

<注>

- 1) ただし、シャープ勧告により地方財政平衡交付金制度に吸収された時期(1950年～52年)を除く。
- 2) 国により教育費の財政を調整する仕組みとしては、後述の義務教育国庫負担金制度と、普通交付税とがある。
- 3) 地方豊富税による財源の調整が行われる場合、義務教育の人件費については、義務標準法により決められた教職員定数と、国が基準とする標準給与表によって基準財政需要額が算出され、交付税に組み込まれる。ただし、交付税の場合、使途が指定されていないため、実支出額が需要額を下回る県も少なくない(文部科学省による2003年度の『地方教育費調査』によれば小学校では21県、中学校では24の県が1.0を下回る)。
- 4) 財政力指数とは、全国の地方公共団体の財政力を同じ尺度で測るための指数で、普通交付税上の基準財政収入額を基準財政需要額で除して得た数値の過去3年間の平均値。1以下だと収入に対して歳出が上回ることを示す。
- 5) 以下の推計作業においては、妹尾渉、諸田裕子両市の協力を得た。また、このデータは文部科学省中央教育審議会義務教育特別部会において筆者が報告したものである。もとデータの作成に当たっては、文部科学省初等中等教育局財務課の協力を得た。記して感謝したい。
- 6) 文部科学省の分析によれば、大都市か一般の市か町村かで見た地域間での学力格差は小さいという。データについては下記を参照。

(http://www.mext.go.jp/b_menu/shingi/chukyo/chukyo6/gijiroku/001/05031601/007/003.pdf)

<参考文献>

- 梶田孝道 1981「業績主義社会のなかの属性主義」『社会学評論』(日本社会学会) 32(3),70-87頁,
荻谷剛彦 1995『大衆教育社会のゆくえ』中公公論新社。
- 殿岡貴子 2004「教育社会学における「地域」概念の再検討--「社会空間論」の視角から」『東京大学大学院教育学研究科紀要』(東京大学大学院教育学研究科 編/東京大学大学院教育学研究科)44,141-148頁。
- Coleman,James et.al. 1966, Equality of educational opportunity, Washington, D.C. : U.S. Department of Health, Education, and Welfare, Office of Education
- Jencks, Christopher, et.al. 1973Inequality : a reassessment of the effect of family and schooling in America New York : Harper & Row.
- Kozol, Jonathan, Savege Inequality, Harper Perennial, 1991.
- James E. Rosenbaum; Marilyn J. Kulieke; Leonard S. Rubinowitz 1987, “The Black Child’s Home Environment and Student Achievement”, The Journal of Negro Education Vol. 56, No. 1, pp. 35-43

第 7 章

健康と格差

—少子高齢化の裏にあるもの—

石田 浩

「健康と格差－少子高齢化の裏にあるもの」

石田 浩（東京大学社会科学研究所）

1. はじめに

健康は人間の生存にかかわる最も基本的な問題である。少子高齢社会を迎えた現代日本で、憲法でいう「健康で文化的な最低限度の生活を営む権利」（第 25 条）がすべての市民に保障されているのであろうか。高齢化とは平均寿命の上昇とともに人々がより長く生存することである。より長く、高い生活の質を保ちながら生きられるチャンスは、すべての人々に平等にあるのだろうか。長寿と健康に裏に隠れた格差は存在しないのか。この問いが本章の出発点である。

人々の健康に対する関心はすこぶる高い。健康関連の書籍や雑誌が数多く出版されており、サプリメントや健康食品などの健康補助食品がスーパーやコンビニなどでも気軽に購入できるようになった。2002 年の「国民栄養調査」（健康・栄養情報研究会 2004）によれば、ふだんから体重をはかっている者の割合は、男性では約 6 割、女性では 7 割に達し、その理由としても「体重が気になった」とともに「健康でいたい」が上げられている。特に 60 歳以上の高齢者では、「健康でいたい」理由が 7 割ほどを占める。2005 年の日本経済新聞の東京・大阪・名古屋三大都市圏調査では、健康補助食品を利用しているのは約 4 割、女性（51%）の方が男性（33%）に比べ利用が多い。健康補助食品にかけるひと月の費用は「5 千円未満」が 6 割だが、男女共に年齢が上がるにつれて利用額が上昇し、50-60 歳代では約 3 割が「1 万円以上」となっている¹。

健康診断などの健康予防についても関心は高い。2004 年の「国民生活基礎調査」（厚生労働省 2005）によれば、健診（健康診断や健康診査）や人間ドックを過去 1 年間の受けた者は 6 割で、男性（66%）の方が女性（55%）より多く、仕事を持つ者（68%）の方が仕事を持たない者（49%）より多い。「保健福祉動向調査」（2002 年）によると、自分の健康を「よい」「まあよい」と思っている人は 37%、「ふつう」は 44%、「あまりよくない」「よくない」と思っている人は 18%であった。しかし他方で、自分の健康に対して「大いに不安である」「やや不安である」と思っている人は、3 分の 2 を上回り（68%）、健康状態が普通であると思っても、健康への不安感を持っている人がかなりいることがわかる（厚生労働省 2004）。このように日本国民の健康意識は高いだけでなく、健康についての不安感も強い。

それでは人々の健康状態に、社会・経済的な違いはみられないのであろうか。この分野では、海外において実に多くの研究の蓄積があることが知られている。研究の蓄積が最も多いのは、イギリスであろう。イギリス政府は 1977 年に健康の社会的格差に関する委員会を設置し、大規模な調査研究を実施した。その結果は委員長のサー・ダグラス・ブラックの名前をとってブラックレポートとして公刊され、イギリスだけでなく全世界に衝撃をあた

えた (Working Group on Inequalities in Health 1980、Townsend and Davidson 1982)。報告書では、死亡率、罹患率といった健康指標が職業階層によって大きく異なっていることを生々しく物語っている。例えば、非熟練労働者の親のもとに生まれた子供は、専門管理職の親のもとに生まれた子供の比べ、生後 1 ヶ月の乳児死亡率は 2 倍であり、非熟練労働者は専門管理職より 15 歳から 64 歳までの死亡率は 2.5 倍であり、ヘルスサービスの利用も圧倒的に少なかった。

健康の社会的格差は、職業階層にとどまるわけではない。欧米の数多くの研究が、所得、教育レベル、資産などによって死亡率、罹患率、抑うつ状態、喫煙・飲酒行動、主観的健康感が影響を受けることが明らかになっている。個人や家族のレベルの格差だけでなく、居住するコミュニティや地域といったマクロなレベルの格差が、その地域の健康レベルに影響を及ぼしていることも明らかになっており、ミクロなレベルとマクロなレベルの両方を考慮にいたした分析が必要であることが問われている (文献レビューとしては、Robert and House 2000 などを参照)。例えば最近の研究では、個人の所得のレベルだけでなく、所得がどの程度平等に分配されているかが、地域的な健康格差と関連していることが報告されている (Kawachi and Kennedy 2002, Kennedy and Kawachi 1998)。

欧米に比べて「健康の社会的格差」に関する日本での研究は限られているが、その数少ない研究から重要な知見が導かれている。所得については、例えば、Shibuya, Hasimoto, and Yano (2002) が、国民生活基礎調査データを用い、県単位で所得と健康度の分析を行っている。県の所得レベル (中央値) と人々の主観的な健康度に相関があるが、県レベルでの所得の不平等度 (ジニ係数) は、所得レベルをコントロールすると健康度に影響がなく、海外の調査結果とは異なることを報告している。小島 (2003) は、同様に国民生活基礎調査の個票を用い高齢者を対象にした研究を行い、健康でない高齢者は低所得層に所属する割合が高く、健康な高齢者はその割合が相対的に低い、その差はわずかであり、「健康な高齢者は高所得層に集中し、健康でない高齢者は低所得層に集中するという関係はみられない」(p.89) と結論付けている。これらの研究以外に、健康状態の悪化が所得損失に与える影響を分析したものとして、岩本 (2000)、金子・高橋 (1998)、清家 (1989) などがある。

職業階層に着目した研究としては、山崎 (1989) は大都市内部の行政区ごとの死亡率を検討し、技能・労務職、自営業主の割合の高い地域では死亡率が高く、専門・技術職、事務職、管理職、農業漁業の割合が高い地域では低いことを発見している。杉森ら (1995) は、15 年間の長期コーホートデータを用いて、職種に基づく高血圧症の発症要因を詳細に分析している。中田 (1999、2001) は札幌市の高齢者調査の結果から、職業威信と個人収入が抑うつ感や主観的健康感に影響を与えていることを明らかにしている。

しかし、日本での研究のレビューを行った早坂 (2001) によれば、日本では社会階層項目を盛り込んだ健康調査の数が極めて少なく、調査の規模も小さい。このため基礎的なデータを提供する「社会経済的な条件による健康度の格差を明確にすることを目的とした調

査を量、質共にレベルアップして行うことが求められている」(p.68)と結んでいる。医療・公衆衛生分野での健康調査で階層項目が欠如しがちであるのとちょうど対応した形で、社会階層や社会的格差に関する調査では健康項目についての関心が欠如している。例えば、1955年以來10年ごとに続いてきた「社会階層と社会移動(SSM)全国調査」は、日本の階層構造解明のするために貴重なデータを提供してきたが、健康関連の質問はいっさい含まれていない。日本で健康と階層分野の研究に遅れが見られるのは、健康の社会的格差の分析を可能にするデータの蓄積が十分に行われてこなかったことに大きく起因する。

Ishida (2004)は、「健康と階層に関する全国調査」データを用いて、階層、教育、所得、資産が、慢性疾患、通院、肉体的痛みや主観的健康感などに与える影響を検証した。慢性疾患の有無に関しては社会経済的な格差は認められなかったが、肉体的痛みや主観的健康感については、格差が存在した。全国的な大規模調査を用いて、健康と階層の関連が明確にされた数少ない研究である。しかし、この分析では2つの問題点があった。第1に、20歳から89歳という広範な年齢層を対象としているため、若年層では慢性疾患などの健康についての問題を抱える人々は限られており、高年層の健康状態に結果が左右されがちであったことである。第2に、ひとびとの社会階層を調査時点での従業上の地位と職業で測定しているが、調査時点で引退していたり無職の者の間で健康状態が悪いことにも明らかのように、調査時点での働き方(階層)は調査時点での健康状態の原因ではなく、結果でもある可能性があった。この問題を回避するためには、調査時点以前の働き方を調べる必要がある。

そこで、本章では高齢者を対象とした全国調査データを分析対象として取り上げる。65歳以上の高齢者を対象とすることで、健康が切実な問題となる年齢群に焦点を当てることができる。さらにこの調査では、高齢者の健康と生活全般の項目に加え、職業・教育・所得などの社会経済的な質問項目も豊富に含んでいる。特に職業については、すでに働いていない人が大多数なので、一番長く働いていた職業についての情報があり、これを利用することができる。このデータを用い、人々の健康状態が階層、教育、所得などの社会経済的地位により、違いが見られるのかを分析する。

2. データと変数

本章では日本大学学術情報センターの研究プロジェクトと実施された「健康と生活に関する調査」を用いる。調査対象は日本全国の65歳以上人口であり、標本数は6,700人、調査地点は340地点である。1999年11月に本調査を実施、2000年3月に本調査で協力を得られなかった対象者に対して2次調査を実施している。本調査と2次調査をあわせて4997名の回答があった(6700に対する割合は74.6%)。調査に関する詳細は、日本大学「健康と生活に関する調査」のウェブページを参照のこと²。

この調査には健康に関する様々な質問項目が含まれているが、本分析では以下の7つの項目に着目する。(1)慢性疾患の有無-16のよくある疾患(病気)についてそれぞれ当ては

まるか否かの回答に基づいている。疾患は心臓疾患、がん、高血圧症、糖尿病、喘息など呼吸器の病気、胃や腸など消化器の病気などを含む。ひとつでも慢性疾患があるものを「有り」とした。(2)通院－病院や医院（歯科医院を含む）に調査時点で通院しているか否かの質問により決定した。(3)肉体的だるさ－「身体がだるい」に「あてはまる」「ややあてはまる」と回答した者を「だるさ有り」とした。(4)活動制限－様々な日常生活活動に関する質問の中から、「身の回りの物や薬などの買い物に出かける」ことが「難しい」と答えた者を「活動制限有り」とした。(5)抑うつ症状－CES-D スケールと呼ばれる抑うつスケールに関する 12 の質問項目（例えば「食欲がなかった」「ゆううつだった」「普段ならなんでもないことをするのが億劫だった」など）の得点の合計し、18 点以上の者を「抑うつ症状有り」とした³。(6)主観的健康状態－「現在の健康状態はいかがですか」という質問にたいして、「あまり健康でない」「まったく健康でない」と答えた者を「主観的健康状態が悪いもの」とした。(7)主観的健康状態の変化－「現在の健康状態は、1 年前よりも良くなっていると思いますか」の質問に対して「悪くなっている」と回答した者を、「健康状態が悪くなっているもの」とした。

社会・経済的変数としては、社会階層は、調査時点の仕事ではなくこれまで最も長くついていた仕事により分類している。専門管理職、事務職、(都市) 自営職、農林漁業職、マニュアル職の 5 つのカテゴリーに分類した⁴。教育は、最後に卒業した学校の種類（旧制と新制の両方を含む）により、学校教育年数の連続変数にコード化した。所得は、対象者夫婦（未婚・死別・離別の場合は本人）の年間収入をボーナスを含めた税込み額を「50 万円以下」から「1,500 万円以上」の 13 カテゴリーで聞いているので、各カテゴリーの中央値を所得額とした。所得が不明な者については、「所得欠損」として区別した。

生活習慣変数として、喫煙、飲酒、運動の項目を取り上げる。喫煙は、現在か過去にタバコをすっていたことがある回答者は「喫煙あり」、飲酒は、現在か過去にお酒を飲んできたことがある回答者は「飲酒あり」とした。運動は、「普段 1 週間で外を歩く」のが毎日の人を「運動あり」とした。さらに、医療情報として、「医療機関に関する情報が十分に得られている」と考えている回答者を「情報あり」とした。

3. 健康関連変数

表 1 は本分析で用いられる変数の記述統計量を示した。健康関連変数では、慢性疾患がある者は 73%、調査時点で通院していた対象者の比率は 74%と、全サンプルの 4 分の 3 にも及ぶ。これは対象者が 65 歳以上の高齢者であることにより、65 歳以下の中高年齢層に比べてもはるかにその比率は高い（国民生活基礎調査参照）。最も頻度が高い疾患は、高血圧症（31.5%）で、心臓疾患（16.8%）、消化器系疾患（15.6%）、関節炎・神経痛・リュウマチ（15.0%）と続く。肉体的だるさについては、約 4 分の 1 の対象者が「あり」と回答しており、買い物に行くことが困難であると感じている対象者が 1 割ほどいる。抑うつ症状については、3 割ほどの対象者にその症状が見られる。主観的な健康状態の認知に関しては、

3割が「あまり健康ではない、あるいは健康でない」と判断しており、5分の1の対象者(27%)が健康状態が1年前と比べ悪化していると判断している。

7つの健康関連変数の間には、有意な相関があるが、相関の程度は高くない。ピアソン単純相関係数が高いものをあげておくと、慢性疾患と通院 ($r=.486$)、主観的健康状態と活動制限 ($r=.397$)、主観的健康状態と肉体的だるさ ($r=.367$) である。他の相関係数は.300以下である。表2は主観的健康状態と他の健康関連変数との間の関係を見たものである。主観的に「健康でない」と認識している人の90%以上に慢性疾患があり、通院している。しかし、「健康である、あるいは普通である」と回答している者の間でも3分の2(66%)ほどは、慢性疾患をもち、通院している。活動制限については、「健康あるいは普通である」と回答している者で活動制限のあるものはほとんどいないが、「健康でない」グループの3割弱が活動制限があり、違いが明確である。肉体的だるさと抑うつ症状については、2つのグループで有意な違いはあるが、「健康」グループにも「あり」と回答している者が少なからずいる。調査時点の健康状態が「健康でない」と認識している者の半分は1年前に比べ健康が悪化していると回答しているが、調査時点で「健康あるいは普通」と認識している者でも16%は1年前と比べ健康が悪化していると回答している。このように、主観的健康状態と他の健康関連変数との間には統計的に有意な関係が見られるがその関係は完全なものではない。「健康である」と回答している者でも、慢性疾患や抑うつ症状があるものも含まれ、主観的健康感は一とびとが様々な要因を考慮にいれながら認知していることがわかる。7つの健康関連変数は、ひとつひとつの健康についての(関連する)多様な側面を測定していると推察される。

4. 健康の社会経済的格差

次に、7つの異なる健康変数が、社会経済的変数にどのような影響を受けているかを分析する。慢性疾患から見てみよう。表3は、慢性疾患の有無を従属変数としたロジスティック回帰分析の結果を示した。ここでは2つのモデルがある。モデル1は社会階層と性別、年齢をコントロールしたモデルである。男性は女性に比べ慢性疾患がある確率が1.2倍高い⁵。年齢が上昇するに従って、慢性疾患がある確率が高くなる。10歳で1.6倍ほどになる。社会階層カテゴリーについては、統計的に有意な影響力はみられない。つまり病気へのなりやすさについては、階層間で有意な格差がないことを示している。二つ目はモデル1に教育と所得(所得欠損を含む)を加えたモデルである。このモデルでも、性別と年齢は引き続き有意な影響力をもつ。しかし、教育年数、所得は社会階層と同様に病気のなりやすさについては、違いがないことが明らかになった。慢性疾患を患うか否かは、生物学的な性別や年齢という要因には大きく規定されるが、階層・教育・所得という社会経済要因からは影響を受けないようである。この知見は、海外での研究蓄積とは異なるといえる。

表4では、通院の有無の規定要因に関するロジスティック回帰分析の結果を示した。モデル1と2は表3と同じ説明変数を含むモデルである。これら2つのモデルで共通して認

められた結果は、年齢の強い効果である。年齢が上昇するに従い、通院確率が上昇する。社会階層カテゴリーでは、農業層が専門・管理に比べ有意に通院しにくいことがわかる。さらにモデル3では、慢性疾患の有無を説明変数として導入した。当然のことだが、疾患がある場合はない場合に比べ通院確率は10倍($e^{2.317}=10$)となる。ここで注目したいのは、慢性疾患をコントロールしたときの他の変数の動きである。農業層の効果は依然として有意である。このことは、すでに表3の結果からもあきらかだが、農業層が慢性疾患になりにくいから通院確率が低いのではなく、慢性疾患の有無に拘わらず、通院しにくいことがわかる。つまり農業層が診療所や病院などの医療施設にアクセスしにくい地域に住んでいることが多いために、通院確率が低いのではないかと推察される。モデル3では、性別の変数が有意な効果を表している。この点は以下のように解釈できよう。男性の方が慢性疾患が起りやすいために(表3参照)男女差が顕在していなかったが、慢性疾患をコントロールすると、女性の方が男性よりも通院しやすいという結果がでた。疾患の有無が通院に与える影響力を考慮してしまうと(つまり疾患のある人たち、あるいは疾患のない人たちだけを取り出すと)、女性の方が診療所や病院に足を運びやすいことを意味し、女性にとっては男性よりも診療所が病気を見てもらうという目的の他に社交的な場を提供しているからかもしれない。

表4の結果から指摘できるもうひとつ重要なことは、通院する上で所得が何ら有意な影響を与えていないことである。このことは、通院に関して経済的に明確な障害はないことが推察される。もちろん、病院での診療内容についてはわからないので、所得が診療に与える効果を否定できないが、少なくともお金がないので医者にみてもらうことができないというような明確な所得格差が存在しているわけではなさそうである。この背景には、1961年以来の皆保険をベースにした健康保険制度の普及と係わりがあると考えられる。

表5は、肉体的だるさがどのような要因により規定されているかを調べた結果である。モデルはすべて表4と同じ説明変数を含む。結果から5つの知見が導きだされる。第1に、肉体的だるさに男女間で有意な違いは見出せない。男性は女性よりも慢性疾患になる確率が高かったが、肉体的な形で顕在化するだるさについては男性の方がより多いというわけではなかった。男性は肉体的だるさや痛みがあることを表立って回答することに女性よりも躊躇があるのかもしれない。第2に、年齢が上昇するに従って肉体的なだるさを訴えやすくなる。年齢が上昇すると慢性疾患の確率が高くなるために肉体的なだるさも上昇するという理由もあるが、慢性疾患をコントロールしても年齢効果は残る(モデル3)ので、疾患の有無にかかわらず、加齢は明らかに肉体的な衰えとだるさを伴っている。

第3に、社会階層の違いで肉体的なだるさの起りやすさが異なる。自営、農業、マニュアル職につく労働者は、専門管理職や事務販売職などのホワイトカラー従事者に比べてだるさを訴えやすい。特に自営は専門管理に比べほぼ2倍($e^{0.6}=1.8$)だるさを訴えやすい。この違いは、ホワイトカラー職従事者に比べ、農業、自営やマニュアル労働者の方が肉体的な労働を伴う仕事内容であるため、肉体的なだるさを訴える確率が高くなっていると推

察される。第4に、所得が肉体的なだるさの起こりやすさに有意な効果を与えている。所得が高ければ、だるさを訴える確率が低くなる。経済的資源が豊富な高齢者は、それを用いて肉体的なだるさや痛みをある程度回避できる方策（医療器具やサービス）を講ずることができると考えられる。第5に、慢性疾患がある場合はない場合に比べ、3倍（ $e^{1.156}=3.2$ ）以上肉体的なだるさを訴えやすい。

表6は、日常的な活動が制限されるのは、どのような要因により影響を受けるかを調べた結果である。第1に、「身の回りの物や薬などの買い物に出かけることが難しい」と回答している者は、年齢が上昇するに従って増えていることがわかる。社会経済的属性や慢性疾患の有無にかかわらず、加齢と活動制限の間には正の相関がある。第2に、男女の間では有意な違いはみられない。男性の方が慢性疾患ありの確率が高いにもかかわらず、活動制限では違いはみられない。第3に、社会階層グループの間で活動制限の起こりやすさが異なる。専門管理職従事者は最も活動制限が起こりにくいグループであり、自営、マニュアル職は起こりやすいグループである。階層間格差は、慢性疾患をコントロールしても引き続き見られる。第4に、所得が高いと活動制限が起こりにくいことがわかる。肉体的なだるさと同様、所得が高いことは、良質の医療サービスや利便な交通サービスなどにアクセスしやすくなり、出かける障害となる要因を軽減できる可能性が高い。第5に、慢性疾患があることは活動制限を促し、ない場合に比べ4倍（ $e^{1.415}=4.1$ ）ほど買い物にでかける確率が低くなる。

表7は、精神的な健康の指標である抑うつ症状がどのような要因により影響を受けているかを検討した結果である。分析結果は、肉体的なだるさと活動制限とほぼ同様な知見が導き出される。第1に、加齢とともに抑うつ症状は起こりやすくなる。加齢は慢性疾患出現の確率を高めるが、それとは独立して抑うつ症状出現の確率も高める。第2に、男性は女性に比べ抑うつ症状がでにくい。この男女差は慢性疾患の有無にかかわらず確認される。第3に、抑うつ症状のなりやすさについて社会階層間の格差が見られる。専門管理と農業従事者は、抑うつ症状が起こりにくく、逆に事務販売、自営、マニュアル職で起こりやすいという2つのグループに明確に分かれる。このような階層間格差は、慢性疾患をコントロールしても引き続き見られる。第4に、所得が高い場合には、抑うつ症状が起こりにくい。経済的な資源のあることは、抑うつなどの精神的な疾患を事前に回避できるような方策を講ずることができるかもしれない。第5に、慢性疾患があることと抑うつ症状には相関があり、ない場合に比べ2倍（ $e^{0.619}=1.9$ ）ほど抑うつ発症の確率が小さくなる。

最後に、主観的な健康状態とその変化の規定要因について検討しよう（表8）。健康状態とその変化に対する分析結果はほぼ同様であるので、主要な知見を以下の5点にまとめた。第1に、年齢が高いほど、主観的健康状態は悪くなり、その変化も悪化する傾向が確認される。対象者が65歳以上であることも関連して、極めてリニアな年齢効果が、慢性疾患、通院の有無に関わりなくある（モデル4参照）。第2に、社会階層間の格差が確認できる。自営とマニュアル労働者は、健康状態も状態の変化も専門管理職に比べ悪い。健康状態の

変化に関しては、専門管理職が他の階層に比べ、健康状態の悪化を食い止めることに成功している。第 3 に、所得が高いと健康状態が悪いと報告する確率が低くなり、健康状態の悪化もある程度防ぐことができる。第 4 に、慢性疾患があった場合、通院している場合には、主観的健康感も健康状態の変化も悪くなる確率が高くなる（モデル 4）。

以上、健康の社会・経済的格差に関する知見を要約すると次のようになる。慢性疾患の発症や通院という健康の基本変数については、社会・経済的格差は確認できなかった。しかし、肉体的だるさ、活動制限、抑うつ、主観的健康感といった健康をより広い範囲で捕らえると、社会階層と所得水準による違いで格差があること明らかになった。健康をより広範な生活の質（Quality of Life）として位置づけると、社会経済的な格差が歴然と存在するのである。

5. 生活習慣、健康情報の社会経済的格差

次に、健康に関連した生活習慣である喫煙、飲酒、運動について、教育、階層、所得がどのように影響しているのかを検証する。食生活、運動などの生活習慣は、糖尿病などの慢性疾患に典型的にみられる生活習慣病との関連が指摘されており、健康と深く関わっていると考えられてきた。さらに、生活習慣とは異なるが、医療についての情報を十分に得ているかという、医療情報へのアクセスに関して、教育、階層、所得がどのように影響しているのかを検討する。もし生活習慣と医療情報に関して、社会・経済的格差が存在するのであれば、社会経済的要因（教育、階層、所得）が生活習慣、情報のアクセスという経路を媒介して、健康に影響を及ぼしていることが推察される。

表 9 は、生活習慣と医療情報の規定要因を調べた結果である。喫煙については、男性の方が女性よりも、年齢が若い方が高齢の者よりも、喫煙確率は高い。さらに、農業層が他の階層に比べ喫煙しにくく、教育程度の高いものほど喫煙しにくいことがわかる。飲酒については、喫煙と同様、男性の方が女性よりも、年齢が若い方が高齢の者よりも、飲酒確率は高い。それに加えて専門管理職で飲酒確率が高く（低くではない）、所得が高いほど飲酒しやすい（しにくいではない）ことがわかる。もし飲酒が健康状態に対して負の影響力を持つのであれば、健康状態が相対的に良い専門管理職と高所得の方が飲酒傾向があるというのは、納得がいかない結果である。これについては後述、飲酒と健康の関係についての分析のところで詳しく取り上げる。運動については、年齢が上がるほど運動しにくくなり、農業層が最もよく運動を行い、事務販売と自営が最も運動を行わない階層であることがわかる。教育年数が上がると運動をする確率は下がるが、所得が高いほど運動しやすいという結果がでてくる。最後の医療情報についてみると、専門管理職が他の階層に比べ圧倒的に情報のアクセスがよいことが際立っている。さらに、教育と所得が高いほど情報へのアクセスがよいことが確認された。

階層間の格差について結果をまとめておくと、農業層が最も喫煙、飲酒をしにくく、さらに最も運動している。生活習慣については農業層が飛びぬけてよい。専門管理職につい

ては、医療情報へのアクセスという点でもっとも有利な立場にたっているが、飲酒については、最も飲む確率が高い階層である。所得が高い層は、運動と医療情報という点では優位な立場に立つが、専門管理と同様、飲酒の確率は高い。

それでは、生活習慣と医療情報のアクセスは、本章であつかっている健康関連変数に影響をあたえているのだろうか。表 10 に分析結果を要約した。3つの生活習慣と医療情報が、性別・年齢・階層・教育・所得をコントロールした時に、健康関連変数に有意な効果をもたらしているかを示した。記号がひとつの場合は 5%の水準で有意、ふたつの場合は 1%の水準で有意であることを示す。喫煙は、慢性疾患ありと肉体的だるさありの 2つと正の相関がある。これらは疫学的な研究結果と対応している。しかし、喫煙が他の健康指標とは有意な関係がないこと、関係のある慢性疾患は社会・経済的要因に影響を受けていないこと、の 2つから、喫煙をもって社会・経済的要因が何故健康に影響を与えるかを解釈することはできない。

飲酒についてはもう少し複雑な関係がある。飲酒が影響を与えている健康変数は、活動制限と主観的健康状態である。しかし、影響の仕方は負の関係であり、飲酒をするほど活動制限は少なく、健康状態が悪い確率が下がる。文字通りとれば、飲酒は、健康にプラスの影響を与えているということになる。通常の疫学的な調査では、飲酒量と健康度には明らかな負の相関があり、飲酒量が増えるほど健康が悪くなる。本調査では、飲酒量ではなく飲酒の経験を取り上げているため、調査時点で飲酒している高齢者は、活動制限が少なく、自分でも健康であると思っている人が多いためであると考えられる。専門管理層と高所得層は、飲酒をしやすく、さらに病気と通院以外の健康領域では他の階層よりも健康であることがわかっているが、より健康であるのは飲酒のためであると解釈するよりも、より健康であることにより飲酒できると解釈する方が妥当であろう。

同様の解釈が、運動についても当てはまる。表 10 から、運動はすべての健康関連変数と相関があることがわかる。運動することによって慢性疾患や通院の確率が下がり、肉体的だるさ、活動制限、抑うつを訴えにくくなり、主観的健康状態も良くなることと考えることもできる。しかし、健康であることの結果として、毎日運動（外にでる）ことができると思う方もあり、因果的な解釈には注意が必要であろう。つまり運動を媒介要因として、例えば階層と健康の関連を解釈するというのは無理がある。

最後に医療情報のアクセスが健康に与える影響をみると、肉体的だるさ、抑うつ症状、主観的健康感、主観的健康状態の変化について、有意な効果をもたらしている。医療情報が十分に得られている場合には得られていない場合に比べ、だるさや抑うつを訴えにくく、主観的健康状態も悪くなく、その変化も悪化しにくい。しかも、例えば、主観的健康状態が悪いために医療情報を得なかったという逆の因果関連はありえないことではないが考えにくい。そこで医療情報は、社会・経済的地位と健康を結ぶ媒介要因として考えることができる。すなわち、専門管理層や高所得層は、医療情報のアクセスがよく、このことを通じて、健康維持が可能になり、肉体的だるさ、活動制限、抑うつを訴えにくく、主観的

健康状態も良い傾向があることが推察される。

6. おわりに

健康格差としてまず注目したことは、誰が病気になるのか、誰が病院に行くのか、という問いであった。本分析の結果、高齢の人ほど病気になる確率は高まり、男性の方が女性よりも確率が高いことがわかった。通院については、当然、慢性疾患のある人はない人に比べて病院に通いやすい。このように疾患の有無や通院は生物学的な要因に規定されており、社会経済的な要因が影響を与える余地は少ないといえる。唯一通院については、農業職に従事していた者は病院に行きにくいという結果がでたが、これは農業層が診療所や病院などの医療施設にアクセスしにくい農村地域に住んでいることが多いために、通院確率が低いのではないかと考えられる。

欧米の研究では、健康の基本である死亡率や罹患率に関して階層間格差や所得格差が報告されている。何故日本では、健康の基本変数についても格差が表れないのか。この点については今後の掘り下げていかなければならない課題だが、いくつかの可能性が考えられる。戦後日本では、生活水準の上昇とともに、公衆衛生などの基礎的な医療分野が充実し、すべての国民を対象にした医療保険（国民健康保険）が1961年に発足している。特に全国津々浦々に配置された保健所を拠点に、結核をはじめとした感染症対策、乳幼児健診、慢性疾患予防の取り組みは、死亡率と罹患率の低下に貢献している可能性がある。世界保健機構（WHO）の報告（World Health Organization 2000）でも、保健医療システムの総合目標達成度もWHO加盟191カ国の中で1位で、世界でも有数の保健医療システムと評価が高い。このようなシステムの恩恵を受けてきたことがひとつの理由として考えられる。さらに、日本での魚を中心とした栄養摂取と食生活が、近年では大きな変貌を遂げ欧米化しながらも、平均寿命が劇的に延長された1970年代のデータでは欧米と比較して不飽和脂肪酸の摂取量は低く、それが心臓疾患、大腸がん、乳がんの発生率の低さと関連していると言われている（Marmot and Smith 1989）。このような社会環境と食習慣が、階層や所得といった要因と関わりなく、社会全体に普及していたことが日本の死亡率・罹患率の低さと関連していることが推察される。

慢性疾患、通院という病気と直接関係した健康ではなく、だるさ、活動制限、抑うつといったより広い健康度に焦点を移すと、階層間格差、所得格差が明らかとなってくる。これらの健康指標を総合的に回答者が判断したと考えられる主観的健康状態とその変化についても、明白な階層間格差と所得格差が存在する。専門管理職従事者は最も健康度が高い階層といえる。農業層も抑うつ症状や主観的健康感に関して健康度が高い階層である。これに対して自営とマニュアル職従事者は、健康度が低い階層であることが明らかになった。所得も慢性疾患と通院を除くすべての健康関連指標で、有意な影響を与えている。所得が高いほど、健康度が高いという正の相関である。つまり病気や通院に限定せず、より広範な健康度、健康に関連した生活の質（Quality of Life）を視野に入れた場合には、社会経済

的な格差が存在するということが実証された。この結果は、健康に関する研究にとっても、格差に関する研究にとっても、重要な知見である。

専門管理職の健康度が高いという知見を説明する要因として、健康・医療に関する情報のアクセスのよさが考えられる。医療機関情報を十分に得ていると回答している対象者は専門管理職で圧倒的に多い。専門管理職の情報収集能力の高さやネットワークの広さなどが情報についてのアクセスを高めていると推定される。高所得者の健康度が高いという知見についても、所得が高ければ医療機関情報を十分に得る確率が高いことが明らかになっている。さらに経済的資源は、例えば肉体的なだるさや痛みを軽減できる医療情報の入手を容易にするだけでなく、これらの自覚症状を軽減する医療器具を購入したり特別な治療を受け、予防策を講じることも可能にする。これらの知見は、すべての階層の人々に、また所得の違いにかかわらず、情報へのアクセスをよりよくする対策を講ずることで、健康度と健康に関連した生活の質を底上げし、向上させることができる可能性があることを示唆している。それでも、医療へのアクセス（例えば、保険外治療や高価な医療器具など）が経済的資源と関連がある限り、健康に関連した生活の質に社会・経済的格差は存続するであろう。

最後に本稿を締めくくるにあたり、社会・経済的要因のなかで、教育年数が健康関連の変数にまったく有意な影響を与えていなかったことについては言及しておきたい。65歳以上の高齢者にとっては、教育を受けた時期は40年以上以前であり、多くは旧制の教育制度のもとであった。このような時間差は、教育の直接効果を弱める働きがある。さらに、表1にも明らかなように、6割が中学校卒業レベル（旧制の尋常小学校、高等小学校を含む）であり、中卒レベルの対象者の間での違いを考慮することができなかった。学歴分布の偏りがあり、教育の弁別能力を十分に測定できなかったことが、教育効果を十分に検出できなかったこともうひとつの原因と考えられる。

高齢期の健康にまつわる生活の質の格差は、現代日本の「隠れた格差」といえるかもしれない。階層格差の源泉である労働市場から引退した後まで、どのような仕事についていたのかが、健康という人間が生きる上での基本的な条件にまで永続して影響を与え、格差をもたらしているのである。格差問題は、私たちが考える以上に根深い問題なのである。

参考文献

早坂裕子（2001）、「健康・病気の社会的格差」山崎喜比古編『健康と医療の社会学』東京大学出版会。

Ishida, Hiroshi (2004) "Socio-economic Differentials in Health in Japan," paper presented at the International Sociological Association (Research Committee on Social

Stratification), August 7-9, Rio de Janeiro, Brazil.

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』東京大学出版会.

金子能宏・高橋桂子 (1998), 「企業年金の普及と高年齢者の就業・引退行動」『季刊・社会保障研究』33 卷 (2 号): 177-190.

Kawachi Ichiro and Bruce Kennedy (2002), *The Health of Nations: Why Inequality is Harmful to Your Health*. The New Press.

健康・栄養情報研究会(編) (2004), 『国民栄養の現状 (平成 14 年厚生労働省国民栄養調査結果』第一出版.

Kennedy Bruce. and Ichiro Kawachi (1998), "Income Distribution, Socioeconomic Status, and Self Rated Health," *British Medical Journal* 317: 917-921.

厚生労働省 (監修) (2004) 『厚生労働白書 (平成 16 年版)』ぎょうせい.

Marmot, M.G. and G. D. Smith (1989), "Why are Japanese Living Longer?" *British Medical Journal* 299: 23-30.

中田知生 (1999) 「社会階層・健康・加齢」『北星論集』36 号: 15-46.

中田知生 (2001) 「健康悪化のプロセスと社会階層」『北星論集』38 号: 1-10.

Radloff, L.S. (1977), "The CES-D Scale: A Self-report Depression Scale for Research in the General Population," *Applied Psychological Measurement* 1: 385-401.

Robert, Stephanie and James S. House (2000), "Socioeconomic Inequalities in Health: Integrating Individual-, Community-, and Societal-Level Theory and Research," in *Handbook of Social Studies in Health and Medicine*, edited by Gary Albrecht, Ray Fitzpatrick, and Susan Scrimshaw, Sage Publication: 115-135.

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: 2つのバイアスを除いた横断面分析」『日本労働協会雑誌』359 号(8月号): 11-19.

杉森裕樹他（1995）「職種に基づく高血圧発症の要因に関する研究」『日本公衆衛生雑誌』
42：982-991.

Townsend, Peter and N. Davidson (1982), *Inequalities in Health*. Penguin Books.

Working Group on Inequalities in Health (1980), *Inequalities in Health: Report of a Research Working Group*. DHSS.

World Health Organization (2000), *The World Health Report*, World Health Organization.

山崎喜比古（1989）, 『都市化と寿命の関係に関する研究—東京都と大阪府の比較を中心に』
地域社会研究所報告書.

1 日本経済新聞 2005年7月3日日刊。調査は2005年5月中旬—6月上旬に日経リサーチが東京、大阪、名古屋の三大都市圏（半径30キロない）の男女1000人ずつを対象に行った。回収率は67.3%。

2 この研究は、日本大学学術情報センターの研究プロジェクトが企画・実施した日本大学「健康と生活に関する調査」のデータを個票データ利用申請をして使用した。記して感謝したい。なお、データ分析ではウエイト変数を用いてウエイト付けしている。

3 CES-Dとは、Center for Epidemiologic Studies Depression Scaleの略で、米国精神衛生研究所（National Institute of Mental Health）で開発された抑うつ症状を測定するスケールである（Radloff 1977）。12項目のクロムバッハ α （信頼性）係数は、.877で高い。

4 調査時点の職業でなく、最も長い職業を用いた理由は、調査時点で働いている対象者は4分の1しかないという理由とともに、高齢者の過去の職業生活（最も長い仕事）が引退後の健康にどのような影響を与えているかを検証するためである。「最も長く働いていた仕事」を用いることにより、調査時点より以前の職業生活を特定化することができ、因果関係がより明確になっている。

5 「確率」という表現をしているが、正確には「慢性疾患のオッズ」である。「オッズ」とは慢性疾患がない回答者とある回答者の比を表すが、「オッズ」という表現はあまり一般の読者には聞きなれないことを配慮し、「確率」「おこりやすさ」という表現をもちいる。

表 1 記述統計量

健康関連変数	
慢性疾患(あり)	0.733
通院(あり)	0.736
肉体的だるさ(あり)	0.238
活動制限(あり)	0.103
抑うつ症状(あり)	0.292
主観的健康状態(あまり健康でない、健康でない)	0.299
主観的健康状態の変化(悪くなっている)	0.267
性別	
男性	0.513
女性	0.487
年齢	
65 - 69	0.342
70 - 74	0.280
75 - 79	0.209
80 +	0.169
年齢中央値	72.000
階層	
専門管理(I+II)	0.138
事務販売(III)	0.184
自営(IVa,b)	0.213
農業(IVc/VIIb)	0.185
熟練マニュアル(V/VI)	0.280
学歴	
中卒レベル	0.598
高卒レベル	0.301
短大レベル	0.031
大学・大学院レベル	0.070
平均教育年数	10.551
世帯所得	
100万円未満	0.135
100万円から150万円未満	0.094
150万円から200万円未満	0.117
200万円から300万円未満	0.188
300万円から400万円未満	0.125
400万円から500万円未満	0.069
500万円以上	0.089
所得欠損	0.183
所得中央値(万円)	250.000
生活習慣	
喫煙(あり)	0.454
飲酒(あり)	0.499
運動(毎日歩く)	0.598
医療機関情報	
十分に得られている	0.443

表2 主観的健康状態と他の健康関連変数の関係(パーセント)

	慢性疾患 (あり)	通院 (あり)	肉体的だるさ (あり)	活動制限 (あり)	抑うつ症状 (あり)	主観的健康変化 (悪くなった)
健康・普通	65.0	66.0	13.5	2.4	21.9	16.1
健康でない	92.6	91.4	47.8	28.7	49.0	51.9
全体	73.3	73.6	23.8	10.3	29.2	26.7

註 すべての関係は統計的に有意

表 3 慢性疾患の規定要因に関するロジスティック回帰

独立変数	Model 1	Model 2
男性	0.184 *	0.197 *
年齢	0.047 **	0.046 **
階層(専門管理)		
事務販売	0.161	0.111
自営	0.066	-0.015
農業	0.006	-0.087
マニュアル	0.017	-0.101
教育年数		-0.023
所得		-0.003
所得欠損		-0.150
切片	-2.455 **	-2.031 **
-2 Log Likelihood	4601.190	4460.911
サンプルの大きさ	3998	3875

註 ** p<.01, * p<.05, + p<.10
変数名の後の()内はレファレンスのカテゴリー

表4 通院の規定要因に関するロジスティック回帰

独立変数	Model 1	Model 2	Model 3
男性	-0.095	-0.079	-0.230 **
年齢	0.051 **	0.050 **	0.036 **
階層(専門管理)			
事務販売	-0.054	-0.096	-0.198
自営	-0.004	-0.072	-0.082
農業	-0.326 *	-0.380 *	-0.432 *
マニュアル	-0.090	-0.161	-0.141
教育年数		-0.014	-0.003
所得		-0.002	-0.001
所得欠損		0.018	0.128
慢性疾患			2.317 **
切片	-2.653 **	-2.437 **	-1.832 **
-2 Log Likelihood	4542.992	4415.868	3602.572
サンプルの大きさ	3973	3853	3853

註 ** p<.01, * p<.05, + p<.10
変数名の後の()内はレファレンスのカテゴリー

表5 肉体的だるさの規定要因に関するロジスティック回帰

独立変数	Model 1	Model 2	Model 3
男性	-0.086	-0.051	-0.079
年齢	0.038 **	0.034 **	0.028 **
階層(専門管理)			
事務販売	0.234	0.182	0.172
自営	0.680 **	0.603 **	0.617 **
農業	0.406 **	0.300 +	0.326 +
マニュアル	0.468 **	0.343 *	0.377 *
教育年数		0.004	0.009
所得		-0.009 **	-0.008 **
所得欠損		-0.039	-0.018
慢性疾患			1.156 **
切片	-4.041 **	-0.703 **	-3.504 **
-2 Log Likelihood	4267.167	4102.6911	3971.768
サンプルの大きさ	3936	3819	3819

註 ** p<.01, * p<.05, + p<.10
変数名の後の()内はレファレンスのカテゴリー

表6 活動制限の規定要因に関するロジスティック回帰

独立変数	Model 1	Model 2	Model 3
男性	-0.188	-0.114	-0.125
年齢	0.124 **	0.118 **	0.114 **
階層(専門管理)			
事務販売	0.500 *	0.438 +	0.424 +
自営	0.698 **	0.588 *	0.588 *
農業	0.509 *	0.300	0.299
マニュアル	0.703 **	0.527 *	0.549 *
教育年数		-0.017	-0.014
所得		-0.009 *	-0.009 *
所得欠損		0.159	0.167
慢性疾患			1.415 **
切片	-11.550 **	-10.654 **	-10.903 **
-2 Log Likelihood	2461.624	2377.074	2298.248
サンプルの大きさ	3986	3864	3864

註 ** p<.01, * p<.05, + p<.10
変数名の後の()内はレファレンスのカテゴリー

表7 抑うつ症状の規定要因に関するロジスティック回帰

独立変数	Model 1	Model 2	Model 3
男性	-0.216 **	-0.171 *	-0.189 *
年齢	0.036 **	0.031 **	0.027 **
階層(専門管理)			
事務販売	0.479 **	0.383 *	0.390 **
自営	0.373 **	0.291 +	0.307 *
農業	0.110	-0.065	-0.046
マニュアル	0.458 **	0.308 *	0.334 *
教育年数		-0.013	-0.009
所得		-0.007 **	-0.007 **
所得欠損		-0.054	-0.039
慢性疾患			0.619 **
切片	-3.558 **	-2.922 **	-2.780 **
-2 Log Likelihood	4246.880	4130.018	4082.549
サンプルの大きさ	3487	3392	3392

註 ** p<.01, * p<.05, + p<.10
変数名の後の()内はレファレンスのカテゴリー

表8 主観的健康状態と主観的健康状態変化の規定要因に関するロジスティック回帰

(1)主観的健康状態

独立変数	Model 1	Model 2	Model 3	Model 4
男性	-0.103	-0.047	-0.097	-0.077
年齢	0.048 **	0.041 **	0.033 **	0.029 **
階層(専門管理)				
事務販売	0.287 +	0.194	0.177	0.215
自営	0.401 **	0.317 *	0.336 *	0.376 *
農業	0.280 +	0.111	0.138	0.224
マニュアル	0.516 **	0.348 *	0.407 **	0.455 **
教育年数		-0.004	0.003	0.010
所得		-0.013 **	-0.013 **	-0.013 **
所得欠損		-0.258 *	-0.244 *	-0.273 *
慢性疾患			1.865 **	1.436 **
通院				1.128 **
切片	-4.409 **	-3.680 **	-3.758 **	-3.788 **
-2 Log Likelihood	4809.153	4607.261	4263.133	4134.999
サンプルの大きさ	3992	3870	3870	3848

(2)主観的健康状態の変化

独立変数	Model 1	Model 2	Model 3	Model 4
男性	-0.165 *	-0.129 *	-0.156 **	-0.150 +
年齢	0.049 **	0.047 **	0.042 **	0.040 **
階層(専門管理)				
事務販売	0.553 **	0.520 **	0.514 **	0.531 **
自営	0.497 **	0.467 **	0.478 **	0.485 **
農業	0.412 **	0.379 *	0.396 *	0.431 **
マニュアル	0.442 **	0.410 **	0.434 **	0.439 **
教育年数		-0.001	0.002	0.005
所得		-0.004 *	-0.004 +	-0.003 +
所得欠損		-0.091	-0.072	-0.089
慢性疾患			0.890 **	0.692 **
通院				0.428 **
切片	-4.642 **	-4.449 **	-4.358 **	-4.296 **
-2 Log Likelihood	4550.264	4396.617	4303.052	4256.849
サンプルの大きさ	3968	3847	3847	3826

註 ** p<.01, * p<.05, + p<.10
変数名の後の()内はレファレンスのカテゴリー

表9 生活習慣と医療情報の規定要因に関するロジスティック回帰

独立変数	喫煙		飲酒	
	Model 1	Model 2	Model 1	Model 2
男性	3.221 **	3.250 **	2.241 **	2.219 **
年齢	-0.013 +	-0.015 *	-0.040 **	-0.035 **
階層(専門管理)				
事務販売	0.172	0.049	-0.198	-0.108
自営	0.126	-0.032	-0.390 **	-0.307 *
農業	-0.527 **	-0.725 **	-0.581 **	-0.416 **
マニュアル	0.251 +	0.052	-0.253 *	-0.106
教育年数		-0.045 +		0.022
所得		-0.002		0.004 *
所得欠損		-0.319 *		-0.063
切片	0.513	1.077 +	2.894 **	2.228 **
-2 Log Likelihood	3591.331	3470.253	4344.404	4208.171
サンプルの大きさ	3985	3863	3972	3853
独立変数	運動		医療情報	
	Model 1	Model 2	Model 1	Model 2
男性	0.087	0.079	0.113	0.050
年齢	-0.045 **	-0.046 **	0.002	0.007
階層(専門管理)				
事務販売	-0.155	-0.280 *	-0.473 **	-0.314 *
自営	-0.239 *	-0.386 **	-0.441 **	-0.292 *
農業	0.461 **	0.317 *	-0.552 **	-0.303 *
マニュアル	0.093	-0.106	-0.571 **	-0.353 **
教育年数		-0.075 **		0.036 +
所得		0.005 **		0.006 **
所得欠損		-0.042		0.002
切片	3.700 **	4.450 **	-0.354	-1.242 *
-2 Log Likelihood	5296.848	5110.593	4771.540	4635.381
サンプルの大きさ	3985	3863	3410	3319

註 ** p<.01, * p<.05, + p<.10
変数名の後の()内はレファレンスのカテゴリ

表10 生活習慣、医療情報と健康関連変数の関係(他の変数をコントロールしたときの影響)

	慢性疾患 (あり)	通院 (あり)	肉体的だるさ (あり)	活動制限 (あり)	抑うつ症状 (あり)	主観的健康 (良くない)	主観的健康変化 (悪くなった)
喫煙	++		+				
飲酒				---		---	
運動	---	---	---	---	---	---	---
医療機関情報			---		---	---	---

注 他の変数とは、性別・年齢・階層・学歴・所得である。
 記号がひとつの場合は5%の水準で有意、ふたつの場合は1%の水準で有意。
 記号がない場合は、有意な関係がないことを示す。