

Panel Data Research Center, Keio University

PDRC Discussion Paper Series

Poverty of Elderly People in Japan: Empirical Analysis of the Effect of Work Experience and Marital Status on Earnings, Income and Wealth of Elderly People

Risa HAGIWARA

31 March, 2020

DP2019-011

<https://www.pdrc.keio.ac.jp/en/publications/dp/6325/>



Panel Data Research Center, Keio University
2-15-45 Mita, Minato-ku, Tokyo 108-8345, Japan
info@pdrc.keio.ac.jp
31 March, 2020

Poverty of Elderly People in Japan: Empirical Analysis of the Effect of Work Experience and Marital Status on Earnings, Income and Wealth of Elderly People

Risa HAGIWARA

PDRC Keio DP2019-011

31 March, 2020

JEL Classification: D31; I32; J14

Keywords: Elderly people;Poverty;Earnings, Income, Wealth;Work experience;Marital status

Abstract

The anxiety of life in old age is increasing in Japan as an aging country in the world. Previous studies indicate that the life in old age is affected by previous work experience and marital status. For example, public pensions, which occupy most of retirement income, depend on previous work experience. Marital status is also an important factor deciding the life in old age, especially females. This study clarifies the effects of working experience and marital status on earnings, income, and wealth of elderly people. From our analysis results using Japan/Keio Household Panel Survey (JHPS/KHPS), we found that the poverty risk is significantly high in the case of long work experience as a nonregular employee and self-employee, and the case of never-married. As suggested by foreign-related studies, it was clarified that the problem of public pension system which gives favorable treatment to specific people like regular employees. Especially, because of the increase of nonregular employees and never-married people in Japan, it is crucial to guarantee the life of these people to solve the poverty problem for elderly people.

Risa HAGIWARA

Faculty of Economics, Meikai University

1 Akemi, Urayasu-shi, Chiba

hagiwara@meikai.ac.jp

Acknowledgement: This study was supported by the Japan Society for the Promotion of Science (JSPS) Grant-in-Aid for Specially Promoted Research 17H06086 and a Grant-in-Aid for Young Scientists Grant Number 18K12799. This study utilizes the micro data of Japan/Keio Household Panel Survey (JHPS/KHPS) which is conducted by the Panel Data Research Center at Keio University. We would like to appreciate the Japan Society for the Promotion of Science and Panel Data Research Center at Keio University.

日本における高齢者の貧困
—就業経験と婚姻状況が収入・所得・資産に与える影響の実証分析—*

萩原里紗（明海大学）

【要旨】

日本では、長寿化が進む中、老後の生活への懸念が強まっている。老後の生活は、これまでの就業経験や婚姻状況によって影響を受けることが、先行研究で指摘されている。例えば、老後の収入の大部分を支える年金は、これまでの就業経験（納付状況）に依存している。また、特に女性は、婚姻状況によっても大きな影響を受けやすい。

本研究では、これまでの就業経験や婚姻状況が高齢者の収入・所得・資産に与える影響を明らかにする。「日本家計パネル調査（Japan/Keio Household Panel Survey: JHPS/KHPS）」を使用して分析を行った結果、正規雇用者よりも非正規雇用者や自営業者であった期間が長いケースや無配偶で特に未婚のケースで貧困リスクは高いことが明らかとなった。海外の先行研究で指摘されているように、特定層のみに手厚い保障が行われる制度の問題点が本研究でも浮き彫りになった。特に、日本では、非正規雇用者や未婚者が増加傾向にあることから、この層の老後の生活保障を行うことが日本の高齢者の貧困問題を解決する上で重要である。

キーワード: 高齢者、貧困、収入・所得・資産、就業経験、婚姻状況

JEL Classification Code: D14, D31, I32, J14

* 本研究は、慶應義塾大学パネルデータ設計・解析センターから「日本家計パネル調査（Japan/Keio Household Panel Survey: JHPS/KHPS）」の個票データの提供を受けた。本研究の実施にあたっては、科学研究費助成事業 特別推進研究 17H06086 および若手研究 18K12799 の助成を受けた。ここに記して感謝の意を表したい。

1. 問題意識

日本は、世界に類をみない高齢化先進国であり、平均寿命は年々長くなっている。長寿化が進む中、老後資金の不足により、老後の生活が困窮するのではないかという懸念が強まっている。厚生労働省「国民生活基礎調査」の高齢者世帯の生活意識別世帯数の構成割合をみると、近年になるにつれて「大変苦しい」、「やや苦しい」等の「苦しい」と回答している割合が増加しており、半数以上の世帯が生活に苦しんでいる。なお、この間デフレの状態が続いているため、物価の影響を考慮したとしても、生活苦の主な原因は収入の減少であると考えられる。また、厚生労働省「被保護者調査」によると、生活保護需給世帯のうち高齢者世帯は2015年度調査から50%を超えるようになってきていることからわかるとおり、高齢者の貧困は深刻化している。さらに、日本では高齢化に伴い、長期的に見て格差が拡大していることも指摘されている（Ohtake and Saito 1998; 大竹 2005; Oshio 2006; Kitao and Yamada 2019¹⁾）。

日本の高齢者の貧困状況は、世界的に見ても楽観視できない状況にある。OECD databaseで2018年または直近のデータを用いて相対的貧困率²⁾を国別に比較すると、全年齢における日本の貧困率は38カ国中、貧困率が高い順に数えて0.157で11位（1位は南アフリカで0.266、2位はコスタリカで0.209、3位はイスラエルで0.179、4位はアメリカで0.178、5位は韓国で0.174）、66歳以上に限定した貧困率は0.196で、上位11位（1位は韓国で0.438、2位はエストニアで0.357、3位はラトビアで0.327、4位はコスタリカで0.252、5位はリトアニアで0.251）で、高い順位に位置している。同じアジア圏に属する韓国のほうが貧困率が高いものの、高齢化のスピードの速い日本が貧困率を高めていく可能性はある。

以上でみてきたように、日本の高齢者の貧困問題を放置することはできず、貧困に陥る原因を明らかにする必要がある。本研究では、貧困をもたらす原因として、これまでの就業経験と婚姻状況に着目する。

老後の生活には、これまでの就業経験³⁾や婚姻状況が影響を与える（Zaidi 2014）。日本では、公的年金制度として国民年金（基礎年金）⁴⁾があり、加入者は働き方に応じて3種類に

¹⁾ 1984年から2014年までの収入・所得・資産の格差の状況について分析した Kitao and Yamada (2019)によれば、60歳以上の年齢階層では、労働所得格差が拡大しているものの、総所得格差は大きく縮まっている。この理由として、彼らは年金制度の発足と適用拡大によるものと捉えている。また、金融資産格差についてみると、1984年時点では70歳未満の年齢階層では格差が小さく、70歳以上の年齢階層では格差が大きかったのに対し、2014年時点では若年層の格差が拡大し、高齢層の格差が縮小したことにより、若年層と高齢層の差が縮小していることについて言及している。

²⁾ 相対的貧困率は、世帯の可処分所得を世帯人員の平方根（等価弾性率の0.5の場合）で割って、世帯規模を調整した「等価可処分所得」を算出した上で、同所得の中央値の50%（貧困線）未満で生活する世帯人員の割合と定義される。

³⁾ 本稿でいう「これまでの就業経験」は、正規雇用、非正規雇用、自営業の調査時点までの各経験年数を指す。ただし、就業経験に関しては、先行研究では多様な定義の下で分析が行われており、本稿と同様に年数を分析に使用するケースもあれば、これまでで最も長く就いていた職業や就業時の平均収入を分析に使用するケースもある。

⁴⁾ 厚生労働省「国民生活基礎調査」の2017年における各種世帯の所得の種類別1世帯当たり平均所得金額によれば、65歳以上の高齢者世帯の平均所得金額のうち、稼働所得は22.3%、公的年金・恩給は66.3%、財産所得は5.3%、年金以外の社会保障給付は0.8%、その他の所得は5.4%を占めており、公的年金・恩給が

分類され（第1号被保険者は自営業者、第2号被保険者は会社員や公務員、第3号被保険者は第2号被保険者に扶養される配偶者）、年金の内容が異なるからである。例えば、会社員や公務員は国民年金（基礎年金）と厚生年金⁵に加入するのに対し、自営業者は国民年金（基礎年金）に加え、任意で国民年金基金に加入できる⁶。このように、自営業者に対しては老後の資金形成に関して強制力がないため、会社員や公務員よりも年金受給額は低くなりやすい。また、第3号被保険者のうち、パートタイマーやアルバイトのような賃金が低く、労働時間の短い労働者は未婚の場合、国民年金（基礎年金）しか受給できない。賃金の低さや労働時間の短さは、第2号被保険者の年金受給額にも関係し、第2号被保険者であったとしても、保険料支払額によっては年金受給額が少なくなる。つまり、会社員や公務員といった正規雇用者に比べて、自営業や非正規雇用者は比較的年金受給額が低く、老後の生活が不安定になりやすい。

さらに、女性は婚姻状況によっても大きな影響を受けやすい。未婚女性は、既婚女性と比べて、年金受給額は低くなりやすい傾向にある。なぜなら、既婚女性は、配偶者と死別⁷もしくは離婚⁸したとしても、年金を受け取ることができるためである。特に、未婚女性のうち、現役時に自営業者や非正規雇用者として働き続け、基礎年金しか受給できないケースは、貧困に陥りやすいと考えられる。

以上のような、公的制度に基づいた老後の生活とこれまでの就業経験、婚姻状況との関係に加え、そもそも安定雇用である正規雇用のほうが非正規雇用よりも資産蓄積はしやすく、また、既婚者のほうが未婚者よりも、配偶者の分、多く資産蓄積を進めていることから、こ

7 割弱を占めている。財政状況の悪化により大きな割合を占めている年金給付額や社会保障給付額が減らされていくことを考えると、高齢者世帯の生活はより苦しくなることが予想される。

⁵ 「被用者年金一元化法」が2015年10月1日から施行されることに伴い、国家公務員共済年金、地方公務員共済年金、私立学校教職員共済年金は厚生年金に一元化された。

⁶ このほか、会社員は厚生年金基金（勤め先に制度がある会社員の場合のみ）、公務員は年金払い退職給付等を受け取ることができる場合もある。

⁷ 死別の場合、遺族基礎年金（18歳未満の子がいる配偶者、子（18歳未満）が受給可能）、第2号被保険者が亡くなった場合には遺族厚生年金（配偶者（夫は55歳以上。妻が受給する場合は、子の有無や妻の年齢によって受給要件が異なり、子のない30歳未満の妻は、5年間のみ受給可能）、子（18歳未満）、父母（55歳以上）、孫（18歳未満）が受給可能）、そして自営業者の場合は寡婦年金（10年以上継続して婚姻関係にあり、生計を維持されていた妻が60歳から65歳までの5年間受給可能。なお、寡婦年金は妻にのみ給付され、妻がなくなった場合に夫が寡婦年金を受け取ることができない）が給付される。

（日本年金機構 <https://www.nenkin.go.jp/service/jukyu/izokunenkin/jukyu-yoken/20150401-03.html>、<https://www.nenkin.go.jp/service/jukyu/izokunenkin/jukyu-yoken/20150424.html>、<https://www.nenkin.go.jp/service/jukyu/sonota-kyufu/1go-dokuji/20140422-02.html>（2020年3月9日閲覧）を参照）

⁸ 例え離婚したとしても、「年金分割制度（合意分割と3号分割）」があるため、離婚等をした日の翌日から起算して2年以内に請求すれば、例え専業主婦（主夫）等の第3号被保険者であったとしても、第2号被保険者の配偶者の婚姻期間中の厚生年金の納付記録（年金保険料の算定の基礎となった標準報酬（標準報酬月額と標準賞与額））の半分を上限に受給することができる。なお、合意分割は、2007年4月以降から始まった、当事者双方の合意または裁判手続により按分割合を定める分割制度である。3号分割は、2008年4月から始まった、2008年5月以降に離婚等をした第3号被保険者が請求し、2008年4月以降の婚姻中に第3号被保険者期間があった場合に利用できる分割制度である。なお、3号分割では当事者双方の合意は必要なく、請求があれば分割が行われる。（日本年金機構 <https://www.nenkin.go.jp/service/jukyu/kyotsu/jukyu-yoken/20140421-04.html>（2020年3月9日閲覧）を参照）。

れら属性を持つ者は老後の資産状況に違いがみられることが予想される。

このように、日本での老後の生活は、主に年金制度の仕組みから、これまでの就業経験や婚姻状況によって影響を受けやすいと考えられる。就業経験や婚姻状況によって、老後の生活にどのような差が生じるのかを検証するために、本研究では、慶應義塾大学パネルデータ設計・解析センターの「日本家計パネル調査(Japan/Keio Household Panel Survey: JHPS/KHPS)」を用いて、これまでの就業経験や婚姻状況が、65歳以降の高齢者における収入・所得・資産に与える影響について確認する。

収入については、5種類（労働収入（勤め先の収入、自営・事業・内職収入）、財産収入（家賃・地代収入、利子・配当金）、社会保障給付（年金、失業給付・育児休業給付、児童手当・児童扶養手当、生活保護給付）、受贈金・仕送り金、その他）に分けて比較する。資産については、3種類（預貯金額、有価証券額、住居所有の有無）に着目する。さらに、等価可処分所得および相対的貧困率⁹を計算し、それらへの影響も確認する。

JHPS/KHPS を使用するメリットとして、収入や資産についてバラエティ豊かに調査していることに加え、調査対象を長期間にわたって追跡調査していることが挙げられる。JHPS/KHPS は、回顧データも含めると、18歳からの就業経験の情報を入手することが可能であり、これまでの就業経験が現在の状況にどのような影響を与えるのかについて明らかにすることが可能である。また、婚姻状況の変遷についても調査しており、本研究が着目する就業経験と婚姻状況の2つの影響を分析することに適している。

本稿の構成は以下のとおりである。次節では先行研究を紹介する。3節では使用するデータの紹介、第4節では記述統計による分析結果、5節では回帰分析による分析結果をそれぞれ解釈し、最終節で結論を述べる。

2. 先行研究

貧困に着目した研究には、収入・所得ベースで評価した研究と資産ベースで評価した研究がある。本節では、収入・所得と資産に分けて、先行研究を紹介する。

2.1. 収入・所得ベースでの貧困評価

収入・所得ベースで貧困を評価した研究は多い。相対的貧困率も、可処分所得をもとに算出した値であり、多くの国において貧困研究に利用されている。

本研究が着目する老後の収入とこれまでの就業経験との関連性について分析した欧米の研究によれば、これまでの就業経験が総じて老後の低所得化や貧困化を防ぐという結論に必ずしも至っておらず、その影響は小さい、もしくは限定的である（Bardasi and Jenkins 2002;

⁹ 相対的貧困率の作成にあたって、貧困線は、平成28年（2016年）厚生労働省「国民生活基礎調査」の「表10 貧困率の年次推移」を参照した。この調査では1985年から3年おきに貧困線を掲載しているが、掲載されていない年の貧困線については、掲載年の貧困線をその前後の年に振り分けている。なお、2017年と2018年については、2015年の貧困線を使用している。

Vartanian and McNamara 2002; Stewart 2003; McNamara 2007; Bardasi and Jenkins 2010; Sefton, Evandrou and Falkingham 2011)。単に就業経験年数を伸ばしていくことが老後の生活に対してよい影響をもたらすのではなく、就業経験の中身が重要であり、正規雇用・フルタイムで働く期間が長いことが老後の収入を高く維持できると言及する研究が多く見受けられる。

このような結果が得られている背景には、各国の社会保障制度の違いが一因としてある。例えば、イギリス、アメリカ、西ドイツを対象に就業経験と年金収入の影響を検証した Sefton et al. (2011)によれば、就業形態によらず、就業経験年数が長くなるにつれて有意に年金収入が高くなることを明らかにしており、特にフルタイムでの就業経験年数が年金収入を引き上げる効果が顕著にみられたイギリスのような最低限の保障を行う制度の問題点を「貧困の罠 (poverty trap¹⁰)」として指摘している。この指摘は、イギリスのみを対象に分析した Sefton, Evandrou and Falkingham (2011)でも指摘されており、パートタイム就業や自営業では就業経験年数が有意な影響を得られなかったものの、フルタイムでの就業経験年数のみが他の影響をコントロールしても有意に収入を高めるという結果を得られていることと一致している。

日本を分析した山田 (2010) は、職歴¹¹が非正規雇用・自営業中心であると、公的年金給付がなくなるリスクを引き上げることを明らかにしている。なお、高齢期における就業は等価所得を引き上げるが、女性の場合、高齢期にも比較的就労しやすいと考えられる非正規雇用では相対的貧困リスクを引き下げる効果を確認できないと言及している¹²。なお、山田 (2000) は、高齢期における勤労所得が高齢者の経済状況に大きな影響を及ぼしていることを報告している。

また、婚姻状況に関する研究からは、共通した見解は得られていない。男女において、未婚、死別、離婚・別居した者は低所得や貧困の状態になりやすいという研究もあれば (McLaughlin and Jensen 2000; Bardasi and Jenkins 2002; De Santis et al. 2008)、女性で子どもがいるケースや離婚、死別を経験したケースは年金収入が低くなる傾向や貧困化しやすい傾向にあるという研究 (McKay, Heaver and Walker 2000; Ginn 2003; Haveman and Wolff 2004; Johnson and Favreault 2004)、婚姻状況はその他の影響をコントロールすると有意な影響を与えないという研究 (Sefton, Evandrou and Falkingham 2011)、分析対象によって結果が異なる

¹⁰ 貧困の罠に関する近年の研究には、Azariadis and Stachurski (2005)、Barrett and Carter (2013)、Naschold (2013)、Kraay and McKenzie (2014)がある。

¹¹ 学校卒業以来、経験した最長の就業形態。正規、非正規、自営業、なし、長期無職（仕事をしたことはあるが仕事をしていない期間が最も長いケース）に分類し比較している。

¹² 高齢者に限定した研究ではないが、石井・山田 (2007) によれば、在宅就労・内職・委託・請負、非常勤雇用者の慢性的貧困割合（慢性的貧困とは、3 期間の等価総所得の平均額が貧困線を下回っている状態を指す）は高いという。また、石井 (2010) は、不安定な雇用情勢下の 2000 年代後半に貧困層の固定化がわずかながら深刻化しており、就業による貧困からの脱出が難しくなっている可能性を指摘している。なお、パネルデータを用いて、貧困の推移を分析した海外の研究には Baulch and Hoddinott (2000)、Sen (2003)、Krishna (2004)、Kristjanson et al. (2004)、Carter and Barrett (2006)、You (2017)がある。

という研究 (Bardasi and Jenkins 2010¹³) もある¹⁴。一方、日本においては、夫との離婚、別居、死別により、これまで専業主婦でいた女性が一人暮らし¹⁵になった場合は、相対的貧困に陥りやすいといった報告が多く行われている (清家・山田 2004; 稲垣 2009, 2013; 山田 2010)。

2.2. 資産ベースでの貧困評価

収入・所得や支出によって貧困を定義されることは多いものの¹⁶、資産も貧困と関連が深く、資産も考慮した支援策とその効果の検証や資産ベースの貧困の定義に関する議論が欧米では行われている (Carter and Barrett, 2006; Blank and Barr 2008; Sullivan, Turner and Danziger 2008; Brandolini, Magri and Smeeding 2010; Marlier and Atkinson 2010)。

資産については、性別や配偶者の有無によって資産蓄積に違いがあり、女性は男性よりも、また、有配偶者は無配偶者よりも資産を有していることが指摘されている (Deere and León 2003; Quisumbing and Hallman 2003; Quisumbing and Maluccio 2003; Stewart 2003; Haveman and Wolff 2004; Sedo and Kossoudji 2004)。この背景には、文化的理由や法制度の違い、労働市場での男女間格差が影響している (Deere and Doss 2006)。

Haveman and Wolff (2004)は、1983年から2001年のアメリカにおいて、資産面における貧困は全世帯においてやや悪化しており、年齢別にみると若年層、世帯別にみると女性が世帯主の単身世帯が貧困に陥っていることが示されている。なお、1983年と2001年を比較すると、65歳未満の世帯と比較して、1983年においては65歳以上では有配偶、無配偶の両ケースともに貧困に陥りやすいという有意な結果を得ているものの、2001年においては有配偶のケースでは貧困に陥りにくいという有意な結果を得ているものの、無配偶では有意な結

¹³ Bardasi and Jenkins (2010)は、個人年金をもらっているかどうか、及び個人年金の対数値に対して、就業経験や婚姻状況が与える影響について分析している。個人年金をもらっているかどうかの分析結果からは、婚姻状況は有意な影響を与えていないということが確認されている。しかし、個人年金の対数値の分析結果からは、5歳未満の子どもがいない既婚者、離別者、死別者は、子どものいる既婚者と比べて、年金が有意に低いことが確認されており、サンプルの内容 (年金を受け取っている者に限定するかどうか) で結論が大きく変わることが明らかにされている。

¹⁴ 貧困と家族構成との関係について、紹介してきた研究のように、家族構成が変わったことにより貧困に陥ることを指摘した研究もあれば、反対に、貧困に陥らないようにするために、家族構成を変えることを指摘する研究もある。Phua, McNally and Park (2007)は、アメリカ在住のアジア人の家族構成の選択と貧困に着目し分析した結果、アジア人の高齢者は個人の嗜好というよりはむしろ貧困を避けるために家族同居を進めることを明らかにしている。

¹⁵ 一人暮らしかどうかは老後の生活に与える影響については、日本を対象に分析した岩田 (1998) も、勤労夫婦世帯と単身世帯・無職世帯との所得格差の存在を指摘している。なお、一人暮らしへのなりやすさを検証した Kramarow (1995)は、アメリカにおける高齢者のうち、女性は男性と比較して一人暮らしになりやすい傾向にあることが確認されている。また、都心部居住者、就業している者のほうが一人暮らしになりやすい傾向にあることも示している。さらに、1910年、1940年、1960年、1990年を比較して、近年に近づくほど単身世帯になる確率が高まっていることも明らかにしている。この女性は男性と比べて一人暮らしになりやすいという傾向や、近年になるにつれて単身世帯化が進んでいる状況については、日本でも確認されている (内閣府 2019)。

¹⁶ 資産格差の分析が少ない理由の一つに、資産について調査したデータのうち、信頼のおけるデータが少ないことがある (Deere and Doss 2006)。

果を得られていない。Sedo and Kossoudji (2004)はアメリカを対象に住宅保有について分析し、既婚世帯は単身世帯よりも住宅を保有している傾向にあることを示している。

資産蓄積の男女における違いについては、発展途上国を対象にした研究結果が多く報告されている。例えば、Deere and León (2003)は、ラテンアメリカを対象に分析し、女性は男性よりも土地資産(農場)の保有が少ないことを明らかにしている。Quisumbing and Maluccio (2003)は、バングラデッシュ、エチオピア、インドネシア、南アフリカを対象に、結婚による持参金が妻のほうが少ないことを示している。Quisumbing and Hallman (2003)は、フィリピン、エチオピア、南アフリカにおいて、夫婦間の年齢、学歴間格差は縮小しているものの、男性のほうが女性よりも結婚時において多く資産を保有しており、それはその後も変化していないことを明らかにしている。Antonopoulos and Floros (2005)はタイのバンコクにおいて、男性よりも女性のほうが資産は少ないことを明らかにしている。

なお、現役時における平均収入が老後の資産保有に与える影響については研究が少ないものの、Stewart (2003)が、イギリスにおいて、資産に対する弾力性は1程度であり、また、1を下回るケースも散見されることから、就業時の平均収入の影響はそれほど大きくないことを示している。

3. データ

本研究で使用するデータは、慶應義塾大学パネルデータ設計・解析センターが提供する「日本家計パネル調査 (Japan/Keio Household Panel Survey: JHPS/KHPS)」である。この調査は、もともと「日本家計パネル調査 (JHPS)」と「慶應義塾家計パネル調査 (KHPS)」の2つの調査として実施されていたが、2014年に統合して1つの調査として現在に至るまで、同一の調査対象者を追跡調査が行われている。KHPSは2004年1月に第1回調査を実施しており、初回時には満20~69歳の男女約4,000人を調査している。2007年には約1,400人、2012年には約1,000人が新規対象者として調査されている。JHPSは2009年に1月に第1回調査を実施しており、初回時には満20歳以上の男女約4,000人を調査している。調査対象者が有配偶の場合は、その配偶者にも同一の調査項目が用意されている。但し、調査項目によってはないものもある。標本抽出の方法は、層化二段階無作為抽出法を採用している。なお、KHPSとJHPSは標本抽出の際の母集団は重なっているものの、調査回答者の重複はないことから、サンプルサイズを確保するためにも、これら調査を合わせて本研究では使用する。

分析に使用する収入・所得・資産については、総務省統計局「消費者物価指数(総合を使用。2015年を基準値100とする)」で実質化している。

4. 記述統計による分析

本節では、まず、20歳以上を対象に、婚姻別・年齢別に収入・所得・資産の状況について記述統計を作成し、若年期から高齢期にかけてどのような変化がみられるかを確認する。そ

の後、65歳以上を対象に、婚姻別・就業経験年数別に収入・所得・資産の状況について記述統計を作成し、これまでの就業経験による違いを把握する。

図表1および図表2は、本研究で使用するデータの基本統計量を20歳以上のケースと65歳以上のケースごとに示している¹⁷。以下では、これらサンプルに基づく収入・所得・資産についてみていく。

4.1. 婚姻別・年齢別にみた収入・所得・資産の状況

図表3は、婚姻別・年齢別にみた収入の状況を示している。有配偶については、男女で収入差が大きいことから、男女に分けて図表を掲載している。図表3からは、有配偶男性および無配偶（男女計）で40歳以上60歳未満をピークにその後収入が低下していることが確認できる。定年を迎える年齢になると、収入は低下し、収入内訳のうち社会保障給付の割合が高まっている。有配偶女性についてみると、収入は一貫して右肩上がりである。収入内訳については、60歳以上において、社会保障給付の割合が高まっていることが確認できる。

有配偶男性と無配偶（男女計）を比較すると、有配偶男性のほうがどの年齢階層においても収入が高いことを確認できる。この理由として、手当の違い等が考えられる。なお、無配偶男性に限ったとしても、無配偶男性は有配偶男性よりも収入は低い。無配偶女性は有配偶女性よりも収入は高いものの、無配偶男性より収入は低い。

図表4は婚姻別・年齢別にみた金融資産の状況を、預貯金額と有価証券額に分けて示している。預貯金額は右肩上がりに増加することが確認できる。有価証券額は、有配偶世帯と無配偶世帯ともに、20歳以上50歳未満において減少することがみられる。その後、有価証券額は、有配偶世帯では50歳以上で増加傾向にあり、無配偶世帯では50歳以上70歳未満までは増加するものの、その後、再び減少に転じることが確認できる。また、50歳以上において、有配偶世帯と比べて、無配偶世帯のほうが預貯金額の水準が低いという特徴も確認できる。これは、有配偶世帯では少なくとも配偶者と合わせて2人分の預貯金額が蓄積されているからであると考えられる。

図表5は婚姻別・年齢別にみた住居所有率の状況を示している。住居所有率は右肩上がりに上昇していることが、特に有配偶において明確に確認できる。住居所有率は、有配偶世帯の場合、50歳以上だと9割に達しているものの、無配偶世帯の場合、全年齢階級を通じて6割から8割で推移しており、9割に達していないという違いがみられる。この理由として、無配偶世帯は、遺産として住宅を残す必要性が有配偶世帯と比べて少ないからであると考えられる。

¹⁷ 基本統計量を見てわかるように、婚姻状況を未婚（調査時点までに結婚をしたことがないケース）、離婚（調査期間中に離婚し、その後再婚しないケース。再婚したら離婚とは定義しない）、死別（調査期間中に死別し、その後再婚しないケース。再婚したら死別とは定義しない）に分類して割合を確認したところ、非常に低いことを確認した。このため、未婚、離婚、死別といった分類で記述統計を作成することは困難と考え、本稿では作成していない。ただし、調査時点において有配偶か無配偶かで分類することは可能であり、本稿では配偶者の有無別に記述統計を作成した。

図表 6 は婚姻別・年齢別にみた等価可処分所得と相対的貧困率の状況を示している。等価可処分所得は、有配偶世帯の場合、50 歳以上 60 歳未満をピークに低下している。一方、無配偶世帯の場合、右肩下がりで低下していることが確認できる。等価可処分所得に連動し、相対的貧困率は、全年齢階層において、有配偶世帯で 0.05 から 0.1 の間を推移しており、一方、無配偶世帯で 0.1 から 0.25 の間を推移しており、また、右肩上がりで上昇していることから、無配偶世帯のほうが、相対的貧困率が年齢の上昇とともに高くなる傾向が見て取れる。

以上で確認してきたことを総括すると、収入・所得面については、各種収入を合わせた総収入および等価可処分所得で定年を機に低下し、収入内訳のうち社会保障給付の割合が高まっていることを確認した。また、資産面については、預貯金額は年齢が高くなるにつれて増加を続け、一方で有価証券額は減少と増加を繰り返している。住居所有率は年齢の上昇とともに増加しており、特に有配偶世帯での伸びが顕著にみられる。なお、収入・所得面および資産面の両方で、有配偶よりも、無配偶者のほうが一貫して水準は低い。これは、世帯規模を考慮した等価可処分所得での比較でも確認できる。

4.2. 婚姻別・正規雇用、非正規雇用、自営業の各経験年数を 10 年ごとにみた収入・所得・資産の状況

続いては、すでに確認した収入・所得・資産について、65 歳以上にサンプルを限定し、正規雇用、非正規雇用、自営業の各経験年数を 10 年ごとにみた結果を確認する。

図表 7 には、婚姻別・正規雇用、非正規雇用、自営業の各経験年数を 10 年ごとにみた収入の状況を示している。正規雇用および自営業の各経験年数については、65 歳以上のため、労働収入は少なく、社会保障給付が収入の多くを占める。正規雇用および自営業の経験年数については、年数による特異な傾向は確認できないものの、非正規雇用経験年数については、有配偶男性と無配偶（男女計）において、経験年数の増加とともに収入が低下していることが確認できる。自営業経験年数については、年数内で比較すると、正規雇用や非正規雇用の経験年数と比べて、経験年数ごとのばらつきは大きい。なお、無配偶（男女計）を自営業経験年数別にみた場合、有配偶のケースや他の経験年数別に比較した場合と比べて、財産収入の割合が高いことが特徴として挙げられる。

図表 8 には、婚姻別・正規雇用、非正規雇用、自営業の各経験年数を 10 年ごとにみた金融資産の状況を示している。有配偶世帯については、預貯金額と有価証券額ともに、各経験年数別にみても大きな変動はみられない。無配偶世帯については、正規雇用と自営業の経験年数別に見た場合、預貯金額と有価証券額の両方が、一度減少した後に再び増加する U 型に推移していることが確認できる。一方、非正規雇用経験年数別にみた場合は、比較的逆 U 型をしている。

図表 9 には、婚姻別・正規雇用、非正規雇用、自営業の各経験年数を 10 年ごとにみた住居所有率の状況を示している。有配偶世帯の場合は各勤続年数による違いはほとんどみられない。一方、無配偶世帯の場合は各勤続年数による違いが見られ、正規雇用経験年数については年数による違いはほとんどみられないものの、年数が長くなるにつれて、非正規雇用

経験年数別にみると住居所有率が低下し、自営業経験年数別にみると住居所有率が緩やかに上昇していることが確認できる。

図表 10 には、婚姻別・正規雇用、非正規雇用、自営業の各経験年数を 10 年ごとにみた等価可処分所得と相対的貧困率の状況を示している。相対的貧困率は、有配偶世帯と無配偶世帯ともに、正規雇用経験年数が増加するにつれて低下し、一方で非正規雇用と自営業の経験年数が増加するにつれて上昇する傾向がみられる。非正規雇用経験年数においては年数が増加するに従い、等価可処分所得が低下する傾向が、有配偶世帯と無配偶世帯の両世帯で確認できる。

以上で確認してきたように、金融資産や持ち家といった実物資産等の資産面では、預貯金残高、有価証券額において、各就業経験年数による明確な違いは見られなかったものの、住居所有率においては、無配偶で非正規雇用経験年数が長くなるにつれて低くなる傾向がみられた。また、収入・所得面においては、非正規雇用経験年数が長くなるにつれて各種収入を合わせた総収入および等価可処分所得が低くなる傾向がみられた。さらに、相対的貧困率においては、非正規雇用と自営業の経験年数が長くなるにつれて上昇することがわかった。

5. 回帰分析による分析

前節で確認した就業経験や婚姻状況が老後の収入・所得・資産の状態に与える影響について、本節では回帰分析により確認する。なお、ここでは婚姻状況を、調査時点における配偶者の有無による違いに加え、既婚、未婚、離婚、死別に分けて、既婚と比べて、未婚、離婚、死別の場合に、収入・所得・資産は低い傾向がみられるのかについて確認する。

推定方法には、ランダム効果モデルを採用する。この理由は、固定効果モデルを使用した場合、婚姻状態や就業経験年数は、分析対象とする 65 歳以上の高齢者の多くのケースで変動しておらず、推定が困難なためである。また、各調査対象の分散は均一という仮定を置くことは難しいことから、本研究では、ランダム効果モデルでクラスターロバストな標準誤差を用いた分析を行う。

5.1. 収入に関する推定結果

図表 11 には、収入に関する推定結果を示している。まず、就業経験年数についてみると、正規雇用経験年数が長くなると、労働収入、財産収入、受贈金・仕送り金に対して有意で負、社会保障給付、その他収入に対して有意で正の影響を与えている。非正規雇用経験年数については、労働収入、財産収入、社会保障給付については、正規雇用経験年数の影響と同様の結果を得ているものの、受贈金・仕送り金は有意な影響を与えておらず、その他収入に対して有意で負の影響を与えているという違いがみられる。これら就業経験年数が労働収入に対して負の影響、社会保障給付に対して正の影響を与える理由として、既に雇用されていた者は定年を迎え、年金を受給しながら生活をしているからと推察する。自営業経験年数は、社会保障給付に対して有意で負の影響を与えているが、それ以外の収入に対しては有意な

影響を与えていない。社会保障給付に対して負の影響を与えている理由として、自営業者の中にはまだ仕事を続けている者が多いためである。実際、65歳以上で就業しているサンプルのうち、自営業者は39.3%に及ぶ（正規雇用者は29.7%、非正規雇用者は31.0%）。

続いて、婚姻状況に関する変数をみていく。有配偶ダミーは、社会保障給付とその他収入に対して有意に正の影響、受贈金・仕送り金に対して有意に負の影響を与えている。社会保障給付に対して負の影響を与えている理由として、無配偶者と比べて、有配偶者のほうが配偶者や子ども等の被扶養者の分の手当などの保障が含まれているからであると考察する。さらに、未婚、離婚、死別の各ダミーについてみると、未婚ダミーは労働収入、財産収入、社会保障給付、受贈金・仕送り金に対して有意で負の影響、離婚ダミーは財産収入、受贈金・仕送り金、その他収入に対して有意で負の影響、死別ダミーは労働収入、社会保障給付、受贈金・仕送り金、その他収入に対して有意で負の影響を与えている。同じ配偶者がいない状況でも、各収入に与える影響は異なっている。

また、その他の変数についてみると、家族人数はその他収入に対してのみ有意で負の影響を与えている。これは、一人暮らしよりも家族人数が2人以上のほうがその他収入は低いことを示している。女性ダミーは労働収入、財産収入に対して有意で負の影響、社会保障給付に対して有意で正の影響を与えている。年齢は労働収入、その他収入に対して有意で負の影響、社会保障給付に対して有意で正の影響を示している。最後に、学歴は受贈金・仕送り金を除いて、各収入に対して正の影響を与えており、学歴が高くなるにつれておむね収入が高くなっている。

5.2. 資産に関する推定結果

図表12には、資産に関する推定結果を示している。まず、就業経験年数についてみると、正規雇用経験年数、非正規雇用経験年数については、各資産に対して有意な影響を与えていない。自営業経験年数は、預貯金額に対して有意で正の影響を与えているが、それ以外の資産に対しては有意な影響を与えていない。

続いて、婚姻状況に関する変数をみていく。有配偶ダミーは各資産に対して有意な影響を与えていない。未婚、離婚、死別の各ダミーについてみると、未婚ダミーは預貯金額に対して有意で負の影響、離婚ダミーは預貯金額、有価証券額に対して有意で負の影響、死別ダミーは預貯金額、有価証券額に対して有意で負の影響を与えている。既婚者と比べて、未婚者、離婚者、死別者は預貯金額が低く、また離婚者、死別者は有価証券額が低い。

また、その他の変数についてみると、女性ダミーは預貯金額に対して有意で正の影響を与えている。年齢は有価証券額に対して有意で正の影響を与えている。預貯金額に対しても、モデル(1)で有意で正の影響を示しているが、有意水準は10%水準であり、強い影響力はないと考えられる。最後に、学歴は住居所有ダミーを除いて、各資産に対して正の影響を与えており、学歴が高くなるにつれて資産が高くなっている。

5.3. 等価可処分所得および相対的貧困に関する推定結果

図表 13 には等価可処分所得および相対的貧困に関する推定結果を示している。まず、就業経験年数についてみると、正規雇用経験年数が長くなると、等価可処分所得に対しては有意でないものの、係数値は正であり、相対的貧困ダミーに対しては有意で負の影響を与えている。非正規雇用経験年数については、等価可処分所得に対して有意で負の影響を与えているものの、相対的貧困ダミーに対しては有意な影響を与えていない。自営業経験年数は、等価可処分所得に対しては有意でないものの、相対的貧困ダミーに対しては有意で正の影響を与えている。

続いて、婚姻状況に関する変数をみていく。有配偶ダミーは、等価可処分所得に対しては有意で正の影響、相対的貧困ダミーに対しては有意で負の影響を与えている。これは、無配偶者と比べて、有配偶者のほうが所得は高く、相対的貧困に陥っていないことを示している。さらに、未婚、死別の各ダミーについてみると、未婚ダミー、死別ダミー全てにおいて等価可処分所得に対しては有意で負の影響を示している。相対的貧困ダミーに対しては、未婚ダミーが有意で正の影響を示している。総じて、既婚者と比べて、未婚、死別を経験した者は所得が低く、特に未婚者は相対的貧困に陥りやすい傾向が示された¹⁸。

また、その他の変数についてみると、家族人数はモデル (2) とモデル (4) で有意な結果を得ているものの、モデルによって、有意な結果を得ていないケースもあれば、係数値の符号が定まっていないケースもあり、頑健な結果を得ているとはいえない。女性ダミーはモデル (2) のみで有意で負の影響を与えている。年齢はモデル (1) からモデル (3) まで有意で負の影響を示している。最後に、学歴は等価可処分所得に対して正の影響、相対的貧困ダミーに対して負の影響を与えていることを確認している。

6. 結論

本研究では、これまでの就業経験や婚姻状況が、65歳以降の高齢者における収入・所得・資産に与える影響について分析した。記述統計と回帰分析による分析結果から、以下のことがわかった。

就業経験年数は各収入に対して有意な影響を与えており、正規雇用と非正規雇用の経験年数が労働収入に対して負の影響、社会保障給付に対して正の影響を与えていることがわかった。この理由として、雇用されて働いてきた者の多くは65歳以上では定年を迎えているため、主な収入源が労働収入から年金などの社会保障給付に移行されたためである。また、財産収入に対しては有意で負の影響を与えていることも確認された。これは記述統計による分析の結果、有価証券額より預貯金額のほうが高いことを踏まえると、財産収入の多くは

¹⁸ なお、離婚ダミーの相対的貧困ダミーに対する影響も確認しなかったが、相対的貧困ダミーの推定において、離婚ダミーについては、今回分析に使用したサンプル中に離婚者が含まれていないため、推定の際に自動的に除かれてしまっている。また、4年制大学卒ダミーについても、同様の理由により、推定の際に自動的に除かれてしまっている。

利子収入が占めており、定年後は預貯金を取り崩して生活することから、財産収入も小さくなるためと考察する。なお、自営業経験年数は、社会保障給付に対して有意で負の影響を与えており、自営業として働く期間が長くなるほど、社会保障給付が少なくなることが確認された。これは、先にみた正規雇用と非正規雇用の経験年数の影響と大きく異なる結果である。自営業者の場合、65歳以上でも仕事を続ける者が雇用者と比べると多いため、このような結果を得たと考える。

預貯金額、有価証券額、住居所有率に対する就業経験年数の影響は、自営業経験年数のみが預貯金額に対して有意で正の影響を与えていることを確認した。これについて、自営業者は雇用者と比べて年金受給額が低くなる可能性が高いことから、貯金を進めたためと考える。本稿では、等価可処分所得と相対的貧困率に対する影響も行ったが、等価可処分所得に対して非正規雇用経験年数は有意で負の影響、相対的貧困率に対しては、正規雇用経験年数は有意で負の影響、自営業経験年数は有意で正の影響を示しているという結果を得た。総じて、正規雇用者であった期間が長いと老後の貧困リスクは低く、非正規雇用や自営業では、世帯規模を考慮しても、貧困リスクが高いことが確認された。老後の収入の大半は社会保障給付であることから、社会保障給付の差が貧困リスクの高さの違いに現れていると考察する。制度上、正規雇用者のほうが手厚い保障が行われていると指摘する先行研究で得られている結果と類似した結果が、本稿でも得られている。

婚姻状況の影響については、無配偶者より有配偶者のほうが社会保障給付は高く、受贈金・仕送り金は低く、その他収入は高いという有意な結果を得ており、また、既婚者と比べて、未婚者、離婚者、死別者は各収入が低いという結果を得た。資産に対しては、主に預貯金額に対して未婚、離婚、死別は負の影響を与えることを確認した。なお、等価可処分所得や相対的貧困率に関する結果からは、無配偶者のほうが有配偶者より貧困リスクは高く、特に未婚が貧困に陥りやすいことが明らかになった。なお、婚姻状態を考慮すると、女性は男性と比べて貧困に陥りやすいという結果は得られていない。先行研究で指摘されている女性のほうが収入・所得・資産が少なく、貧困に陥りやすいという指摘については、女性のほうが寿命は長いことから、無配偶の状態になる機会が多いためであると考えられる。

以上、老後の収入・所得・資産において、これまでの経験年数や婚姻状況が影響を及ぼしていることがわかった。本研究の結果から、正規雇用者よりも非正規雇用者や自営業者であった期間が長いケースや無配偶で特に未婚のケースで、貧困リスクは高いことが明らかとなった。このような結果が得られた背景として、年金制度が関係していることについて述べた。海外の先行研究で指摘されているように、特定層のみに手厚い保障が行われる制度の問題点が本研究でも浮き彫りになった。特に、日本では、非正規雇用者や未婚者が増加傾向にあることから、この層の老後の生活保障を行うことが日本の高齢者の貧困問題を解決する上で重要である。

参考文献

- Antonopoulos, R., & Floro, M. S. (2005). Asset ownership along gender lines: Evidence from Thailand. The Levy Economics Institute of Bard College Working Paper, (418).
- Azariadis, C., & Stachurski, J. (2005). Poverty traps. in Handbook of economic growth. Aghion, P., & Durlauf, S. (Eds.). Elsevier., 1, 295-384.
- Bardasi, E., & Jenkins, S. (2002). Income in Later Life: Work History Matters. An Analysis for Britain Using the BHPS. Institute for Social and Economic Research, University of Essex, Colchester, UK.
- Bardasi, E., & Jenkins, S. P. (2010). The gender gap in private pensions. Bulletin of Economic Research, 62(4), 343-363.
- Barrett, C. B., & Carter, M. R. (2013). The economics of poverty traps and persistent poverty: empirical and policy implications. The Journal of Development Studies, 49(7), 976-990.
- Baulch, B., & Hoddinott, J. (2000). Economic mobility and poverty dynamics in developing countries. The Journal of Development Studies, 36(6), 1-24.
- Blank, R. M., & Barr, M. (2008). Insufficient funds: Savings, assets, credit, and banking among low-income households. New York: Russell Sage Foundation Press.
- Brandolini, A., Magri, S., & Smeeding, T. M. (2010). Asset-based measurement of poverty. Journal of Policy Analysis and Management, 29(2), 267-284.
- Carter, M. R., & Barrett, C. B. (2006). The economics of poverty traps and persistent poverty: An asset-based approach. The Journal of Development Studies, 42(2), 178-199.
- De Santis, G., Seghieri, C., & Tanturri, M. L. (2008) "Poverty Trends among the Elderly: What will the Future Hold?," Future Elderly Living Conditions in Europe, Paris, INED, Cahier, 162, 117-140.
- Deere, C. D., & León, M. (2003). The gender asset gap: Land in Latin America. World development, 31(6), 925-947.
- Deere, C. D., & Doss, C. R. (2006). The gender asset gap: What do we know and why does it matter?. Feminist economics, 12(1-2), 1-50.
- Ginn, J. (2003). Parenthood, partnership status and pensions: Cohort differences among women. Sociology, 37(3), 493-510.
- Haveman, R., & Wolff, E. N. (2004). The concept and measurement of asset poverty: Levels, trends and composition for the US, 1983–2001. The Journal of Economic Inequality, 2(2), 145-169.
- Johnson, R. W., & Favreault, M. M. (2004). Economic status in later life among women who raised children outside of marriage. The Journals of Gerontology Series B: Psychological Sciences and Social Sciences, 59(6), S315-S323.
- Kraay, A., & McKenzie, D. (2014). Do poverty traps exist? Assessing the evidence. Journal of Economic Perspectives, 28(3), 127-48.
- Kitao, S., & Yamada, T. (2019). Dimensions of inequality in Japan: Distributions of earnings, income and wealth between 1984 and 2014, RIETI Discussion Paper Series 19-E-034.

- Kramarow, E. A. (1995). The elderly who live alone in the United States: Historical perspectives on household change, *Demography*, 32(3), 335-352.
- Krishna, A. (2004). Escaping poverty and becoming poor: Who gains, who loses, and why?. *World development*, 32(1), 121-136.
- Kristjanson, P. M., Krishna, A., Radeny, M. A., & Nindo, W. (2004). Pathways out of Poverty in Western Kenya and the Role of Livestock.
- Marlier, E., & Atkinson, A. B. (2010). Analyzing and measuring social inclusion in a global context. *Journal of Policy Analysis and Management*, 29, 285-304.
- McKay, S., Heaver, C., & Walker, R. (2000). Building up pension rights (Vol. 114). Corporate Document Services.
- McLaughlin, D. K., & Jensen, L. (2000). Work history and US elders' transitions into poverty. *The Gerontologist*, 40(4), 469-479.
- McNamara, J. M. (2007). Long-term disadvantage among elderly women: The effects of work history. *Social Service Review*, 81(3), 423-452.
- Naschold, F. (2013). Welfare dynamics in Pakistan and Ethiopia—Does the estimation method matter?. *The Journal of Development Studies*, 49(7), 936-954.
- Ohtake, F., & Saito, M. (1998). Population aging and consumption inequality in Japan. *Review of Income and Wealth*, 44(3), 361-381.
- Oshio, T. (2006). Income inequality and redistribution policies in Japan during the 1980s and 1990s. *Journal of Income Distribution*, 15(3-4), 119-146.
- Phua, V., McNally, J. W., & Park, K. S. (2007). Poverty among elderly Asian Americans in the twenty-first century, *Journal of Poverty*, 11(2), 73-92.
- Quisumbing, A. R., & Hallman, K. (2003). Marriage in transition: Evidence on age, education, and assets from six developing countries. Working Paper 183. New York: Policy Research Division, Population Council.
- Quisumbing, A. R., & Maluccio, J. A. (2003). Resources at marriage and intrahousehold allocation: Evidence from Bangladesh, Ethiopia, Indonesia, and South Africa. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 65(3), 283-327.
- Sedo, S. A., & Kossoudji, S. A. (2004). Rooms of One's Own: Gender, Race and Home Ownership as Wealth Accumulation in the United States.
- Sefton, T., Evandrou, M., & Falkingham, J. (2011). Family ties: women's work and family histories and their association with incomes in later life in the UK. *Journal of Social Policy*, 40(1), 41-69.
- Sefton, T., Evandrou, M., Falkingham, J., & Vlachantoni, A. (2011). The relationship between women's work histories and incomes in later life in the UK, US and West Germany. *Journal of European Social Policy*, 21(1), 20-36.
- Sen, B. (2003). Drivers of escape and descent: changing household fortunes in rural Bangladesh.

- World development, 31(3), 513-534.
- Stewart, M. B. (2003, January). The relationship between the financial position of pensioners and their working-life earnings levels. In Royal Economic Society Conference, University of Warwick.
- Sullivan, J. X., Turner, L., & Danziger, S. (2008). The relationship between income and material hardship. *Journal of Policy Analysis and Management: The Journal of the Association for Public Policy Analysis and Management*, 27(1), 63-81.
- Vartanian, T. P., & McNamara, J. M. (2002). Older women in poverty: The impact of midlife factors. *Journal of Marriage and Family*, 64(2), 532-548.
- You, J. (2017). Asset-based poverty transition and persistence in rural China. *Agricultural Economics*, 48(2), 219-239.
- Zaidi, A. (2014). Life cycle transitions and vulnerabilities in old age: A review. 2014 UNDP Human Development Report Office OCCASIONAL PAPER.
- 石井加代子 (2010) 「2000 年代後半の貧困動態の確認とその要因に関する分析」, *Joint Research Center for Panel Studies Discussion Paper DP2009*, 6, pp. 1-20.
- 石井加代子・山田篤裕 (2007) 「貧困の動態分析—KHPS に基づく 3 年間の動態およびその国際比較」樋口美雄・瀬古美 喜編『日本の家計行動のダイナミズム [III] —経済格差変動の実態・要因・影響』慶應義塾大学出版会, pp. 101-129.
- 大竹文雄 (2005) 『日本の不平等: 格差社会の幻想と未来』日本経済新聞社.
- 稲垣誠一 (2009) 「拡大する所得格差と貧困率の将来見通し」『社会政策研究』第 9 号, pp. 199-219.
- 稲垣誠一 (2013) 「高齢者の同居家族の変容と貧困率の将来見通し—結婚・離婚行動変化の影響評価」『一橋大学フィナンシャルレビュー』
- 岩田正美 (1998) 「高齢者世帯の所得格差」『統計』第 49 巻第 5 号, pp.16-22.
- 清家篤・山田篤裕 (2004) 『高齢者就業の経済学』日本経済新聞社.
- 内閣府 (2019) 『令和元年版高齢社会白書』
- 山田篤裕 (2000) 「社会保障制度の安全網と高齢者の経済的地位」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, 199-226.
- 山田篤裕 (2010) 「高齢期の新たな相対的貧困リスク」『季刊社会保障研究』, 46(2) , pp.111-126.

図表 1. 基本統計量 (20 歳以上)

| | 有配偶 | | | | | 無配偶 | | | | |
|----------------|---------|---------|-----------|-----|--------|---------|---------|-----------|-----|--------|
| | サンプルサイズ | 平均値 | 標準偏差 | 最小値 | 最大値 | サンプルサイズ | 平均値 | 標準偏差 | 最小値 | 最大値 |
| 労働収入 | 30,579 | 392.706 | 341.147 | 0 | 9,938 | 10,187 | 202.087 | 203.240 | 0 | 3,333 |
| 財産収入 | 30,579 | 13.048 | 89.667 | 0 | 5,144 | 10,187 | 7.268 | 58.528 | 0 | 3,109 |
| 社会保障給付 | 30,579 | 53.674 | 98.897 | 0 | 988 | 10,187 | 32.713 | 69.790 | 0 | 720 |
| 受贈金・仕送り金 | 30,579 | 2.088 | 33.270 | 0 | 2,058 | 10,187 | 2.908 | 31.558 | 0 | 2,596 |
| その他 | 30,579 | 13.837 | 95.206 | 0 | 9,356 | 10,187 | 9.454 | 57.809 | 0 | 2,692 |
| 収入合計 | 30,579 | 475.353 | 329.150 | 0 | 9,938 | 10,187 | 254.431 | 209.035 | 0 | 3,900 |
| 配偶者の勤め先の収入 | 30,250 | 83.446 | 146.988 | 0 | 8,745 | | | | | |
| 配偶者の自営・事業・内職収入 | 30,250 | 7.250 | 40.696 | 0 | 1,246 | | | | | |
| 配偶者の労働収入 | 30,250 | 90.696 | 149.059 | 0 | 8,745 | | | | | |
| 配偶者の財産収入 | 30,250 | 11.632 | 86.426 | 0 | 5,144 | | | | | |
| 配偶者の社会保障給付 | 30,250 | 15.587 | 40.397 | 0 | 977 | | | | | |
| 配偶者の受贈金・仕送り金 | 30,250 | 2.091 | 36.549 | 0 | 3,690 | | | | | |
| 配偶者のその他 | 30,250 | 14.262 | 95.103 | 0 | 9,356 | | | | | |
| 配偶者の収入合計 | 30,250 | 134.269 | 201.503 | 0 | 9,397 | | | | | |
| 預貯金額 | 42,697 | 997.585 | 1,705.835 | 0 | 41,451 | 13,361 | 750.307 | 1,566.903 | 0 | 20,640 |
| 有価証券額 | 42,709 | 457.871 | 1,689.624 | 0 | 34,161 | 13,454 | 513.485 | 1,905.068 | 0 | 20,161 |
| 住居所有率 | 45,195 | 0.837 | 0.369 | 0 | 1 | 14,278 | 0.692 | 0.462 | 0 | 1 |
| 等価可処分所得 | 29,912 | 302.667 | 193.674 | 0 | 6,222 | 8,724 | 267.374 | 202.055 | 0 | 4,526 |
| 相対的貧困率 | 29,912 | 0.072 | 0.258 | 0 | 1 | 8,724 | 0.185 | 0.388 | 0 | 1 |
| 年齢 | 45,545 | 53.169 | 13.079 | 20 | 90 | 14,382 | 47.089 | 17.370 | 20 | 95 |
| 女性 | 45,545 | 0.488 | 0.500 | 0 | 1 | 14,382 | 0.545 | 0.498 | 0 | 1 |
| 中卒 | 45,545 | 0.087 | 0.282 | 0 | 1 | 14,382 | 0.104 | 0.305 | 0 | 1 |
| 高卒 | 45,545 | 0.509 | 0.500 | 0 | 1 | 14,382 | 0.464 | 0.499 | 0 | 1 |
| 短大・高専卒 | 45,545 | 0.144 | 0.351 | 0 | 1 | 14,382 | 0.141 | 0.348 | 0 | 1 |
| 4年制大学卒 | 45,545 | 0.241 | 0.428 | 0 | 1 | 14,382 | 0.274 | 0.446 | 0 | 1 |
| 大学院卒 | 45,545 | 0.019 | 0.136 | 0 | 1 | 14,382 | 0.016 | 0.126 | 0 | 1 |
| 正規雇用経験年数 | 45,545 | 17.810 | 14.236 | 0 | 64 | 14,382 | 12.594 | 12.643 | 0 | 56 |
| 非正規雇用経験年数 | 45,545 | 3.555 | 6.175 | 0 | 51 | 14,382 | 4.037 | 6.319 | 0 | 55 |
| 自営業経験年数 | 45,545 | 2.520 | 6.921 | 0 | 55 | 14,382 | 1.940 | 5.976 | 0 | 59 |
| 家族人数 | 45,465 | 3.502 | 1.376 | 1 | 12 | 14,349 | 2.498 | 1.439 | 1 | 9 |
| 未婚 | 45,545 | 0.000 | 0.000 | 0 | 0 | 14,382 | 0.148 | 0.356 | 0 | 1 |
| 離婚 | 45,545 | 0.00002 | 0.005 | 0 | 1 | 14,382 | 0.007 | 0.084 | 0 | 1 |
| 死別 | 45,545 | 0.000 | 0.000 | 0 | 0 | 14,382 | 0.060 | 0.237 | 0 | 1 |

出典：JHPS/KHPS を用いて筆者作成

注：分析に使用したサンプルは、配偶者の有無、正規雇用・非正規雇用・自営業の就業経験年数、性別、年齢、学歴（学歴に対して「その他」と回答したサンプルは除去している）、地域について回答しているサンプルに制限している。なお、調査対象者とその配偶者の各収入に関しては、全ての収入について回答したサンプルに制限している。等価可処分所得（相対的貧困率を作成する際にも使用）は 2009 年に調査が開始されているため、2009 年以降にデータが限定されている。

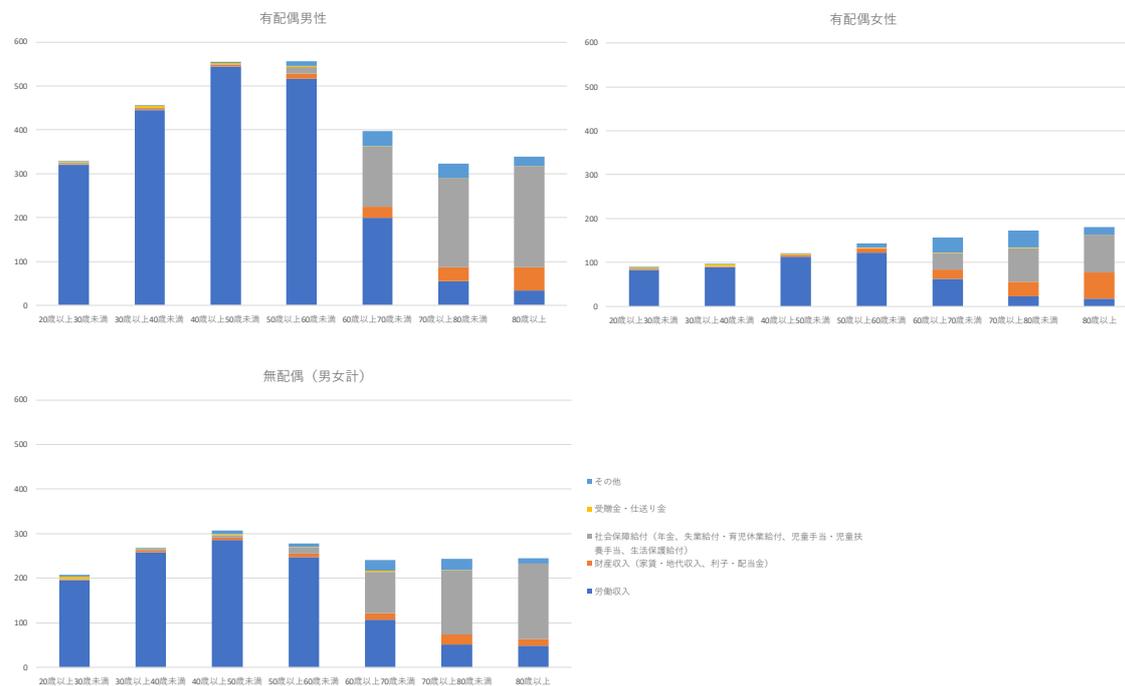
図表 2. 基本統計量 (65 歳以上)

| | 有配偶 | | | | 無配偶 | | | |
|----------------|---------|-----------|-----------|----------|---------|---------|-----------|----------|
| | サンプルサイズ | 平均値 | 標準偏差 | 最小値 最大値 | サンプルサイズ | 平均値 | 標準偏差 | 最小値 最大値 |
| 労働収入 | 5,953 | 95.369 | 224.249 | 0 5,373 | 1,790 | 57.402 | 165.601 | 0 3,333 |
| 財産収入 | 5,953 | 29.494 | 137.229 | 0 4,782 | 1,790 | 17.661 | 92.691 | 0 1,693 |
| 社会保障給付 | 5,953 | 189.666 | 100.432 | 0 852 | 1,790 | 135.310 | 87.896 | 0 720 |
| 受贈金・仕送り金 | 5,953 | 0.459 | 7.652 | 0 300 | 1,790 | 2.057 | 17.583 | 0 309 |
| その他 | 5,953 | 32.705 | 92.028 | 0 4,141 | 1,790 | 23.180 | 86.158 | 0 2,680 |
| 収入合計 | 5,953 | 347.693 | 273.472 | 0 5,576 | 1,790 | 235.611 | 229.895 | 0 3,900 |
| 配偶者の勤め先の収入 | 5,887 | 26.472 | 86.454 | 0 3,332 | | | | |
| 配偶者の自営・事業・内職収入 | 5,887 | 6.656 | 37.191 | 0 1,246 | | | | |
| 配偶者の労働収入 | 5,887 | 33.128 | 92.485 | 0 3,332 | | | | |
| 配偶者の財産収入 | 5,887 | 28.852 | 137.349 | 0 4,782 | | | | |
| 配偶者の社会保障給付 | 5,887 | 66.693 | 58.444 | 0 977 | | | | |
| 配偶者の受贈金・仕送り金 | 5,887 | 0.582 | 15.087 | 0 1,036 | | | | |
| 配偶者のその他 | 5,887 | 37.107 | 97.195 | 0 4,141 | | | | |
| 配偶者の収入合計 | 5,887 | 166.362 | 204.237 | 0 4,954 | | | | |
| 預貯金額 | 9,762 | 1,526.148 | 1,997.609 | 0 33,229 | 2,843 | 953.552 | 1,440.597 | 0 20,000 |
| 有価証券額 | 9,822 | 528.161 | 1,625.277 | 0 34,161 | 2,812 | 412.842 | 1,585.794 | 0 20,161 |
| 住居所有率 | 10,458 | 0.917 | 0.276 | 0 1 | 3,009 | 0.765 | 0.424 | 0 1 |
| 等価可処分所得 | 7,717 | 272.817 | 189.799 | 0 6,222 | 2,125 | 230.825 | 175.100 | 0 2,803 |
| 相対的貧困率 | 7,717 | 0.080 | 0.272 | 0 1 | 2,125 | 0.231 | 0.421 | 0 1 |
| 年齢 | 10,547 | 70.369 | 4.367 | 65 90 | 3,037 | 71.709 | 5.282 | 65 95 |
| 女性 | 10,547 | 0.436 | 0.496 | 0 1 | 3,037 | 0.741 | 0.438 | 0 1 |
| 中卒 | 10,547 | 0.216 | 0.412 | 0 1 | 3,037 | 0.317 | 0.465 | 0 1 |
| 高卒 | 10,547 | 0.541 | 0.498 | 0 1 | 3,037 | 0.543 | 0.498 | 0 1 |
| 短大・高専卒 | 10,547 | 0.062 | 0.241 | 0 1 | 3,037 | 0.057 | 0.232 | 0 1 |
| 4年制大学卒 | 10,547 | 0.172 | 0.377 | 0 1 | 3,037 | 0.080 | 0.271 | 0 1 |
| 大学院卒 | 10,547 | 0.009 | 0.096 | 0 1 | 3,037 | 0.003 | 0.054 | 0 1 |
| 正規雇用経験年数 | 10,547 | 23.682 | 17.718 | 0 64 | 3,037 | 17.972 | 16.258 | 0 56 |
| 非正規雇用経験年数 | 10,547 | 4.139 | 7.539 | 0 51 | 3,037 | 5.218 | 8.512 | 0 55 |
| 自営業経験年数 | 10,547 | 3.882 | 9.402 | 0 55 | 3,037 | 4.389 | 9.971 | 0 59 |
| 家族人数 | 10,516 | 2.733 | 1.227 | 1 10 | 3,025 | 1.807 | 1.300 | 1 8 |
| 未婚 | 10,547 | 0.000 | 0.000 | 0 0 | 3,037 | 0.020 | 0.141 | 0 1 |
| 離婚 | 10,547 | 0.000 | 0.000 | 0 0 | 3,037 | 0.004 | 0.060 | 0 1 |
| 死別 | 10,547 | 0.000 | 0.000 | 0 0 | 3,037 | 0.088 | 0.283 | 0 1 |

出典：JHPS/KHPS を用いて筆者作成

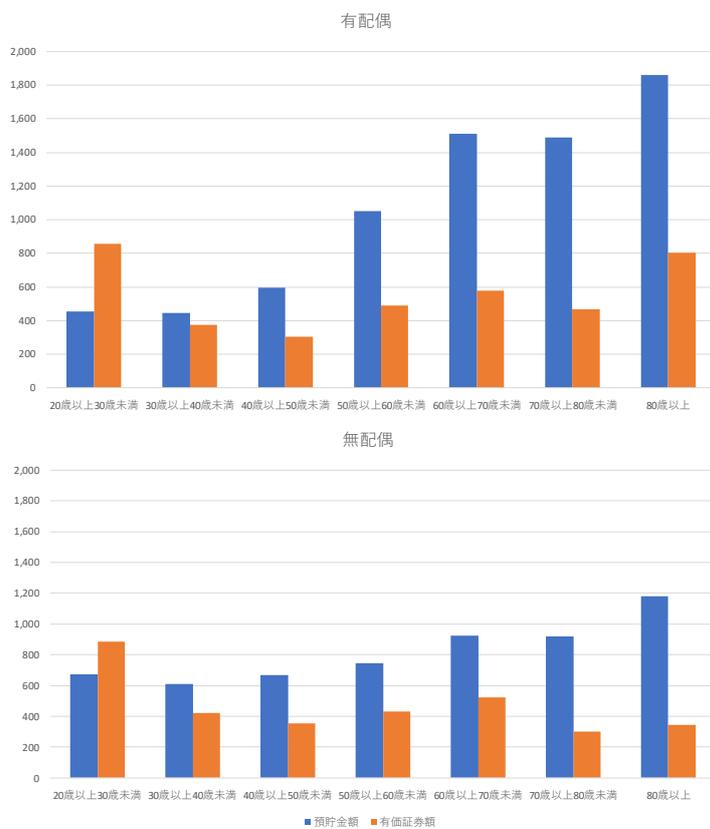
注：分析に使用したサンプルは、配偶者の有無、正規雇用・非正規雇用・自営業の就業経験年数、性別、年齢、学歴（学歴に対して「その他」と回答したサンプルは除去している）、地域について回答しているサンプルに制限している。なお、調査対象者とその配偶者の各収入に関しては、全ての収入について回答したサンプルに制限している。等価可処分所得（相対的貧困率を作成する際にも使用）は 2009 年に調査が開始されているため、2009 年以降にデータが限定されている。

図表 3. 婚姻別・年齢別にみた収入の状況



出典：JHPS/KHPS を用いて筆者作成
注：単位は千円／月。

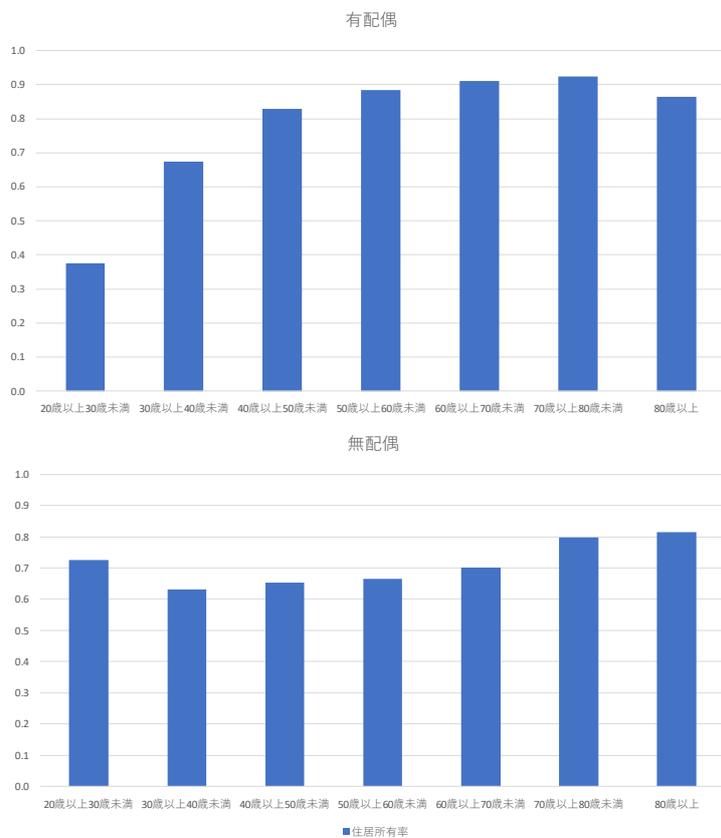
図表 4. 婚姻別・年齢別にみた金融資産の状況



出典：JHPS/KHPS を用いて筆者作成

注：単位は万円／年で、預貯金額および有価証券額ともに総額を示している。

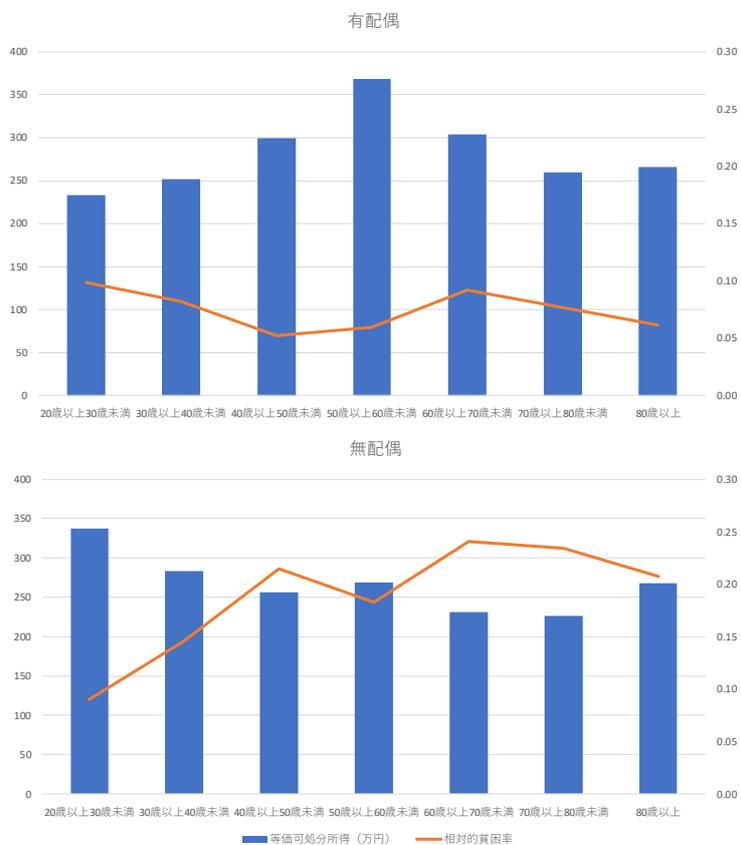
図表 5. 婚姻別・年齢別にみた住居所有率の状況



出典：JHPS/KHPS を用いて筆者作成

注：左軸の 0.0 は 0%、1.0 は 100%を示す。

図表 6. 婚姻別・年齢別にみた等価可処分所得と相対的貧困率の状況

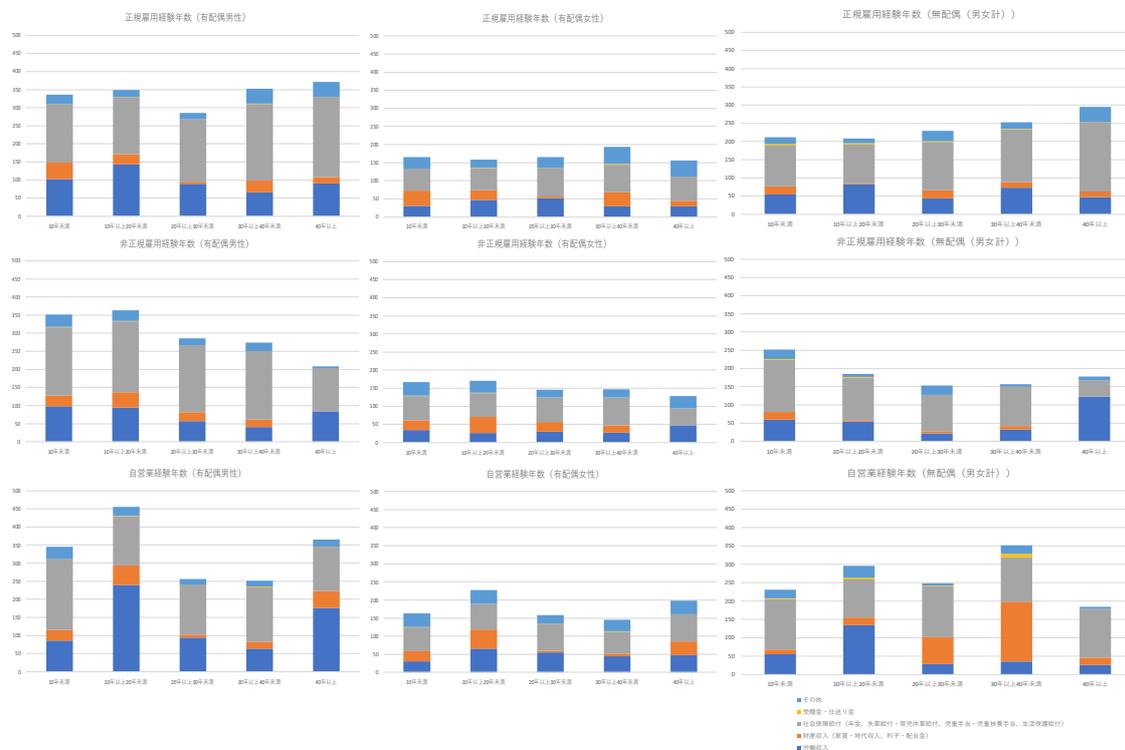


出典：JHPS/KHPS（2009年以降）を用いて筆者作成

注：左軸は等価可処分所得（万円／年）、右軸は相対的貧困率を示している。等価可処分所得（相対的貧困率を作成する際にも使用）は2009年に調査が開始されているため、2009年以降にデータが限定されている。

出典：厚生労働省「国民生活基礎調査」を用いて筆者作成

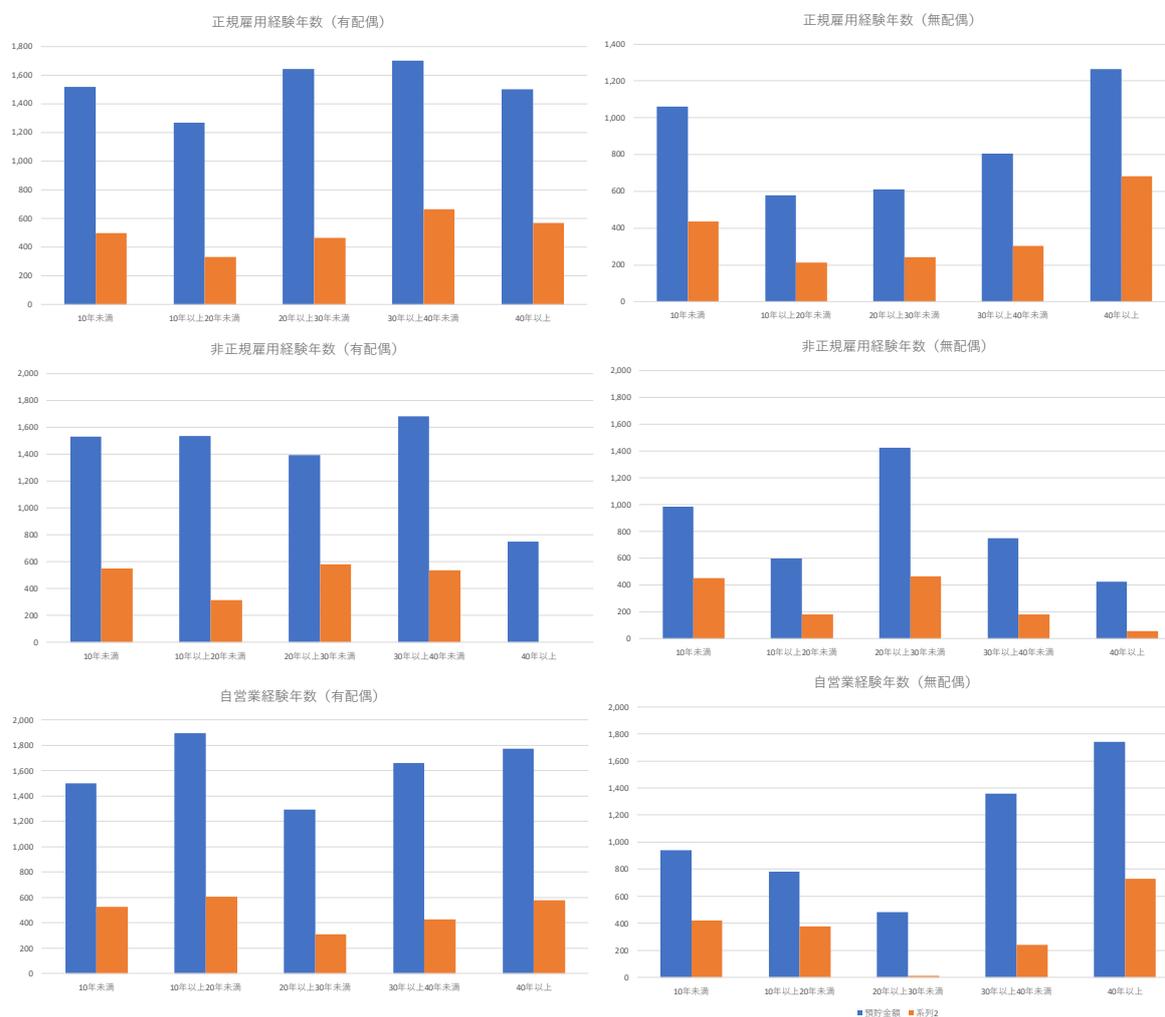
図表 7. 婚姻別・正規雇用経験年数、非正規雇用経験年数、自営業経験年数を 10 年ごとにみた収入の状況



出典：JHPS/KHPS を用いて筆者作成

注：単位は千円／月。65 歳以上にサンプルを制限している。

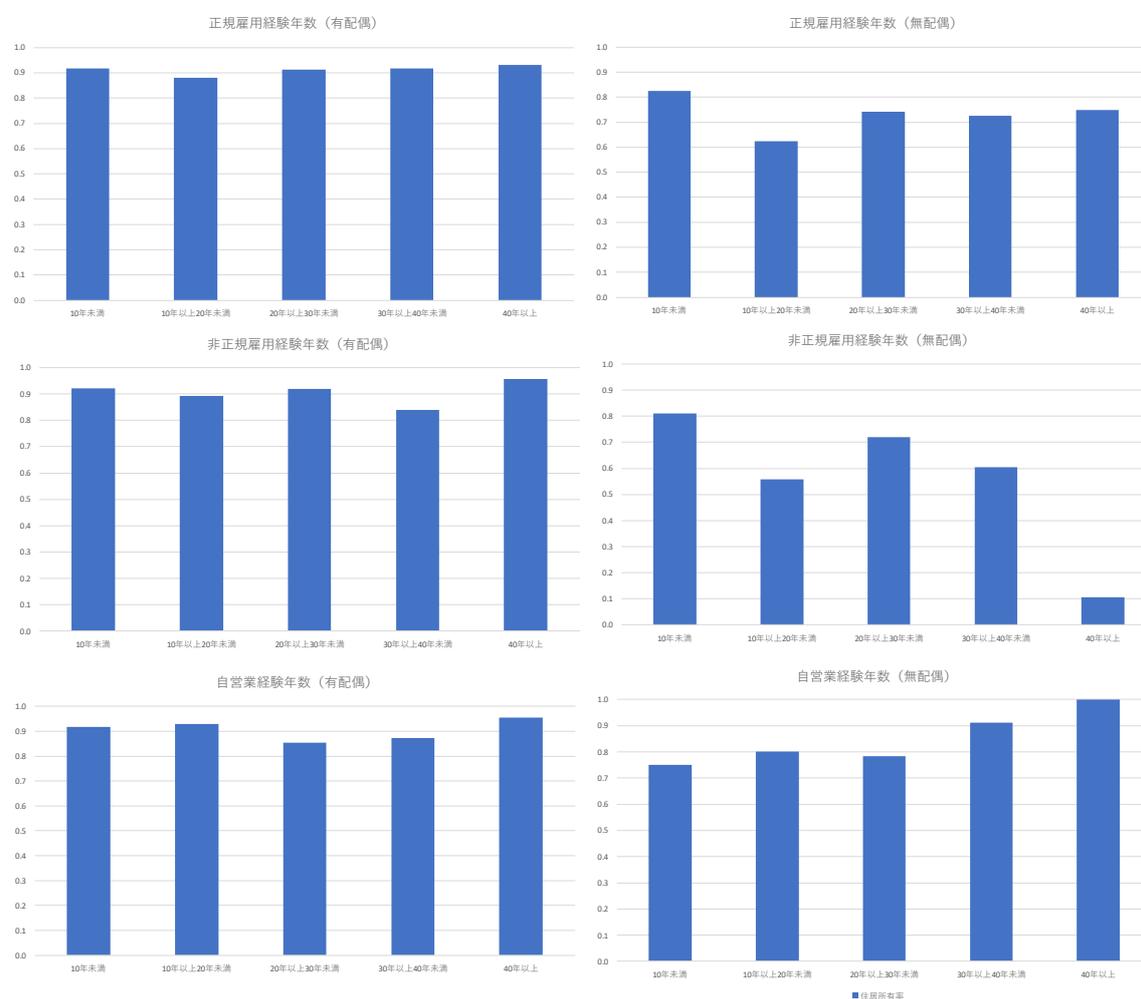
図表 8. 正規雇用経験年数、非正規雇用経験年数、自営業経験年数を 10 年ごとにみた金融資産の状況



出典：JHPS/KHPS を用いて筆者作成

注：単位は万円／年で、預貯金額および有価証券額ともに総額を示している。65 歳以上にサンプルを制限している。

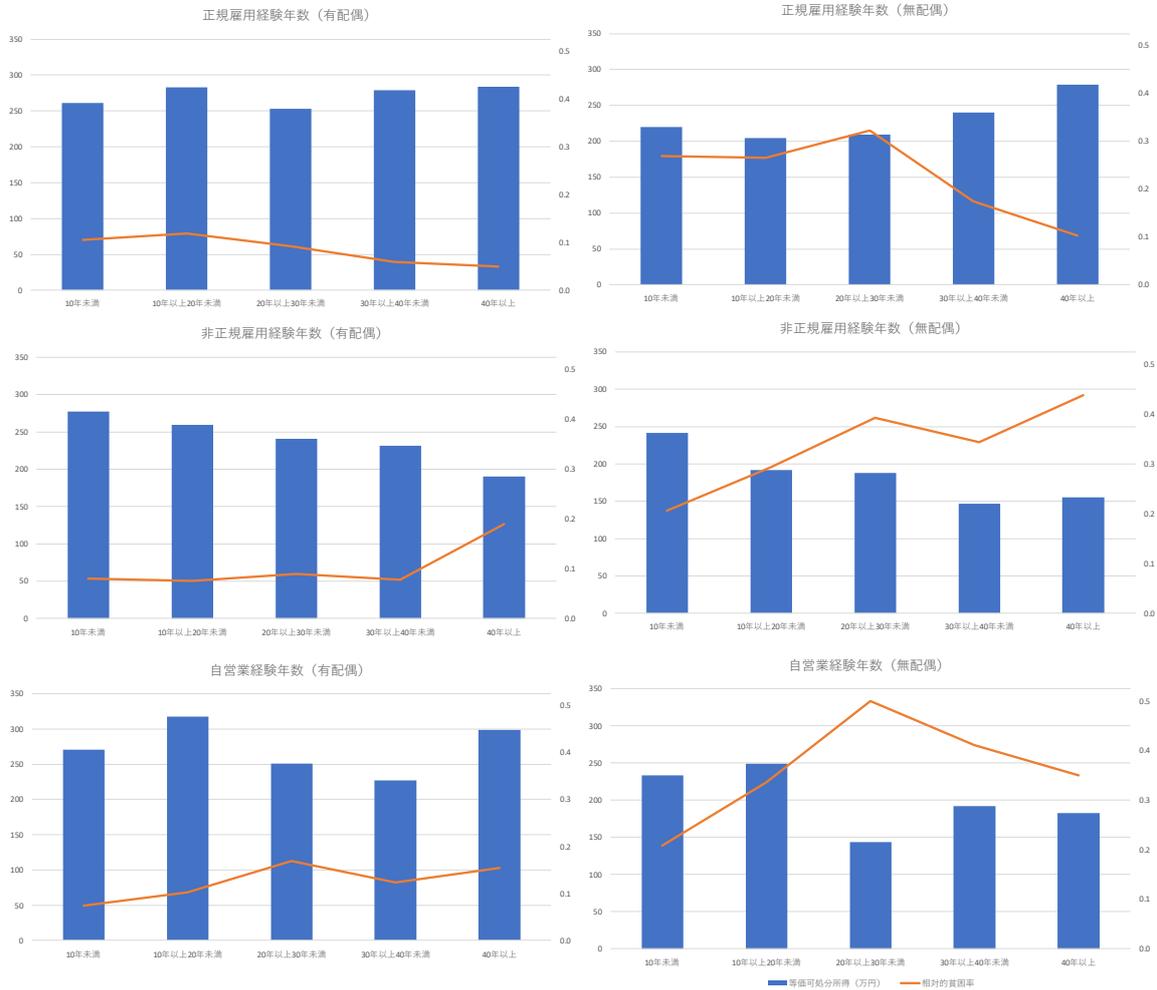
図表 9. 正規雇用経験年数、非正規雇用経験年数、自営業経験年数を 10 年ごとにみた住居所有率の状況



出典：JHPS/KHPS を用いて筆者作成

注：左軸の 0.0 は 0%、1.0 は 100%を示す。65 歳以上にサンプルを制限している。

図表 10. 正規雇用経験年数、非正規雇用経験年数、自営業経験年数を 10 年ごとにみた等価可処分所得と相対的貧困率の状況



出典：JHPS/KHPS（2009年以降）を用いて筆者作成

注：左軸は等価可処分所得（万円／年）、右軸は相対的貧困率を示している。等価可処分所得（相対的貧困率を作成する際にも使用）は 2009 年に調査が開始されているため、2009 年以降にデータが限定されている。65 歳以上 80 歳未満にサンプルを制限している。

図表 11. 収入に関する推定結果

| | (1) | (2) | (3) | (4) | (5) | (6) | (7) | (8) | (9) | (10) |
|----------------------------|----------------------|----------------------|----------------------|-----------------------|----------------------|----------------------|----------------------|----------------------|-----------------------|----------------------|
| | 労働収入 | 財産収入 | 社会保障 給付 | 受贈金・仕 送り金 | その他 | 労働収入 | 財産収入 | 社会保障 給付 | 受贈金・仕 送り金 | その他 |
| 正規雇用経験年数 | -2.321*** (0.639) | -1.178*** (0.378) | 1.752*** (0.118) | -0.0313** (0.0141) | 0.277** (0.108) | -2.333*** (0.640) | -1.182*** (0.380) | 1.741*** (0.120) | -0.0304** (0.0140) | 0.281*** (0.108) |
| 非正規雇用経験年数 | -2.282*** (0.562) | -0.820** (0.381) | 0.529** (0.221) | -0.0210 (0.0246) | -0.440*** (0.139) | -2.322*** (0.562) | -0.826** (0.381) | 0.530** (0.230) | -0.0222 (0.0248) | -0.432*** (0.139) |
| 自営業経験年数 | 1.108 (0.699) | 0.307 (0.478) | -1.027*** (0.188) | 0.0287 (0.0319) | -0.147 (0.120) | 1.088 (0.699) | 0.299 (0.480) | -1.056*** (0.193) | 0.0286 (0.0318) | -0.147 (0.121) |
| 参照: 無配偶ダミー 有配偶ダミー | 13.90 (11.61) | 7.389 (5.570) | 48.56*** (5.236) | -1.158* (0.633) | 9.590*** (3.034) | | | | | |
| 参照: 既婚ダミー 未婚ダミー | | | | | | -117.4*** (33.16) | -24.94** (11.57) | -35.93** (14.74) | -2.832*** (0.962) | -12.49 (19.88) |
| 離婚ダミー | | | | | | -33.08 (26.40) | -39.64*** (13.89) | -32.23 (46.95) | -3.497*** (1.336) | -40.00*** (5.012) |
| 死別ダミー | | | | | | -40.39*** (15.16) | -10.79 (8.832) | -25.02*** (9.606) | -1.889** (0.886) | -19.88*** (5.671) |
| 参照: 家族人数1人ダミー 家族人数2人ダミー | -8.233 (10.84) | -0.147 (5.109) | -0.307 (4.663) | -1.470 (1.093) | -8.913** (4.484) | -2.870 (10.63) | 3.375 (5.248) | 28.02*** (4.133) | -2.638** (1.194) | -3.212 (4.430) |
| 家族人数3人以上ダミー | -2.452 (11.19) | 2.203 (5.749) | -5.171 (4.954) | -1.791 (1.104) | -9.393** (4.713) | 2.630 (10.98) | 5.633 (5.521) | 23.02*** (4.449) | -2.933** (1.199) | -3.810 (4.859) |
| 参照: 男性ダミー 女性ダミー | -84.13*** (18.85) | -20.25* (11.84) | 34.30*** (4.047) | -0.441 (0.461) | -1.722 (3.670) | -85.21*** (18.66) | -21.03* (11.92) | 28.48*** (4.038) | -0.245 (0.458) | -2.472 (3.554) |
| 年齢 | -13.06*** (1.288) | 0.277 (0.591) | 4.857*** (0.340) | -0.0298 (0.0475) | -1.001** (0.414) | -13.43*** (1.325) | 0.179 (0.602) | 4.608*** (0.353) | -0.0353 (0.0480) | -1.114*** (0.416) |
| 参照: 中卒ダミー 高卒ダミー | 16.66* (9.590) | 18.15** (7.219) | 36.18*** (3.826) | 0.209 (0.603) | 11.87*** (2.718) | 16.20* (9.515) | 18.19** (7.176) | 37.65*** (3.979) | 0.109 (0.584) | 11.83*** (2.705) |
| 短大・高専卒ダミー | 34.41 (23.92) | 13.19 (9.345) | 59.47*** (6.305) | 0.556 (0.849) | 10.98** (5.060) | 34.42 (23.92) | 13.36 (9.334) | 61.75*** (6.605) | 0.414 (0.829) | 11.14** (5.070) |
| 4年制大学卒ダミー | 50.33** (22.77) | 20.26** (9.191) | 49.10*** (5.506) | 0.767 (0.740) | 20.61*** (5.753) | 51.01** (22.77) | 20.58** (9.128) | 51.42*** (5.626) | 0.709 (0.729) | 21.00*** (5.760) |
| 大学院卒ダミー | 219.6** (93.33) | 45.13 (41.04) | 32.85 (20.07) | 0.500 (0.953) | -4.592 (12.99) | 218.8** (93.40) | 45.32 (41.00) | 36.65* (20.09) | 0.342 (0.931) | -4.266 (13.00) |
| 定数項 | 1,091*** (111.6) | 18.19 (54.57) | -303.6*** (27.03) | 8.280* (4.575) | 76.24** (32.30) | 1,127*** (115.0) | 28.97 (55.83) | -268.5*** (28.06) | 8.760* (4.678) | 87.63*** (32.49) |
| Observations | 8,031 | 8,514 | 11,717 | 8,117 | 8,158 | 8,031 | 8,514 | 11,717 | 8,117 | 8,158 |
| Number of id | 1,990 | 2,029 | 2,229 | 1,984 | 1,989 | 1,990 | 2,029 | 2,229 | 1,984 | 1,989 |
| r2_within | 0.0347 | 0.00376 | 0.0355 | 0.00151 | 0.00959 | 0.0348 | 0.00375 | 0.0333 | 0.00121 | 0.00948 |
| r2_between | 0.0768 | 0.0270 | 0.305 | 0.0165 | 0.0489 | 0.0776 | 0.0269 | 0.266 | 0.0180 | 0.0501 |
| r2_overall | 0.0752 | 0.0300 | 0.255 | 0.0167 | 0.0345 | 0.0760 | 0.0300 | 0.224 | 0.0169 | 0.0345 |

出典: JHPS/KHPS を用いて筆者作成

注1: ***は1%水準有意、**は5%水準有意、*は10%水準有意であることを示す。上段は係数、下段の()の中は標準誤差である。

注2: 推定にはランダム効果 OLS (Ordinary Least Square) モデル、クラスターロバストな標準誤差を用いている。各推定では、上記変数に加え、地域、調査年の影響をコントロールしている。

図表 12. 資産に関する推定結果

| | (1) | (2) | (3) | (4) | (5) | (6) |
|----------------|---------------------|----------------------|---------------------|----------------------|----------------------|--------------------|
| | 預貯金額 | 有価証券額 | 住居所有ダミー | 預貯金額 | 有価証券額 | 住居所有ダミー |
| 正規雇用経験年数 | 3.593 (2.826) | -0.518 (2.066) | 0.00928 (0.0635) | 3.759 (2.832) | -0.451 (2.062) | 0.0122 (0.0715) |
| 非正規雇用経験年数 | -5.767 (4.604) | -2.800 (2.492) | -0.0481 (0.0940) | -6.170 (4.608) | -2.817 (2.498) | -0.0467 (0.116) |
| 自営業経験年数 | 9.834* (5.159) | 2.457 (2.895) | 0.0378 (0.134) | 9.627* (5.161) | 2.433 (2.898) | 0.0223 (0.135) |
| 参照: 無配偶ダミー | | | | | | |
| 有配偶ダミー | 91.40 (97.22) | 36.60 (63.45) | 2.845 (3.779) | | | |
| 参照: 既婚ダミー | | | | | | |
| 未婚ダミー | | | | -566.5** (231.9) | 115.4 (324.2) | -4.441 (12.38) |
| 離婚ダミー | | | | -776.4*** (134.9) | -292.6*** (68.51) | -19.69 (44.61) |
| 死別ダミー | | | | -608.1*** (145.7) | -155.5* (79.73) | -3.455 (9.541) |
| 参照: 家族人数1人ダミー | | | | | | |
| 家族人数2人ダミー | 19.01 (94.71) | 30.76 (63.10) | 0.850 (0.985) | 47.98 (106.7) | 47.64 (55.98) | 2.048 (2.151) |
| 家族人数3人以上ダミー | 7.477 (94.48) | -8.169 (63.77) | 1.777 (1.459) | 34.94 (102.4) | 8.430 (57.35) | 2.876 (3.246) |
| 参照: 男性ダミー | | | | | | |
| 女性ダミー | 286.2*** (100.0) | 55.52 (70.64) | 0.773 (2.132) | 293.7*** (99.04) | 55.65 (68.76) | 0.538 (2.264) |
| 年齢 | 14.54* (8.308) | 23.07*** (5.637) | 0.168 (0.240) | 12.00 (8.406) | 22.78*** (5.600) | 0.158 (0.340) |
| 参照: 中卒ダミー | | | | | | |
| 高卒ダミー | 594.5*** (78.72) | 98.23* (50.54) | 1.942 (3.275) | 583.2*** (78.80) | 96.29* (50.30) | 1.736 (4.887) |
| 短大・高専卒ダミー | 883.9*** (140.6) | 193.2* (105.5) | 3.446 (7.632) | 866.9*** (140.9) | 189.6* (105.5) | 2.862 (8.750) |
| 4年制大学卒ダミー | 1,092*** (132.9) | 535.4*** (113.5) | 2.164 (3.628) | 1,091*** (132.9) | 534.1*** (113.7) | 1.908 (4.384) |
| 大学院卒ダミー | 1,379*** (406.4) | 285.7 (243.6) | 2.494 (20.53) | 1,366*** (406.3) | 285.6 (243.6) | 3.516 (48.72) |
| 定数項 | -760.6 (677.8) | -1,687*** (470.2) | -3.999 (13.81) | -513.1 (681.1) | -1,649*** (464.3) | -1.236 (15.50) |
| Observations | 12,009 | 12,038 | 12,814 | 12,009 | 12,038 | 12,814 |
| Number of id | 2,234 | 2,272 | 2,307 | 2,234 | 2,272 | 2,307 |
| Log likelihood | | | -1149 | | | -1161 |
| r2_within | 0.0334 | 0.429 | | 0.0340 | 0.429 | |
| r2_between | 0.0996 | 0.563 | | 0.0985 | 0.563 | |
| r2_overall | 0.0680 | 0.307 | | 0.0665 | 0.307 | |

出典：JHPS/KHPS を用いて筆者作成

注1：***は1%水準有意、**は5%水準有意、*は10%水準有意であることを示す。上段は係数、下段の () の中は標準誤差である。

注2：預貯金額と有価証券額の推定にはランダム効果 OLS (Ordinary Least Square) モデル、住居所有ダミーの推定にはランダム効果 Logit モデル、両モデルの推定でクラスターロバストな標準誤差を用いている。各推定では、上記変数に加え、地域、調査年の影響をコントロールしている。

図表 13. 等価可処分所得および相対的貧困に関する推定結果

| | (1) 等価可処分所得 | (2) 相対的貧困ダミー | (3) 等価可処分所得 | (4) 相対的貧困ダミー |
|----------------------------|----------------------|-------------------------|----------------------|-------------------------|
| 正規雇用経験年数 | 0.286 (0.397) | -0.0298*** (0.00638) | 0.257 (0.397) | -0.0276*** (0.00635) |
| 非正規雇用経験年数 | -1.595*** (0.369) | 0.00943 (0.0106) | -1.634*** (0.371) | 0.0101 (0.0105) |
| 自営業経験年数 | 0.519 (0.552) | 0.0219** (0.00887) | 0.462 (0.556) | 0.0229*** -0.00877 |
| 参照: 無配偶ダミー 有配偶ダミー | 37.60*** (9.622) | -1.886*** (0.250) | | |
| 参照: 既婚ダミー 未婚ダミー | | | -112.2*** (27.42) | 2.745*** (0.817) |
| 死別ダミー | | | -51.00*** (13.47) | 0.265 (0.466) |
| 参照: 家族人数1人ダミー 家族人数2人ダミー | -14.27 (10.42) | -0.259 (0.293) | 6.270 (8.712) | -1.449*** (0.247) |
| 家族人数3人以上ダミー | -12.22 (11.08) | 0.572* (0.321) | 7.996 (9.563) | -0.637** (0.271) |
| 参照: 男性ダミー 女性ダミー | -4.997 (12.83) | -0.449** (0.214) | -8.299 (12.64) | -0.153 (0.215) |
| 年齢 | -1.919** (0.754) | -0.0403** (0.0196) | -2.329*** (0.769) | -0.0245 (0.0197) |
| 参照: 中卒ダミー 高卒ダミー | 43.16*** (7.852) | -1.554*** (0.204) | 43.46*** (7.862) | -1.601*** (0.205) |
| 短大・高専卒ダミー | 67.80*** (15.89) | -2.261*** (0.382) | 68.53*** (16.02) | -2.265*** (0.391) |
| 4年制大学卒ダミー | 59.39*** (11.74) | -1.714*** (0.290) | 61.62*** (11.73) | -1.813*** (0.290) |
| 定数項 | 307.4*** (63.42) | 2.287 (1.522) | 354.0*** (64.98) | 0.517 (1.545) |
| Observations | 9,250 | 9,250 | 9,239 | 9,239 |
| Number of id | 1,901 | 1,901 | 1,899 | 1,899 |
| Log likelihood | | -2387 | | -2411 |
| r2_within | 0.00750 | | 0.00691 | |
| r2_between | 0.0544 | | 0.0549 | |
| r2_overall | 0.0484 | | 0.0489 | |

出典: JHPS/KHPS を用いて筆者作成

注1: ***は1%水準有意、**は5%水準有意、*は10%水準有意であることを示す。上段は係数、下段の()の中は標準誤差である。

注2: 等価可処分所得の推定にはランダム効果 OLS (Ordinary Least Square) モデル、相対的貧困ダミーの推定には、ランダム効果 Logit モデル、両モデルの推定でクラスターロバストな標準誤差を用いている。各推定では、上記変数に加え、地域、調査年の影響をコントロールしている。