

Discussion Paper Series

Graduate School and School of Economics

Meisei University

Discussion Paper Series, No.19

2011年3月

高齢者の職歴と健康状態

梶谷真也

(明星大学)

Hodokubo 2-1-1, Hino, Tokyo 191-8506

School of Economics, Meisei University

Phone: +81-(0)42-591-9479 Fax: +81-(0)42-599-3024

URL: <http://keizai.meisei-u.ac.jp/econ/>

E-mail: keizai@econ.meisei-u.ac.jp

高齢者の職歴と健康状態*

“Health Outcomes and Work Experiences for the Elderly”

梶谷真也†

2011年3月

要旨

本論文では、キャリアジョブ（就労期に最も長く従事した仕事）に注目し、キャリアジョブの違いが高齢期の健康度に与える影響について計量的に分析する。日本の高齢者を対象とした調査のマイクロデータを用いて分析した結果、キャリアジョブによって男性高齢者の主観的健康度に違いが生じていることを確認する。ただし、Kaplan-Meierの残存率推定値とパラメトリックなハザードモデルの推定結果より、客観的な健康指標として身体活動能力の水準と慢性的な病気の経験を分析に用いた場合、キャリアジョブがブルーカラー職であった男性ほど身体活動能力が早く低下するのに対して、事務・販売・サービス職であった男性ほど慢性的な病気を早くに発症していることが示される。これらの結果は、労働者に要求される負荷や環境が職業によって異なっているために、就労期の職業によって高齢期の健康状態に差が生じているということを示唆している。

キーワード：健康格差，高齢者，社会的・経済的な地位，就業

JEL Classification Codes : I14, J14, J24

* 本論文を作成するに当たり、菅万理（兵庫県立大学）、暮石渉（国立社会保障人口問題研究所）、小原美紀（大阪大学）、坂田圭（立命館大学）、関田静香（京都産業大学）、玉田桂子（福岡大学）、北條雅一（新潟大学）、コリンマッケンジー（慶應義塾大学）、吉田恵子（桃山学院大学）、若林緑（大阪府立大学）の各氏から有益なコメントをいただいた。本研究では、日本大学総合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』のデータを利用している。また、筆者は文部科学省科学研究費補助金（基盤(B)19330062, 若手(B)22730237）の支援を受けている。記して感謝の意を表したい。

† 明星大学経済学部 〒191-8506 東京都日野市程久保2-1-1, kajitani@econ.meisei-u.ac.jp

1. はじめに

健康格差に注目する学術的な研究のひとつに、経済的・社会的な地位 (socioeconomic status) の違いが将来の健康状態に与える影響についての議論がある。ここでは、経済的・社会的に低い (高い) 地位にいることが将来の健康状態を悪く (良く) するのかどうかという点に注目が集まる。社会的・経済的な地位は資産や所得、学歴、職業によって測られることが多い。これらのうち、経済学の分析においては、資産と所得、学歴が個人の健康を作り出す重要な要因であるとみなされている。

健康資本モデルでは、健康資本は人的資本の一部であり、投資によって増加させることができる (Grossman, 1972, 2000 ; Muurinen and Le Grand, 1985)。すなわち、健康投資によって個人は健康を形成できる。例えば、個人が財やサービスを購入する場合には予算制約に直面するため、資産や所得の水準が高い個人は健康促進的な財やサービスを十分に購入することができる。また、教育によって高い人的資本が身につければ健康増進の生産性を高められるだろうし、教育水準の上昇が健康リスクなどの知識を増加させて効率的な健康投資を行うこともできる。教育水準の差が個人間の時間選好率の違いを表しているという指摘もある (Fuch, 1986)。

一方で、職業が個人の健康形成に影響を及ぼすことを示す研究に目を向けると、例えば Case, Fertig and Paxson (2005) は、イギリスのデータを用いて、若年期 (33 歳時) にブルーカラー労働に従事した人ほど中年期の健康状態が悪いことを明らかにする。日本においても、石田 (2006) や菅 (2009) が、それぞれ異なる高齢者を対象とする調査のマイクロデータを用いて、過去の職業が引退後の健康に与える影響を計量的に分析する。そして、就労期に最も長く従事した職業の違いによって引退後の健康度に差が生じていることを指摘する。しかし、これらの研究を含めて、その理由について議論する研究は少ない。

なぜ、職業によって健康状態に差が生じるのであろうか。健康資本モデルの枠組みでは、将来の健康資本の水準は初期時点の健康資本の水準とそれ以降の健康投資の水準、健康資本の減耗率に依存する。Morefield, Ribar and Ruhm (2011) は、職業が健康状態に影響を与える理由として、高賃金の職業に従事する個人は金銭的な健康投資の負担能力も高く、健康状態を悪化させないインセンティブをより強く持つ可能性や、ある職業に就く個人は健康促進的な行動あるいは健康上の問題を軽減する方法に関する情報が得やすい (得にくい) 可能性があること、周りの労働者の個人属性にばらつきがあることから生じる外部効果 (peer effect) が職業間で異なっている可能性があること、そして、職業によって身体的負荷が異なり健康資本の減耗率に差が生じやすいことなどを挙げる。

職業によって身体的負荷が異なること、そして、健康資本の減耗率が職業によって異なるという点は、Case and Deaton (2005) や Fletcher et al. (2011) にも指摘する。Case and Deaton (2005) は、アメリカのマイクロデータを用いて、肉体労働や低賃金の仕事のほうが特殊技能を必要とする労働や高賃金の仕事のよりも健康状態をより悪化させること、ま

た、年齢を重ねるにつれてブルーカラー労働者のほうが健康資本の減耗率は大きいことをそれぞれ示す。また、Fletcher et al. (2011) は職業によって身体的負荷が異なることに注目し、アメリカのマクロデータを用いて、Dictionary of Occupation Titles (DOT) に記載される職務情報から過去 5 年間に従事した職業について身体的負荷の程度を計算している。具体的には、5 段階（デスクワーク・軽度・中度・重度、超重度）で表されたそれぞれの職業で労働者に要求される身体的能力の強度を数値化し、職業ごとにその平均値を求めている。その結果、ブルーカラーの仕事ほど労働の強度が高く、身体的負荷が大きいことを指摘する。そして、過去 5 年間で身体的負荷の大きい職業に就いていた人ほど現在の健康状態が悪く、40 歳以上の中高年労働者でその傾向が強いということを明らかにする。

日本の高齢化は急速に進む一方で、健康資本の価値は 1990 年から 1999 年にかけて 65 歳男性（女性）で 8.5%（10.1%）上昇している（Fukui and Iwamoto, 2004）。高齢期に健康であることの重要性が示唆されるとともに、高齢期の健康資本を減少させないためにはどのような要因が高齢期の健康状態に負の影響を及ぼすのかを明らかにすることが求められる。梶谷・小原（2006）は、日本の集計データを用いて、就労期（25～64 歳）の健康状態と高齢期（65 歳以上）の健康状態との相関を確認し、健康が長期的に作られる可能性について検討する。そして、就労期の健康投資と高齢期の健康状態との間には強い相関関係が確認され、就労期の健康形成が高齢期の健康状態と強く関係していることを示す。高齢者の職歴と現在の健康状態を議論することは、就労期の健康形成と高齢期の健康状態との関係を再考することにつながる。就労期に従事した職業によって健康資本の形成に差が生じるならば、高齢期の健康資本の水準も異なるだろう。本論文では、職種によって負荷や環境が異なる可能性に注目し、日本の高齢者を対象に実施された『健康と生活に関する調査』のパネルデータを用いて、キャリアジョブ（就労期に最も長く従事した仕事）の違いによって高齢期の健康状態の違いが生じているのかを計量的に分析する。そして、就労期の健康形成（働き方）が高齢期の健康状態と強く関係していることを議論する。

健康状態を測る指標として、先行研究の多くは主観的評価による健康状態を用いている。しかしながら、主観的な評価は個人の評価基準や健康意識の違いなど観察することができない要素に依存している可能性が指摘される。本論文では、このような観察されない個別効果を考慮した推定モデルを利用する。さらに、複数の疾患の有無や身体的能力の状況に注目して、健康状態を表す客観的な指標も分析に取り入れる。健康状態の主観的な評価はその個人の全般的な健康状態についての評価であり、病気の種類や身体的能力の状態などを識別することはできない。しかしながら、Fletcher et al. (2011) などが指摘するように、労働者に要求される負荷や環境が職業によって異なるならば、健康状態の悪化は病気の罹患や運動能力の低下など違った状態で観察されるだろう。『健康と生活に関する調査』では、病気の経験ならびに発病した年齢やいくつかの身体活動能力が低下しはじめた年齢をそれぞれ尋ねている。発病時期や身体的能力の低下の開始がキャリアジョブによって異なるのかに注目することによって、職業特有の負荷や環境の違いが将来の健康状態に差を生じさ

せていることを議論できる。もちろん、資産や所得、学歴などの社会的・経済的属性の違いは個人の職種選択にも大きく影響しているだろう。本論文では、これらの社会的・経済的属性の違いとキャリアジョブとの関係についても考察する。

分析の結果、キャリアジョブの違いによって男性高齢者の主観的健康度に差が生じることを確認する。そして、Kaplan-Meierの残存率推定値とパラメトリックなハザードモデルの推定結果より、男性においてキャリアジョブによって身体活動能力の低下確率と慢性疾患の発病確率がともに異なることを統計的に有意に観察する。身体活動能力の低下は50歳を過ぎた頃からはじまり、なかでもキャリアジョブがブルーカラー職であった人ほど低下するタイミングは早い。他方、慢性的な病気の発症率は30歳を過ぎた頃から上昇はじめ、キャリアジョブが事務・販売・サービス職であった人ほど発病するタイミングが早い。これらの結果は、労働者に要求される負荷の種類や程度、環境が職業で異なるため、職業によって健康資本の減耗率に違いが生じているということを示唆している。

本論文の構成は以下の通りである。つづく2節では、実証分析で使用するデータを説明し、キャリアジョブと主観的評価による健康状態との関係を考察する。3節の前半では主観的な健康指標を用いた推定モデルを提示し、得られた結果を後半で議論する。4節では客観的な健康指標を用いた推定モデルとその結果を示す。そして、5節で全体をまとめる。

2. 使用するマイクロデータ：『健康と生活に関する調査』

日本において中高年者を対象とする同一個人の追跡調査はいくつか実施されており、そのうちのひとつが本論文で利用する『健康と生活に関する調査』である。この調査は日本大学総合学術センターが1999年から実施しており、本論文では1999年の調査対象者と2001年の調査対象者のうち1999年調査から継続する調査対象者をサンプルとして用いる¹。『健康と生活に関する調査』では、65歳以上の高齢者に対して彼（女）らの健康状態や身体情報（日常生活動作能力：ADL）、健康投資行動、高齢者の就業状況などに加え、彼（女）らの両親や子どもに関する情報について尋ねている。また、キャリアジョブ（これまでに最も長く従事した仕事）を尋ねており、就業期の仕事内容と高齢期（現在）の健康状態との関係を確認することができる。

就労期に従事した職業が高齢期の健康状態に及ぼす影響を詳細に確認するには、高齢期の個人がこれまでどのような仕事に従事してきたかという職歴の情報が必要となる。しかし、個人によってこれまで従事した職業の数や種類は大きく異なり、分析が非常に複雑と

¹ 第1回目の『健康と生活に関する調査』は1999年11月に1次調査を、2000年3月に本調査の未回答者を対象に2次調査をそれぞれ実施し、あわせて4,948人（2次調査の短縮版調査票回答者を除く）から回答があった。第2回目の『健康と生活に関する調査』は2001年11月に1次調査を、12月に2次調査をそれぞれ実施した。そのうち、第1回目調査からの継続対象者のうち1次・2次調査あわせて3,992人から回答があった。

なってくる。そこで、個人のキャリアジョブに注目し、その仕事と現在（高齢期）の健康状態との関係について確認したい。『健康と生活に関する調査』ではキャリアジョブは(ア)管理職・専門職、(イ)事務職・販売員・店員、(ウ)ブルーカラー職（工場労働者・職人・運転士など）、(エ)自営業、(オ)農林漁業、(カ)自由業、(キ)家族従業員、(ク)パートタイマー、(ケ)働いたことがない、に分類される。これらのうち、(エ)と(カ)、(キ)と(ク)をひとつのグループとすることで、7つのカテゴリに分類する。

図表 1 挿入

図表 1 に推定モデルで用いた 1999 年調査のサンプルを用いてキャリアジョブの構成比率を示しているが、男性と女性でその比率は大きく異なる。1999 年のサンプルで確認すると、男性ではキャリアジョブが「ブルーカラー職 (30.30%)」であった人は相対的に多いのに対して「パートタイマー」や「働いたことがない」と回答する人はいない。一方、女性については、キャリアジョブが「自営業 (8.01%)」や「専門的・管理的仕事 (4.15%)」であった人は相対的に少ないのに対して「パートタイマー (18.13%)」や「働いたことがない (16.99%)」と回答する人が相対的に多い。「働いたことがない」と回答した女性の多くは専業主婦として家事などに従事している²。また、これまでの就労年数も男女で大きく異なる。図表 2 に示すように、男性では平均値である 43 年ぐらいをピークとした分布になっているのに対して、女性では 0 年の割合が最も多く分布の形も全体的に左に寄っており、男性と比べて相対的に年数が短い。このように、就労期の就業状況は男性と女性で大きく異なっている。

図表 2 挿入

現在の健康状態を「まったく健康」、「かなり健康」、「普通」、「あまり健康でない」、「まったく健康でない」の 5 段階で評価した結果をキャリアジョブ別に示すと、男性に関してキャリアジョブによって健康状態の分布に違いが生じている（図表 1 パネル A）。キャリアジョブが専門的・管理的仕事であった場合に「まったく健康」あるいは「かなり健康」と答える割合が最も高く（合計で 46.02%）、「まったく健康でない」と答える割合が最も低い。それに対して、キャリアジョブがブルーカラー職であった場合に「まったく健康」あるいは「かなり健康」と答える割合が最も低い（合計で 33.81%）。Pearson のカイ二乗検定を行うと、キャリアジョブの違いによって主観的健康度に差があることが統計的にも有意に確認される。女性に関して、キャリアジョブが専門的・管理的仕事であった場合に「ま

² 1999 年調査のフルサンプル (4,746 サンプル) を用いてキャリアジョブの構成比率を確認しても、男性の「パートタイマー」は 0.35% (サンプル数 7)、「働いたことがない」は 0% であった。

まったく健康」あるいは「かなり健康」と答える割合が最も高い（合計で 43.64%）。しかしながら、キャリアジョブの違いによって主観的健康度に差があることは統計的に有意に確認されない。

3. キャリアジョブの違いが高齢期の健康度に与える影響

1) 推定モデル

キャリアジョブの違いによって高齢期の健康状態にどのような違いが生じるかについて、以下の index function を考える：

$$h_{it}^* = \mathbf{X}_{it}\boldsymbol{\beta} + e_{it} \quad (i = 1, \dots, N; t = 1, 2) \quad (1)$$

$$e_{it} = \alpha_i + v_{it}$$

h_{it}^* は個人 i の t 時点での健康水準を表す変数である。ここで、実際に観察されるのは 5 段階の健康状態；「まったく健康、かなり健康、普通、あまり健康でない、まったく健康でない」である。ここで、「まったく健康」を $h_{it} = 1$ 、「かなり健康」を $h_{it} = 2$ 、「普通」を $h_{it} = 3$ 、「あまり健康でない」を $h_{it} = 4$ 、そして、「まったく健康でない」を $h_{it} = 5$ とすれば、 $h_{it} = j$ if $\mu_{j-1} < h_{it}^* \leq \mu_j$, $j = 1, \dots, 5$ と書き表すことができる。（ただし、 $\mu_0 = -\infty$, $\mu_6 = +\infty$ ）。 \mathbf{X}_{it} にはキャリアジョブを表すダミー変数を含む社会的・経済的属性や個人属性が含まれる。 α_i は時間不変な個別効果を表し、 $\alpha_i | \mathbf{X}_{it} \sim N(0, \sigma_\alpha^2)$ を仮定する。例えば、健康状態に影響を与える遺伝的な要素が α_i に含まれる。 v_{it} は誤差項を表し、 $v_{it} | \mathbf{X}_{it}, \alpha_i \sim \text{NIID}(0, 1)$ を仮定する。

(1) 式は、健康が \mathbf{X}_{it} によって生産されることを表していると解釈できる。健康を形成する要因としてキャリアジョブに注目するのは、キャリアジョブごとに負荷や環境が異なると考えられるからである。例えば、肉体労働に代表されるブルーカラーの仕事に従事すれば、身体的な負荷はより大きいだろう。一方で、専門的な仕事や管理的な仕事に従事する場合は、精神的負担が大きいかもしれない。

キャリアジョブ以外にも、健康形成の要因として教育水準や経済的な豊かさ、飲酒や喫煙といった習慣、その他の個人属性が \mathbf{X}_{it} に含まれる。飲酒や喫煙が健康形成と関係することはこれまでの多くの研究で示されている。健康な人ほどお酒を控えている、あるいは、喫煙しないという状況が考えられる。もちろん、健康でない人ほどお酒を飲むことができない、あるいは、禁煙せざるを得ないという状況、つまり、健康状態が飲酒や喫煙行動に影響を与えるということも考えられる。そこで、現在の飲酒・喫煙行動ではなく飲酒経験

と喫煙経験の有無を変数として利用する。これらは個人の過去から継続する習慣であり、これらの習慣によって個人の現在の健康水準が変化するとみなすことができる。過去を含めてタバコを吸っていない、お酒を飲んでいないという場合をそれぞれ 1 とするダミー変数を作成して \mathbf{X}_i に含める。

健康状態 h_{it} が j となる確率を $P_{ij} = P(h_{it} = j) = \Phi(\mu_j - \mathbf{X}_{it}\boldsymbol{\beta} - \alpha_i) - \Phi(\mu_{j-1} - \mathbf{X}_{it}\boldsymbol{\beta} - \alpha_i)$

とすれば、対数尤度は $\ln L = \sum_{i=1}^n \left\{ \ln \int_{-\infty}^{\infty} \frac{e^{-\alpha_i^2/2\sigma_\alpha^2}}{\sqrt{2\pi\sigma_\alpha}} \left[\prod_{t=1}^2 (P_{ij}) \right] d\alpha \right\}$ と書き表すことができる。

Gauss-Hermite quadratureを用いて定積分を近似して、対数尤度が最大となる $\hat{\boldsymbol{\beta}}$, $\hat{\mu}_j$, $\hat{\rho}$ ($\rho = \text{Corr}(e_{i1}, e_{i2}) = \sigma_\alpha^2 / (1 + \sigma_\alpha^2)$) をそれぞれ求める³。

2) 推定結果

キャリアジョブの違いが高齢期の健康状態に与える影響について個別効果を考慮した推定結果を図表 3 に示す。(1)列から(3)列が男性サンプルのみを用いた結果、(4)列から(6)列が女性サンプルのみを用いた結果である。まず、(1)列の男性サンプルの結果をみると、キャリアジョブがブルーカラー職であった人と比べると、キャリアジョブが専門的・管理的仕事と自営業であった人のほうが健康状態がよいということを有意水準 1%で統計的に有意に確認できる。一方、ブルーカラー職であった人と事務・販売・サービス職やパートタイマーであった人との健康状態には統計的に有意な差が観察されない。また、女性サンプルの結果((4)列)をみると、キャリアジョブの違いによって健康状態に差があることは統計的に有意には確認されない。

図表 3 挿入

社会的・経済的属性の違いや健康投資行動が健康状態に与える影響についても、男女によってその結果が異なる。例えば、男性サンプル((1)列)では、教育水準(高卒以上ダミー)や経済的な豊かさ(持ち家ダミー)の効果は統計的に有意に観察されないし、健康を増進させる行動と考えられる禁酒や禁煙の効果も統計的に有意ではない。一方、女性サンプル((4)列)をみると、教育水準(高卒以上ダミー)の効果は統計的に有意には確認されないが、持ち家ダミーの係数は負であり経済的な豊かさが健康状態をよくすることを有意水準 5%で統計的に有意に確認される。さらに、過去に喫煙経験がないことが現在の健康度

³ 変量効果モデルの推定は Stata の reoprob コマンドを用いる (Frchette, 2001a 2001b)。

を高めることを有意水準 10%ながらも統計的に有意に観察される。

ただし、キャリアジョブの違いは資産や所得、学歴など本人の社会的・経済的属性の違いや健康投資行動とも大きく相関している。例えば、図表 4 をみると、資産を表す持ち家の有無（パネル A）、最終学歴が高卒以上かどうか（パネル B）、そして、両親の最終学歴が高卒以上かどうか（パネル C）によって、キャリアジョブの割合も異なっていることが統計的に有意に観察される。キャリアジョブがブルーカラー職であった場合に注目すれば、持ち家がない割合は多く、本人の最終学歴が中卒である割合が多く、両親の最終学歴も中卒である割合が多い。それに対して、キャリアジョブが専門的・管理的仕事であった場合をみれば、持ち家がない割合は少なく、本人の最終学歴は高卒以上である割合が多く、両親の最終学歴も中卒である割合は少ない。また、喫煙や飲酒などの健康投資行動では、キャリアジョブの違いによって飲酒経験（パネル D）・喫煙経験（パネル E）の割合ともに異なることが統計的に有意に観察される。

図表 4 挿入

キャリアジョブと社会的・経済的属性や健康投資行動との間の相関を考えれば、図表 3 の(1)列と(3)列で示す結果が不安定になっているのかもしれない。そこで、キャリアジョブの変数を除いたモデル（(2)列と(5)列）と社会的・経済的属性と健康投資行動の変数を除いたモデル（(3)列と(6)列）を推定し、結果が大きく異ならないかを確認すると、男性サンプルについてキャリアジョブの変数を除いたことで高卒以上ダミーの係数が有意水準 1%で統計的に有意に確認できる（(1)列と(2)列）。この結果は、図表 4 パネル B で示したように、キャリアジョブが専門的・管理的仕事であった人において最終学歴が高卒以上である人が多いということを反映しているのであろう。しかし、教育水準以外の変数については統計的に有意な結果は確認されない。一方で、(1)列と(3)列を比べた場合、キャリアジョブの係数の符号やその統計的な有意性に変化は見られないが係数の大きさに違いが見られる。(3)列で示す各キャリアジョブの係数の絶対値は(1)列で示す係数の絶対値よりも若干大きい。このことは、図表 4 で示したように、キャリアジョブがブルーカラー職であった人ほど資産や教育水準が相対的に低いということを反映していると考えられる。女性サンプルでは、キャリアジョブの変数を除外すると、高卒以上ダミーの係数が有意水準 10%ながら統計的に有意に確認される（(4)列と(5)列）。また、(4)列と(6)列を比べても、キャリアジョブの係数の符号やその統計的な有意性は変わらない。このように、キャリアジョブと社会的・経済的属性や健康投資行動の間には相関があるものの、キャリアジョブの違いによって主観的評価による高齢期の健康状態に差を生じていることがわかる。

4. 健康状態が悪化するタイミング

高齢期の健康状態はそれまでの健康資本の形成に大きく依存している。就労期のキャリアアジョブによって高齢期の健康状態に差がみられるにしても、その差は若い時期から発生しているのだろうか、それとも、高齢になってから発生しているのだろうか。どの時点から発生しているのかという点を確認するために、慢性的な病気を発症した年齢と身体活動能力が低下しはじめた年齢に注目し、1999年調査のサンプルを用いて健康状態が悪化するタイミングについて議論していきたい。『健康と生活に関する調査』は、これまでに経験した疾患の種類とその発病年齢、そして、身体活動能力の低下ならびに低下しはじめた年齢をそれぞれ尋ねている⁴。図表5で示すように、身体活動能力の水準や慢性的な病気の発病経験の有無によって健康状態の主観的評価も異なっている。これまでに身体活動能力の低下を経験した人ほど現在の健康状態の主観的評価も低く（パネルA）、これまでに心臓病や高血圧など慢性的な病気を経験した人ほど、主観的評価による現在の健康状態は悪い（パネルB）。

図表5 挿入

慢性的な病気を発症した、あるいは、身体活動能力が低下しはじめた状況を健康な状態から健康でない状態に変化したと見なし、各年齢における健康な状態から退出する割合をキャリアジョブ別にプロットしたものを図表6に示す（Kaplan-Meierの残存率推定値⁵）。女性サンプルではキャリアジョブによって身体活動能力が低下しはじめる年齢（パネルA）や慢性的な病気を発症する年齢（パネルB）が異なることは統計的には観察されない。それに対して、男性サンプルではキャリアジョブによって身体活動能力が低下しはじめる年齢と慢性的な病気を発症する年齢が異なることを統計的に有意に確認できる（log-rank検定、

4 『健康と生活に関する調査』は、「心臓発作」、「その他心臓病」、「がん」、「脳血管の病気」、「高血圧症」、「糖尿病」、「呼吸器の病気」、「消化器の病気」、「腎臓・泌尿器の病気」、「肝臓・胆のうの病気」、「関節炎・神経痛・リュウマチ」、「慢性の腰痛」、「骨粗鬆症」の13の病気について、これらの病気の経験ならびに発病年齢を尋ねている。また、身体活動能力についても、「200～300メートル歩く」、「階段を10段休まずに上る」、「2時間立ち続ける」、「2時間座り続ける」、「しゃがんだり、ひざまずいたりする」、「頭より高く手を伸ばす」、「握手するときのように手を伸ばす」、「指を自由に使える」、そして「10kg程度のものを持ち上げたり運んだりする」の9つの項目について、これらの能力が低下しはじめた年齢を尋ねている。本論文では、13の病気のうちひとつでも発症した場合を「慢性的な病気を発症した」、9つの能力のうちひとつでも低下しはじめた場合を「身体活動能力が低下しはじめた」とそれぞれみなしている。

5 Kaplan-Meierの残存率推定値は $S(t_k) = \prod_{j=1}^k \left(1 - \frac{h_j}{n_j}\right)$ として書き表すことができる。 h_j は

t_k で退出した（発症した・低下しはじめた）サンプル数、 n_j は t_k で残存する（発症していない・低下していない）サンプル数である。

wilcoxon検定ともに有意水準 1%から 5%で帰無仮説を棄却). ただし, パネルAの身体活動能力の低下に注目した場合, キャリアジョブがブルーカラー職であった人において低下し始める年齢が早まっているのに対して, パネルBの慢性的な病気の発症では, キャリアジョブが事務・販売・サービス職であった人ほど発症する年齢は早まっている.

図表 6 挿入

身体活動能力が低下し始める年齢と慢性的な病気を発症する年齢とがキャリアジョブで異なることは, 労働者に要求される負荷や環境が職業によって異なることを考慮すれば不思議ではない. パネル A の結果は, Fletcher et al. (2011) が指摘するように, ブルーカラーの仕事ほど労働の強度が高く身体的負荷が大きいということを反映した結果であると解釈できる. また, パネル B の結果は, 事務・販売・サービス職の仕事ほど慢性的な病気を患う可能性を高める状況に直面しているということを表しているのかもしれない. 例えば, サービス職に従事する人は相対的に労働時間が長い. 分析で用いているサンプルで最も若い人が 43 歳であった 1977 年時点の『就業構造基本調査』(総務省) で報告される男性の職業別週間就業時間の分布 (図表 7) をみても, 多くの職業で就業時間のピークは週 43~48 時間であるのに対して, サービス職でのピークは週 60 時間以上である. 就業時間の増加が健康形成に影響を及ぼすということは, アメリカのマイクロデータを用いて景気と健康との関係を分析した Ruhm (2005) や日本のマイクロデータを用いて労働時間と生活習慣病との関係を分析した泉田 (2006) らによっても指摘される. 長時間労働による生活習慣の乱れ, 余暇時間の減少によって運動など健康増進活動の時間コストが高くなり活動が抑制されること, あるいは, 長時間労働によるストレスの存在などがその理由に挙げられる. 泉田 (2006) は長時間労働が生活習慣病になる確率を高めることを明らかにしており, パネル B の結果と整合的である.

図表 7 挿入

次に, キャリアジョブ以外の要因をコントロールした身体活動能力の低下確率と慢性的な病気の発症確率を確認するために, パラメトリックなハザードモデル (accelerated failure time model) の推定を行う. 個人は T 期間健康な状態にいる. T はある分布を持ち,

$t \in T$ について累積分布関数: $F(t) = \int_0^t f(s)ds = \Pr(T \leq t)$ と示せるとする ($f(t)$ は確率密度関数). T 期間健康な状態にいる確率は $\Pr(T \geq t) = 1 - F(t) = S(t)$ であり, t から $t + \Delta t$ になった時に健康な状態から退出する確率は $\lambda(t) = \lim_{\Delta t \rightarrow 0} \frac{\Pr(t \leq T < t + \Delta t | T \geq t)}{\Delta t} = \frac{F(t + \Delta t) - F(t)}{\Delta t S(t)} = \frac{f(t)}{S(t)}$ となる.

パラメトリックな推定では T の分布を指定することになるため、分布の特定化が重要となる。本論文では、weibull, exponential, log-normal, log-logistic の 4 つの分布を仮定した上でそれぞれ推定を行い、対数尤度と Akaike (1974) の情報量基準、残差を線形予測値についてプロットする方法での特定化を行い、weibull 分布が最も望ましいという結果が得られた。 T が weibull 分布に従うと仮定すると、それぞれ $\lambda(t) = \exp(\mathbf{x}\boldsymbol{\beta})\alpha t^{\alpha-1}$, $f(t) = \exp(\mathbf{x}\boldsymbol{\beta})\alpha t^{\alpha-1} \exp(-\exp(\mathbf{x}\boldsymbol{\beta})t^\alpha)$, $S(t) = \exp(-\exp(\mathbf{x}\boldsymbol{\beta})t^\alpha)$ と表される。 $\boldsymbol{\beta}$ は係数ベクトル、 α は期間依存の度合いを表すパラメータである。個人 i について健康な状態から退出した場合を $\delta_i = 1$, 観測打ち切りの場合を $\delta_i = 0$ とすると、対数尤度関数：

$$\ln L = \sum_{i=1}^N [\delta_i \{ \mathbf{x}\boldsymbol{\beta} + \ln \alpha + (\alpha - 1) \ln t_i - \exp(\mathbf{x}\boldsymbol{\beta})t_i^\alpha \} - (1 - \delta_i) \exp(\mathbf{x}\boldsymbol{\beta})t_i^\alpha]$$

き、これを最大にする $\hat{\boldsymbol{\beta}}$ と $\hat{\alpha}$ を求める。

図表 8 挿入

図表 8 にパラメトリックなハザードモデルの推定結果を示す。男性については、社会的・経済的属性や健康投資行動をコントロールしても、キャリアジョブによって身体活動能力の低下や慢性的な病気を発症する確率が異なることを統計的に有意に確認できる。そして、Kaplan-Meier の残存率推定値と同じように、身体活動能力が低下するタイミング ((1)列) と慢性的な病気を発症するタイミング ((2)列) とはキャリアジョブで異なっている。(1)列を見ると、キャリアジョブがブルーカラー職であった場合と比べて、身体活動能力に低下が見られない期間は専門的・管理的の仕事であった人が 3.9% (1-1.039), 事務・販売・サービス職であった人が 4.0% (1-1.040), 自営業であった人が 4.9% (1-1.049) それぞれ長いことが有意水準 1% から 5% で統計的に有意に観察される。それに対して、(2)列を見ると、キャリアジョブがブルーカラー職であった場合と比べて、事務・販売・サービス職であった人は慢性的な病気を発症しない期間が 5.5% (1-0.945) 短いことを有意水準 5% で統計的に有意に確認する。すなわち、キャリアジョブが事務・販売・サービス職であった人は慢性的な病気を発症するタイミングが早い。他方で女性については、男性のようにキャリアジョブの違いによって身体活動能力の低下や慢性的な病気を発症するタイミングに明確な違いがあるということは確認されない。

図表 9 挿入

図表 8 の推定結果を用いて、キャリアジョブの変数以外をサンプル平均値で評価した残存率 (survival rate) を図表 9 で確認しよう。男性では、60 歳頃まではキャリアジョブの違いによって身体活動能力の違いは見られないが、60 歳を過ぎた頃からキャリアジョブが

ブルーカラー職であった人ほど身体活動能力がより低下している。それに対して、慢性的な病気の発症率は30歳頃から上昇しはじめ、40歳を過ぎた頃からキャリアジョブが事務・販売・サービス職であった人ほどより発症している。

個人の健康状態を評価する客観的な健康指標は、傷病の有無やその程度、身体活動能力の水準、精神状態など複数存在する。これらの指標のうち、身体活動能力の水準と慢性的な病気の発症経験に限定してもキャリアジョブが与える影響が異なっているということを確認した。このことは、各キャリアジョブにおいて労働者が直面する負荷や環境は異なっており、それに対応した具体的な健康状態が健康悪化の帰結として観察されているということを示していると考えられる。

5. おわりに

本論文では、『健康と生活に関する調査』のマイクロデータを用いて、就労期に主に従事した職業（キャリアジョブ）が高齢期の健康度に与える影響を分析した。最初に、変量効果モデルを用いて主観的評価による健康状態に与えるキャリアジョブの効果を確認した。その結果、男性においてキャリアジョブと社会的・経済的属性や健康投資行動の有無を考慮しても、キャリアジョブの違いが高齢期の健康状態に差を生じさせていた。キャリアジョブがブルーカラー職であった人と比べると、キャリアジョブが専門的・管理的仕事と自営業であった人のほうが高齢期の健康状態はよいのに対して、事務・販売・サービス職やパートタイマーであった人との健康状態に統計的に有意な差は観察されなかった。

主観的評価による健康状態はその個人の全般的な健康状態についての評価であり、具体的な身体の状態を識別することはできない。そこで、具体的な身体の状態に注目するために、慢性的な病気の発病や身体的能力の低下がみられる時期がキャリアジョブによって異なるのかについて、Kaplan-Meierの残存率推定値とパラメトリックなハザードモデルを用いた推定を行った。その結果、男性においてキャリアジョブによって身体活動能力の低下確率と慢性疾患の発症確率がともに異なることを確認した。身体活動能力の低下は50歳頃からはじまり、特にキャリアジョブがブルーカラー職であった人ほど低下するタイミングは早い。それに対して、慢性的な病気の発症率は30代から上昇しはじめ、キャリアジョブが事務・販売・サービス職であった人ほど発病するタイミングは早まるということを示した。

このように、就労期に従事する職業の違いによって将来の健康状態の水準に差が生じている。ただし、健康状態の悪化は特定の病気の発症や身体的能力の低下など職業によって異なる形で現れている。このことは、労働者に要求される負荷や環境が職業によって異なっていることから発生していることを示唆している。つまり、職業特有の要因によって健康資本の減耗が発生していると考えられる。高齢期の健康格差を議論するには、その世代

の個人がどのような仕事に従事していたのかという就労期における働き方に注目することの重要性が指摘される。また、本論文で得られた結果は、労働基準や労働安全衛生などの労働政策によって高齢期の健康格差を縮小させることができる可能性を示している。

参考文献

- Akaike, H. (1974) "A New Look at the Statistical Model Identification," *IEEE Transactions on Automatic Control* 19(6), pp. 716-723.
- Case, A. and A. Deaton (2005) "Broken Down by Work and Sex: How Our Health Declines," in *Analyses in the Economics of Aging*, Wise. D. A. eds., Chicago: The University of Chicago Press, pp. 185-212.
- Case, A., A. Fertig and C. Paxson (2005) "The Lasting Impact of Childhood Health and Circumstance," *Journal of Health Economics* 24, pp. 365-389.
- Fletcher, J. M., J. L. Sindelar and S. Yamaguchi (2011) "Cumulative Effects of Job Characteristics on Health," *Health Economics* 20(5), pp. 553-570.
- Frechette, G. R. (2001a) "Radom-effects Ordered Probit," *Stata Technical Bulletin* 59, pp. 23-27.
- Frechette, G. R. (2001b) "Update to Radom-effects Ordered Probit," *Stata Technical Bulletin* 61, p. 12.
- Fuchs, V. R. (1986) *The Health Economy*, Cambridge: Harvard University Press.
- Fukui, T. and Y. Iwamoto (2004) "Medical Spending and the Health Outcome of the Japanese Population," ESRI the International Collaboration Projects, (<http://www.esri.go.jp/jp/prj-rc/macro/macro15/06-1-R.pdf>).
- Grossman, M. (1972) "On the Concept of Health Capital and the Demand for Health," *Journal of Political Economy* 80(2), pp. 223-255.
- Grossman, M. (2000) "The Human Capital Model," in *Handbook of Health Economics*, Culyer, A. and J. Newhouse eds., Amsterdam: Elsevier, pp. 347-408.
- Morefield, G. B., D. C. Ribar and C. J. Ruhm (2011) "Occupational Status and Health Transitions," *IZA Discussion Paper Series* 5482.
- Muurinen, J-M. and J. Le Grand (1985) "The Economic Analysis of Inequalities in Health," *Social Science and Medicine* 20(10), pp. 1029-1035.
- Ruhm, C. J. (2005) "Healthy living in hard times," *Journal of Health Economics* 24(2), pp.341-363.

- 石田浩（2006）「健康と格差—少子高齢化の背後にあるもの—」『変化する社会の不平等』第5章，東京大学出版会，pp. 137-163.
- 泉田信行（2006）「生活習慣病と労働時間との関係」2006年度日本経済学会秋季大会報告論文.
- 梶谷真也・小原美紀（2006）「有業者の余暇時間と健康投資」『日本労働研究雑誌』552号 pp. 44-59.
- 菅万理（2009）「日本の高齢者の健康格差に関する計量分析—老人保健制度の効果に注目して—」『医療経済研究』Vol. 20 No. 2, pp. 85-105.

図表1 キャリアジョブ別にみた主観的健康状態(%)

A 男性

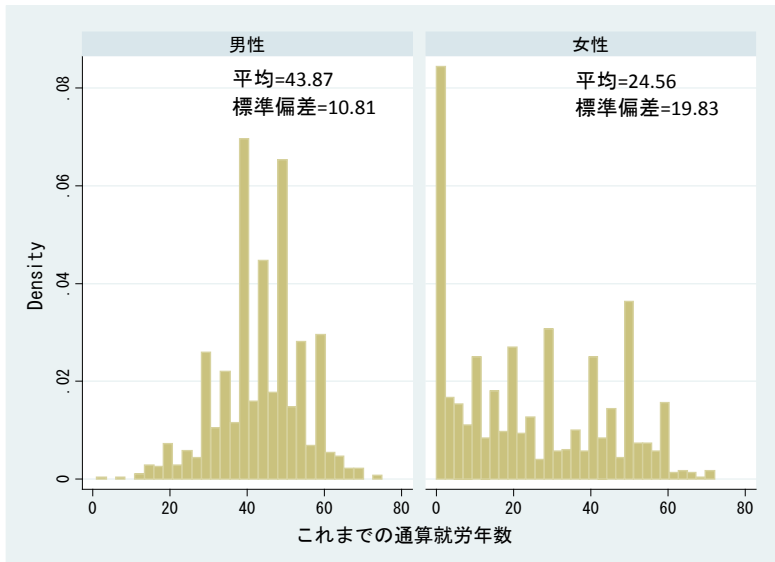
	各キャリアジョブ の割合(%)	まったく健康	かなり健康	普通	あまり健康で ない	まったく健康 でない
		(198)	(236)	(413)	(243)	(52)
専門的・管理的仕事	19.79 (226)	23.45	22.57	34.07	17.7	2.21
事務・販売・サービス職	14.36 (164)	16.46	19.51	40.24	18.9	4.88
ブルーカラー職	30.30 (346)	14.45	19.36	38.15	22.83	5.20
自営業	18.04 (206)	18.93	18.93	40.29	16.99	4.85
農林漁業	17.51 (200)	14.50	23.50	27.50	29.00	5.50
Pearson chi2		29.31**				

B 女性

	各キャリアジョブ の割合(%)	まったく健康	かなり健康	普通	あまり健康で ない	まったく健康 でない
		(187)	(218)	(498)	(352)	(69)
専門的・管理的仕事	4.15 (55)	20.00	23.64	25.45	27.27	3.64
事務・販売・サービス職	16.62 (220)	16.36	16.36	38.64	25.45	3.18
ブルーカラー職	17.82 (236)	11.86	13.98	41.95	28.81	3.39
自営業	8.01 (106)	17.92	20.75	29.25	27.36	4.72
農林漁業	18.28 (242)	14.46	20.25	32.23	24.79	8.26
パートタイマー	18.13 (240)	12.92	15.00	40.42	25.83	5.83
無業	16.99 (225)	12.00	12.89	41.78	27.56	5.78
Pearson chi2		30.98				

出所：1999年『健康と生活に関する調査』より筆者作成。
 注1)カッコ内はサンプル数を表す。
 注2) **は有意水準5%で統計的に有意であることを示す。

図表2 これまでの通算就労年数



出所: 1999年『健康と生活に関する調査』より筆者作成.
注1) サンプル数: 男性サンプル1123, 女性サンプル1290.

図表3 キャリアジョブの違いが主観的健康度に与える影響:推定結果

	男性			女性		
	(1) 係数	(2) 係数	(3) 係数	(4) 係数	(5) 係数	(6) 係数
キャリアジョブ						
専門的・管理的仕事	-0.4105 *** [0.1239]		-0.5015 *** [0.1113]	-0.1344 [0.2109]		-0.2197 [0.1983]
事務・販売・サービス職	-0.1397 [0.1264]		-0.1875 [0.1223]	-0.119 [0.1306]		-0.1784 [0.1251]
自営業	-0.3004 *** [0.1159]		-0.3286 *** [0.1142]	-0.1788 [0.1588]		-0.2116 [0.1561]
農林漁業	-0.1274 [0.1172]		-0.1583 [0.1163]	-0.0304 [0.1227]		-0.0898 [0.1220]
パートタイマー				0.0791 [0.1228]		0.0456 [0.1223]
無業				-0.0092 [0.1281]		-0.0554 [0.1245]
高卒以上ダミー	-0.1123 [0.0932]	-0.2300 *** [0.0849]		-0.1048 [0.0912]	-0.1427 * [0.0846]	
持ち家ダミー	-0.1817 [0.1233]	-0.2008 [0.1223]		-0.2717 ** [0.1153]	-0.2819 ** [0.1138]	
父親高卒以上ダミー	0.141 [0.1644]	0.1217 [0.1650]		0.1967 [0.1413]	0.1849 [0.1399]	
母親高卒以上ダミー	-0.1733 [0.1788]	-0.2095 [0.1793]		-0.0907 [0.1591]	-0.0818 [0.1585]	
過去から禁酒ダミー	-0.0014 [0.0883]	-0.0054 [0.0885]		0.1942 ** [0.0842]	0.1984 ** [0.0839]	
過去から禁煙ダミー	-0.0696 [0.0891]	-0.0866 [0.0890]		-0.2274 * [0.1319]	-0.2003 [0.1302]	
年齢	0.0454 *** [0.0066]	0.0434 *** [0.0065]	0.0465 *** [0.0065]	0.0527 *** [0.0069]	0.0522 *** [0.0068]	0.0552 *** [0.0069]
配偶者ありダミー	0.2162 ** [0.1060]	0.2096 ** [0.1063]	0.1988 * [0.1058]	-0.0669 [0.0766]	-0.0589 [0.0763]	-0.0868 [0.0769]
東北ダミー	-0.0761 [0.2091]	-0.0722 [0.2099]	-0.0622 [0.2089]	-0.0164 [0.2187]	-0.0091 [0.2180]	-0.02 [0.2199]
関東ダミー	-0.3252 * [0.1801]	-0.3176 * [0.1806]	-0.3230 * [0.1794]	-0.111 [0.1829]	-0.1084 [0.1826]	-0.1055 [0.1842]
北陸ダミー	-0.1685 [0.2326]	-0.1647 [0.2335]	-0.1591 [0.2326]	-0.2154 [0.2248]	-0.2011 [0.2237]	-0.2524 [0.2263]
東山ダミー	0.0011 [0.2236]	-0.0018 [0.2240]	-0.016 [0.2239]	-0.2542 [0.2202]	-0.259 [0.2196]	-0.2735 [0.2214]
東海ダミー	-0.1222 [0.2084]	-0.1064 [0.2093]	-0.1013 [0.2079]	-0.1899 [0.2108]	-0.1902 [0.2107]	-0.1803 [0.2125]
近畿ダミー	-0.2225 [0.1940]	-0.2232 [0.1945]	-0.2144 [0.1928]	-0.4084 ** [0.1955]	-0.4144 ** [0.1952]	-0.3829 * [0.1963]
中国ダミー	-0.4495 ** [0.2198]	-0.4158 * [0.2205]	-0.4609 ** [0.2190]	-0.0503 [0.2159]	-0.0622 [0.2148]	-0.0983 [0.2168]
四国ダミー	-0.1209 [0.2456]	-0.1085 [0.2464]	-0.1338 [0.2461]	-0.4008 [0.2575]	-0.4008 [0.2570]	-0.4148 [0.2596]
北九州ダミー	-0.0919 [0.2174]	-0.1028 [0.2186]	-0.0888 [0.2175]	-0.1111 [0.2132]	-0.1088 [0.2124]	-0.0876 [0.2141]
南九州ダミー	-0.2403 [0.2397]	-0.2281 [0.2400]	-0.2677 [0.2399]	-0.0557 [0.2238]	-0.0581 [0.2235]	-0.0555 [0.2253]
1999年ダミー	0.0033 [0.0510]	0.0012 [0.0510]	0.0018 [0.0509]	0.1094 ** [0.0478]	0.1077 ** [0.0478]	0.1185 ** [0.0476]
Cut point 1	1.6313 *** [0.5455]	1.5821 *** [0.5467]	1.8926 *** [0.5321]	1.8786 *** [0.5831]	1.8753 *** [0.5729]	2.3360 *** [0.5657]
Cut point 2	2.4620 *** [0.5476]	2.4124 *** [0.5487]	2.7246 *** [0.5344]	2.7658 *** [0.5850]	2.7619 *** [0.5749]	3.2250 *** [0.5680]
Cut point 3	3.9181 *** [0.5544]	3.8689 *** [0.5554]	4.1825 *** [0.5416]	4.2404 *** [0.5907]	4.2365 *** [0.5806]	4.7036 *** [0.5743]
Cut point 4	5.3688 *** [0.5666]	5.3193 *** [0.5675]	5.6344 *** [0.5545]	5.8898 *** [0.6020]	5.8870 *** [0.5920]	6.3533 *** [0.5869]
rho	0.4836 *** [0.0293]	0.4885 *** [0.0291]	0.4875 *** [0.0291]	0.5023 *** [0.0260]	0.5037 *** [0.0259]	0.5101 *** [0.0256]
サンプル数(N×T)		2080			2417	
対数尤度	-2877.86	-2884.54	-2880.45	-3290.00	-3292.09	-3298.59
Wald検定						
定数項以外の説明変数がすべてゼロ	90.28 ***	76.91 ***	85.09 ***	121.79 ***	117.59 ***	104.61 ***

注1) []内の数値は標準誤差である。

注2) *, **, ***はそれぞれ有意水準10%, 5%, 1%で統計的に有意であることを示す。

図表4 キャリアジョブ別にみた社会的・経済的属性と健康投資行動(%)

A 持ち家の有無(%)

男性

	専門的・管理的仕事	事務・販売・サービス	ブルーカラー職	自営業	農林漁業
持ち家あり	20.52	14.42	28.75	17.33	18.97
持ち家なし	12.84	13.76	44.95	24.77	3.67
Pearson chi2	27.72***				

女性

	専門的・管理的仕事	事務・販売・サービス	ブルーカラー職	自営業	農林漁業	パートタイマー	無業
持ち家あり	4.23	15.99	16.24	8.12	20.22	17.60	17.60
持ち家なし	3.52	21.83	30.99	7.04	2.11	22.54	11.97
Pearson chi2	45.20***						

B 本人の学歴(%)

男性

	専門的・管理的仕事	事務・販売・サービス	ブルーカラー職	自営業	農林漁業
中卒	6.55	10.21	41.01	16.77	25.46
高卒以上	37.65	19.96	15.84	19.75	6.79
Pearson chi2	270.17***				

女性

	専門的・管理的仕事	事務・販売・サービス	ブルーカラー職	自営業	農林漁業	パートタイマー	無業
中卒	0.48	9.87	24.49	6.66	24.61	18.91	14.98
高卒以上	10.56	28.36	6.21	10.35	7.25	16.77	20.50
Pearson chi2	257.91***						

C 親の学歴(%)

男性

	専門的・管理的仕事	事務・販売・サービス	ブルーカラー職	自営業	農林漁業
父親					
中卒	16.35	14.06	32.30	18.15	19.14
高卒以上	44.60	16.55	15.83	17.27	5.76
Pearson chi2	73.25***				

母親

中卒	16.65	14.41	32.23	18.01	18.70
高卒以上	47.83	13.91	13.04	18.26	6.96
Pearson chi2	71.52***				

女性

	専門的・管理的仕事	事務・販売・サービス	ブルーカラー職	自営業	農林漁業	パートタイマー	無業
父親							
中卒	2.57	14.97	20.19	7.97	20.28	18.33	15.68
高卒以上	13.33	26.15	4.10	8.21	6.67	16.92	24.62
Pearson chi2	107.94***						

母親

中卒	3.31	15.53	19.44	7.98	19.69	18.51	15.53
高卒以上	10.96	25.34	4.79	8.22	6.85	15.07	28.77
Pearson chi2	67.41***						

D 飲酒状況(%)

男性

	専門的・管理的仕事	事務・販売・サービス	ブルーカラー職	自営業	農林漁業
飲酒経験なし	16.08	13.64	27.27	22.73	20.28
飲酒経験あり	21.03	14.60	31.31	16.47	16.59
Pearson chi2	10.26**				

女性

	専門的・管理的仕事	事務・販売・サービス	ブルーカラー職	自営業	農林漁業	パートタイマー	無業
飲酒経験なし	3.02	14.80	17.92	7.89	19.77	17.82	18.79
飲酒経験あり	8.08	22.90	17.51	8.42	13.13	19.19	10.77
Pearson chi2	37.90***						

E 喫煙状況(%)

男性

	専門的・管理的仕事	事務・販売・サービス	ブルーカラー職	自営業	農林漁業
喫煙経験なし	22.76	12.07	25.52	15.52	24.14
喫煙経験あり	18.78	15.14	31.92	18.90	15.26
Pearson chi2	17.20***				

女性

	専門的・管理的仕事	事務・販売・サービス	ブルーカラー職	自営業	農林漁業	パートタイマー	無業
喫煙経験なし	3.80	16.53	17.44	6.78	19.59	18.26	17.60
喫煙経験あり	7.89	17.54	21.93	21.05	4.39	16.67	10.53
Pearson chi2	48.35***						

出所: 1999年『健康と生活に関する調査』より筆者作成。

注) ***, **はそれぞれ有意水準1%, 5%で統計的に有意であることを示す。

図表5 主観的健康状態と身体活動能力・発病との関係(%)

A 身体活動能力(%)

男性	まったく健康	かなり健康	普通	あまり健康でない	まったく健康でない
変化なし	23.44	25.56	38.81	11.52	0.66
低下	5.43	11.11	31.01	40.31	12.14
Pearson chi2	251.79***				
女性	まったく健康	かなり健康	普通	あまり健康でない	まったく健康でない
変化なし	22.94	22.94	40.98	12.54	0.61
低下	5.52	10.15	34.33	40.30	9.70
Pearson chi2	256.21***				

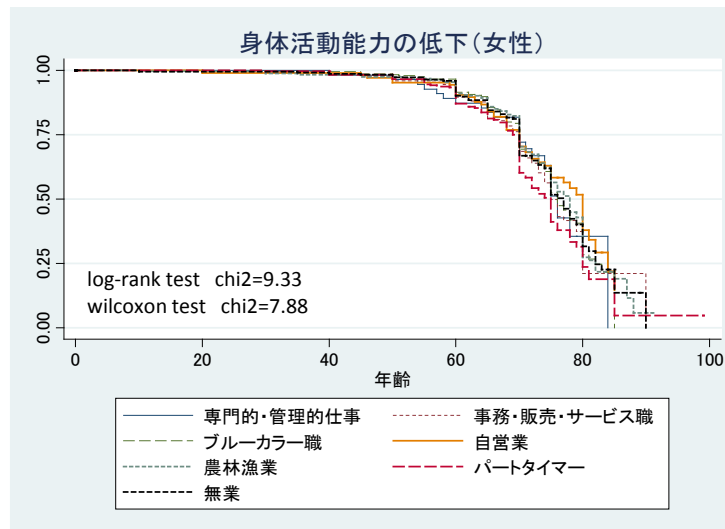
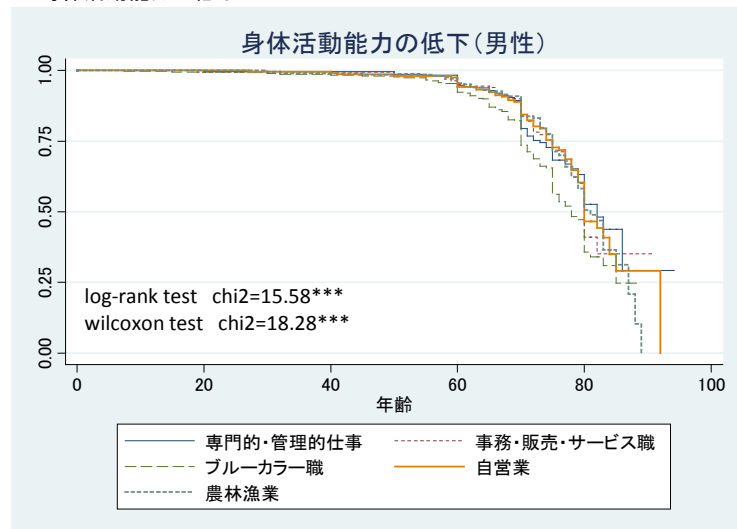
B 慢性的な病気(%)

男性	まったく健康	かなり健康	普通	あまり健康でない	まったく健康でない
発症なし	32.00	29.00	34.67	4.00	0.33
発症あり	12.11	17.70	36.70	27.43	6.06
Pearson chi2	137.38***				
女性	まったく健康	かなり健康	普通	あまり健康でない	まったく健康でない
発症なし	29.60	24.43	37.93	7.18	0.86
発症あり	8.61	13.63	37.50	33.50	6.76
Pearson chi2	182.19***				

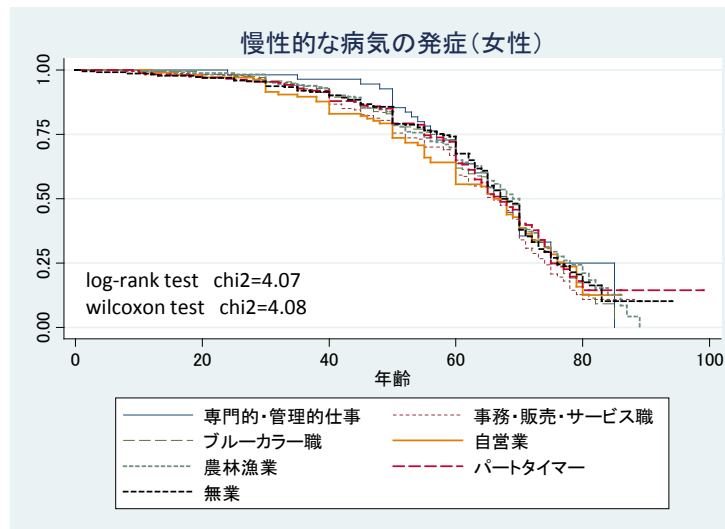
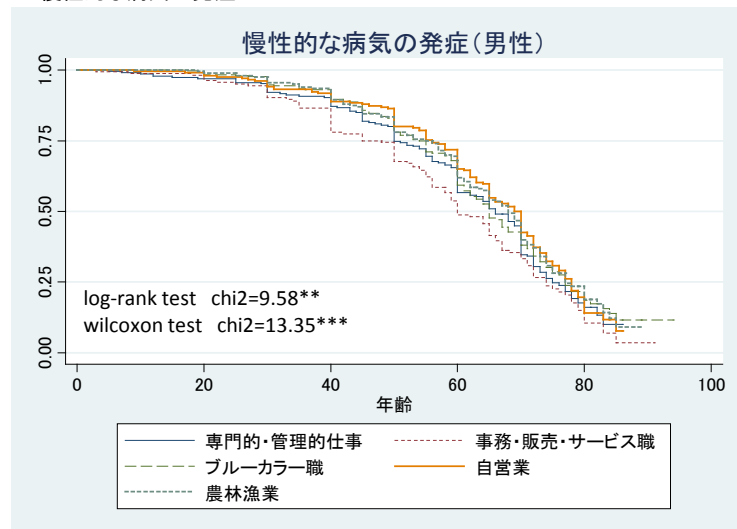
出所：1999年『健康と生活に関する調査』より筆者作成。
 注）***は有意水準1%で統計的に有意であることを示す。

図表6 キャリアジョブと身体活動能力低下・発病との関係: Kaplan-Meierの残存率推定値

A 身体活動能力の低下



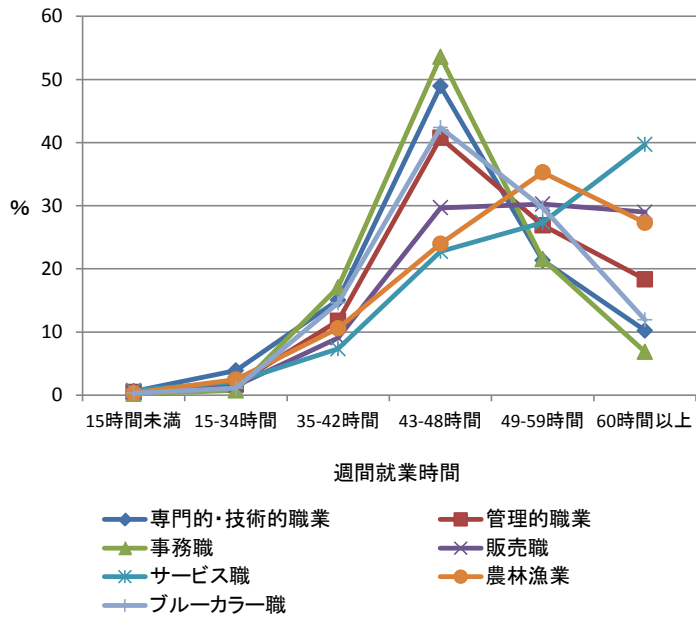
B 慢性的な病気の発症



出所: 1999年『健康と生活に関する調査』より筆者作成。

注) ***, **はそれぞれ有意水準1%, 5%で統計的に有意であることを示す。

図表7 職業別にみた週間就業時間(1977年『就業構造基本調査』)



出所: 1977年『就業構造基本調査』(総務省)より筆者作成.

図表8 キャリアジョブの違いが身体活動の低下・発病のタイミングに与える影響：ハザードモデルの推定結果

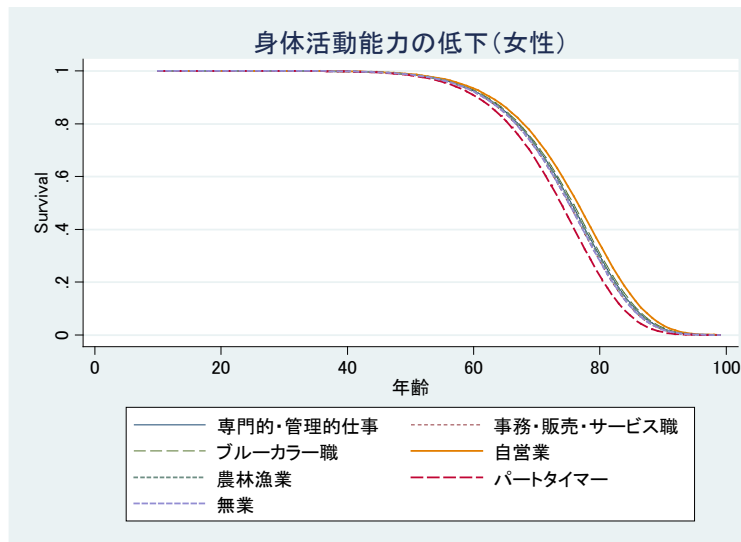
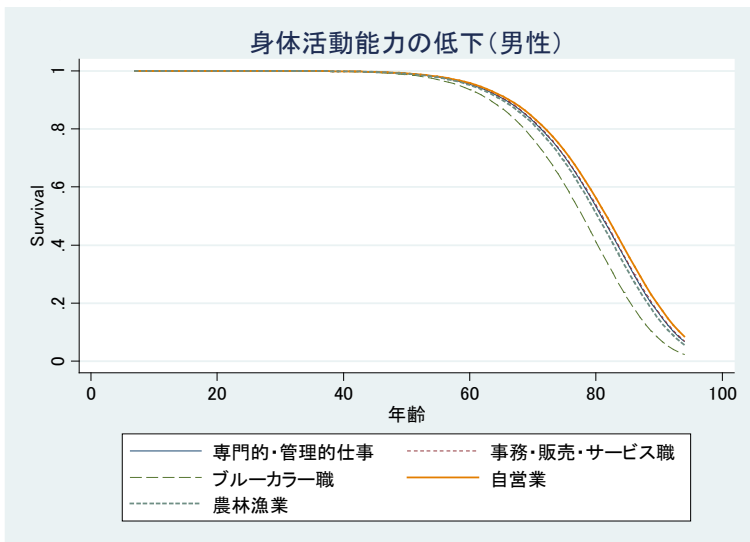
	男性				女性			
	(1)		(2)		(3)		(4)	
	身体活動能力の低下 係数	exp(係数)	慢性的な病気の発症 係数	exp(係数)	身体活動能力の低下 係数	exp(係数)	慢性的な病気の発症 係数	exp(係数)
キャリアジョブ								
専門的・管理的仕事	0.0381 ** [0.0186]	1.039	-0.0087 [0.0257]	0.991	-0.0033 [0.0240]	0.997	0.0326 [0.0409]	1.033
事務・販売・サービス職	0.0396 ** [0.0187]	1.040	-0.057 ** [0.0263]	0.945	-0.0092 [0.0141]	0.991	-0.0055 [0.0253]	0.995
自営業	0.0478 *** [0.0167]	1.049	0.0085 [0.0235]	1.009	0.0096 [0.0178]	1.010	-0.0059 [0.0312]	0.994
農林漁業	0.0307 * [0.0159]	1.031	-0.0135 [0.0249]	0.987	-0.0054 [0.0128]	0.995	0.0024 [0.0233]	1.002
パートタイマー					-0.0259 * [0.0133]	0.974	0.0193 [0.0242]	1.019
無業					-0.0089 [0.0134]	0.991	0.0062 [0.0238]	1.006
高卒以上ダミー	0.011 [0.0134]	1.011	-0.0103 [0.0193]	0.990	0.0124 [0.0102]	1.012	-0.0128 [0.0176]	0.987
持ち家ダミー	0.0303 * [0.0178]	1.031	-0.0101 [0.0291]	0.990	0.0076 [0.0127]	1.008	0.0213 [0.0235]	1.022
父親高卒以上ダミー	0.0162 [0.0284]	1.016	0.0128 [0.0366]	1.013	-0.0006 [0.0156]	0.999	0.0092 [0.0312]	1.009
母親高卒以上ダミー	-0.0102 [0.0282]	0.990	0.0174 [0.0399]	1.018	-0.015 [0.0184]	0.985	0.0121 [0.0353]	1.012
過去から禁酒ダミー	-0.0045 [0.0126]	0.996	0.0258 [0.0186]	1.026	-0.0079 [0.0100]	0.992	-0.0055 [0.0179]	0.995
過去から禁煙ダミー	0.0186 [0.0136]	1.019	0.0433 ** [0.0195]	1.044	0.0085 [0.0136]	1.009	0.003 [0.0271]	1.003
年齢	0.002 * [0.0012]	1.002	0.0074 *** [0.0014]	1.007	0.0054 *** [0.0008]	1.005	0.0059 *** [0.0014]	1.006
配偶者ありダミー	-0.0068 [0.0153]	0.993	-0.0151 [0.0224]	0.985	0.0268 *** [0.0093]	1.027	0.0191 [0.0161]	1.019
東北ダミー	0.0169 [0.0352]	1.017	0.0953 ** [0.0478]	1.100	0.0202 [0.0248]	1.020	0.0616 [0.0461]	1.064
関東ダミー	0.0011 [0.0314]	1.001	0.1026 ** [0.0415]	1.108	0.016 [0.0198]	1.016	0.0599 [0.0386]	1.062
北陸ダミー	0.0149 [0.0388]	1.015	0.0705 [0.0488]	1.073	0.0072 [0.0242]	1.007	0.0773 * [0.0454]	1.080
東山ダミー	-0.0506 [0.0339]	0.951	0.0872 * [0.0482]	1.091	-0.0098 [0.0229]	0.990	0.0605 [0.0456]	1.062
東海ダミー	0.0133 [0.0355]	1.013	0.1442 *** [0.0479]	1.155	0.0041 [0.0228]	1.004	0.0782 * [0.0438]	1.081
近畿ダミー	-0.0394 [0.0321]	0.961	0.0777 * [0.0433]	1.081	0.0078 [0.0212]	1.008	0.0541 [0.0407]	1.056
中国ダミー	0.0026 [0.0349]	1.003	0.0772 [0.0507]	1.080	0.0068 [0.0238]	1.007	0.0485 [0.0463]	1.050
四国ダミー	-0.0281 [0.0385]	0.972	0.1251 ** [0.0584]	1.133	0.0108 [0.0272]	1.011	0.1038 ** [0.0497]	1.109
北九州ダミー	-0.0027 [0.0354]	0.997	0.0774 [0.0493]	1.080	-0.0061 [0.0221]	0.994	0.0477 [0.0427]	1.049
南九州ダミー	-0.0125 [0.0366]	0.988	0.1192 ** [0.0531]	1.127	0.0308 [0.0243]	1.031	0.1309 *** [0.0469]	1.140
定数項	4.222 *** [0.1011]	68.170	3.6228 *** [0.1128]	37.442	3.9263 *** [0.0684]	50.719	3.7301 *** [0.1170]	41.683
alpha	9.0252 *** [0.7956]		4.1144 *** [0.1640]		9.5559 *** [0.5388]		4.2722 *** [0.1755]	
サンプル数		1142				1324		
退出者数	387		842		670		976	
対数尤度	-246.43		-552.17		-137.03		-609.96	
Wald検定								
定数項以外の説明変数がすべてゼロ	45.63***		73.07***		74.73***		37.24**	

注1) []内の数値は不均一分散を考慮した標準誤差である。

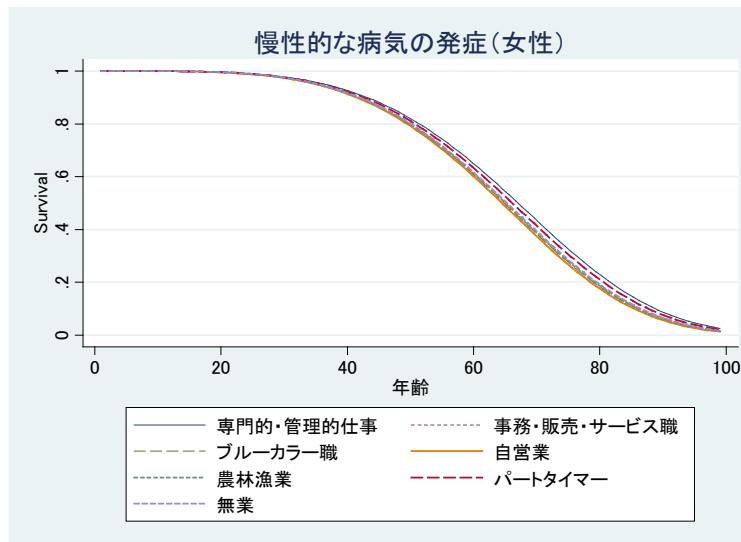
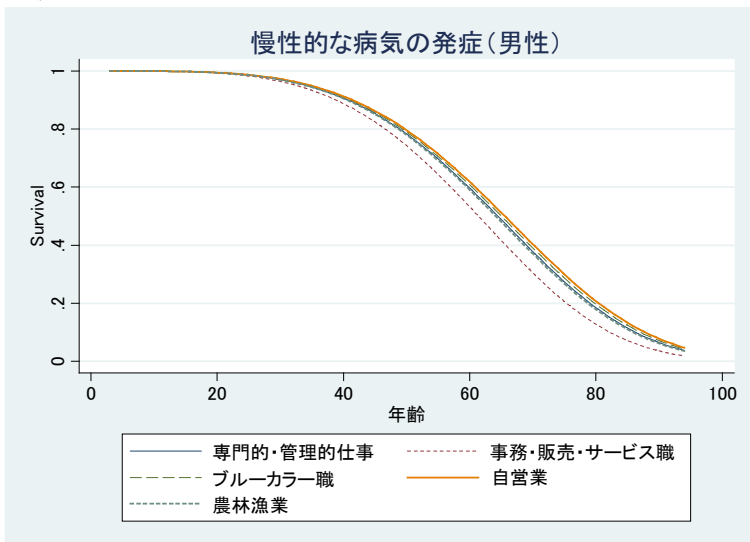
注2) *, **, ***はそれぞれ有意水準10%, 5%, 1%で統計的に有意であることを示す。

図表9 キャリアジョブ別の残存率推定値(サンプル平均)

A 身体活動能力の低下



B 慢性的な病気の発症



出所: 1999年『健康と生活に関する調査』より筆者作成.

付表 変数の定義と記述統計量

変数	定義
主観的健康状態	5段階の自己評価による現在の健康状態のうち、「まったく健康」「かなり健康」を1、「普通」「あまり健康でない」「まったく健康でない」を0とする。
身体活動能力低下	「200～300メートル歩く」、「階段を10段休まずに上る」、「2時間立ち続ける」、「2時間座り続ける」、「しゃがんだり、ひざまずいたりする」、「頭より高く手を伸ばす」、「握手するときのように手を伸ばす」、「指を自由に使える」、そして「10kg程度のものを持ち上げたり運んだりする」の9つの項目について、これらの能力のうち一つでも低下した経験がある=1、ない=0
慢性的な病気の発症	「心臓発作」、「その他心臓病」、「がん」、「脳血管の病気」、「高血圧症」、「糖尿病」、「呼吸器の病気」、「消化器の病気」、「腎臓・泌尿器の病気」、「肝臓・胆のうの病気」、「関節炎・神経痛・リュウマチ」、「慢性的腰痛」、「骨粗鬆症」の13の病気について、これらの病気のうち一つでも罹った経験がある=1、ない=0。
キャリアジョブ	ベンチマーク:これまで最も長くついていた仕事ブルーカラー労働(工場労働者、職人、運転士など)。
専門的・管理的仕事	これまで最も長くついていた仕事課長以上の管理職、あるいは専門職=1、それ以外=0
事務・販売・サービス職	これまで最も長くついていた仕事事務職、販売員、あるいは店員=1、それ以外=0
自営業	これまで最も長くついていた仕事自営業、あるいは自由業=1、それ以外=0
農林漁業	これまで最も長くついていた仕事農林漁業=1、それ以外=0
パートタイマー	これまで最も長くついていた仕事家族従業員、あるいはパートタイマー=1、それ以外=0。(男性サンプルについては該当者なし。)
無業	これまで働いたことがない(専業主婦など)=1、それ以外=0。(男性サンプルについては該当者なし。)
年齢	現在の年齢
配偶者ありダミー	現在同居している配偶者(入院・施設・単身赴任のための別居を含む)がいる=1、それ以外=0
地域ダミー	ベンチマーク:現在、北海道に居住している=1、それ以外=0
東北	現在、青森・岩手・宮城・秋田・山形・福島のいずれかに居住している=1、それ以外=0
関東	現在、茨城・栃木・群馬・埼玉・千葉・東京・神奈川のいずれかに居住している=1、それ以外=0
北陸	現在、新潟・富山・石川・福井のいずれかに居住している=1、それ以外=0
東山	現在、山梨・長野・岐阜のいずれかに居住している=1、それ以外=0
東海	現在、静岡・愛知・三重のいずれかに居住している=1、それ以外=0
近畿	現在、滋賀・京都・大阪・兵庫・奈良・和歌山のいずれかに居住している=1、それ以外=0
中国	現在、鳥取・島根・岡山・広島・山口のいずれかに居住している=1、それ以外=0
四国	現在、徳島・香川・愛媛・高知のいずれかに居住している=1、それ以外=0
北九州	現在、福岡・佐賀・長崎・大分のいずれかに居住している=1、それ以外=0
南九州	現在、熊本・宮崎・鹿児島・沖縄のいずれかに居住している=1、それ以外=0
高卒以上ダミー	本人の最終学歴が高等学校卒(旧制中学校、女学校、実業学校、師範学校を含む)以上=1、それ以外=0
持ち家ダミー	現在の住まいが持ち家(一戸建て・分譲マンション)=1、それ以外=0
父親高卒以上ダミー	父親の最終学歴が高等学校卒(旧制中学校、女学校、実業学校、師範学校を含む)以上=1、それ以外=0
母親高卒以上ダミー	母親の最終学歴が高等学校卒(旧制中学校、女学校、実業学校、師範学校を含む)以上=1、それ以外=0
過去から禁酒ダミー	過去を含めてお酒を飲んでいない=1、それ以外=0
過去から禁煙ダミー	過去を含めてタバコを吸っていない=1、それ以外=0

	男性サンプル								女性サンプル							
	1999年(サンプル数1142)				2001年(サンプル数938)				1999年(サンプル数1324)				2001年(サンプル数1094)			
	平均	標準偏差	最小	最大	平均	標準偏差	最小	最大	平均	標準偏差	最小	最大	平均	標準偏差	最小	最大
主観的健康状態	2.75	1.11	1	5	2.79	1.10	1	5	2.92	1.09	1	5	2.89	1.07	1	5
身体活動能力低下	0.34	0.47	0	1					0.51	0.50	0	1				
慢性的な病気の発症	0.74	0.44	0	1					0.74	0.44	0	1				
キャリアジョブ																
専門的・管理的仕事	0.20	0.40	0	1	0.20	0.40	0	1	0.04	0.20	0	1	0.04	0.21	0	1
事務・販売・サービス職	0.14	0.35	0	1	0.14	0.35	0	1	0.17	0.37	0	1	0.16	0.37	0	1
自営業	0.18	0.38	0	1	0.18	0.39	0	1	0.08	0.27	0	1	0.08	0.27	0	1
農林漁業	0.18	0.38	0	1	0.18	0.39	0	1	0.18	0.39	0	1	0.19	0.40	0	1
パートタイマー	0.00	0.00	0	0	0.00	0.00	0	0	0.18	0.39	0	1	0.18	0.39	0	1
無業	0.00	0.00	0	0	0.00	0.00	0	0	0.17	0.38	0	1	0.16	0.37	0	1
年齢	74.44	6.16	65	94	76.16	6.04	67	96	74.94	6.00	65	99	76.71	5.88	67	97
配偶者ありダミー	0.86	0.35	0	1	0.84	0.36	0	1	0.45	0.50	0	1	0.43	0.50	0	1
地域ダミー																
東北	0.08	0.28	0	1	0.09	0.29	0	1	0.07	0.26	0	1	0.07	0.25	0	1
関東	0.28	0.45	0	1	0.28	0.45	0	1	0.28	0.45	0	1	0.27	0.45	0	1
北陸	0.05	0.23	0	1	0.05	0.22	0	1	0.06	0.24	0	1	0.06	0.24	0	1
東山	0.06	0.24	0	1	0.06	0.24	0	1	0.07	0.25	0	1	0.07	0.25	0	1
東海	0.09	0.28	0	1	0.09	0.29	0	1	0.08	0.27	0	1	0.09	0.28	0	1
近畿	0.14	0.35	0	1	0.14	0.34	0	1	0.14	0.35	0	1	0.14	0.35	0	1
中国	0.07	0.26	0	1	0.07	0.25	0	1	0.07	0.26	0	1	0.08	0.26	0	1
四国	0.04	0.20	0	1	0.04	0.20	0	1	0.03	0.18	0	1	0.04	0.19	0	1
北九州	0.07	0.26	0	1	0.07	0.26	0	1	0.08	0.27	0	1	0.08	0.27	0	1
南九州	0.05	0.21	0	1	0.05	0.21	0	1	0.06	0.24	0	1	0.06	0.24	0	1
高卒以上ダミー	0.43	0.49	0	1	0.42	0.49	0	1	0.36	0.48	0	1	0.37	0.48	0	1
持ち家ダミー	0.90	0.29	0	1	0.90	0.30	0	1	0.89	0.31	0	1	0.89	0.32	0	1
父親高卒以上ダミー	0.12	0.33	0	1	0.13	0.33	0	1	0.15	0.35	0	1	0.15	0.35	0	1
母親高卒以上ダミー	0.10	0.30	0	1	0.10	0.30	0	1	0.11	0.31	0	1	0.11	0.32	0	1
過去から禁酒ダミー	0.25	0.43	0	1	0.23	0.42	0	1	0.78	0.42	0	1	0.73	0.44	0	1
過去から禁煙ダミー	0.25	0.44	0	1	0.24	0.43	0	1	0.91	0.28	0	1	0.91	0.29	0	1