

平成 29 年度厚生労働科学研究費補助金（政策科学総合研究事業（統計情報総合研究））
総括研究報告

縦断調査を用いた中高年者の生活実態の変化とその要因に関する研究

研究代表者 金子 能宏 一橋大学経済研究所・教授

研究要旨

研究代表者（金子能宏）は、「中高年者縦断調査」のパネル・データに基づいて、研究協力者の川口大司・松山晋一の協力を得て「定年前後の就業状態の推移」に関する分析を行い、同じく研究協力者の湯田道生の協力を得て「所得が医療利用に与える影響」に関する研究を行うとともに、本研究の総括を行った。

研究組織

研究代表者：金子能宏（一橋大学経済研究所教授）

研究分担者：高山憲之（年金シニアプラン総合研究機構・研究主幹）、小塩隆士（一橋大学経済研究所教授）

研究協力者：＜実証分析＞川口大司（東京大学教授）、白石浩介（拓殖大学教授）、臼井恵美子（一橋大学准教授）、湯田道生（東北大学准教授）、菅万理（兵庫県立大学教授）、松山晋一（千葉商科大学）＜ヒアリング（企画・調査）＞岩田克彦（年金シニアプラン総合研究機構・客員研究員）

力需給の変化を通じて就業機会に影響し、所得・資産の格差、医療・介護サービス利用の格差、中高年者のメンタルヘルス問題など重層的な影響が生じている可能性がある。第 7 回働き方改革実現会議（平成 29 年 2 月）では、「エイジレス」に働くためのキャリアチェンジの促進、継続雇用等の促進、「雇用」ではない多様な働き方の促進として「起業」による就業機会の創出支援を行うことなどが政策課題として提示された（第 7 回働き方改革実現会議資料「高齢者の就業促進について」）。

また、健康日本 2 1（第二次）（平成 24 年 7 月）では、平成 25 年度からの 10 年計画の方針の一つとして「自立した日常生活を営むこと」を目指し、ライフステージに応じ、「こころの健康」「次世代の健康」「高齢者の健康」を推進することが示された。したがって、全世代が安心して生活できる社会保障制度を構築するためには、中高年者の生活状態・健康状態を把握し、社会保障制度や社会経済的要因を考慮しながら定年退職前後の行動変容を分析し、政策に資する基礎的資料を得ることが必要で

A．研究目的

「ニッポン一億総活躍プラン」（平成 28 年 6 月）に示された高齢者の就労促進・社会参加が確保される社会、高齢者と現役世代が安心して生活できる社会保障制度を構築することが課題となっている。2015 年の中高年者（60 歳）の平均余命は男性 23.5 年、女性 28.8 年に達した。高齢化の進行は、単身世帯の増加など中高年者の世帯構造や介護状況に影響し、年金受給者の増加と労働

ある。

本研究の目的は、これらの課題に対応して「中高年者縦断調査」を用いて、中高年者の生活状況と就業の関係、中高年者の属性（学歴等）と健康状況・メンタルヘルスとの関係、医療需要行動に関連する実態把握、及び定年退職前後の行動変容等について、パネル・データの特性を生かした実証分析を行い、社会保障の充実・安定化に向けた施策に資する基礎資料を得るとともに縦断調査の利活用を進めることである。

B．研究方法

「中高年者縦断調査」第1回から第10回までの調査結果から得られる個票データを利用して、研究協力者の協力を得ながら各種の実証分析を行った。また、研究分担者である高山と小塩も、「分担研究報告」で説明したように、それぞれの研究テーマに基づき実証分析を行った。

（倫理面への配慮）

政府の公的統計の二次利用に基づく分析であり、倫理面への追加的な配慮は不要。

C．研究結果

研究協力者の協力を得て、以下の研究結果が得られた。まず、研究協力者の川口大司・松山晋一は、「定年前後の就業状態の推移」について実証分析し、60歳で定年退職した労働者の多くが、再雇用制度を用いて新たな雇用契約の下で同じ企業で働き続けること、その就業継続の傾向は企業内に人的資本蓄積を促す賃金体系を持つといわれる大企業で顕著であることを明らかにした。ただし、この結果は企業特殊的人的資本理論とラジア型賃金後払い契約的理論の双方と整合的で、現実の一つの理論のみでは説明できないことに留意する必要性を指摘した。

また、研究協力者の湯田道生は、所得水準が医療利用に与える影響に関する研究が日本ではこれまでマクロ・メゾレベルの都道府県データを用いた分析にとどまっていることを鑑みて、中高年者の所得水準と受診行動・健康状態がわかる「所得が医療利用に与える影響」について実証分析し、医療需要の所得弾力性は、マクロデータを用いた計測結果以上に非弾力的であることを示した。

D．考察

「中高年者縦断調査」は豊富な変数があること、調査期間が長い（10年以上）こと、サンプルの脱落率が比較的少なく（脱落率：毎回平均4%）パネル・データとしてのサンプル数が多いことなど多くのメリットがある。（既存の個票レベルのパネル・データとして、JSTARとJAGESがあるが、前者は10地域に限られており、後者はやや高齢層に偏っておりまだ全国ではない）。したがって、クロス集計や年齢階層別のデータごとの回帰分析に加えて、変数間の相互影響・内生性を考慮した複数の推定方法による比較分析、生存時間分析、パネル・データ分析など新しい推定方法を応用して、中高年者の生活実態の把握と引退過程における政策と行動変容に関わる実証分析ができるメリットがある。とくに、健康関連変数と社会経済変数がともに豊富で学際的研究に有効である（例1：社会疫学・公衆衛生・老年学における学際的研究、例2：労働経済学・家計経済学・家族社会学での学際的研究）。ただし、居住地情報は第1回調査のみであるため、少子高齢化と都市部と地方との格差是正のために関心がもたれている人口移動に関する研究や最近発展しているGISを応用した研究については、同調査を用いた分析が難しいという課題が残されて

いる。

E．結論

本研究の結果は、分担研究の結果と相俟って、「中高年者縦断調査」を用いた分析によって厚生労働行政の各分野の政策立案に資する基礎的資料のみならず、各分野の政策の連携に資する基礎的資料を提供することが可能になることを示唆している。

F．健康危険情報

G．研究発表

1. 論文発表

なし

2. 学会発表

なし

H．知的財産権の出願・登録状況

1. 特許取得

なし

2. 実用新案登録

なし

3. その他

なし

(資料) 研究協力者：川口大司（東京大学大学院経済学研究科・教授）
松山晋一（千葉工業大学国際金融センター主任研究員
・平成 28 年度日本学術振興会研究員）

定年前後の就業状態の推移

川口 大司 松山 晋一

2018 年 5 月

概要

労働者が一つの企業で長期勤続し、勤続年数の増加とともに賃金上昇を経験することは世界の多くの国で共通して観察される現象である。これらの現象を説明する代表的理論として企業特殊的人的資本理論とラジア型賃金後払い契約的理論がある。本稿では日本の中高齢層を対象としたパネルデータである厚生労働省中高年縦断調査を用いて、多くの企業で 60 歳に設定されている定年退職前後の就業状態の推移を分析し、これらの理論より得られる予測を検証する。分析の結果、60 歳で定年退職した労働者の多くが、再雇用制度を用いて新たな雇用契約の下で同じ企業で働き続けることが明らかになった。また、その傾向は企業内に人的資本蓄積を促す賃金体系を持つといわれる大規模企業でより顕著であることも明らかになった。これらの発見は企業特殊的人的資本理論とラジア型賃金後払い契約的理論の双方と整合的であり、現実の一つの理論のみでは説明できないことを示している。

1 はじめに

多くの労働者は労働市場にでて数年のうちに転職をしながら適職を探していき、数年ののちには適した会社を探し、その会社で長い職業人生を送ることになる。日本の大卒者のうち大企業に就職するもののように新卒で入社した企業で長い職業人生を送ることが一般的であったり、欧州大陸諸国のようにインターンなどの不安定雇用を経験して安定的な雇用に移行していくなど、マッチングのプロセスに国による違いはあるものの、一度安定的なマッチングを探した後では特定の企業で長い職業人生を送るという特性は多かれ少なかれ様々な労働市場に共通する特徴である。また、その程度に国ごとの差があるものの、勤続年数が伸びるにつれて賃金が上がっていくというのも様々な労働市場に共通してみられる現象である。

このようにある労働者が特定の企業で長期勤続をして、その対価として賃金上昇を経験するという、多くの国に共通する特徴を説明するための有力な理論として大きく分けて、?による企業特殊的人的資本と Lazear (1979) による賃金後払い契約的理論がある。前者はある技能が特定の企業においてしか利用できない時にその技能に対する投資が企業と労働者の共同投資として起こり、結果として投資収益が企業と労働者の間で分けられるとするもので、技能に関係特殊性があるゆえに長期勤続と勤続に伴う賃金上昇が

起こる。後者の賃金後払い契約は、企業と労働者の間に現在の努力水準に関して情報の非対称性があるとき、労働者はその企業への貢献よりも低い賃金支払いを受け入れることで暗黙の債権をつみ、のちに貢献よりも高い賃金を受け取ることでその債権を回収するという考え方である。労働者は暗黙の債権を企業に対して持っているがゆえに、それを回収できるように、高い努力水準で働くことになり同時に一つの企業で働き続け、勤続年数に伴う賃金上昇も経験することになる。

これら三つの代表的な理論は長期勤続や勤続に伴う賃金情報を説明し、排他的ではないが、どちらの理論がどのくらい観察される現象を説明しているのかを明らかにすることは難しい。三つの理論は勤続年数と労働者の企業への貢献、勤続年数と賃金の三つの関係についてその関係の傾きの大小関係について異なる予測を出すものの、労働者の企業への貢献を観察することが難しいためである。そこでこの論文では、日本において多くの雇用労働者が60歳で定年を迎え、同じ会社で新たな待遇の下で働き続けたり、別の会社に転職したりして働き方の大きな変化を経験することに着目し、三つの理論の相対的な重要性を明らかにすることを試みる。日本の高齢者の就業に関する分析は多数あるが(Oshio et al., 2011; Shimizutani and Oshio; Shimizutani, 2011; Shimizutani and Oshio, 2013; Usui et al., 2016)、これらの研究に比してこの研究の特徴は、長期勤続と勤続年数に伴う賃金上昇の理論の検証を目的としている点にある。

多くの日本の企業が定年年齢を60歳に定めていることは、ラジア型の賃金後払い契約の理論が当てはまることを示唆しているが、このことは企業特殊的人的資本の重要性を排除するものではない。実際に多くの企業は法的な要請もあり、定年退職後の労働者に再雇用制度や雇用延長制度といった継続雇用制度を提供しており、多くの労働者がそれらの選択肢を用いて同じ企業で就業を継続している。定年退職後も新たな雇用契約の下で同じ企業で働き続けるという選択は、技能に企業特殊性があったり、労働市場に摩擦があったりして、仮に待遇が定年前よりも低下したとしても同じ企業で働き続けたほうがより良い待遇を得られることを示唆しているといえる。

本稿では日本の中高齢層を対象としたパネルデータである厚生労働省中高年縦断調査を用いて、多くの企業で60歳に設定されている定年退職前後の就業状態の推移を分析し、三つの理論より得られる予測を検証する。分析の結果、60歳で定年退職した労働者の多くが、再雇用制度を用いて新たな雇用契約の下で同じ企業で働き続けることが明らかになった。また、その傾向は企業内に人的資本蓄積を促す賃金体系を持つといわれる大規模企業でより顕著であることも明らかになった。これらの発見は企業特殊的人的資本理論とラジア型賃金後払い契約的理論の双方と整合的であり、現実の一つの理論のみでは説明できないことを示している。

2 賃金後払い契約・企業特殊的技能・定年退職

定年退職制度とはあらかじめ労働契約で定められた年齢に達した際に雇用契約が自動的に終了する制度のことである。厚生労働省の雇用管理調査によれば2016年の時点において95.4%の企業が定年退職制度を持っている。そのうち約80.7%の企業が高齢者雇用安定法の認める定年年齢の下限である60歳に定年年齢を設定しており、15.2%の企業が65歳に定年年齢を設定している。後述するように本稿で用いる厚生労働省「中高

者縦断調査」においても非常に高い割合の雇用労働者が定年を経験している。

このように広範にわたる労働者が経験する定年退職であるが、その経済合理性を説明する理論が Lazear (1979) である。Lazear (1979) は定年退職前の労働者の賃金が彼の貢献を上回っているがゆえに、企業はその契約を一定の年齢で終了するような契約を結ぶのだと考えた。なぜ定年前の労働者に貢献以上の賃金を支払うのかというと、企業が直接は観察できないものの労働者の企業への貢献を決める重要な要因である努力を引き出すためだとした。労働者の努力水準は観察できないものの、企業への貢献は時を置いて観察できるため、中高年期における賃金が市場賃金を上回るように設定しておき若年期の企業への貢献が一定程度を上回った場合にのみ中高年期に雇われるという契約を提供すると、労働者は中高年期にその企業で雇用され続けるように若年期に努力をするようになる。このような契約を企業と労働者が結ぶと、情報の非対称があるにもかかわらず、労働者の努力の企業への限界的貢献が努力の限界的苦痛に等しくなる水準で労働者の努力が決まるという意味で効率的な配分を達成できる。定年退職の直前の努力インセンティブを引き出すことができないという問題に対しては退職金や企業年金の提供で対応できるとした。また、賃金を後払いにしている限り労働者から最適水準の努力を引き出す賃金カーブは様々な形状のものがありうるが、Lang (1989) は労働者のほうが企業よりも高い割引率を持つという現実的な仮定の下では、労働者のインセンティブ条件が満たされるもっとも平坦な賃金カーブが選ばれることを示した。ラジア型の契約においては企業は中高年に貢献以上の賃金を支払うことになるため、企業には労働者を裏切り契約を破棄する誘因が付きまとうが、そのような労働者に対する裏切り行為は企業の評判を毀損し、若い世代との契約を結ぶことができなくなるため企業の割引率が小さければそのようなことは起こらず、均衡においてラジア型の契約は成立しうる。さらに中高年者に対する解雇規制がラジア型契約をより成立しやすくするとの見方もある (Neumark and Stock, 1999)。

ラジア型の賃金後払い契約が成立しているとするならば、企業は若年労働者を対象に貢献以下の賃金支払いをし、それを原資として中高年に貢献以上の賃金支払いをするため、ラジア型の賃金後払い契約を導入している企業では中高年者を途中入社させないという予測が得られる。この予測を検証したのが Hutchens (1986) で、定年退職がある企業では中高年の途中入社が少ないことを示している。またラジア型契約が結ばれる根本的な原因は、労働者の努力水準に関して企業と労働者の間に情報の非対称性があることなので、単純な繰り返し作業が多く情報の非対称性が発生しえないと考えられるような職種においては定年退職がないと予測されるが、この予測を Hutchens (1987) は職種と職務特性を関連付ける Dictionary of Occupational Titles を使い、入手可能な職種情報から単純な繰り返し作業が多い職種では定年退職が少ないことを示した。また、Lazear and Moore (1984) はラジア型契約を導入することで雇用労働者に関しては効率性を向上させ生涯所得を増やすことができるため、職種ごとの賃金カーブの傾きと生涯所得には正の関係が生まれるものの、自営業者に関してはそのようなメカニズムが働かないため、職種ごとの賃金カーブの傾きと生涯所得には関係がないことが予測されることを用いて実証分析を行っている。

Lazear (1979) のモデルは定年退職制度を説明すると同時に勤続年数とともに賃金が上昇する理由も説明する。もっとも長期勤続に伴って賃金が上昇することを説明する理

論として Becker (1962) の企業特殊的人的資本による説明もある。この理論によれば労働者が長期勤続するにしたがって企業特殊的人的資本が蓄積され生産性が上昇するため賃金も上昇していく。人的資本が特定の企業のみで使えるという意味で企業特殊的な時には、投資が関係特殊的な投資となるため、その投資にかかる費用負担と収益回収は労働者と企業が共同して行うことになる。企業特殊的人的資本投資が行われる若年期には生産性が低下するため投資の機会費用が発生するが、その費用の一部を企業が負担するため、賃金は生産性を上回る水準に設定される。その一方で投資回収期である壮年期には生産性以下の賃金支払いを企業が行うことによって企業は投資の一部を回収しようとする。すなわち勤続年数と生産性の関係を示すカーブの傾きが勤続年数と賃金の関係を示すカーブの傾きよりも急である点においてラジア型の賃金後払い契約とは異なる予測が得られる。なお、人的資本の企業特殊性については、どれだけの技能が特定の企業でしか使えない技能なのかという点に関して批判があるが、異なる技能の組み合わせについて企業特殊性があるケースや (Lazear, 2009)、労働市場に情報の非対称性があり特定の企業のみが労働者の生産性水準を知っているというケースでは、あたかも技能が企業特殊であるかのような状態となることが知られている (Acemoglu and Pischke, 1998)。

現実の勤続年数と賃金の関係は、ラジア型の賃金後払い契約と企業特殊的人的資本のどちらか、あるいはその双方で説明がつくと考えられる。しかしながら、三つの理論のどちらで勤続年数と賃金の間関係が説明できるかを見分けることは難しい。三つの理論は、勤続年数と労働者の貢献の関係、勤続年数と賃金の関係に関して異なる予測をするのだが、労働者の貢献を測定することが難しいためである。そこでこの研究では日本のデータを用いて定年前後の職の推移を観察することで、三つの仮説について検証する。そもそも定年制度が存在すること自体、定年まじかの労働者の賃金が生産への貢献を上回っていることを示唆し、ラジア型の賃金後払い契約を仮定しないと説明が難しいわけであるが、企業特殊的人的資本が存在したり労働市場に何らかの摩擦があるとすれば、定年退職後にも新たな雇用契約の下で同じ企業で働き続けるということが予想される。実際に日本ではいったん定年退職した労働者を再雇用制度や勤務延長制度で雇いなおすという慣行があり、高齢者雇用安定法が 65 歳までの雇用確保を求めていることもあり、2018 年現在、多くの企業がこれらの制度を導入している。

以上の理論的な予測を踏まえて、本研究では通常の定年年齢である 60 歳の前後で男女の全労働者がどのような仕事の移動を経験しているかを労働者の属性別に記述し、どのような企業で働く労働者に賃金後払い契約と企業特殊的人的資本のそれぞれの理論がより強く当てはまるのかを検証する。

3 データ

この論文では厚生労働省の「中高者縦断調査」を用いて分析を行う。「中高年者縦断調査」では、平成 17 年 10 月末 (2005 年) 時点で 50-59 歳であった全国の男女を対象としているが、2015 年 (wave10) までの 10 年分のデータをプールし、主として男性の 59 歳から 61 歳の部分を抜き出して分析を行う。利用する変数は生年月、教育水準、就業状態、働いている人に関して雇用形態、企業規模、59 歳時点での勤続年数といった各労働者の属性変数に加えて、定年制度、再就職会社の斡旋/再雇用制度/勤務延長制度の有無、それら制度の利用に関する変数を抜き出した。

このうち、定年についての設問は 2005, 2006, 2007, 2008 まで設問が存在し、その後は設問がなくなる。なお、就業形態として自営業主、家族従業者、家庭での内職、その他を回答した人に関しては設問がスキップされている。2009 年以降は、全ての年次で質問が設けられている『過去 1 年に仕事を辞めたかどうか』の設問を用い、2008 年の職場と同じであれば 2008 年時点の調査票の情報を用いる。また、再就職会社の斡旋/再雇用制度/勤務延長制度の有無については、2005-09 年と 2012-15 年に設問があり、就業形態として自営業主、家族従業者、家庭での内職、その他を回答した人以外については回答している。この変数については、欠損が多いので、同じ職場で情報が得られているときには、まず、前期の値を用いて、そうでない場合には、来季の情報を用いて欠損値を埋めた。2010 年、2011 年のデータについても同様に変数を作成した。さらに再就職会社の斡旋/再雇用制度/勤務延長制度の利用についての変数を用いるが、これら制度の利用については 2012 年から設問が存在するので 2012-15 年のみを分析対象とする。

4 記述統計

日本の中高齢者の全体の労働供給の状況を確認するために、男性を分析対象にして複数年のデータをプールして月齢ごとの就労状態、労働時間、働いている仕事の内容、現在の仕事が能力の活用・発揮についているか満足しているかのグラフを書いたものが図 1 である*1。日本の定年制度は誕生日に定年を迎えるケースと、誕生日を迎えた年度いっぱいまで両方のケースがあるため、実質的な定年年齢は満 60 歳から満 61 歳までに設定されているケースが多い。そのため、60 歳と 61 歳の線に点線を加えている。

左上のグラフは月齢ごとの就業状態を描いたものである。これを見ると 60 歳になった時点で就業率はやや減少するがそれほど大きな就業率の低下は見られないことが分かる。一方で雇用形態については 60 歳から 61 歳にかけて正社員が 7 割 5 分前後から 4 割前後まで大幅に減る一方で、非正社員が 2 割から 4 割前後まで大幅に増加していることが分かる。これは 60 歳で定年退職を迎えた労働者の多くが正社員から非正社員に雇用形態を変えていることを示している。右上のグラフは働いている人々の中での平均労働時間を記したもので、労働時間は 50 歳代後半から徐々に低下しており、その傾向は 65 歳に至るまで継続している。60 歳から 61 歳にかけては労働時間の減少のペースが前後のトレンドよりも早い。これは 60 歳から 61 歳にかけての雇用形態の変化を一部反映しているものと考えてよいだろう。また、左下のグラフはどのような仕事に従事しているかを示したもので、60 歳、61 歳を過ぎたころから農業に従事する人が多くなっていることがわかる。右下のグラフは能力の活用に満足している人と不満な人々の割合を記したもののだが、年齢が増すにつれて能力の活用・発揮に満足している人が増えていることが分かる。これは因果関係というよりも、能力の活用・発揮に関して満足している人々だけが働き続けているというセレクションの効果によるところが大きいといえそうである。

グラフでも確認できたように日本の高齢者の就業形態が大きく変化するのは多くの労働者が定年を経験する満 60 歳から満 61 歳にかけてである。そこで以下の分析ではこの期間の就業状況の変化をとらえる分析を行う。ただし満 60 歳の調査時点では勤め先の定年制度の詳細によりすでに定年退職したものとまだ定年退職していないものが混じって

*1 「中高齢者縦断調査」には賃金のデータがないため、労働供給の変数のみでの分析となった。

しまう。そのため定年退職前後の変化をとらえるために以下の分析では 59 歳の調査時点から 61 歳の調査時点にかけての就業状態の変化を分析対象とする。

分析で用いるサンプルの記述統計量を確認する。59 歳から 60 歳、61 歳の状態を記述統計で確認する。男性で、59 歳時点で働いており、かつ自営業主、家族従業者を除いた人をサンプルとして選んだ。59 歳の就業状態が、継続雇用制度の有無にどのように影響しているのか、61 歳の就業状態が継続雇用制度の利用を経ているのかを分析するためである。表 1 は、59 歳の生年と教育水準を書いたものである。1945 年、1953 年のサンプルはやや数が少ないが、その他は同じくらいに分布している。またおよそ 3 割強の人々が 4 年制大学を卒業している。

表 2 は、継続雇用制度に関する再就職会社の斡旋、再雇用制度の有無、勤務延長制度の有無について 59 歳時点での分布を見たものである。まず再就職会社のあっせんについてであるが制度があると答えたのは約 12%と限定的である。一方で再雇用制度に関しては制度があると答えたものが約 54% とかなり多くの会社に再雇用制度があることが分かる。同様に勤務延長制度についても約 33%が、制度があるとしている。なお、各制度について制度について「知らない」と答えた人の割合は 15%から 20% ほど存在する点も注目に値する。

表 3 は 59 歳時点で雇われて働いていることを条件づけたうえで、59 歳、60 歳、61 歳時点の就業率、就業形態、59 歳時点の定年制度の有無と定年年齢、60 歳・61 歳時点の仕事を辞めた経験、定年経験の有無に関する回答の記述統計量をまとめている。まず 59 歳の状態をみると、73.6% が正規の職員・従業員であり、ほぼ全員に定年があり、その年齢が平均で 60 歳であることが分かる。60 歳の状態をみると、59 歳から 13% の人が仕事を辞めており、働き方も正規の職員・従業員が 47%で、その減った分が契約社員・嘱託といった非正社員としての働き方に变化している。61 歳の状態をみると、60 歳からさらに 3% の人が仕事を辞めており、働き方も正規の職員・従業員が相対的に減り、その分が契約社員・嘱託やパート・アルバイトの割合が増えていることが分かる。

表 4 は従業員規模をみたものである。働いている人の従業員規模の比率は年齢を考慮してもそれほど大きく変化していない。図 2 は勤続年数のヒストグラムをみたものである。図を見ると、59 歳時での勤続年数に関しては 0 年、35 年、40 年のところで比率が高いところがあることが分かる。興味深いのは、勤続年数が 10 年未満である労働者が相当数いることである。そこで、以降の多項ロジット分析では勤続年数を連続値として用いるのではなく、四分位数を計算し、それぞれがどの四分位範囲に含まれるかのダミー変数をたてて分析を行う。

5 定年後の各種制度の利用可能性と利用

5.1 定年後の各種制度の有無

最初に 59 歳時点で雇用労働者である男性を対象にして、65 歳未満の定年制度があるか、65 歳未満の定年がある場合に定年後の継続雇用制度があるかないかを被説明変数とした分析を行う。被説明変数を

1. 定年制度がないまたは定年が 65 歳以上

2. 定年がある + 継続雇用制度 (再雇用・雇用延長) がない
3. 定年がある + 継続雇用制度 (再雇用・雇用延長) がある
4. 定年がある + 継続雇用制度 (再雇用・雇用延長) についてはわからない として、多項ロジットモデルを推定した。この際に継続雇用制度について欠損がある人は落として分析を行った。

表 5 は多項ロジットの推定量の結果で、表 6 はその結果を限界効果に変換したものである。限界効果をもとに結果を解釈していこう。まず 4 年制大学を卒業している労働者は定年を経験する確率がおよそ 3 ポイント高く、さらに継続雇用制度がある確率が高くなっている。また、雇用形態に関しては正規の職員・従業員については定年がある確率が 17 ポイント高く、およそ 8 ポイント継続雇用制度がある確率が高い。一方で、パート・アルバイト、派遣、契約・嘱託といったいわゆる非正社員として働く人々は定年を経験する確率が有意に低くなっている。また、企業規模の影響に関していうと大きな企業で働く者ほどほぼ単調に定年がある確率が上がっていく。たとえば 30-99 名の企業規模で働く者は 1-4 名の企業規模で働くものに比べて 40 ポイントも定年を経験する確率が高い。また、大企業で働く者ほど定年後に継続雇用制度のある確率が高くなっていることも見て取ることができる。さらに勤続年数が長いもののほうが、定年がある確率が高く、定年後の継続雇用制度がある確率が高くなっている。

まとめると学歴が高く、大きな企業で働く正社員で勤続年数の長いものが、定年退職がある企業で働く傾向があり、さらに定年退職後の継続雇用制度がある企業で働いている傾向があることが明らかになった。これらの属性を持つ労働者は企業内で人材開発と人材配置が行われ、それに対応して処遇が決められていく高度な人事管理制度のある企業で働く労働者増と重なっている。すなわち、高度な人事管理制度と定年退職制度がセットになると同時に、これらの労働者の技能の企業特殊性を定年後にも活用するために、継続雇用制度を持つ可能性があることを示している。

5.2 定年後の各種制度の利用

次に 59 歳時点の就業状況が 61 歳時点の就業状態に与える影響を分析する。61 歳時点で働いている場合には、定年を経験している場合が多いと考えられるため、継続雇用制度を利用して働きつつづけているケースと、継続雇用制度は利用せずに働き続けているケースを分けて分析した。すなわち 61 歳時点での就業状況を以下の選択肢とし、多項ロジットモデルを推定した。

1. 働いていない
2. 働いている + 継続雇用制度は利用した。
3. 働いている + 継続雇用制度は利用しなかった (利用しかわからないを含む)

表 7 は多項ロジットの推定量の結果で、表 8 はその結果を限界効果に変換したものである。限界効果に基づいて結果を解釈すると、学歴による差異は見られないことが明らかになった。一方で、1945・1946 年生まれに比べて 1947・1948 年生まれは約 18 ポイントも継続雇用制度を用いて働き続けているものが多いことが分かる。また、就業形態についてみると「会社・団体等の役員」に比べると「正規の職員・従業員」は継続雇用の制度を用いずに働いている確率が低く、働いていないか働いていたとしても

継続雇用の制度を用いて働いているケースが多いことが明らかである。

59歳時点での企業規模の効果に目を転じてみると、59歳時点での企業規模は61歳時点で働いているか働いていないかの選択確率にはほとんど影響を与えていないものの、大きな企業で働いているものほど継続雇用の制度を用いて就業を続けている確率が高いことが明らかになった。また、59歳時点での勤続年数の効果についてみてみると勤続年数が長いものほど働いていないとする確率と継続雇用制度を用いて働いている確率が上がり、制度を利用せずに働いている確率が下がることが明らかになった。

分析結果をまとめると、59歳の時点で規模が大きな企業ではたいており勤続年数が長い男性は継続雇用の制度を用いて61歳時点で働いている確率が高いことが明らかになった。これらの結果は前節の制度の有無に関する分析結果と整合的であり、大企業に勤める長期勤続者が企業特種的な人的資本を持ち、定年後も同一の企業で働き続ける傾向があることを示しているといえる。

6 今後の課題

本稿では59歳時点の就業状態が、定年や再雇用制度の有無に与える影響や61歳時点の就業状態に与える影響を分析するにあたり、選択肢間の相関がないという Independence of Irrelevant Alternatives の仮定において多項ロジットモデルを推定した。もっとも被説明変数となる選択肢間には相関があるとも考えることができ、この点を改善していくことが計量経済学的には課題であるといえよう。仮定を緩めた分析を行うため Nested Logit や Multinomial Probit を試みたものの計算負荷が大きかったり識別が難しく計算が収束しなかったりした。これらの点について引き続き検討を行うことが今後の課題である。

より経済学的に本質的な今後の課題は三つの理論の仮説検証の在り方である。ラジア型賃金後払い契約を導入する根本的な動機となる企業と労働者の間に存在する現在の努力水準に関する情報の非対称性や企業特種的な人的資本をとらえる変数をより深く検討し、経済理論と計量経済モデルの間の関係をより明確にしていくことも今後の課題として指摘できるであろう。

参考文献

- Acemoglu, Daron and Jorn-Stein Pischke (1998) “Why Do Firms Train? Theory and Evidence,” *The Quarterly Journal of Economics*, Vol. 113, No. 1, pp. 79-119.
- Becker, Gary S. (1962) “Investment in Human Capital: A Theoretical Analysis,” *Journal of Political Economy*, Vol. 70, No. 5, pp. 9-49.
- Hutchens, Robert (1986) “Delayed Payment Contracts and a Firm’s Propensity to Hire Older Workers,” *Journal of Labor Economics*, Vol. 4, No. 4, pp. 439-457, October.
- Hutchens, Robert M (1987) “A Test of Lazear’s Theory of Delayed Payment Contracts,” *Journal of Labor Economics*, Vol. 5, No. 4, pp. 153-170, October.
- Lang, Kevin (1989) “Why was there mandatory retirement?,” *Journal of Public Economics*, Vol. 39, No. 1, pp. 127-136, June.

- Lazear, Edward P. (1979) "Why Is There Mandatory Retirement?" *Journal of Political Economy*, Vol. 87, No. 6, pp. 1261–1284.
- (2009) "Firm-Specific Human Capital: A Skill-Weights Approach," *Journal of Political Economy*, Vol. 117, No. 5, pp. 914-940, October.
- Lazear, Edward P. and Robert L. Moore (1984) "Incentives, Productivity, and Labor Contracts," *Quarterly Journal of Economics*, Vol. 99, No. 2, pp. 275-296.
- Neumark, David and Wendy A. Stock (1999) "Age Discrimination Laws and Labor Market Efficiency," *Journal of Political Economy*, Vol. 107, No. 5, pp. 1081-1110, October.
- Oshio, Takashi, Akiko Sato Oishi, and Satoshi Shimizutani (2011) "Social Security Reforms And Labour Force Participation Of The Elderly In Japan," *The Japanese Economic Review*, Vol. 62, No. 2, pp. 248-271, June.
- Shimizutani, Satoshi (2011) "A new anatomy of the retirement process in Japan," *Japan and the World Economy*, Vol. 23, No. 3, pp. 141-152.
- Shimizutani, Satoshi and Takashi Oshio (2013) "Revisiting the labor supply effect of social security earnings test: New evidence from its elimination and reinstatement in Japan," *Japan and the World Economy*, Vol. 28, No. C, pp. 99-111.
- "New Evidence on Initial Transition from Career Job to Retirement in Japan," *Industrial Relations: A Journal of Economy and Society*, Vol. 49, No. 2, pp. 248-274.
- Usui, Emiko, Satoshi Shimizutani, and Takashi Oshio (2016) "Are Japanese Men of Pensionable Age Underemployed or Overemployed?," *The Japanese Economic Review*, Vol. 67, No. 2, pp. 150-168, June.

表 1 コーホート・教育など

	59 歳
コホート	
1945 年生まれ	0.005 (0.071)
1946 年生まれ	0.116 (0.321)
1947 年生まれ	0.162 (0.368)
1948 年生まれ	0.151 (0.358)
1949 年生まれ	0.149 (0.356)
1950 年生まれ	0.126 (0.332)
1951 年生まれ	0.106 (0.308)
1952 年生まれ	0.102 (0.303)
1953 年生まれ	0.082 (0.274)
教育	
大卒である (=1)	0.314 (0.464)
N	6242

表 2 継続雇用制度について

		59 歳	
再就職会社の斡旋			
制度はない		0.651 (0.477)	
制度がある		0.115 (0.319)	
知らない		0.195 (0.396)	
働いてないので欠損		0.000 (0.000)	
職種が異なるため欠損		0.004 (0.061)	
その他の理由で欠損		0.036 (0.186)	
再雇用制度の有無			
制度はない		0.287 (0.453)	
制度がある		0.535 (0.499)	
知らない		0.154 (0.361)	
働いてないので欠損		0.000 (0.000)	
職種が異なるため欠損		0.004 (0.059)	
その他の理由で欠損		0.020 (0.139)	
勤務延長制度の有無			
制度はない		0.436 (0.496)	
制度がある		0.331 (0.471)	
知らない		0.201 (0.401)	
働いてないので欠損		0.000 (0.000)	
職種が異なるため欠損		0.004 (0.059)	
その他の理由で欠損	10	0.028 (0.164)	
N		6242	

表 3 働き方と定年

	59 歳	60 歳	61 歳
働いているかどうか			
働いている (=1)	1.000 (0.000)	0.874 (0.331)	0.836 (0.370)
働き方: 働いている人で条件づけ			
自営業主	0.000 (0.000)	0.030 (0.172)	0.047 (0.211)
家族従業者	0.000 (0.000)	0.003 (0.051)	0.002 (0.050)
会社・団体等の役員	0.128 (0.334)	0.116 (0.321)	0.115 (0.319)
正規の職員・従業員	0.736 (0.441)	0.469 (0.499)	0.316 (0.465)
パート・アルバイト	0.053 (0.223)	0.089 (0.285)	0.136 (0.343)
労働派遣事業所の派遣社員	0.009 (0.094)	0.011 (0.105)	0.013 (0.115)
契約社員・嘱託	0.075 (0.263)	0.266 (0.442)	0.350 (0.477)
家庭での内職など	0.000 (0.013)	0.001 (0.033)	0.001 (0.024)
その他	0.000 (0.000)	0.014 (0.117)	0.020 (0.139)
定年について: 有無と年齢			
定年がある (=1)	0.992 (0.092)		
定年年齢	60.701 (1.860)		
昨年 1 年仕事を辞めたか			
辞めた経験がある (=1)		0.270 (0.444)	0.184 (0.387)
1 年で辞めた理由が定年か: 辞めた人に対して			
定年が理由で辞めた (=1)		0.746 (0.436)	0.598 (0.490)
N	6242	6241	6241

表 4 従業員規模

	59 歳	60 歳	61 歳
企業規模: 働いている人で条件付け			
1-4	0.054 (0.227)	0.079 (0.270)	0.099 (0.298)
5-29	0.213 (0.410)	0.232 (0.422)	0.245 (0.430)
30-99	0.175 (0.380)	0.176 (0.381)	0.187 (0.390)
100-299	0.151 (0.358)	0.154 (0.361)	0.153 (0.360)
300-499	0.063 (0.243)	0.066 (0.249)	0.056 (0.231)
500-999	0.069 (0.254)	0.062 (0.241)	0.058 (0.234)
1000-4999	0.114 (0.318)	0.100 (0.300)	0.094 (0.292)
5000-	0.094 (0.291)	0.071 (0.258)	0.065 (0.247)
日公庁	0.066 (0.248)	0.060 (0.238)	0.044 (0.204)
N	6242	5378	5124

表 5: 継続雇用制度と 59 歳時の勤務状況: 多項ロジットでの推定 (推定量)

	制度の有無と 59 歳時の働き方		
	継続雇用制度がある	継続雇用制度がない	わからない
教育			
大卒ダミー (=1)	0.198* (0.0845)	0.162 (0.118)	-0.0669 (0.150)
コホート			
1946 年生まれダミー (=1)	-0.328 (0.525)	0.534 (0.707)	-0.0194 (0.818)
1947 年生まれダミー (=1)	0.0833 (0.521)	0.0108 (0.708)	0.0890 (0.813)
1948 年生まれダミー (=1)	0.00828 (0.522)	-0.202 (0.710)	-0.166 (0.816)
1949 年生まれダミー (=1)	-0.152 (0.522)	-0.470 (0.711)	-0.386 (0.818)
1950 年生まれダミー (=1)	-0.127 (0.523)	-0.585 (0.714)	-0.383 (0.820)
1951 年生まれダミー (=1)	-0.419 (0.525)	-0.346 (0.713)	-0.638 (0.827)
1952 年生まれダミー (=1)	-0.210 (0.526)	-0.436 (0.716)	-0.488 (0.827)
1953 年生まれダミー (=1)	-0.588 (0.528)	-1.083 (0.726)	-0.680 (0.832)
59 歳時での働き方			
正規の職員・従業員	1.105*** (0.104)	1.217*** (0.154)	1.879*** (0.255)
パート・アルバイト	-1.463*** (0.236)	-0.701 (0.365)	0.211 (0.419)
労働派遣事業所の派遣社員	-1.268** (0.422)	-0.380 (0.634)	0.281 (0.775)
契約社員・嘱託	-0.498** (0.157)	-0.0762 (0.258)	0.796* (0.336)
家庭での内職など	-11.88 (633.2)	-11.53 (1456.7)	-11.58 (1972.2)
勤め先の企業規模			
5 から 29 人	2.231*** (0.282)	1.099*** (0.240)	1.126*** (0.309)
30 から 99 人	3.595*** (0.284)	1.431*** (0.252)	1.666*** (0.318)
100 から 299 人	4.115*** (0.288)	2.079*** (0.256)	1.681*** (0.335)

次ページに続く

前ページからの続き

	継続雇用制度がある	継続雇用制度がない	わからない
300 から 499 人	4.393*** (0.314)	2.009*** (0.310)	1.543*** (0.419)
500 から 999 人	4.115*** (0.307)	1.452*** (0.315)	1.557*** (0.393)
1000 から 4999 人	4.449*** (0.300)	1.521*** (0.294)	1.686*** (0.367)
5000 人以上	4.943*** (0.320)	1.849*** (0.327)	1.766*** (0.417)
日公庁	4.562*** (0.338)	2.732*** (0.321)	1.848*** (0.441)
59 歳までの勤続年数: 四分位ダミ			
勤続年数第 2 四分位ダミー (=1)	0.691*** (0.0984)	0.851*** (0.148)	0.813*** (0.164)
勤続年数第 3 四分位ダミー (=1)	1.379*** (0.110)	1.470*** (0.159)	0.845*** (0.197)
勤続年数第 4 四分位ダミー (=1)	1.906*** (0.123)	1.739*** (0.173)	1.188*** (0.208)
定数項	-4.408*** (0.588)	-4.030*** (0.746)	-4.768*** (0.884)
Observations	6234		

表 6: 継続雇用制度と 59 歳時の勤務状況: 多項ロジットでの推定 (限界効果)

	定年なし	継続雇用制度がある	継続雇用制度がない	わからない
教育				
大卒ダミー (=1)	-0.0216* (0.0110)	0.0275* (0.0124)	0.00385 (0.00891)	-0.00971 (0.00707)
コホト				
1946 年生まれダミー (=1)	0.0167 (0.0668)	-0.0849 (0.0771)	0.0638 (0.0540)	0.00435 (0.0382)
1947 年生まれダミー (=1)	-0.00961 (0.0664)	0.0115 (0.0766)	-0.00409 (0.0541)	0.00221 (0.0380)
1948 年生まれダミー (=1)	0.00749 (0.0665)	0.0166 (0.0768)	-0.0168 (0.0542)	-0.00731 (0.0381)
1949 年生まれダミー (=1)	0.0334 (0.0665)	0.00910 (0.0768)	-0.0300 (0.0544)	-0.0125 (0.0382)
1950 年生まれダミー (=1)	0.0341 (0.0667)	0.0194 (0.0771)	-0.0413 (0.0546)	-0.0122 (0.0383)
1951 年生まれダミー (=1)	0.0594 (0.0669)	-0.0372 (0.0772)	-0.00343 (0.0545)	-0.0189 (0.0387)
1952 年生まれダミー (=1)	0.0397 (0.0670)	0.00000562 (0.0773)	-0.0234 (0.0547)	-0.0163 (0.0387)
1953 年生まれダミー (=1)	0.0955 (0.0674)	-0.0259 (0.0779)	-0.0578 (0.0557)	-0.0118 (0.0389)
59 歳時での働き方				
正規の職員・従業員	-0.168*** (0.0127)	0.0764*** (0.0172)	0.0341** (0.0123)	0.0578*** (0.0127)
パート・アルバイト	0.151*** (0.0268)	-0.222*** (0.0433)	0.0161 (0.0323)	0.0542* (0.0216)
労働派遣事業所の派遣社員	0.123* (0.0486)	-0.207** (0.0766)	0.0331 (0.0559)	0.0505 (0.0397)
契約社員・嘱託	0.0346 (0.0197)	-0.103*** (0.0274)	0.0149 (0.0216)	0.0540** (0.0169)
家庭での内職など	1.617 (78.58)	-1.134 (144.4)	-0.288 (131.0)	-0.195 (101.6)
勤め先の企業規模				
5 から 29 人	-0.257*** (0.0285)	0.298*** (0.0486)	-0.0314 (0.0238)	-0.00966 (0.0165)
30 から 99 人	-0.402*** (0.0281)	0.502*** (0.0477)	-0.0790*** (0.0239)	-0.0208 (0.0163)
100 から 299 人	-0.468*** (0.0285)	0.557*** (0.0475)	-0.0509* (0.0235)	-0.0381* (0.0168)

次ページに続く

前ページからの続き

	定年なし	継続雇用制度がある	継続雇用制度がない	わからない
300 から 499 人	-0.490*** (0.0331)	0.613*** (0.0500)	-0.0708** (0.0263)	-0.0520* (0.0205)
500 から 999 人	-0.449*** (0.0322)	0.594*** (0.0497)	-0.104*** (0.0274)	-0.0403* (0.0193)
1000 から 4999 人	-0.485*** (0.0307)	0.645*** (0.0483)	-0.117*** (0.0258)	-0.0432* (0.0180)
5000 人以上	-0.541*** (0.0340)	0.711*** (0.0495)	-0.115*** (0.0270)	-0.0544** (0.0198)
日公庁	-0.530*** (0.0373)	0.595*** (0.0513)	-0.0194 (0.0252)	-0.0458* (0.0207)
59 歳までの勤続年数: 四分位ダミ				
勤続年数第 2 四分位ダミ (=1)	-0.101*** (0.0120)	0.0526*** (0.0158)	0.0314** (0.0120)	0.0172* (0.00787)
勤続年数第 3 四分位ダミ (=1)	-0.182*** (0.0136)	0.138*** (0.0162)	0.0480*** (0.0121)	-0.00348 (0.00907)
勤続年数第 4 四分位ダミ (=1)	-0.245*** (0.0151)	0.206*** (0.0168)	0.0408** (0.0126)	-0.00196 (0.00926)
Observations	6234	6234	6234	6234

表 7: 継続雇用制度の利用と 59 歳時の勤務状況: 多項ロジットでの推定 (推定量)

	働いている_制度を利用	働いている_制度を利用せず
教育		
大卒ダミー (=1)	-0.0922 (0.171)	-0.0454 (0.178)
コホート		
1946 年生まれダミー (=1)	0.451 (0.393)	0.153 (0.392)
1947 年生まれダミー (=1)	0.727 (0.392)	-0.106 (0.394)
1948 年生まれダミー (=1)	0.771 (0.396)	-0.0637 (0.399)
59 歳時での働き方		
正規の職員・従業員	-0.558 (0.317)	-1.544*** (0.309)
パート・アルバイト	-1.168* (0.547)	-0.647 (0.487)
労働派遣事業所の派遣社員	-2.071* (0.840)	-2.346** (0.746)
契約社員・嘱託	-0.370 (0.446)	-0.618 (0.435)
家庭での内職など	-0.504 (910.4)	11.02 (788.6)
勤め先の企業規模		
5 から 29 人	1.294* (0.580)	-0.0709 (0.441)
30 から 99 人	1.187* (0.570)	-0.962* (0.434)
100 から 299 人	1.702** (0.576)	-0.816 (0.447)
300 から 499 人	1.276* (0.597)	-1.180* (0.483)
500 から 999 人	1.442* (0.587)	-1.144* (0.470)
1000 から 4999 人	1.542** (0.580)	-0.848 (0.456)
5000 人以上	1.376* (0.579)	-1.519** (0.469)
日公庁	1.446* (0.600)	-0.921 (0.492)

次ページに続く

前ページからの続き

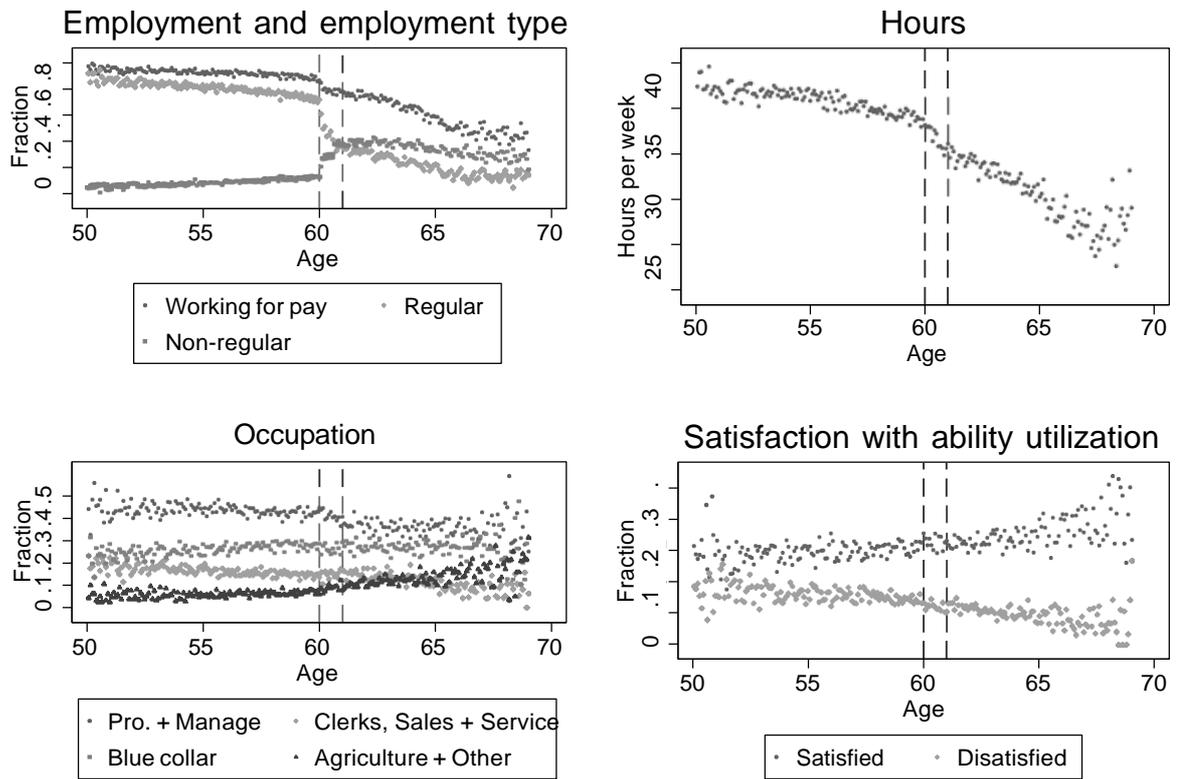
	働いている/制度を利用	働いている/制度を利用せず
59 歳までの勤続年数: 四分位ダミ		
勤続年数第 2 四分位ダミ (=1)	0.236 (0.240)	0.0282 (0.238)
勤続年数第 3 四分位ダミ (=1)	0.0117 (0.241)	-0.503* (0.245)
勤続年数第 4 四分位ダミ (=1)	-0.239 (0.237)	-1.207*** (0.251)
Constant	-0.310 (0.730)	3.387*** (0.620)
Observations	1872	

表 8: 継続雇用制度の利用と 59 歳時の勤務状況: 多項ロジットでの推定 (限界効果)

	働いてない	働いている / 制度を利用	働いている / 制度を利用せず
教育			
大卒ダミー (=1)	0.00918 (0.0201)	-0.0137 (0.0260)	0.00452 (0.0236)
コホト			
1946 年生まれダミー (=1)	-0.0415 (0.0441)	0.0769 (0.0673)	-0.0353 (0.0596)
1947 年生まれダミー (=1)	-0.0499 (0.0440)	0.175** (0.0668)	-0.125* (0.0595)
1948 年生まれダミー (=1)	-0.0553 (0.0446)	0.178** (0.0674)	-0.123* (0.0601)
59 歳時での働き方			
正規の職員・従業員	0.117** (0.0373)	0.0993* (0.0392)	-0.216*** (0.0308)
パート・アルバイト	0.120 (0.0615)	-0.163* (0.0797)	0.0436 (0.0600)
労働派遣事業所の派遣社員	0.270** (0.0884)	-0.117 (0.154)	-0.153 (0.127)
契約社員・嘱託	0.0580 (0.0526)	0.00754 (0.0581)	-0.0655 (0.0471)
家庭での内職など	-0.496 (103.8)	-1.694 (116.3)	2.190 (75.72)
勤め先の企業規模			
5 から 29 人	-0.0946 (0.0596)	0.294** (0.100)	-0.200** (0.0723)
30 から 99 人	-0.0432 (0.0578)	0.398*** (0.0988)	-0.355*** (0.0716)
100 から 299 人	-0.0893 (0.0585)	0.491*** (0.0984)	-0.401*** (0.0720)
300 から 499 人	-0.0394 (0.0613)	0.449*** (0.103)	-0.410*** (0.0782)
500 から 999 人	-0.0537 (0.0600)	0.481*** (0.101)	-0.427*** (0.0761)
1000 から 4999 人	-0.0757 (0.0592)	0.460*** (0.0999)	-0.384*** (0.0741)
5000 人以上	-0.0305 (0.0588)	0.520*** (0.101)	-0.490*** (0.0769)
日公庁	-0.0648 (0.0620)	0.450*** (0.104)	-0.385*** (0.0791)

次ページに続く

	働いていない	働いている/制度を利用	働いている/制度を利用せず
59 歳までの勤続年数: 四分位ダミ			
勤続年数第 2 四分位ダミ (=1)	-0.0192 (0.0280)	0.0477 (0.0342)	-0.0285 (0.0292)
勤続年数第 3 四分位ダミ (=1)	0.0235 (0.0280)	0.0749* (0.0357)	-0.0984** (0.0314)
勤続年数第 4 四分位ダミ (=1)	0.0766** (0.0275)	0.121** (0.0368)	-0.198*** (0.0337)
Observations	1872	1872	1872



Hours, occupation, satisfaction are conditional on working for pay

図 1 中高年齢者の働き方

勤続年数のヒストグラム

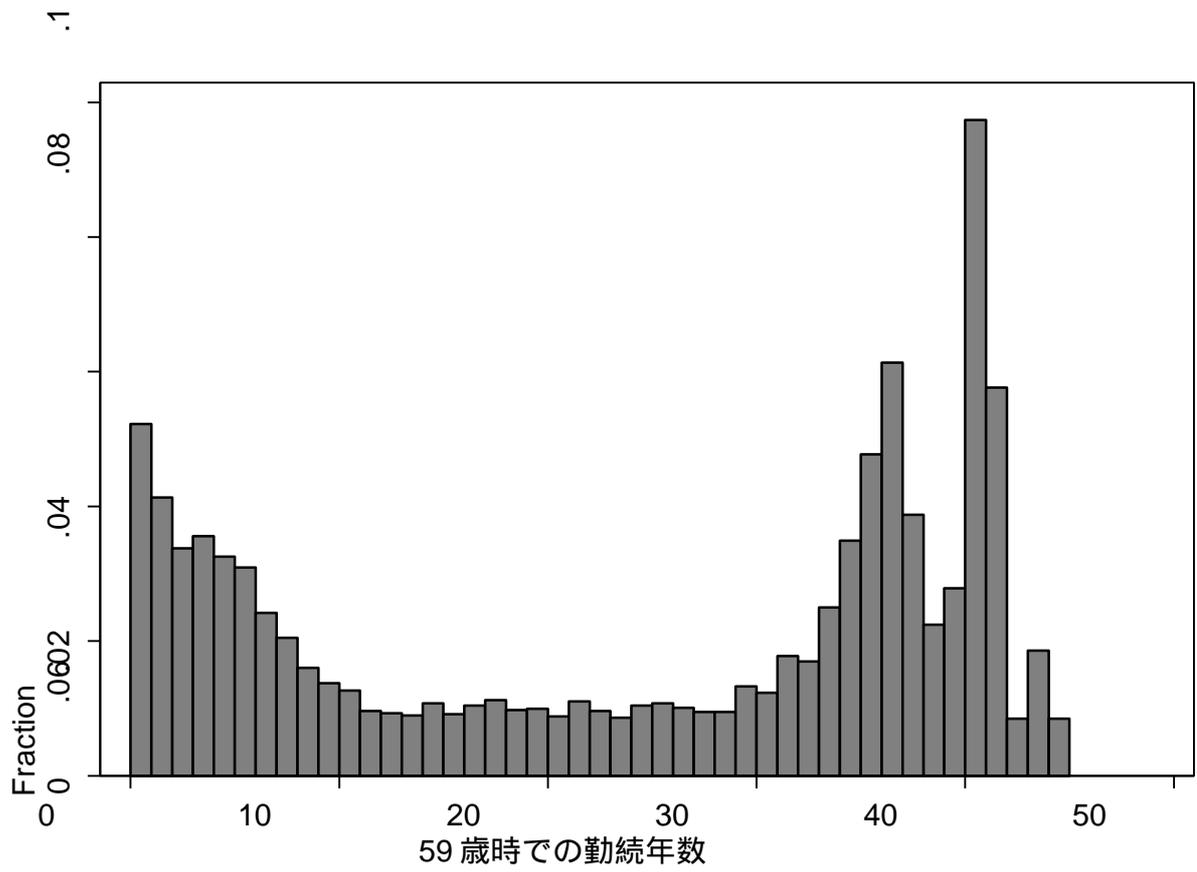


図 2 中高齢者の勤続年数のヒストグラム

(資料)

研究協力者：湯田道生（平成 28～29 年度 中京大学経済学部准教授）

所得が医療利用に与える影響[†]

湯田 道生

東北大学大学院経済学研究科[‡]

1. はじめに

わが国の医療利用に関する実証研究は、レセプトデータを使用した研究が豊富に存在するが、レセプトデータには医療利用に大きな影響を与えうる所得の情報が含まれておらず、その点が常に分析のアキレス腱とされてきた¹。また、所得水準が医療利用に与える影響に関する分析は、医療経済学の中でも基礎的なトピックスの一つであるが、国内での研究蓄積はきわめて乏しく（西村，1987；大竹，1990；Tokita, et al., 1996；藤野，1997；澤野，2000）、マクロデータ（都道府県データ）を用いた分析にとどまっているのが現状である。これらのマクロデータを用いた研究で推定された医療需要の所得弾力性は、いずれも非弾力的であることが報告されており（表 1）、これは Chandra, et al. (2010) が包括的にサーベイしている海外のマイクロデータによる分析結果と類似している。しかしながら、日本のマイクロデータを使って所得水準が医療利用に与える影響を検証した研究は筆者の知り限り皆無である²。

<表 1 >

そうした背景を踏まえて本稿では、第 1 回（2005 年）から第 10 回（2014 年）の『中

[†] 本稿の作成に当たって、本研究プロジェクトのメンバーである金子能宏氏、高山憲之氏、小塩隆士氏、白石浩介氏、臼井恵美子氏、松山普一氏から大変有益なコメントを頂戴した。記して感謝の意を表したい。

[‡] 元・中京大学経済学部准教授

¹ この問題を克服する可能性がある研究は、厚生労働省『国民生活基礎調査』を用いた分析であると考えられるが、『国民生活基礎調査』はパネルデータではないので、個人の unobserved heterogeneity を考慮できないことや、医療利用・健康などに影響を与えうる変数（例えば、教育年数；Grossman, 1972）が過去の調査に含まれていないといった欠点がある。

² 筆者の知る限りにおいて、その唯一の例外が今堀・野口・栗原・泉田（2017）である。この論文では、ある市から提供を受けた国民健康保険・後期高齢者医療保険・介護保険の各レセプトに、所得情報を加えたデータを使って所得が高齢者の医療費・介護費に与える影響を分析している。パネルデータを用いた分析の結果、公的年金受給額が高いほど、医療費・介護費は低いこと、世帯所得が医療費・介護費に与える影響は限定的であることを明らかにしている。

『高年者縦断調査』の個票データを使って、所得が医療利用に与える影響を推定する。このデータは、長期にわたる個人レベルのパネルデータであるため、豊富な情報を有しており、それらを活用することによって、先行研究における分析上の重大な課題を克服することができるという利点がある。

本稿の構成は以下の通りである。次節では、本分析で使用するデータの概要と記述統計を報告する。3節では、所得が医療利用に与える影響を推定する計量経済モデルについて述べる。4節は推定結果を報告する。5節は本稿のまとめである。また、本稿の付録1では、所得が健康指標に与える影響について分析を行った結果を報告する。

2. データ

本分析で使用するデータは、厚生労働省が実施・管理している『中高年者縦断調査（第1回（2005年）～第10回（2014年））』の個票パネルデータである。この調査は、団塊の世代を含む全国の中高年者世代の男女を対象に、彼らの健康・就業・社会活動および意識面・事実面の変化の過程を継続的に調査することで、行動の変化や事象間の関連性等を把握し、高齢者対策等厚生労働行政施策の企画立案や実施等のための基礎資料を得ることを目的としたものである。

表2には分析に用いる記述統計量がまとめられている。医療利用を示す変数は、医療費の自己負担額と、外来・入院の利用に関する二値変数である。医療費の自己負担額の平均は7888円であるが、外来・入院の利用割合はそれぞれ9.3%と1.9%とかなり低い。一方で、月収の平均は約32万円であるが、月収とそれぞれの医療利用の相関はかなり小さい。個人属性については、サンプルの平均年齢は59.4歳で、女性が51.7%を占めている。また、所得や医療利用（を通して健康）に影響を与える学歴については、高卒が49.2%で最も高く、次いで中卒の19.1%、短大・高専卒が15.8%、大卒が15.1%となっている。また、サンプルの71.6%が現在就業中であり、その内訳は、正規労働者（34.4%）、非正規労働者（33.0%）、自営業（22.7%）でおおよそ9割となっている。また、サンプルの85.0%が結婚しており、平均の本人を除く同居人数は約1人である。金融資産については、保有額の平均が1024万である一方、借入金の平均は約400万円である。

<表2>

3. 計量経済モデル

本分析で用いる計量経済モデルは、パネルデータの特性を活かした以下の線形の固定効果モデルである。

$$\ln(Exp_{it}) = \alpha_0 + \alpha_1 \ln(Inc_{it}) + \mathbf{x}_{it} \boldsymbol{\alpha} + c_i + \tau_t + u_{1it} \quad [1]$$

$$Out_{it} = \beta_0 + \beta_1 \ln(Inc_{it}) + \mathbf{x}_{it} \boldsymbol{\beta} + c_i + \tau_t + u_{2it} \quad [2]$$

$$\ln_{it} = \gamma_0 + \gamma_1 \ln(Inc_{it}) + \mathbf{x}_{it}\boldsymbol{\gamma} + c_i + \tau_t + u_{3it} \quad [3]$$

ただし、 Exp_{it} は、個人 i の t 期における医療費の自己負担額である。また、 Out と In はそれぞれ、個人 i の t 期に外来医療または入院医療を利用していれば 1、そうでなければ 0 をとるダミー変数である。 Inc は個人の月収であるが、対数化するために事前に 1 (万円) を加えている。また、[1] 式は log-log モデルであるため、係数 α_l が所得弾力値を示す。また、線形確率モデルで推定される [2]・[3] 式の所得の係数 β_l が γ_l は、それぞれの利用に対する限界効果を示す。 \mathbf{x} は個人属性ベクトルであり、年齢、年齢の 2 乗、有配偶ダミー、同居人数、預貯金額・借入金額の対数値 (ただし、月収と同様に対数化前に 1 を加えている) が含まれる。 c は個人効果、 τ は年効果を示し、 u は誤差項である。

また、医療利用 (や健康状態) には継続性があるので、これらのラグ値を説明変数に加えたモデル、すなわち Arellano and Bond (1991) が考案したダイナミック・パネルモデルによる分析も試みる。すなわち、

$$\ln(Exp_{it}) = \alpha_0 + \delta_1 \ln(Exp_{it-1}) + \alpha_1 \ln(Inc_{it}) + \mathbf{x}_{it}\boldsymbol{\alpha} + c_i + \tau_t + u_{1it} \quad [1']$$

$$Out_{it} = \beta_0 + \delta_2 Out_{it-1} + \beta_1 \ln(Inc_{it}) + \mathbf{x}_{it}\boldsymbol{\beta} + c_i + \tau_t + u_{2it} \quad [2']$$

$$\ln_{it} = \gamma_0 + \delta_3 \ln_{it-1} + \gamma_1 \ln(Inc_{it}) + \mathbf{x}_{it}\boldsymbol{\gamma} + c_i + \tau_t + u_{3it} \quad [3']$$

も推定する。

4 . 推定結果

4 . 1 主な結果

表 3 には、[1] ~ [3] 式および [1'] ~ [3'] 式の推定結果がまとめられている³。なお、高額所得者の影響を排除するために、上位 5% に相当する月収 80 万円以上の個人を除いたサンプルでも分析を行っている⁴。

< 表 3 >

モデルの違いや医療利用の変数の違いに関わらず、医療需要の所得弾力性および限界効果は、マクロデータを用いた計測結果以上に非弾力的で、きわめてゼロに近い数値が計測

³ ダイナミック・パネルモデルにおける誤差項の自己相関の検定結果は、付録 2 にまとめられている。

⁴ 月収の 95% 分位が 80 万円であることは、少し高いと思われるが、各年のデータを通しておよそこのような傾向が見られる。この現象は、たまたま退職月に調査が行われたことで、退職金が月収に含まれている可能性が考えられる。

された。所得が医療利用に与える影響がほとんどないことは先行研究と整合的な結果ではあるが、いずれも負値に推定されていることには大きな違和感がある。もっとも大きな可能性の一つは、所得が医療利用に与える因果効果の識別が上手くいっていない可能性が挙げられる。特に調査の対象となっている50~60代の人々は、退職や離職、年金の受給開始、介護保険の利用開始などといった大きなライフイベントを経験する年代である。特に、退職・離職は所得に大きな影響を与えると同時に、健康や医療利用に対しても大きな影響を有すると考えられる。

4.2 頑健性の確認

表4A~Cには、結果の頑健性を確認するために、いくつかのサブサンプルについて同様の分析を行った結果をまとめたものである。前節の結果と同様に、モデルの違いや医療利用の変数の違いに関わらず、医療需要の所得弾力性および限界効果は、マクロデータを用いた計測結果以上に非弾力的で、きわめてゼロに近い数値が計測されている。しかしながら、やはりそのほとんどが負値に推定されている。

<表4A~C>

5. まとめ

本研究では、『中高年者縦断調査』の個票データを使って、所得が医療利用に与える影響を推定した。パネルモデルによる分析の結果、医療需要の所得弾力性は、マクロデータを用いた計測結果以上に非弾力的であることが確認された。しかしながら、ほとんど全ての弾力値が負値に推定されていることから、本分析の結果は、所得が医療利用に与える効果が完全に識別されていないことを示唆するものとなっている。

例えば、本分析では高額医療費に対する自己負担の軽減政策である高額療養費制度の影響を含めていない。したがって、自己負担額自体はそれほど高くはなくとも、実際には多くの医療サービスを利用している可能性があり、それを考慮していないことがこのような結果が得られた一因となっているかもしれない。また、医療利用と代替的な関係にあると考えられる市販薬の購入状況や他財の支出状況の影響といったいわゆる代替効果を考慮した推定も必要かもしれない。これらは今後の重要な分析課題である。

付録1 所得が健康指標に与える影響

本付録では、論文内で用いられた手法を用いることで、所得水準が健康指標に与える影響を推定した結果を報告する。分析に用いた健康指標の記述統計量は表A1、推定結果は表A2a~表A2kにまとめたとおりである。なお、所得と健康の関係については、岩本(2000)、橋本(2006)、小塩(2009)、湯田(2010)などが検証を行っている。

<表A1>

<表 A2a ~ 表 A2k >

付録2 所得が健康指標に与える影響

表 A3a ~ A3b には、ダイナミック・パネルモデルにおける誤差項の自己相関の検定結果がまとめられている。

<表 A3 >

参考文献

- Arellano M. and Bond S. (1991) “Some tests of specification for panel data: Monte Carlo evidence and an application to employment equations,” *Review of Economic Studies*, Vol.58(2), pp.277-297.
- Chandra A., Cutler D., Song Z. (2012) “Who ordered that? The economics of treatment choices in medical care,” In: Pauly MV, McGuire TG, Barros PP (Eds), *Handbook of Health Economics*, Vol.2. Elsevier: Amsterdam; pp. 397-432.
- Grossman, M. (1972) “On the concept of health capital and the demand for health,” *Journal of Political Economy*, Vol.80(2), pp.223-255.
- Windmeijer F. (2005) “A finite sample correction for the variance of linear efficient two-step GMM estimators,” *Journal of Econometrics*, Vol.126(1), pp.25-51.
- 今堀まゆみ・野口晴子・栗原崇・泉田信行 (2017) 「所得が高齢者の医療費・介護費に与える影響」, 医療経済学会 第12回研究大会 報告論文。
- 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』, 95-117 頁, 東京大学出版会。
- 大竹文雄 (1990) 『国民健康保険における地域間格差に関する調査報告書』, 大阪地域医療研究会。
- 小塩隆士 (2009) 「所得格差と健康 日本における実証研究の展望と課題」, 『医療経済研究』, Vol.21, 87-97 頁。
- 澤野孝一郎 (2000) 「高齢者医療における自己負担の役割: 定額自己負担制と定率自己負担制」, 『医療と社会』, Vol.10(2), 115-138 頁。
- 西村周三 (1987) 「医師誘発需要理論をめぐって」, 『医療の経済分析』, 23-45 頁, 東洋経済新報社。
- 橋本英樹 (2006) 「所得分布と健康」, 川上憲人・小林廉毅・橋本英樹 (編) 『社会格差と健康』, 37-60 頁, 東京大学出版会。
- 藤野士郎 (1997) 「医療部門デフレータの推計 (昭和34年度~平成5年度)」, 『医療と社会』, Vol.7(1), 91-108 頁。
- 湯田道生 (2010) 「健康状態と労働生産性」, 『日本労働研究雑誌』, Vol.601, 25-36 頁。

表 1 国内の先行研究の概要

論文名	所得弾力値
西村 (1986)	0.369 ~ 0.433
大竹 (1990)	0.098
Tokita, et al. (1996)	0.554 ~ 0.568
藤野 (1997)	0.55
澤野 (2000)	医療サービスは必需財

表 2 記述統計量

変数名	観測値数	平均	標準偏差	最小値	最大値	月収との相関
医療費(自己負担, 万円)	256642	0.788	6.244	0	999.7	0.029
外来利用 (=1 if あり)	113622	0.093	0.290	0	1	-0.006
入院利用 (=1 if あり)	264568	0.019	0.136	0	1	-0.010
説明変数						
月収(万円)	227407	32.164	90.046	0	9410	
年齢	339770	59.351	3.981	50	69	
性別(女性)	333970	0.517	0.500	0	1	
学歴						
中卒	311600	0.191	0.393	0	1	
高卒	311600	0.492	0.500	0	1	
短大・高専卒	311600	0.158	0.365	0	1	
大卒	311600	0.151	0.358	0	1	
大学院卒	311600	0.008	0.092	0	1	
就業中	272901	0.716	0.451	0	1	
就業形態						
自営業	194422	0.227	0.419	0	1	
役員	194422	0.062	0.242	0	1	
正規労働者	194422	0.344	0.475	0	1	
非正規労働者	194422	0.330	0.470	0	1	
その他	194422	0.036	0.186	0	1	
有配偶	272779	0.850	0.357	0	1	
同居家族人数	339770	0.978	1.286	0	13	
金融資産(万円)	242897	1024.112	1784.456	0	70000	
借入金(万円)	251679	399.561	1687.512	0	99990	

表3 所得が医療利用に与える影響

サンプル Model	全サンプル		高所得除く	
	Linear FE	Dynamic FE	Linear FE	Dynamic FE
医療費	-0.016 ***	-0.013 ***	-0.021 ***	-0.023 ***
	0.002	0.002	0.002	0.003
観測値数	190847	110905	181838	93697
個人数	31213	25082	30848	23285
外来利用	-0.002 *	-0.004 *	-0.002	-0.007 ***
	0.001	0.002	0.002	0.003
観測値数	80026	34336	74821	27950
個人数	23029	15215	22557	12681
入院利用	-0.003 ***	-0.004 ***	-0.004 ***	-0.005 ***
	0.000	0.001	0.001	0.001
観測値数	195535	119133	186508	101157
個人数	31399	26092	31040	24388

注：推定方法は固定効果モデル。Linear モデルの標準誤差は家族を単位とした Clustering robust standard errors ,Dynamic モデルの標準誤差は Windmeijer(2005)の標準誤差である。***, **および*はそれぞれ 1%, 5%, 10%有意水準で有意であることを示す。各推定式には, 年齢, 年齢の2乗, 有配偶ダミー, 同居人数, 預貯金額・借入金額の対数値, 年効果が含まれている。

表 4 頑健性の確認

(A) 医療費

Model	Linear FE	Dynamic FE	Model	Linear FE	Dynamic FE
男性	-0.018	-0.015	就業者	-0.017	-0.014
	0.002	0.003		0.002	0.003
観測値数	93587	55794	観測値数	145415	78564
個人数	14950	12098	個人数	26533	19346
女性	-0.012 ***	-0.011	自営業者	-0.013 ***	-0.010
	0.002	0.003		0.004	0.007
観測値数	95047	54130	観測値数	30710	14627
個人数	15731	12585	個人数	6818	3940
中卒	-0.028 ***	-0.018	役員	-0.008	-0.001
	0.004	0.006		0.010	0.014
観測値数	30557	16146	観測値数	9234	3650
個人数	5525	4249	個人数	2843	1062
高卒	-0.013 ***	-0.011	正規社員	-0.020 ***	-0.014
	0.002	0.003		0.005	0.007
観測値数	93058	54665	観測値数	50940	22790
個人数	14503	12319	個人数	12727	7353
短大・高専卒	-0.018 ***	-0.020	非正規社員	-0.018 ***	-0.011
	0.004	0.006		0.005	0.007
観測値数	30420	18091	観測値数	49281	21061
個人数	4645	4001	個人数	12937	6726
大卒	-0.014 ***	-0.011	その他	-0.013	0.031
	0.004	0.005		0.013	0.017
観測値数	30931	19406	観測値数	4821	912
個人数	4481	3894	個人数	2390	386
大学院卒	-0.004	0.009	非就業者	-0.002	-0.004
	0.018	0.021		0.003	0.006
観測値数	1748	1105	観測値数	45349	18364
個人数	253	221	個人数	13300	5965

注：推定方法は固定効果モデル。Linear モデルの標準誤差は家族を単位とした Clustering robust standard errors ,Dynamic モデルの標準誤差は Windmeijer(2005)の標準誤差である。***, **および*はそれぞれ 1%, 5%, 10% 有意水準で有意であることを示す。各推定式には, 年齢, 年齢の 2 乗, 有配偶ダミー, 同居人数, 預貯金額・借入金額の対数値, 年効果が含まれている。

(B) 外来利用

Model	Linear FE	Dynamic FE	Model	Linear FE	Dynamic FE
男性	-0.003	-0.005	就業者	-0.004	-0.003
	0.002	0.003		0.002	0.003
観測値数	40587	18309	観測値数	60140	24949
個人数	10999	7847	個人数	17705	11078
女性	0.000	-0.001	自営業者	-0.006 **	-0.006
	0.002	0.003		0.003	0.006
観測値数	39065	16027	観測値数	13323	4873
個人数	11656	7368	個人数	4472	2234
中卒	-0.005	-0.008	役員	0.000	0.017
	0.003	0.006		0.006	0.011
観測値数	11570	4303	観測値数	4010	1343
個人数	3782	2059	個人数	1521	607
高卒	-0.001	-0.003	正規社員	-0.002	-0.008
	0.002	0.003		0.003	0.005
観測値数	39389	16889	観測値数	15824	5133
個人数	11311	7539	個人数	5941	2593
短大・高専卒	0.003	0.005	非正規社員	-0.003	0.000
	0.003	0.004		0.003	0.005
観測値数	13078	5581	観測値数	24742	8166
個人数	3737	2485	個人数	9011	4063
大卒	-0.005 *	-0.006	その他	-0.007	-0.005
	0.003	0.005		0.011	0.009
観測値数	13939	6671	観測値数	2190	353
個人数	3616	2753	個人数	1252	199
大学院卒	-0.022	-0.051	非就業者	0.001	-0.002
	0.011	0.020		0.003	0.005
観測値数	794	391	観測値数	19814	5418
個人数	197	154	個人数	8746	2977

注：推定方法は固定効果モデル。Linear モデルの標準誤差は家族を単位とした Clustering robust standard errors ,Dynamic モデルの標準誤差は Windmeijer(2005)の標準誤差である。***, **および*はそれぞれ 1%, 5%, 10%有意水準で有意であることを示す。各推定式には、年齢、年齢の 2 乗、有配偶ダミー、同居人数、預貯金額・借入金額の対数値、年効果が含まれている。

(C) 入院利用

Model	Linear FE	Dynamic FE	Model	Linear FE	Dynamic FE
男性	-0.003	-0.004	就業者	-0.003	-0.003
	0.001	0.001		0.001	0.001
観測値数	95228	58595	観測値数	148715	83616
個人数	15016	12469	個人数	26759	20206
女性	-0.003 ***	-0.002	自営業者	-0.004 ***	-0.003
	0.001	0.001		0.001	0.002
観測値数	97972	59387	観測値数	31383	15489
個人数	15845	13187	個人数	6896	4111
中卒	-0.005 ***	-0.004	役員	0.000	0.003
	0.001	0.002		0.003	0.003
観測値数	31272	17340	観測値数	9467	3860
個人数	5564	4527	個人数	2888	1095
高卒	-0.003 ***	-0.004	正規社員	-0.002	0.000
	0.001	0.001		0.001	0.002
観測値数	95369	58805	観測値数	52311	24480
個人数	14570	12776	個人数	12846	7805
短大・高専卒	-0.003 **	0.000	非正規社員	-0.005 ***	-0.003
	0.001	0.001		0.001	0.002
観測値数	31145	19467	観測値数	50121	22201
個人数	4666	4137	個人数	13019	6979
大卒	-0.002 **	-0.004	その他	-0.006 *	0.000
	0.001	0.001		0.003	0.007
観測値数	31695	20756	観測値数	4955	983
個人数	4495	4005	個人数	2427	403
大学院卒	-0.001	0.006	非就業者	0.002	-0.002
	0.004	0.006		0.001	0.001
観測値数	1794	1183	観測値数	46739	20232
個人数	254	228	個人数	13446	6295

注：推定方法は固定効果モデル。Linear モデルの標準誤差は家族を単位とした Clustering robust standard errors ,Dynamic モデルの標準誤差は Windmeijer(2005)の標準誤差である。***, **および*はそれぞれ 1%, 5%, 10%有意水準で有意であることを示す。各推定式には、年齢、年齢の 2 乗、有配偶ダミー、同居人数、預貯金額・借入金額の対数値、年効果が含まれている。

表 A1 健康指標の記述統計量

健康指標	観測値数	平均	標準偏差	最小値	最大値
主観的健康	270862	1.819	0.934	0	5
日常活動が困難	262324	0.103	0.304	0	1
精神的負担(2つ)	263451	0.005	0.070	0	1
精神的負担(3つ)	263451	0.027	0.163	0	1
糖尿病	242746	0.105	0.307	0	1
心臓病	242407	0.045	0.207	0	1
脳卒中	242024	0.021	0.142	0	1
高血圧	243090	0.280	0.449	0	1
脂質異常症	242358	0.152	0.359	0	1
がん	241853	0.027	0.163	0	1

表 A2 所得が健康指標に対する影響

(A) 主な結果

サンプル Model	全サンプル		高所得除く	
	Linear FE	Dynamic FE	Linear FE	Dynamic FE
主観的健康	-0.022 ***	-0.020 ***	-0.027 ***	-0.024 ***
	0.002	0.003	0.002	0.004
観測値数	199280	124395	189958	105085
個人数	31420	26221	31063	24562
日常活動困難	-0.007 ***	-0.006 ***	-0.009 ***	-0.007 ***
	0.001	0.001	0.001	0.001
観測値数	194448	117397	185445	99715
個人数	31280	25728	30919	24043
精神的負担	-0.001 ***	0.000	-0.001 ***	-0.001 *
	0.000	0.000	0.000	0.000
観測値数	195414	120200	186231	101713
個人数	31146	25571	30779	23905
精神的負担2	-0.003 ***	-0.001 *	-0.003 ***	-0.002 **
	0.000	0.001	0.001	0.001
観測値数	195414	120200	186231	101713
個人数	31146	25571	30779	23905
糖尿病	0.000	0.000	-0.001	0.000
	0.001	0.001	0.001	0.001
観測値数	180044	97047	171453	81910
個人数	31053	23006	30680	21243
心臓病	-0.001	0.000	-0.001 **	0.000
	0.000	0.001	0.001	0.001
観測値数	179818	96713	171231	81623
個人数	31054	22976	30681	21212
脳卒中	-0.002 ***	-0.001	-0.002 ***	-0.001 **
	0.000	0.000	0.000	0.001
観測値数	179547	96313	170992	81348
個人数	31049	22956	30676	21205
高血圧	-0.001	-0.002 *	-0.001	-0.003 **
	0.001	0.001	0.001	0.001
観測値数	180278	97503	171672	82277
個人数	31054	23032	30681	21280
脂質異常症	0.001	0.000	0.002 **	0.000
	0.001	0.001	0.001	0.001
観測値数	179805	96752	171226	81677
個人数	31051	22978	30678	21233
がん	-0.004 ***	-0.004 ***	-0.005 ***	-0.005 ***
	0.000	0.001	0.001	0.001
観測値数	179394	96002	170845	81077
個人数	31051	22933	30678	21179

注：推定方法は固定効果モデル。Linear モデルの標準誤差は家族を単位とした Clustering robust standard errors ,Dynamic モデルの標準誤差は Windmeijer(2005)の標準誤差である。
*** ,**および*はそれぞれ 1% ,5% ,10%有意水準で有意であることを示す。各推定式には、
年齢、年齢の2乗、有配偶ダミー、同居人数、預貯金額・借入金額の対数値、年効果が含まれている。

(B) 主観的健康

Model	Linear FE	Dynamic FE		Linear FE	Dynamic FE
男性	-0.023 ***	-0.020 ***	就業者	-0.016 ***	-0.017 ***
	0.003	0.004		0.003	0.004
観測値数	96666	60660	観測値数	151451	87246
個人数	15019	12506	個人数	26775	20351
女性	-0.019 ***	-0.017 ***	自営業者	-0.012 **	-0.010
	0.003	0.004		0.005	0.008
観測値数	100264	62590	観測値数	32157	16424
個人数	15863	13276	個人数	6913	4196
中卒	-0.037 ***	-0.041 ***	役員	-0.020 *	-0.008
	0.005	0.007		0.012	0.016
観測値数	32464	18865	観測値数	9538	3895
個人数	5574	4585	個人数	2899	1109
高卒	-0.020 ***	-0.019 ***	正規労働者	-0.014 **	-0.018 **
	0.003	0.004		0.006	0.008
観測値数	97032	61239	観測値数	52725	24912
個人数	14584	12811	個人数	12867	7805
短大・高専卒	-0.021 ***	-0.015 **	非正規労働者	-0.024 ***	-0.013
	0.005	0.007		0.006	0.009
観測値数	31780	20375	観測値数	51459	23641
個人数	4668	4166	個人数	13091	7189
大卒	-0.012 **	-0.007	非就業者	-0.007 *	-0.010
	0.005	0.007		0.004	0.007
観測値数	31884	21041	観測値数	47735	21084
個人数	4498	4006	個人数	13571	6422

注：推定方法は固定効果モデル。Linear モデルの標準誤差は家族を単位とした Clustering robust standard errors ,Dynamic モデルの標準誤差は Windmeijer(2005)の標準誤差である。
 *** ,**および*はそれぞれ 1% ,5% ,10%有意水準で有意であることを示す。各推定式には、
 年齢、年齢の 2 乗、有配偶ダミー、同居人数、預貯金額・借入金額の対数値、年効果が含まれている。

(C) 日常活動困難

Model	Linear FE	Dynamic FE		Linear FE	Dynamic FE
男性	-0.009 ***	-0.007 ***	就業者	-0.006 ***	-0.005 ***
	0.001	0.001		0.001	0.001
観測値数	94588	57637	観測値数	147767	82381
個人数	14946	12293	個人数	26620	19892
女性	-0.006 ***	-0.003 *	自営業者	-0.007 ***	-0.006 **
	0.001	0.002		0.002	0.003
観測値数	97557	58649	観測値数	31118	15238
個人数	15798	13008	個人数	6853	4037
中卒	-0.009 ***	-0.008 ***	役員	-0.002	0.004
	0.002	0.003		0.004	0.004
観測値数	31250	17289	観測値数	9361	3763
個人数	5541	4406	個人数	2863	1084
高卒	-0.007 ***	-0.006 ***	正規労働者	-0.004 **	-0.002
	0.001	0.001		0.002	0.003
観測値数	94821	57958	観測値数	51877	24094
個人数	14554	12611	個人数	12753	7678
短大・高専卒	-0.007 ***	-0.001	非正規労働者	-0.008 ***	-0.006 *
	0.002	0.003		0.002	0.004
観測値数	31029	19182	観測値数	50029	22077
個人数	4657	4097	個人数	12983	6914
大卒	-0.007 ***	-0.007 ***	非就業者	-0.003	0.000
	0.002	0.002		0.002	0.003
観測値数	31395	20226	観測値数	46618	20064
個人数	4490	3977	個人数	13410	6253

注：推定方法は固定効果モデル。Linear モデルの標準誤差は家族を単位とした Clustering robust standard errors ,Dynamic モデルの標準誤差は Windmeijer(2005)の標準誤差である。
 *** ,**および*はそれぞれ 1% ,5% ,10%有意水準で有意であることを示す。各推定式には、
 年齢、年齢の 2 乗、有配偶ダミー、同居人数、預貯金額・借入金額の対数値、年効果が含まれている。

(D) 精神的負担

Model	Linear FE	Dynamic FE		Linear FE	Dynamic FE
男性	-0.001 ***	0.000	就業者	0.000	0.000
	0.000	0.000		0.000	0.000
観測値数	94878	58736	観測値数	148540	84509
個人数	14896	12204	個人数	26522	19765
女性	-0.001 **	0.000	自営業者	0.000	0.000
	0.000	0.000		0.001	0.001
観測値数	98265	60396	観測値数	31360	15700
個人数	15716	12953	個人数	6830	4028
中卒	-0.001	-0.001 *	役員	-0.002	-0.001
	0.001	0.001		0.002	0.001
観測値数	30844	17113	観測値数	9433	3883
個人数	5482	4280	個人数	2844	1088
高卒	-0.001 ***	-0.001	正規労働者	0.000	0.000
	0.000	0.000		0.000	0.001
観測値数	95490	59422	観測値数	51831	24353
個人数	14527	12588	個人数	12711	7580
短大・高専卒	0.000	0.000	非正規労働者	-0.001 *	0.000
	0.001	0.001		0.001	0.001
観測値数	31383	19933	観測値数	50540	22959
個人数	4652	4092	個人数	12959	7005
大卒	-0.001 **	0.000	非就業者	0.000	0.000
	0.001	0.000		0.000	0.000
観測値数	31774	20946	観測値数	46789	20367
個人数	4493	3983	個人数	13390	6280

注：推定方法は固定効果モデル。Linear モデルの標準誤差は家族を単位とした Clustering robust standard errors ,Dynamic モデルの標準誤差は Windmeijer(2005)の標準誤差である。
 *** ,**および*はそれぞれ 1% ,5% ,10%有意水準で有意であることを示す。各推定式には、
 年齢、年齢の2乗、有配偶ダミー、同居人数、預貯金額・借入金額の対数値、年効果が含まれている。

(E) 精神的負担(2)

Model	Linear FE	Dynamic FE		Linear FE	Dynamic FE
男性	-0.003 *** 0.001	-0.002 ** 0.001	就業者	-0.002 *** 0.001	-0.003 *** 0.001
観測値数	94878	58736	観測値数	148540	84509
個人数	14896	12204	個人数	26522	19765
女性	-0.002 *** 0.001	0.000 0.001	自営業者	-0.002 * 0.001	-0.002 0.002
観測値数	98265	60396	観測値数	31360	15700
個人数	15716	12953	個人数	6830	4028
中卒	-0.003 *** 0.001	-0.001 0.002	役員	-0.005 * 0.003	-0.004 0.004
観測値数	30844	17113	観測値数	9433	3883
個人数	5482	4280	個人数	2844	1088
高卒	-0.003 *** 0.001	-0.001 0.001	正規労働者	-0.003 ** 0.001	-0.004 ** 0.002
観測値数	95490	59422	観測値数	51831	24353
個人数	14527	12588	個人数	12711	7580
短大・高専卒	-0.001 0.001	-0.001 0.002	非正規労働者	-0.003 ** 0.001	-0.005 ** 0.002
観測値数	31383	19933	観測値数	50540	22959
個人数	4652	4092	個人数	12959	7005
大卒	-0.003 *** 0.001	-0.002 0.002	非就業者	0.000 0.001	0.002 0.002
観測値数	31774	20946	観測値数	46789	20367
個人数	4493	3983	個人数	13390	6280

注：推定方法は固定効果モデル。Linear モデルの標準誤差は家族を単位とした Clustering robust standard errors ,Dynamic モデルの標準誤差は Windmeijer(2005)の標準誤差である。
*** ,**および*はそれぞれ 1% ,5% ,10%有意水準で有意であることを示す。各推定式には、
年齢、年齢の2乗、有配偶ダミー、同居人数、預貯金額・借入金額の対数値、年効果が含まれている。

(F) 糖尿病

Model	Linear FE	Dynamic FE		Linear FE	Dynamic FE
男性	0.000	0.001	就業者	0.000	0.001
	0.001	0.001		0.001	0.001
観測値数	89071	49851	観測値数	137213	68959
個人数	14867	11265	個人数	26344	17621
女性	0.000	-0.001	自営業者	-0.003 *	0.001
	0.001	0.001		0.001	0.002
観測値数	88921	46377	観測値数	28600	12388
個人数	15654	11400	個人数	6701	3462
中卒	0.000	0.002	役員	0.001	-0.004
	0.002	0.002		0.003	0.004
観測値数	27406	12475	観測値数	8923	3401
個人数	5429	3587	個人数	2779	993
高卒	0.000	0.000	正規労働者	0.001	0.000
	0.001	0.001		0.001	0.002
観測値数	87874	47834	観測値数	48580	20481
個人数	14434	11356	個人数	12586	6688
短大・高専卒	-0.002 *	-0.001	非正規労働者	0.000	0.002
	0.001	0.002		0.002	0.002
観測値数	28721	15847	観測値数	46276	18304
個人数	4624	3685	個人数	12702	6154
大卒	0.000	0.001	非就業者	0.001	-0.002
	0.001	0.002		0.001	0.001
観測値数	30349	18556	観測値数	42753	16066
個人数	4476	3795	個人数	13014	5414

注：推定方法は固定効果モデル。Linear モデルの標準誤差は家族を単位とした Clustering robust standard errors ,Dynamic モデルの標準誤差は Windmeijer(2005)の標準誤差である。

*** ,**および*はそれぞれ 1% ,5% ,10%有意水準で有意であることを示す。各推定式には、年齢、年齢の2乗、有配偶ダミー、同居人数、預貯金額・借入金額の対数値、年効果が含まれている。

(G) 心臓病

Model	Linear FE	Dynamic FE		Linear FE	Dynamic FE
TabA2	0.000	0.000	就業者	-0.001	-0.001
	0.001	0.001		0.001	0.001
観測値数	88935	49630	観測値数	137030	68689
個人数	14867	11248	個人数	26343	17597
女性	0.000	0.000	自営業者	-0.002 *	-0.001
	0.001	0.001		0.001	0.002
観測値数	88835	46267	観測値数	28566	12332
個人数	15655	11386	個人数	6701	3454
中卒	-0.002	-0.001	役員	-0.003	-0.003
	0.001	0.002		0.004	0.005
観測値数	27369	12415	観測値数	8913	3394
個人数	5429	3573	個人数	2779	992
高卒	0.000	0.000	正規労働者	0.003 **	0.002
	0.001	0.001		0.001	0.001
観測値数	87761	47664	観測値数	48517	20408
個人数	14435	11346	個人数	12581	6681
短大・高専卒	0.000	-0.001	非正規労働者	-0.001	0.001
	0.001	0.002		0.001	0.002
観測値数	28682	15798	観測値数	46205	18228
個人数	4624	3681	個人数	12698	6143
大卒	0.000	0.001	非就業者	0.001	0.002
	0.001	0.001		0.001	0.002
観測値数	30317	18502	観測値数	42711	16032
個人数	4476	3792	個人数	13011	5399

注：推定方法は固定効果モデル。Linear モデルの標準誤差は家族を単位とした Clustering robust standard errors ,Dynamic モデルの標準誤差は Windmeijer(2005)の標準誤差である。
 *** ,**および*はそれぞれ 1% ,5% ,10%有意水準で有意であることを示す。各推定式には、
 年齢、年齢の2乗、有配偶ダミー、同居人数、預貯金額・借入金額の対数値、年効果が含まれている。

(H) 脳卒中

Model	Linear FE	Dynamic FE		Linear FE	Dynamic FE
男性	-0.002 ***	-0.001	就業者	-0.001 *	0.001
	0.001	0.001		0.000	0.001
観測値数	88762	49380	観測値数	136820	68386
個人数	14865	11236	個人数	26339	17583
女性	-0.001 ***	-0.001	自営業者	0.000	0.000
	0.000	0.001		0.001	0.001
観測値数	88741	46123	観測値数	28506	12261
個人数	15652	11379	個人数	6698	3450
中卒	-0.004 ***	-0.002	役員	-0.002	0.001
	0.001	0.001		0.002	0.001
観測値数	27322	12356	観測値数	8906	3374
個人数	5426	3571	個人数	2780	987
高卒	-0.001 ***	-0.001	正規労働者	0.000	0.000
	0.000	0.001		0.001	0.001
観測値数	87617	47468	観測値数	48456	20333
個人数	14435	11335	個人数	12578	6669
短大・高専卒	-0.002 **	0.000	非正規労働者	-0.001	0.000
	0.001	0.002		0.001	0.001
観測値数	28650	15739	観測値数	46135	18156
個人数	4624	3679	個人数	12688	6137
大卒	-0.001 *	0.000	非就業者	-0.001	-0.001
	0.001	0.001		0.001	0.001
観測値数	30278	18422	観測値数	42650	15984
個人数	4475	3788	個人数	12998	5394

注：推定方法は固定効果モデル。Linear モデルの標準誤差は家族を単位とした Clustering robust standard errors ,Dynamic モデルの標準誤差は Windmeijer(2005)の標準誤差である。
 *** ,**および*はそれぞれ 1% ,5% ,10%有意水準で有意であることを示す。各推定式には、
 年齢、年齢の2乗、有配偶ダミー、同居人数、預貯金額・借入金額の対数値、年効果が含まれている。

(I) 高血圧

Model	Linear FE	Dynamic FE		Linear FE	Dynamic FE
男性	-0.001	-0.003 *	就業者	-0.002	-0.002
	0.001	0.002		0.001	0.002
観測値数	89161	50027	観測値数	137407	69234
個人数	14866	11279	個人数	26349	17642
女性	0.000	-0.001	自営業者	-0.005 **	-0.002
	0.001	0.001		0.002	0.003
観測値数	89068	46662	観測値数	28635	12406
個人数	15656	11414	個人数	6705	3469
中卒	0.000	-0.005	役員	0.004	-0.007
	0.002	0.003		0.005	0.007
観測値数	27443	12542	観測値数	8938	3415
個人数	5429	3586	個人数	2780	996
高卒	0.000	-0.001	正規労働者	-0.001	-0.005
	0.001	0.002		0.002	0.003
観測値数	88025	48131	観測値数	48625	20556
個人数	14437	11378	個人数	12589	6701
短大・高専卒	-0.001	-0.002	非正規労働者	0.001	0.002
	0.002	0.002		0.002	0.003
観測値数	28737	15882	観測値数	46367	18412
個人数	4625	3685	個人数	12707	6166
大卒	-0.001	-0.003	非就業者	0.000	-0.001
	0.002	0.002		0.002	0.002
観測値数	30377	18610	観測値数	42794	16150
個人数	4474	3799	個人数	13010	5419

注：推定方法は固定効果モデル。Linear モデルの標準誤差は家族を単位とした Clustering robust standard errors ,Dynamic モデルの標準誤差は Windmeijer(2005)の標準誤差である。
 *** ,**および*はそれぞれ 1% ,5% ,10%有意水準で有意であることを示す。各推定式には、
 年齢、年齢の2乗、有配偶ダミー、同居人数、預貯金額・借入金額の対数値、年効果が含まれている。

(J) 脂質異常症

Model	Linear FE	Dynamic FE		Linear FE	Dynamic FE
男性	0.000	0.000	就業者	-0.001	-0.001
	0.001	0.002		0.001	0.002
観測値数	88875	49579	観測値数	137058	68733
個人数	14866	11241	個人数	26343	17601
女性	0.002	0.000	自営業者	-0.002	0.000
	0.001	0.002		0.002	0.003
観測値数	88881	46353	観測値数	28547	12330
個人数	15653	11397	個人数	6704	3455
中卒	0.000	-0.002	役員	-0.002	-0.012
	0.002	0.003		0.005	0.009
観測値数	27354	12397	観測値数	8924	3400
個人数	5426	3574	個人数	2778	989
高卒	0.001	0.001	正規労働者	0.000	-0.001
	0.001	0.002		0.002	0.004
観測値数	87788	47749	観測値数	48564	20463
個人数	14436	11350	個人数	12590	6693
短大・高専卒	0.000	-0.001	非正規労働者	-0.001	0.001
	0.002	0.003		0.002	0.003
観測値数	28675	15790	観測値数	46192	18215
個人数	4625	3683	個人数	12696	6137
大卒	0.003	0.000	非就業者	0.002	0.000
	0.002	0.003		0.002	0.003
観測値数	30305	18495	観測値数	42670	16020
個人数	4474	3788	個人数	12995	5402

注：推定方法は固定効果モデル。Linear モデルの標準誤差は家族を単位とした Clustering robust standard errors ,Dynamic モデルの標準誤差は Windmeijer(2005)の標準誤差である。
 *** ,**および*はそれぞれ 1% ,5% ,10%有意水準で有意であることを示す。各推定式には、
 年齢、年齢の 2 乗、有配偶ダミー、同居人数、預貯金額・借入金額の対数値、年効果が含まれている。

(K)がん

Model	Linear FE	Dynamic FE		Linear FE	Dynamic FE
男性	-0.004 ***	-0.003 ***	就業者	-0.003 ***	-0.004 ***
	0.001	0.001		0.001	0.001
観測値数	88669	49179	観測値数	136730	68196
個人数	14865	11225	個人数	26342	17563
女性	-0.004 ***	-0.005 ***	自営業者	-0.002 **	-0.003 *
	0.001	0.001		0.001	0.001
観測値数	88679	46009	観測値数	28487	12234
個人数	15654	11367	個人数	6700	3448
中卒	-0.006 ***	-0.006 ***	役員	-0.004	-0.007
	0.001	0.002		0.004	0.005
観測値数	27303	12323	観測値数	8900	3366
個人数	5426	3561	個人数	2778	987
高卒	-0.004 ***	-0.004 ***	正規労働者	-0.003 **	-0.003 *
	0.001	0.001		0.001	0.002
観測値数	87550	47310	観測値数	48397	20251
個人数	14435	11327	個人数	12580	6663
短大・高専卒	-0.005 ***	-0.002	非正規労働者	-0.005 ***	-0.003 *
	0.001	0.001		0.001	0.002
観測値数	28613	15682	観測値数	46126	18123
個人数	4625	3675	個人数	12695	6119
大卒	-0.004 ***	-0.004 ***	非就業者	-0.001	-0.003 **
	0.001	0.001		0.001	0.001
観測値数	30246	18370	観測値数	42587	15907
個人数	4475	3787	個人数	12995	5381

注：推定方法は固定効果モデル。Linear モデルの標準誤差は家族を単位とした Clustering robust standard errors ,Dynamic モデルの標準誤差は Windmeijer(2005)の標準誤差である。
 *** ,**および*はそれぞれ 1% ,5% ,10%有意水準で有意であることを示す。各推定式には、
 年齢、年齢の2乗、有配偶ダミー、同居人数、預貯金額・借入金額の対数値、年効果が含まれている。

表 A3 誤差項の自己相関の検定結果

(A) 全サンプル

Model	1次	2次
医療費	-44.026 ***	1.864
(高所得者除く)	-39.756 ***	1.140
外来利用	-26.108 ***	-0.007
(高所得者除く)	-23.079 ***	-0.747
入院利用	-28.925 ***	1.0014
(高所得者除く)	-26.881 ***	0.735

注：。***，**および*はそれぞれ1%，5%，10%有意水準で有意であることを示す。

(B) サブサンプル

被説明変数	医療費		外来利用		入院利用	
	1次	2次	1次	2次	1次	2次
男性	-31.294 ***	1.328	-19.857 ***	1.162	-20.357 ***	0.87151
女性	-30.050 ***	1.096	-16.716 ***	-1.434	-18.209 ***	-0.876
中卒	-16.441 ***	0.074	-9.474 ***	-0.390	-11.008 ***	0.461
高卒	-29.992 ***	2.044 **	-18.272 ***	1.221	-19.585 ***	-0.963
短大・高専卒	-17.930 ***	1.609	-8.966 ***	-0.868	-10.512 ***	-0.076
大卒	-19.252 ***	-0.151	-11.875 ***	-1.397	-10.033 ***	1.623
大学院卒	-3.935 ***	-0.062	-3.082 ***	-0.003	-2.345 **	-0.772
就業者	-36.696 ***	2.440 **	-21.600 ***	-0.169	-21.27 ***	0.33723
自営業者	-16.360 ***	0.945	-9.917 ***	1.321	-8.665 ***	-0.168
役員	-6.5888 ***	1.0073	-3.713 ***	-1.171	-4.615 ***	0.197
正規社員	-17.528 ***	-0.0369	-8.774 ***	-0.284	-10.599 ***	0.091
非正規社員	-18.686 ***	1.4344	-11.772 ***	-1.028	-8.474 ***	0.764
その他	-3.8924 ***	1.411	-1.130	-0.331	-2.621 ***	0.822
非就業者	-16.906 ***	-1.2099	-9.409 ***	-0.309	-11.729 ***	0.717

注：。***，**および*はそれぞれ1%，5%，10%有意水準で有意であることを示す。