.23**	
SheaのPartial R-squared	0.06		0.09	

の差も捉える可能性があり、後者は喫煙量を下げるので、所得効果による正の影響を打ち消していると考えられる。その他の変数では、アルコール購入量の係数の符号は正であり1%有意水準で統計的有意に観察される。また、第1次産業シェアの係数の符号は負、第2次産業シェアの係数のそれは正であり、これらは1~10%有意水準でそれ

ぞれ統計的に有意である。年効果を示す4つの年ダミーの係数も統計的に有意となる場合が多い。(2a) (2b) 列の結果からも同様の傾向が見られる。

次に、スポーツ時間について(1c) (1d)列から確認すると、大卒シェア・高卒シェアの係数は正であることが1~10%有意水準で統計的有意に

	(1)1981~2001年データを使用する場合		(2)1986~2001年データを使用する場合	
	(1e)固定効果	(1f)変量効果	(2e)固定効果	(2f)変量効果
婚姻率	-1.515 (1.3384)	0.294 (1.0978)	-1.868 (1.5792)	0.743 (1.1810)
1世帯当たり平均人員数	0.040 (0.1092)	0.035 (0.1010)	0.092 (0.1491)	0.125 (0.1236)
若年層割合	1.734 (1.1518)	0.158 (0.9107)	2.770* (1.6289)	0.700 (1.1526)
人口1人当たり可住地面積	9.187** (4.1328)	1.009 (0.8529)	12.074* (7.1059)	1.185* (0.6290)
25-64歳大卒シェア	-0.507 (1.3642)	0.478 (0.9503)	-0.304 (1.6547)	0.813 (0.8459)
25-64歳高卒シェア	-2.046** (0.9039)	-0.898 (0.7031)	-2.605** (1.1695)	-0.668 (0.7474)
人口1000人当たり医師数	-0.543*** (0.1810)	-0.218** (0.1061)	-0.622* (0.3307)	-0.050 (0.0902)
アルコール購入量	-0.005 (0.0172)	0.002 (0.0139)	0.004 (0.0212)	0.015 (0.0162)
降水日数	-0.0001 (0.0018)	-0.0004 (0.0012)	-0.001 (0.0023)	-0.00003 (0.0010)
人口1000人当たりスポーツ施設数	-1.648 (1.2294)	-1.844* (0.9858)	-0.731 (1.6958)	-1.579+ (0.9919)
自営業シェア	-1.169 (1.5261)	-0.814 (0.9744)	-0.237 (2.2036)	-0.624 (1.0229)
第1次産業シェア	0.074 (2.1902)	-1.603 (1.8003)	-0.628 (3.0737)	-2.295 (2.0746)
第2次産業シェア	-0.232 (0.6071)	-0.254 (0.4234)	0.167 (0.8389)	-0.161 (0.3899)
有効求人倍率	-0.148** (0.0610)	-0.126** (0.0570)	-0.145** (0.0679)	-0.106* (0.0594)
81年ダミー	-0.185 (0.3411)	0.410** (0.1982)		
86年ダミー	0.019 (0.2588)	0.459*** (0.1561)	-0.155 (0.3424)	0.513*** (0.1478)
91年ダミー	0.175 (0.2015)	0.482*** (0.1297)	0.049 (0.2642)	0.488*** (0.1319)
96年ダミー	0.171* (0.0921)	0.248*** (0.0597)	0.119 (0.1149)	0.245*** (0.0618)
定数項		8.832*** (0.8789)		7.430*** (1.0567)
観察数(個体数)	235(47)		187(47)	
F/Wald 検定:定数項以外の係数すべてゼロ	24.5***	486.00***	21.07***	347.00***
Partial-F 検定:識別変数の係数すべてゼロ	1.18		0.83	
Shea の Partial R-squared	0.04		0.04	

観察される。学歴は健康リスクに対する危険回避度や時間選好率の差を表すと同時に、豊かさを表す可能性もある。学歴の代わりに給与額を説明変数とした場合、給与額の係数の符号はほとんどゼロに等しく統計的にも有意でない。単に所得が高ければスポーツ時間が増加するわけではないだろう。この他、1年間の降水日数が多ければ多いほどスポーツ時間が短いことも5~10%有意水準

で統計的に有意である。(2c) (2d) 列の結果を確認すると、固定効果モデルで同様の結果が見られる。

最後に、しごと時間に与える影響を(1e) (1f) 列で見る。学歴の影響を見ると、高卒シェアの係数は負であることが統計的に有意である一方で、大卒割合のそれは負であるものの有意ではなく、係数も高卒割合に比べて小さい。学歴が高ければ労

表3 健康生産関数の推定結果

	(1) 25~64歳死亡率		(2) 65歳時点平均余命		(3) 人口100人当たり25-64歳受療率		(4) 15~64歳有病率	
	(1a) 固定効果	(1b) 変量効果	(2a) 固定効果	(2b) 変量効果	(3a) 固定効果	(3b) 変量効果	(4a) 固定効果	(4b) 変量効果
タバコ購入額	-0.000001 (0.000001)	-0.000003* (0.000002)	0.0009 (0.0013)	-0.0004 (0.0012)	0.0034 (0.0032)	-0.0034 (0.0055)	-0.00003 (0.0001)	0.0001 (0.0001)
スポーツ時間	-0.0006 (0.0021)	0.0041 (0.0030)	-0.3974 (1.7888)	1.3465 (2.1220)	2.0112 (3.2717)	17.7793 (11.0880)	-0.0114 (0.0728)	0.1214 (0.1390)
しごと時間	0.0006 (0.0004)	0.0011** (0.0005)	-0.6044 (0.4337)	-0.4163 (0.3655)	0.2308 (1.0058)	2.6802* (1.5961)	0.0056 (0.0175)	0.0185 (0.0178)
婚姻率	0.0036*** (0.0013)	0.0026 (0.0018)	-0.5723 (1.5049)	0.4309 (1.2919)	7.9087** (3.3575)	5.6908 (6.0621)	-0.0569 (0.0810)	-0.0697 (0.0718)
1世帯当たり平均人員数	-0.0001 (0.0001)	-0.0002 (0.0002)	0.0558 (0.1471)	0.0124 (0.1215)	0.1638 (0.3866)	-0.8307 (0.6281)	-0.0169** (0.0071)	-0.0184** (0.0074)
若年層割合	-0.0042*** (0.0012)	-0.0040*** (0.0015)	3.2438*** (1.2722)	2.1908** (1.0614)	3.6819 (4.6723)	-2.7156 (6.4654)	0.0869 (0.0980)	-0.0174 (0.0680)
人口1人当たり可住地面積	-0.0019 (0.0050)	0.0012 (0.0014)	-5.2564 (4.8489)	-0.8352 (0.9546)	-34.9294* (18.6063)	0.3262 (3.2847)	0.3487 (0.3183)	0.0368 (0.0343)
25-64歳大卒シェア	-0.0021 (0.0016)	-0.0050*** (0.0018)	-0.1329 (1.9385)	-0.1254 (1.2862)	1.0277 (3.5988)	-10.3573** (5.1851)	-0.0273 (0.0753)	-0.0777 (0.0590)
25-64歳高卒シェア	0.0002 (0.0012)	-0.0008 (0.0013)	-0.7207 (1.4257)	-0.3304 (0.8842)	6.0912* (3.5193)	2.2705 (3.8380)	-0.0581 (0.0717)	-0.0420 (0.0428)
人口1000人あたり医師数	0.0002 (0.0003)	0.0006*** (0.0002)	-0.8582*** (0.3279)	-0.2792* (0.1523)	-0.2848 (0.9070)	1.8607*** (0.4594)	0.0063 (0.0174)	0.0093** (0.0047)
81年ダミー	0.0006 (0.0004)	0.0003 (0.0005)	-3.5356*** (0.4190)	-3.0061*** (0.3321)				
86年ダミー	0.0006** (0.0003)	0.0004 (0.0004)	-2.2739*** (0.3027)	-1.8730*** (0.2858)	1.3512** (0.6750)	1.3544 (1.2633)	-0.0300** (0.0147)	-0.0408*** (0.0148)
91年ダミー	0.0006*** (0.0002)	0.0003 (0.0003)	-1.4507*** (0.2053)	-1.2131*** (0.2084)	1.5702*** (0.4549)	1.2463 (0.8849)	-0.0241** (0.0104)	-0.0274*** (0.0104)
96年ダミー	0.0002* (0.0001)	0.0000 (0.0002)	-0.7557*** (0.1128)	-0.7243*** (0.1259)	1.0836*** (0.2130)	0.4117 (0.5599)	-0.0169*** (0.0046)	-0.0238*** (0.0068)
定数項		-0.0029 (0.0045)		20.3272*** (3.1458)		-18.3755 (11.4187)		0.0464 (0.1296)
観察数 (個体数)	235(47)		235(47)		187(47)		187(47)	
F/Wald 検定: 定数項以外の係数はゼロ	18.8***		553.16***		44.54***		29.99***	
$\theta = \alpha_{10}^2 / (T\alpha_{10}^2 + \alpha_{10}^2)$			0.78		0.65		0.57	
Sargan (過剰識別) 検定: 操作変数と誤差項の相関なし	10.91***		9.753**		16.17***		3.46	

注: (1) (1)(2)列は表2の(1)列を1段階目としたときの2段階目の推定結果を、(3)(4)列は表2の(2)列を1段階目としたときの2段階目の推定結果を表す。

タバコ購入額、スポーツ時間、しごと時間は1段階目の推定の予測値である。

(2) (3)列の推定で用いる『患者調査』は、1981年調査が都道府県別には収集されていない。また(4)列の推定で用いる『国民生活基礎調査』は1986年からの開始であり、かつ1995年は兵庫県データの欠けとなるため、観察数が減少する。

(3) (4)列の推定はUnbalanced Panelであり、 $\theta$ にはメディアン値を掲載。

(4) Hausman 検定の統計量は、(1)列から順に-157.1, 2.72, 9.19, -6.65となっている。

( ) 内には、固定効果の場合はRobust Standard Errorを、変量効果の場合はStandard Errorを示している。

\*) \*\*, \*\*\*, \*\*\*はそれぞれ11%, 10%, 5%, 1%の有意水準で有意であることを示す。

働時間が長くなるという単純な構造は見られないといえる。次に、有効求人倍率の係数は負であることが5%有意水準で統計的に確認できる。81年以降では、景気が悪い地域ほど有業者のしごと時間が長くなっていったといえる。また、変量効果モデルでは各年ダミーが正であることが1~5%有意水準で統計的に観測されている。景気をコントロールすると、ベンチマークである

2001年に比べ、それ以前ではしごと時間は長かった可能性がある。

以上の結果より、学歴と健康投資時間は強い正の相関があることがわかった。単に所得効果ではなく、健康リスクの知識の違いや健康リスクに対する危険回避度の差、あるいは、時間選好率の差が存在する可能性が予想された。

## 2 健康の生産

1段階目の推定を踏まえ、喫煙行動、健康投資行動、労働時間が男性有業者の健康にどのような影響を与えるのかを分析した結果を表3に示す。タバコ購入額・スポーツ時間・しごと時間の変数は1段階目の推定の予測値を用いる。健康状態を示すものとして(1a)(1b)列では25~64歳男性の死亡率を用いる。長期的な健康を捉えるならば、就労期の終わりに近い健康状態を見ることが重要かもしれない。(2a)(2b)列では65歳時点の男性平均余命を被説明変数に考える。「死」は究極の健康状態の悪化であるが、より緩やかな定義で不健康を捉えるために、(3a)(3b)列に、25~64歳男性の受療率を被説明変数に用いた結果も示す。ただし、受療率には事故やけがが含まれることや、医療需要・供給の差が影響することを考えると純粋な不健康の指標にはならない。健康の度合いをより客観的に表すものとして、15~64歳層での循環器系・消化器系疾患や精神疾患、糖尿病、ガンの有病率を被説明変数に用いた結果を(4a)(4b)列に示す。

喫煙行動が健康に与える効果を確認すると、(1a)列では係数の符号は負ながらも係数の値はほとんど0に等しく統計的に有意ではない。(1b)列でも係数は10%有意水準で統計的に有意ではあるものの、係数の値はほぼゼロである。(2)(3)(4)列のどれにおいても、係数は0に近く統計的に有意ではない。タバコ消費が死亡率、あるいは受療率を上昇させる効果は確認されない。スポーツ時間も同様で、スポーツ時間の増加が死亡率や受療率、有病率を減少させる効果や平均余命を増加させる効果は統計的には確認されない。しごと時間については、死亡率と受療率の変量効果モデルの推定において((1b)(3b)列で)係数の符号が正であることが統計的に有意に確認されるが、他の推計では確認されず、頑強な結果とは言えない。

大卒シェアを見ると、(1b)(3b)列において、学歴の高さが死亡率や受療率を低下させることが1~5%有意水準で統計的に有意に確認される。学歴の代わりに給与額を説明変数として推定モデルに入れた推定でも、給与額の高さは死亡率や受療率

を低下させることが1~5%有意水準で統計的に有意に観察される。学歴や所得を豊かさとして考えると、豊かさと健康状態の良さには正の相関があることを示唆している。

このように、健康関連活動が実際の健康をつくりだす効果については、2段階目の推定結果では確認されない。ただし、両者の間に明確な関係を捉えることができなかった理由として、複数の問題点が考えられる。第1に、健康度を測る指標が適切ではない可能性がある。Zweifel and Breyer (1997)が指摘するように、寿命や余命が健康であることを示す変数かどうかは疑問であるし、受療状況という医療の需要や供給状況を表す変数が不健康の直接の指標となるかについても批判がある。本論文では、死亡率や受療率だけでなく、健康をより客観的に測るために有病率を健康度の指標として用いたが、男女計の指標であることや15~64歳層でしか捕捉できないという問題もある。第2に、モデルの不適切性が考えられる。表2の下欄に示すように、しごと時間の推定では、識別変数の係数がすべて0となることが棄却されないし、Partial R-squaredの値はどの推定においても小さい。操作変数の弱外生性の問題が指摘される。また、死亡率や受療率を使用した場合には、操作変数が誤差項と相関しないという仮定が満たされていない可能性もある<sup>4)</sup>。第3に、データの入手が不可能なため、25歳から64歳までをプールした平均的な関係を見た分析しかできない。タバコ消費やスポーツ時間は習慣形成により行われる(過去の消費が現在の消費と相関する)側面を持つと考え、この問題は大きい。時間の積み上げを捉えれば、蓄積された消費や投資として喫煙行動や運動が健康に影響する効果が見られる可能性がある。

## 3 引退前の健康状態と引退後の活動

最後の問題点を厳密に議論するには、年齢別の健康や労働の指標が必要になるが、このようなデータは県別であっても入手できない。そこで、25~64歳(引退前、就労期)につくられた健康状態が、65歳以上(引退後、高齢期)の健康状態とどう関係しているかを見ることで、健康が長期的

表 4

パネルA. 高齢期と就労期の健康状態の相関係数		パネルB. 高齢期のアクティビティと就労期の健康状態の相関係数	
65-69歳男性の死亡率と就労期（15年前）の死亡率		65-69歳男性の就業率と就労期（15年前）の死亡率	
1981年	0.50	1981年	-0.38
1986年	0.44	1986年	-0.31
1991年	0.65	1991年	-0.49
1996年	0.48	1996年	-0.55
2001年	0.67	2001年	-0.33
75歳以上の1人当たり老人医療費と就労期（25年前）の死亡率		65-69歳の2次活動時間と就労期（15年前）の死亡率	
1996年	0.28	1991年	-0.11
2001年	0.38	1996年	-0.33
		2001年	-0.07
65-69歳で「仕事・家事に影響ある者」率と就労期（15年前）のその率		要支援・要介護認定者（65-74歳）シェアと就労期（10年前）の2次活動時間	
2004年	0.63	2001年	-0.31
		現在の要支援・要介護認定者（65-74歳）シェアと就労期（15年前）での受療率	
		2002年	0.64

注 ここで用いた変数の定義および出所は以下の通り。

- ・死亡率=死亡者数/人口総数：『人口動態統計』『国勢調査報告』『人口推計資料』より筆者らが作成。
- ・1人当たり老人医療費：『老人医療事業年報』
- ・仕事・家事に影響のある者率=仕事・家事に影響のある者/世帯人員数：『国民生活基礎調査』より筆者らが作成。なお、仕事・家事に影響のある者とは、世帯員（入院者を除く）のうち、健康上の問題で仕事や家事に影響のある者である。
- ・就業率=就業者数/人口総数：『国勢調査報告』より筆者らが作成。国勢調査が実施された1980、85、90、95、00年の値を使用。
- ・2次活動時間=一日のうち通勤、仕事、家事、介護、育児、買い物に費やす時間：『社会生活基本調査報告』
- ・要支援・要介護認定者シェア=介護保険第1号被保険者の要支援・要介護認定者数/人口総数：『介護保険事業状況報告』『人口推計資料』より筆者らが作成。
- ・受療率（人口100人当たり）=推計患者数/人口総数 $\times 100$ ：『患者調査』『人口推計資料』より筆者らが作成。

に作られる可能性について検討したい。

表4パネルAには、同一コーホートについて就労期の健康状態を示す指標と高齢期のそれとの相関係数を示す。65～69歳男性の死亡率と彼らの15年前の死亡率の相関係数はいずれの年においても0.5前後と高く、75歳以上が対象となる老人保健の1人当たり老人医療費と彼らの25年前死亡率との関係を見ても正の相関が確認される。また、就労期に健康上の問題で仕事や家事に影響がある者の割合が高ければ、高齢期にも高いという正の相関が見られ、相関係数も0.63と高い。このように、就労期の健康状態と高齢期のそれとは強い正の相関が確認される。

就労期の健康状態は、就業率の低下や介護の必要性など、高齢期の行動障害とも強い相関がある。表4パネルBにあるように、65～69歳男性の就

業率と彼らの15年前（50～54歳）の死亡率とは負の相関を持つ。また、『社会生活基本調査』が報告する65～69歳の2次活動時間（通勤、仕事、家事、介護、育児、買い物に費やす時間）も15年前（50～54歳）の死亡率と負の相関を持つ。さらに、65～74歳層に占める要支援・要介護認定者の割合と15年前（50～59歳）での受療率との相関係数は0.64と高い。就労期の健康投資や健康状態と高齢期の健康状態とは強い相関が確認され、若い頃の健康形成が引退後の健康と強く関係していることが示される。

表2で示されたように、長期的な帰結を考慮して健康を促進する行動をとる人とそうでない人が存在する結果を合わせて考えれば、就労期に健康を促進する行動をとらないことが長期的に見た時の健康悪化として現れ、引退期になり健康格差が発

生する可能性がある。高齢家計について、資産格差や所得格差といった目に見える経済格差の存在が指摘されているが、個人の厚生格差という点では健康格差も大きな要因となりうる。推定結果が示すように、一般的に経済的に豊かだと思われる高学歴者でスポーツ時間が長く、喫煙量は少ないならば、厚生格差は通常の経済指標で捉えられる以上に大きい可能性がある。

## VI おわりに

本論文では、日本の1981年から2001年までの時間配分や健康に関するさまざまなデータを用いて、男性有業者の労働時間や余暇時間の変化や、余暇時間のうち健康増進活動に費やす時間の変化について分析した。また、若年・就労期につくられる健康状態と高齢・引退期の活動の関係を考察した。分析の結果、1)80年代以降男性有業者の労働時間は減少する一方で、余暇の使い方が大きく変化した、2)学歴が高いほどスポーツ時間は長く、喫煙量は少ない可能性が高い、3)若年・就労期での健康を促進する行動が高齢・引退期の健康格差を生ずる可能性があることが示された。経済的に豊かだと思われる高学歴者でスポーツ時間が長く、喫煙量が少ないならば、所得や資産格差に加えて長期的な健康格差の存在が、高齢家計の厚生格差を発生させている可能性がある。

80年代以降、日本の有業者の労働時間は減少した。一方で、余暇時間のうち健康投資活動を増加させたグループとそうでないグループが存在した。本論文では健康投資活動に注目したが、前半の記述統計で示したように、スポーツ時間だけでなく他の余暇活動の使い方も属性により変化している。余暇を単に「全時間から労働時間を引いた余り」とすると見過ごしてしまう重要な関係がほかにも存在するかもしれない。

\* 第二著者（小原）は文部科学省科学研究費補助金（課題番号17730133）および日本経済研究奨励財団奨励金（「高齢者の健康と市場労働供給」）を受けている。

1) 教育水準が別の属性を表す代理変数となっていることや、健康活動を説明する観察されない変数と強く相関していることも学歴と健康活動の相関を示す要因となっているかもしれない（Kenkel（1991）など）。

- 2) 県別データを用いることで、健康生産という短期の関係では捉えにくい分析対象に対して、時間変化を扱える、長時間の同一個体を追うことができる、健康と健康活動の内生性を考慮する際の操作変数を探しやすいという利点もある。
- 3) 結果は掲載していないが、必要な場合は筆者に請求された。
- 4) 操作変数の数を少なくとも表2、表3の主要な推計結果は変わらない。Limited Information Maximum Likelihood を使って推計しても同様である。

## 参考文献

- 井伊雅子・大日康史（2002）『医療サービス需要の経済分析』日本経済新聞社。
- 澤野孝一郎・大竹文雄（2003）「予防行動における医療保険の役割——喫煙情報の経済価値」『医療経済研究』Vol. 13, pp. 5-21.
- Berger, Mark C. and Paul J. Leigh (1989) "Schooling, Self-Selection, and Health," *Journal of Human Resources*, Vol. 24, No. 3, pp. 433-455.
- Cai, Lixin and Guyonne Kalb (2006) "Health Status and Labour Force Participation: Evidence from Australia," *Health Economics*, Vol. 15, No. 3, pp. 241-261.
- Contoyannis, Paul and Andrew M. Jones (2004) "Socio-Economic Status, Health and Lifestyle," *Journal of Health Economics*, Vol. 23, No. 5, pp. 965-995.
- Contoyannis, Paul, Andrew M. Jones and Nigel Rice (2004) "The Dynamics of Health in the British Household Panel Survey," *Journal of Applied Econometrics*, Vol. 19, pp. 473-503.
- Costa, Dora L. (1998) "The Unequal Work Day: A Long-Term View," *The American Economic Review*, Vol. 88, No. 2, pp. 330-334.
- Cutler, David M. and Elizabeth Richardson (1998) "The Value of Health: 1970-1990," *The American Economic Review*, Vol. 88, No. 2, pp. 97-100.
- Farrell, P. and V.R. Fuchs (1982) "Schooling and Health: The Cigarette Connection," *Journal of Health Economics*, Vol. 1, pp. 217-230.
- Grossman, Michael (1972) "On the Concept of Health Capital and the Demand for Health", *Journal of Political Economy*, Vol. 80, No. 2, pp. 223-255.
- Grossman, Michael (2000) "The Human Capital Model," in *Handbook of Health Economics*, Anthony Culyer and Joseph Newhouse eds., Amsterdam: Elsevier, pp. 347-408.
- Hamermesh, Daniel S. and Gerard A. Pfann (2005) *The Economics of Time Use*, Amsterdam: Elsevier.
- Jones, Andrew M., and Jose M. Kirigia (1999) "Health Knowledge and Smoking among South African Women," *Health Economics*, Vol. 8, pp. 165-169.
- Kenkel, Donald S. (1991) "Health Behavior, Health Knowledge, and Schooling," *The Journal of Political Economy*, Vol. 99, No. 2, pp. 287-305.
- (1995) "Should You Eat Breakfast? Estimates from Health Production Functions," *Health Economics*, Vol. 4, pp. 15-29.
- Pitt, Mark M., Mark R. Rosenzweig and Nazmul Md. Hassan (1990) "Productivity, Health, and Inequality in the Intrahousehold Distribution of Food in Low-Income

- Countries," *The American Economic Review*, Vol. 80, No. 5, pp. 1139-1156.
- Ruhm, Christopher J. (2000) "Are Recessions Good For Your Health?" *The Quarterly Journal of Economics*, Vol. 115, No. 2, pp. 617-650.
- Ruhm, Christopher J. (2003) "Good Times Make You Sick," *Journal of Health Economics*, Vol. 22, No. 4, pp. 637-658.
- Ruhm, Christopher J. (2005) "Healthy Living in Hard Times," *Journal of Health Economics*, Vol. 24, No. 2, pp. 341-363.
- Zweifel, Peter and Friedrich Breyer (1997) *Health Economics*, New York: Oxford University Press.
- 気象庁観測部『気象庁年報』(1981, 86, 91, 96, 01).
- 厚生労働省大臣官房統計情報部『医師・歯科医師・薬剤師調査』(1981, 86, 90, 96, 00).
- 『患者調査』(1987, 90, 96, 02).
- 『国民生活基礎調査』(1986, 92, 95, 01, 04).
- 『人口動態統計』(1966, 71, 76, 81, 86, 91, 96, 01).
- 『賃金構造基本統計調査報告』(1981, 86, 91, 96, 01).
- 『都道府県別生命表』(1980, 85, 90, 95, 00).
- 厚生労働省保険局『老人医療事業年報』(1996, 01).
- 厚生労働省老健局『介護保険事業状況報告』(2001, 02).
- 厚生労働省職業安定局『労働市場年報』(1981, 86, 91, 96, 01).
- 国土交通省国土地理院『全国都道府県市区町村別面積調』(1981, 86, 91, 96, 01).
- 内閣府経済社会総合研究所『県民経済計算年報』(1981, 86, 91, 96, 01).
- 総務省統計局『家計調査年報』(1981, 86, 91, 96, 01).
- 『国勢調査報告』(1980, 85, 90, 95, 00).
- 『事業所・企業統計調査報告』(1996, 01).
- 『事業所統計調査報告』(1981, 86, 91).
- 『社会生活基本調査報告』(1981, 86, 91, 96, 01).
- 『就業構造基本調査報告』(1982, 87, 92, 97, 02).
- 『消費者物価指数年報』(1980, 85, 90, 95, 00).
- 『人口推計資料』(1974, 76, 81, 86, 91, 96, 01).

かじたに・しんや 大阪大学大学院国際公共政策研究科博士後期課程。労働経済学専攻。

こはら・みき 大阪大学大学院国際公共政策研究科助教授。最近の主な論文に "Do Borrowing Constraints Matter? An Analysis of Why the Permanent Income Hypothesis Does Not Apply in Japan" *Japan and the World Economy*, Vol. 18, forthcoming (共著, 2006年)。応用計量経済学・労働経済学専攻。