

(別添1)

厚生労働行政推進調査事業費補助金

政策科学総合研究事業(政策科学推進研究事業)

「高齢期を中心とした生活・就労の実態調査(H30-政策-指定-008)」

令和元年度 総括・分担研究報告書

研究代表者 山田 篤裕

令和 二 (2020) 年 5 月

(別添 2)

目 次

I. 総括研究報告		
高齢期を中心とした生活・就労の実態調査	-----	1
山田篤裕		
(資料)「生活費に関する Web アンケート調査」設計		
II. 分担研究報告		
1. 高齢者における就労と貧困	-----	35
四方理人		
2. 遺族年金受給者の就労状況	-----	38
大津唯・百瀬優		
3. 高齢者の生活を支える経済的基盤：年金・家族扶養・住宅の実態把握	-----	41
渡辺久里子・田中聡一郎		
4. 国民年金の加入期間延長の検討および保険料免除にかかる考察	-----	45
田中宗明・大室陽		
III. 報告書論文		
1. Income Inequality and Demographic Changes in Japan	-----	50
四方理人・渡辺久里子		
2. 高齢者における貧困率の低下：公的年金と家族による私的扶養	-----	91
渡辺久里子・四方理人		
3. 遺族年金受給者の就業実態	-----	107
大津唯・百瀬優		
4. 住宅手当導入の政策効果：マイクロシミュレーション分析	-----	129
田中聡一郎・渡辺久里子・山田篤裕		
5. 繰上げ減額率緩和・資格期間短縮が老齢年金受給者に与えた影響	-----	150
山田篤裕		

6. 国民年金の加入期間延長の検討および保険料免除にかかる考察	-----	174
田中宗明・大室陽		
7. 景気変動と貧困指標: 2010年代中盤の動向	-----	239
田中聡一郎		
8. 日本の中間層の推移: 国民生活基礎調査(1985-2015)に基づく推計	-----	252
田中聡一郎		
IV. 研究成果の刊行に関する一覧表	-----	266

令和元年度厚生労働行政推進調査事業費補助金
(政策科学総合研究事業(政策科学推進研究事業))
総括研究報告書

高齢期を中心とした生活・就労の実態調査(H30-政策-指定-008)

研究代表者 山田篤裕 慶應義塾大学経済学部 教授

研究要旨

本研究は、次期制度改正の中で年金受給の在り方の検討に資する基礎資料を提供するため、大規模統計の再集計を行い、年金額と就労の関係、年金額と金融資産やその他の所得の関係、年金額と生活費・生活実態の関係、現役世代を取り巻く就労・生活実態を明らかにすることを目的とする。

2年目である令和元年度は、1) 高齢者の継続雇用と賃金プロファイル、2) 公的年金の給付水準・代替率の再検討、3) 繰上げ減額率緩和・資格期間短縮が老齢年金受給者に与えた影響、4) 高年齢者における就労と貧困、5) 遺族年金受給者の就労状況、6) 年金・家族扶養・住宅費用の実態、7) 国民年金加入期間延長および保険料免除の可能性、8) 現役世代を含む中間層・貧困層の長期変化、等の個別テーマについて検討した。大規模統計として総務省「全国消費実態調査」や、厚生労働省「老齢年金受給者実態調査」、「障害年金受給者実態調査」、労働政策研究・研修機構「60代の雇用・生活調査」「高年齢者の雇用に関する調査」等の調査票情報を活用し、計量経済学的手法に基づく分析を行った。また公的年金の給付水準・代替率の再検討のため、独自調査「生活費に関する Web アンケート調査」も実施した。

公的年金の貧困削減効果は強くなっている一方、給付乗率変更が平均公的年金受給額を引き下げたこと、家計収支が黒字でも消費支出が最低生活費未満である高齢世帯が単身・夫婦とも 2割存在し、資産取り崩しでも生活水準維持困難である可能性、繰上げ受給制度が生活保護受給確率を引き下げる一方、10年期間短縮該当者の3分の1が生活保護を受給していること、借家世帯の基礎的生活費を賄うのに公的年金額は不十分であること、住宅手当導入は貧困リスク軽減に有効であること、現役世代の就労所得・生活意識に基づく社会的主観的所得代替率は50%を下回ること、国民年金の潜在的免除該当者は貧困リスクの高い属性で多いこと、低所得化により中間層が縮小する一方、現役世代の貧困状況は改善されていること、等が明らかになった

研究分担者：

四方理人 関西学院大学 総合政策学
部 准教授

大津唯 埼玉大学 大学院人文社会
科学研究科 准教授

渡辺久里子 国立社会保障・人口問題研
究所 企画部 研究員

みずほ情報総研株式会社 社会政策コ
ンサルティング部（田中宗
明・大室陽）

研究協力者：

百瀬優 流通経済大学 経済学部大
学院経済学研究科 教授

田中聡一郎 関東学院大学経済学部 准
教授

ほ情報総研にデータの整備・集計・分析を依
頼し、その他の研究者は整備されたデータを
用い、計量経済学的手法で分析した。

より具体的には令和元年度は、昨年度の研
究テーマをさらに掘り下げ、1) 高齢者の継続
雇用と賃金プロファイル、2) 公的年金の給付
水準・代替率の再検討、3) 繰上げ減額率緩
和・資格期間短縮が老齢年金受給者に与えた
影響、4) 高年齢者における就労と貧困、5) 遺
族年金受給者の就労状況、6) 年金・家族扶
養・住宅費用の実態、7) 国民年金加入期間
延長および保険料免除の可能性、8) 現役世
代を含む中間層・貧困層の長期変化、等の各
テーマについて分析した。

また令和元年度は公的年金の給付水準・代
替率の再検討のため、独自調査「生活費に関
する Web アンケート調査」も実施した。

(倫理面への配慮)

匿名化された公的統計調査票情報の 2 次
利用であり、世帯や個人が特定化できないよう
世帯人員数 10 人以上の世帯を除く、結果数
値が 1 又は 2 となる場合に秘匿するなどの処
理のうえで分析を行った。

また独自調査実施に先立って国立社会保
障・人口問題研究所での研究倫理審査の承
認 (IPSS-IBRA#19002) を受けた。

A. 研究目的

健康寿命の延伸や高齢期の就業意欲の高
まりによって、年金を受給しつつ働く高齢者が
増えている。また、社会の変容によって多種多
様な働き方が生まれ、ワーク・ライフがこれまで
のものから変化している。これらに対応するた
めに、次期年金制度改正においては年金受
給の在り方を検討する必要がある。本研究は、
大規模統計の再集計を行い、就労実態や生
活実態を明らかにし、検討のための基礎資料
を提供することを目的とする。

B. 研究方法

総務省「全国消費実態調査」、厚生労働省
「国民生活基礎調査」、「老齢年金受給者実態
調査」、「障害年金受給者実態調査」、労働政
策研究・研修機構「60 代の雇用・生活調査」、
「高年齢者の雇用に関する調査(企業調査)」
等の大規模統計の調査票情報を活用し、みず

C. 研究結果

C-1. 高齢者の継続雇用と賃金プロファイル

年齢・賃金プロファイルの傾きや 60 代前半の賃金水準の落ち込み等が高齢者の継続雇用にどのような影響を与えているのか、賃金の「後払い契約」理論に基づき明らかにした。

(1) 賃金プロファイルの傾きを早期に調整し、また賃金下落率の小さい企業ほど、定年年齢を一般的な 60 歳より高く設定する傾向があること、(2) 賃金プロファイルの傾きが緩やかで、生産性が高く、労働需要が高い企業で、60 代前半の継続雇用率は高いこと、(3) 50 代での正社員の残存率が低く、60 代前半の賃金下落率が大きい企業では、60 代前半の継続雇用率は低いことが明らかになった。

C-2. 公的年金の給付水準・代替率の再検討

公的年金の給付水準・代替率について歴史的な経緯を整理したうえ、社会的主観的アプローチに基づき、その妥当性について検討した。

(1) 社会的主観的所得代替率は 4 割であり、ILO による所得代替率の基準に近いこと、ただし公的年金額・賃金額ではなく、可処分所得に基づき、社会的主観的所得代替率を計算すると近年上昇傾向にあり 52%であることが明らかになった。

C-3. 繰上げ減額率緩和・資格期間短縮が老齢年金受給者に与えた影響

繰上げ支給制度の減額率緩和(2001 年 4 月)により(1)繰上げ受給率が上昇したか、(2)

繰上げ受給者の貧困リスクは低下したか、また老齢年金受給のための資格期間の 25 年から 10 年への短縮化(2017 年 8 月)により(3)貧困脱出できたか、(4)貧困かつ該当者の生活保護受給率は低下したか検討した。

(1)繰上げ減額率緩和による繰上げ受給率上昇は女性のみ制度改正から 1 年のラグ(時間差)を伴って現れた可能性があること、(2)繰上げ受給者は男女とも貧困リスクは高いが、減額率緩和による貧困リスク低減は女性のみ制度改正から 2 年のラグを伴って現れた可能性があること、(3)期間短縮該当者の 1 割が貧困脱出できたと見込まれる一方、(4)被保護高齢者の多くが年金受給資格を得たことで期間短縮該当者の生活保護受給率は高いことが明らかになった。

C-4. 高齢者における就労と貧困

60 歳以上の高齢者について、雇用者だけではなく、無業や失業まで含めた各就業状態の相対的貧困率を推計することにより、近年の高齢者における就労の変化と貧困について検討した。

(1)65 歳以上の高齢者の貧困率は、近年上昇傾向にある現役世代の貧困率の変動とは異なり、2007 年から 2012 年にかけて低下していた。その一方、(2)60-64 歳の男性ではそのような貧困率の低下は観察されていない。とくに、(3)就業状態別にみた場合、65 歳以上ではどの年齢層でみても雇用就労者の貧困率と

無業者の貧困率は低下していたが、60-64歳では無業と失業者の貧困率が上昇していた。

C-5. 遺族年金受給者の就労状況

クロス集計から、(1)遺族年金受給者の調査時点における就業率(以下、単に「就業率」というときは、調査時点における就業率を指すものとする)は、50歳代前半までは女性全体の就業率よりも高い水準(2010年は概ね70%台後半、2015年は80%台前半)で推移するが、50歳代後半になると急速に低下して女性全体の就業率と同程度の水準となること、(2)50歳代前半までの遺族年金受給者の就業率は女性全体に比べて高いが、非正規雇用率が高く、就労収入は低いこと、などが明らかになった。

また、就業の有無に関する回帰分析の結果、(1)受給権発生時の年齢が高いほど、就業率は有意に低いこと、(2)受給権発生時に就業していた人は、非就業であった人に比べて、就業率が33%ポイント高いこと、(3)受給権発生時の就業の有無による就業率の差は、受給権発生時の年齢が上がるほど拡大し、受給権発生時の就業の有無による調査時の就業率の差は拡大し、受給権発生時に50歳代かつ非就業であった場合の就業率は50%を下回ること、などが明らかになった。

受給権発生前後の就業変化に関する回帰分析の結果、(1)より最近に遺族年金を受給し始めた人ほど、死別後の就業継続率・新規就業率は高くなる傾向にあること、(2)もともと非

就業であった遺族年金受給者の場合、子のいる人ほど新たに就業する確率が有意に高いこと、(3)遺族年金の受給額が高いほど受給権発生後の就業率が有意に低い、ことなどが明らかになった。

C-6. 年金・家族扶養・住宅の実態

・公的年金と家族扶養の貧困削減効果

(1)高齢者世帯では、当初所得での相対的貧困率は、1985年は82%であったが、2000年代半ばまでに86%まで上昇したものの、2015年には80%まで低下していた。(2)当初所得に公的年金の給付を加えると、同数値は59%から24%に大幅に低下していた。一方で(3)家族の収入を考慮した場合の相対的貧困率は、1985年には35%であったが2015年には64%と高かった。

・住宅手当導入の政策効果

各国の住宅手当制度を参考に制度設計上の要点をまとめたうえ、諸外国と日本の制度を参考にした3種類の仮想的な住宅手当導入により、どれほど住宅費軽減や貧困率削減が期待できるのか、シミュレーションを行った。

分析の結果、(1)第I十分位での住宅費負担率を4割未満に軽減する効果があること、(2)貧困率を2~5割削減する効果があること、(3)現役世代では民間賃貸世帯の貧困率を総人口の貧困率なみに引き下げる効果がある一方、高齢者の民間賃貸世帯では10%ポイント程引き下げるものの、それでもなお総人口の貧困

率の2倍程度あること、などが明らかになった。

C-7. 国民年金加入期間延長および保険料免除

仮に国民年金の加入期間を延長した場合に国民年金保険料免除制度の対象となる者がどの程度存在するか、潜在的免除該当者について年齢階級別に働き方や所得状況を確認すると、(1)潜在的免除該当率が年齢によって上がっていくこと、(2)年齢階級が上がるにつれて(潜在的)国民年金第1号被保険者のうち無職者割合が増えること、(3)有業者であっても稼働所得は年齢が上がるにつれて低くなる傾向にあること、(4)健康状態については、主観的健康状態は年齢が上がってもあまり変わらないこと、(5)健康上の問題で何らか日常生活に影響がある者の割合は、50歳代後半から60歳代後半についてはあまり変化がないこと、などが明らかになった。

潜在的免除該当者の属性として、(1)配偶者なし、子なしの者は、そうでない者に比べて免除該当率が高いこと、(2)配偶者なしの者の中でも、女性の死別、離別の免除該当率は他の類型よりも際立って高くなっていること、(3)男単独世帯、女単独世帯、ひとり親と未婚の子のみの世帯で全額免除該当率が高いこと、(4)女単独世帯、ひとり親と未婚の子のみの世帯で免除該当率が高いことが分かった。

60歳代前半の潜在的免除該当の雇用者について、厚生年金保険の適用が拡大された賃

金要件や勤務時間要件を満たす者の割合を分析した結果、潜在的免除該当となっている雇用者の一定割合が厚生年金に加入することが見込まれることが分かった。

C-8. 中間層・貧困と高齢化

人口高齢化が進むなかで、所得分配がどのように変化したのか、中間層・貧困の長期推移の推計を通じて、検証を行った。

その結果、(1)1980年代から中間層割合は縮小しており、1985年時点の中間層は64.0%であったが、2015年時点では57.5%となり、6.5%ポイント減少していた。1985年の中間層の所得域で計測した場合は、2015年の中間層は56.9%となり、7.1%ポイント減少していた。

また(2)1985年から2000年にかけては所得分布の2極化や高所得化が進行することにより中間層が縮小した。2000年から2015年にかけては低所得化が進むことにより、中間層が見かけ上は横ばいに推移しているようにも観察されるが、実際は中間層の衰退が生じていると考えられる。

D. 考察

D-1. 高齢者の継続雇用と賃金プロファイル

第一に、高齢者の継続雇用の促進には、働き方改革や教育訓練を通じ生産性を高めた上、賃金プロファイルの傾きを緩やかに調整していく方法が有効と考えられる。結果として正規・非正規間の賃金格差縮小にもつながることが

期待される。第二に高齢法による 65 歳までの雇用確保措置義務に対し、企業は 50 代での正社員の絞り込みや 60 代前半での継続雇用時の大幅な賃金切り下げで回避可能である。

D-2. 公的年金の給付水準・代替率の再検討

現役世代の負担を考えた場合、マクロ経済スライドによる 50%という厚生年金の所得代替率は、基礎年金導入当時の上限に近いが、給付水準が ILO 第 102 号条約(社会保障の最低基準)の所得代替率 40%(30 年加入前提)をマクロ経済スライドによる調整期間中に割り込む可能性が懸念される。また基礎年金や生活扶助は借家に居住することを前提とすれば、高齢単身世帯の社会的主観的貧困線を下回っている可能性がある。

D-3. 繰上げ減額率緩和・資格期間短縮が老齢年金受給者に与えた影響

減額率緩和によって人々の繰上げ受給行動はそれほど大きく変化しなかった背景としては、年金額の給付水準の変動も影響を与えていると考えられる。また受給資格期間短縮により、生活保護給付から年金給付への代替が生じていたと考えられる。

D-4. 高齢者における就労と貧困

60-64 歳では無業と失業状態の貧困率が上昇し続づけていた理由として、公的年金の支給開始年齢の段階的引き上げが考えられる。

高齢者雇用安定法の改正により、高齢者の雇用確保措置が義務化され、実際に 60-64 歳において雇用就労の割合が上昇したものの、一部の高齢者については就業が継続できずに無業となってしまう、上の世代よりも 60 代前半の年金受給額が大幅に減少した分を埋め合わせることができずに貧困に陥っていると考えられる。実際に、1990 年代までは 65 歳以上よりも 60-64 歳の貧困率が低かったが、2002 年以降、支給開始年齢の引き上げに影響をうける世代についてのみ 65 歳の者より貧困率が高くなっていることが示されている。

D-5. 遺族年金受給者の就労状況

遺族年金受給者の就業率が 50 歳代後半に大幅に低下するのは、50 歳以降に死別して遺族年金受給者となった人の就業率が低いこと、とりわけ死別時に非就業であった人の就業率が 50%を下回ることに起因していると考えられる。一方、若い遺族年金受給者の就業率が高い女性全体よりも高い水準にあるのは、もともとの就業率が高いからではなく、非就業であった人の新規就業率が高いからである。これはもともと専業主婦であった人が期せずして就業復帰することを意味し、とりわけ子育て中の場合は無理をして就業復帰している人がいる可能性がある。

とくに受給権発生前後の就業の変化に関する分析結果から、死別後の就業継続率・新規就業率の上昇傾向が続けば、将来的には遺

族年金の役割が縮小していく可能性がある一方、子のない遺族年金の有期化の対象年齢を現行の30歳未満から拡大することは、対象者の生活困窮に繋がる可能性、遺族年金の受給額が高いことによる就業の抑制効果は限定的である可能性が示唆された。

D-6. 年金・家族扶養・住宅費用の実態

・公的年金と家族扶養の貧困削減効果

この30年間で公的年金による貧困削減効果が大きく高まっていることが分かった。一方で、同期間で家族の家族扶養による貧困削減効果は低下しており、公的年金が家族の家族扶養を代替していたことが明らかとなった。

・住宅手当導入の政策効果

住宅費軽減や貧困率削減のいずれについても、住宅手当導入の政策効果が大きいといえる。また住宅購入できなかった高齢者の場合は、相対的貧困リスクは高くなることも明らかになり、政策対応の必要性も指摘できる。

D-7. 国民年金加入期間延長および保険料免除

高齢者の働き方については、50歳代後半から60歳代前半にかけて引退する者が多いものと思われる。また年齢にともなう稼働所得の低下傾向は、50歳代後半から60歳代後半にかけて、稼働所得や雇用所得の比較的高い雇用ありの自営業者の割合と正規の雇用者の割合が下がっていることが一因になっていると

推測される。一方で、50歳代後半から60歳代後半に至るまでの間、健康状態の変化が高齢者の有職率や働き方の変化に与える影響は比較的小さいものと考えられる。

潜在的免除該当者が多い原因としては、配偶者なし、子なし世帯では配偶者や子の収入に頼れない者が潜在的免除該当者となっていること、単身世帯では規模の経済が働かないこと、家庭内での扶助を受けられないことが考えられる。

既に厚生年金被保険者となっている者に加えて、今後の更なる適用拡大により厚生年金被保険者となる潜在的免除該当の雇用者の割合が一層増えることが見込まれる。

D-8. 中間層・貧困と高齢化

中間層や貧困率の変動要因の検討のため、中間層や貧困層の人口シェアの寄与度分解を行った。

その結果、1985年から2000年の中間層の人口シェアの減少は、人口高齢化と中間層割合の減少の両方といえるが、特に後者の影響が大きかった。2000年から2015年にかけては、人口高齢化要因によって減少しているが、中間層割合の上昇に相殺されて、中間層の規模はあまり変化しなかった。

また2000年から2015年の貧困層の人口シェアについては、人口高齢化の影響により貧困率を引き上げているが、世帯類型内貧困効果により貧困率を引き下げている(特に高齢夫

婦世帯や現役夫婦世帯で減少させている)。一方、2012年から2015年の貧困率の低下では、現役世代と子どもの世帯類型内貧困効果が大きく、人口効果を上回っていた。この時期は、現役世代や子どもでの貧困率の低下が全体の貧困率の低下に寄与していた。

E. 結論

E-1. 高齢者の継続雇用と賃金プロファイル

大幅に賃金を切り下げれば、その賃金に見合うような生産性の低い高齢者しか残らず、生産性の高い高齢者は自ら辞めてしまい活用できない、というリスクを企業は抱えこむことになる。そのようなリスクを企業が抱えれば、ますます高齢者の継続雇用を敬遠する、という悪循環に陥ることが懸念される。そうした悪循環を断ち切るためにも、再雇用時の各労働者の能力に応じた賃金設定は今後一層重要となる。

E-2. 公的年金の給付水準・代替率の再検討

高齢者の生活保障については、公的年金だけでなく年金生活者支援給付金、借家に居住する高齢者に対しては住宅手当、また医療・介護費の負担が重い高齢者については、医療・介護保険制度により、総合的に再分配政策を強化する必要がある。

E-3. 繰上げ減額率緩和・資格期間短縮が老齢年金受給者に与えた影響

繰上げ支給年齢・減額率を変更する場合

には、貧困リスクの高い人々に影響を与える可能性についても検討する必要がある。

E-4. 高齢者における就労と貧困

2000年代以降、65歳以上の高齢者の貧困率は低下しているが、60-64歳の男性の貧困率は低下しておらず、特にその年齢層の無業者・失業者の貧困率は上昇傾向にあった。公的年金の支給開始年齢の引き上げにより、60代前半において雇用就労の割合が上昇したものの、一部の高齢者については、就業が継続できずに無業となってしまう、上の世代よりも60代前半の年金受給額が大幅に減少した分を埋め合わせることができずに貧困に陥ってしまっていると考えられる。年金との接続のための60歳以上の就業継続と年金支給開始年齢前の失業者に対する所得保障を強化すべきである。

E-5. 遺族年金受給者の就労状況

遺族年金は、女性の就労の一般化や夫婦共働き世帯の増加といった社会の変化に合わせて制度の見直しが求められるようになっている。しかし、遺族年金受給者の就業率の高さだけで政策の方向性を判断することはできず、就業や生活の実態を十分に踏まえながら慎重に検討していく必要がある。とくに非正規雇用率が高く就労収入は低いことに留意する必要がある。

E-6. 年金・家族扶養・住宅費用の実態

受給者一人当たりの平均公的年金の給付額は低下しているなか、被用者年金受給者は増えており、これにより公的年金の再分配効果は高まっていたことが示唆された。しかしながら、今後、年金給付水準が低下することが予想されており、公的年金による防貧機能が脆弱化する懸念がある。

また本研究で検討した住宅手当は、貧困リスクの高い賃貸世帯の高齢者の貧困率を大きく引き下げることから、低所得高齢者に対する所得保障としても有効な政策と考えることができる。

E-7. 国民年金加入期間延長および保険料免除

高齢者雇用の進展や現役世代との待遇の均等化が進めば、現在無職となっている者の労働市場への残留や参加、有職者の稼働所得低下の抑制につながるものと考えられる。特に勤務時間や稼働所得が現役期に近づくことにより、勤務時間要件である4分の3要件を満たして厚生年金に加入する者が増え、潜在的国民年金第1号被保険者になる者であっても免除該当でなくなることが見込まれる。ただし、健康や介護を理由に仕事に就けない者への配慮や対応が必要と考えられる。

国民年金の加入期間延長に当たっては、ひとり親と未婚の子のみの世帯や単身世帯への影響を見極めながら検討を進めていくことが重

要であろう。

適用拡大を進めることは、高齢者雇用の進展と相まって、国民年金の加入期間の45年への延長による年金保障を厚くする効果強化を期待できる。

E-8. 中間層・貧困と高齢化

近年の動向としては、低所得化による中間層縮小の一方、2010年代中盤には現役世代の貧困状況は改善されていた。ただし2000年代以降、全体的な所得水準の低下により中間層の所得域や貧困ラインも低下しているため、中間層の減少や貧困率の上昇が見えにくくなっている。実際、固定した基準で中間層や貧困率の測定を行うと、所得分布の低所得化による中間層の縮小や貧困率の上昇が観察されており、日本の家計は以前よりも厳しい運営となっている可能性もある。

F. 健康危険情報

なし

G. 研究発表

1. 論文発表

- ・山田篤裕「高齢者の継続雇用と賃金プロフィール」『季刊個人金融』14(3):47-56、令和元年11月。
- ・四方理人「高齢者における就労と貧困」『貧困研究』23:16-26、令和元年12月。
- ・駒村康平・渡辺久里子「公的年金の給付

額の動向と政策効果』『統計』70(8): 50-53、令和元年 8 月。

- ・渡辺久里子「高齢者世帯の家計収支の動向」『健康長寿ネット』(Web 掲載)、令和元年 12 月。
- ・山田篤裕・渡辺久里子「公的年金の給付水準・代替率の再検討:歴史的・社会的主観的アプローチ」『社会保障研究』4(4):487-499、令和 2 年 3 月。
- ・百瀬 優 (2019)「障害年金受給者の実態:障害種別に着目して」『週刊社会保障』73(3042):48-53、令和元年 10 月。
- ・山田篤裕「高齢者就業と在職老齢年金・繰上げ受給」『社会政策』12(2)、令和 2 年 10 月(刊行予定)。
- ・百瀬 優・大津 唯「障害年金受給者の生活実態と就労状況」『社会政策』12(2)、令和 2 年 10 月(刊行予定)。
- ・渡辺久里子・四方理人「高齢者における貧困率の低下:公的年金と家族による私的扶養」『社会政策』12(2)、令和 2 年 10 月(刊行予定)。

2.学会発表

- ・山田篤裕「高齢者の就業行動」、社会政策学会138回大会(令和元年5月18日)
- ・四方理人・渡辺久里子「高齢者における所得分布と公的年金」、社会政策学会 138 回大会(令和元年 5 月 18 日)
- ・百瀬 優・大津 唯「障害年金受給者の生

活実態と就労状況」、社会政策学会 138 回大会(令和元年 5 月 18 日)

- ・田中聡一郎「2010 年代中盤の貧困指標の変動要因」、日本財政学会 76 回大会(令和元年 10 月 19 日)
- ・山田篤裕「繰上げ受給・資格期間短縮が老齢年金受給者に与えた影響」、社会政策学会 140 回大会(令和2年 5 月 11 日 Web 開催)
- ・田中聡一郎・渡辺久里子・山田篤裕「住宅手当導入の政策効果:マイクロシミュレーション分析」、社会政策学会 140 回大会(令和2年 5 月 11 日 Web 開催)

H. 知的所有権の取得状況の出願・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)「生活費に関する Web アンケート調査」設計

1. 調査の基本設計

「生活費に関する Web アンケート調査」は山田他（2012）における主観的最低生活費推計のための調査を高齢者に適用したものである。調査はマクロミル社のモニタ（65－74 歳）に対し、スクリーニング調査を用いることで単身（男・女）、夫婦のみ世帯、生活保護制度上の地域区分（級地）、各世帯類型での可処分所得平均以上・未満で各々サンプル・サイズが等しくなるよう割付け（「4. 回収目標数と実際の回収状況」を参照）、2019 年 8 月 13～27 日に同社が実施した。同社のモニタ管理体制については「モニタの品質管理ポリシー（https://www.macromill.com/advantage/monitor_policy.html）」を参照されたい。また調査実施に先立ち、国立社会保障・人口問題研究所での研究倫理審査の承認（IPSS-IBRA#19002）を受けた。

本調査では、生計維持のため最低限必要な世帯所得（MIQ）を尋ねるのではなく、25 の各消費項目に必要な額（最低必要消費支出）を尋ねる方法を用いた。理由として、最低所得を尋ねる方式と最低必要消費支出（衣食住および日常生活に必要不可欠な消費項目に対する最低必要な支出）を尋ねる方式では、消費項目を指定しない前者の額が膨らむ傾向があること、分析の枠組み上、基礎年金と生活保護がカバーすべき最低限必要な支出の範囲を消費項目単位で再定義する必要があったこと、の 2 つが挙げられる。

山田他（2012）に倣い、Web 調査の特性を活かし、各項目に最低限必要な支出合計額が自動的に計算され、常に調査画面トップに表示されるようにし、一種の家計のやりくりを調査対象者が意識できる調査設計とした。また、質問の仕方により最低必要消費支出がどれほど幅のある概念か確認するため、最低限必要な支出額の設問は、

- ・ K 調査：「切り詰めるだけ切り詰めて最低限いくら必要」
- ・ T 調査：「つつましいながらも人前で恥ずかしくない社会生活をおくるためにいくら必要」

という 2 種類の質問を調査対象にランダムに割り当てた。

(参考文献)

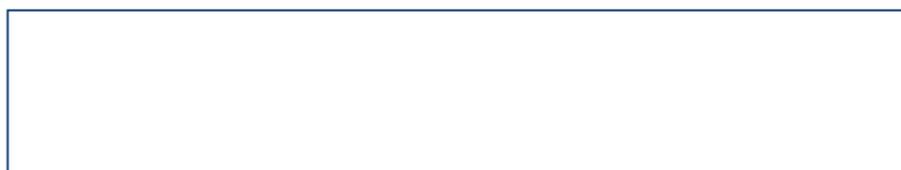
山田篤裕・四方理人・田中聡一郎・駒村康平（2012）「主観的最低生活費の測定」『社会政策』, 3（3）, pp.127-139。

2. スクリーニング調査票

調査票のご確認にあたって
(各質問上の水色の箇所に、その質問に関する設定が表示されます)

画面分割
画面が分割される箇所に「ここで改ページ」という線が表示されます。
セレクト条件（回答者指定機能）
設定の内容は、以下の4種類で表記されます。 表記例 【Q1】で1-3と答えた方 →Q1で選択肢「1,2,3」のいずれかを選んだ回答者にのみ、「質問」が表示されます。 Q1項目【1】で1と答えた方 →Q1の項目の1番目で選択肢「1」を選んだ回答者にのみ、「質問」が表示されます。 項目【1】：【Q1】で1と答えた方 →Q1で選択肢「1」を選んだ回答者にのみ、「項目の1番目」が表示されます。 1_FA：【Q1】で1と答えた方 →Q1で選択肢「1」を選んだ回答者にのみ、「自由解答欄の1番目」が表示されます。
排除選択肢
対象の選択肢と、他の選択肢が同時に選択された場合、回答者にエラーを表示します。

◆設定の記載が無い画面をごらんになる際は[こちら](#)をクリックしてください。



- 排他選択肢：1. あなたのみ【未婚】
排他選択肢：2. あなたのみ【離別】
排他選択肢：3. あなたのみ【死別】
排他選択肢：4. あなたのみ【単身赴任】

Q1

100%

あなたと、同居しているご家族を教えてください。（複数選択）

✓ 複数回答 ★ 必須回答

- 1 あなたのみ【未婚】
- 2 あなたのみ【離別】
- 3 あなたのみ【死別】
- 4 あなたのみ【単身赴任】
- 5 配偶者
- 6 子供
- 7 親
- 8 兄弟
- 9 その他

- セレクト条件：【Q1】で5と答えた方
- 必須入力

Q2

配偶者の方の年齢を教えてください。

◎ 単一回答 ★ 必須回答

- 59歳以下
- 60～64歳
- 65～69歳
- 70～74歳
- 75～79歳
- 80歳以上

• ①必須入力

Q3

昨年1年間（2018年1月～12月）のあなたと同居している家族のおおよその世帯年収額（税・社会保険料を引いた後の手取りの世帯年収額合計）をお選びください。

◎ 単一回答 ★ 必須回答

▲ とじる

- ① 0～40万円未満
- ② 40万円以上～70万円未満
- ③ 70万円以上～90万円未満
- ④ 90万円以上～120万円未満
- ⑤ 120万円以上～130万円未満
- ⑥ 130万円以上～140万円未満
- ⑦ 140万円以上～150万円未満
- ⑧ 150万円以上～160万円未満
- ⑨ 160万円以上～170万円未満
- ⑩ 170万円以上～180万円未満
- ⑪ 180万円以上～210万円未満
- ⑫ 210万円以上～240万円未満
- ⑬ 240万円以上～270万円未満
- ⑭ 270万円以上～300万円未満
- ⑮ 300万円以上～330万円未満
- ⑯ 330万円以上～360万円未満
- ⑰ 360万円以上～400万円未満
- ⑱ 400万円以上～450万円未満
- ⑲ 450万円以上～500万円未満
- ⑳ 500万円以上～600万円未満

⑳ 600万円以上～700万円未満

㉑ 700万円以上～800万円未満

㉒ 800万円以上～900万円未満

㉓ 900万円以上～1000万円未満

㉔ 1000万円以上～1500万円未満

㉕ 1500万円以上～2000万円未満

㉖ 2000万円以上

㉗ わからない・答えたくない

アンケートは以上で終わりです。
ご協力ありがとうございました。
送信ボタンを押してください。

送 信

3. 本調査票

新変数/モニタ変数

	新変数番号	設問タイプ (回答タイプ)	設問文	値	選択 肢	条件式	
	【新変数】	pattern_flg	SAR	回答対象パ ターン	1	パター ンA	clid = 1-36
2					パター ンB	clid = 37-72	
marriage_flg		SAR	単身・夫婦 出し分け用	1	単身	clid = 1-4 or 7-10 or 13-16 or 19-22 or 25-28 or 31-34 or 37-40 or 43-46 or 49-52 or 55-58 or 61-64 or 67-70	
				2	夫婦	clid = 5 or 6 or 11 or 12 or 17 or 18 or 23 or 24 or 29 or 30 or 35 or 36 or 41 or 42 or 47 or 48 or 53 or 54 or 59 or 60 or 65 or 66 or 71 or 72	
flgq1	FAS(N)	q1の回答フ ラグ	1		false		
【モニタ変数】	新変数番号	設問タイプ (回答タイプ)	設問文	値	選択肢	値	項目
	scSEX	(SA)	性別	1	男性		
				2	女性		
	scAGE	(N)	年齢(才)				
	scAGEID	(SA)	年齢	1	12才未満		
				2	12才～19才		
				3	20才～24才		
4				25才～29才			
5				30才～34才			
6				35才～39才			
7				40才～44才			
8				45才～49才			
9				50才～54才			
10				55才～59才			
11				60才以上			
scPREFECTURE	(SA)	都道府県	1	北海道			

新支款番号	設問タイプ (回答タイプ)	設問文	値	選択肢	値	項目
			2	青森県		
			3	岩手県		
			4	宮城県		
			5	秋田県		
			6	山形県		
			7	福島県		
			8	茨城県		
			9	栃木県		
			10	群馬県		
			11	埼玉県		
			12	千葉県		
			13	東京都		
			14	神奈川県		
			15	新潟県		
			16	富山県		
			17	石川県		
			18	福井県		
			19	山梨県		
			20	長野県		
			21	岐阜県		
			22	静岡県		
			23	愛知県		
			24	三重県		
			25	滋賀県		
			26	京都府		
			27	大阪府		
			28	兵庫県		
			29	奈良県		
			30	和歌山県		
			31	鳥取県		
			32	島根県		
			33	岡山県		
			34	広島県		
			35	山口県		
			36	徳島県		
			37	香川県		
			38	愛媛県		
			39	高知県		
			40	福岡県		
			41	佐賀県		
			42	長崎県		
			43	熊本県		
			44	大分県		
			45	宮崎県		
			46	鹿児島県		
			47	沖縄県		
soAREA	(SA)	地域	1	北海道		

新実数番号	設問タイプ (回答タイプ)	設問文	値	選択肢	値	項目
			2	東北地方		
			3	関東地方		
			4	中部地方		
			5	近畿地方		
			6	中国地方		
			7	四国地方		
			8	九州地方		
scMARRIED	(SA)	未婚	1	未婚		
			2	既婚		
scCHILD	(SA)	子供の有無	1	子供なし		
			2	子供あり		
scINCOME	(SA)	世帯年収	1	200万未満		
			2	200～400万未満		
			3	400～600万未満		
			4	600～800万未満		
			5	800～1000万未満		
			6	1000～1200万未満		
			7	1200～1500万未満		
			8	1500～2000万未満		
			9	2000万円以上		
			10	わからない		
scPINCOME	(SA)	個人年収	1	200万未満		
			2	200～400万未満		
			3	400～600万未満		
			4	600～800万未満		
			5	800～1000万未満		
			6	1000～1200万未満		
			7	1200～1500万未満		
			8	1500～2000万未満		
			9	2000万円以上		
			10	わからない		
scJOB	(SA)	職業	1	公務員		
			2	経営者・役員		
			3	会社員(事務系)		
			4	会社員(技術系)		
			5			

新実施番号	設問タイプ (回答タイプ)	設問文	値	選択肢	値	項目
				会社員(その他)		
			6	自営業		
			7	自由業		
			8	専業主婦(主夫)		
			9	パート・アルバイト		
			10	学生		
			11	その他		
			12	無職		
scSTUDENT	(SA)	学生種別	1	小学生		
			2	中学生		
			3	高校生・高専生		
			4	専門学校生		
			5	短大生		
			6	大学生		
			7	大学院生		
			8	その他学生		
scCELL	(SA)	割付セル	1	【級地1-1】 【単身】男性		
			2	【級地1-1】 【単身】女性		
			3	【級地1-1】 【夫婦のみ】		
			4	【級地1-2】 【単身】男性		
			5	【級地1-2】 【単身】女性		
			6	【級地1-2】 【夫婦のみ】		
			7	【級地2-1】 【単身】男性		
			8	【級地2-1】 【単身】女性		
			9	【級地2-1】 【夫婦のみ】		
			10	【級地2-2】 【単身】男性		
			11	【級地2-2】 【単身】女性		
			12	【級地2-2】 【夫婦のみ】		
			13	【級地3-1】 【単身】男性		
			14	【級地3-1】 【単身】女性		
			15	【級地3-1】 【夫婦のみ】		
			16	【級地3-2】 【単身】男性		
			17	【級地3-2】 【単身】女性		

新変数番号	設問タイプ (回答タイプ)	設問文	値	選択数	値	項目
			18	【級地3-2】 【夫婦のみ】		
scCELLNAME	(FA)	割付セル名称				
scQ1	MAC	あなたと、同居しているご家族を教えてください。(複数選択)	1	あなたのみ【未婚】		
			2	あなたのみ【離別】		
			3	あなたのみ【死別】		
			4	あなたのみ【単身赴任】		
			5	配偶者		
			6	子供		
			7	親		
			8	兄弟		
			9	その他		
scQ2	SAR	配偶者の方の年齢を教えてください。	1	59歳以下		
			2	60～64歳		
			3	65～69歳		
			4	70～74歳		
			5	75～79歳		
			6	80歳以上		
scQ3	SAR	昨年1年間(2018年1月～12月)のあなたと同居している家族のおおよその世帯年収額(税・社会保険料を引いた後の手取りの世帯年収額合計)をお選びください。	1	0～40万円未満		
			2	40万円以上～70万円未満		
			3	70万円以上～90万円未満		
			4	90万円以上～120万円未満		
			5	120万円以上～130万円未満		
			6	130万円以上～140万円未満		
			7	140万円以上～150万円未満		
			8	150万円以上～160万円未満		
			9	160万円以上～170万円未満		
			10	170万円以上～180万円未満		
			11	180万円以上～210万円未満		
			12	210万円以上～240万円未満		
			13			

【質問タイプ】	Caption 必須
【確認事項】	
【セレクト条件】	
【表示制御】	
【ロジック設定】	
【SCRアウト設定】	
【文言変更履歴】	
【ノート】	

生活費に関するWebアンケート調査

【調査の目的】

このアンケート調査は、必要な生活費を明らかにすることを目的としています。調査結果(ご回答)は、すべて匿名化した上で統計的に処理され、学術研究のため利用します。

本調査へのご回答から、個人が特定・類推されることは一切ありません。

【調査の内容と個人情報の取り扱い】

本調査では、あなたが考える必要な生活費と、あなたの世帯やその経済状況についてお伺いします。これらの項目はいずれも統計的に処理され、平均的な世帯に必要な生活費を推計する上で、すべて必要な情報ですので、是非ご協力をお願いします。

ご回答は、氏名・住所・連絡先など個人の特定につながる情報を伴わない状態で管理されます。統計的な分析においても研究成果公表の際も、個人は一切特定されません。

【回答にあたって】

本調査へのご協力は自由です。ご回答いただかないこと、もしくは中断することであなたの不利益になることは一切ありません。

【上記内容に同意いただける方は次へお進みください】

【QID】	q1		
【質問タイプ】	FAS 必須		
【確認事項】			
【セレクト条件】			
【表示制御】	ID	設問文	表示条件
	1	あなた	
	2	と、同居している家族	marriage_fig = 2
	3	が、	
	4	__QLAY([バターンA])__切り詰めるだけ切り詰めて最低限	pattern_fig = 1
	5	／	false
	6	__QLAY([バターンB])__つつましいながらも人前で見ずかしくない社会生活をおくるためには	pattern_fig = 2
	7	いくら必要ですか？	
	8	以下のそれぞれの項目について月々の金額をおおよそでお答えください。	
	9	※千円単位でお答えください。	
	10	【例】1万3千円の場合、「13」千円とご記入ください。	

- 2.酒類:酒店・コンビニなどで購入して、自宅や友人宅で飲むお酒類
 月 [2] 半角数字で入力ください 円
- 3.外食費:飲食店などでの食事にかかる費用
 月 [3] 半角数字で入力ください 円
- 4.住宅:持ち家の方であったとしても、『【出し分け】A切り詰めるだけ切り詰めて最低限 / Bつましいながらも人前で恥ずかしくない社会生活をおくるための【bt_pattern(pattern_fig)】』の賃貸住宅に住むための月々の費用としてお考え下さい。(引越し費用は含めないのでください)
 月 [4] 半角数字で入力ください 円
- 5.光熱・水道:電気料金、ガス料金、光熱費(灯油など)、水道料金(上・下水道)
 月 [5] 半角数字で入力ください 円
- 6.家事用品費:家事雑貨(食卓用品、台所用品)、消耗品(ティッシュやトイレトペーパー、洗剤など)
 月 [6] 半角数字で入力ください 円
- 7.交通費:電車代、バス代、タクシー代、車のガソリン代、自動車維持費(駐車場代、保険料)など
 月 [7] 半角数字で入力ください 円
- 8.通信:郵便や電話代(固定電話・携帯電話)
 月 [8] 半角数字で入力ください 円
- 9.娯楽:新聞雑誌、書籍、文房具やスポーツ用品、玩具やペットフードなど、インターネット接続料
 月 [9] 半角数字で入力ください 円
- 10.理髪料や理美容用品(散髪、石けん、シャンプー・歯磨き、化粧品)
 月 [10] 半角数字で入力ください 円
- 11.たばこ
 月 [11] 半角数字で入力ください 円
- 12.病院・歯科・接骨院鍼灸院の診療代
 月 [12] 半角数字で入力ください 円
- 13.医薬品(市販薬など)や保健医療用品(紙おむつ、眼鏡・コンタクトレンズなど)
 月 [13] 半角数字で入力ください 円
- 14.介護サービス費用、保育所費用
 月 [14] 半角数字で入力ください 円
- 15.こづかい
 月 [15] 半角数字で入力ください 円
- 16.交際費:贈答用の金品や接待用の支出、親睦のある会合の会費など
 月 [16] 半角数字で入力ください 円

BT

月 [sum] 0 万円 ※自動的に1～16の合計額が計算され表示されます

[QID]	q2											
[質問タイプ]	FAS 必須											
[確認事項]												
[セレクト条件]												
[表示制御]	ID	設問文								表示条件		
	1	問1と同じくあなた										
	2	と、同居している家族								marriage_flg = 2		
	3	が、										
	4	__QLAY([パターンA])__切り結めるだけ切り結めて最低限								pattern_flg = 1		
	5	／								false		
	6	__QLAY([パターンB])__つつましいながらも人前で恥ずかしくない社会生活をおくるためには								pattern_flg = 2		
	7	いくら必要ですか？										
	8	それぞれの項目について年間の金額をおおよそでお答えください。										
	9	※万円単位でお答えください。										
	10	※各項目には3桁以内の数字をご記入ください。										
	11	※必要のない項目は0をご記入ください。										
12	※何度でも書き直しができますので、【計】を確認しながらお答えください。											
[ロジック設定]												
[SCRアウト設定]												
[文言変更履歴]												
[FA設定]	ID	タイプ	必須／任意	数値範囲	合計範囲	小数点	デフォルト値	閲覧時間	挿入範囲	誘他メッセージ	個人情報設定	ブルダウン
	q2_1	n	必須	0-999	-			-	-	-	なし	-
	q2_2	n	必須	0-999	-			-	-	-	なし	-
	q2_3	n	必須	0-999	-			-	-	-	なし	-
	q2_4	n	必須	0-999	-			-	-	-	なし	-
	q2_5	n	必須	0-999	-			-	-	-	なし	-
	q2_6	n	必須	0-999	-			-	-	-	なし	-
	q2_7	n	必須	0-999	-			-	-	-	なし	-
	q2_8	n	必須	0-999	-			-	-	-	なし	-
	q2_9	n	必須	0-999	-			-	-	-	なし	-
	q2_10	sum	-	-	[1-9]	-	-	-	-	-	なし	-
[ノート]												

問2

問1と同じくあなたと、同居している家族が、切り結めるだけ切り結めて最低限／つつましいながらも人前で恥ずかしくない社会生活をおくるためにはいくら必要ですか？

それぞれの項目について年額の金額をおおよそでお答えください。

- ※万円単位でお答えください。
- ※各項目には3桁以内の数字をご記入ください。
- ※必要のない項目は0をご記入ください。
- ※何度でも書き直しができますので、**【計】を確認**しながらお答えください。

- 1.衣服や下着などの被服や靴などの履物
年 [1] 万円

- 2.傘、カバン、腕時計といった身のまわりに必要なもの
年 [2] 万円

- 3.照明器具やカーテンなどの室内装備、布団や毛布などの寝具
年 [3] 万円

- 4.テーブル・棚・ベッドなどの家具および冷蔵庫・洗濯機などの家電
年 [4] 万円

- 5.オーディオ・テレビ・ビデオ・DVDプレーヤーなどのAV機器およびパソコン・パソコン周辺機器など
年 [5] 万円

- 6.学校の授業料、教科書・参考書代、塾や予備校の費用などの教育費
年 [6] 万円

- 7.旅行代金、映画・演劇・スポーツなど観戦・観覧料
年 [7] 万円

- 8.冠婚葬祭費
年 [8] 万円

- 9.非貯蓄型保険料・掛け捨て型の生命保険料、傷害保険など
年 [9] 万円

- 計
年 [sum] 万円 ※自動的に1～9の合計額が計算され表示されます

[QID]	q3
[質問タイプ]	FAS 必須
[確認事項]	
[セレクト条件]	
[表示制御]	
[ロジック設定]	CheckFunction

	<ul style="list-style-type: none"> 「q3_2fa」の合計が「質問 'q3_1fa' の回答」以下の場合アラートを表示 アラート文: 「悪い収入」は「極めて悪い収入」より高い金額でお答えください。 「q3_3fa」の合計が「質問 'q3_2fa' の回答」以下の場合アラートを表示 アラート文: 「不十分な収入」は「悪い収入」より高い金額でお答えください。 「q3_4fa」の合計が「質問 'q3_3fa' の回答」以下の場合アラートを表示 アラート文: 「十分な収入」は「不十分な収入」より高い金額でお答えください。 「q3_5fa」の合計が「質問 'q3_4fa' の回答」以下の場合アラートを表示 アラート文: 「良い収入」は「十分な収入」より高い金額でお答えください。 「q3_6fa」の合計が「質問 'q3_5fa' の回答」以下の場合アラートを表示 アラート文: 「極めて良い収入」は「良い収入」より高い金額でお答えください。 																																																																																				
【SCRアウト設定】																																																																																					
【文言変更履歴】																																																																																					
【FA設定】	<table border="1"> <thead> <tr> <th>ID</th> <th>タイプ</th> <th>必須/任意</th> <th>数値範囲</th> <th>合計範囲</th> <th>小数点</th> <th>デフォルト値</th> <th>閲覧時間</th> <th>排他範囲</th> <th>排他メッセージ</th> <th>個人情報設定</th> <th>ブルダウ</th> </tr> </thead> <tbody> <tr> <td>q3_1</td> <td>n</td> <td>必須</td> <td>1-99999</td> <td>-</td> <td></td> <td></td> <td>-</td> <td>-</td> <td>-</td> <td>なし</td> <td>-</td> </tr> <tr> <td>q3_2</td> <td>n</td> <td>必須</td> <td>1-99999</td> <td>-</td> <td></td> <td></td> <td>-</td> <td>-</td> <td>-</td> <td>なし</td> <td>-</td> </tr> <tr> <td>q3_3</td> <td>n</td> <td>必須</td> <td>1-99999</td> <td>-</td> <td></td> <td></td> <td>-</td> <td>-</td> <td>-</td> <td>なし</td> <td>-</td> </tr> <tr> <td>q3_4</td> <td>n</td> <td>必須</td> <td>1-99999</td> <td>-</td> <td></td> <td></td> <td>-</td> <td>-</td> <td>-</td> <td>なし</td> <td>-</td> </tr> <tr> <td>q3_5</td> <td>n</td> <td>必須</td> <td>1-99999</td> <td>-</td> <td></td> <td></td> <td>-</td> <td>-</td> <td>-</td> <td>なし</td> <td>-</td> </tr> <tr> <td>q3_6</td> <td>n</td> <td>必須</td> <td>1-99999</td> <td>-</td> <td></td> <td></td> <td>-</td> <td>-</td> <td>-</td> <td>なし</td> <td>-</td> </tr> </tbody> </table>	ID	タイプ	必須/任意	数値範囲	合計範囲	小数点	デフォルト値	閲覧時間	排他範囲	排他メッセージ	個人情報設定	ブルダウ	q3_1	n	必須	1-99999	-			-	-	-	なし	-	q3_2	n	必須	1-99999	-			-	-	-	なし	-	q3_3	n	必須	1-99999	-			-	-	-	なし	-	q3_4	n	必須	1-99999	-			-	-	-	なし	-	q3_5	n	必須	1-99999	-			-	-	-	なし	-	q3_6	n	必須	1-99999	-			-	-	-	なし	-
ID	タイプ	必須/任意	数値範囲	合計範囲	小数点	デフォルト値	閲覧時間	排他範囲	排他メッセージ	個人情報設定	ブルダウ																																																																										
q3_1	n	必須	1-99999	-			-	-	-	なし	-																																																																										
q3_2	n	必須	1-99999	-			-	-	-	なし	-																																																																										
q3_3	n	必須	1-99999	-			-	-	-	なし	-																																																																										
q3_4	n	必須	1-99999	-			-	-	-	なし	-																																																																										
q3_5	n	必須	1-99999	-			-	-	-	なし	-																																																																										
q3_6	n	必須	1-99999	-			-	-	-	なし	-																																																																										
【置換文言】	txt_marriag																																																																																				
【ノート】																																																																																					

問3

【出し分け】あなた／あなたと配偶者【txt_marriage(marriage_flg)】の現在の家計の状況を考慮すると、以下の1から6のような収入（税・社会保険料を引いた後の手取り額の合計）と思うのは、月額いくらくらいでしょうか。

※千円単位でお答えください。

【例】2万5千円の場合、「25」千円とご記入ください。

- | | | |
|------------|----------------------------|----|
| 1. 極めて悪い収入 | 月 [1] <input type="text"/> | 千円 |
| 2. 悪い収入 | 月 [2] <input type="text"/> | 千円 |
| 3. 不十分な収入 | 月 [3] <input type="text"/> | 千円 |
| 4. 十分な収入 | 月 [4] <input type="text"/> | 千円 |
| 5. 良い収入 | 月 [5] <input type="text"/> | 千円 |
| 6. 極めて良い収入 | 月 [6] <input type="text"/> | 千円 |

【QID】	q4
【質問タイプ】	SA 必須
【確認事項】	
【セレクト条件】	
【表示制御】	
【ロジック設定】	
【SCRアウト設定】	
【文言変更履歴】	
【ノート】	

[システムアラート]	選択数	降順
------------	-----	----

問4

「9段のはしご」を想像してください。

一番下(1番目)のはしごの段には、最も貧しく困窮している人が立っています。

一番上(9番目)のはしごの段には最も裕福な人が立っています。現在のあなたは、何段目に立っていますか。

- [9] 9 最も裕福な人
- [8] 8
- [7] 7
- [6] 6
- [5] 5
- [4] 4
- [3] 3
- [2] 2
- [1] 1 最も貧しく困窮している人

[QID]	q5
[質問タイプ]	SA 必須
[確認事項]	
[セレクト条件]	
[表示制御]	
[ロジック設定]	
[SCRアウト設定]	
[文言変更履歴]	
[ノート]	

問5

あなたが中学3年生だった頃、あなたからみて家計の様子はいかがでしたか。

- [1] 1. 大変苦しかった
- [2] 2. 苦しかった
- [3] 3. 普通
- [4] 4. やや余裕があった
- [5] 5. 余裕があった

[6] 6. わからない/覚えていない

[QID]	q6
[質問タイプ]	MTS 必須
[確認事項]	
[セレクト条件]	
[表示制御]	
[ロジック設定]	<ul style="list-style-type: none"> ・ 回答不可設定 ・ 項目1の選択数3 ・ 項目3の選択数3
[SCRアウト設定]	
[文言変更履歴]	
[置換文言]	txt_marriag ▼ txt_marriage ▼
[ノート]	6 2

問6

【出し分け】あなた/あなたと配偶者[txt_marriage(marriage_flg)]の生活状況について、次の各項目にあてはまるものをそれぞれお選びください。

	[1]	あてはまらない	
	あてはまる	[2] 金銭的理由 によりできない	[3] その他の理由(欲しくない、必要でない等)
[1] 1. 【出し分け】不意の出費にも自分のお金で必要額を支払える。/不意の出費にも自分(たち)のお金で必要額を支払える。 [txt_marriage2(marriage_flg)]	<input type="radio"/>	<input type="radio"/>	<input type="radio"/>
[2] 2. 年1回1週間ほど泊りがけのお出かけ(実家、親戚、友人の家、別荘での泊まりを含む)ができる	<input type="radio"/>	<input type="radio"/>	<input type="radio"/>
[3] 3. 過去12か月間、公共料金(上下水道・ガス・電気代など)の支払いを滞りなく済ませている	<input type="radio"/>	<input type="radio"/>	<input type="radio"/>
[4] 4. 2日に1回は、肉・魚(ベジタリアンの場合はそれらに相当するもの)を含む食事が摂れる	<input type="radio"/>	<input type="radio"/>	<input type="radio"/>
[5] 5. 冷暖房などで家の中を適切な温度に保つことができる	<input type="radio"/>	<input type="radio"/>	<input type="radio"/>
[6] 6. 自家用車がある	<input type="radio"/>	<input type="radio"/>	<input type="radio"/>
[7] 7. 着古した衣料の代わりに新品の衣料(中古の衣料を除く)を購入できる	<input type="radio"/>	<input type="radio"/>	<input type="radio"/>
[8] 8. 状態の良い、毎日の生活・活動に適した靴が2足以上ある	<input type="radio"/>	<input type="radio"/>	<input type="radio"/>
[9] 9. ほとんどの週、自分の楽しみ(自分のため何か買う・するために)使う少額のお金がある	<input type="radio"/>	<input type="radio"/>	<input type="radio"/>
[10] 10. 余暇活動(有料のもの)に定期的に参加している	<input type="radio"/>	<input type="radio"/>	<input type="radio"/>
[11] 11. 少なくとも月1回は友人あるいは家族(親戚含む)と食事会や飲み会をしている	<input type="radio"/>	<input type="radio"/>	<input type="radio"/>
[12] 12. 電話(携帯電話、スマートフォンを含む)を持っている	<input type="radio"/>	<input type="radio"/>	<input type="radio"/>
[13] 13. 家具(ベッド、ソファ、食卓棚、鏡台など)が古くなったり壊れたりした場合、買い替えることができる	<input type="radio"/>	<input type="radio"/>	<input type="radio"/>
[14] 14. 家にカラーテレビがある	<input type="radio"/>	<input type="radio"/>	<input type="radio"/>

[15] 15. 家にパソコンがある	<input type="radio"/>	<input type="radio"/>	<input type="radio"/>
[16] 16. 家に洗濯機がある	<input type="radio"/>	<input type="radio"/>	<input type="radio"/>
[17] 17. 必要な時に個人的に使えるインターネット(スマートフォン経由を含む)がある	<input type="radio"/>	<input type="radio"/>	<input type="radio"/>

[QID]	q7											
[質問タイプ]	SA 必須											
[確認事項]												
[セレクト条件]												
[表示制御]	ID	設問文									表示条件	
	1	あなたの世帯では、家族や友人などからおすそ分けされた農産物・水産物、あるいはあなた										
	2	や配偶者									marriage_flg = 2	
	3	ご自身で収穫した農産物・水産物で、毎日の食料を賅っていますか。										
	4	賅っている方は毎日の食料のおよそ何割を占めているかについてもお答えください。										
[ロジック設定]												
[SCRアウト設定]												
[文言変更履歴]												
[FA設定]	ID	タイプ	必須/任意	数値範囲	合計範囲	小数点	デフォルト値	閲覧時間	排他範囲	排他メッセージ	個人情報設定	プルダウン
	q7_2_1	n	必須	1-10	-			-	-	-	なし	-
[ノート]												

問7

あなたの世帯では、家族や友人などからおすそ分けされた農産物・水産物、あるいはあなたや配偶者ご自身で収穫した農産物・水産物で、毎日の食料を賅っていますか。
 賅っている方は毎日の食料のおよそ何割を占めているかについてもお答えください。

- [1] 1. 賅っていない
 [2] 2. 賅っている ⇒ 毎日の食料のおよそ[2_1] 割ほど

[QID]	q8											
[質問タイプ]	SA 必須											
[確認事項]												
[セレクト条件]												
[表示制御]												
[ロジック設定]												
[SCRアウト設定]												

【文言変更履歴】	
【ノート】	

問8

あなたの住居形態をお教えてください。
複数ある方は現在主に住んでいる住居形態についてお教えてください。

- [1] 1. 持ち家・分譲マンション
 [2] 2. 民営の賃貸住宅
 [3] 3. 都道府県・市区町村営賃貸住宅
 [4] 4. 都市再生機構・公社等の賃貸住宅
 [5] 5. 社宅・公務員住宅(借上げの社宅を含む)
 [6] 6. 貸間
 [7] 7. 寮・寄宿舎

【QID】	q9			
【質問タイプ】	MTS 縦 必須			
【確認事項】				
【セレクト条件】				
【表示制御】	ID	項目	表示条件	ランダム設定
	1	あなた		
	2	配偶者	marriage_flg = 2	
【ロジック設定】				
【SCRアウト設定】				
【文言変更履歴】				
【置換文言】	▼	txt_marriag	▼	
【ノート】				

問9

【出し分け】あなた/あなたと配偶者【txt_marriage(marriage_flg)】が受給している公的年金であてはまるものをお選びください。

	[1] あなた	[2] 配偶者
[1] 1. 受給していない	<input type="radio"/>	<input type="radio"/>
[2] 2. 基礎年金のみ	<input type="radio"/>	<input type="radio"/>
[3] 3. 国民年金のみ	<input type="radio"/>	<input type="radio"/>
[4] 4. 厚生年金	<input type="radio"/>	<input type="radio"/>
[5] 5. 共済年金	<input type="radio"/>	<input type="radio"/>
[6] 6. その他	<input type="radio"/>	<input type="radio"/>

[QID]	q10			
[質問タイプ]	MTS 縦 必須			
[確認事項]				
[セレクト条件]				
[表示制御]	ID	項目	表示条件	ランダム設定
	1	あなた		
	2	配偶者	marriage_flg = 2	
[ロジック設定]				
[SCRアウト設定]				
[文言変更履歴]				
[置換文言]	txt_marriag			
[ノート]	e			

問10

現在【出し分け】あなた／あなたと配偶者【txt_marriage(marriage_flg)】は収入を伴うお仕事をなさっていますか。
 下記よりもっともあてはまるものをお選びください。
 ※複数なさっている方は主なお仕事についてお答えください。

	[1] あなた	[2] 配偶者
[1] 1. 自営業主	<input type="radio"/>	<input type="radio"/>
[2] 2. 家族従業者	<input type="radio"/>	<input type="radio"/>
[3] 3. 会社役員	<input type="radio"/>	<input type="radio"/>
[4] 4. 正規の職員・従業員	<input type="radio"/>	<input type="radio"/>
[5] 5. パート・アルバイト	<input type="radio"/>	<input type="radio"/>
[6] 6. 労働者派遣事業所の派遣社員	<input type="radio"/>	<input type="radio"/>
[7] 7. 契約社員・嘱託	<input type="radio"/>	<input type="radio"/>
[8] 8. 業務請負	<input type="radio"/>	<input type="radio"/>
[9] 9. 日雇いもしくは季節労働者	<input type="radio"/>	<input type="radio"/>
[10] 10. 収入のある仕事をしていないが求職活動中である	<input type="radio"/>	<input type="radio"/>
[11] 11. 収入のある仕事をしていないが、かつ求職活動もしていない	<input type="radio"/>	<input type="radio"/>

[QID]	q11			
[質問タイプ]	MTS 縦 必須			
[確認事項]				
[セレクト条件]				
[表示制御]	ID	項目	表示条件	ランダム設定
	1	あなた		
	2	配偶者	marriage_flg = 2	
[ロジック設定]				

[SCRアウト設定]	
[文言変更履歴]	
[置換文言]	txt_marriag
[ノート]	

問11

【出し分け】あなた／あなたと配偶者[txt_marriage(marriage_flg)]の最終学歴についておかがいします。あてはまるものをお選びください。

	[1] あなた	[2] 配偶者
[1] 1. 中学卒業(※高校中退を含む)	<input type="radio"/>	<input type="radio"/>
[2] 2. 高校卒業(※専門学校、短期大学・高専、大学学部中退を含む)	<input type="radio"/>	<input type="radio"/>
[3] 3. 専門学校卒業	<input type="radio"/>	<input type="radio"/>
[4] 4. 短期大学・高専卒業	<input type="radio"/>	<input type="radio"/>
[5] 5. 大学学部卒業	<input type="radio"/>	<input type="radio"/>
[6] 6. 大学院修了	<input type="radio"/>	<input type="radio"/>
[7] 7. その他	<input type="radio"/>	<input type="radio"/>

[QID]	q12											
[質問タイプ]	SA 必須											
[確認事項]												
[セレクト条件]												
[表示制御]												
[ロジック設定]	CheckFunction ・ 'q12 = 2' かつ 'sum(q12_2_[1 or 2]fa) = 0' の場合アラートを表示 アラート文: 毎月のおおよその額は1000円以上でお答えください。											
[SCRアウト設定]												
[文言変更履歴]												
[FA設定]	ID	タイプ	必須／任意	数値範囲	合計範囲	小数点	デフォルト値	開票時間	排他範囲	排他メッセージ	個人情報設定	ブルダウ
	q12_2_1	n	必須	0-99	-			-	-	-	なし	-
	q12_2_2	n	必須	0-9	-			-	-	-	なし	-
[ノート]												

問12

あなたの世帯では、毎月の生活費のために貯蓄を取り崩していますか。
取り崩している場合は毎月のおおよその額をお教えてください。

[1] 1. 取り崩していない

[2] 2. 取り崩している ⇒ 月 [2_1] [半角数字] 五 [2_2] [半角数字] 五円

【QID】	q13			
【質問タイプ】	MTS 必須			
【確認事項】				
【セレクト条件】				
【表示制御】	ID	項目	表示条件	ランダム設定
	1	あなた		
	2	配偶者	marriage_flg = 2	
【ロジック設定】				
【SCRアウト設定】				
【文言変更履歴】				
【置換文言】	▼	bxt_marriag	▼	
【ノート】				

問13

【出し分け】あなた／あなたと配偶者【bxt_marriage(marriage_flg)】の現在の健康状態を教えてください。

	[1]	[2]	[3]	[4]	[5]
	よい	まあよい	ふつう	あまりよくない	よくない
[1] あなた	<input type="radio"/>				
[2] 配偶者	<input type="radio"/>				

【QID】	q14			
【質問タイプ】	MTM 縦 必須			
【確認事項】				
【セレクト条件】				
【表示制御】	ID	項目	表示条件	ランダム設定
	1	あなた		
	2	配偶者	marriage_flg = 2	
【排他選択肢】	3. いずれにも当てはまらない {Q番号} の回答に矛盾があります。			
【ロジック設定】	<ul style="list-style-type: none"> • CheckFunction <ul style="list-style-type: none"> ◦ 'q14_1 ≠ 1' かつ 'q14_1 = 2' の場合アラートを表示 アラート文: 「上記内容による日常生活の制限がある」をお選びになる方は、お手数ですが「慢性的な心身の健康問題、病気、障害がある」も選択してください。 ◦ 'q14_2 ≠ 1' かつ 'q14_2 = 2' の場合アラートを表示 アラート文: 「上記内容による日常生活の制限がある」をお選びになる方は、お手数ですが「慢性的な心身の健康問題、病気、障害がある」も選択してください。 			
【SCRアウト設定】				
【文言変更履歴】				
【ノート】				

問14

以下の内容にあてはまるものを教えてください。

	[1] あなた	[2] 配偶者
[1] 1. 慢性的な心身の健康問題、病気、障害がある	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>
[2] 2. 上記内容による日常生活の制限がある	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>
[3] [ex] 3. いずれにも当てはまらない	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>

内容をよく確認のうえ、【次へ】ボタンを押してください。
(あとからこの画面に戻ることはできません)

次へ

生活費に関するWebアンケート調査【1086123】

ご協力ありがとうございました。
ブラウザを閉じてください。

4. 回収目標数と実際の回収状況

CELL	見出し	回収希望数	回収数 (バツファ込)	現状不足数	8/20時点 配信可能数	新規 回収目標数	新規 回収目標数	級地別 回収目標数
1	[パターンA][級地1-1][単身]男性_150万円以上	30	32	0	280	32	32	192
2	[パターンA][級地1-1][単身]男性_150万円未満	30	32	0	116	32	32	
3	[パターンA][級地1-1][単身]女性_150万円以上	30	32	0	117	32	32	
4	[パターンA][級地1-1][単身]女性_150万円未満	30	32	0	62	32	32	
5	[パターンA][級地1-1][夫婦のみ]300万円以上	30	32	0	499	32	32	
6	[パターンA][級地1-1][夫婦のみ]300万円未満	30	32	0	244	32	32	
7	[パターンA][級地1-2][単身]男性_150万円以上	30	33	0	88	33	33	191
8	[パターンA][級地1-2][単身]男性_150万円未満	30	32	0	21	34	34	
9	[パターンA][級地1-2][単身]女性_150万円以上	30	32	0	0	32	32	
10	[パターンA][級地1-2][単身]女性_150万円未満	30	28	2	0	28	28	
11	[パターンA][級地1-2][夫婦のみ]300万円以上	30	32	0	429	32	32	
12	[パターンA][級地1-2][夫婦のみ]300万円未満	30	32	0	313	32	32	
13	[パターンA][級地2-1][単身]男性_150万円以上	30	32	0	105	32	32	191
14	[パターンA][級地2-1][単身]男性_150万円未満	30	32	0	43	34	54	
15	[パターンA][級地2-1][単身]女性_150万円以上	30	32	0	11	32	32	
16	[パターンA][級地2-1][単身]女性_150万円未満	30	29	1	0	29	29	
17	[パターンA][級地2-1][夫婦のみ]300万円以上	30	32	0	422	32	32	
18	[パターンA][級地2-1][夫婦のみ]300万円未満	30	32	0	323	32	32	
19	[パターンA][級地2-2][単身]男性_150万円以上	30	24	6	0	24	24	186
20	[パターンA][級地2-2][単身]男性_150万円未満	30	7	23	0	7	7	
21	[パターンA][級地2-2][単身]女性_150万円以上	30	5	25	0	5	5	
22	[パターンA][級地2-2][単身]女性_150万円未満	30	6	24	0	6	6	
23	[パターンA][級地2-2][夫婦のみ]300万円以上	30	32	0	155	72	72	
24	[パターンA][級地2-2][夫婦のみ]300万円未満	30	32	0	103	72	72	
25	[パターンA][級地3-1][単身]男性_150万円以上	30	32	0	88	42	42	189
26	[パターンA][級地3-1][単身]男性_150万円未満	30	32	0	11	42	42	
27	[パターンA][級地3-1][単身]女性_150万円以上	30	22	8	0	22	22	
28	[パターンA][級地3-1][単身]女性_150万円未満	30	19	11	0	19	19	
29	[パターンA][級地3-1][夫婦のみ]300万円以上	30	32	0	377	32	32	
30	[パターンA][級地3-1][夫婦のみ]300万円未満	30	32	0	346	32	32	
31	[パターンA][級地3-2][単身]男性_150万円以上	30	30	0	0	30	30	185
32	[パターンA][級地3-2][単身]男性_150万円未満	30	10	20	0	10	10	
33	[パターンA][級地3-2][単身]女性_150万円以上	30	10	20	0	10	10	
34	[パターンA][級地3-2][単身]女性_150万円未満	30	7	23	0	7	7	
35	[パターンA][級地3-2][夫婦のみ]300万円以上	30	32	0	115	64	64	
36	[パターンA][級地3-2][夫婦のみ]300万円未満	30	32	0	101	64	64	
37	[パターンB][級地1-1][単身]男性_150万円以上	30	32	0	314	32	32	193
38	[パターンB][級地1-1][単身]男性_150万円未満	30	33	0	95	33	33	
39	[パターンB][級地1-1][単身]女性_150万円以上	30	32	0	123	32	32	
40	[パターンB][級地1-1][単身]女性_150万円未満	30	32	0	37	32	32	
41	[パターンB][級地1-1][夫婦のみ]300万円以上	30	32	0	556	32	32	
42	[パターンB][級地1-1][夫婦のみ]300万円未満	30	32	0	234	32	32	
43	[パターンB][級地1-2][単身]男性_150万円以上	30	32	0	73	32	32	191
44	[パターンB][級地1-2][単身]男性_150万円未満	30	32	0	31	35	35	
45	[パターンB][級地1-2][単身]女性_150万円以上	30	32	0	1	32	32	
46	[パターンB][級地1-2][単身]女性_150万円未満	30	27	3	0	27	27	
47	[パターンB][級地1-2][夫婦のみ]300万円以上	30	33	0	405	33	33	
48	[パターンB][級地1-2][夫婦のみ]300万円未満	30	32	0	324	32	32	
49	[パターンB][級地2-1][単身]男性_150万円以上	30	32	0	117	32	32	192
50	[パターンB][級地2-1][単身]男性_150万円未満	30	32	0	17	42	42	
51	[パターンB][級地2-1][単身]女性_150万円以上	30	32	0	0	32	32	
52	[パターンB][級地2-1][単身]女性_150万円未満	30	20	10	0	20	20	
53	[パターンB][級地2-1][夫婦のみ]300万円以上	30	32	0	450	32	32	
54	[パターンB][級地2-1][夫婦のみ]300万円未満	30	34	0	300	34	34	
55	[パターンB][級地2-2][単身]男性_150万円以上	30	32	0	0	32	32	187
56	[パターンB][級地2-2][単身]男性_150万円未満	30	12	18	0	12	12	
57	[パターンB][級地2-2][単身]女性_150万円以上	30	10	20	0	10	10	
58	[パターンB][級地2-2][単身]女性_150万円未満	30	5	25	0	5	5	
59	[パターンB][級地2-2][夫婦のみ]300万円以上	30	32	0	112	64	64	
60	[パターンB][級地2-2][夫婦のみ]300万円未満	30	32	0	139	64	64	
61	[パターンB][級地3-1][単身]男性_150万円以上	30	32	0	88	35	35	189
62	[パターンB][級地3-1][単身]男性_150万円未満	30	32	0	17	40	40	
63	[パターンB][級地3-1][単身]女性_150万円以上	30	27	3	0	27	27	
64	[パターンB][級地3-1][単身]女性_150万円未満	30	22	8	0	22	22	
65	[パターンB][級地3-1][夫婦のみ]300万円以上	30	32	0	356	32	32	
66	[パターンB][級地3-1][夫婦のみ]300万円未満	30	33	0	333	33	33	
67	[パターンB][級地3-2][単身]男性_150万円以上	30	28	2	0	28	28	184
68	[パターンB][級地3-2][単身]男性_150万円未満	30	19	11	0	19	19	
69	[パターンB][級地3-2][単身]女性_150万円以上	30	2	28	0	2	2	
70	[パターンB][級地3-2][単身]女性_150万円未満	30	3	27	0	3	3	
71	[パターンB][級地3-2][夫婦のみ]300万円以上	30	32	0	103	66	66	
72	[パターンB][級地3-2][夫婦のみ]300万円未満	30	32	0	101	66	66	
合計		2160	1946			2270	2290	2270

令和元年度厚生労働行政推進調査事業費補助金
(政策科学総合研究事業(政策科学推進研究事業))
「高齢期を中心とした生活・就労の実態調査(H30-政策-指定-008)」
分担研究報告書

高齢者における就労と貧困

研究分担者 四方 理人 関西学院大学

研究要旨

総務省「就業構造基本調査」を用い、60歳以上の高齢者について、就業状態別の相対的貧困率の推計を行った。その結果、2000年代以降、65歳以上の高齢者の貧困率は低下しているが、60-64歳の男性の貧困率は低下しておらず、特にその年齢層の無業者・失業者の貧困率は上昇傾向にあった。公的年金の支給開始年齢の引き上げにより、60-64歳において雇用就労の割合が上昇したものの、一部の高齢者については、就業が継続できず無業となってしまう、上の世代よりも60代前半の年金受給額が大幅に減少した分を埋め合わせることができずに貧困に陥ってしまっていると考えられる。

A. 研究目的

2001年以降、これまで60歳であった老齢厚生年金および共済年金の支給開始年齢が段階的に引き上げられ、それに対応した形で高齢者雇用安定法の改正により高齢者の雇用確保が行われてきた。近年、60歳以上の雇用就業率は上昇しており、高齢者の雇用機会は拡大したといえる。しかしながら、公的年金の支給開始年齢の引き上げや高齢者雇用確保措置の義務化により、高齢者の雇用が促進されたとしても、就労の継続を断念する者が一定割合存在することも考えられる。特

に、年金の支給開始年齢前に離職した場合は、貧困リスクがあるだろう。

そこで、本稿では60歳以上の高齢者について、雇用者だけではなく、無業や失業まで含めた各就業状態の相対的貧困率を推計することにより、近年の高齢者における就労の変化と貧困について検討を行う。

B. 研究方法

総務省「就業構造基本調査」を用い、60歳以上の高齢者について、雇用者だけではなく、無業や失業まで含めた各就業状態の相対

的貧困率を推計することにより、近年の高年齢者における就労の変化と貧困について検討を行った。

(倫理面への配慮)

匿名化された公的統計の2次利用であり、世帯や個人が特定化できないよう集計・分析を行っている。

C. 研究結果

65歳以上の高齢者の貧困率は、近年上昇傾向にある現役世代の貧困率の変動とは異なり、2007年から2012年にかけて低下していた。その一方、60-64歳の男性においてはそのような貧困率の低下は観察されていない。特に、就業状態別にみた場合、65歳以上ではどの年齢層でも雇用就労の貧困率と無業の貧困率は低下していたが、60-64歳では無業と失業状態の貧困率が上昇し続けていた。

D. 考察

60-64歳では無業と失業状態の貧困率が上昇し続けていた理由として、公的年金の支給開始年齢の段階的引き上げが考えられる。高年齢者雇用安定法の改正により、高年齢者雇用確保措置が義務化され、実際に60-64歳において雇用就労の割合が上昇したものの、一部の高年齢者については就業が継続できずに無業となってしまう、上の世代よりも60代前半の年金受給額が大幅に減少した分を埋

め合わせることができずに貧困に陥っていると考えられる。実際に、1990年代までは65歳以上よりも60-64歳の貧困率が低かったが、2002年以降、支給開始年齢の引き上げに影響をうける世代についてのみ65歳の者より貧困率が高くなっていることが示されている。

E. 結論

2000年代以降、65歳以上の高齢者の貧困率は低下しているが、60-64歳の男性の貧困率は低下しておらず、特にその年齢層の無業者・失業者の貧困率は上昇傾向にあった。公的年金の支給開始年齢の引き上げにより、60-64歳において雇用就労の割合が上昇したものの、一部の高年齢者については、就業が継続できずに無業となってしまう、上の世代よりも60代前半の年金受給額が大幅に減少した分を埋め合わせることができずに貧困に陥っていると考えられる。年金との接続のための60歳以上の就業継続と年金支給開始年齢前の失業者に対する所得保障を強化すべきであるだろう。

F. 健康危険情報

なし

G. 研究発表

1. 論文発表

・四方理人「高年齢者における就労と貧困」『貧困研究』23号, 16-26, 2019-12

- Shikata, Masato and Kuriko Watanabe
“Income Inequality and Demographic
changes in Japan” (本報告書掲載論文)

2.学会発表

なし

H. 知的所有権の取得状況の出願・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

令和元年度厚生労働行政推進調査事業費補助金
(政策科学総合研究事業(政策科学推進研究事業))
「高齢期を中心とした生活・就労の実態調査(H30-政策-指定-008)」

遺族年金受給者の就労状況

研究分担者 大津 唯 埼玉大学大学院人文社会科学研究科准教授

研究協力者 百瀬 優 流通経済大学経済学部准教授

研究要旨

遺族年金は、家計の担い手が死亡した場合にその遺族の生活を保障するうえで重要な役割を果たしている。しかし、女性の就労の一般化や夫婦共働き世帯の増加に伴い、制度の見直しが求められるようになってきている。そこで本研究では、厚生労働省「遺族年金受給者実態調査」(2010、15年)の個票データを用い、遺族年金受給者(女性遺族配偶者)の就業実態や、死別前後の就業状況の変化に関する集計・回帰分析を行った。

結果および含意は次の通りである。遺族年金受給者の就業率は50歳代前半までは女性全体の就業率よりも高い水準で推移するが、50歳代後半になると急速に低下する。50歳代後半の大幅な低下は、50歳以降に遺族年金受給者となった人の就業率が低いことに起因する。一方、若い遺族年金受給者の就業率が高いのは、死別時に非就業であった人の新規就業率が高いからであるが、非正規雇用率が高く就労収入は低い。また、死別後の就業継続率・新規就業率は上昇傾向にあるとはいえ現時点ではまだ十分に高い水準にあるとはいえず、特に死別時に非就業であった者が新たに就業する確率は低水準である。子のない遺族年金の有期化の対象年齢を現行の30歳未満から拡大することは、慎重な検討が必要である。また、遺族年金の受給額が高いことによる就業の抑制効果は限定的である。

遺族年金の見直しは、こうした実態を踏まえながら慎重に検討していく必要がある。

A. 研究目的

遺族年金は公的年金の主要な給付の一つであり、家計の担い手が死亡した場合にその遺族の生活を保障するうえで重要な役割を果

たしている。しかし、女性の就労の一般化や夫婦共働き世帯の増加といった社会の変化に合わせた制度の見直しが求められるようになってきている。そこで本研究では、遺族年金制度の見

直しに関する議論に資するべく、遺族年金受給者(60歳未満の女性遺族配偶者)の就業実態に関する分析を行った。

B. 研究方法

厚生労働省「遺族年金受給者実態調査」(2010、15年)の個票データを用い、遺族年金受給者(60歳未満の女性遺族配偶者)の就業状況に関する基礎集計を行ったうえで、就業の有無に関するロジットモデル分析を行った。最後に、補論として遺族年金受給者(65歳未満の女性遺族配偶者)の受給権発生前後の就業の変化に関するロジットモデル分析を行った。

C. 研究結果

基礎集計からは、次の2点が明らかになった。第一に、遺族年金受給者の調査時点における就業率(以下、単に「就業率」というときは、調査時点における就業率を指すものとする)は、50歳代前半までは女性全体の就業率よりも高い水準(2010年は概ね70%台後半、2015年は80%台前半)で推移するが、50歳代後半になると急速に低下して女性全体の就業率と同程度の水準となる。第二に、50歳代前半までの遺族年金受給者の就業率は女性全体に比べて高いが、非正規雇用率が高く、就労収入は低い。

また、就業の有無に関する回帰分析の主な結果は次の3点である。第一に、受給権発生

時の年齢が高いほど、就業率は有意に低い。第二に、受給権発生時に就業していた人は、非就業であった人に比べて、就業率が約33%ポイント高い。第三に、受給権発生時の就業の有無による就業率の差は、受給権発生時の年齢が上がるほど拡大し、受給権発生時の就業の有無による調査時の就業率の差は拡大し、受給権発生時に50歳代かつ非就業であった場合の就業率は50%を下回る。

受給権発生前後の就業の変化に関する回帰分析の主な結果は、次の3点である。より最近に遺族年金を受給し始めた人ほど、死別後の就業継続率・新規就業率は高くなる傾向にある。第二に、もともと非就業であった遺族年金受給者の場合は、子のある人ほど新たに就業する確率が有意に高い。第三に、遺族年金の受給額が高いほど受給権発生後の就業率が有意に低い。

D. 考察

遺族年金受給者の就業率が50歳代後半に大幅に低下するのは、50歳以降に死別して遺族年金受給者となった人の就業率が低いこと、とりわけ死別時に非就業であった人の就業率が50%を下回ることに起因していると考えられる。一方、若い遺族年金受給者の就業率が女性全体よりも高い水準にあるのは、もともとの就業率が高いからではなく、非就業であった人の新規就業率が高いからである。これはもともと専業主婦であった人が期せずして就業復帰

することを意味し、とりわけ子育て中の場合は無理をして就業復帰している人がいる可能性がある。また、非正規雇用率が高く就労収入は低いことに留意する必要がある。

とくに受給権発生前後の就業の変化に関する分析結果から示唆されるのは以下の三点である。

第一に、死別後の就業継続率・新規就業率は現時点ではまだ十分に高い水準にあるとはいえないが、今後も上昇傾向が続けば、将来的には遺族年金の役割が縮小していくことが考えられる。

第二に、死別時に非就業であった者が新たに就業する確率は30歳代であっても5～6割程度に留まっており、子のない遺族年金の有期化の対象年齢を現行の30歳未満から拡大することは、対象者の生活困窮に繋がるおそれもあり、慎重な検討が必要である。

第三に、遺族年金の受給額が高いほど受給権発生後の就業率が有意に低い、仮に受給額が10万円増えたとしても0.4%ポイント程度下がる程度であり、遺族年金の受給額が高いことによる就業の抑制効果は限定的である。

E. 結論

遺族年金は、女性の就労の一般化や夫婦共働き世帯の増加といった社会の変化に合わせた制度の見直しが求められるようになっている。しかし、遺族年金受給者の就業率の高さだけ

で政策の方向性を判断することはできず、就業や生活の実態を十分に踏まえながら慎重に検討していく必要がある。

F. 健康危険情報

なし

G. 研究発表

1. 論文発表

なし

2. 学会発表

なし

令和元年度厚生労働行政推進調査事業費補助金
(政策科学総合研究事業(政策科学推進研究事業))
「高齢期を中心とした生活・就労の実態調査(H30-政策-指定-008)」
分担研究報告書

高齢者の生活を支える経済的基盤:年金・家族扶養・住宅の実態把握

研究分担者 渡辺久里子 国立社会保障・人口問題研究所 企画部 研究員
研究協力者 田中聡一郎 関東学院大学経済学部准教授

研究要旨

本研究では、高齢者の生活を支える経済的基盤の実態把握を研究目的として、厚生労働省「国民生活基礎調査」を用いて、高齢者世帯における公的年金と家族による私的扶養の貧困削減効果を検討した。分析の結果、1985年から2015年にかけて、高齢者世帯の貧困率は当初所得のみで計測すると80%程度で横ばいであったが、当初所得に公的年金の給付を加えると大幅に低下していた。一方で家族の収入を考慮した場合の相対的貧困率は、1985年には35%であったが2015年には64%に上昇していた。この30年間で公的年金による貧困削減効果が高まったが、家族の私的扶養の貧困削減効果は低下しており、公的年金は家族の私的扶養を代替してきたと評価できる。

また政策研究として、総務省「全国消費実態調査」を用いて、新たな所得保障制度として住宅手当の導入シミュレーションを行った。分析結果からは、住宅費軽減や貧困率削減のいずれについても、住宅手当導入の政策効果が大きいといえる。また住宅購入できなかった高齢者の場合は、相対的貧困リスクは高くなることも明らかになり、政策対応の必要性も指摘できる。今回分析をおこなった住宅手当は、貧困リスクの高い賃貸世帯の高齢者の貧困率の大きく引き下げることから、低所得高齢者に対する所得保障として有効な政策と考えることができるだろう。

A. 研究目的

本研究では、1986年から2016年の厚生労働省「国民生活基礎調査」(以下、「国生」という。)を用いて、高齢者世帯における公的年金

と家族による私的扶養の貧困削減効果の推移を分析する。また、2009年の総務省「全国消費実態調査」(以下、「全消」という。)を用いて、新たな所得保障制度として住宅手当を導

入した場合の効果を分析する。

公的年金は、高齢期に貧困に陥ることを防止する機能を持つとともに、家族による私的扶養に頼らず生活を維持するための手段となっている。

日本においても公的年金が成熟化することで給付水準が高まったが、高齢者における急速な家族形態の変化に十分に対応できていない可能性もある。

B. 研究方法

B-1 公的年金と私的扶養の貧困削減効果

本研究では、「国生」を用いる。しかしながら、公的調査であっても調査によって世帯所得が異なっていることが指摘されている。そのため、本稿ではまず「国生」と厚生労働省「高齢年金受給者実態調査」、「全消」の世帯所得を比較し、データの特性について検証を行う。

そのうえで、「国生」を用いて、高齢者本人の当初所得に、公的年金給付を追加した場合、その他家族の当初所得を追加した場合など、以下 5 つの所得段階から相対的貧困率を測定する。

- ① 高齢者本人の当初所得 / $\sqrt{\text{世帯内の高齢者数}}$
- ② (高齢者本人の当初所得+年金) / $\sqrt{\text{世帯内の高齢者数}}$
- ③ (高齢者本人の当初所得+家族の当初所得) / $\sqrt{\text{世帯人員数}}$
- ④ (高齢者本人の当初所得+年金+家族の当初所得+その他の社会保障給付) / $\sqrt{\text{世帯人員数}}$

- ⑤ (高齢者本人の当初所得+年金+家族の当初所得+その他社会保障給付-税・社会保険料) / $\sqrt{\text{世帯人員数}}$

B-2 住宅手当導入の政策効果

本研究では「全消」を用い、各国の住宅手当制度を参考に制度設計上の要点をまとめたうえ、諸外国と日本の制度を参考にした 3 種類の仮想的な住宅手当導入により、どれほど住宅費軽減や貧困率削減が期待できるのか、シミュレーションを行った。

(倫理面への配慮)

匿名化された公的統計の 2 次利用であり、世帯や個人が特定化できないよう世帯人員数 10 人以上の世帯を除くなどの処理のうえで分析を行っている。

C. 研究結果

C-1 公的年金と私的扶養の貧困削減効果

分析の結果、高齢者世帯では、当初所得での相対的貧困率は、1985 年は 82%であったが、2000 年代半ばまでに 86%まで上昇したものの、2015 年には 80%まで低下していた。当初所得に公的年金の給付を加えると、同数値は 59%から 24%に大幅に低下していた。一方で家族の収入を考慮した場合の相対的貧困率は、1985 年には 35%であったが 2015 年には 64%と高かった。

C-2 住宅手当導入の政策効果

分析の結果、(1) 第 I 十分位での住宅費負

担率を4割未満に軽減する効果があること、(2) 貧困率を2~5割削減する効果があること、(3) 現役世代では民間賃貸世帯の貧困率を総人口の貧困率なみに引き下げる効果がある一方、高齢者の民間賃貸世帯では10%ポイント程引き下げるものの、それでもなお総人口の貧困率の2倍程度あること、などが明らかになった。

D. 考察

D-1 公的年金と私的扶養の貧困削減効果

以上のことから、この30年間で公的年金による貧困削減効果が大きく高まっていることが分かった。一方で、同期間で家族の私的扶養による貧困削減効果は低下しており、公的年金が家族の私的扶養を代替していたことが明らかとなった。

D-2 住宅手当導入の政策効果

分析結果からは、住宅費軽減や貧困率削減のいずれについても、住宅手当導入の政策効果が大きいといえる。また住宅購入できなかった高齢者の場合は、相対的貧困リスクは高くなることも明らかになり、政策対応の必要性も指摘できる。

E. 結論

分析結果からは以下のような政策的含意が得られるだろう。受給者一人当たりの平均公的年金の給付額は低下しているなか、被用者年金受給者は増えており、これにより公的年金の再分配効果は高まっていたことが示唆された。

しかしながら、今後、年金給付水準が低下することが予想されており、公的年金による防貧機能が脆弱化する懸念がある。

また本研究で検討した住宅手当は、貧困リスクの高い賃貸世帯の高齢者の貧困率の大きく引き下げることから、低所得高齢者に対する所得保障としても有効な政策と考えることができるだろう。

F. 健康危険情報

なし

G. 研究発表

1. 論文発表

・駒村康平・渡辺久里子「公的年金の給付額の動向と政策効果」『統計』70(8): 50-53, 2019.

・渡辺久里子「高齢者世帯の家計収支の動向」『健康長寿ネット』(Web掲載)2019.

・渡辺久里子・四方理人「高齢者における貧困率の低下—公的年金と家族による私的扶養」『社会政策』12(2), 2020年(刊行予定).

2. 学会発表

・田中聡一郎「2010年代中盤の貧困指標の変動要因」、日本財政学会76回大会(2019年10月19日)。

・田中聡一郎・渡辺久里子・山田篤裕「住宅手当導入の政策効果: マイクロシミュレーション分析」、社会政策学会140回大会(2020年

5月11日 Web 開催)

H. 知的所有権の取得状況の出願・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

令和元年度厚生労働行政推進調査事業費補助金
(政策科学総合研究事業(政策科学推進研究事業))
「高齢期を中心とした生活・就労の実態調査(H30-政策-指定-008)」
分担研究報告書

国民年金の加入期間延長の検討および保険料免除にかかる考察

研究分担者 田中宗明(みずほ情報総研株式会社 社会政策コンサルティング部 シニアコンサルタント)

研究分担者 大室陽(みずほ情報総研株式会社 社会政策コンサルティング部 コンサルタント)

研究要旨

国民年金の加入期間を延長した場合に国民年金第1号被保険者となる者について、2019年財政検証のオプション試算のオプション B-①の制度改正が行われた場合に新たに基礎年金の保険料拠出期間となる60歳代前半に着目し、前後の年齢層との比較を行いながら、国民年金保険料の免除該当者数の推計および免除該当者の属性の分析を行った。

高齢者雇用の進展や現役世代との待遇の均等化が進めば、現在無職となっている者の労働市場への残留や参加、有職者の稼働所得低下の抑制につながるものと考えられ、特に勤務時間や稼働所得が現役期に近づくことにより、勤務時間要件である4分の3要件を満たして厚生年金に加入する者が増え、潜在的国民年金第1号被保険者になる者であっても免除該当でなくなることが見込まれる。

また、60歳代前半の潜在的免除該当の雇用者について、厚生年金保険の適用が拡大された賃金要件や勤務時間要件を満たす者の割合を分析した結果、潜在的免除該当となっている雇用者の一定割合が厚生年金に加入することが見込まれる事が分かった。特に潜在的免除該当者に占める雇用者の割合は約半数と、前後の年齢帯と比べて60歳代前半で高く、60歳代前半への適用拡大の効果の大きさが確認できた。適用拡大を進めることは、高齢者雇用の進展と相まって、国民年金の加入期間の45年への延長による年金保障を厚くする効果を増大させる意義が期待できる。

A. 研究目的

基礎年金のマクロ経済スライドによる調整期間が長期化する中で、国民年金の加入期間

延長は基礎年金水準の確保の有力な手段となっている。2019年財政検証のオプション試算のオプション B-①(基礎年金の保険料拠出

期間を延長した場合)においても、基礎年金の拠出期間を40年から45年に延長した場合、基礎年金が増額することが示されている。また、「年金制度の機能強化のための国民年金法等の一部を改正する法律」の衆議院における附帯決議、参議院における附帯決議においても、国民年金の加入期間延長が求められている。このように国民年金の加入期間延長の要請は大きい。

他方で、国民年金の加入期間を延長した場合に新たに加入者となる者の中に保険料の拠出能力に乏しい者が多ければ、保険料拠出を通じた年金水準の向上を必ずしも達成できない恐れがある。国民年金被保険者の中でも、保険料の拠出能力は、原則所得にかかわらず定額の保険料納付を行う国民年金第1号被保険者において特に問題となる。

年金保障を厚くする観点から、国民年金の加入期間を延長した場合に国民年金第1号被保険者となる者について、2019年財政検証のオプション試算のオプションB-①の制度改正が行われた場合に新たに基礎年金の保険料拠出期間となる60歳代前半に着目し、前後の年齢層との比較を行いながら、国民年金保険料の免除該当者数の推計および免除該当者の属性の分析を行った。

B. 研究方法

分析にあたっては、国民生活基礎調査(平成28年)の調査票情報を独自に集計した。

仮に国民年金の加入期間を延長した場合に国民年金保険料免除制度の対象となる者(以下、潜在的免除該当者)数がどの程度存在するか推計を行った。さらに、潜在的免除該当者について年齢階級別に働き方や所得状況を確認するとともに、60歳代前半の潜在的免除該当者について世帯類型にかかる集計を行った。

集計において、20～59歳は国民年金加入状況で国民年金を選択した者を国民年金第1号被保険者として集計した。一方で60歳以上の者は国民年金加入状況の情報で判別できないため、医療保険加入状況を利用して、潜在的国民年金第1号被保険者として集計した。

免除の判定に使用した個人の総所得(控除後)額は、前年の所得は地方税法上の非課税所得以外の所得を用いることになっているため、国民生活基礎調査所得票における項目を個人ごとに使用して近似的に算出した。雇用者所得と公的年金恩給は確定申告における算定手順にしたがって控除額を計算し控除後とした。ただし、60歳以下の者については公的年金恩給として計上されているのは遺族年金または障害年金であると考えられ、これらは非課税であるために免除の判定に使用する総所得として加算していない。また、学生は集計対象外とした。

(倫理面への配慮)

匿名化されたデータの提供を受けて実施した

研究であり、個人情報扱わない。結果数値が1又は2となる場合には秘匿するほか、3以上となる場合であっても、個々の調査対象に関する事項が漏れないよう措置を講じる。

C. 研究結果

潜在的免除該当率が年齢によって上がっていくことが確認された。まずはその要因について考察するために、2019年財政検証のオプション試算のオプション B-①の制度改正が行われた場合に新たに基礎年金の保険料拠出期間となる60歳代前半の者について、前後の年齢層である50歳代後半や60歳代後半と比較した。年齢階級が上がるにつれて(潜在的)国民年金第1号被保険者のうち無職者割合の増大が見られた。次に、有業者であっても稼働所得は年齢が上がるにつれて低くなる傾向にあることが明らかになった。有業者の稼働所得の年齢にともなう低下傾向は自営業者、雇用者ともに当てはまる。最後に、健康状態については、主観的健康状態は年齢が上がってもあまり変わらなかった。他方で、健康上の問題で何らか日常生活に影響がある者の割合は、年齢階級が上がるにつれて微増する傾向にあるものの、50歳代後半から60歳代後半についてはあまり変化がないことが分かった。

次に、本人の所得だけでなく配偶者や世帯主の所得も免除基準の要件となるため、潜在的免除該当率の世帯の状況による違いを確認した。結果、①配偶者なし、子なしの者は、そう

でない者に比べて免除該当率が高いこと、②配偶者なしの者の中でも、女性の死別、離別の免除該当率は他の類型よりも際立って高くなっていること、③男単独世帯、女単独世帯、ひとり親と未婚の子のみの世帯で全額免除該当率が高いこと、④女単独世帯、ひとり親と未婚の子のみの世帯で免除該当率が高いことが分かった。

また、60歳代前半の潜在的免除該当者について、資産額の状況と持ち家の状況を分析した結果、資産額が1000万円を超える者も一定割合いること、国民年金第1号被保険者と同様に持ち家率は約8割であることが分かった。

最後に、60歳代前半の潜在的免除該当の雇用者について、厚生年金保険の適用が拡大された賃金要件や勤務時間要件を満たす者の割合を分析した。結果、潜在的免除該当となっている雇用者の一定割合が厚生年金に加入することが見込まれる事が分かった。特に潜在的免除該当者に占める雇用者の割合は約半数と、前後の年齢帯と比べて60歳代前半で高く、60歳代前半への適用拡大の効果の大きさが確認できた。また、適用拡大の条件を月額賃金5.8万円以上の者とした場合、その割合は月額賃金8.8万円以上且つ週労働時間20時間以上の者とした場合に比べて、格段に増加することが分かった。

D. 考察

高齢者の働き方については、50歳代後半

から60歳代前半にかけて引退する者が多いものと思われる。また年齢にともなう稼働所得の低下傾向は、50歳代後半から60歳代後半にかけて、稼働所得や雇用所得の比較的高い雇用ありの自営業者の割合と正規の雇用者の割合が下がっていることが一因になっていると推測される。一方で、50歳代後半から60歳代後半に至るまでの間、健康状態の変化が高齢者の有職率や働き方の変化に与える影響は比較的小さいものと考えられる。

配偶者なし、子なし世帯の潜在的免除該当者が多い原因としては、配偶者や勤労世代であろう子の収入に頼れない者が潜在的免除該当者となっていることが考えられる。加えて、単身世帯では規模の経済が働かないこと、家庭内での扶助を受けられないことが考えられる。

また、賃金要件や勤務時間要件の分析から、2016年10月からの適用拡大で既に厚生年金被保険者となっている者に加えて、今後の更なる適用拡大により厚生年金被保険者となる潜在的免除該当の雇用者の割合が一層増えることが見込まれる。

E. 結論

高齢者雇用の進展や現役世代との待遇の均等化が進めば、現在無職となっている者の労働市場への残留や参加、有職者の稼働所得低下の抑制につながるものと考えられ、特に勤務時間や稼働所得が現役期に近づくことにより、勤務時間要件である4分の3要件を満た

して厚生年金に加入する者が増え、潜在的国民年金第1号被保険者になる者であっても免除該当でなくなることが見込まれる。ただし、就業希望であっても健康や介護を理由に仕事に就けない者は一定数いることから、健康や介護を理由に仕事に就けない者への配慮や対応が必要と考えられる。

次に国民年金の加入期間延長に当たっては、ひとり親と未婚の子のみの世帯や単身世帯への影響を見極めながら検討を進めていくことが重要であろう。

また、適用拡大を進めることは、高齢者雇用の進展と相まって、国民年金の加入期間の45年への延長による年金保障を厚くする効果を増大させる意義が期待できる。

F. 健康危険情報

なし

G. 研究発表

1. 論文発表

なし

2. 学会発表

なし

H. 知的所有権の取得状況の出願・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

令和元年度厚生労働行政推進調査事業費補助金
(政策科学総合研究事業(政策科学推進研究事業))
「高齢期を中心とした生活・就労の実態調査(H30-政策-指定-008)」

Income Inequality and Demographic Changes in Japan *

研究分担者 四方理人(関西学院大学総合政策学部准教授)

研究分担者 渡辺久里子(国立社会保障・人口問題研究所 企画部 研究員)

要旨

先行研究では、日本の所得格差の拡大は人口の高齢化によるものと言われている。しかしながら、先行研究では、年齢構造の把握に世帯主年齢が用いられており、世帯主年齢には世帯内で誰が世帯主となるかという選択の問題がある。特に、近年の日本では、未婚化が進み親と同居する未婚者が増加する一方、高齢者においては3世代同居が減少し、単身や夫婦のみ世帯が増加している。したがって、世帯主年齢の変化は人口における年齢構造の変化だけではなく、家族形態の変化も反映することになってしまうと考えられる。

そこで、本研究では、「全国消費実態調査」を用い、世帯主年齢だけではなく本人年齢により所得格差の寄与度分解を行う。また、子ども、若年、壮年、高齢者の各年齢層における所得格差の変化について、家族形態の変化から所得格差の寄与度分解も行う。主な分析結果は、世帯主年齢を用いた場合は、先行研究と同様に主に年齢構造の変化によって所得格差の拡大が引き起こされているが、本人年齢の場合は、主に各年齢内格差の拡大により全体の所得格差の拡大が引き起こされていることを示す。また、若年層や壮年層における所得格差拡大は、親同居未婚者の増加とそのグループ内での格差拡大によって引き起こされており、高年齢層では3世代同居の減少は格差拡大に寄与するものの、各グループ内での所得格差の変化により、全体での所得格差は低下していた。

* 本研究は令和元年度厚生労働行政推進調査事業費補助金「高齢期を中心とした生活・就労の実態調査(H30-政策-指定-008)」の助成により実施された。総務省統計局「全国消費実態調査」の調査票情報は当該事業の一環として調査票情報の利用が認められた。調査票情報提供にご協力頂いた関係者各位に深く御礼申し上げます。なお本稿の分析で示される数値は独自集計したものであり、公表されている数値と必ずしも一致しない。

Income Inequality and Demographic Changes in Japan[†]

Masato Shikata[‡]

Kuriko Watanabe[§]

Abstract

In the previous studies the increase of aging population mainly account for growing inequality in Japan. However, it would be problem that previous studies grasped the changes in the age structure of population using the age of household heads. Because the age of the household head is entirely dependent on who becomes household head, change in composition of the population based on age of household head may differ from changes in the composition of the population based on age of individual.

In this study, we analyze the change in income inequality in Japan between 1994 and 2009 by decompositions by not only the age of household head but also the age of individual. Then, we conducted decomposition analysis on change in income inequality among youth and middle aged and elderly by the type of co-residence in the same way.

We find that the changing age composition of population does not mainly affect the widening income inequality in Japan. Instead, there is a substantial increase in income inequality within age group. The difference between this study and previous studied is caused by the definition of the age used for the analysis. If the age of household head is used as in previous studies, the effects of population ageing on income inequality appears excessively. The reason is that as young people who become heads of households decrease due to an increase in unmarried people living with their parents, aging process of population looks more advanced than actual change. In addition,

The increasing in unmarried people living with their parents affects inequality within age group. Thus, the widening inequality among youth and middle-aged is caused by this

[†] acknowledgements

This work was supported by Health and Labor Sciences Research Grant from the Ministry of Health, Labour and Wealth (H30-Policy Assignment --008 in 2019) and by JSPS KAKENHI Grant Numbers JP26380372, JP19K01699, JP18K01672.

The micro data used in this paper are data from the National Survey of Income and Expenditure (Statistics Bureau, Ministry of Internal Affairs and Communications, Japan (MIAC)). The present author would like to express deep appreciation for the MIAC. The figures presented in this paper are the result of our own calculations and do not necessarily correspond to the published figures by MIAC.

[‡] School of Policy Studies, Kwansei Gakuin University, 2-1 Gakuen, Sanda, Hyogo 669-1337 JAPAN

shikata@kwansei.ac.jp

[§] Researcher, Department of Research Planning and Coordination, National Institute of Population and Social Security Research

increase of unmarried people living with their parents who belong to the age group having high income inequality.

In contrast, the income inequality decreased among elderly people. This decreasing, however, is overestimated by using the age of household head. Although the decline in the share of person living with their married children contributes to increasing the inequality within the own-age group for elderly, many of them are not included elderly population using the age of household head. At the same time, this overestimation of the decline in inequality by using the age of household head underestimates the effect of within-age inequality on overall inequality, as the decline in inequality among elderly excessively cancels the increase in inequality among youth and middle aged.

1. Introduction

The relationship between changes in population structure and changes in income inequality has been discussed for a long time, (see e.g. Lam 1997, Burtless 2009). There is a problem in comparing the inequality without considering the difference in age structure, as the level of income inequality is considered to be different between the working-age and the elderly.

In particular, Japan has not only the highest aging rate at present, but also the speed of aging is remarkable. Therefore, the Japanese case can be a leading example of the effects of the aging of population on income inequality.

Many studies indicated that the widening income inequality in Japan was mainly caused by the changing age composition of population (Ohtake and Saito 1998, Ohtake 2005, Ohtake 2008, Oshio 2006, Shirahase and Takeuchi 2009, Ohtake and Kohara 2014, Shirahase 2018, Kitao and Yamada 2019). Ohtake (2005), which made this assertion early, argued that the income inequality within each age group remained unchanged in the 1980s and 1990s, while older age group has greater income inequality. Thus, the growing income inequality in Japan is caused by increase in the proportion of the total population taken up by those in the middle and old age groups, where income inequality is relatively high.

Similar arguments have been expressed by Japanese government. The 2006 Annual Report from the Japanese Economy and Public Finance attempted to analyze the income distribution and concluded that “the increase in the income disparity as a trend has been attributed mainly to a rapidly aging population.” Thus, it is probably true to say that the mainstream view is that the increase in income inequality in Japan is caused by the ageing of the population.

However, it would be a problem that previous studies grasped the changes in the age structure of population using the age of household heads. Because the age of the household head is entirely dependent on who becomes household head, change in composition of the population based on age of household head may differ from changes in the composition of the population based on age of individual. Changes in family formation among youth, in particular, are likely to impact the composition of the population by age of household head. In other words, the ratio of young adults based on age of household head would decline because of the increase in the number of young people who remain unmarried and continue to live with their parents, although the number of young people is unchanged. On the other hand, many elderly people are no longer living with their married children, while Japanese traditional norms favor the co-residence with married children. If elderly live with their children who are main earners,

the household heads should not become elderly themselves but their children.

Therefore, the effect of age on income inequality will depend on the age of the head of household or the own age. We conduct the decomposition analysis to show effects of the changes in structure of population and family formation on income inequality. First, we analyze the change in income inequality in Japan between 1994 and 2009 by decompositions by not only the age of household head but also the age of individual.¹ Then, we conducted decomposition analysis on change in income inequality among youth and middle aged by the type of co-residence in the same way.

2. The problems about Japanese income data

Income inequality has been increasing in Japan since the 1980s, although this increase is modest compared with the drastic increase in the US and the UK, (Moriguchi and Saez, 2008). However, it is pointed out that the level of income inequality in Japan is much different by which data is used for the measurement, (Ohtake 2005).

Figure 1 shows Gini coefficient of Japan and the other selected countries as well. For Japan, the results based on the National Survey of Family Income and Expenditure (NSFIE) and the Comprehensive Survey of Living Conditions (CSLC), both of them are the widely used national representative surveys, are plotted. It is the same results between NSFIE and CSLC that income inequality has been expanded since 1990s, however, the level of income inequality has been significantly different. The level of Gini coefficient based on NSFIE is similar to Germany and France, but based on CSLC, it is mostly equivalent with the UK.

<Figure.1>

The NSFIE has one of the largest sample sizes among national household surveys and it is conducted every 5 years. There are two kinds of questionnaires in the NSFIE to capture household incomes, one is for the household account book and the other one is for the annual household income and asset, all respondents must complete both questionnaires. In the household account book, monthly household expenditure, including tax and premium of social security insurance, and monthly household income are recorded. However, tax and premium of social security insurance are not surveyed for self-employed household for the household account book, because it is difficult for self-employed households to calculate monthly tax. The latter questionnaire grasping

¹ Shikata (2013) analyze the effect of age on income inequality using own age, but does not clarify the difference between own age and age of household head.

annual household income, which is better income unit for analyzing the income inequality, is required to fill out for all household but does not include tax and premium of social security insurance. Therefore, it needs to estimate tax and premium of social security insurance based on annual household income for disposable household income for all surveyed households.

The SCLC is conducted every year and once every three years the sample size is about 4 times larger than the other years. The annual income questionnaire in the SCLC, annual household income, tax and premium of social security insurance are surveyed for all households, so it doesn't need to estimate household disposable income.

Although both of NSFIE and SCLC are national representative data, household income distribution is quite different. Table1 shows gross household income by data source, including other national survey data. It is necessary to pay attention that the share of the bottom income group for NSFIE is much smaller than other surveys.

A household answers gross household income including public pension benefits from a single-selection question in the questionnaire of *Employment Status Survey* (ESS) and *Housing and Land Survey* (HLS). Generally, single-selection questions are easier to answer for households and that would lead less sample bias.

As table.1 shows, the shape of income distribution for SCLC is more similar to ESS and HLS that might imply SCLC is less biased than NSFIE. However, the share of top income is mostly the same between SCLC and NSFIE and even it is higher than other surveys.

In the NSFIE, respondents are required to record household account book for 3 months -2 months for single households. For high income households, it would overload as the opportunity costs are high, and that would more likely cause attrition problems for those households. Regardless of this matter, the NSFIE captures more high income households than ESS and HLS.

The potential reason of this inconsistency is that the NSFIE and SCLC ask household income by household member and by income source, whereas ESS and HLS don't capture income of other household members except for household's head nor other income except for working income. Therefore, annual household income in the ESS and HLS likely have under-report problem that would be the reason the ESS and HLS capture less high income households than the NSFIE and SCLC. However, it doesn't explain that the share of bottom income households is lower for NSFIE than SCLC.

<table.1>

The differences of household income between and SCLC can be explained by the overloading of recording household account books. It is uncertain that low income households hesitate to record the household account book, but it might be effortless for housewife households in which is middle class.

Table.2 shows ratio of labor force participation of married women by each surveys. It is obvious that the ratio is lower in the NSFIE than in other surveys. Particularly, the gap is larger for women aged 25-44 that would represent households in which the both parents is working, hence and having high income, tend to drop out from the survey. As the middle-class housewife households are likely to emerge as respondents in NSFIE, the share of top and bottom income in NSFIE would be smaller than SCLC.

< table.2 >

Besides of the difference of share of income group, share of household type is not consistent between NSFIE and SCLC, due to the difference of sampling and weighting method. For SCLC, survey sampling is based on population by prefecture of the survey year, but for NSFIE, it is based on Census population which was conducted 4 years before NSFIE survey. When computing data, NSFIE is adjusted by using weight which reflects the share of region, household size, age, and gender based on Labour Force Survey. On the other hand, SCLC isn't adjusted like NSFIE so that if non-respondent happened non-randomly, share of household type isn't consistent with the population distribution.

Figure.2 shows the share of household by age of household head. In NSFIE, the share of household where the age is 75 and over is between the Census 2005 and Census 2010. But in SCLC, the ratio is much higher than other surveys.

When we look at the younger age group, in both of NSFIE and SCLC, the share of household where the age is 20s is smaller than Census data. In addition, the share of household where the age is 30s and 40s is much same with NSFIE and Census but is smaller for SCLC than Census.

Sano et al. (2015) mentioned that the average characteristics of household is not so much different with NSFIE and SCLC for household size is tow or over, but the share of single household is smaller for SCLC than Census and the share of single elderly households is larger for SCLC. As we pointed out, SCLC doesn't do adjustment by weighting, there is serious bias particularly in single households.

To sum up this section, NSFIE is less likely to capture top and bottom income household precisely, as overburdening households with the household account books. On the other hand, SCLC is likely to capture single elderly households excessively due to

the survey design. In this paper, in order to investigate the relationship between population structure and income distribution, we use NSFIE that is considered to be closer to actual demographic structure.

< Figure.2 >

3. analysis methods

The data used are from the National Survey of Income and Expenditure (Ministry of Internal Affairs and Communications Statistics Bureau) from 1994 to 2009. The survey is conducted every five years by the Statistics Bureau based on a national representative sample, with the number of observation each time being around 50,000 households. As previously mentioned, the survey does not have income tax and social insurance premiums for annual income, and so our study uses Tanaka and Shikata (2012) micro simulation model to estimate each household's tax and social insurance premiums and calculate disposable income. Please note that, in line with previous research, our study uses equivalent disposable income (EDPI), which is disposable income (DPI) divided by the square root of the number of people in the household. Although EDPI is calculated from the household income, each member of the household has the same EDPI, which means that the unit of analysis is each individual person. For example, where a four-person household has DPI of yen 5 million, the EDPI calculation produces four individuals with EDPI of yen 2.5 million (yen 5 million/ $\sqrt{4}$). Use of this method allows decomposition analysis of income inequality based on the attributes of each individual, including those who are not the household head.

The two decomposition methods were used in the following analysis. First, Mean log deviation (MLD) was used as an indicator of inequality, and decomposition analysis of the change in inequality (i.e. change in MLD) between two points in time was carried out, looking at the contribution to the change in inequality from change in “group share”, in “within-group inequality”, and in “inter-group inequality”, where the groups were derived from age structure and then from type of co-residence. MLD as an indicator of inequality reacts relatively sensitively to changes in income strata. In concrete terms, we used the method formulated by Mookherjee and Shorrocks (1982) as well as Jenkins (1995).

Consider a population of n individuals with mean income μ , and let y_i denote the income of individual i . If n_k represents the number of individuals in group k , and this group mean μ_k , then we can use the following definitions for the decompositions:

$$v_k \equiv n_k / n, \text{ the population share of group } k.$$

$\lambda_k \equiv \mu_k / \mu$, group k's mean income relative to the population mean.

$\theta_k \equiv v_k \lambda_k$, group k's share of total population income.

The MLD can be written

$$(1) \quad I_0 = (1/n) \sum_i \log(\mu / y_i),$$

and (1) becomes

$$(2) \quad I_0 = \sum_k v_k I_{0k} + \sum_k v_k \log(1 / \lambda_k).$$

The change in I_0 between two years, I_0 and I'_0 , can be written as

$$(3) \quad \begin{aligned} \Delta I_0 \equiv I'_0 - I_0 &= \sum_k \bar{v}_k \Delta I_{0k} + \sum_k \bar{I}_{0k} \Delta v_k - \sum_k \overline{[\log(\lambda_k)]} \Delta v_k - \sum_k \bar{v}_k \Delta \log(\lambda_k) \\ &\approx \underbrace{\sum_k \bar{v}_k \Delta I_{0k}}_{\text{term A}} + \underbrace{\sum_k \bar{I}_{0k} \Delta v_k}_{\text{term B}} + \underbrace{\sum_k [\bar{\lambda}_k - \overline{\log(\lambda_k)}] \Delta v_k}_{\text{term C}} + \underbrace{\sum_k (\bar{\theta}_k - \bar{v}_k) \Delta \log(\mu_k)}_{\text{term D}} \end{aligned}$$

where Δ is difference operator, and $\bar{v}_k = (v_k + v'_k) / 2$, $\bar{\lambda}_k = (\lambda_k + \lambda'_k) / 2$, $\overline{\log(\lambda_k)} = [\log(\lambda_k) + \log(\lambda'_k)] / 2$, $\bar{I}_{0k} = (I_{0k} + I'_{0k}) / 2$. Then, overall MLD changes can be decomposed into “within group inequality (term A)”, “age-group shares (term B+C)” and in “mean income of the age-groups (term D)”.

Second, we employ the method of RIF-regression to decompose Gini coefficient (Firpo et al. 2009, Firpo et al.,2011).

$$\hat{I}_G = RIF(y, Gini_y) = 1 + \frac{2}{\mu_Y} R_Y - \frac{2}{\mu_Y} R_Y [y(1 - F_Y(y))]$$

where μ_Y stands for the mean of the sample and R_Y is the integral of the cumulative income distribution function $F_Y(y)$.

By using this method, multiple variables can be submitted and detailed decomposition can be performed known as Oaxaca-Blinder decomposition (Oaxaca1973, Blinder 1973) for which the overall difference in the mean of a dependent variable of two groups can be written as:

$$\Delta \hat{I}_G = \underbrace{(\hat{\beta}'_0 - \hat{\beta}_0)}_{\text{Unexplained}} + \underbrace{\sum_{k=1}^k \bar{X}'_k (\hat{\beta}'_k - \hat{\beta}_k) + \sum_{k=1}^k (\bar{X}'_k - \bar{X}_k) \hat{\beta}_k}_{\text{Explained}}$$

4. Income inequality by age

Figure.3 shows the Gini coefficients for each five-year age group. It contains two types of Gini coefficient by age group; one based on the age of the household head and one based on own-age. Panel (a) is the Gini coefficient for the age of household head, and it shows that income inequality increases as the age of household head rises. The tendency for income inequality to increase with age is clear in the 1994 data but, from 1994 to 2009, while inequality expands in the younger age groups, it contracts in the older age groups, and the relationship of income inequality expansion weakens as age rises.

However, Panel (b) is the Gini coefficient for their own-age, and it indicates no simple relationship, even in 1994, of increase in income inequality with age. Income inequality is greater in the groups of 20-24 and 25-29 than in the under 20 age group or in the age groups of 30s and 40s. Also, the inequality expands as age rises from the age group of late 40s, but there is no clear relationship of inequality expansion with ageing in the age group of 60s and above age groups.

Income inequality is high in the own-age group of 20-24 and 25-29 because income inequality is high among unmarried children in that age group who are living with their parents and who are therefore not heads of households. They belong to households where the household heads are in the fifties and sixties age groups, for which income inequality is large when looking at data by age of household head. Thus, the income inequality among people in their twenties is greater when looking at the own age rather than of the age of household head.

Figure.3 also shows changes of income inequality by age group from 1994 to 2009. Whether looking at the age of the household head or the own age group income inequality is expanding from 1994 to 2009 in the younger age groups where people are in their twenties and early thirties. In the prime age group of late thirties and forties, income inequality is expanding from 2004 to 2009. Income inequality in old age group of household head is decrease largely from 1994 to 2009, although this change is rather small in own age group of old people.

< Figure.3 >

Figure.4 shows distribution of the age groups by the definition of age. In 1994, distribution of the age groups of household head (a) is monomodal either side of a peak in the 40s age group, with 15% of the heads of household aged 40-44, and another 15% aged 45-49. This is followed by a figure of under 10% for the 30-34 and the 50-59 age

groups, with under 5% of the heads of households to be found in the 25-29 and 70-74 age groups. Also, the proportion of heads of household aged in the age groups of the forties falls gradually, so that, in 2009, 10-11% were in the 40-44 age group and another 10-11% in the 45-49 age group, a similar proportion to those in the 50s and 60s age groups. In addition, between 1994 and 2009, the proportion in the 30-34 age group declined 1.7%pts and the proportion in the 35-39 age group declined 2%pts. As a result, in 2009, the monomodal structure of distribution has disappeared.

Meanwhile, Panel (b) shows the distribution of the own-age group, unlike distribution of the age group of the household head, is multimodal. While the age group accounting for the highest proportion in 1994 was undoubtedly the age group of 40s, difference of the proportion between this age group and the other age groups was not large. Please note that the low proportion in the 15-19 and the 20-24 age groups in all survey years is attributable to the fact that students living on their own are not covered by the National Survey of Income and Expenditure. In 2004, the proportion in the 30-34 and 65-69 age groups formed high twin peaks. In 2009, with the pattern translated by five years, the twin peaks are even clearer.

As regards changes over time in age group distribution based on the own-age, with the decline in the fertility rate, the proportion of young people in the early 20s age group and younger declines each year. Nevertheless, proportion of age group 25-29 seems to be peak in 1999, and this same cohort has continued to represent the higher proportion, in the 30-34 age group in 2004 and in the 35-39 age group in 2009. The population in this cohort is higher than that in the previous and next cohorts, as it represents the second-generation baby boomers. However, the proportions of these same age groups within the age group distribution of the household heads do not rise over the same period, but rather decline. The impact of the second-generation baby boomer cohort can therefore be seen in a boost to the proportion of the population in their late 20s and 30s in data based on the own age, but it cannot be seen in the figure based on the age of household head.

There is such a significant difference between the change in recent years in the distribution of the age of household head and that of the own-age because the youth in their late 20s and 30s age group are less likely to be the household heads because they are less likely to get married and more likely to live with their parents. As a result, the second-generation baby boomers, numerous by definition, did not appear in the figure of the distribution of household head, even in their 30s.

< Figure.4 >

In the following, we show the differences attributable to the effect of the impact of the ageing population on income inequality, according to whether age is defined as age of the household head or own age. To this end, we conduct decomposition analysis of the changes in income inequality from 1994 to 2009 for each age group of household head and for each own age group, looking at the contribution to the overall change of change in “within group inequality”, in “age-group shares”, and in “sub-group mean incomes”. As mentioned in section.3 MLD is used for “within group inequality” and relative mean of income is used for “sub-group mean incomes”. These figures are posted in appendix.

Table.3 shows the results of decomposition analysis according to the age of household head, in line with earlier studies. Between 1994 and 2009, MLD rose 12.7pts (x 1,000). The “% change” column shows that MLD rose 10.8% over that period. The bottom row shows a 4.8-point contribution from change in inequality within each age group over the period, a 11.3-point contribution from change in the age-group shares, and a minus 3.4-point contribution from change in mean income by age group, implying that the overall expansion in income inequality is mainly attributable to change in the age structure. As regards each time period, the income inequality within each age group contributed to an increase in overall income inequality between 1999 and 2004, this factor reduced income inequality between 1994 and 1999. Meanwhile, change in age structure of household head contributed to growing of income inequality in all time periods.

< table.3 >

Next, Table.4 shows decomposition analysis for income inequality according to the own age group. Between 1994 and 2009, there was a more significant contribution from change in inequality within each age group (9.4 points) than from change in the age structure (5.1 points). Thus, growing income inequality between 1994 and 2009, when looking at the age group of the household head, can be largely explained by change in the age structure, and, when looking at the own age group, can be largely explained, not by age structure, but by change in income inequality within each age group.

This difference between the results of decomposition by the own age and by the age of household head is attributable to the fact that population of the younger own age groups would belong to the middle and older age groups of household head where income inequality is high. Then, using the age of household head causes over-evaluation of demographic changes. Also, the difference in the contribution from change in income inequality within age groups may be attributable to the fact that, although income inequality increases during the twenties and forties age groups of both the age of

household head and own age as in Figure.3, looking at the result of age of household head, there is a significant decrease in income inequality in sixties and above age groups, which cancel the impact of an increase in income inequality within working-age age groups.

< table.4 >

Table 5 shows the results of the decomposition analysis of the Gini coefficient using the RIF-regression, showing the impact of the change in the composition of five-year age groups and the impact of the change on the income of each age group as a percentage of the change in the Gini coefficient between 1994 and 2009 when the change in the Gini coefficient is set at 100%. In the contribution to the Gini coefficient by age of head of household, the contribution from the composition changes is 65.7% and the contribution from the unexplained effects is 34.3%. In the unexplained effects, the age of 60 and older contributed to the narrowing of the disparity, while the compositional change in the 60 and older age group significantly increased the disparity. This is consistent with the fact that disparities are widening as the population ages, while disparities within the elderly are narrowing. It can be seen that the unexplained effects widen the disparities due to the constant term, but this is offset to some extent by the narrowing of the disparities within older adults.

In the analysis using own age, the contribution of the compositional changes in age was 30.2% and the contribution of unexplained effects was 69.8%. The magnitude of the contribution of each effects to the overall inequality is the opposite of the case of age of household head. For each age group, the composition effects of the older age groups increased the inequality, as was the case for the age of household heads, while the unexplained effects narrowed the gap. However, as can be seen from the constant term, the unexplained effects widened the overall disparity.

< Table.5 >

5. Results of decomposition analysis by changes in co-residence among aged 0-19

Figure 5 shows the change in population share, MLD, and relative income by family type for children (0-19 years old) from 1994 to 2009. Based on the type of parental cohabitation and marital status, we divided the family into five categories: (1) married couples and children (parents and children only), (2) three generation (married couples, children and grandparents), (3) single parents (single parents and their children only),

(4) third generation single parents (single parents and their children and grandparents), and (5) others.

First, with respect to the population share, between 1994 and 2009, the percentage of parents living together as a "couples" increased and the percentage of three generations living together decreased. For MLD, the intra-typical disparity in the couples is the smallest, and the intra-single parent disparity is the smallest. However, between 1994 and 2009, disparities within the COUPLE also gradually widened. In terms of relative income, single parents have a significantly lower level of income than other family types, and there has been a downward trend from 1994 to 2009.

< Figure.5 >

Table 6 shows the results of the analysis of the change in MLD among children (0-19 years), decomposed by contribution by population share, MLD, and relative income by family type; between 1994 and 2009, MLD increased by 13.7 points (15% of the rate). Of these, the contribution from changes in MLD within each family type is 9.2, the contribution from changes in the share of the family type is 1.7, and the contribution from changes in relative income is 2.9. Although the decline in the share of "three generation families" and the increase in the share of "couples" and "single parents" have slightly widened the inequality, the main reason is growing the within-inequality among "couples". The decline in the relative income of "single parents" also seems to have widened the disparity.

< Table.6 >

Table 7 shows the results of the contribution decomposition of the Gini coefficient for children (0-19 years old) by RIF-regression with family type and head of household age as the variables used. The explained contribution of age of household head is 0.9 and the explained contribution of type of family is 4.2, which may explain the widening gap between the two groups to some extent. However, unexplained effects are large at 8.8.

< Table.7 >

6. Results of decomposition analysis by changes in co-residence among aged 20-64

Figure.6 shows the share of individuals in each type of co-residence (and for own

age group) from 1994 to 2009. Even as included in the same household type, the observation means something different depending on whether the respondent is the parent or the child. Then, the type of co-residence is reported in terms of marital status of individuals and whether or not they live with their own parents. These individuals are classified into five types, namely “single” (living alone), “single living with parents” (an unmarried person who live with their parents), “couple” (a married person who does not live with their parents), “couple living with parents”, and “others”.

As shown in figure.6, the share of individuals who are “single” and “single living with parents” in 20-34 and 35-49 age groups have risen between 1994 and 2009. For people aged 35-49, there was a rise in the proportion of single persons living with their parents and in persons living alone, with a sharp decline in the proportion of married couples living with their parents.

< Figure.6 >

Figure.7 shows income inequality within each type of co-residence as MLD ($\times 1000$) from 1994 to 2009. MLD is high for “single with parents”, while MLD for couple is low in all age groups. It is clear that the income inequality among “single living with parents” is higher than that among other types of co-residence. This should be because income disparity is higher in their parents’ age group than in the younger age group and because, while many young people live with their parents because their income is low, many other young people do not leave home even though they can afford to live independently.

In the age group 20-34, the smallest within-group inequality is for “single”, but within-group inequality for “single” increase as the age rises; for the age group 50-64, within-group inequality for “single” is higher than that for other type of co-residence.

< Figure.7 >

Finally, figure.8 shows relative equivalent disposable income (EDPI). Here, EDPI is the mean of the income of each group relative to the average of overall EDPI in each age group, average overall relative EDPI set to be 100.

A group with high relative income would have a value higher than 100 and a group with low relative income a value lower than 100. Among persons aged 20-34 years, “Single” and “couple” have low relative income and “single with parent” have high relative income. Among persons aged 35-49 years, “Single”, however, has a high relative income, and “single with parent” has low relative incomes; the relative income of single person living

with parent falls as the age grows. In the 50-64 age group, both “single” and “single living with parent” have lower incomes than the other family types.

In almost cases, the relative inequality between different types of co-residence changed little between 1994 and 2009, though for single person living with their parents in all age groups relative EDPI fell.

< Figure.8 >

Following on from the decomposition analysis relating to age group in the previous section, the decomposition analysis of the changes in MLD was conducted to examine how income inequality in each age group change as a result of change in co-residence. Table.8 shows decompositions of the changes in MLD for all three five-year periods and the total fifteen-year period in terms of the contribution to the overall changes from changes in “within-group inequality”, changes in “group share”, and changes in the “sub-group mean incomes”.

First, for the person in their 20s, changes in “within-group inequality” account for most of overall inequality with little impact from changes in “group share”. As shown in figure.8, though the income inequality within person in their 20s increases in every type of co-residence, the main reason for this change is the inequality change for single person living with their parents, because the group share of them is much larger than other types of co-residence. In addition, the changes in mean income between different groups reduce income inequality. This could be because, as shown in figure.8, inequality in the 20-34 age group is being reduced by the fact that the relative EDPI for single person living with their parents is falling and it is rising for single person living alone, so that inequality between types of co-residence is decreasing in that age group.

For person in their 30s, both the changes in “within-group inequality” and the changes in “group share” are contributing to increase in income inequality. The contribution of changes in “group share” is larger than that of changes in “within-group inequality” for 1994-1999 and 1999-2004. It is clear that there was a greater contribution to increase in overall income inequality from changes in “group share” than from “within-group inequality” largely because the proportion of single person living with their parents has risen and inequality within them is significant large. For person in their 40s, while the contribution of changes in “group share” is larger than that of changes in “within-group inequality” for 1994-1999 and 1999-2004, the changes in “within-group inequality” had a very large impact on growing inequality for 2004-2009.

<Table.8>

Table 9 shows the results of the decomposition analysis of the Gini coefficients for people aged 20-64 years by RIF-regression, using own age and work types in addition to family types as explanatory variables. Family types is the category used in this section, and own age is entered as a continuous variable. The employment variables were classified as full-time employment, part-time employment, self-employment, and no work. And between 1994 and 2009, the Gini coefficient ($\times 1000$) increased by 15.1. By gender, the Gini coefficient for males and females increased by 19.6 and 10.6, respectively.

In the decomposition analysis, it can be seen that own age and family types have the same impact on the widening of the gap as explained effects. This is a similar trend by gender. However, the explained effects of work type contribute in the direction of widening the disparity for men, while they contribute in the direction of narrowing the disparity for women. Thus, while the total explained effects in men have some effect on widening disparities, the effects is small for women.

<Table.9>

7. Results of decomposition analysis by changes in co-residence among old.

Figure.9 shows the share of people in each type of co-residence (and for own age group) from 1994 to 2009 among young old and old old person. They are classified into five types, namely “single” (a person living alone), “couple” (a married person who does not live with his or her children), “with unmarried children” (an person who live with his or her unmarried children and does not live with his or her married children regardless of his or her marital status.), “with married children” (an person who live with his or her married children regardless of his or her marital status.), and “others”.

As shown in figure.8, the proportion who are old couples and old persons with unmarried children have risen between 1994 and 2009 among age group 65-74. Not only these types of co-residence but also single increases among aged 75 and over. There was a sharp decline in the proportion of living with married children for people aged 65-74 and aged 75 and over.

<Figure.9>

Figure.10 shows income inequality within each type of co-residence as MLD ($\times 1000$) from 1994 to 2009. MLD is high for single old, while MLD for couple is low among age group 65-74. MLD of single, however, has decreased and MLD of living with unmarried children became higher than that of single in 2009 among age-group 65-74. MLD is high and stable for single and persons with unmarried children among aged 75 and over. On the other hand, MLD has decreased rapidly for couple among people aged 65-74 and aged 75 and over.

< Figure.10 >

Figure.11 shows relative equivalent disposable income (EDPI). Single person has low relative income and person living with their married children have high relative income among old and old people. The relative income of single, however, has grown and the income difference between the types of co-residence has been shrinking among people aged 75 and over.

< Figure.11 >

Table.10 shows decompositions of the changes in MLD for all three five-year periods and the total fifteen-year period in terms of the contribution to the overall changes from changes in “within-group inequality”, changes in “group share”, and changes in the “subgroup mean incomes”.

For the age-group 65-74, the changes in “within-group inequality” account for almost decrease of overall inequality, although the changes in “group share” increase overall inequality, having a rather small impact. As shown in figure.9, the income inequality within single and couple decrease among young-old people, which is the main reason for the inequality change. The income inequality within young-old people living with their unmarried children, however, has increased and become the highest types of co-residence. As shown in figure.9 increasing in the share of this contributes to grow the total income inequality among young-old people.

For the age-group 75 and over, the changes in “within-group inequality” and “subgroup mean income” decrease overall inequality, while the changes in “group share” increase overall inequality. As shown in figure.10 the inequality within couple decrease, while the inequality within other types of co-residence is stable or increase. These changes contribute to decrease the total inequality among old-old people. As shown in figure.9, the share of person with married children, that has low income inequality, has declined

among old-old people. This change in “group share” contributes to reduce the total income inequality rather than the contribution of “within-group inequality”. The change in “sub-group mean incomes”, however, contribute to increase the total inequality. As shown in figure.11, the relative mean of single has increased rapidly. This change have a large impact on growing inequality for 2004-2009 among old-old people.

<Table.10>

Table 11 shows the results of the decomposition analysis of the Gini coefficients by RIF-regression for those aged 65 and older, using the family types as the variables used, as well as the own age and work types. The family types are the same categories used in this section, and the own age is entered as a continuous variable. The Gini coefficient ($\times 1000$) decreased by -20.2 between 1994 and 2009. By gender, the decline in the Gini coefficient for men was greater than that for women.

First, the explained effect was that changes in family types and the own age widened the gap, while changes in work types contributed in the direction of narrowing the gap. The above-mentioned increase in the proportion of the single and the couple is widening the gap, and the impact is greater than that due to changes in the age structure within the elderly. These influences are common between men and women. In addition, the decline in self-employment during this period may have contributed in the direction of narrowing income inequality. The unexplained effect, on the other hand, significantly reduces income inequality due to the constant term. In other words, similar to the decomposition analysis by MLD, changes in family type itself contribute to the narrowing of inequality, but change in within-group inequality and the inter-group inequality reduce total inequality among the elderly.

<Table.11>

8. Discussion and conclusion

The relationship between income inequality and aging looks different depending on whether using age of household head or own-age. The income inequality increase as the age gets older by using age of household head, but the inequality is larger for the 20s age group than for the 30s or 40s age groups by using their own age. This difference is attributable to the fact that in the former case person who live with their parents belong to the age group of household head which has relatively high income inequality. The

income inequality in their 20s, 30s, and 40s increased between 1994 and 2009, regardless of whether own-age or age of household head is used. On the other hand, the increase in inequality by using own age is smaller than by using age of household head among older people.

In addition, there are observed differences in age structure between using age of household head and using own age. If using the own age, the proportion of age group 25-29 is relatively high in 1999, and the proportion of age group 30-34 is relatively high in 2004, and the proportion of 35-39 age group is relatively high in 2009. This reflects the size of the second-generation baby boomer cohort, who were born in the early 1970s. However, in the figure based on the age of household head, the movement of that cohort through the age groups is invisible. In other words, because of the increase in young people who do not marry and live with their parents, the actual size of the population in each age group did not appear in age structure of household head.

Decomposition analysis of the increase in income inequality between 1994 and 2009 showed that the change in the age structure was a significant factor if using the age of household head, but that, the change in inequality within each age group was a more significant factor than the change in age structure if using the own-age. The difference in the results between using age of household head and using own age is attributable to two factors mentioned above. Thus, the effects of changes in population on the inequality are overestimated if using age of household head, because aging population for the age of household head is more rapidly than that for own-age. The fact that a large proportion of the generation who were in their late 20s and 30s during the first decade of the 21st century (2000-2010) remain unmarried and continue to live with their parents rather than creating their own households, which depresses the proportion of that generation that become heads of households

Moreover, the decreasing in the inequality among old people was higher if using age of household head than if using the own-age. This decreasing inequality among older people should offset the increasing inequality largely among people in their 20s, 30s and 40s if using the age of household head. This means the effects of the within-age inequality on total inequality could be underestimated.

Examining how such the increasing inequality in their 20s, 30s, and 40s and the decreasing inequality in the elderly are related to changes in families, the following results were clarified.

First, growing income inequality in the 20s age group was mainly caused by increase in inequality within each type of co-residence (within-group inequality) rather than to changes in the share of each type of co-residence (group share). It seems that the impact

of increase in within-group inequality for single persons living with their parents was particularly significant. In the 30s and 40s age groups, there was contribution to growing income inequality not only from increase in “within-group inequality” but also from changes in “group share”. There was a particularly significant contribution to the increase in income inequality from a rise in the proportion of single persons living with their parents, in which within-group inequality is greater than in other groups.

Second, decreasing inequality among single and couple in the 65-74 age group and among couple in the 75 and over age group caused the growing the total inequality among elderly people included in household head. The level of inequality in these types of co-residence, however, higher than that among old person living with their married children. The change in share of types of co-residence contribute to decrease in total inequality. Since this contribution was not be reflected in the change in inequality using the age of household head, the change in inequality was much larger in using the age of household head than using own-age among elderly people.

In the previous studies the increase of aging population mainly account for growing the inequality in Japan (Ohtake and Saito 1998, Ohtake 2005, Ohtake 2008, Oshio 2006, Shirahase and Takeuchi 2009, Ohtake and Kohara 2014, Shirahase 2018, Kitao and Yamada 2019). In contrast, our analysis suggests that the changing age composition of population does not mainly affect the widening income inequality in Japan. Instead, there is a substantial increase in income inequality within age group. This difference is caused by the definition of the age used for the analysis. If the age of household head is used as in previous studies, the effects of population ageing on income inequality appears excessively. The reason is that as young people who become heads of households decrease due to an increase in unmarried people living with their parents, aging process of population using age of household head looks more advanced than actual change.

In addition, increasing in unmarried people living with their parents affects inequality within age group. Thus, the widening inequality among people in their 30s and 40s is caused by this increase of unmarried people living with their parents who belong to the age group having high income inequality.

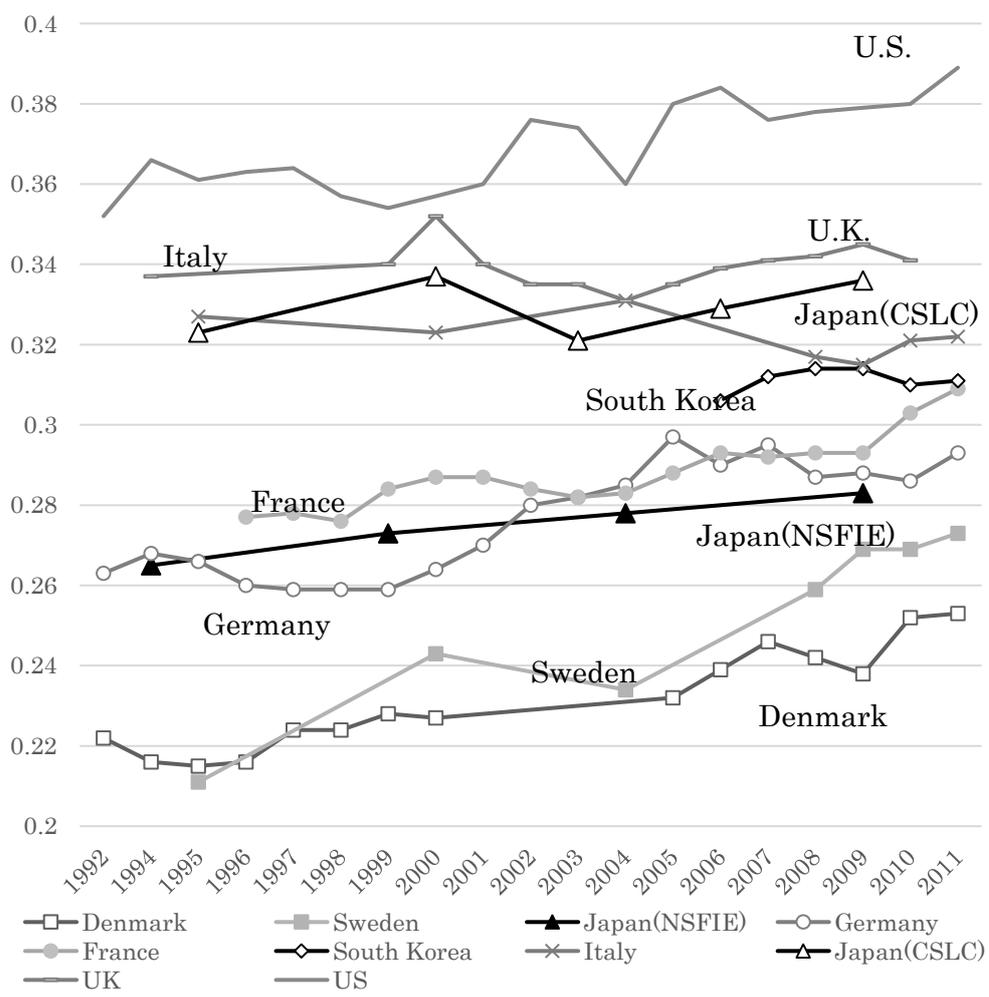
In contrast, the income inequality decreased among elderly people. This decreasing, however, is overestimated by using the age of household head. Although the decline in the share of person living with their married children contributes to increasing the inequality within the own-age group for elderly, many of them were not included elderly population using the age of household head. At the same time, this overestimation of the decline in inequality by using the age of household head underestimates the effect of within-age inequality on overall inequality, as the decline in inequality among elderly

excessively cancels the increase in inequality among youth and middle aged.

References

- Abe, Naohito and Tomoaki Yamada. 2009. "Nonlinear Income Variance Profiles and Consumption Inequality over the Life Cycle." *Journal of the Japanese and International Economies* 23(3):344-66.
- Burtless, Gary. 2009. "Demographic Transformation and Economic Inequality." in *The Oxford Handbook of Economic Inequality*, edited by W. Salverda, B. Nolan and T. M. Smeeding: Oxford University Press.
- Blinder, A. 1973. "Wage Discrimination: Reduced Form and Structural Estimates", *The Journal of Human Resources*, pp. 436-55.
- Firpo, S., N. Fortin and T. Lemieux, 2009. "Unconditional Quantile Regressions", *Econometrica*, Vol. 77/3, pp. 953-973
- Firpo, S., Fortin, N.M., Lemieux, T., 2011. *Decomposition Methods in Economics. Handbook of Labor Economics* Vol. 4A. pp. 1-102.
- Kitao, Sagiri and Yamada, Tomoaki. 2019. *Dimensions of Inequality in Japan: Distributions of Earnings, Income and Wealth between 1984 and 2014* (June 4, 2019). CAMA Working Paper No. 36/2019.
- Kohara, Miki and Fumio Ohtake. 2014. "Rising Inequality in Japan: A Challenge Caused by Population Ageing and Drastic Changes in Employment." Brian Nolan, Wiemer Salverda, Daniele Checchi, Ive Marx, Abigail McKnight, István György Tóth, and Herman G. van de Werfhorst ed. *Changing Inequalities and Societal Impacts in Rich Countries: Thirty Countries' Experiences*, Oxford University Press.
- Lam, David. 1997. "Demographic Variables and Income Inequality." *Handbook of population and family economics* 1:1015-59.
- Mookherjee, Dilip and Anthony F. Shorrocks. 1982. "A Decomposition Analysis of the Trend in Uk Income Inequality." *Economic Journal* 92(368):886-902.
- Moriguchi, Chiaki and Emmanuel Saez. 2008. "The Evolution of Income Concentration in Japan, 1886–2005: Evidence from Income Tax Statistics." *The Review of economics and statistics* 90(4):713-34. doi: 10.1162/rest.90.4.713.
- Oaxaca, R. 1973, "Male-Female Wage Differentials in Urban Labor Markets", *International Economic Review*, pp. 693-709.
- Ohtake, Fumio. 2005. *Nihon No Fubyodo (Inequality in Japan)*. Tokyo: Nihon Keizai Shinbunsha, in Japanese.
- Ohtake, Fumio. 2008. "Inequality in Japan." *Asian Economic Policy Review* 3(1):87-109.
- Oshio, Takashi. 2006. "Income Inequality and Redistribution Policies in Japan During the 1980s and 1990s." *Journal of Income Distribution* 15:119-46.

- Ohtake, Fumio and Makoto Saito. 1998. "Population Aging and Consumption Inequality in Japan." *Review of Income & Wealth* 44(3):361-81.
- Sano, Shimpei, Shunji Tada, and Manabu Yamamoto, 2015. "Method of Household Surveys and Characteristics of Surveyed Households: Comparison regarding Household Composition, Annual Income and Educational Attainment" Policy Research Institute, Ministry of Finance, Japan, Public Policy Review, Vol.11, No.4.
- Shikata, Masato. 2013 "Family Structure, Employment and Income Equality in Japan : Decomposition Analysis of Age-specific Income Inequality" *The quarterly of social security research (Kikan shakai hoshu kenkyu)*, 49(3), 326-338, in Japanese.
- Shirahase, Sawako and Toshiko Takeuchi. 2009 "Aging Population and Increase in the Degree of Income Inequality, Re-Considered (Jinkokoreika to Keizaikakusa, Saiko)." *Japanese sociological review (Shakaigaku hyoron)* 60(2):259-77, in Japanese.
- Shirahase, Sawako. 2018. "Change in Demographic Structure and Economic Inequality (Jinko Kouzo No Henka to Keizai Kakusa)." *The monthly journal of the Japan Institute of Labour (Nihon rodo kenkyu zasshi)* 60(1):44-54, in Japanese.
- Jenkins, Stephen P, 1995, "Accounting for Inequality Trends: Decomposition Analyses for the UK, 1971-86." *Economica* 62 (245):29-63.



NSFIE: National Survey of Family Income and Expenditure

CSLC: Comprehensive Survey of Living Conditions

Figure.1 Gini coefficients of Japan compared to the ginis of selected countries.

Source: Authors' tabulation from OECD.Stat and Statistics of Japan (e-stat)

Table.1 Income Distribution by Japanese Surveys

	National Survey of Family Income and Expenditure (NSFIE)	Comprehensive Survey of Living Conditions of the People on Health and Welfare (CSLC)	Employment Status Survey	Housing and Land Survey
survey year	2009	2009	2012	2013
In million yens				
Up to 2m	12.7%	19.4%	22.4%	20.7%
2m -< 3 m	13.3	13.9	15.2	17.8
3m -< 4m	15.2	13.3	13.8	15.7
4m -< 5m	13.4	10.0	10.9	12.6
5m -< 10m	34.7	31.1	28.7	26.9
10m -<15m	8.2	8.9	6.8	4.7
15m or more	2.5	3.3	2.2	1.6
	100.0	100.0	100.0	100.0

Source: Authors' tabulation from Statistics of Japan (e-stat)

Table.2 Employment rate of married women by each surveys.

	NSFIE	CSLC	Labor Force Survey	Employment Status Survey
survey year	2009	2010	2009	2007
15-24	40.8	43.9	40.7	34.6
25-34	44.7	49.5	50.4	48.5
35-44	55.7	61.1	59.1	60.7
45-54	67.0	72.1	69.8	70.8
55-64	46.8	50.9	49.5	51.4
15-64	54.0	58.8	57.4	58.0

Source: Authors' tabulation from Statistics of Japan (e-stat)

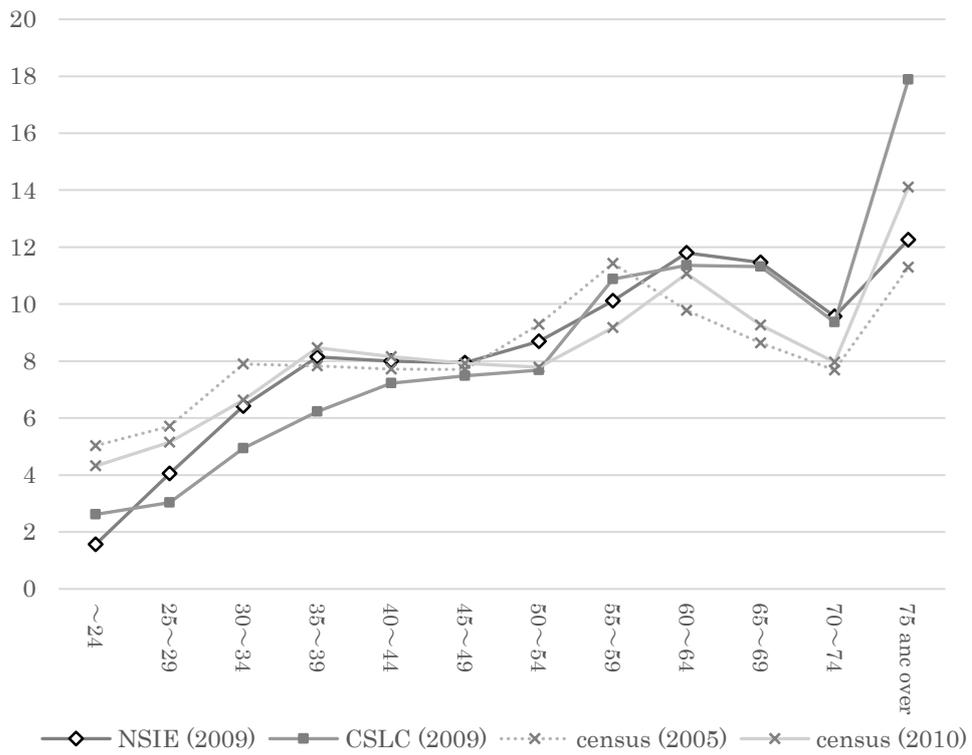


Figure.2 Distribution of age of household head by surveys

Source: Author's tabulation from Statistics of Japan (e-stat)

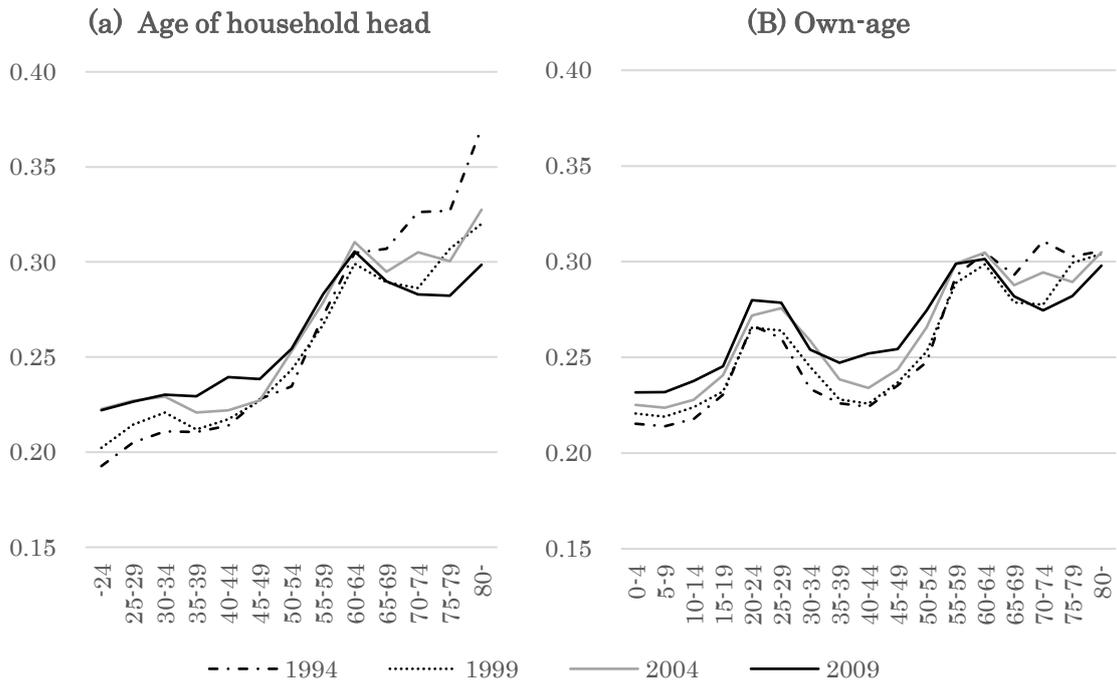


Figure.3 Gini coefficients by age of household head and own-age
Source: Authors' calculation

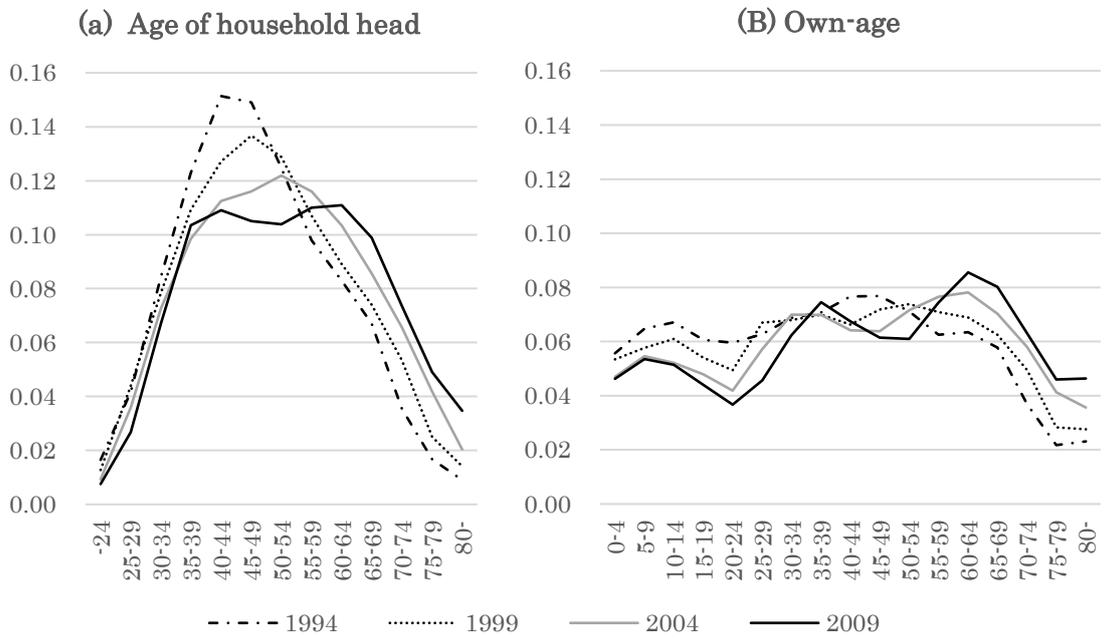


Figure. 4 The distribution of age groups by age of household head and own-age
Source: Authors' calculation

Table.3 Decomposition analysis of change in MLD by age of household head

	MLD at start of period	MLD at end of period	Change in MLD	% change	within-group inequality	group share	Sub-group mean incomes
	$1000 \cdot I_t$	$1000 \cdot I_{t+1}$	$1000 \Delta I_0$	$\% \Delta I_0 / I_t$	term A	term B+C	term D
1994–1999	118.4	118.7	0.3	(0.2)	-3.4	4.4	-0.7
1999–2004	118.7	128.0	9.3	(7.8)	7.7	4.4	-2.7
2004–2009	128.0	131.1	3.1	(2.4)	0.9	2.0	0.3
1994–2009	118.4	131.1	12.7	(10.7)	4.8	11.3	-3.4

Source: Authors' calculation

Table.4 Decomposition analysis of changes in MLD by own age

	MLD at start of period	MLD at end of period	Change in MLD	% change	within-group inequality	group share	Sub-group mean incomes
	$1000 \cdot I_t$	$1000 \cdot I_{t+1}$	$1000 \Delta I_0$	$\% \Delta I_0 / I_t$	term A	term B+C	term D
1994–1999	118.4	118.7	0.3	(0.2)	-1.4	2.5	-0.8
1999–2004	118.7	128.0	9.3	(7.8)	8.2	2.2	-1.1
2004–2009	128.0	131.1	3.1	(2.4)	2.5	0.5	0.2
1994–2009	118.4	131.1	12.7	(10.7)	9.4	5.1	-1.7

Source: Authors' calculation

Table.5 Decomposition analysis of the change in GINI index by age of household head and own age using the RIF-regression method. : The change in Gini index between 1994 and 2009 is set to 100.

	Age of household head			Own age		
	Composition	Unexplained	total	Composition	Unexplained	total
0-4				-1.0	-5.8	-6.8
5-9				0.1	-5.1	-5.0
10-14				1.0	0.5	1.4
15-19				0.3	-0.7	-0.5
20-24	-5.8	1.5	-4.3	-6.6	-2.6	-9.2
25-29	-2.3	2.5	0.1	-4.1	1.7	-2.4
30-34	-2.0	-0.6	-2.5	-0.4	-0.9	-1.4
40-44	0.2	12.9	13.2	-0.2	7.1	6.8
45-49	-0.4	1.3	1.0	-2.0	0.6	-1.4
50-54	-6.0	-1.6	-7.6	-5.1	2.7	-2.5
55-59	7.0	-7.6	-0.6	6.7	-7.2	-0.5
60-64	15.0	-8.8	6.2	9.5	-11.1	-1.6
65-69	12.9	-15.9	-3.0	6.5	-13.4	-6.9
70-74	16.4	-17.4	-1.0	8.0	-15.8	-7.8
75-79	15.7	-8.3	7.4	8.1	-6.0	2.1
80-	14.9	-7.3	7.6	9.5	-5.0	4.5
cons		83.5	83.5		131.0	131.0
total	65.7	34.3	100.0	30.2	69.8	100.0

Source: Authors' calculation

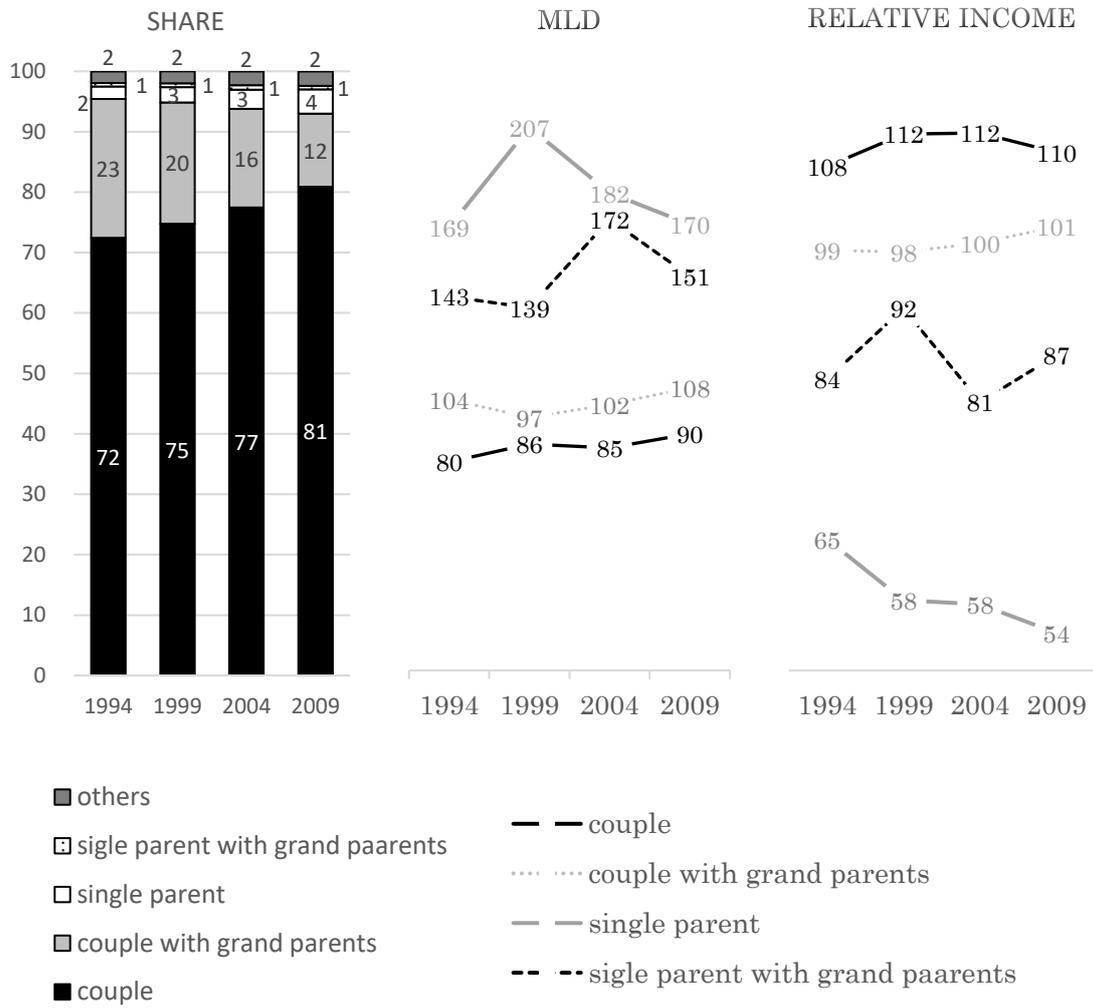


Figure.5 Population Share, MLD($\times 1000$), and Relative income($\times 100$)
 by Types of Family among Aged 0-19
 Source: Authors' calculation

Table. 6 Decomposition analysis of change in MLD by Family Type among aged 0-19

	MLD at start of period	MLD at end of period	Change in MLD	% change	within- group inequality	group share	Sub-group mean incomes
	$1000 \cdot I_t$	$1000 \cdot I_{t+1}$	$1000 \Delta I_0$	$\% \Delta I_0 / I_t$	term A	term B+C	term D
1994–1999	91.4	97.5	6.2	(6.8)	4.0	0.4	1.7
1999–2004	97.5	99.7	2.1	(2.2)	0.9	1.1	0.1
2004–2009	99.7	105.1	5.4	(5.4)	3.4	1.0	1.0
1994–2009	91.4	105.1	13.7	(15.0)	9.2	1.7	2.9

Source: Authors' calculation

Table. 7 Decomposition analysis of change in GINI using RIF regression method among aged 0-19

	explained	unexplained
Age of household head	0.9	-2.4
Type of families	4.2	-3.0
Constant term		14.2
total	5.1	8.8
GINI 1994 × 1000		229.6
GINI 2009 × 1000		243.5
difference		13.9

Source: Authors' calculation

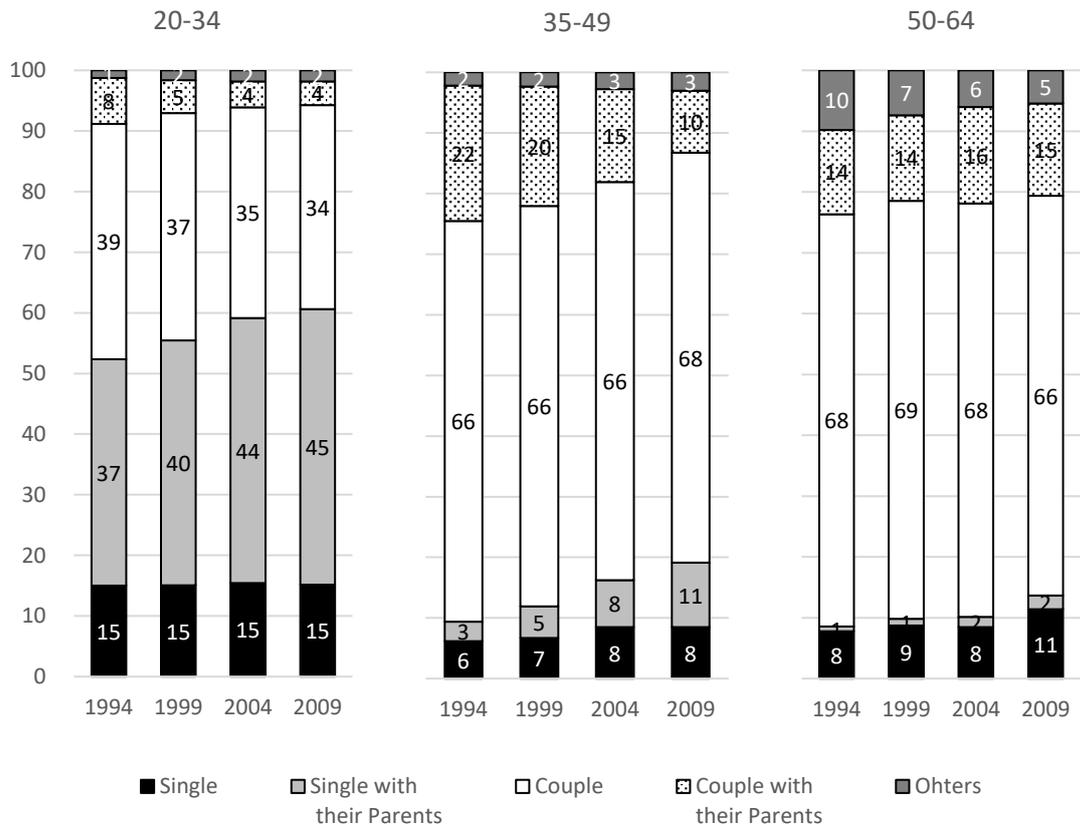


Figure.6 Share of Population by Type of Co-residence among aged 20-34, 35-49 and 50-

64

Source: Authors' calculation

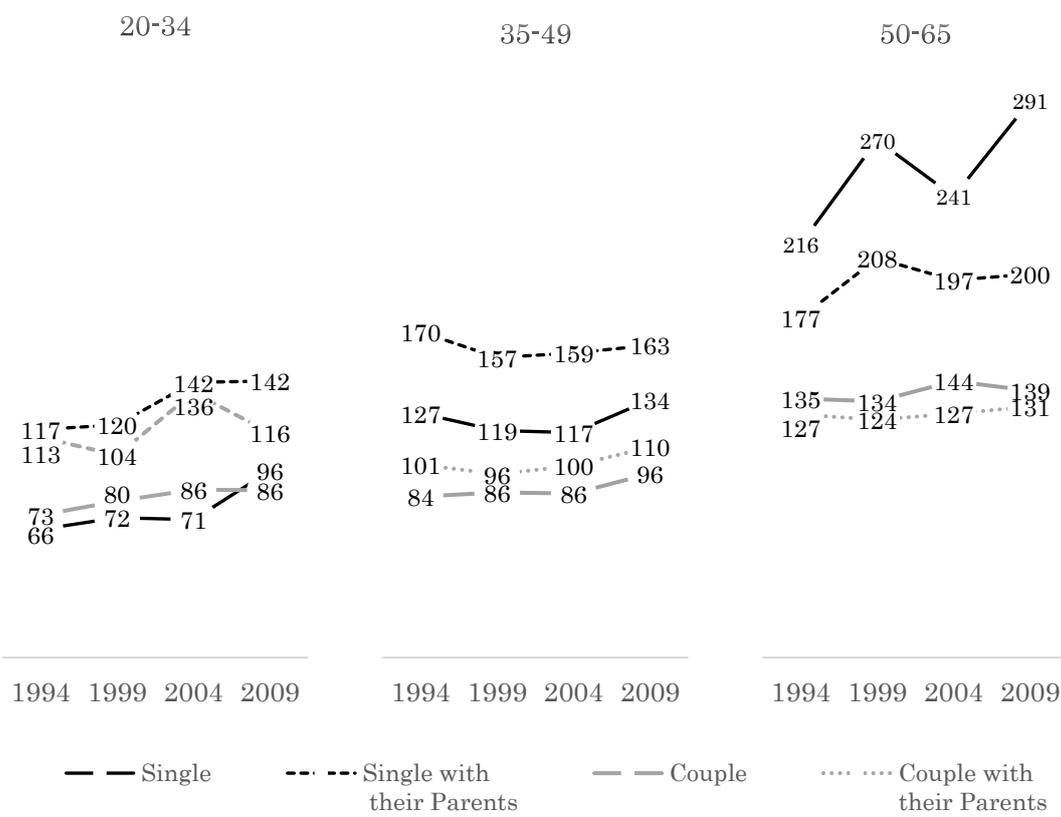


Figure.7 MLD($\times 1000$) by Type of Co-residence among aged 20-34, 35-49 and 50-64
 Source: Authors' calculation

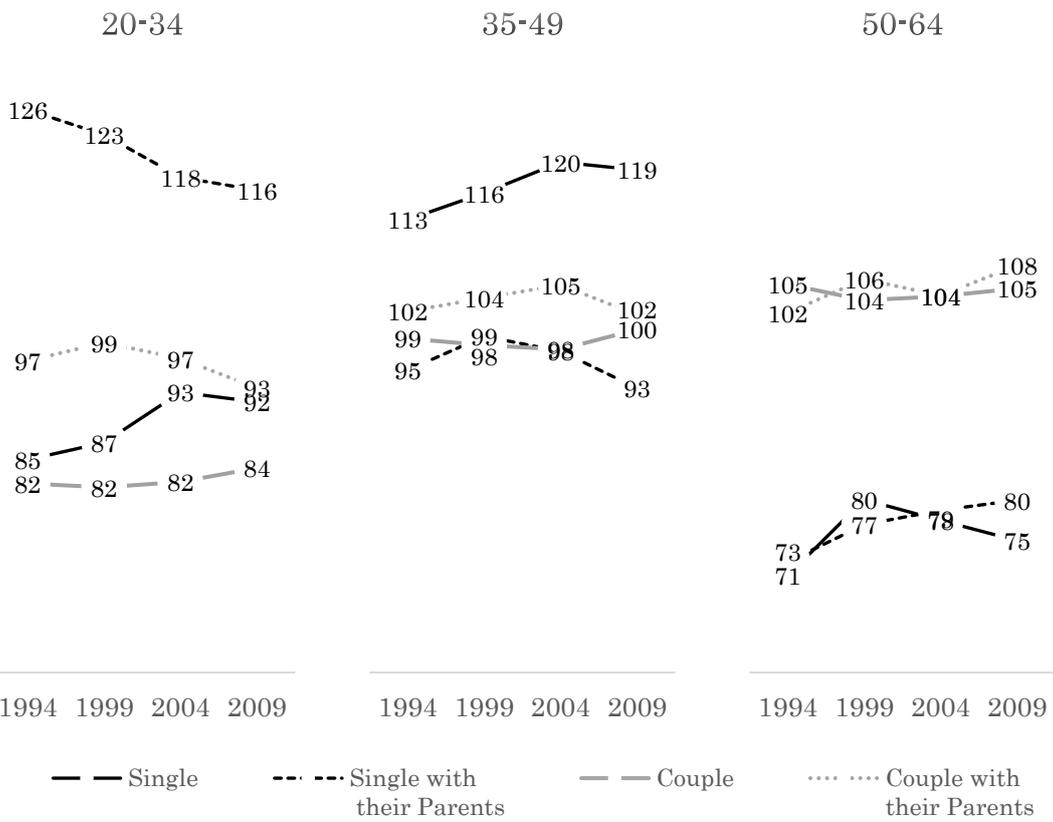


Table.8 Relative Equivalent Disposable Income by Type of Co-residence among aged 20-34, 35-49 and 50-64

Source: Authors' calculation

Table.8 Decomposition analysis of change in MLD by Type of Co-residence

	MLD at start of period	MLD at end of period	Change in MLD	% change	within- group inequality	group share	Sub-group mean incomes
	$1000 \cdot I_t$	$1000 \cdot I_{t+1}$	$1000 \Delta I_0$	$\% \Delta I_0 / I_t$	term A	term B+C	term D
1994–1999	112.9	116.5	3.6	(3.2)	4.2	1.6	-2.2
20– 1999–2004	116.5	126.2	9.8	(8.4)	13.0	1.6	-4.8
34 2004–2009	126.2	128.4	2.2	(1.7)	2.9	0.9	-1.5
1994–2009	112.9	128.4	15.5	(13.7)	19.9	4.4	-8.6
1994–1999	97.0	98.2	1.2	(1.3)	-1.1	1.7	0.6
35– 1999–2004	98.2	102.6	4.3	(4.4)	0.7	2.8	0.9
49 2004–2009	102.6	114.8	12.3	(12.0)	9.7	1.7	0.9
1994–2009	97.0	114.8	17.8	(18.4)	9.1	6.5	2.3
1994–1999	147.1	149.3	2.2	(1.5)	3.3	1.4	-2.4
50– 1999–2004	149.3	157.3	8.0	(5.4)	7.8	-0.5	0.7
64 2004–2009	157.3	165.0	7.6	(4.8)	1.3	4.8	1.5
1994–2009	147.1	165.0	17.8	(12.1)	12.7	5.7	-0.6

Source: Authors' calculation

Table.9 Decomposition analysis of change in Gini using RIF-regression method among aged 20-64.

	Total		Male		Female	
	explained	unexplained	explained	unexplained	explained	unexplained
Own age	2.8	4.3	2.2	-0.5	2.5	10.3
co-residence	2.6	-28.0	2.8	-46.3	1.5	4.9
work	-2.6	-7.5	3.0	-50.7	-4.4	2.6
Constant term		43.6		109.2		-6.8
total	2.7	12.4	7.9	11.7	-0.3	10.9
GINI 1994 × 1000		263.7		255.9		270.9
GINI 2009 × 1000		278.8		275.5		281.5
difference		15.1		19.6		10.6

Source: Authors' calculation

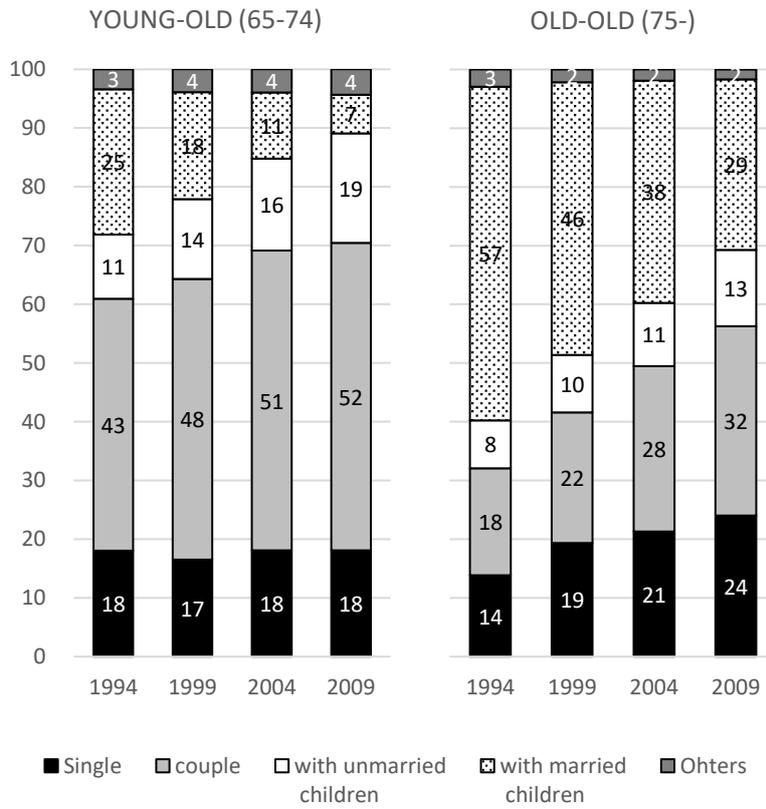


Figure.9 Share of Population by Type of Co-residence among Young old (65-74) and Old-old (75-)

Source: Authors' calculation

YOUNG-OLD (65-74)

OLD-OLD (75-)

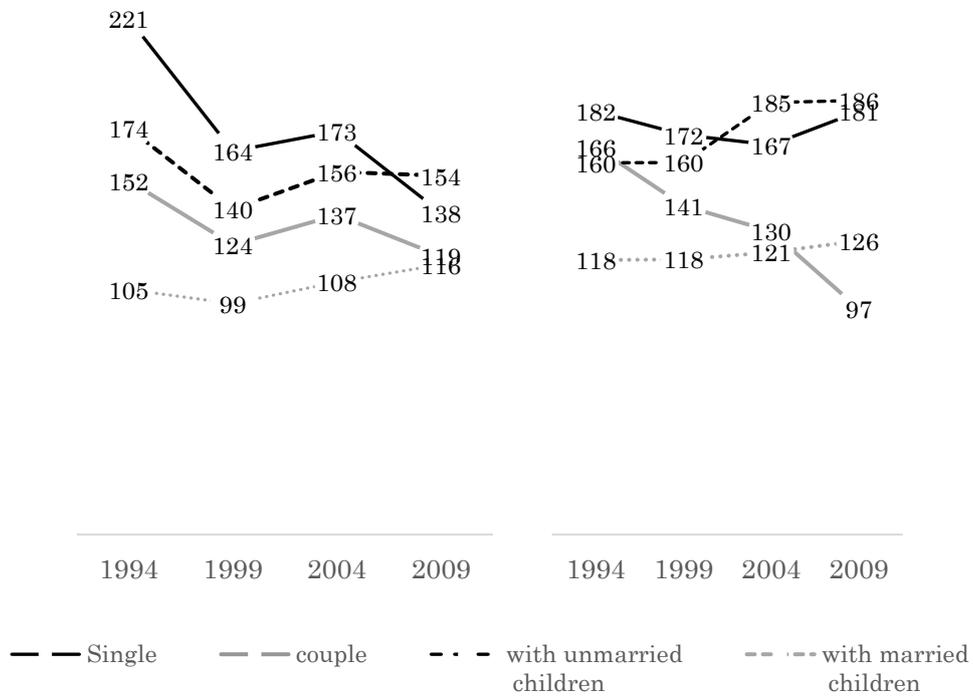


Figure.10 MLD($\times 1000$) by Type of Co-residence e among Young old (65-74) and Old-old (75-)

Source: Authors' calculation

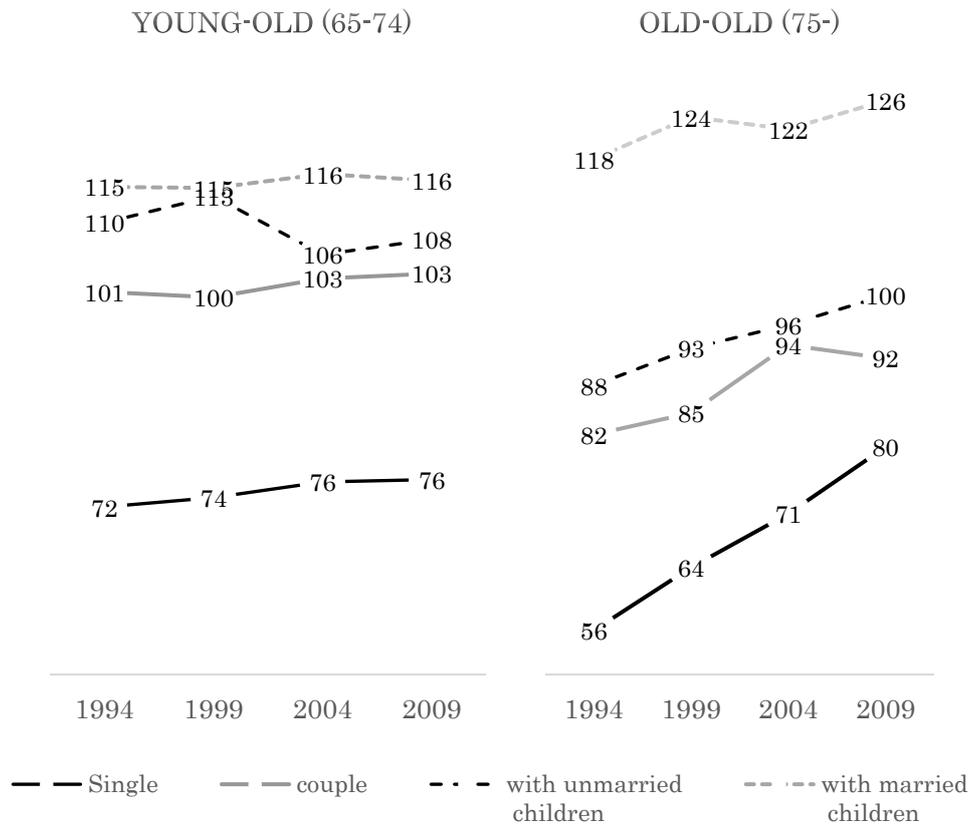


Figure.11 Relative equivalent disposable income by types of co-residence among Young old (65-74) and Old-old (75-)

Source: Authors' calculation

Table. 10 Decomposition Analysis of Change in MLD by Type of Co-residence among Young old (65-74) and Old-old (75-)

		MLD at start	MLD at end	Change in	% change	within-group	group	Sub-group
		of period	of period	MLD		inequality	share	mean incomes
		$1000 \cdot I_t$	$1000 \cdot I_{t+1}$	$1000 \cdot \Delta I_0$		term A	term B+C	term D
65-74	1994-1999	166.6	138.7	-27.9	(-16.7)	-28.4	0.9	-0.4
	1999-2004	138.7	152.7	14.0	(10.1)	12.8	2.8	-1.5
	2004-2009	152.7	137.8	-14.9	(-9.8)	-16.0	1.2	-0.1
	1994-2009	166.6	137.8	-28.8	(-17.3)	-32.0	5.3	-2.1
75-	1994-1999	171.8	169.4	-2.4	(-1.4)	-6.5	9.9	-5.7
	1999-2004	169.4	161.4	-8.0	(-4.7)	0.9	2.1	-10.8
	2004-2009	161.4	152.7	-8.6	(-5.4)	-6.4	1.2	-3.3
	1994-2009	171.8	152.7	-19.0	(-11.1)	-12.1	13.6	-17.6

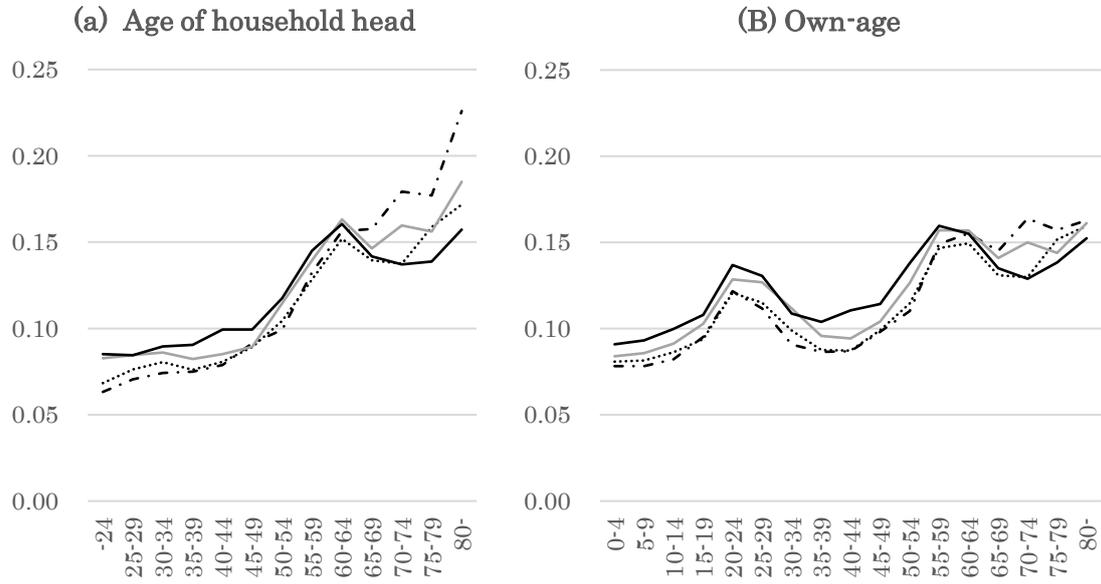
Source: Authors' calculation

Table. 11 Decomposition Analysis of Change in Gini using RIF regression method among aged 65 and over.

	Total		Male		Female	
	explained	unexplained	explained	unexplained	explained	unexplained
Own age	3.6	7.8	5.2	11.4	2.4	6.1
Co-residence	13.8	36.7	13.8	45.8	14.4	32.8
Work type	-4.6	10.2	-11.0	11.2	-1.3	8.8
Constant term		-87.5		-101.0		-79.4
total	12.7	-32.8	8.0	-32.6	15.5	-31.8
GINI 1994 × 1000		305.4		298.8		310.0
GINI 2009 × 1000		285.2		274.2		293.7
difference		-20.2		-24.6		-16.3

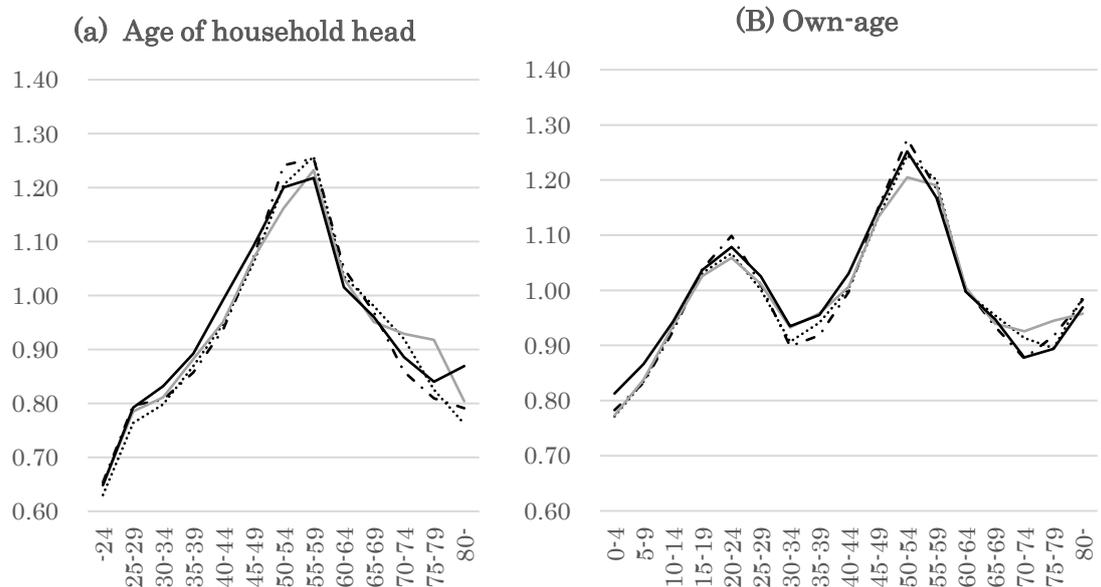
Source: Authors' calculation

Appendix



Appendix.A MLD by age of household head and own-age

Source: Author's calculation



Appendix B Relative incomes by age of household head and own-age

Source: Author's calculation

令和元年度厚生労働行政推進調査事業費補助金
(政策科学総合研究事業(政策科学推進研究事業))
「高齢期を中心とした生活・就労の実態調査(H30-政策-指定-008)」

高齢者における貧困率の低下:公的年金と家族による私的扶養¹

研究分担者 渡辺久里子(国立社会保障・人口問題研究所企画部研究員)

研究分担者 四方理人(関西学院大学総合政策学部准教授)

1. はじめに

公的年金は、老後(退職後)に貧困陥ることを防止する機能があると同時に、高齢者が家族による扶養に依存することなく生活を維持する役割を果たす。実際に、近年になるほど子と同居する高齢者の割合は低下しており、1980年の時点では65歳以上を含む世帯のうち50%が三世帯同居であったが、2015年には12%にまで低下し、一方単独世帯の割合が11%から26%に上昇した(厚生労働省『国民生活基礎調査』より)。公的年金が家族による私的扶養を代替し、高齢者の貧困を十分に防ぐことができているかについては検証する必要がある。ヨーロッパ地域のうち多くの国々では、貧困リスクが高齢から若年にシフトしているが、日本では高齢者の貧困率が現役世代のそれより高くなっている[OECD, 2017]。日本においても公的年金が成熟化することで給付水準が高まったが、高齢者における急速な家族形態の変化に十分に対応できていない可能性もある。

そこで本稿では、1986年から2016年の厚生労働省『国民生活基礎調査』(以下、「国生」という)を用いて、公的年金と家族の私的扶養による高齢者における貧困削減効果について検討を行う。1986年は、国民年金の開始後25年が経過し、当時の最低拠出期間を満たす年金受給者が現れだす時期であり、かつ基礎年金が導入され、年金制度が成熟化に向かう時期である。しかしながら、その後の少子化の影響より、2000年の年金改正において給付乗率が引き下げられ、2010年代にはマクロ経済スライドの発動などによって、実質的な給付水準の引き下げが行われた²。給付水準の引き下げは、公的年金の防貧機能を減退させた可能性があるが、一方で被用者年金受給者数は上昇しており、公的年金の再分配効果がどのように推移していたかは自明でない。

また同期間は、前述したように高齢者にとっては三世帯同居世帯が低下し高齢単身世帯が増加した時期であると同時に、現役世代にとっては非正規労働者数が増え、平均就労収入が低下した時期であるといえる。これらの背景から、家族による私的扶養能力の限界も指摘されており³、家族と同居することによる防貧機能も減退していた可能性がある。一方で、現役世代では未婚化が進んでおり、三世帯同居の割合は減少しているが高齢者が未婚の子と同居する家族形態の割合は増加している。

¹ 本研究は、令和元年度厚生労働行政推進調査事業費補助金(政策科学総合研究事業(政策科学推進研究事業))「高齢期を中心とした生活・就労の実態調査(H30-政策-指定-008)」の助成により実施された。また、総務省「全国消費実態調査」および厚生労働省「国民生活基礎調査」、「老齢年金受給者実態調査」の調査票情報の提供を受け、独自集計したものである。そのため、公表されている数値と必ずしも一致しない。調査票情報の提供においてご協力頂いた関係者各位に深く御礼申し上げます。なお、本研究は筆者らの所属機関の見解を示すものではなく、また全ての誤りは筆者らに帰する。

² 社会保障審議会年金数理部会[2020]『公的年金財政状況—平成30年度』では、被用者年金の平均年金月額が、受給者全体の平均加入年数が伸長する中で減少傾向にある要因として、報酬比例部分の給付乗率の引下げ、定額部分の定額単価の引下げ等を挙げている。

³ たとえば、百瀬[2015:67]。

そこで本稿では、高齢者の家族類型別に、就労収入等の高齢者の当初所得、公的年金、同居家族の収入、といった所得の種類別の段階により相対的貧困率がどのように変化するかを比較的長期間のデータを用いて検討を行う。そこから、公的年金と私的扶養が果たしてきた防貧機能について検証を行いたい。

2. 先行研究

日本における貧困の特徴は、高齢者の相対的貧困率が高いことである。OECD 加盟国でみると、2000年代半ばまでは、高齢者が最も貧困リスクの高い年齢グループであった。ところが、リーマンショックを契機として子ども・若者の貧困リスクが悪化し、2010年代においては高齢者よりも子どもの貧困率の高い国のほうが多くなったのに対し、日本においては高齢者の貧困率のほうが高い状況が続いている[OECD, 2019; 渡辺・四方, 2018]。OECD 加盟国における高齢者の貧困率と年金の所得代替率の関係を検証した海野[2009]は、低年金者の所得代替率が高い国においては、高齢者の貧困率が低いことを明らかにしている。また、日本は所得代替率が最も低いグループに属しており、2004年の年金改正によって、年金の定額部分(=基礎年金)の給付水準が下がることから、貧困リスク回避の機能を欠いていると指摘している。

このように日本においては高齢者の貧困は現在においても解消されていない問題であり、これまでも多くの実証研究が蓄積されている⁴。先駆的な研究として山田[2000]は、1996年の厚生省『国民生活基礎調査』の個票データを用いて、所得・消費と資産の組み合わせから、生活保護基準未満世帯の割合を推計している。その結果、資産を考慮することによって生活保護基準未満世帯の割合は変動すること、高齢単独女性を含む65歳以上世帯主世帯やひとり親世帯の基準未満率が高いことを示している。

高齢者の世帯類型別に貧困率を推計した Murozumi and Shikata[2008]では、総務省『全国消費実態調査』を用いた分析から、1989年から2004年にかけて高齢者の貧困率は低下していたものの、依然として、高齢者の貧困率は高く、特に単身女性の貧困率が顕著であると述べている。

高齢者の貧困の規定要因を分析した研究としては、原田他[2001]、清家・山田[2004]、山田[2010]、山田他[2011]がある。これらの結果をまとめると、高学歴である場合は貧困に陥る確率が下がること、女性の場合は配偶者との死別によって貧困に陥る確率が上がることが挙げられる。特に高齢単身女性については、貧困に陥る最大の要因は夫との死別に伴う就労収入の喪失であること、また喪失を埋め合わせるだけの公的年金給付水準が十分でない可能性があることが指摘されている。

このように高齢女性の貧困率が高いことから、稲垣[2015]と稲垣[2016]は、マイクロ・シミュレーションの手法を用いて、将来の貧困率を推計している。シミュレーションの分析から、有配偶や死別の場合は夫の年金や遺族年金があるため、貧困線以下になることは少ない一方で、未婚や離別の女性の場合は貧困線以下になることが多くと指摘している。この背景には女性の場合は給与水準が低いこと、厚生年金への加入率も低いことから本人の年金額が低くなることから、結果として高齢男性よりも貧困率の上昇が大きくなることを指摘している。

以上のように、これまでの先行研究においても高齢者の貧困について実証的な研究が行われてきた。しかしながら、多くの研究では貧困の規定要因の分析に焦点が置かれており、公的年金や家族との同居が高齢者の貧困率に与えた影響についての長期的な変化について明らかにされていない。そのため、公的年金が成熟化することで貧困削減効果がどの程度機能してきたのか、もしくは、給付水準の削減が貧困率に与える影響があったのかなどが検証されてこなかったといえる。そこで本研究では、1986年～2016年の30年間の「国生」を用いて、所得の種類別から貧困率の検証を行うことで、これらの課題について検証を行いたい。

⁴ 以下、高齢者の貧困率についての先行研究レビューについては、渡辺[2017]に基づく。

3. 分析手法

(1) 使用データ

本稿では、厚生労働省「国民生活基礎調査」(「国生」)の個票データを用いる。「国生」は、世帯の所得・貯蓄の状況、社会保険の加入状況、介護状況、健康状況等について毎年実施されている調査統計であり、3年に1度大規模調査が行われる。大規模調査年においては、世帯票と健康票は約27万7千世帯(世帯員約68万8千人)、介護票は介護保険法の要介護者及び要支援者の約6千人、所得票・貯蓄票は約5万世帯(世帯員約12万5千人)が調査されている⁵。

本稿では、1986年から2016年の大規模調査年における世帯票と所得票を統合したデータを用いる⁶。これにより、基礎年金の導入期から、日本が経済不況に陥った1990年後半、そして公的年金の実質的な給付額の引き下げが行われた2010年代中頃までの状況を分析することができるだろう。

本稿の分析で用いた世帯の可処分所得の定義は、次の通りである。

可処分所得＝稼働所得(＝雇用者所得＋事業所得＋農耕・畜産所得＋家内労働所得)＋財産所得＋社会保障給付金(＝公的年金・恩給＋雇用保険＋児童手当等＋その他の社会保障給付)＋仕送り＋企業年金・個人年金等＋その他の所得－税・社会保険料(＝所得税＋住民税＋社会保険料＋固定資産税)

また等価可処分所得は、可処分所得を世帯人員数の平方根で除した金額である。なお、稼働所得について、5000万円を超える収入のサンプルは除外した。

(2) 国民生活基礎調査による年金の把握

ところで、世帯の所得の状況は、統計調査によって異なることが指摘されている⁷。そこで、本稿において「国生」を用いた分析をする前に、どの程度高齢者世帯の所得、特に公的年金額の把握ができているのか、2016年の「国生」と厚生労働省「年金制度基礎調査(老齢年金受給者実態調査)平成28年」(以下、「受給者調査」という)と総務省「平成21年全国消費実態調査」(以下、「全消」という)を用いて確認をしたい。

「受給者調査」は、公的年金(国民年金、厚生年金など)を受給している人における、生活状況、就業状況、世帯状況などを総合的に把握し、年金が果たしている役割を捉えることを目的に実施されている。同調査の年金額は、基礎年金番号に基づき、日本年金機構が支給額を入力するため、過少報告や無回答といった調査統計における問題が起きず、正確な年金額を把握することができる。ただし、調査対象者が、老齢年金を対象としたものが4年に2回、遺族年金受給者と障害年金受給者を対象としたものがそれぞれ4年に1回ずつ順番に調査が行われるため、3つの年金の受給状況を同時には把握することはできない。本稿で使用する老齢年金受給者を対象とした2016年の「受給者調査」のサンプルサイズは、約1万3千である。

一方、「全消」は、世帯の収支、資産、耐久消費財等について総合的に行われている5年毎の調査であり、サンプルはおおよそ6万世帯(うち単身世帯が5千世帯)である。世帯所得と車の保有等を含めた資産が分かる大規模公的データは「全消」のみである。ここでは、2009年調査による年金額を記載となり、他の調査の調査年次が異なる。

表1は、3調査における個人総所得額の比較である。「受給者調査」の公的年金額は日本年金機構から実

⁵ 2019年大規模調査年における調査対象数である。

⁶ 「国生」は、調査年前年の所得を調査していることから、図中では調査年前年の表記としている。

⁷ 大沢[2014]、佐野他[2015]、内閣府・総務省・厚生労働省[2016]、渡辺・四方[2018]など。

際に支払われた年金額が把握されているものの⁸、それ以外の収入は、「国生」や「全消」と同様にアンケート調査による回答者が記入する方法がとられている。そして、「国生」と「全消」は2種類の金額を表記している。「国生①」および「全消①」は、公的年金がゼロである者も含み、「国生②」と「全消②」は公的年金がゼロである者を除いた結果である。「受給者調査」は、老齢厚生年金もしくは老齢国民年金を受給している者が対象であるため、国民年金と公的年金がゼロである者は含まれていない。したがって、「受給者調査」との比較においては「国生②」と「全消②」を用いる。

まず、男性の個人総所得については、「国生②」における個人総所得が最も低く、続いて、「受給者調査」、「全消②」となっており、特に「全消②」と「国生②」の差は約45万円と乖離が大きい。女性の場合、「国生②」と「全消②」はほぼ同程度であるが、65～69歳においては「受給者調査」が20万円ほど大きくなっている。

表1:個人総所得の男女別年齢別の比較

	個人総所得(万円/年)					所得記入割合	
	国生①	国生②	受給者調査	全消①	全消②	国生	全消
男性							
65-69	326.8	332.0	334.9	375.6	374.1	88.9%	90.3%
70-74	272.5	285.8	321.3	316.7	320.2	93.3%	91.9%
75-79	263.1	244.0	278.9	279.9	294.7	91.6%	90.2%
80+	220.1	244.0	240.3	249.8	274.6	89.2%	84.4%
年齢計	275.7	282.3	295.6	319.7	327.6	90.5%	89.8%
女性							
65-69	131.9	147.2	164.7	135.7	145.8	84.0%	85.6%
70-74	114.9	130.1	145.9	128.0	139.4	85.7%	85.4%
75-79	113.1	128.1	140.5	119.9	138.1	85.2%	81.1%
80+	108.7	127.5	146.8	104.6	132.4	84.3%	74.2%
年齢計	117.5	133.8	149.7	123.4	139.8	84.7%	81.9%

注:国生①および全消①は、公的年金がゼロである者も含み、国生②と全消②は公的年金がゼロである者を除いた結果である。

出所:筆者ら作成。

続いて、表2から3調査における公的年金額の比較を行おう。個人の年金額についても「国生②」が最も低く、続いて「受給者調査」、「全消②」の順に高くなっていることが分かる。そして、「国生」と「受給者調査」では、受給している年金の種別がわかるため、年金制度別にみると、男女ともに基礎年金・国民年金のみの受給者については、「受給者調査」と「国生②」はほぼ同水準にある。しかしながら、厚生年金を受給している場合、男女ともに「受給者調査」が「国生②」より10万円ほど高く、また、その他共済年金等を受給している場合では、2調査の乖離は大きくなっている。

したがって、「国生」は「受給者調査」と比べて年金額が10万円程度低くなっておりになっており、高齢者の年金額が過小記入の可能性がある。一方で、調査年次が異なるため厳密な比較はできないが、「全消」は「受給者調査」よりも年金額が高くなっている。

⁸ 厳密に言えば、基礎年金・厚生年金は日本年金機構から支払われた年金額が入力されており、共済年金は回答者本人が記入している。

表 2: 公的年金額の男女別年齢別比較

男性						女性					
国生①	国生②	受給者調査	全消①	全消②		国生①	国生②	受給者調査	全消①	全消②	
年金計(万円/年)						年金計(万円/年)					
65-69	145.2	163.4	177.8	182.6	202.4	65-69	78.7	93.7	104.0	87.3	102.1
70-74	166.3	178.2	191.0	193.9	211.0	70-74	86.9	101.4	108.1	93.2	109.1
75-79	167.6	182.9	201.6	197.4	218.8	75-79	88.8	104.2	114.5	94.5	116.5
80+	161.1	180.6	206.9	177.5	210.2	80+	95.1	112.7	128.8	83.5	112.6
年齢計	158.4	175.0	193.3	187.8	209.3	年齢計	87.4	103.3	115.5	89.2	108.8
基礎年金・国民年金(万円/年)						基礎年金・国民年金(万円/年)					
65-69	55.3	66.4	67.2			65-69	53.0	65.6	65.0		
70-74	64.1	72.6	68.1			70-74	54.6	68.1	65.9		
75-79	58.1	68.7	65.1			75-79	55.7	67.2	63.1		
80+	53.4	66.5	65.3			80+	48.8	60.7	58.5		
年齢計	56.8	68.1	66.0			年齢計	52.3	64.7	61.8		
厚生年金(万円/年)						厚生年金(万円/年)					
65-69	159.7	169.2	176.1			65-69	87.8	97.6	101.1		
70-74	176.5	183.5	187.4			70-74	99.6	109.8	109.9		
75-79	182.8	192.7	200.7			75-79	106.5	118.5	123.9		
80+	181.9	194.7	209.5			80+	116.9	131.8	145.9		
年齢計	173.1	182.7	191.8			年齢計	100.9	112.4	121.2		
その他共済年金等(万円/年)						その他共済年金等(万円/年)					
65-69	192.0	201.7	233.4			65-69	131.9	147.6	184.9		
70-74	221.0	229.5	245.4			70-74	165.0	169.1	197.3		
75-79	228.1	237.0	274.3			75-79	156.7	172.2	216.0		
80+	229.0	248.7	303.8			80+	162.0	181.6	208.0		
年齢計	216.0	228.1	265.3			年齢計	155.3	170.9	201.7		
年金が個人所得に占める割合						年金が個人所得に占める割合					
65-69	44.4%	49.2%	53.1%	48.6%	54.1%	65-69	59.7%	63.7%	63.1%	64.3%	70.0%
70-74	61.0%	62.3%	59.4%	61.2%	65.9%	70-74	75.6%	78.0%	74.1%	72.8%	78.3%
75-79	63.7%	75.0%	72.3%	70.5%	74.2%	75-79	78.5%	81.3%	81.5%	78.8%	84.3%
80+	73.2%	74.0%	86.1%	71.0%	76.6%	80+	87.5%	88.4%	87.7%	79.9%	85.0%
年齢計	57.5%	62.0%	65.4%	58.8%	63.9%	年齢計	74.4%	77.2%	77.1%	72.2%	77.8%

注 1: 国生①および全消①は、公的年金がゼロである者も含み、国生②と全消②は公的年金がゼロである者を除いた結果である。

注 2: 「全消」では、どの年金を受給しているかは調査されていない。

出所: 筆者ら作成。

4. 分析結果

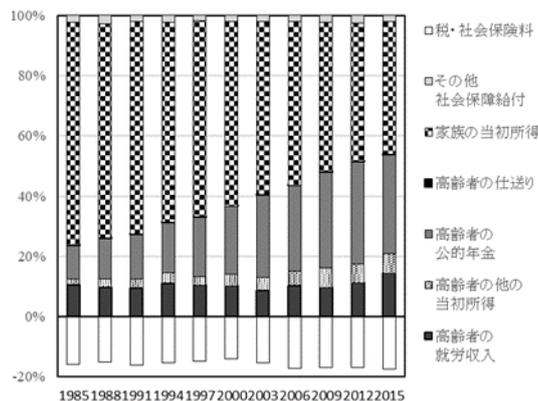
本稿では、高齢者の就労収入や資産収入といった当初所得に、公的年金給付を追加した場合、その他家族の当初所得を追加した場合など、各所得段階における相対的貧困率を測定することによって、高齢者自身による自助、公的年金による貧困削減効果、高齢者が子と同居することによる私的扶養、それぞれの推移について検証する。

まず、分析に用いる所得の構成割合の確認を行う。図 1 は、1985 年～2015 年における高齢者を含む世帯所得の構成割合であり、税・社会保険料を引く前の総収入を 100 としている。高齢者の就労所得が、高齢者を含む世帯における総所得に占める割合は、1985 年に 11%であったが、2003 年には 9%に低下したものの、2015 年には 14%まで上昇している。この背景には、65 歳以上の高齢者における自営業の減少により 2000 年代前半まで就労率は低下したものの、その後非正規雇用の割合が上昇したことによると考えられる[四方, 2019]。

同じく高齢者の就労所得以外のその他の当初所得については、1985年から上昇を続けている。これは、財産所得(利子・地代)や個人年金・企業年金の所得が増えたことによる。

次に、公的年金のシェアは、1985年11%であったが一貫して上昇を続け、2015年には33%となっている。一方で、家族の当初所得のシェアは低下を続け、1985年に74%であったが、2015年には44%となり、30%ポイント低下している。以上のことから、高齢者の世帯収入において、家族の当初所得の減少を公的年金が補ってきたことが見て取れる。

図1: 世帯所得の構成割合の推移



注: 税・社会保険料を引く前の総収入を100としている。

出所: 「国生」より筆者ら作成。

図2は、世帯所得の構成割合を家族類型ごとにみたものである。いずれの世帯類型においても、世帯所得にしめる高齢者の公的年金の割合は上昇していることが分かる。また、子と同居している世帯においては、同居する家族の当初所得が世帯所得占める割合は50%を上回っており、主な所得となっている。ただし、子が有配偶である場合は、1985年の79%から2015年の66%への13%ポイントの低下であったのに対し、無配偶では同期間において78%から54%へ24%ポイントも低下している⁹。現在においては、子と同居していることによる私的扶養の水準は、子の配偶関係により異なっていることが分かる。

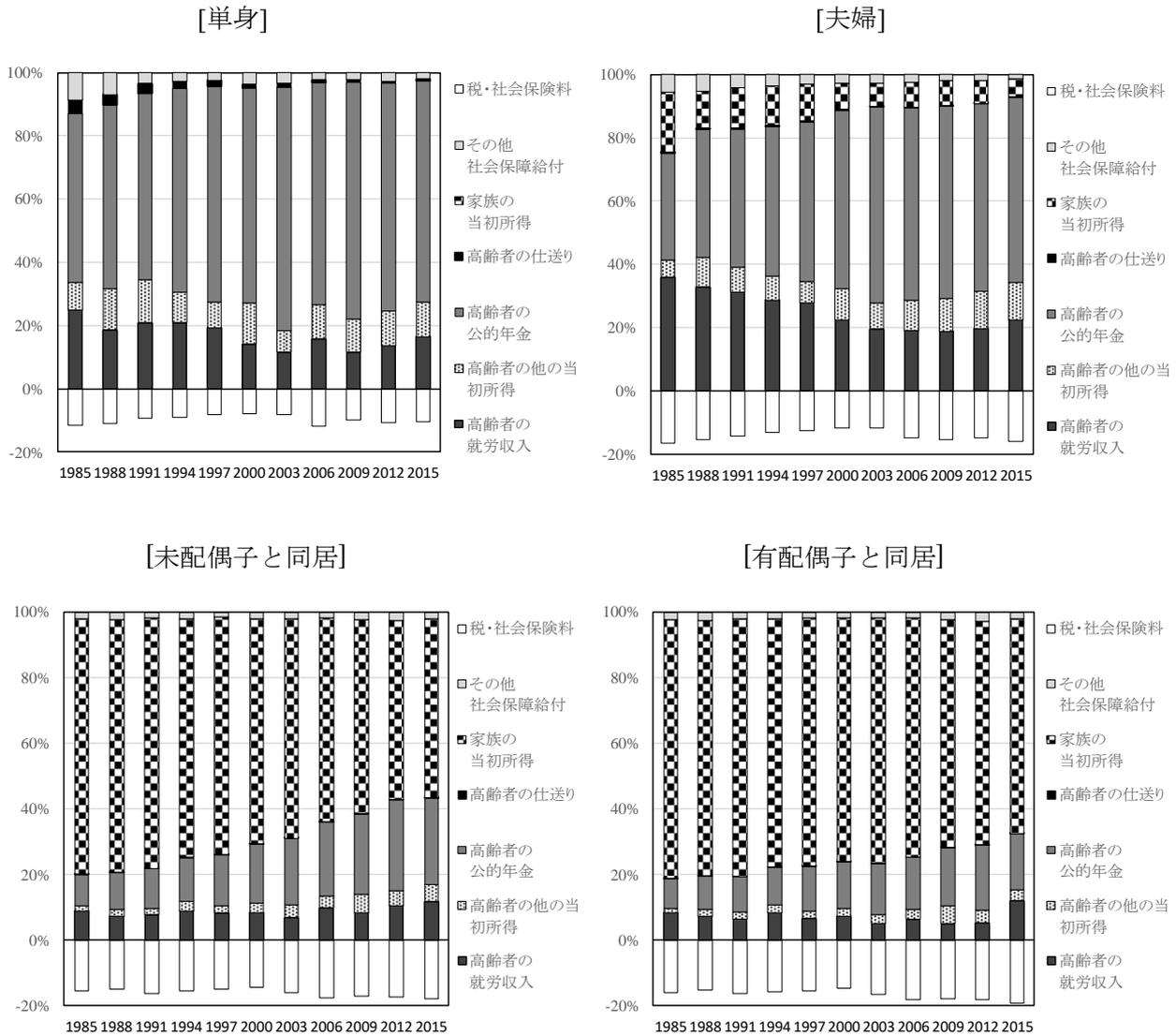
以上のような世帯所得の変化が、高齢者の貧困率にどのような影響を与えているかについて、以下の5つの所得段階を設定し、それぞれの所得段階における貧困率の測定を行う。

- ① 高齢者本人の当初所得¹⁰/√世帯内の高齢者数
- ② (高齢者本人の当初所得+年金)/√世帯内の高齢者数
- ③ (高齢者本人の当初所得+家族の当初所得)/√世帯人員数
- ④ (高齢者本人の当初所得+年金+家族の当初所得+その他の社会保障給付)/√世帯人員数
- ⑤ (高齢者本人の当初所得+年金+家族の当初所得+その他社会保障給付-税・社会保険料)/√世帯人員数

⁹ なお、無配偶の子と同居する高齢者の世帯においては、等価化した家族の当初所得をCPIで実質化した額も1985年から2015年において大きく下落していた。

¹⁰ 当初所得は、雇用者所得、事業所得、農耕・畜産所得、家内労働所得、財産所得、家賃・地代、利子・配当金、企業年金・個人年金、その他の所得の合計である。

図 2: 世帯類型別世帯所得の構成割合の推移



注: 税・社会保険料を引く前の総収入を 100 としている。

出所: 「国生」より筆者ら作成。

まず、①の高齢者の当初所得は、就労所得だけでなく、資産収入や企業年金・個人年金も加えている。②は、①に公的年金給付を加えたものである。したがって、①から②への相対的貧困率の変化は、公的年金による貧困削減効果を示すと考えられる。③は、高齢者の当初所得 (①)に公的年金ではなく、同居家族の当初所得を含めたものであり、世帯の当初所得となる。①から③への相対的貧困率の変化は、家族と同居することによる貧困削減効果を示すと考えられる。さらに、①→②、①→③の相対的貧困率の変化幅を比較することで、公的年金と私的扶養それぞれの貧困削減効果がどのように推移してきたかを示すことができるだろう。

そして、④は、①に公的年金と同居家族の当初所得を加え、その他の社会保障給付を加えた世帯の総所得となる。⑤はそこから税・社会保険料を控除した場合、すなわち可処分所得となる。なお、等価尺度については①～②は世帯内の高齢者数の平方根とし、③～⑤は世帯員数の平方根としている。したがって、①と②は、仮にすべての高齢者が高齢者のみで生活した場合の相対的貧困率と考えることができる。そして、③～⑤は実

際に高齢者が家族と同居している場合でみた相対的貧困率を推計していることになる。ただし、いずれの場合も相対的貧困線は、各年の等価化処分所得から求めた同じものを用いている。

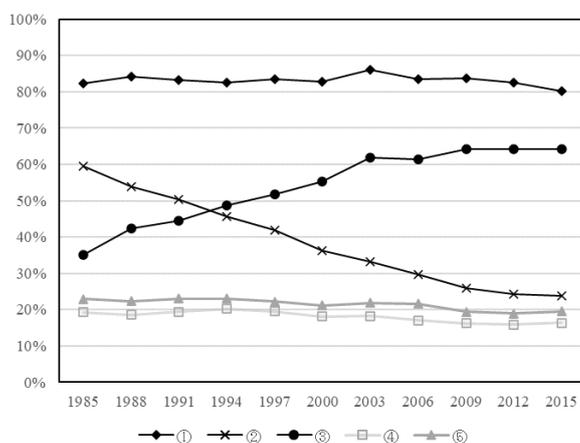
図 3 は、所得段階別にみた高齢者の相対的貧困率の推移を示している¹¹。まず、高齢者の当初所得(①)をみると、1985 年から 2015 年にかけて 80% 台前半していることがわかる¹²。ここに公的年金を加えた相対的貧困率は(②)、1985 年では 59%であり、高齢者の当初所得の貧困率(①)から 23%ポイントの低下であったが、2015 年では 24%となり 56%ポイントも低下させることになる。これは、端的に公的年金の貧困削減効果が大きく改善したことを意味する。

続いて、高齢者の当初所得(①)に公的年金ではなく家族の当初所得を考慮した貧困率 (③) は、1985 年には 35%となっており、①の貧困率から 47%ポイントと大幅に下落していることがわかる。しかし、2015 年の③の貧困率は 64%となっており、①からの低下幅は 16%ポイントにまで縮小している。このことから、家族と同居することによる貧困削減効果が、同期間に大きく低下していたことが分かる¹³。公的年金と非高齢の同居家族の私的扶養の貧困削減効果については、1985 年時点では後者が大きかったが、1994 年以降逆転し、前者のほうが大きくなっていることがみてとれる。

世帯の当初所得(③)に、高齢者の公的年金および公的年金以外の社会保障給付(=生活保護、児童手当、雇用保険給付等)を加えた世帯の総所得(④)でみると、1985 年からの 30 年間でわずかに低下しているが、大きな変化は見られない。すなわち家族扶養による貧困削減効果の低下と社会保障による貧困削減効果の上昇がほぼ同じ程度で推移したため、結果として高齢者の貧困率の変化は小さいものにとどまったといえる。

なお、世帯の総所得から税・社会保険料拠出を差し引いた、世帯の可処分所得(⑤)でみると、④よりわずかに相対的貧困率は上昇するが、④と⑤はパラレルに推移していることが分かる。

図 3: 高齢者の相対的貧困率の推移



注: 図中の凡例は、①高齢者の当初所得、②高齢者の公的年金、③世帯の当初所得、④世帯の総収入、⑤世帯の可処分所得を示す。

出所:「国生」より筆者ら作成。

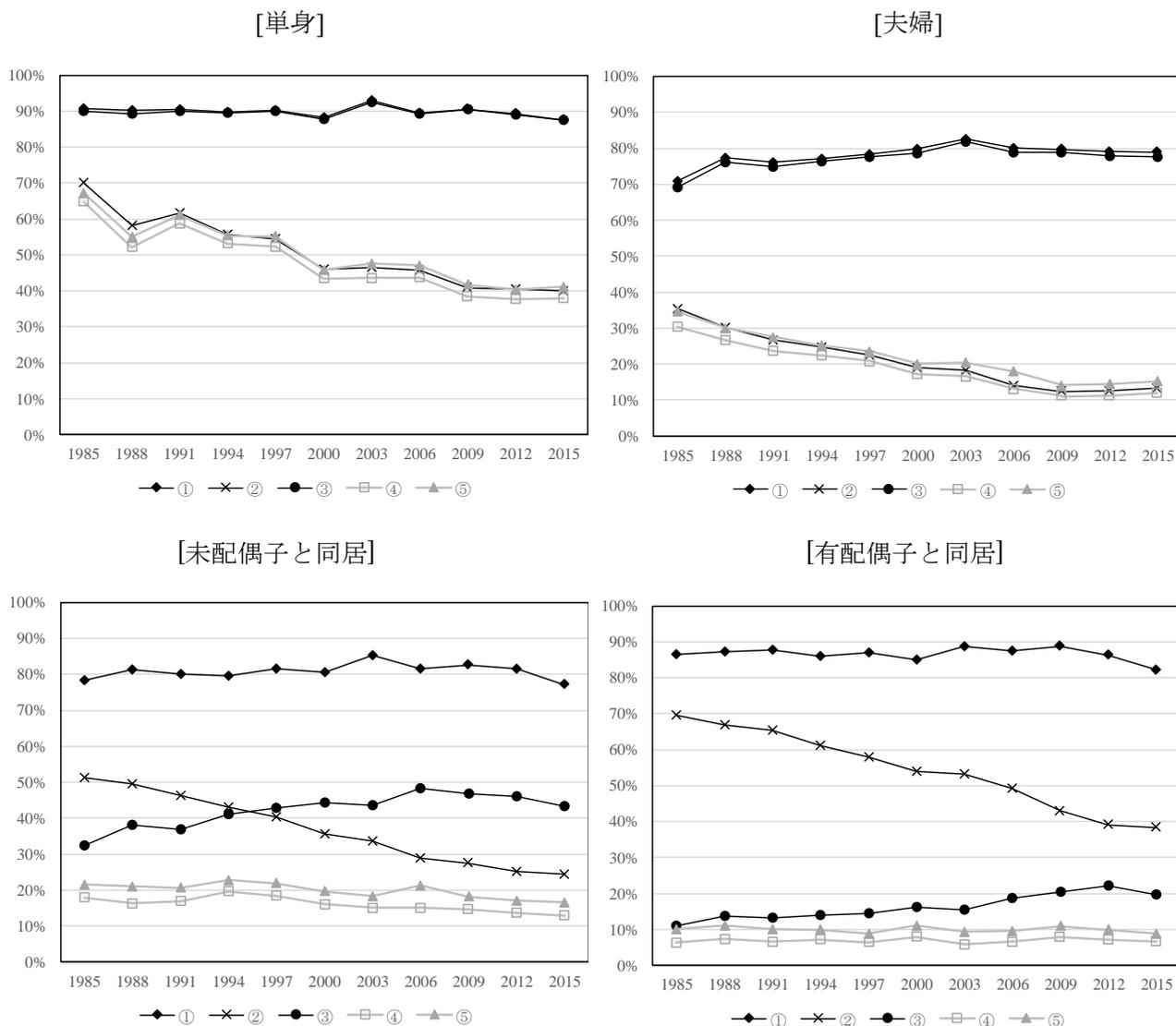
¹¹ 本稿の附表として、高齢者の就労収入を用いて推計した相対的貧困率の推移も示している。

¹² なお、高齢者の就労収入のみでも貧困率を測定すると、当初所得よりは貧困率は高いものの、当初所得の貧困率とほぼパラレルに推移していた。

¹³ 図 1 からわかるように、高齢者への仕送り額はわずかであることから、貧困削減効果はどの期間においてもほとんど観察されなかった。このことから、家族の私的扶養は仕送りではなく同居のほうが貧困削減効果は大きかったと言える。

図4は、図3と同様に所得段階別の相対的貧困率を、高齢者の世帯類型別にみたものである。まず、単身世帯と夫婦世帯では、高齢者の当初所得の相対的貧困率(①)は、単身世帯が高いものの、1988年以降どちらも横ばいで推移している。そして、公的年金を加えた貧困率(②)は、単身世帯、夫婦世帯ともに1985年から大きく低下していることわかる。ただし、公的年金による貧困削減効果は、夫婦世帯のほうが大きく、結果として、可処分所得でみた2015年の相対的貧困率は夫婦世帯で15%であるのに対し、単身世帯では40%を超えており、単身世帯の貧困リスクの高さがみて取れる。

図4:世帯類型別高齢者の相対的貧困率の推移



注: 図中の凡例は、①高齢者の当初所得、②高齢者の公的年金、③世帯の当初所得、④世帯の総収入、⑤世帯の可処分所得を示す。

出所:「国生」より筆者ら作成。

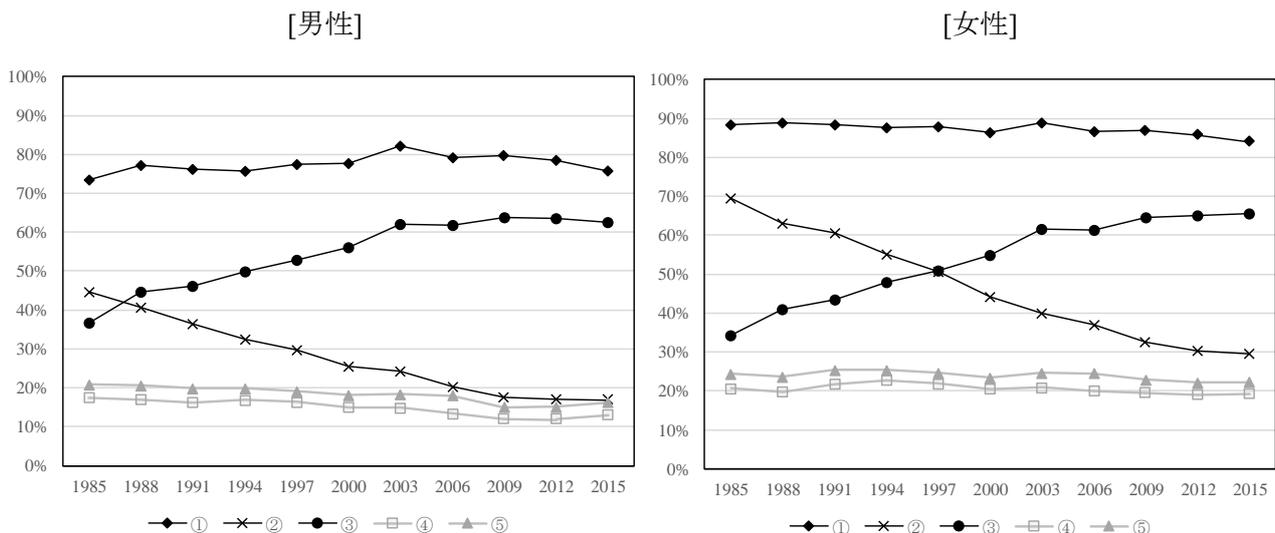
次に、子と同居する高齢者については、子の配偶関係により貧困率および公的年金による貧困削減効果が異なる。まず、無配偶の子と同居する高齢者の当初所得による貧困率は、有配偶の子と同居の場合より低くな

っている①)。そのうえ、公的年金による貧困削減効果は、無配偶の子と同居する方が大きい②)。一方で、公的年金ではなく、同居家族による当初所得を加えた場合の貧困率③)では、無配偶の子と同居の場合より、有配偶の子と同居の貧困率が低くなる。そして、この同居家族の当初所得による貧困削減効果は、1985年では無配偶の子の場合46%ポイント、有配偶の子の場合76%ポイントであり、2015年では無配偶の子の場合34%ポイント、有配偶の子の場合62%ポイントと現在においても非常に大きい。特に、有配偶の子と同居する場合の貧困率の削減効果は大きく、世帯の可処分所得でみた貧困率は、2015年では無配偶の子と同居する場合が17%であるが、有配偶の子と同居する場合は9%と現役世代の貧困率より低い水準となっている。

したがって、年金による貧困削減効果は、無配偶の子と同居の場合で大きく、同居する家族による貧困削減効果は、有配偶の子と同居する場合で大きいといえる。

続いて、男女別の相対的貧困率の推移(図5)をみたい。まず高齢者の当初所得でみた相対的貧困率①)は男性よりも女性のほうが一貫して高いことが分かる。公的年金を加えた相対的貧困率についても②)、1985年時点では、男性については29%ポイントの貧困削減効果であったが、2015年には59%ポイントも相対的貧困率を引き下げており、その効果は著しい。一方で女性における公的年金の貧困削減効果は、1985年時点では19%ポイント、2015年で55%ポイントであり、男性より貧困削減効果が小さい。これは、1985年まで専業主婦が国民年金に任意加入であったこと、被用者年金に適用されていた女性が少なく拠出期間も短くなっており、さらに標準報酬が低かったことが影響していると考えられる。時代が進むにつれて、公的年金による貧困削減効果は女性でも高まっていたが、2015年時点でもなお、女性の公的年金による貧困削減効果は男性より小さく、当初所得での貧困率の高さもあり、公的年金を考慮した女性の貧困率は男性より10%ポイントほど高くなっている。なお、ここでの公的年金収入は世帯で合計され高齢者人員数で等価化されているため、夫婦の場合男女で同一の年金収入となっているが、それにもかかわらず、公的年金の貧困削減効果は男女で異なることとなる。

図5:男女別高齢者の相対的貧困率の推移



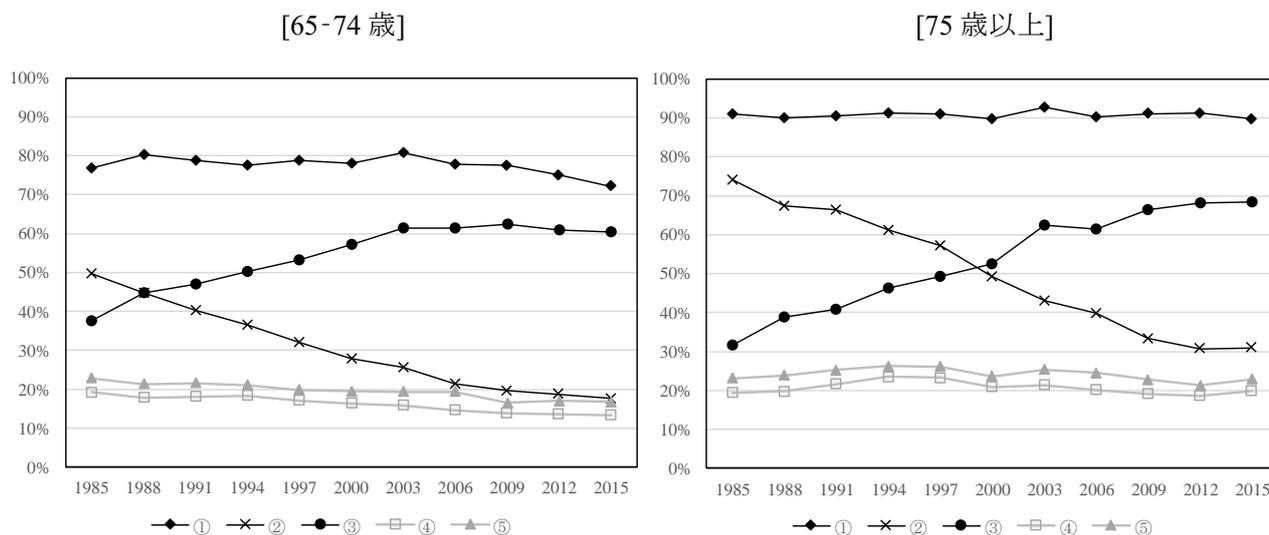
注:図中の凡例は、①高齢者の当初所得、②高齢者の公的年金、③世帯の当初所得、④世帯の総収入、⑤世帯の可処分所得を示す。

出所:「国生」より筆者ら作成。

一方で、家族扶養による貧困削減効果は、男性より女性で大きく、公的年金を考慮した貧困率(②)と世帯の総収入でみた貧困率(④)は、2015年時点で男性では5%ほどの差であるが、女性では10%ポイントほど低下する。それでも、女性の当初所得による相対的貧困率の高さと公的年金による再分配効果が小ささの結果、可処分所得でみた場合、男性よりも女性のほうが相対的貧困率は高くなっている。

図6は、前期高齢者(65~74歳)と後期高齢者(75歳以上)の相対的貧困率の推移である。まず、高齢者の当初所得でみた貧困率は(①)、前期高齢者のほうが低くなっている。これは、就労率が後期高齢者よりも高いことが影響していると考えられる。高齢者の当初所得に公的年金を追加した貧困率では(②)、1985年時点では前期高齢者のほうが相対的貧困率の低下幅は大きい、後期高齢者における貧困削減効果が大きく上昇したことによって、2015年時点では後期高齢者における貧困率の低下幅のほうが大きくなっている。しかしながら、後期高齢者における世帯の当初所得でみた貧困率(③)は大幅に上昇しており、家族扶養による貧困削減効果が大きく低下したことがうかがえる。その結果、1985年から2015年にかけての可処分所得でみた貧困率は、前期高齢者では低下したが、後期高齢者では低下していない。

図6:年齢別高齢者の相対的貧困率の推移



注: 図中の凡例は、①高齢者の当初所得、②高齢者の公的年金、③世帯の当初所得、④世帯の総収入、⑤世帯の可処分所得を示す。

出所: 「国生」より筆者ら作成。

5. おわりに

本稿では、公的年金と家族扶養による高齢者の貧困削減効果の推移について分析を行った。その結果、主に以下4つが明らかとなった。第1に、1985年から2015年にかけて公的年金による貧困削減効果は大きく上昇していた一方で、家族との同居による貧困削減効果は大幅に低下したことが分かった。このことから、公的年金による高齢者に対する防貧機能が高まることで、家族との同居が減少することによる扶養能力の低下を補ってきたと評価できる。ただし、公的年金の防貧効果が高まったことにより、家族との同居の必要もなくなったとも考えられ、ここではその因果関係を同定することはできない。

第2に、子と同居している高齢者については、家族扶養の貧困削減効果は大きい。特に、子が有配偶であ

る場合の家族扶養の貧困削減効果は大きい。一方で、子が無配偶の世帯では、子が有配偶の場合より、年金による貧困削減効果は大きい。また、高齢単身者の貧困率は、公的年金による貧困削減効果により低下したものの、現在においても有配偶の子と同居する高齢者の4倍の貧困率となっている。したがって、高齢者における有配偶の子との同居の減少と単身世帯の増加による家族扶養の減少は、高齢者全体でみた公的年金による貧困削減効果の上昇を一定程度相殺してしまっているといえるだろう。

第3に、公的年金による貧困削減効果は、男女ともに上昇してきたものの、女性のほうがその効果は低く、その結果として、高齢女性の相対的貧困率のほうが高いことが分かった。現在の高齢女性は、被用者年金に適用されていた女性が少なく拠出期間も短くなっており、さらに標準報酬が低かったことが影響していると考えられる。OECD加盟国においても、高齢女性のほうが高齢男性よりも相対的貧困率が高い傾向にあるが、北欧諸国等、賃金や就労率の男女差が小さいと、貧困率の差も小さくなっている。寿命が伸長する中、女性のほうが長寿であることを踏まえると、高齢者の貧困率を削減するにあたっては、高齢女性への対策が必要となるだろう。

第4に、前期高齢者と後期高齢者ともに公的年金の貧困削減効果が高まり、家族扶養による貧困削減効果が低下したが、後期高齢者における家族扶養による貧困削減効果の低下幅が大きく、結果として、1985年から2015年にかけて前期高齢者では貧困率が低下したが、後期高齢者では同じ貧困率の水準に留まった。今後は、特に高齢者における単身割合の増加だけではなく、マクロ経済スライドにより年金が引き下げられることにより高齢者の貧困率の上昇が予想されている[稲垣 2013;2015]。家族扶養および公的年金の貧困削減効果がともに低下することが考えられ、現在の就業者における厚生年金の適用拡大等の対策を迅速に進める必要がある。

最後に本稿の限界を述べると、所得段階ごとの高齢者の相対的貧困率の推移を検証したものの、貧困率低下の要因や詳細な寄与度まで分析できていないといえる。Shorrocks[2013]で分析されているように、今後は、貧困率の変化に対する複数の要因の効果を測定するため、回帰分析やシャプレイ値を用いた寄与度分解の手法を用いることなどによるさらなる研究が必要であろう。

参考文献

- 原田謙・杉澤秀博・小林江里香・Liang Jersey, 2001, 「高齢者の所得変動に関連する要因—縦断調査による貧困のダイナミクス研究」『社会学評論』52:382-297.
- 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」『季刊・社会保障研究』48(4):396-409.
- 稲垣誠一, 2015, 「年金改正・物価上昇が将来の高齢世帯の貧困にもたらす影響」『貧困研究』15:34-44.
- 稲垣誠一, 2016, 「第3号被保険者制度廃止の財政的影響と貧困率の将来見通し」『日本年金学会誌』35:30-35.
- 百瀬優, 2015, 「公的年金」土田武史編著『社会保障論』成文堂:65-93.
- Murozumi, Masako and Masato Shikata, 2008, "The Structure of Income in Elderly Households and Relative Poverty Rates in Japan from the Viewpoint of International Comparisons," Luxembourg Income Study Working Paper, No. 483.
- 内閣府・総務省・厚生労働省, 2015, 『相対的貧困率等に関する調査分析結果について』
<https://www5.cao.go.jp/keizai3/kakusa/20151218kakusa.pdf> (最終アクセス日:2020年6月28日)

- OECD, 2017, Preventing Ageing Unequally, OECD Publishing, Paris
- OECD, 2019, Pensions at a Glance 2019: OECD and G20 Indicators, OECD Publishing, Paris
- 大沢真理, 2014, 『生活保障のガバナンス—ジェンダーとお金の流れで読み解く』有斐閣.
- 佐野晋平・多田隼人・山本学, 2015, 「世帯調査の方法と調査世帯の性質—世帯構成, 年収, 学歴に関する比較」『フィナンシャル・レビュー』122:4-24.
- 清家篤・山田篤裕, 2004, 『高齢者就業の経済学』日本経済新聞社.
- 四方理人, 2019, 「高齢者における就労と貧困」『貧困研究』23:16-26.
- Shorrocks, F. Anthony, 2013, “Decomposition procedures for distributional analysis: a unified framework based on the Shapley value”, *Journal of Economic Inequality*, 11:99–126.
- 田中聡一郎・四方理人・駒村康平, 2013, 「高齢者の税・社会保障負担の分析—『全国消費実態調査』の個票データを用いて—」『フィナンシャル・レビュー』115号:117-133.
- 海野恵美子, 2009, 「高齢年金の給付水準と貧困回避機能についての一考察—OECD 諸国間の比較を通して—」『浦和論叢』40:1-27.
- 渡辺久里子, 2017, 「相対的貧困率の推移とその要因—先行研究レビューから—」『我が国の貧困の状況に関する調査分析研究 平成 28 年度総合研究報告書(厚生労働科学研究費補助金政策科学総合研究事業) 政策科学推進研究事業(研究代表者: 泉田信行)』.
- 渡辺久里子・四方理人, 2018, 「日本における貧困率の推計」駒村康平編著『福祉+ α ⑩ 貧困』ミネルヴァ書房:51-62.
- 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):111-126.
- 山田篤裕・小林江里香・Jersey Liang, 2011, 「なぜ日本の単身高齢女性は貧困に陥りやすいのか」『貧困研究』7:110-122.
- 山田篤裕, 2012, 「高齢期における所得格差と貧困」橋木俊詔編著『福祉+ α 格差社会』ミネルヴァ書房:147-164.

附表

付 1: 高齢者の相対的貧困率の推移(%)

	高齢者の 就労収入	高齢者の 当初所得	高齢者の 公的年金	家族の 当初所得	世帯の 総収入	世帯の 可処分所得
	①'	①	②	③	④	⑤
1985	84.6	82.4	59.5	35.2	19.3	23.0
1988	87.2	84.2	53.8	42.5	18.6	22.3
1991	86.8	83.4	50.5	44.6	19.5	23.0
1994	86.1	82.7	45.7	48.8	20.3	23.0
1997	86.8	83.5	41.8	51.7	19.5	22.3
2000	87.4	82.7	36.2	55.4	18.1	21.1
2003	89.9	86.0	33.3	61.9	18.2	21.9
2006	88.3	83.4	29.6	61.5	17.1	21.6
2009	89.5	83.7	25.9	64.2	16.2	19.4
2012	88.6	82.5	24.3	64.3	15.9	19.0
2015	86.4	80.3	23.8	64.1	16.4	19.6

出所:「国生」より筆者ら作成。

付 2a: 世帯類型別高齢者の相対的貧困率の推移(%) - 単身-

	高齢者の 就労収入	高齢者の 当初所得	高齢者の 公的年金	家族の 当初所得	世帯の 総収入	世帯の 可処分所得
	①'	①	②	③	④	⑤
1985	92.8	90.6	70.0	90.0	64.9	67.2
1988	94.2	90.2	58.3	89.3	52.1	55.0
1991	93.6	90.5	61.7	89.9	58.7	61.1
1994	92.9	89.8	55.8	89.4	53.2	55.4
1997	93.3	90.3	54.5	89.9	52.3	55.2
2000	93.6	88.3	46.0	87.8	43.5	45.9
2003	95.4	93.0	46.4	92.6	43.6	47.6
2006	93.2	89.4	45.7	89.1	43.8	47.0
2009	94.3	90.6	40.8	90.4	38.4	41.8
2012	94.0	89.3	40.5	89.0	37.6	40.4
2015	92.3	87.6	39.9	87.6	38.0	41.0

出所:「国生」より筆者ら作成。

付 2b: 世帯類型別高齢者の相対的貧困率の推移(%) - 夫婦-

	高齢者の 就労収入	高齢者の 当初所得	高齢者の 公的年金	家族の 当初所得	世帯の 総収入	世帯の 可処分所得
	①'	①	②	③	④	⑤
1985	73.8	71.0	35.4	69.2	30.4	34.6
1988	81.7	77.4	30.3	76.2	26.6	30.0
1991	80.7	76.3	26.8	75.0	23.7	27.5
1994	81.7	77.3	24.8	76.5	22.4	25.2
1997	82.6	78.5	22.5	77.6	20.8	23.5
2000	85.6	79.9	19.0	78.7	17.2	20.0
2003	87.3	82.7	18.2	82.0	16.6	20.5
2006	86.3	80.2	14.1	78.9	13.1	17.9
2009	86.8	79.8	12.3	79.0	11.3	14.1
2012	86.3	79.2	12.5	77.8	11.3	14.4
2015	85.4	79.0	13.2	77.8	12.0	15.3

出所:「国生」より筆者ら作成。

付 2c: 世帯類型別高齢者の相対的貧困率の推移(%) -未婚子と同居-

	高齢者の 就労収入	高齢者の 当初所得	高齢者の 公的年金	家族の 当初所得	世帯の 総収入	世帯の 可処分所得
	①'	①	②	③	④	⑤
1985	81.4	78.4	51.3	32.3	17.9	21.5
1988	84.2	81.3	49.6	38.2	16.3	21.0
1991	83.6	80.0	46.3	37.0	17.0	20.7
1994	83.3	79.7	43.1	41.1	19.7	22.7
1997	84.9	81.6	40.3	42.8	18.4	21.8
2000	85.4	80.5	35.7	44.2	16.0	19.6
2003	88.8	85.3	33.7	43.5	15.0	18.3
2006	85.6	81.6	28.9	48.3	15.1	21.3
2009	88.6	82.6	27.5	46.9	14.7	18.2
2012	87.1	81.5	25.2	46.1	13.6	17.1
2015	84.6	77.2	24.4	43.2	12.8	16.6

出所:「国生」より筆者ら作成。

付 2d: 世帯類型別高齢者の相対的貧困率の推移(%) -既婚子と同居-

	高齢者の 就労収入	高齢者の 当初所得	高齢者の 公的年金	家族の 当初所得	世帯の 総収入	世帯の 可処分所得
	①'	①	②	③	④	⑤
1985	88.3	86.5	69.7	10.9	6.4	10.0
1988	89.4	87.2	66.9	13.8	7.3	11.0
1991	90.3	87.7	65.4	13.2	6.6	10.0
1994	88.8	86.1	61.2	13.8	7.2	10.0
1997	89.6	87.0	57.9	14.5	6.4	8.8
2000	88.3	85.0	53.9	16.1	8.0	11.0
2003	92.3	88.9	53.3	15.5	5.8	9.3
2006	90.9	87.4	49.2	18.6	6.5	9.6
2009	93.3	88.8	43.0	20.5	7.7	11.0
2012	91.7	86.4	39.1	22.1	7.2	9.9
2015	86.4	82.2	38.3	19.8	6.6	8.8

出所:「国生」より筆者ら作成。

付 3a: 男女別高齢者の相対的貧困率の推移(%) -男性-

	高齢者の 就労収入	高齢者の 当初所得	高齢者の 公的年金	家族の 当初所得	世帯の 総収入	世帯の 可処分所得
	①'	①	②	③	④	⑤
1985	76.5	73.5	44.7	36.6	17.4	20.8
1988	81.1	77.3	40.7	44.7	17.0	20.5
1991	80.4	76.3	36.4	46.1	16.2	19.8
1994	79.8	75.7	32.5	50.0	16.9	19.8
1997	81.4	77.5	29.8	52.9	16.3	19.1
2000	83.0	77.6	25.5	56.2	15.0	18.1
2003	86.5	82.1	24.4	62.1	14.8	18.4
2006	84.6	79.3	20.2	61.7	13.4	18.0
2009	86.3	79.7	17.5	63.8	12.0	15.0
2012	85.2	78.4	17.0	63.4	12.0	15.1
2015	82.5	75.6	16.9	62.5	12.9	16.2

出所:「国生」より筆者ら作成。

付 3b:男女別高齢者の相対的貧困率の推移(%)-女性-

	高齢者の 就労収入	高齢者の 当初所得	高齢者の 公的年金	家族の 当初所得	世帯の 総収入	世帯の 可処分所得
	①'	①	②	③	④	⑤
1985	90.1	88.5	69.6	34.2	20.6	24.4
1988	91.4	88.9	63.0	40.9	19.8	23.6
1991	91.3	88.4	60.6	43.5	21.8	25.4
1994	90.7	87.7	55.2	48.0	22.7	25.4
1997	90.7	87.9	50.6	50.9	21.8	24.6
2000	90.7	86.5	44.1	54.8	20.5	23.4
2003	92.4	89.0	40.1	61.7	20.9	24.7
2006	91.1	86.7	37.0	61.2	20.0	24.5
2009	92.1	86.9	32.4	64.5	19.4	22.8
2012	91.2	85.7	30.2	65.0	19.0	22.1
2015	89.5	84.0	29.4	65.5	19.2	22.3

出所:「国生」より筆者ら作成。

付 4a:年齢別高齢者の相対的貧困率の推移(%)-65-74歳-

	高齢者の 就労収入	高齢者の 当初所得	高齢者の 公的年金	家族の 当初所得	世帯の 総収入	世帯の 可処分所得
	①'	①	②	③	④	⑤
1985	79.4	76.7	49.8	37.5	19.3	22.9
1988	83.3	80.3	44.9	44.8	17.9	21.4
1991	82.4	78.8	40.4	47.0	18.1	21.6
1994	81.6	77.7	36.6	50.2	18.4	21.2
1997	82.5	78.8	32.2	53.3	17.1	19.9
2000	83.5	78.2	27.8	57.2	16.4	19.5
2003	85.6	80.9	25.7	61.5	15.9	19.3
2006	83.5	77.9	21.5	61.5	14.7	19.4
2009	84.2	77.5	19.6	62.3	13.8	16.5
2012	82.2	75.0	18.8	61.0	13.7	17.0
2015	79.4	72.1	17.6	60.3	13.4	16.7

出所:「国生」より筆者ら作成。

付 4b:年齢別高齢者の相対的貧困率の推移(%)-75歳以上-

	高齢者の 就労収入	高齢者の 当初所得	高齢者の 公的年金	家族の 当初所得	世帯の 総収入	世帯の 可処分所得
	①'	①	②	③	④	⑤
1985	92.5	90.9	74.2	31.6	19.3	23.1
1988	93.0	90.0	67.5	38.9	19.8	23.8
1991	93.6	90.6	66.4	40.7	21.6	25.3
1994	94.0	91.1	61.3	46.4	23.5	26.3
1997	93.7	91.0	57.1	49.3	23.3	26.0
2000	93.6	89.8	49.4	52.4	20.9	23.6
2003	95.5	92.7	43.1	62.4	21.3	25.3
2006	94.4	90.4	39.9	61.4	20.1	24.5
2009	95.8	91.1	33.3	66.3	19.0	22.8
2012	95.9	91.2	30.8	68.1	18.5	21.3
2015	94.5	89.7	31.0	68.5	19.9	22.9

出所:「国生」より筆者ら作成。

遺族年金受給者の就業実態

研究分担者 大津 唯 (埼玉大学大学院人文社会科学研究所准教授)
研究協力者 百瀬 優 (流通経済大学経済学部准教授)

1. はじめに

遺族年金は公的年金の主要な給付の一つであり、家計の担い手が死亡した場合にその遺族の生活を保障するうえで重要な役割を果たしている。その規模はかなり大きく、遺族年金の受給者数は2017年度末時点で649.5万人、給付総額は6兆9228億円である¹。

しかし、遺族年金は男性が家計の主な担い手となって妻子を扶養する「男性稼ぎ主型モデル」の考え方を内包した制度設計となっていることから、女性の就労の一般化や夫婦共働き世帯の増加といった社会の変化に合わせた制度の見直しが求められるようになってきている²。

そのような状況のもと、遺族年金に関する研究の蓄積も進んでいるが、そのほとんどは法学における判例研究や、諸外国の制度に関する調査研究であり、統計データに基づく本格的な実証研究は行われていない³。

そこで本研究では、遺族年金制度の見直しに関する議論に資するべく、厚生労働省「遺族年金受給者実態調査」(2010、15年)の個票データを用い、遺族年金受給者(60歳未満の女性遺族配偶者)の就業実態に関する分析を行った。

本研究の結果および含意を要約すると、次のようになる。遺族年金受給者の就業率は50歳代前半までは女性全体の就業率よりも高い水準で推移するが、50歳代後半になると急速に低下して女性全体の就業率と同程度の水準となる。50歳代後半の大幅な低下は、50歳以降に遺族年金受給者となった人、とりわけ死別時に非就業であった人の就業率が低いことに起因する。一方、若い遺族年金受給者の就業率が高いのは、非就業であった人の新規就業率が高いからである。これはもともと専業主婦であった人が期せずして就業復帰することを意味し、とりわけ子育て中の場合は無理をして就業復帰している人がいる可能性がある。また、非正規雇用率が高く就労収入は低いことに留意する必要がある。遺族年金の見直しは、こうした実態を十分に踏まえながら慎重に検討していく必要がある。

本稿の構成は次の通りである。まず次節において、遺族年金の仕組みとその動向などの制度的背景について概観する。続く第3節では本研究の分析枠組みについて説明、第4節では分析結果の確認をそれぞれ行う。第

¹ 厚生労働省「厚生年金保険・国民年金事業年報」(2017年度)。受給者数は、厚生年金保険(第1号)と基礎年金(同一の年金種別)を併給している者の重複分を控除した場合の数値である。

² 厚生労働省(2015)、p.23。なお、こうした社会の変化に合わせて遺族年金制度をどのように見直していくべきかというのは、先進国共通の課題である〔OECD(2018)〕。

³ 遺族年金に関わる判例研究の蓄積については、堀(2017)、菊池(2018)、笠木他(2018)などの教科書を参照されたい。また、諸外国の遺族年金制度に関する近年の主な調査研究としては、百瀬他(2017)が挙げられる。

5 節は分析結果の考察、第 6 節は本稿のまとめである。

2. 制度的背景

(1) 遺族年金の制度概要

①遺族基礎年金

公的年金制度の 1 階部分に当たり、全国民を対象とする国民年金には、遺族に対する給付として遺族基礎年金がある⁴。遺族基礎年金は、被保険者または老齢基礎年金の受給資格期間⁵が 25 年以上の人が死亡した場合に、その遺族に対して支給される⁶。対象となる遺族は、死亡した人によって生計を維持していた①子のある配偶者、または②子である。

ここで「子」は、18 歳到達年度の末日(3 月 31 日)を経過していない子、または 20 歳未満で障害等級 1 級または 2 級の子を指す。本稿で「子」という場合、特に断りのない限りはこの定義で用いる。

また、死亡した人によって「生計を維持していた」(生計維持関係がある)と認められるのは、生計を同一にしており、かつ収入が基準額を下回っている場合である。現在、この基準は年額 850 万円に設定されており、前年の収入がこれを下回る場合(または前年の所得が 655.5 万未満である場合)、生計維持関係があると認められる⁷。定年退職等の事情により近い将来(おおむね 5 年以内)に収入が年額 850 万円未満(または所得が年額 655.5 万円未満)となることが見込まれる場合にも、生計維持関係があると認められる。

給付額は「780,100 円+子の加算」と定められている(金額は 2019 年度の年額、以下同じ)。「子の加算」は、第 1 子・第 2 子については各 224,500 円、第 3 子以降については各 74,800 円である⁸。なお、2019 年 10 月からは前年の所得が 462.1 万円以下の場合に月額 5,000 円(金額は物価スライドにより毎年改定)の遺族年金生活者支援給付金が支給される。

②遺族厚生年金

公的年金制度の 2 階部分に当たり、被用者を対象とする厚生年金には、遺族に対する給付として遺族厚生年金がある。遺族厚生年金は、被保険者、老齢厚生年金の受給資格期間が 25 年以上の人、または 1 級・2 級の障害厚生年金の受給権者が死亡した場合に、その遺族に対して支給される⁹。対象となる遺族は、死亡した人によって生計を維持していた①妻、②子または孫¹⁰、③被保険者等の死亡時に 55 歳以上の夫、父母または祖父母

⁴ 国民年金における遺族への給付には、遺族基礎年金のほか、第 1 号被保険者独自の給付として寡婦年金および死亡一時金がある。寡婦年金は、死亡した第 1 号被保険者によって生計を維持していた妻に対して、60 歳から 65 歳になるまでの間支給されるものである。死亡一時金は、第 1 号被保険者が死亡したときにその遺族に支給される一時金である。

⁵ 保険料を納付した期間(免除された期間を含む)。

⁶ ただし、保険料を納付した期間(免除された期間を含む)が加入期間の 3 分の 2 以上であること、または死亡日の前々月までの 1 年間に保険料の滞納が無いことが支給の要件となる(保険料納付要件)。

⁷ 受給権発生日が 1994 年 11 月 8 日以前の場合、基準となる収入額は年額 600 万円である。また、一時的な収入・所得は除く。

⁸ 子が遺族基礎年金を受給する場合の加算は第 2 子以降についてのみ行われる。

⁹ 被保険者期間中に初診日のある傷病により初診日から 5 年以内に死亡した場合にも遺族厚生年金が支給される。ただし、遺族基礎年金の保険料納付要件を満たしている必要がある。

¹⁰ ここで「孫」は、18 歳到達年度の末日(3 月 31 日)を経過していない孫、または 20 歳未満で障害等級 1 級または 2 級の孫を指す。

(支給開始は 60 歳から¹¹⁾)である。30 歳未満の子のない妻は、5 年間の有期支給となる。

給付額は、老齢厚生年金相当額の 4 分の 3 である。ただし、加入期間が 25 年未満の場合には 25 年加入したのと同額が支給される(被保険者または 1 級・2 級の障害厚生年金の受給権者の死亡により受給権が発生した場合のみ)。また、夫の死亡時に 40 歳以上であった子のない妻は、65 歳になるまでの間、中高齢寡婦加算(遺族基礎年金の 4 分の 3 の額)を受けられる¹²⁾。

(2) 制度改正の動向と議論

①制度改正の動向

現行の 2 階建ての仕組みは、1985 年の年金制度改正における基礎年金の導入によって成立したものである。その際、旧国民年金法における母子年金・準母子年金・遺児年金を統合して成立した遺族基礎年金は、支給対象が①子のある妻、または②子に限定された。一方、養育する子のない遺族厚生年金受給者は、定額部分の給付が支給されなくなった代わりに、夫の死亡時に 35 歳以上であれば 40 歳から 65 歳になるまでの間、中高齢寡婦加算が支給されることとなった。

2004 年の年金制度改正では、若齢期の妻に対する遺族厚生年金が見直され、夫の死亡時に 30 歳未満で子のない妻は 5 年間の有期給付となった他、中高齢寡婦加算の対象となる夫死亡時の年齢が 35 歳以上から 40 歳以上に引き上げられた。

2012 年 8 月に成立した年金機能強化法では、遺族基礎年金の支給対象が「①子のある妻、または②子」から、「①子のある配偶者または②子」に改められ、父子家庭にも遺族基礎年金が支給されることとなった(施行は 2014 年 4 月)¹³⁾。これにより、遺族基礎年金の支給要件における男女差が解消された。

②制度改正を巡る議論

以上のように、遺族年金は少しずつ制度改正が行われてきたところである。しかし、女性の就労が一般化し、夫婦共働き世帯が増加する中で、こうした社会環境の変化に合わせた制度のさらなる見直しが議論されている。具体的な論点は次の 2 点に集約される¹⁴⁾。

第一の論点は、老齢厚生年金の支給要件における男女差についてである。前述した通り、2012 年の法改正により遺族基礎年金の支給要件における男女差は解消されたものの、依然として老齢厚生年金の男女差は残されたままである¹⁵⁾。すなわち、配偶者に対する老齢厚生年金の支給要件において、男性のみに 55 歳以上という年

¹¹ ただし、夫は 60 歳になる前であっても遺族基礎年金を受給中の場合に限り、遺族厚生年金も合わせて受給できる。

¹² 遺族厚生年金の受給権者が自身の老齢厚生年金の受給権を持つ場合は、まず本人の老齢厚生年金が全額支給され、その上で以下の①と②のうち高い方の金額がこれを上回る場合、差額が遺族厚生年金として支給される。

①遺族厚生年金

②遺族厚生年金 × (2 / 3) + 老齢厚生年金 × (1 / 2)

¹³ このとき国民年金の第 3 号被保険者が死亡した場合の遺族年金の給付の見直しも検討されたが、最終的に撤回された〔駒村 (2016)〕。

¹⁴ 遺族年金の見直しについては、ここで挙げる老齢厚生年金の支給要件における男女差、生計維持要件の在り方に加え、遺族基礎年金が非課税であることの見直しや〔下野・竹内 (2011)、下野 (2017)〕、高齢者の遺族年金受給者と若齢の遺族年金受給者を切り離した議論も重要である〔坂口 (2002)〕。

¹⁵ 遺族厚生年金の支給要件における男女差については、笠木・嵩他 (2018、pp.139-141) における議論も参照されたい。

年齢要件が課されている。ただし、妻の死亡時に 55 歳未満であった男性であっても、子がいる場合には子に遺族厚生年金が支給される。従って、実質的に男女差が生じるのは、子がいない配偶者に対する遺族厚生年金ということになる¹⁶。

とはいえ、これは男性の支給要件を女性に合わせれば良いという単純な問題ではなく、そもそも子のいない若齢の遺族配偶者に対して遺族年金を支給する必要はあるのか、という問題を内包している。もちろん、雇用機会や雇用条件の面で長らく女性が不利な立場に置かれてきたことを踏まえれば、遺族厚生年金を子のいない若齢の妻に支給してきたことは当然の措置であったと考えられる。しかし、女性の就労が進む中で、子のいない若齢の妻に対する遺族年金の支給を見直し、生活の建て直しに必要な期間に支給を限定すべきではないかという考え方も強まりつつある。実際、2004 年改正では 30 歳未満で子のいない妻に対する遺族厚生年金が 5 年の有期給付となった。さらにその後も有期給付の対象となる年齢を拡大すべきではないかという議論がなされている¹⁷。

第二の論点は、生計維持関係があると認められる要件(生計維持要件)についてである。年収 850 万円未満という要件は、『社会通念上著しく高額収入を有している者以外は(中略)遺族年金の支給対象とする』[厚生労働省(2001)、p.73]という考え方にに基づき、厚生年金の標準報酬月額の上位約 10%の年収を目安として設定されたものである[厚生労働省(2014)、p.5]。そのため、遺族年金が遺族に対する生活保障であるという観点に立つと、あるいは男性に対する遺族年金の支給が拡大の方向にあることを考えると、この金額は高すぎるのではないかとの議論がある¹⁸。

ただし、生計維持要件を満たすか否かは死亡時の状況で判断されるので、基準額を上回る収入があったために受給権が発生しなかった遺族が、その後に収入が基準額を下回ったとしても、遺族年金を受け取れるようにはならない。そのため、現行の収入要件は比較的緩やかに設定されている¹⁹。これに対して、死亡時の状況で判断する現行の生計維持要件自体を見直すべきとの意見がある²⁰。百瀬(2017)は、就労意欲に対する影響も勘案した上で『遺族年金受給者の所得に応じて緩やかに年金額を減額する仕組み』[百瀬(2017)、p.45]の導入を提案している。

以上のように、遺族年金は社会の変化に合わせた制度の見直しが求められるようになってきている。しかし、その議論に必要な統計データに基づく分析は、厚生労働省による「遺族年金受給者実態調査」の集計結果と、その個

¹⁶ 百瀬(2017)、p.42。

¹⁷ 厚生労働省(2015)では、『制度上の男女差はなくし、若い時代に養育する子がいない家庭については、遺族給付を有期化もしくは廃止するというのが、共働きが一般化することを前提とした将来的な制度の有り様である』[厚生労働省(2015)、p.23]との考え方が示されている。ただし、『一方で、配偶者の年金から発生する受給権が仮になくなることになると、現実に今、配偶者が亡くなって、それによって生計を立てている方が、たちまち困窮に陥ることになる。実態を踏まえて現実にどう改革を展開していくかというのは、十分に考慮する必要がある。』(同)と、性急な制度改正に対する慎重な考えも併記されている。

菊池(2016)、百瀬(2017)も有期給付の対象となる年齢の拡大を検討すべきであると論じている。百瀬(2017)は、『子のいない遺族配偶者については、男性の年齢要件を廃したうえで、男女ともに有期給付の対象とする方向で、男女差を解消していく』[百瀬(2017)、p.43]ことを提案している。また、現在 5 年となっている有期給付の期間や中高齢寡婦加算、寡婦年金の在り方も併せて検討される必要がある。

¹⁸ 堀(2017)、菊池(2016)、江口(2016)など。

¹⁹ 厚生労働省(2014)、p.5。

²⁰ 江口(2016)、百瀬(2017)など。

票を二次利用して集計した百瀬他(2017、pp.178-193)に限られており、本格的な実証研究は行われていない。

そこで本研究では、厚生労働省「遺族年金受給者実態調査」(2010、15年)の個票データを用い、遺族年金受給者の就業実態に関する分析を行った。

3. 分析の枠組み

(1) データ

本研究の分析に用いるデータは、厚生労働省「遺族年金受給者実態調査」(2010、15年)の個票データである。同調査は、国民年金および厚生年金の遺族年金受給者について、収入、支出、就業状況等の実態を総合的に把握することを目的として、5年毎に実施されている標本調査である²¹。なお、死亡者との続柄が子または孫である受給者は、調査対象から除外されている。また、遺族共済年金のみの受給者が調査対象に含まれていないことにも留意する必要がある²²。

分析対象は、遺族年金を受給している60歳未満の女性遺族配偶者である。60歳以上の遺族年金受給者を分析対象から除外しているのは、分析の焦点が就業状況にあるためである。また、男性は「遺族年金受給者実態調査」の調査対象にほとんど含まれていないため、分析対象から除外している。また、このように分析対象を限定することで、死亡者との続柄が「妻」以外の遺族年金受給者は分析対象から除外される²³。

2 推定モデル

本研究では、まず「遺族年金受給者実態調査」の基礎集計を行ったうえで、就業の有無に関するロジットモデル分析を行った。

$$\text{logit}[p_i] = \ln\left(\frac{p_i}{1-p_i}\right) = \alpha + \beta_1 x_{1i} + \beta_2 x_{2i} + \dots + \beta_k x_{ki}$$

被説明変数の就業の有無は、調査時点で就業している場合に1、そうでない場合に0をとるダミー変数である。

主要な説明変数は、年齢とその二乗項、有子ダミー、受給権発生時の年齢、受給権発生時の就業の有無(就業していた場合に1、そうでない場合に0をとるダミー変数)である。これらを主要な説明変数としたのは、次節の基礎集計を踏まえての判断であるが、ここで簡単に仮説を提示すると次のようになる。

- ・年齢:年齢が上がるにつれて加速度的に就業する確率が低下する。
- ・有子ダミー:一般に、子の存在は女性の就労を抑制するが、遺族年金受給者の場合はむしろ逆転する可能性

²¹ 2010年調査は、2010年12月1日時点の遺族年金受給者(約440万人)の中から無作為抽出された約2万2千人(有効回答数13,353件、回答率60.6%)を調査客体としている。また2015年調査は、2015年12月1日時点の遺族年金受給者(約504万人)の中から無作為抽出された約2万3千人(有効回答数15,295件、回答率64.9%)を調査客体としている。

²² 共済年金は2015年10月に厚生年金に統合されたが、それ以前に受給権が発生した場合は引き続き遺族共済年金を受給する。

²³ 死亡者との続柄が「夫」の場合は分析対象を女性に限定することで、「親」および「祖父母」は支給開始が60歳以降であるため、分析対象を60歳未満に限定することで、それぞれ自動的に分析対象から除外される。また、死亡者との続柄が「子」または「孫」の場合は、もともと「遺族年金受給者実態調査」の調査対象に含まれていない。なお、分析対象を60歳未満に限定することで、寡婦年金の受給者も分析対象から除外される。

がある。

・受給権発生時の年齢:年齢が高いほど離職期間が長くなって就業復帰が難しくなったり、退職年齢までの期間がわずかであることを考えて復職する必要がないと判断したりする可能性が高くなる。

・受給権発生時の就業の有無:遺族年金を受給しながら就業するかどうかは、そもそも夫を亡くす前からもともと就業していたかどうかに影響される。

その他の説明変数は遺族年金受給額²⁴、親同居ダミー、持ち家ダミーである。遺族年金受給額が高いほど就業する確率は低くなること、同居の親がいるほど就業する確率は高くなること、持ち家があると家賃を払わなくて済むため就業する確率が低くなることが予想される。

なお、分析は調査年毎に別々に行った。使用する変数が欠損しているケースを除外して、最終的なサンプルサイズは、2010年調査が6,568(欠損による除外前の97.5%)、2015年調査が3,653(同97.9%)であった²⁵。

4. 分析結果

(1) 基礎集計

①遺族年金受給者の内訳

表 1:男女別、死亡者との続柄別、年齢階級別の遺族年金受給者数

表 1 は、遺族年金受給者数の男女別・死亡者との続柄別・年齢階級別の内訳を示したものである。まず 2010 年をみると、遺族年金受給者の受給者数は 441.8 万人であり、その 97.9%(432.4 万人)は女性の遺族配偶者(妻)であった。また、女性遺族配偶者の 85.0%(367.6 万人)は 65 歳以上の高齢者であり、65 歳未満の女性遺族配偶者の 49.7%(32.2 万人)は 60~64 歳であった。60 歳未満の女性遺族配偶者は 32.6 万人で、女性遺族配偶者全体の 7.5%、遺族年金受給者全体の 7.4%をそれぞれ占めていた。

次に 2015 年をみると、遺族年金受給者の受給者数は 503.8 万人であり、その 97.8%(492.9 万人)は女性の遺族配偶者であった。また、女性遺族配偶者の 89.8%(442.5 万人)は 65 歳以上の高齢者であり、65 歳未満の女性遺族配偶者の 47.0%(23.7 万人)は 60~64 歳であった。60 歳未満の女性遺族配偶者は 26.7 万人で、女性遺族配偶者全体の 5.4%、遺族年金受給者全体の 5.3%をそれぞれ占めていた。なお、2014 年度から男性の遺族配偶者に対しても遺族基礎年金が給付されるようになったが、60 歳未満の男性遺族配偶者で実際に遺族基礎年金を受け取っているのはわずか 1 千人程度(遺族年金受給者全体の 0.1%)であった。

いずれにせよ、遺族年金受給者のほとんどは女性の遺族配偶者であり、それ以外の観測値数は寡少であるため、これ以降は分析対象を女性の遺族配偶者に限定している。

²⁴ 「遺族年金受給者実態調査」で把握可能なのは遺族基礎年金および遺族厚生年金の受給額のみである。したがって、他の種類の年金を併給していたとしても、その受給額はおろか受給の有無すら把握することができない。本稿の分析対象は 60 歳未満であるため、老齢年金や障害年金との併給は生じないが、遺族共済年金と併給している可能性は残る。例えば、死亡者が共済年金に 25 年以上、かつ厚生年金に短期間加入していた場合、「遺族年金に受給者実態調査」で把握できる年金額がごくわずかであっても、実際には遺族共済年金を十分に受け取っている可能性がある。

²⁵ 2015 年調査のサンプルサイズが 2010 年調査の半分程度しかないが、これは 60 歳未満の女性遺族配偶者の受給者が 2 割近く減っていることに加え、「遺族年金受給者実態調査」のサンプリング方法が変わったためである。

②遺族年金受給者の就業率

図 1: 女性遺族配偶者の遺族年金受給者と女性全体の就業率の比較(年齢階級別)

図 1 は、女性遺族配偶者の遺族年金受給者の就業率を年齢階級別に集計し、労働力調査から得られる女性全体の年齢階級別就業率と比較したものである。

まず、周知のように女性全体の就業率は年々上昇しているが、遺族年金受給者の就業率も同様の傾向にあり、全ての年齢階級において 2010 年の就業率より 2015 年の就業率の方が高い。また、遺族年金受給者の就業率は 50 歳代前半までは女性全体の就業率よりも高い水準(2010 年は概ね 70%台後半、2015 年は 80%台前半)で推移するが、50 歳代後半になると急速に低下して女性全体の就業率と同程度の水準となる。

遺族年金受給者の就業率がこのような傾向を示す理由としては、次の二つの可能性が考えられる。

第一の可能性は、子がいるほど就業する確率が高くなる可能性である。一般に、子の存在は女性の就労を抑制するが〔岸(2011)、p.115-118〕、一人親世帯の場合は自身が家計の唯一の担い手となることから、二人親世帯の母親よりも就業率が高い(図 2)。遺族年金受給者も、遺族年金によってある程度の所得が保障されるとはいえ、同様の状況にあることは十分に考えられる。その場合、若くして遺族年金受給者となった人は子のいる場合が多い(表 2)ので就業率が高く、一方で 50 代後半の遺族年金受給者のほとんどは子がいないので(子が大きくなって独立した場合も含まれる)、就業率が低くなる、ということになる。

表 2: 女性遺族配偶者の遺族年金受給者数(子の有無別、年齢階級別)

図 2: 女性の就業率(子の有無別、年齢階級別)

第二の可能性は、死別による受給権発生時に非就業であった場合、年齢が上がるほど就業に復帰するのが難しくなるという可能性である。50 歳代後半の遺族年金受給者の約半数(2010 年は 53.5%、2015 年は 40.1%)は 50 歳以降に遺族年金受給者となった人であるが、その中に年齢が高くて就業復帰が難しいケースが多数含まれていれば、それにより 50 歳代後半の遺族年金受給者の就業率が押し下げられる。

このように、遺族年金受給者の就業率の特徴を規定する背景要因としては、複数の可能性が考えられる。この点については、就業の有無に関する回帰分析の推定結果に基づいて改めて検討を行いたい。

③遺族年金受給者の就業形態、年間就労収入

本稿の分析の焦点は、遺族年金受給者の就業の有無にあるが、就業の実態を把握するにはその内容についても検討することが不可欠である。そこで、就業している遺族年金受給者の就業形態別割合と(非就業者も含む)遺族年金受給者の年間就労収入を年齢階級別に集計し、それぞれ表 3、表 4 に示した。その結果、まず就業形態については、どの年齢階級でも非正規雇用率が高く、概ね 60~70%程度であることが分かった。また、(非就業者も含む)遺族年金受給者の年間就労収入も低水準にあり、100 万円未満(就労収入なしを含む)が全体の約 5 割を、200 万円未満まで範囲を広げると全体の約 8 割を占めるという結果が得られた。

表 3: 就業している遺族年金受給者(女性遺族配偶者)の就業形態別割合

表 4:遺族年金受給者(女性遺族配偶者)の年間就労収入階級別割合

以上のように、50 歳代前半までの遺族年金受給者の就業率が女性全体に比べて高いとはいえ、非正規雇用率が高く、就労収入は低い。続く回帰分析は就業の有無に焦点を当てたものとなるが、その解釈に当たってはこの点に十分留意する必要がある。

(2) 回帰分析の結果

就業の有無に関するロジットモデルの推定結果は表 5 の通りである。なお、各変数の基本統計量は表 6 に示している。

表 5:就業の有無に関するロジットモデルの推定結果

表 6:基本統計量

主要な説明変数について確認していくと、まず年齢と年齢の二乗項の係数はそれぞれ有意に正、負であった。推定値から計算すると、40 歳代半ば前後(2010 年は 47 歳、2015 年は 43 歳)で最も就業率が高く、それを過ぎると加速度的に就業率が低下することが分かる。

有子ダミーの係数については、2010 年は有意に正で、オッズ比は 1.4 であったが、2015 年は有意でなかった。2010 年と 2015 年で推定結果が異なるのは、実際に傾向が変わったためであるとも考えられるが、後述するように 2015 年調査では 60 歳未満かつ無子の女性遺族配偶者の有効回答数が大幅に減少しており、その影響も否定できない。

受給権発生時の年齢の係数は有意に負であった。すなわち、受給権発生時の年齢が高いほど就業率が有意に低いということである。推定結果から受給権発生時の年齢別に調査時の就業率の予測値(調整済み平均)を計算したところ、受給権発生時の年齢が上がるにつれて加速度的に就業率が低下し、20 歳から 25 歳に上がると就業率は 2010 年調査で 2.3%ポイント、2015 年調査で 2.1%ポイント低下すること、また、受給権発生時の年齢が上がるにつれて就業率の低下幅が大きくなり、受給権発生時の年齢が 55 歳から 60 歳に上がったときは就業率が受給権発生時の年齢が 20 歳から 25 歳に上がると 5.0%ポイント、2015 年調査で 4.0%ポイント低下するという結果が得られた。

受給権発生時の就業の有無の係数は有意に正であり、オッズ比は 2010 年が 5.2、2015 年が 6.2 であった。また、推定結果から受給権発生時の就業の有無別の調査時の就業率の予測値(調整済み平均)を計算したところ、受給権発生時に就業していた人の調査時の就業率は、受給権発生時に非就業であった人よりも 2010 年調査で 33.0%ポイント、2015 年調査で 33.4%ポイント高いという結果が得られた。

また、受給権発生時の年齢と就業の有無別に計算した就業率の予測値(調整済み平均)を計算したところ、受給権発生時の年齢が上がるほど、受給権発生時の就業の有無による就業率の差は大きくなり、受給権発生時に 50 歳代かつ非就業であった場合の調査時における就業率は 50%を下回るという結果となった(図 3)。

図 3:受給権発生時の非就業・就業別の調査時における就業率の予測値

その他の説明変数については、2010年調査では遺族年金受給額の係数が有意に負、持ち家ダミーの係数が有意に正であると推定されたが、2015年調査ではいずれも有意ではなかった。また、親同居ダミーの有意な影響も観察されなかった。

5. 考察

以上の分析結果について、若干の考察を加えたい。

まず、遺族年金受給者の就業率は50歳代後半に大幅に低下するが、これは50歳以降に死別して遺族年金受給者となった人の就業率が低いこと、とりわけ死別時に非就業であった人の就業率が低いことに起因していると考えられる。死別した年齢が上がるほど就業率が下がる背景には、一般的な退職年齢に近づくほど就業復帰の意欲や必要性が低下することや、離職期間が長くなるほど能力的にも心理的にも新たに仕事に就くためのハードルが上がる可能性があると考えられる。

一方、若い遺族年金受給者の就業率が女性全体よりも高い水準にあるのは、もともとの就業率が高いからではない。受給権発生時の就業率はむしろ低いが、受給権発生後に就業復帰する人が多いからである。図4は受給権発生前後の就業の変化を示したものであるが、特に顕著なのは受給者発生時の年齢が35歳未満の場合で、受給権発生前の就業率が60%を下回るにも関わらず受給権発生後の就業率が80%を超えている。

図4: 女性遺族配偶者の遺族年金受給権発生前後の就業の変化

このように、若い遺族年金受給者の就業率が高いのは、死別後に就業復帰する人が多いためであるが、このことはもともと専業主婦であった人が期せずして就業復帰することを意味する。とりわけ、若い遺族年金受給者の多くは子育て中であり、夫との死別を機に子育てと稼働を一手に担わざるを得なくなる。なかにはかなりの無理をして就業復帰している人がいる可能性があり、加えて非正規雇用率が高く就業収入は低いことに留意する必要がある²⁶。

ただし、就業選択に対する子の有無の影響について、本研究の回帰分析では確定的な結果が得られなかった。2010年の分析では子がいる人ほど就業率が有意に高いという結果が得られたが、2015年の分析では子の有無による有意な影響が観察されなかった。これは、5年の間に実態が変わったためであるとも考えられるが、2015年調査では60歳未満かつ無子の女性遺族配偶者の有効回答数が大幅に減少しており、その影響も否定できない(表7)。いずれにせよ、若齢で無子の女性遺族配偶者に対する給付の在り方は、遺族年金の見直しに関する主要な論点である。2020年に実施予定の次回の「遺族年金受給者実態調査」では、60歳未満かつ無子の女性遺族配偶者の有効回答数が十分に確保されるようにサンプリングが見直され、就業選択に対する子の有無の影響が十分な形で把握できるようになることを期待したい²⁷。

表7: 子の有無別・年齢階級別の回答数(女性・配偶者)

²⁶ 就業率が高い一方で非正規雇用率が高く就業収入が低いという傾向は、母子家庭全般についても見られることが明らかにされている〔周(2014)など〕。

²⁷ 同時に、男女差も主要な論点である以上、次回調査では男性の有効回答数も十分に確保されることが望ましい。また、遺族年金以外の年金や各種手当の受給額についても把握できるようになると良い。

6. おわりに

本研究では、遺族年金制度の見直しに関する議論に資するべく、厚生労働省「遺族年金受給者実態調査」(2010、15年)の個票データを用い、遺族年金受給者(60歳未満の女性遺族配偶者)の就業実態に関する分析を行った。

まず基礎集計からは、次の2点が明らかになった。第一に、遺族年金受給者の就業率は50歳代前半までは女性全体の就業率よりも高い水準(2010年は概ね70%台後半、2015年は80%台前半)で推移するが、50歳代後半になると急速に低下して女性全体の就業率と同程度の水準となる。第二に、50歳代前半までの遺族年金受給者の就業率が女性全体に比べて高いとはいえ、非正規雇用率が高く、就労収入は低い。

また、就業の有無に関する回帰分析の主な結果は次の3点である。第一に、受給権発生時の年齢が高いほど就業率は有意に低い。第二に、受給権発生時に就業していた人は、非就業であった人に比べて、調査時の就業率が約33%ポイント高い。第三に、受給権発生時の年齢が上がるほど、受給権発生時の就業の有無による調査時の就業率の差は拡大し、受給権発生時に50歳代かつ非就業であった場合の調査時における就業率は50%を下回る。

以上の分析結果を踏まえると、遺族年金受給者の就業率が50歳代後半に大幅に低下するのは、50歳以降に死別して遺族年金受給者となった人の就業率が低いこと、とりわけ死別時に非就業であった人の就業率が50%を下回ることに起因していると考えられる。一方、若い遺族年金受給者の就業率が女性全体よりも高い水準にあるのは、もともとの就業率が高いからではなく、非就業であった人の新規就業率が高いからである。これはもともと専業主婦であった人が期せずして就業復帰することを意味し、とりわけ子育て中の場合は無理をして就業復帰している人がいる可能性がある。また、非正規雇用率が高く就労収入は低いことに留意する必要がある。

本稿の冒頭で述べたように、遺族年金は、女性の就労の一般化や夫婦共働き世帯の増加といった社会の変化に合わせた制度の見直しが求められるようになってきている。しかし、遺族年金受給者の就業率の高さだけで政策の方向性を判断することはできず、就業や生活の実態を十分に踏まえながら慎重に検討していく必要がある。そのためにも、遺族年金受給者、とりわけ政策上の論点である子のない若齢の女性遺族配偶者の実態について、次回の「遺族年金受給者実態調査」で十分に把握する必要があることを、改めて指摘しておきたい。

参考文献

OECD (2018), *OECD Pensions Outlook 2018*, OECD publications.

江口隆裕 (2016) 「社会の変化と遺族年金のあり方」『社会保障研究』Vol.1, No.2, pp.461-464。

笠木映里・嵩さやか・中野妙子・渡邊絹子 (2018) 『社会保障法』有斐閣出版。

菊池馨実 (2016) 「遺族年金制度の課題と展望」『社会保障研究』Vol.1, No.2, pp.354-369。

菊池馨実 (2018) 『社会保障法 第2版』有斐閣出版。

岸智子 (2011) 「女性の労働供給」三谷直紀編『労働供給の経済学』ミネルヴァ書房、第3章、pp.110-123。

厚生労働省 (2011) 「女性のライフスタイルの変化等に対応した年金の在り方に関する検討会報告書」。

厚生労働省 (2015) 「社会保障審議会年金部会における議論の整理」(社会保障審議会年金部会、2015年1月21日)。

駒村康平 (2016) 「1985年以降の所得保障制度の動向——制度横断的分析試論」『社会保障研究』Vol.1,

No.2, pp.268-292。

坂口正之（2002）「わが国の遺族年金制度の形成と展開」『生活科学研究誌』Vol.1, pp.209-230。

周燕飛（2014）『母子世帯のワーク・ライフと経済的自立』労働政策研究・研修機構。

下野恵子（2017）「遺族年金、障害年金は非課税所得のままでよいのか——税・社会保障財政への影響、給付の公正から考える」『年金と経済』Vol.35, No.4, pp.17-24。

下野恵子・竹内滋子（2011）「遺族厚生年金の課税化による税・社会保険料収入増の試算——非課税所得と租税・社会保険料負担の公正性」『日本経済研究』No.65, pp.23-42。

堀勝洋（2017）『年金保険法〔第4版〕——基本理論と解釈・判例』法律文化社出版。

百瀬優（2017）「遺族年金の性格と今後のあり方」『週刊社会保障』Vol.71, No.2924, pp.40-45。

百瀬優・秋朝礼恵・嵩さやか・丸谷浩介・丸山桂・渡邊絹子（2017）『厚生労働行政推進調査事業費補助金政策科学総合研究事業（政策科学推進研究事業）働き方の変化に対応した今後の遺族年金制度のあり方に関する調査研究 平成28年度総括・分担研究報告書』

表 1:男女別、死亡者との続柄別、年齢階級別の遺族年金受給者数

(単位:万人)

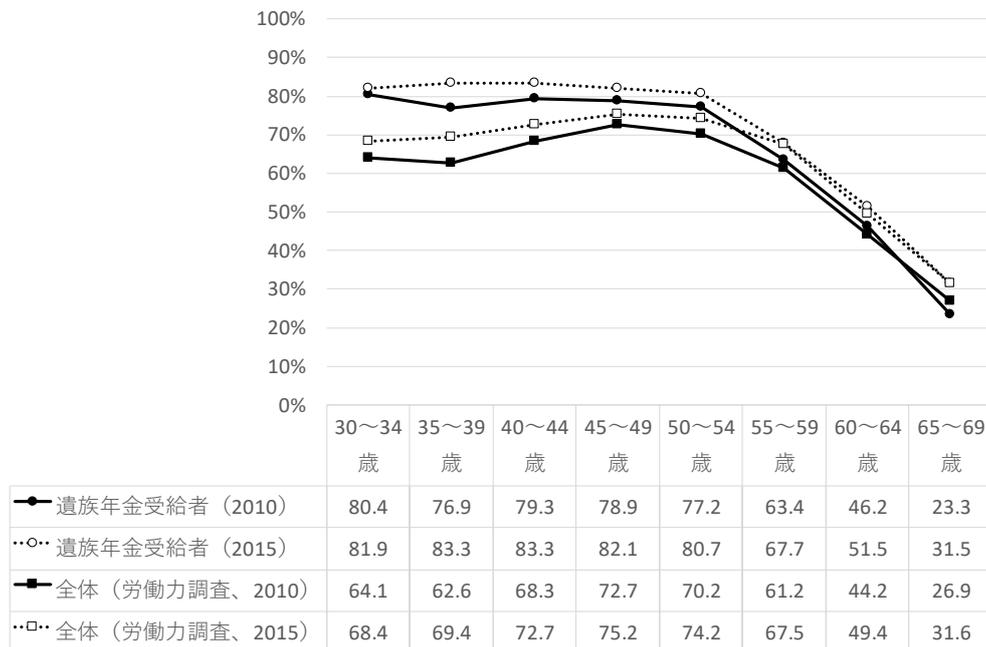
	2010年						2015年							
	男性			女性			計	男性			女性			計
	配偶者	親	計	配偶者	親	計		配偶者	親	計	配偶者	親	計	
30歳未満	-	-	-	0.1	-	0.1	0.1	0.0	-	0.0	0.1	-	0.1	0.1
30~34歳	-	-	-	0.4	-	0.4	0.4	0.0	-	0.0	0.3	-	0.3	0.3
35~39歳	-	-	-	1.2	-	1.2	1.2	0.0	-	0.0	0.9	-	0.9	0.9
40~44歳	-	-	-	2.5	-	2.5	2.5	0.0	-	0.0	2.3	-	2.3	2.3
45~49歳	-	-	-	4.7	-	4.7	4.7	0.1	-	0.1	4.0	-	4.0	4.1
50~54歳	-	-	-	7.8	-	7.8	7.8	0.1	-	0.1	7.0	-	7.0	7.0
55~59歳	-	-	-	15.9	-	15.9	15.9	0.0	-	0.0	12.1	-	12.1	12.2
60~64歳	0.6	0.0	0.6	32.2	0.1	32.3	32.9	0.9	0.1	0.9	23.7	0.2	23.9	24.8
65~69歳	0.2	0.0	0.2	44.6	0.1	44.8	45.0	0.8	0.2	1.0	46.5	0.3	46.8	47.8
70歳以上	4.1	0.6	4.7	322.9	3.7	326.6	331.3	5.0	0.7	5.8	396.0	2.5	398.4	404.2
計	4.9	0.6	5.5	432.4	4.0	436.4	441.8	7.0	1.0	8.0	492.9	2.9	495.8	503.8

(注 1)「・」は支給対象外。四捨五入の関係で総数と内訳の合計は必ずしも一致しない。

(注 2) 遺族共済年金のみの受給者、死亡者との続柄が「子」および「孫」の受給者は「遺族年金受給者実態調査」の調査対象外である。また、死亡者との続柄が「祖父母」の場合は調査対象から除外されていないが、サンプル中に存在しなかった。

(出所) 厚生労働省「遺族年金受給者実態調査」(2010、15年) 個票データより筆者集計。

図 1:女性遺族配偶者の遺族年金受給者と女性全体の就業率の比較(年齢階級別)



(注) 30歳未満は観測値数が寡少であるため省略している。

(出所) 厚生労働省「遺族年金受給者実態調査」(2010、15年) 個票データ、総務省「労働力調査」より筆者作成。

表 2: 女性遺族配偶者の遺族年金受給者数(子の有無別、年齢階級別)

(単位: 万人)

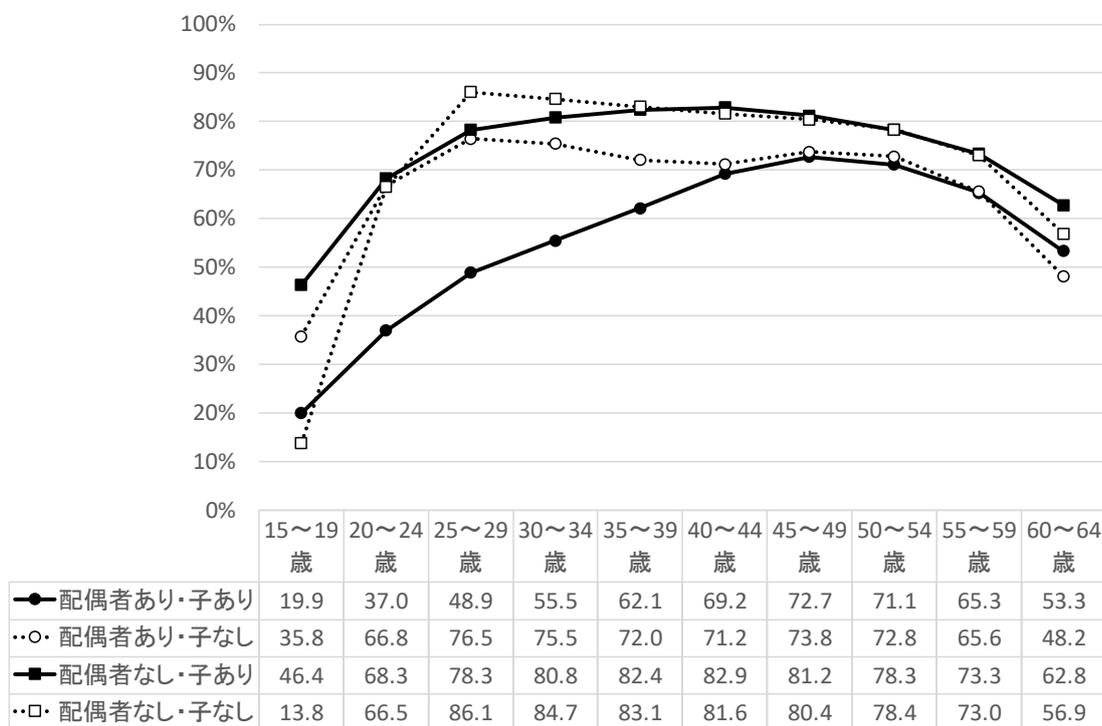
年齢階級	調査時の子の有無別						受給権発生時の子の有無別		
	2010年			2015年			2015年		
	有子	無子	計	有子	無子	計	有子	無子	計
30歳未満	0.1	0.0	0.1	0.1	0.0	0.1	0.1	0.0	0.1
30～34歳	0.4	0.1	0.4	0.3	0.1	0.3	0.3	0.1	0.3
35～39歳	1.1	0.2	1.2	0.8	0.1	0.9	0.8	0.1	0.9
40～44歳	2.1	0.4	2.5	1.9	0.4	2.3	1.9	0.3	2.3
45～49歳	2.6	2.0	4.7	2.5	1.5	4.0	3.2	0.8	4.0
50～54歳	1.4	6.4	7.8	1.8	5.2	7.0	4.5	2.4	7.0
55～59歳	0.4	15.5	15.9	0.5	11.6	12.1	5.1	7.1	12.1
60～64歳	0.0	32.1	32.2	0.1	23.7	23.7	6.3	17.4	23.7
65～69歳	0.0	44.6	44.6	0.1	46.4	46.5	4.4	42.1	46.5
70歳以上	0.3	322.6	322.9	0.1	395.9	396.0	4.2	391.8	396.0
計	8.4	424.0	432.4	8.1	484.8	492.9	30.8	462.1	492.9

(注 1)ここで「子」は、18歳到達年度の末日(3月31日)を経過していない子、または20歳未満で障害等級1級または2級の子を指す。

(注 2)2010年調査では、受給権発生時の子の有無が識別できない。

(出所)厚生労働省「遺族年金受給者実態調査」(2010、15年)個票データより筆者集計。

図 2: 女性の就業率(子の有無別、年齢階級別)



(注)ここで「子」は18歳未満の子を指す。

(出所)総務省統計局「国勢調査」(2015年)より筆者作成。

表 3: 就業している遺族年金受給者(女性遺族配偶者)の就業形態別割合

年齢階級	2010年					2015年				
	正規雇用	非正規雇用	自営業・その他	計	非正規雇用率	正規雇用	非正規雇用	自営業・その他	計	非正規雇用率
30～34歳	38.3	55.5	6.2	100.0	59.2	36.5	56.6	6.9	100.0	60.8
35～39歳	36.5	52.4	11.1	100.0	58.9	29.2	63.6	7.3	100.0	68.5
40～44歳	34.7	57.7	7.6	100.0	62.5	38.2	56.3	5.5	100.0	59.6
45～49歳	32.5	57.1	10.4	100.0	63.7	33.9	52.4	13.7	100.0	60.7
50～54歳	32.1	55.5	12.4	100.0	63.4	35.0	58.7	6.3	100.0	62.6
55～59歳	25.1	59.9	15.0	100.0	70.5	28.6	63.2	8.2	100.0	68.8
計	29.7	57.7	12.6	100.0	66.1	32.3	59.4	8.2	100.0	64.8

(注 1) 無回答を除く。また、30歳未満は観測値数が寡少であるため省略している。

(注 2) 非正規雇用率は、非正規雇用者数を正規雇用者数と非正規雇用者数の合計値で除した値である。

(出所) 厚生労働省「遺族年金受給者実態調査」(2010、15年) 個票データより筆者推計。

表 4: 遺族年金受給者(女性遺族配偶者)の年間就労収入階級別割合

(a) 2010年											(単位: %)
年齢階級	収入なし	100万円未満	100～200万円未満	200～300万円未満	300～400万円未満	400～500万円未満	500～600万円未満	600～850万円未満	850万円以上	計	
30～34歳	19.3	27.2	33.5	14.2	3.8	1.3	0.6	0.0	0.0	100.0	
35～39歳	23.5	20.4	28.8	12.3	9.5	3.0	1.7	0.7	0.0	100.0	
40～44歳	19.5	26.0	30.6	13.4	6.0	2.3	1.6	0.6	0.0	100.0	
45～49歳	18.1	21.9	31.8	14.8	5.9	3.1	1.8	2.2	0.4	100.0	
50～54歳	19.0	25.3	29.3	14.1	6.3	2.6	1.5	1.8	0.1	100.0	
55～59歳	30.3	27.8	25.0	8.7	3.5	1.8	1.5	1.1	0.4	100.0	
計	24.6	25.9	27.7	11.4	4.9	2.2	1.6	1.4	0.3	100.0	

(b) 2015年											(単位: %)
年齢階級	収入なし	100万円未満	100～200万円未満	200～300万円未満	300～400万円未満	400～500万円未満	500～600万円未満	600～850万円未満	850万円以上	計	
30～34歳	13.9	44.0	25.7	13.4	1.7	0.4	0.0	0.9	0.0	100.0	
35～39歳	20.6	33.5	25.7	10.3	4.3	3.7	1.9	0.2	0.0	100.0	
40～44歳	15.8	27.9	30.6	13.8	7.2	2.7	1.5	0.5	0.0	100.0	
45～49歳	14.4	22.4	34.8	12.0	10.4	2.6	2.4	0.8	0.2	100.0	
50～54歳	16.3	27.7	27.8	16.7	5.3	4.3	0.8	1.2	0.1	100.0	
55～59歳	28.8	25.7	24.5	6.2	8.2	2.2	3.2	1.1	0.0	100.0	
計	21.8	26.4	27.5	10.7	7.5	2.9	2.2	1.0	0.1	100.0	

(注 1) 無回答を除く。ただし、調査時に就業で前年の就労収入が無回答の場合は、「収入なし」とみなしている。また、30歳未満は観測値数が寡少であるため省略している。

(注 2) 調査の前年の年間就労収入であり、本表の「収入なし」の割合と調査時点の非就業の割合は一致しない。

(出所) 厚生労働省「遺族年金受給者実態調査」(2010、15年) 個票データより筆者推計。

表 5: 就業の有無に関するロジットモデルの推定結果

被説明変数：就業の有無	2010年		2015年	
	回帰係数	オッズ比	回帰係数	オッズ比
年齢	0.385 *** [0.054]	1.470 [0.080]	0.307 * [0.131]	1.359 [0.178]
年齢（二乗項）	-0.004 *** [0.001]	0.996 [0.001]	-0.004 * [0.001]	0.996 [0.001]
有子ダミー	0.334 ** [0.102]	1.397 [0.143]	0.056 [0.230]	1.057 [0.244]
受給権発生時の年齢	-0.048 *** [0.006]	0.953 [0.006]	-0.043 ** [0.017]	0.958 [0.016]
受給権発生時の就業の有無（有=1、無=0）	1.641 *** [0.071]	5.163 [0.367]	1.817 *** [0.196]	6.151 [1.203]
遺族年金受給額（万円）	-0.002 ** [0.001]	0.998 [0.001]	0.000 [0.002]	1.000 [0.002]
親同居ダミー	0.095 [0.089]	1.100 [0.097]	0.106 [0.274]	1.112 [0.305]
持ち家ダミー	0.193 * [0.080]	1.212 [0.097]	-0.191 [0.215]	0.826 [0.178]
定数項	-6.580 *** [1.256]	0.001 [0.002]	-4.178 [2.906]	0.015 [0.045]
疑似決定係数	0.126		0.137	
サンプルサイズ	6,568		3,653	

(注 1) 有意水準: +0.1 * 0.05 ** 0.01 *** 0.001。括弧内は標準誤差。

(注 2) ここで「子」は、18歳到達年度の末日(3月31日)を経過していない子、または20歳未満で障害等級1級または2級の子を指す。

(注 3) 遺族年金受給者のうち、60歳未満の女性遺族配偶者を対象とした分析である。

(注 4) 2015年の有子ダミーを調査時点の子の有無でなく受給権発生時の子の有無に変えても推定結果に大きな変化はなかった。

(出所) 厚生労働省「遺族年金受給者実態調査」(2010、15年) 個票データより筆者推計。

表 6: 基本統計量

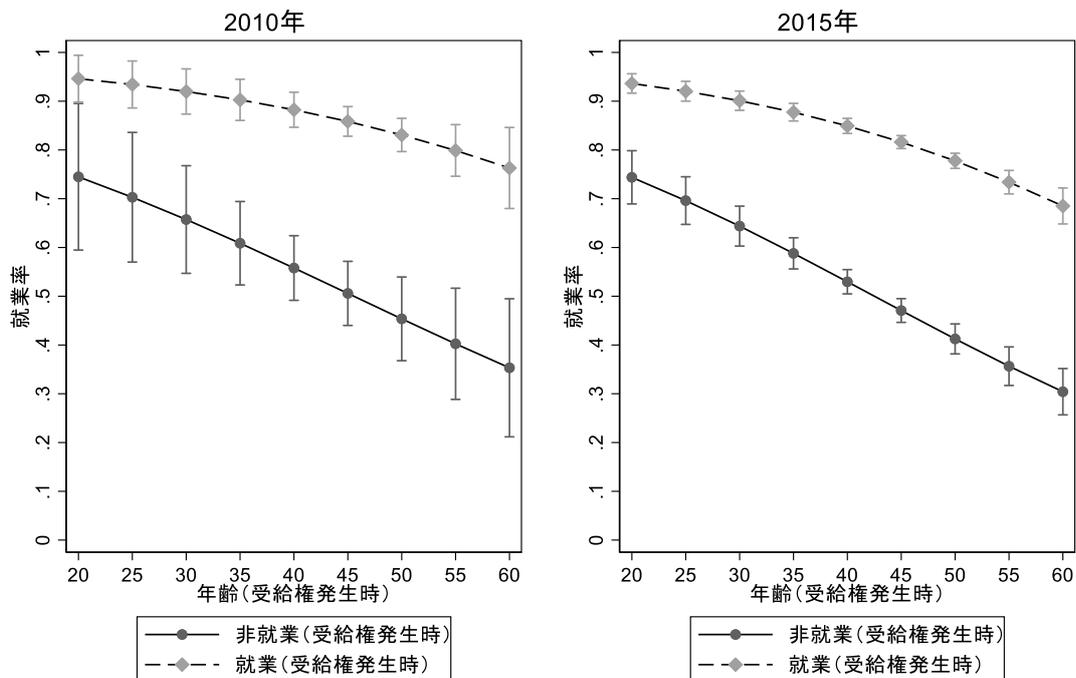
変数	2010年					2015年				
	観測値数	平均値	標準偏差	最小値	最大値	観測値数	平均値	標準偏差	最小値	最大値
就業の有無 (有=1、無=0)	6,568	0.710	0.454	0	1	3,653	0.755	0.430	0	1
年齢	6,568	52.3	6.5	21	59	3,653	52.2	6.3	20	59
有子ダミー	6,568	0.248	0.432	0	1	3,653	0.295	0.456	0	1
受給権発生時の年齢	6,568	44.3	8.1	19	59	3,653	44.3	8.0	18	59
受給権発生時の就業の有無 (有=1、無=0)	6,568	0.686	0.464	0	1	3,653	0.699	0.459	0	1
遺族年金受給額 (万円)	6,568	117.8	43.4	0.1	257.9	3,653	121.0	40.7	0.1	256.3
親同居ダミー	6,568	0.187	0.390	0	1	3,653	0.144	0.351	0	1
持ち家ダミー	6,568	0.780	0.414	0	1	3,653	0.749	0.434	0	1

(注 1) 平均値と標準偏差は、実際の分布に合わせて制度別・年齢階級別に重み付けされた値である。

(注 2) ここで「子」は、18 歳到達年度の末日 (3 月 31 日) を経過していない子、または 20 歳未満で障害等級 1 級または 2 級の子を指す。

(出所) 厚生労働省「遺族年金受給者実態調査」(2010、15 年) 個票データより筆者集計。

図 3: 受給権発生時の非就業・就業別の調査時における就業率の予測値

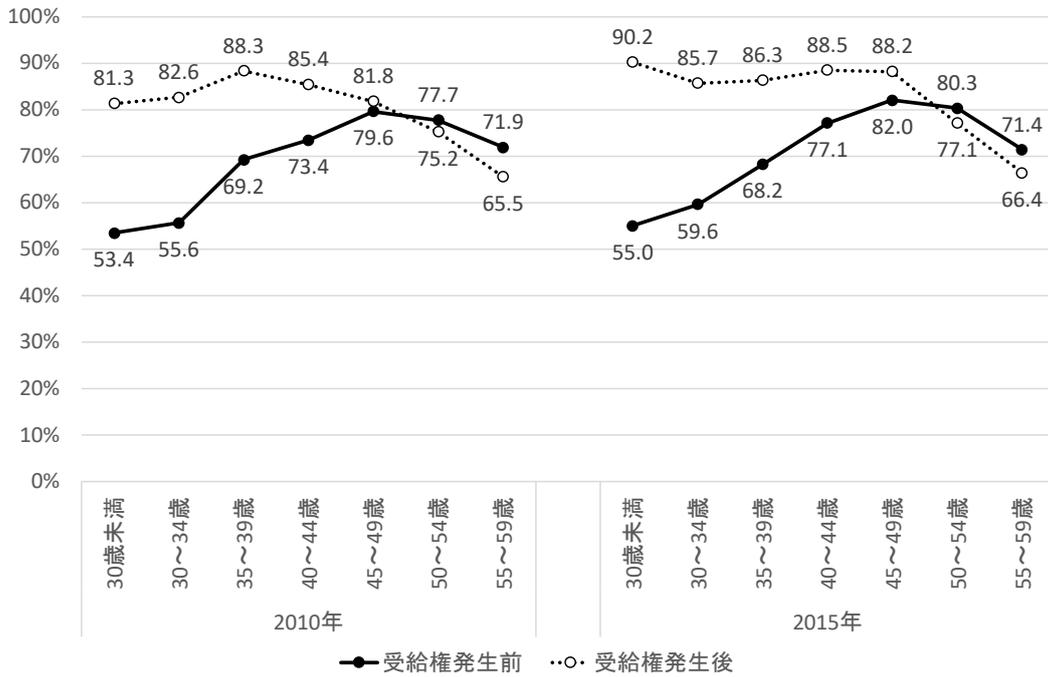


(注) 調整済み平均値。遺族年金受給者のうち、60 歳未満の女性遺族配偶者を対象とした分析である。

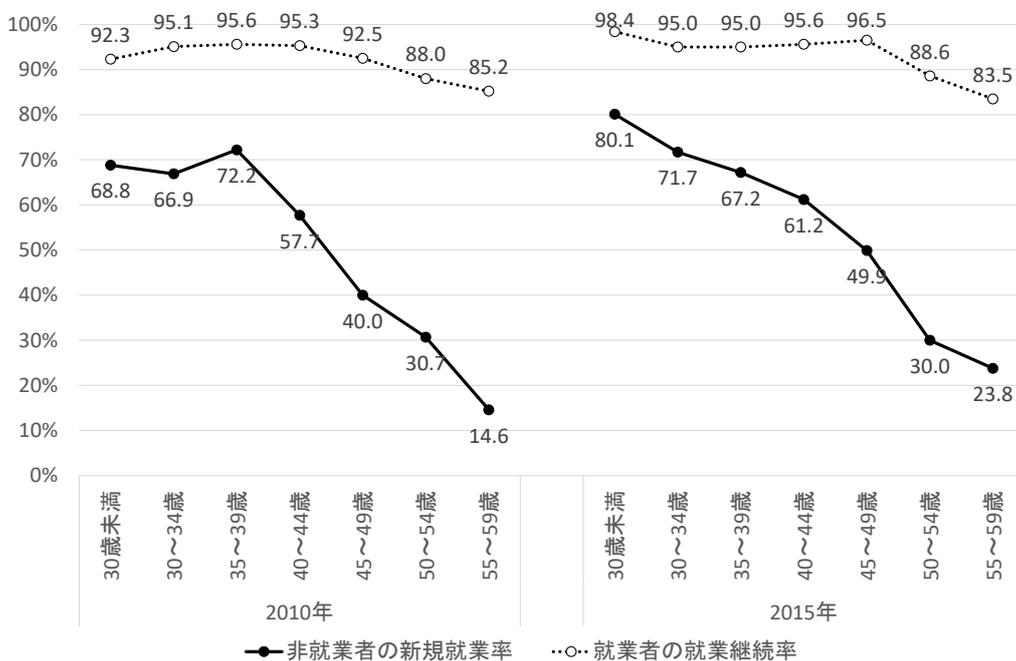
(出所) 厚生労働省「遺族年金受給者実態調査」(2010、15 年) 個票データより筆者推計。

図 4: 女性遺族配偶者の遺族年金受給権発生前後の就業の変化

(a) 受給権発生前後の就業率の変化(受給権発生時の年齢階級別)



(b) 就業者の就業継続率および非就業者の新規就業率(受給権発生時の年齢階級別)



(注) 受給権発生日が調査時点の10年以上前である場合を除外して集計している。

(出所) 厚生労働省「遺族年金受給者実態調査」(2010、15年) 個票データより筆者集計。

表 7:子の有無別・年齢階級別の回答数(女性・配偶者)

年齢階級	調査時の子の有無別					
	2010年			2015年		
	有子	無子	計	有子	無子	計
30歳未満	31	－	32	35	－	35
30～34歳	123	－	130	124	－	126
35～39歳	410	22	432	335	－	336
40～44歳	770	54	824	828	－	834
45～49歳	1,032	270	1,302	1,079	31	1,110
50～54歳	577	937	1,514	697	120	817
55～59歳	149	2,352	2,501	195	277	472
60～64歳	20	1,363	1,383	15	1,313	1,328
65～69歳	－	635	639	－	999	1,001
70歳以上	10	4,455	4,465	－	8,374	8,382
計	3,126	10,096	13,222	3,318	11,123	14,441

(注)ここで「子」は、18歳到達年度の末日(3月31日)を経過していない子、または20歳未満で障害等級1級または2級の子を指す。

(出所)厚生労働省「遺族年金受給者実態調査」(2010、15年)個票データより筆者推計。

【補論】女性遺族配偶者の遺族年金受給権発生前後の就業の変化

本論の補足として、女性遺族配偶者の遺族年金受給権発生前後の就業の変化に関する集計・回帰分析を行った。以下、その結果を概観する。

ここで用いるデータは、本論と同じく厚生労働省「遺族年金受給者実態調査」の個票データであるが、使用するのは調査時点の子の有無が分かる 2015 年調査のデータのみである。また、ここで分析対象は、65 歳未満の女性遺族配偶者としている。

附図 1: 女性遺族配偶者の遺族年金受給権発生前後の就業の変化

附図1は、遺族年金の受給権発生前後の就業の変化を示したものである。本論の図 4 では受給権発生日が調査時点の 10 年以上前の場合を除外しているが、ここではその場合も含めて示している。(a)は受給権発生時の年齢階級別・受給権発生からの経過年数別、(b)は受給権発生時の年齢階級別・受給権発生時の子の有無別である。(a)の左側が、本論の図 4(b)に一致する。附図からは一概に言い難いが、遺族年金発生後に就業するかどうか(もともと就業していた場合は就業を継続するかどうか、また、非就業であった場合に新たに就業するかどうか)は、受給権発生から調査時点までの経過年数(すなわち、受給権発生の年次)や、受給権発生時における(18 歳未満の)子の有無に影響している可能性が考えられる。

附表 1: 基本統計量

附表 2: 女性遺族配偶者の遺族年金受給権発生前後の就業の変化に関するロジットモデルの推計結果

そこで、遺族年金の受給権発生後の就業の有無を被説明変数とするロジットモデル分析を行った。基本統計量は附表1、推定結果は附表 2 の通りである。

推定結果から得られた知見は以下の通りである。

- ・ 受給権発生時の年齢が上がるほど、受給権発生後の就業率は有意に低い。
- ・ 受給権発生時の調査年までの経過年数が長い(受給権発生年が昔である)ほど、受給権発生後の就業率は有意に低い。
- ・ 非就業であった人より就業していた人の方が、受給権発生後の就業率が有意に高い(オッズ比は、受給権発生時に子がない場合は約 25~26、子がある場合は約 23~24)。
- ・ 受給権発生時に非就業であった場合、子がある方が、子がない方より受給権発生時の(新規)就業率が有意に高い(オッズ比は約 2)。
- ・ 受給権発生時に就業していた場合は、子のある方が、子のない方より受給権発生時の就業(継続)率が有意に高いという傾向は観察されない。
- ・ 遺族年金の受給額が高いほど、受給権発生後の就業率は有意に低い。

以上の分析結果から得られる示唆は次の 3 点である。第一に、より最近に遺族年金を受給し始めた人ほど、死

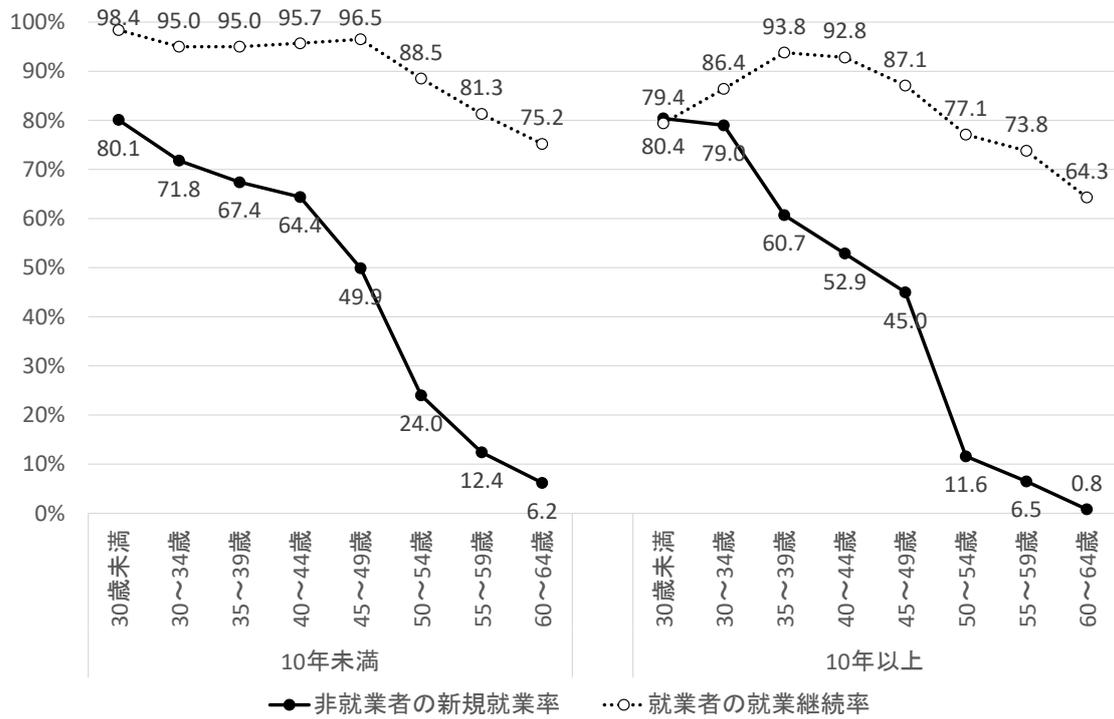
別後の就業継続率・新規就業率は高くなる傾向にある。現時点ではまだ十分に高い水準にあるとはいえないが、この傾向が今後も続けば、将来的には遺族年金の役割が縮小していくことが考えられる。

第二に、一般的には子の存在は就業を抑制する要因と考えられるが、もともと非就業であった遺族年金受給者の場合は、子のある人ほど新たに就業する確率が有意に高い。その背景には、子がある場合はその養育に費用がかかるため就業せざるを得なくなる人がいる一方、子のない場合はその必要性が無いことがあると考えられる。とはいえ、子の有無に関わらず、死別時に非就業であった者が新たに就業する確率は低水準であり、30歳代であっても5～6割程度に留まっている。遺族年金があることで就業意欲が阻害されている可能性も否定できない。しかし、日本の労働市場環境では、一定期間仕事をしていなかった女性が新たに就業することが難しいことを反映している可能性も考えられる。その場合、子のない遺族年金の有期化の対象年齢を現行の30歳未満から拡大することは、対象者の生活困窮に繋がるおそれもあり、慎重な検討が必要である。

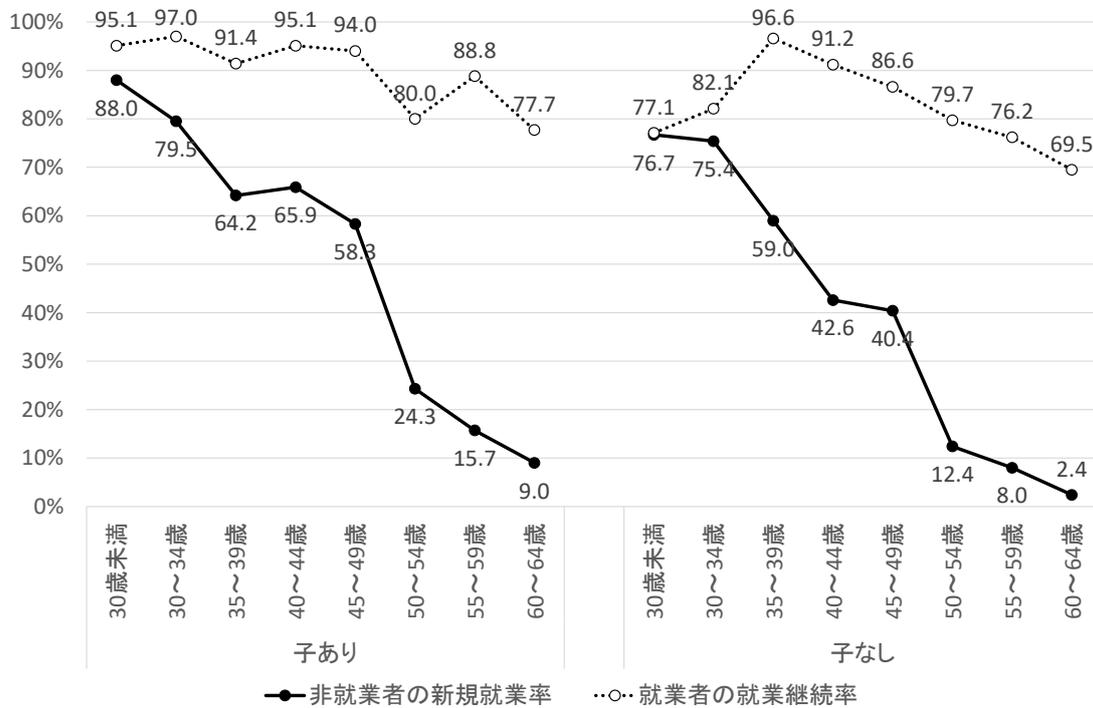
第三に、遺族年金の受給額が高いほど受給権発生後の就業率が有意に低い。遺族年金の受給額は就労収入に応じて減額されるような仕組みとはなっていないが、それでも遺族年金が就業を一定程度抑制する効果がある。ただし、そのような効果は、仮に受給額が10万円増えたとしても0.4%ポイント程度就業率が下がる程度であり、遺族年金の受給額が高いことによる就業の抑制効果は限定的である。

附図1:女性遺族配偶者の遺族年金受給権発生前後の就業の変化

(a) 受給権発生時の年齢階級別・受給権発生から調査時点までの経過年数別



(b) 受給権発生時の年齢階級別・受給権発生時の子の有無別



(出所)厚生労働省「遺族年金受給者実態調査」(2015年)個票データより筆者集計。

附表 1: 基本統計量

変数	観測値数	平均値	標準偏差	最小値	最大値
受給権発生後の就業の有無 (有=1、無=0)	7,099	0.565091	0.49578	0	1
受給権発生時の年齢	7,099	53.04942	8.738146	18	64
受給権発生から調査年までの経過年数	7,099	17.79067	11.80725	0	61
受給権発生時の子の有無 (有=1、無=0)	7,099	0.158793	0.365509	0	1
受給権発生時の就業の有無 (有=1、無=0)	7,099	0.61066	0.487635	0	1
遺族年金受給額 (万円)	7,099	95.28111	48.52828	0.07	282.28

(注1) 平均値と標準偏差は、実際の分布に合わせて制度別・年齢階級別に重み付けされた値である。

(注2) ここで「子」は、18歳到達年度の末日(3月31日)を経過していない子、または20歳未満で障害等級1級または2級の子を指す。

(出所) 厚生労働省「遺族年金受給者実態調査」(2010、15年) 個票データより筆者集計。

附表 2: 女性遺族配偶者の遺族年金受給権発生前後の就業の変化に関するロジットモデルの推計結果

被説明変数：受給権発生後の就業の有無 (有=1、無=0)	モデル 1		モデル 2	
	回帰係数	オッズ比	回帰係数	オッズ比
受給権発生時の年齢	-0.126*** [0.008]	0.882*** [0.007]	-0.127*** [0.008]	0.880*** [0.007]
受給権発生から調査年までの経過年数	-0.026*** [0.005]	0.974*** [0.005]	-0.027*** [0.005]	0.974*** [0.004]
受給権発生時の子の有無 (有=1、無=0)	0.705*** [0.196]	2.024*** [0.398]	0.714*** [0.195]	2.042*** [0.399]
受給権発生時の就業の有無 (有=1、無=0)	3.273*** [0.106]	26.387*** [2.804]	3.231*** [0.107]	25.311*** [2.709]
受給権発生時の子の有無 × 受給権発生時の就業の有無	-0.799*** [0.235]	0.450*** [0.106]	-0.804*** [0.234]	0.448*** [0.105]
遺族年金受給額 (万円)			-0.003** [0.001]	0.997** [0.001]
定数項	5.422*** [0.481]	226.333*** [108.826]	5.792*** [0.501]	327.649*** [164.310]
疑似決定係数	0.393		0.394	
サンプルサイズ	7099		7099	

(注 1) 有意水準: + 0.1 * 0.05 ** 0.01 *** 0.001。括弧内は標準誤差。

(注 2) ここで「子」は、18歳到達年度の末日(3月31日)を経過していない子、または20歳未満で障害等級1級または2級の子を指す。

(注 3) 遺族年金受給者のうち、65歳未満の女性遺族配偶者を対象とした分析である。

(出所) 厚生労働省「遺族年金受給者実態調査」(2015年) 個票データより筆者推計。

令和元年度厚生労働行政推進調査事業費補助金
(政策科学総合研究事業(政策科学推進研究事業))
「高齢期を中心とした生活・就労の実態調査(H30-政策-指定-008)」

住宅手当導入の政策効果: マイクロシミュレーション分析¹

研究協力者 田中聡一郎(関東学院大学経済学部准教授)

研究分担者 渡辺久里子(国立社会保障・人口問題研究所 企画部 研究員)

研究代表者 山田篤裕(慶應義塾大学経済学部教授)

1. 問題意識

日本に住宅手当を導入した場合の効果について、いくつかの先駆的な研究(室田 2010、丸山 2013)が存在する。しかし、諸外国のような世帯所得に応じた住宅手当や日本の住宅セーフティネット制度にある家賃低廉化支援など、具体的な制度設計如何により、政策効果は大きく異なることが予想され、検証課題として残されている。そこで本稿では『全国消費実態調査』を用い、各国の住宅手当制度を参考に制度設計上の要点をまとめたうえ、諸外国と日本の制度を参考にした3種類の仮想的な住宅手当の制度設計により、住宅費負担軽減や貧困率削減効果がどれほど異なるのか、シミュレーションを行った。

周知のように日本の住宅政策は持家促進を目的に立案されてきたため、民間の賃貸住宅に居住する一般の低所得者に対する政策が未整備であった²。その結果、現役世代では、1990年代半ば以降の給与住宅の減少、賃金水準の低下などもあり、所得によっては住宅費負担が過重となっている世帯も少なくない。高齢世代では、現役期に住宅購入ができなかった場合は低所得であることが多く、その家賃支払いや保証人の確保などが一層の困難を抱えている。

さらに将来、低年金や無年金の高齢者が増加することが予測されている(稲垣 2010)。高齢期の生活を支える経済的基盤は年金と住宅と考えられるが、住宅購入をするためには現役期に安定した収入が必要となる。しかし例えば、厚生年金に加入できない非正規労働者の場合は住宅資産形成も困難であろう。実際、現役世代の持ち家率は低下傾向にある。したがって今後、低年金で民間賃貸に住む高齢者への政策対応が社会政策における重要課題となろう。

こうしたなか、新たな低所得者対策として注目されているのが住宅手当である。住宅手当は、低所得世帯

¹ 本稿は令和元年厚生労働行政推進調査事業費補助金(政策科学推進研究事業)「高齢期を中心とした生活・就労の実態調査」の助成により実施された。なお本稿は、総務省統計局『全国消費実態調査』の調査票情報を筆者が独自に集計・分析したものである。そのため同調査報告書と整合性があるとは限らない。調査票情報提供にご協力頂いた関係者各位に深く御礼申し上げる。なお、本研究は筆者らの所属機関の見解を示すものではない。

² 2015年に施行された生活困窮者自立支援制度には住居確保給付金がある。ただ、対象者は離職等により住居を失った(あるいは失う恐れのある)者であり、また支給期間も原則3か月(最長9か月)と短期間であるなど、諸外国で実施されている住宅手当とは異なっている。また2017年から住宅セーフティネット制度(住宅確保要配慮者に対する賃貸住宅の供給の促進に関する法律)にも家賃低廉化支援もあるが、セーフティネット住宅(登録住宅)に入居する低額所得者を支援対象としており、限定的な運用となっている。

の(最低基準を満たす)住宅の確保という住宅政策的な目的³と、低所得世帯の住宅費負担の軽減という社会政策的な目的という、2つの目的を有している(Kemp2007、齋藤 2013)。住宅手当の創設により、空き家・空き部屋などを有効に活用し、低廉で質の高い民間賃貸市場を生み出すことで、低所得者の住宅確保が図られることも期待されている。

本稿の構成は以下の通りである。次節でシミュレーションのための仮想的住宅手当制度の参照とするため、先行研究に依拠しつつ、英仏独の住宅手当制度および日本の関連制度を概観したうえで、住宅手当導入の効果に関する先行研究を紹介する。第3節ではデータおよび本稿のシミュレーションに用いた3種類の仮想的な住宅手当を紹介する。第4節で3種類の仮想的住宅手当が各々住宅費軽減効果や貧困率削減効果に与える影響のシミュレーションを示す。第5節で本稿のまとめを行う。

結論を先取りすれば、今回推計を行った住宅手当では(1)第I十分位での住宅費負担率を4割未満に軽減する効果があること、(2)貧困率を2~5割削減する効果があること、(3)現役世代では民間賃貸世帯の貧困率を総人口の貧困率なみに引き下げる効果がある一方、高齢者の民間賃貸世帯では10%ポイント程引き下げるものの、それでもなお総人口の貧困率の2倍程度あること、などが明らかになった。

2. 住宅手当の意義

(1) 各国の制度設計⁴

住宅手当の国際比較については、多くの研究がある。ここではそれらの先行研究(Kemp2007、齋藤 2013、日本住宅総合センター2012、増井 2020 等)に依拠しながら、この後のシミュレーション分析用の仮想的な住宅手当制度の設計のため、ポイントをしばって確認を行う。なお住宅手当の社会保障制度における位置づけは、公的扶助との関係が特に重要である。なぜならば、最低生活保障を行う公的扶助制度内で、住宅費に対する現金給付が行われる国もあれば、公的扶助制度とは別途独立して、住宅費に対する現金給付が行われている国もある。そのため、住宅手当の制度設計(対象者、給付水準等)や規模は他の社会保障との関係が重要であり、それぞれの国々で違いが生じる。

① イギリス

イギリスでは、2013年に資力調査付きの現金給付・給付つき税額控除を統合し、新たな公的扶助のユニバーサルクレジットを導入することになった。現在移行期間中であるが(2023年の完全移行)、住宅手当(Housing Benefit)も統廃合されるため、ユニバーサルクレジットの対象者である18歳以上年金受給開始年齢未満の低所得者には、ユニバーサルクレジットの住宅加算が支給される形になる⁵。ただ本稿では日本の住宅手当の導入の分析を行うため、ユニバーサルクレジット導入前の独立してあった住宅手当の検討を行う。

イギリスの制度(2012年以前)としては、(a)住宅手当、(b)持家住宅ローン向け所得補助(Income Support for Mortgage Interest)がある。制度概要は次の通りである。

(a)住宅手当は、低所得の賃貸世帯を対象とした現金給付である。資産要件があり、総資産が16000ポンドを超える場合は支給されない。また総資産が6000ポンドを超えると、250ポンドあたり1ポンドずつ所得換

³ 諸外国では、住宅手当の支給対象とする住宅に面積や設備などの質的条件をつけることがある。

⁴ 各国の制度の記述については、全体としては齋藤(2013)、増井(2020)、またイギリスの住宅手当は海老塚良吉・篠原二三夫(2012)、フランスは檜谷(2012)と内閣府(2015)、ドイツは半谷(2012)と森(2019)を参考にした。

⁵ なお現在は住宅手当の新規申請は障害者と高齢者に限定されている(増井 2020)。

算される(ただし、60歳以上の年金受給者は別の資産要件となっている)。なお、住宅の質に関する要件はない。給付の算出方法は、次の通りとなっている。

$$\text{支給額} = \text{「最高適格家賃」} - \text{「被扶養者控除等調整」} - (\text{「調整済所得」} - \text{「基準生活費」}) \times 0.65$$

※ 適格家賃とは、地域の家賃市場に基づいてベツルム数等で設定された標準家賃

※ 被扶養者控除等調整とは、被扶養者所得による調整や家賃に含まれる食費・燃料費等の減額等

※ 「調整済所得」-「基準生活費」が負の場合は、それを0とする。

(b) 持家住宅ローン向けの所得補助は、イギリスの以前の公的扶助であった所得補助受給者の住宅ローンの利子に対する補助である。

② フランス

フランスの住宅手当は、(a) 個別住宅援助 (APL: Aide personnalisée au logement)、(b) 家族住宅手当 (ALF: Allocation de logement familiale)、(c) 社会住宅手当 (ALS: Allocation de logement sociale) の3つの制度がある。これらの制度は、借家世帯のみならず持家世帯も対象となる。また公的扶助である積極的連帯所得手当 (RSA: Revenu de solidarité active) との併給も可能であるが、収入認定される。制度概要は次のとおりである。

(a) 個別住宅援助は、国と協約を交わしている民間借家の賃借人、金融機関と国との協約に基づくローン (PC) や社会住宅ローン (PAS) で住宅購入した世帯等を対象としている。(b) 家族住宅手当は、民間借家の賃借人、住宅ローンを締結している者のうち、扶養すべき子どもや高齢者、障害者などがいる世帯等を対象としている。(c) 社会住宅手当は、民間借家の賃借人、住宅ローンを締結している者のうち、APL や ALF を受給していない低所得世帯を対象としている。給付の算出方法については、いずれの手当も同様になっている。なお、賃貸の場合、住宅の質に関する要件を満たす必要がある。

賃貸の場合： 支給額 = 「上限家賃」 + 「共益費」 - 「自己負担額 (世帯構成や世帯所得等から算出)」

持家の場合： 支給額 = K (「ローン返済額」 + 「住宅管理費」 - 「最低返済額」)

※ K : 世帯構成や所得等から算出される係数

③ ドイツ

ドイツの住宅手当 (Wohngeld) は、公的扶助 (求職者基礎保障と社会扶助) を受給していない低所得世帯 (借家・持家世帯) を支給対象としている (すなわち公的扶助との併給を認めていない)。住宅の質に関する要件がある。また給付の算出方法は、次の通りとなっている。

$$\text{住宅手当月額} = 1.08 \times (\text{「住宅費月額」} - (\text{a} + \text{b} \times \text{「住居費月額」} + \text{c} \times \text{「総所得月額」})) \times \text{「総所得月額」}$$

※ a、b、c は世帯人員に応じた係数

住宅費月額には、家賃のほかに、上下水道費、ゴミ収集料金や共益費、暖房費等が含まれる。持家の場合は住宅ローンの元利返済額、不動産税、暖房費等が含まれる。ただし、住宅手当の対象となる家賃額や

持家の費用負担額には地域と世帯人員による限度額がある。

④ 日本

これまで日本では、低所得世帯向けの独立した住宅手当は整備されていなかった(公的扶助の生活保護制度の住宅扶助がある)。しかし限定的ではあるが、近年新たな制度として(a)住宅確保給付金(生活困窮者自立支援制度)、(b)家賃・家賃債務保証料の低廉化支援(住宅セーフティネット制度)が導入された。いずれの制度も借家世帯の家賃を対象としており、また生活保護の住宅扶助との併給はできない。その制度概要は次のとおりである(2020年3月時点)。

(a)住宅確保給付金の対象者は、離職後2年以内で65歳未満の住宅を失った(あるいはその恐れのある)生活困窮者である。所得要件は世帯合算収入が基準額(=住民税の均等割が非課税となる収入額の1/12)+家賃額以下となることである。資産要件は世帯の預貯金の合計額が基準額×6倍(ただし100万円を超えない額)以下となることである。支給額は家賃額であるが、住宅扶助特別基準が上限となっている。ただし、家主に代理納付される。また住宅の質に関する要件はない。

(b)家賃・家賃債務保証料の低廉化支援の対象者は、セーフティネット住宅(登録住宅)に入居する住宅確保要配慮者の低額所得者(月収15.8万円=収入分位25%以下の世帯)である。ただし、家主に代理納付される。家賃低廉化に関する補助限度額は月4万円(国:2万円、自治体:2万円)、補助期間は原則10年以内である。保証料の低廉化に関する補助限度額は年6万円(国:3万円、自治体:3万円)であり、また家賃と保証金の支援は年額で合計して48万円/戸・年を限度としている。なお、家賃は近傍同種の住宅の家賃と均衡を失しない額にすることが求められている(国による改修費の直接補助を受けた場合には、公営住宅相当の家賃水準以下)。またセーフティネット住宅には登録基準(床面積25㎡、台所・便所・浴室等の設備等)があり、住宅の質に関する要件がある。

(2) 日本への住宅手当導入に関する先行研究

日本への住宅手当(家賃補助)の導入を検討した先駆的な研究には、室田(2010)と丸山(2013)がある。

室田(2010)は、世帯収入と家賃負担のモデルケースを用いて、公営住宅の裁量階層にあたる収入分位40%以下を対象として想定した家賃補助の導入の推計を行っている。支給額は実家賃から基準家賃(世帯収入の20%)を差し引いて、補助率を70%または80%とした制度設計となっている。分析結果として、収入は10.4~31.3万円の8パターン、家賃は4~10万円の7パターン、補助率70%と80%の2パターンで区分したモデルケースの家賃補助の金額および住宅費負担率を算出している。

丸山(2013)は総務省統計局『住宅・土地統計調査』(2003年)の個票データを用いて、公社・公団住宅、民営借家の居住者で、等価収入が第1分位(下位10%)の者を対象とした住宅手当の導入シミュレーションを行っている⁶。支給額は、生活保護の住宅扶助の支給上限額であり、具体的には1級地または2級地で月額1万3000円、3級地で月額8000円としている(ただし、家賃・間代がそれを下回る場合は実額)。分析結果としては、第1十分位の低所得世帯の住宅費負担率は公団・公社住宅の居住者の場合で52.6%から

⁶ さらに、住宅手当が支給される公務員、親からの仕送りのある学生、職業不詳者、住宅手当が支給されていると仮定される雇業者、生活保護世帯を対象外としている。

40.6%、民間住宅の居住者の場合で55.3%から47.4%へとおよそ10%ポイントほどの低下となっている⁷。

これらの先行研究は、日本における住宅手当導入の効果を検討するうえで重要な研究成果である。ただ、室田(2010)はモデルケースによる家賃補助金額の算出であり、住宅手当導入の結果、実際の住宅費負担率や貧困率など、支出・所得分布がどのように変化するかは明らかでない。また丸山(2013)の場合は、利用している『住宅・土地統計調査』は居住水準に関する詳細データが入手できる一方、所得データは階級値であるために、諸外国で用いられているような世帯所得に連動した住宅手当支給額の効果を推計するのは難しい。また税引前の総所得でもあるため、可処分所得の相対的貧困率の推計できないため、住宅手当の貧困率削減効果は計測できない。

そこで、本稿では所得、消費、住宅データが揃っており、かつ所得データに関しても実数値(連続変数)を利用できる『全国消費実態調査』を用い、諸外国の世帯所得に連動した住宅手当や、日本の他制度を参照した3種類の仮想的住宅手当導入の効果をシミュレーション分析によって明らかにする。

3. 分析手法

(1) データ

本稿では、2009年総務省統計局『全国消費実態調査』のマイクロデータである。同調査は、消費・所得・資産の把握を行っている総合的な調査である。また調査規模も大規模であり、2009年の調査では標本数は約57000世帯(うち単身世帯は約4400世帯)となっている。

居住形態は、「持家」「民間賃貸」「公営賃貸」「公社・公団」という区分で整理している⁸。

住宅費は、『全国消費実態調査』の「家計簿票」を用いて、以下のように居住形態別に定義する。持家世帯の住宅費は「土地家屋借金返済額+地代+設備修繕・維持費+光熱水費+住宅関係負担金」、賃貸世帯⁹の住宅費は「家賃+地代+設備修繕・維持費+光熱水費+住宅関係負担金」である。ただし、土地家屋借金返済額は、「家計簿票」の質問項目でのデータ制約上、元本分と利子分を分離して把握できないことに留意する必要がある。

所得は、可処分所得を用いる。本稿の可処分所得は『全国消費実態調査』の「年収・貯蓄等調査票」の年間収入(勤め先からの年間収入+農林漁業収入+農林漁業以外の事業収入+内職などの年間収入+公的年金・恩給+親族などからの仕送り金+家賃・地代の年間収入+利子・配当金+企業年金・個人年金+その他の年間収入)から筆者らがマイクロシミュレーションにより推計した所得税・住民税・社会保険料を差し引いたものである(田中・四方 2012)。なお、住宅費負担は所得階層別にも検討するが、ここでは等価可処分所得(世帯可処分所得を世帯人員の平方根で除したもの)の十分位階級を用いる。

(2) 分析指標

住宅手当導入効果を計測するために、住宅アフォーダビリティを計測する際の最も基本的な指標である住宅費負担率、貧困層を計測する際の代表的な指標である相対的貧困率を用いる。住宅費負担率は、「世

⁷ 丸山(2013)では、住宅手当の所要財源もあわせて算出しており、約1998億円(収入不詳など除外したサンプルも加えると約2400億円)としている。

⁸ これらの居住形態以外にも、給与住宅(社宅・公務員住宅、寮・寄宿舎)があるが、本稿には記載していない。

⁹ 賃貸世帯には、民間借家・借間、公営借家、公団(都市再生機構)・公社の借家、社宅・公務員住宅、寮・寄宿舎が含まれる。

帯の住宅費を可処分所得で除したものである。また相対的貧困率は、「等価可処分所得の中央値の 50%を貧困ラインとして、その貧困ライン未満の所得しかない世帯で暮らす人口の割合」である。

本稿では、マイクロシミュレーションモデルを用いて住宅手当の推計を行うが、その際、住宅費から住宅手当を差し引いたときの住宅費負担率の変化、また住宅手当を可処分所得に加えたときの相対的貧困率の変化をみることによって、導入効果の検証を行う¹⁰。

(3) 3種類の仮想的な住宅手当制度の設計

① 支給対象

本稿では、日本の現行の住宅政策や社会保障制度を前提とした住宅手当の導入シミュレーションを行う。そのため、公営住宅世帯、また住宅ローン減税の恩恵を受けてきたと考えられる持家世帯は支給対象外とする。また生活保護世帯も住宅扶助があるため対象外とする¹¹。さらに給与住宅も対象外とした。そのため、給付対象世帯は、民間賃貸世帯、公社・公団の賃貸世帯となる。

なお支給対象となる住宅については、住宅の質(床面積や設備など)に関する要件を設ける国もあるが、本稿の住宅手当(【a】【b】【c】の3案)では住宅の質の要件はないものとして推計を行った。

② 給付水準

仮想的な住宅手当の給付額は、以下の計算式を用いる。この式は Kemp(2007)によって、各国の住宅手当の給付設計について一般化されたものであり、室田(2010)や齋藤(2013)でも紹介されている¹²。

$$\text{住宅手当支給額} = \text{補助率} \times (\text{対象住宅費} - \text{自己負担額})$$

各国の住宅手当を概観すると、住宅手当の給付額は、定額ではなく、①世帯所得、②世帯人員、③対象となる住宅費等を考慮して決定している。また住宅費全額でなくその一定割合を支給している国が多い。

まず「対象住宅費」とは支給対象とする住宅費の金額であり、地域別に算出された標準家賃等を用いる方式(事前評価)と、家計が実際に支払った家賃等を用いる方式(事後評価)がある。次に「自己負担額」とは、住宅費のうち家計が支払うべきとされる負担額のことであり、世帯構成や所得階級などにに基づき世帯ごとに算出された金額を用いる方式と、世帯所得の一定割合を支払う方式がある。そして「対象住宅費」から「自己負担額」を差し引くことによって、住宅手当の給付額のベースが算出される。「補助率」100%のとき、この差

¹⁰ なお貧困削減効果を計測する際、可処分所得に住宅手当を加えることによる相対的貧困率の変動によって、その効果を計測するが、貧困ラインは住宅手当導入前のもので固定した。

¹¹ ただし『全国消費実態調査』には、生活保護受給かどうか判断する変数が含まれていない。そこで筆者が生活保護世帯に該当すると考えられる条件(住民税がゼロ、その他の年間収入額[=生活保護費が含まれる]がゼロより大きい、住宅ローンや居宅外の住宅や土地を持たない、金融資産が最低生活費1か月分未満)で探索したところ、生活保護世帯として同定できるサンプルはなかった。そのため本稿の住宅手当は生活保護世帯に支給されていないと考えることができる。

¹² Kemp(2007)の場合は、自己負担額を「負担率×認定所得」と表記している。本文の式は理解のしやすさから齋藤(2013)の表記にした。なおこの式と「②給与水準」における説明についても Kemp(2007; 2012)およびその解説である齋藤(2013)の記述に基づく。

額が全額支給されるが、一定割合(補助率を100%未満)とする国もある。

本稿では、この算定式に基づいた住宅手当(【a】、【b】の両案)に加えて、日本の住宅セーフティネット制度のなかで実施されている家賃・家賃債務保証料の低廉化支援を参考にした住宅手当【c】を導入するシミュレーションを行う。具体的には、以下のような住宅手当である。

$$\text{【a】 住宅手当支給額} = \text{住宅扶助特別基準一世帯総所得} \times 16.1\%$$

$$\text{【b】 住宅手当支給額} = \text{実際の家賃負担[家賃+住宅関係負担金]} - \text{一世帯総所得} \times 16.1\%$$

$$\text{【c】 住宅手当支給額} = \text{家賃の低廉化支援 (月額4万円)}$$

ここで、住宅手当案の概要を説明する。【a】、【b】両案の「対象住宅費」には、事前評価(標準家賃等)と事後評価(実際の家賃負担)の2つ方式があることを意識して、生活保護の住宅扶助特別基準¹³と実際の家賃負担(ここでは家賃と住宅関係負担金[共益費等]の和)を用いることとした。補助率は、両案とも100%としているが、上限も設けている。事前評価【a】である生活保護の住宅扶助特別基準は、地域別・世帯人員別に、最低限度の生活を保障するに必要な住宅費の公的な基準であり、参照基準としてふさわしいものと考えられる。また事後評価【b】の家賃負担の場合でも、高級賃貸住宅を選択することによって手当額が無制限に増加しないように、家賃負担の上限に住宅扶助特別基準を用いた。つまり、住宅扶助特別基準以上の家賃の場合、【b】の住宅手当支給額は【a】と同額となり、補助率は100%未満となる。

また「自己負担額」は、【a】、【b】ともに世帯収入の一定割合を支払う方法を用いることとし、その負担割合を16.1%とした。この16.1%は、『全国消費実態調査』の民間借家・借間の家賃負担率(=家賃/世帯収入)の平均値を用いている。【a】、【b】ともに給付対象世帯の所得制限は設けていないが、住宅手当の支給額は、住宅扶助特別基準および実際の家賃負担から世帯所得の16.1%を差し引いた金額をベースに算出されるため、高所得者の場合は支給額がゼロとなり、実質的に所得制限が課せられていることになる。また特に【b】では実際の家賃負担が世帯所得の16.1%未満の世帯は支給対象外となる。

【c】は家賃の低廉化支援を参考に、月額4万円とした。家賃負担の上限額は設定していない。所得制限も同様に、家賃の低廉化支援のセーフティネット住宅に入居できる低額所得者の所得基準である月収15.8万円¹⁴を用いた。

なお実際の家賃負担が住宅手当額を下回る場合(【a】、【c】の両案で生じうる)は、手当額は実際の家賃負担額とした。

4. 分析結果

(1) 住宅費負担率軽減効果

まず住宅手当導入による、住宅費負担率の軽減効果を検討する。図1は、所得階級別に、住宅手当導入

¹³ 住宅扶助特別基準とは、家賃・地代等が住宅扶助の基準額を超える場合の、厚生労働大臣が定める住宅扶助の限度額である。なお、「単身世帯/2~6人世帯/7人以上世帯」・「都道府県/指定都市/中核市」×「1・2級地/3級地」別に定められている。

¹⁴ 収入月収は(世帯の年間総所得金額-同居・扶養親族控除額-特別控除額)÷12ヶ月で計算される。本稿では分析の簡易化やデータから特定できないために、老人扶養親族控除、障害者控除等の特別控除額は用いていない。また同居・扶養親族控除の対象者にも、非同居親族は含んでいない。

前後の住宅費負担率の変化を示したものである。住宅手当の支給対象は、先述の通り、民間賃貸世帯と公社・公団の賃貸世帯としているが、図1には、比較のために持家世帯と公営賃貸世帯も掲載している。

まず、住宅手当導入前の住宅費負担率を確認する。居住形態別の住宅費負担率は、それぞれの平均負担率(括弧内)をみれば分かるように、民間賃貸世帯が最も高く(28.2%)、次いで公社・公団の賃貸世帯(26.8%)となっている。3番目は公営賃貸世帯(19.6%)である。住宅費過重負担率の基準は40%未満であることから、低所得世帯向けの住宅政策として公営住宅が機能しているといえるだろう。最も負担率が低いのは持家世帯(15.5%)である。持家世帯は住宅ローンの返済(本稿では住宅費として含む)もあるが、世帯所得が高いために、住宅費負担率が抑えられているといえるだろう。

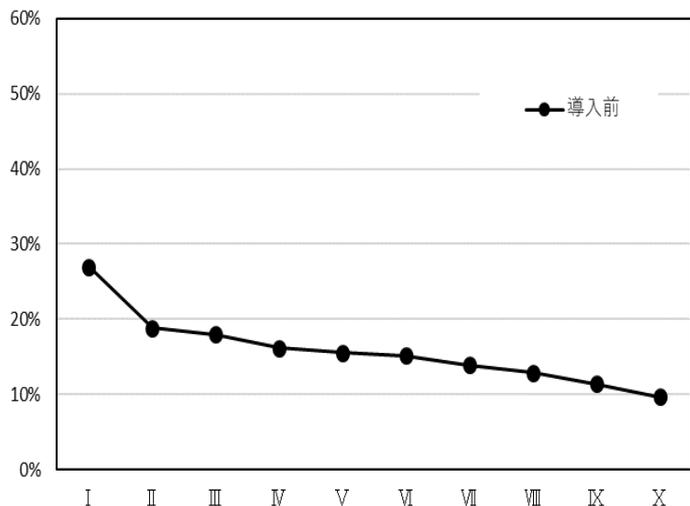
また所得階級別に住宅費負担率を確認すれば、どの居住形態においても低所得層のほうが高い。なかでも、民間賃貸世帯と公社・公団の賃貸世帯の最下位所得層である第I十分位の住宅負担率は50%前後もあり、負担が非常に重い状況にある。

給付後の住宅費負担率の状況に注目すると、住宅手当の導入によって、民間賃貸世帯、公社・公団の賃貸世帯ともに、低所得層(第I～III十分位)の住宅負担率が低下していることが読み取れる。特に、第I十分位での負担率の軽減効果は大きく、民間賃貸世帯の場合は住宅手当の【a】で49.9%から32.9%、【b】で35.9%、【c】で22.9%まで低下している。公社・公団の賃貸世帯の場合でも、住宅手当案【a】で52.3%から29.3%、【b】で35.3%、【c】で23.9%まで低下している。いずれの住宅手当も低所得層の住宅費負担軽減に貢献することができ、特に第I十分位の50%前後の住宅費負担率を、住宅費過重負担基準である40%未満まで引き下げることができる。

(図1) 住宅手当導入前後の住宅費負担率の変化 (等価可処分所得10分位階級×居住形態別)

① 持家世帯

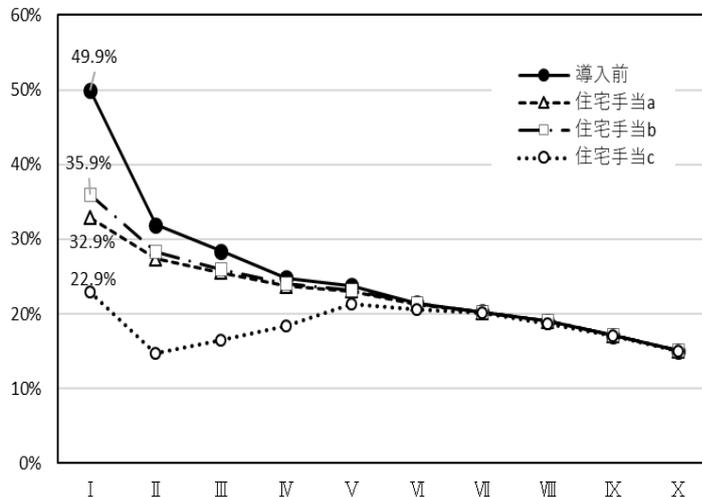
(平均住宅費負担率 15.5%)



② 民間賃貸世帯

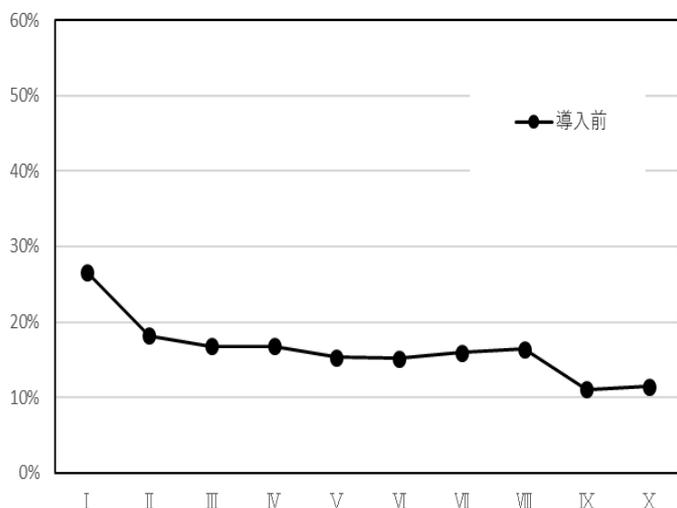
導入前 (平均住宅費負担率 28.2%)

導入後 (住宅手当 a : 24.2%、b : 24.9%、c : 18.7%)



③ 公営賃貸世帯

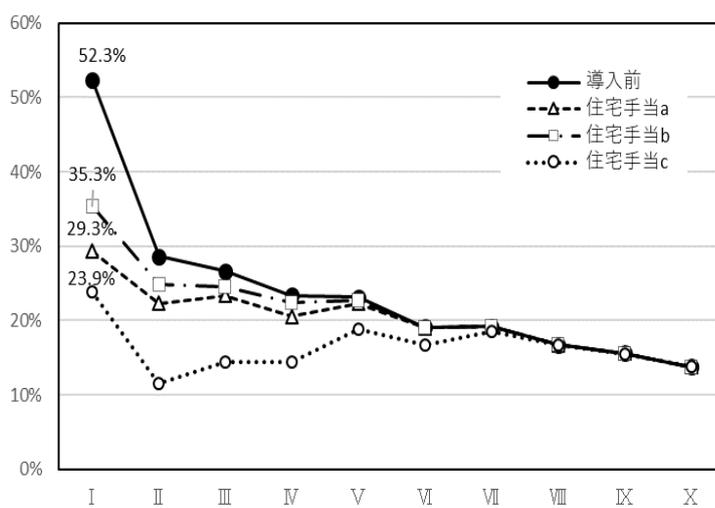
(平均住宅費負担率 19.6%)



④ 公社・公団の賃貸世帯

導入前 (平均住宅費負担率 26.8%)

導入後 (住宅手当 a : 21.6%、b : 23.3%、c : 16.4%)



出所：『全国消費実態調査』の個票データより筆者作成

注1：(導入前)住宅費負担率=住宅費/可処分所得である。(住宅手当導入後)住民費負担率=(住宅費—住宅手当)/可処分所得である。

注2：公営賃貸世帯については、もともと公営住宅により大幅な住宅費負担軽減が行われており、住宅手当導入の効果を計測することが難しいため、今回のシミュレーションの対象外であるが、参考として持ち家世帯と同様、実際(導入前)の平均住宅費負担率のみ示した。

(2) 貧困率削減効果

次に、住宅手当導入による貧困率削減効果について検討する。図2は、住宅手当導入前後の居住形態別の相対的貧困率の変化を示したものである。冒頭の問題意識でも示したように、高齢期の生活水準を支える主要な経済的資源が年金と住宅であるとすると、高齢者の貧困状況と住宅との関係について特に注目する必要がある。そこで図2では、65歳未満の現役世代と65歳以上の引退世代に分けて、居住形態別の貧困率を検討している。

まず住宅手当導入前の貧困率を、現役世代(65歳未満)から確認すれば、公営賃貸世帯の貧困率が最も高く26.8%となっている。これは、公営住宅に入居するためには収入要件を満たす必要があり、結果として貧困世帯が多くなるのが原因であろう。次いで、民間賃貸世帯の13.1%、公社・公団世帯の賃貸世帯の11.1%が続いている。これらの賃貸世帯は、総人口の貧困率(8.9%)よりも高い水準にある。持家世帯の場合は6.6%である。現役世代の場合、持家世帯は住宅ローンなどを利用して住宅購入するだけの収入があるため、貧困率は低くなるといえる。

引退世代(65歳以上)では、民間賃貸世帯の貧困率が最も高く29.5%となっている。政策的に低所得世帯が集中する公営賃貸世帯の貧困率の28.1%をも上回る水準にある。またこの結果は、現役期に住宅資産形成ができなかった民間賃貸世帯に住む高齢者は、同時に年金給付水準も低く、低年金のなか重い住宅費負担があるため、家計は苦しい状況にあることを示唆している。次に公社・公団住宅の高齢者で14.6%が続き、こちらも高い水準にある。一方、持家世帯の場合は9.2%と貧困率の総人口の平均と同じ程度の水準にある。

次に導入後の貧困率の変化をみてみれば、住宅手当の導入によって、現役世代・引退世代の民間賃貸世帯、公社・公団の賃貸世帯の貧困率が大きく低下していることが読み取れる。

まず現役世代の民間賃貸世帯では導入前の13.1%から、住宅手当案【a】で9.8%へ、【b】で10.4%へ、【c】で6.8%まで低下する。公社・公団の賃貸世帯の導入前の11.1%から、【a】で6.7%へ、【b】で8.5%へ、【c】で5.4%まで低下する。

引退世代でも、民間賃貸世帯の導入前の29.5%から、【a】で19.8%へ、【b】で22.0%へ、【c】の場合は17.0%まで低下する。公社・公団の賃貸世帯の場合は、導入前の14.6%から、【a】で9.6%へ、【b】で12.5%へ、【c】で9.1%まで低下する。

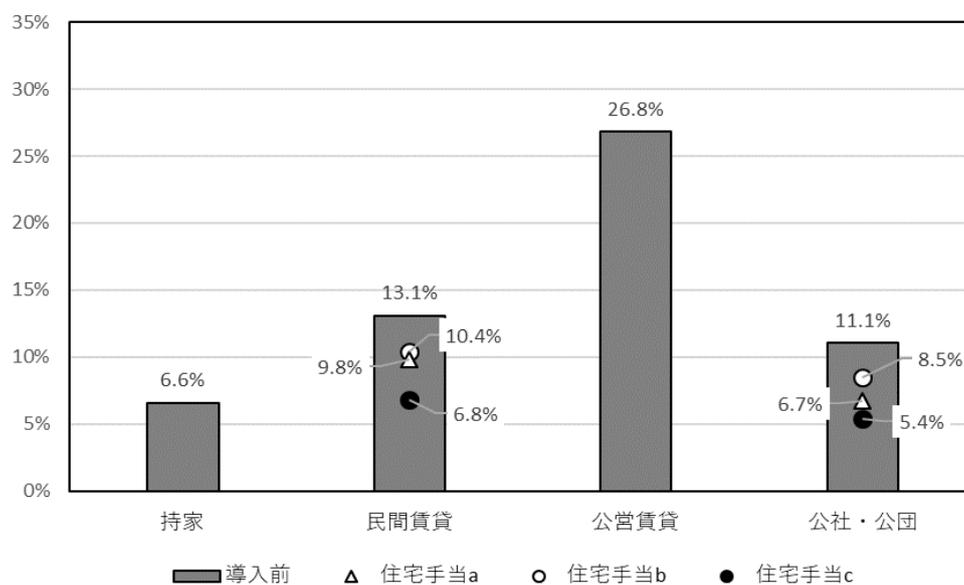
以上のように、本稿で検討した3つの仮想的な住宅手当導入はいずれも貧困率削減において有効な政策である¹⁵。特に補助上限を月額4万円とした住宅手当【c】は給付水準も高いことから効果を発揮し、賃貸世帯(民間賃貸や公社・公団の賃貸ともに)の貧困率を4~5割程度削減する。諸外国で導入されているような住宅手当【a】であっても、2~4割程度削減させる。

ただし、住宅手当導入の貧困削減効果については現役と引退世代で大きく異なることも注目される。現役世代では民間賃貸世帯の貧困率を総人口の貧困率なみに引き下げる効果がある一方、高齢者の民間賃貸世帯では導入によって10%ポイント程下がるものの、依然として総人口の貧困率の2倍程度ある。

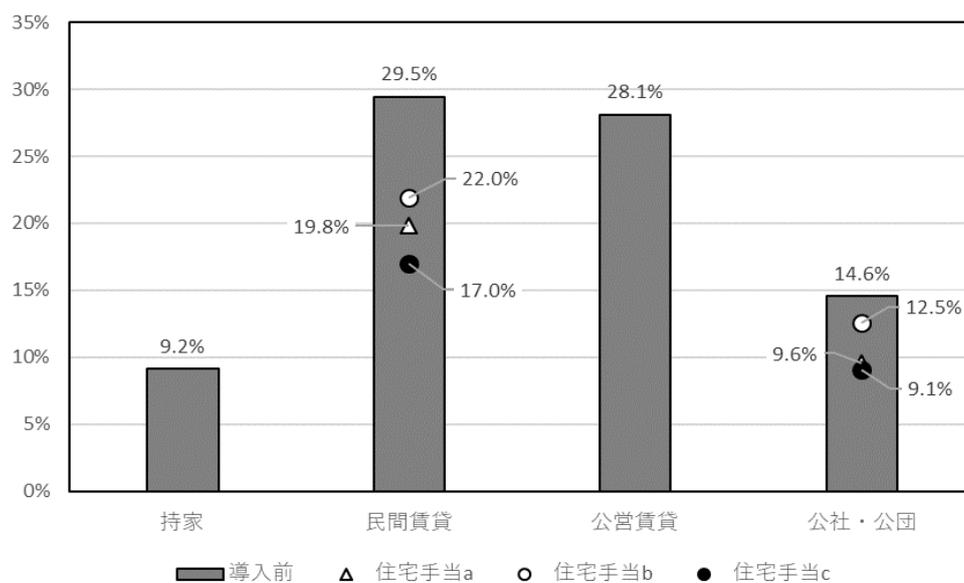
¹⁵ なお粗い推計であるが、住宅手当の一人あたり平均給付額に『人口推計(平成21年10月1日現在)』の人口1億2751万人を掛け合わせて算出した各案の所要財源は、【a】約8300億円、【b】約6700億円、【c】約2兆1200億円となる。また本稿での『全国消費実態調査』の民間賃貸世帯割合(17.8%)は『国勢調査(2010年)』(28.1%)の値(民間借家の世帯割合)よりも低いため、実際の所要額は推計額よりも増加する可能性がある。

(図2) 住宅手当導入前後の貧困率の変化(現役世代/引退世代×居住形態別)

① 現役世代(65歳未満)



② 引退世代(65歳以上)



出所:『全国消費実態調査』の個票データより筆者作成

注1: 棒グラフが住宅手当導入前の貧困率であり、ポイント(●○△)で示されているのが、各案の住宅手当導入後の貧困率である。

注2: 公営賃貸世帯については、もともと公営住宅による大幅な住宅費負担軽減が行われており、住宅手当導入の効果を計測することが難しいため、今回のシミュレーションの対象外であるが、参考として持ち家世帯と同様、実際(導入前)の貧困率のみ示した。

5. むすびにー日本における住宅手当の高い有効性

本稿では『全国消費実態調査』を用い、各国の住宅手当制度を参考に制度設計上の要点をまとめたうえ、諸外国と日本の制度を参考にした 3 種類の仮想的な住宅手当導入により、どれほど住宅費軽減や貧困率削減が期待できるのか、シミュレーションを行った。

3 種類の仮想的な住宅手当は現行の日本の社会保障制度を前提としている。より具体的には支給対象を民間賃貸世帯と公社・公団の賃貸世帯として、また給付水準は【a】住宅扶助特別基準－自己負担額[世帯総収入×16.1%]、【b】実際の家賃負担(家賃＋住宅関係負担金)－同自己負担額(ただし、実際の家賃が住宅扶助特別基準以上の世帯については【a】と同額の給付)、【c】月額 4 万円(所得制限:月収 15.8 万円)の 3 案とした。なお実際の家賃負担が住宅手当額を下回る場合(【a】、【c】の両案で生じうる)は、手当額は実際の家賃負担額とした。

分析結果は、住宅費軽減や貧困率削減のいずれについても、住宅手当導入の政策効果が大きいことを示している。

第1に、導入前の住宅費負担率は賃貸世帯(民間、公社・公団)の場合は低所得層で重く、とくに所得階級の第 I 十分位の場合は 5 割前後である。しかし、【a】や【c】の住宅手当を導入すれば第 I 十分位の住宅費負担率を 4 割未満まで引き下げ可能である。

第2に、どの住宅手当導入でも、賃貸世帯(民間、公社・公団)の貧困率をかなり削減することができる。具体的には住宅手当【a】は貧困率を 2～4 割程削減でき、また【c】は貧困率を 4～5 割程削減できる。

第3に、住宅手当導入の貧困削減効果については現役と引退世代で大きく異なる。現役世代では民間賃貸世帯の貧困率を総人口の貧困率なみに引き下げる効果がある一方、高齢者の民間賃貸世帯では 10%ポイント程引き下げるものの、それでもなお総人口の貧困率の 2 倍程度あること、などが明らかになった。

若干の政策含意を述べれば、これまで日本の家計は、現役期に住宅購入を行い引退期の所得低下に備えるという、住宅資産を用いたライフサイクル上の生活水準の安定化を図ってきた。その意味で日本の高い持家率は、社会保障制度を支える基盤の一つであった。しかし、住宅資産形成を前提とした社会保障制度では、本稿でも示したように、住宅購入できなかった高齢者の相対的貧困リスクは高くなる。現役世代の持ち家率は低下傾向にあり、今後も低所得者向けの住宅保障の充実は優先課題の一つである。

そうしたなか、住宅手当は貧困リスクの高い賃貸世帯を対象とした現金給付であり、本稿のシミュレーション分析でも明らかになったように、低所得の賃貸世帯の住宅費軽減、貧困削減について有効な政策といえよう。

参考文献

- 稲垣誠一(2010)「マイクロシミュレーションモデルを用いた公的年金の所得保障機能の分析」『季刊社会保障研究』46(1), pp.23-34.
- 海老塚良吉・篠原二三夫(2012)「イギリスの家賃補助制度」日本住宅総合センター(2012)『欧米主要国における家賃補助制度および公共住宅制度等に関する調査研究』,pp.1-25.
- 齋藤純子(2013)「公的家賃補助としての住宅手当と住宅扶助」『レファレンス』63(12), pp.3-26.
- 田中聡一郎・四方理人(2012)「マイクロシミュレーションによる税・社会保険料の推計」ソシオネットワーク戦略ディスカッションペーパーシリーズ(関西大学ソシオネットワーク戦略研究機構), 第25号.
- 内閣府(2015)『諸外国における子供の貧困対策に関する調査研究報告書』内閣府.
- 日本住宅総合センター(2012)『欧米主要国における家賃補助制度および公共住宅制度等に関する調査研究』調査研究レポート No.09305.
- 半谷俊彦(2012)「ドイツの家賃補助制度」日本住宅総合センター(2012)『欧米主要国における家賃補助制度および公共住宅制度等に関する調査研究』,pp.67-75.
- 榎谷美恵子(2012)「フランスの家賃補助制度」日本住宅総合センター(2012)『欧米主要国における家賃補助制度および公共住宅制度等に関する調査研究』,pp.83-95.
- 平山洋介(2011)『都市の条件:住まい、人生、社会持続』NTT 出版.
- 増井英紀(2020)「欧州各国の住宅手当制度」『個人金融』14(4), pp.24-35.
- 丸山桂(2010)「低所得者向け住宅手当について」『成蹊大学経済学部論集』41(2), pp.169-186.
- 丸山桂(2013)「居住水準を考慮した低所得者向け住宅政策の実証分析」『成蹊大学経済学部論集』44(1), pp.77-102.
- 室田信一(2010)「「住宅セーフティネット」の拡充:家賃補助」埋橋孝文・連合総合生活開発研究所編『参加と連帯のセーフティネット:人間らしい品格ある社会への提言』ミネルヴァ書房.
- 森周子(2019)「ドイツの住宅福祉政策と空き家対策①」『社会保障研究』3(4), pp.564-566.
- 山田篤裕、駒村康平、四方理人、田中聡一郎、丸山桂(2018)『最低生活保障の実証分析』有斐閣.
- Kuriko Watanabe and Soichiro Tanaka “Measurement of Housing Affordability in Japan (1994-2009),” *mimeo*.
- Peter A. Kemp, ed (2007) *Housing Allowances in Comparative Perspective*, Bristol: The Policy Press.
- Peter A. Kemp (2012) “Access and Affordability: Housing Allowances”, Susan J. Smith, ed., *International Encyclopedia of Housing and Home*, Amsterdam: Elsevier.
- Peter Saunders, Kuriko Watanabe, Melissa Wong (2015) “Poverty and Housing among Older People: Comparing Australia and Japan”, *Poverty and Public policy*, 7(3), pp.223-239.

参考資料 住宅手当導入の政策効果(シミュレーション結果表)

以下には、住宅手当の導入前後の住宅費負担率および相対的貧困率のシミュレーション結果について、参考資料として掲載する。同資料から、所得階層別・世帯類型別に政策効果を検討することができる。

なお本文でのシミュレーションでは、下記の【a】【b】【c】の3つの案について考察を加えたが、このうち自己負担割合(本文では16.1%を用いた。下記の案では下線箇所)を変更することによって、受給対象者の範囲や所要財源についても変化させることができる。そのため、参考資料では、この自己負担割合を20%、30%とした案も推計に加えて掲載している。

シミュレーション案(支給対象世帯は民間賃貸世帯、公社・公団世帯)

【a】住宅手当支給額 = 住宅扶助特別基準—世帯総所得×(16.1%/20%/30%)

【b】住宅手当支給額 = 実際の家賃負担[家賃+住宅関係負担金]—世帯総所得×(16.1%/20%/30%)

【c】住宅手当支給額 = 家賃の低廉化支援 (月額4万円)

表1:住宅手当各案の給付水準(平均受給額・受給世帯割合)と所要財源

	自己負担割合(%)	平均受給額 (月額/万円)	所要財源 (年額/1000億円)	受給世帯割合 (%)		
				総世帯	民間賃貸	公社・公団
住宅手当a	16.1	1.6	8.3	8.3	41.2	51.5
	20	1.6	5.6	5.8	28.9	36.4
	30	1.6	2.6	2.7	13.3	15.5
住宅手当b	16.1	1.5	6.7	7.3	36.9	40.1
	20	1.5	4.4	4.8	24.5	25.0
	30	1.6	2.0	2.0	10.2	11.1
住宅手当c	-	3.6	21.2	9.5	47.2	57.9

出所:『全国消費実態調査』の個票データより筆者作成

注1:平均受給額は、受給世帯の1世帯当たりの平均給付額(月額)である。

注2:所要財源は、1人あたり平均給付額に『人口推計(平成21年10月1日現在)』の人口1億2751万人を掛け合わせて算出している。

注3:受給世帯割合は、総世帯、民間賃貸世帯、公社・公団世帯に占める住宅手当の受給世帯の割合である。

表2:住宅手当導入前後の住宅費負担率(総人口×所得階級別)

	導入前	住宅手当a			住宅手当b			住宅手当c	
		16.1%	20%	30%	16.1%	20%	30%		
総人口	I	32.5	28.3	29.0	30.4	29.1	29.8	31.0	25.9
	II	21.5	20.4	20.9	21.4	20.7	21.1	21.4	17.7
	III	19.8	19.2	19.5	19.8	19.3	19.6	19.8	17.4
	IV	17.4	17.2	17.4	17.4	17.3	17.4	17.4	16.3
	V	16.6	16.5	16.6	16.6	16.5	16.6	16.6	16.2
	VI	15.7	15.7	15.7	15.7	15.7	15.7	15.7	15.6
	VII	14.5	14.5	14.5	14.5	14.5	14.5	14.5	14.5
	VIII	13.5	13.5	13.5	13.5	13.5	13.5	13.5	13.5
	IX	11.8	11.8	11.8	11.8	11.8	11.8	11.8	11.8
	X	10.0	10.0	10.0	10.0	10.0	10.0	10.0	10.0
計	17.4	16.8	16.9	17.2	16.9	17.0	17.2	15.9	
持家	I	26.9	—	—	—	—	—	—	—
	II	18.9	—	—	—	—	—	—	—
	III	18.0	—	—	—	—	—	—	—
	IV	16.2	—	—	—	—	—	—	—
	V	15.6	—	—	—	—	—	—	—
	VI	15.2	—	—	—	—	—	—	—
	VII	14.0	—	—	—	—	—	—	—
	VIII	12.9	—	—	—	—	—	—	—
	IX	11.4	—	—	—	—	—	—	—
	X	9.7	—	—	—	—	—	—	—
計	15.5	—	—	—	—	—	—	—	
民間賃貸	I	49.9	32.9	35.9	41.6	35.9	38.8	43.8	22.9
	II	31.9	27.3	29.4	31.5	28.2	30.0	31.6	14.7
	III	28.4	25.5	27.0	28.2	26.0	27.3	28.2	16.5
	IV	24.8	23.7	24.5	24.8	24.0	24.6	24.8	18.4
	V	23.8	23.1	23.6	23.7	23.2	23.6	23.7	21.3
	VI	21.4	21.3	21.4	21.4	21.4	21.4	21.4	20.5
	VII	20.3	20.2	20.2	20.2	20.2	20.2	20.2	20.1
	VIII	19.0	19.0	19.0	19.0	19.0	19.0	19.0	18.7
	IX	17.1	17.1	17.1	17.1	17.1	17.1	17.1	17.0
	X	15.0	15.0	15.0	15.0	15.0	15.0	15.0	15.0
計	28.2	24.2	25.3	26.7	24.9	25.9	27.1	18.7	
公営賃貸	I	26.6	—	—	—	—	—	—	—
	II	18.2	—	—	—	—	—	—	—
	III	16.8	—	—	—	—	—	—	—
	IV	16.8	—	—	—	—	—	—	—
	V	15.3	—	—	—	—	—	—	—
	VI	15.2	—	—	—	—	—	—	—
	VII	15.9	—	—	—	—	—	—	—
	VIII	16.4	—	—	—	—	—	—	—
	IX	11.1	—	—	—	—	—	—	—
	X	11.4	—	—	—	—	—	—	—
計	19.6	—	—	—	—	—	—	—	
公社・公団	I	52.3	29.3	32.7	39.7	35.3	38.4	43.8	23.9
	II	28.6	22.3	24.9	27.9	24.8	26.6	28.1	11.6
	III	26.6	23.4	25.1	26.5	24.6	25.7	26.5	14.5
	IV	23.4	20.6	22.3	23.4	22.4	23.2	23.4	14.4
	V	23.1	22.3	23.1	23.1	22.7	23.1	23.1	18.8
	VI	19.1	19.0	19.1	19.1	19.1	19.1	19.1	16.6
	VII	19.2	19.2	19.2	19.2	19.2	19.2	19.2	18.5
	VIII	16.8	16.8	16.8	16.8	16.8	16.8	16.8	16.8
	IX	15.6	15.6	15.6	15.6	15.6	15.6	15.6	15.4
	X	13.8	13.8	13.8	13.8	13.8	13.8	13.8	13.8
計	26.8	21.6	23.1	24.9	23.3	24.4	25.5	16.4	

出所:『全国消費実態調査』の個票データより筆者作成

表3:住宅手当導入前後の住宅費負担率(65歳未満×所得階級別)

	導入前	住宅手当a			住宅手当b			住宅手当c	
		16.1%	20%	30%	16.1%	20%	30%		
65歳未満 人口	I	34.1	29.7	30.6	32.1	30.5	31.3	32.6	26.9
	II	23.2	22.2	22.7	23.2	22.4	22.8	23.2	18.9
	III	21.5	20.9	21.2	21.5	21.0	21.3	21.5	18.7
	IV	19.3	19.1	19.2	19.3	19.1	19.2	19.3	18.1
	V	17.9	17.8	17.9	17.9	17.8	17.9	17.9	17.6
	VI	16.7	16.7	16.7	16.7	16.7	16.7	16.7	16.6
	VII	15.4	15.4	15.4	15.4	15.4	15.4	15.4	15.4
	VIII	14.1	14.1	14.1	14.1	14.1	14.1	14.1	14.1
	IX	12.3	12.3	12.3	12.3	12.3	12.3	12.3	12.3
	X	10.6	10.6	10.6	10.6	10.6	10.6	10.6	10.6
計	18.2	17.6	17.8	18.0	17.8	17.9	18.1	16.7	
持家	I	28.7	—	—	—	—	—	—	—
	II	21.0	—	—	—	—	—	—	—
	III	20.0	—	—	—	—	—	—	—
	IV	18.5	—	—	—	—	—	—	—
	V	17.2	—	—	—	—	—	—	—
	VI	16.4	—	—	—	—	—	—	—
	VII	15.0	—	—	—	—	—	—	—
	VIII	13.6	—	—	—	—	—	—	—
	IX	11.9	—	—	—	—	—	—	—
	X	10.3	—	—	—	—	—	—	—
計	16.5	—	—	—	—	—	—	—	
民間賃貸	I	49.0	33.4	36.4	41.9	35.9	38.8	43.5	22.9
	II	31.7	27.8	29.6	31.4	28.4	30.1	31.5	14.9
	III	28.5	25.8	27.2	28.3	26.2	27.4	28.3	16.9
	IV	24.7	23.8	24.5	24.7	24.1	24.5	24.7	19.0
	V	23.5	22.9	23.4	23.5	23.0	23.4	23.5	21.7
	VI	20.9	20.8	20.9	20.9	20.9	20.9	20.9	20.4
	VII	20.3	20.3	20.3	20.3	20.3	20.3	20.3	20.3
	VIII	18.9	18.9	18.9	18.9	18.9	18.9	18.9	18.8
	IX	16.8	16.8	16.8	16.8	16.8	16.8	16.8	16.7
	X	15.1	15.1	15.1	15.1	15.1	15.1	15.1	15.1
計	27.4	24.0	25.0	26.3	24.6	25.5	26.5	18.8	
公営賃貸	I	27.1	—	—	—	—	—	—	—
	II	17.9	—	—	—	—	—	—	—
	III	16.8	—	—	—	—	—	—	—
	IV	17.0	—	—	—	—	—	—	—
	V	15.9	—	—	—	—	—	—	—
	VI	15.7	—	—	—	—	—	—	—
	VII	16.6	—	—	—	—	—	—	—
	VIII	16.7	—	—	—	—	—	—	—
	IX	10.1	—	—	—	—	—	—	—
	X	12.2	—	—	—	—	—	—	—
計	19.7	—	—	—	—	—	—	—	
公社・公団	I	50.0	31.3	34.8	41.2	36.0	39.0	44.0	24.1
	II	26.4	21.9	24.1	25.7	23.9	25.1	25.8	11.4
	III	24.2	22.9	23.7	24.2	23.4	23.9	24.2	14.6
	IV	21.4	20.3	21.1	21.4	21.0	21.4	21.4	17.0
	V	22.6	22.3	22.6	22.6	22.4	22.6	22.6	21.0
	VI	18.6	18.6	18.6	18.6	18.6	18.6	18.6	17.7
	VII	18.4	18.4	18.4	18.4	18.4	18.4	18.4	18.4
	VIII	16.2	16.2	16.2	16.2	16.2	16.2	16.2	16.2
	IX	15.2	15.2	15.2	15.2	15.2	15.2	15.2	15.1
	X	13.9	13.9	13.9	13.9	13.9	13.9	13.9	13.9
計	24.8	21.2	22.3	23.5	22.3	23.1	23.9	16.9	

出所:『全国消費実態調査』の個票データより筆者作成

表 4:住宅手当導入前後の住宅費負担率(65歳以上×所得階級別)

	導入前	住宅手当a			住宅手当b			住宅手当c	
		16.1%	20%	30%	16.1%	20%	30%		
65歳以上 人口	I	28.6	24.7	25.1	26.2	25.6	26.0	27.0	23.6
	II	16.8	15.8	16.1	16.7	16.1	16.4	16.7	14.6
	III	15.7	15.2	15.5	15.7	15.4	15.6	15.7	14.3
	IV	13.2	12.9	13.1	13.2	13.0	13.2	13.2	12.2
	V	12.8	12.7	12.8	12.8	12.7	12.8	12.8	12.2
	VI	12.0	12.0	12.0	12.0	12.0	12.0	12.0	11.7
	VII	10.7	10.7	10.7	10.7	10.7	10.7	10.7	10.6
	VIII	10.9	10.9	10.9	10.9	10.9	10.9	10.9	10.8
	IX	9.4	9.4	9.4	9.4	9.4	9.4	9.4	9.4
	X	7.6	7.6	7.6	7.6	7.6	7.6	7.6	7.6
計	14.6	13.9	14.1	14.3	14.1	14.2	14.4	13.3	
持家	I	23.6	—	—	—	—	—	—	—
	II	14.5	—	—	—	—	—	—	—
	III	14.3	—	—	—	—	—	—	—
	IV	12.1	—	—	—	—	—	—	—
	V	12.1	—	—	—	—	—	—	—
	VI	11.3	—	—	—	—	—	—	—
	VII	10.5	—	—	—	—	—	—	—
	VIII	10.5	—	—	—	—	—	—	—
	IX	9.0	—	—	—	—	—	—	—
	X	7.6	—	—	—	—	—	—	—
計	12.9	—	—	—	—	—	—	—	
民間賃貸	I	54.3	30.6	33.5	40.4	35.9	38.9	45.3	23.1
	II	33.8	24.0	27.4	32.2	26.5	29.3	32.7	12.8
	III	27.7	22.6	25.5	27.4	24.5	26.4	27.4	12.3
	IV	26.5	22.3	24.5	26.4	23.8	25.6	26.4	11.4
	V	27.8	25.1	25.8	26.4	25.2	25.9	26.4	15.4
	VI	27.8	27.0	27.4	27.4	27.2	27.4	27.4	22.1
	VII	18.7	17.6	17.7	17.8	17.6	17.7	17.8	12.8
	VIII	21.7	21.6	21.7	21.7	21.6	21.7	21.7	17.0
	IX	23.3	23.2	23.3	23.3	23.2	23.3	23.3	22.8
	X	12.6	12.6	12.6	12.6	12.6	12.6	12.6	11.0
計	36.3	25.5	27.8	31.4	28.1	30.1	33.0	17.1	
公営賃貸	I	25.0	—	—	—	—	—	—	—
	II	18.9	—	—	—	—	—	—	—
	III	16.8	—	—	—	—	—	—	—
	IV	16.3	—	—	—	—	—	—	—
	V	12.9	—	—	—	—	—	—	—
	VI	11.1	—	—	—	—	—	—	—
	VII	12.0	—	—	—	—	—	—	—
	VIII	14.1	—	—	—	—	—	—	—
	IX	—	—	—	—	—	—	—	—
	X	—	—	—	—	—	—	—	—
計	19.1	—	—	—	—	—	—	—	
公社・公団	I	57.5	24.9	28.1	36.1	33.7	36.9	43.4	23.5
	II	34.3	23.1	27.0	33.5	27.1	30.4	34.1	12.0
	III	31.7	24.5	28.1	31.4	27.0	29.5	31.4	14.3
	IV	26.3	21.1	24.1	26.3	24.4	26.0	26.3	10.6
	V	24.4	22.5	24.3	24.4	23.5	24.3	24.4	13.0
	VI	21.3	20.8	21.3	21.3	21.3	21.3	21.3	12.1
	VII	24.2	24.2	24.2	24.2	24.2	24.2	24.2	19.2
	VIII	19.2	19.2	19.2	19.2	19.2	19.2	19.2	19.2
	IX	18.7	18.7	18.7	18.7	18.7	18.7	18.7	18.7
	X	—	—	—	—	—	—	—	—
計	32.7	22.7	25.4	28.9	26.1	28.1	30.2	15.0	

出所:『全国消費実態調査』の個票データより筆者作成

注1:「公営賃貸」の第IX・X分位階級、「公社・公団」の第X分位階級は、サンプルサイズが十分でないので掲載していない。

表 5:住宅手当導入前後の住宅費負担率(65歳未満×世帯類型別)

世帯類型別(65歳未満)	導入前	住宅手当a			住宅手当b			住宅手当c
		16.1%	20%	30%	16.1%	20%	30%	
単身	26.4	23.0	23.8	25.0	23.5	24.3	25.3	19.7
夫婦	16.3	15.9	16.1	16.2	16.0	16.1	16.3	15.5
夫婦とその子	18.3	18.1	18.2	18.3	18.1	18.2	18.3	17.3
ひとり親	29.5	24.1	25.3	27.4	25.0	26.2	28.0	20.8
3世代	13.2	13.2	13.2	13.2	13.2	13.2	13.2	13.1
その他	16.1	15.6	15.8	16.0	15.7	15.8	16.0	15.0
(再掲) 単身×居住形態								
持家	20.3	—	—	—	—	—	—	—
民間賃貸	32.3	26.2	27.7	29.8	27.0	28.5	30.4	19.7
公営賃貸	26.8	—	—	—	—	—	—	—
公社・公団	33.8	23.8	25.2	27.7	25.6	26.7	28.9	20.5
(再掲) 夫婦×居住形態								
持家	14.8	—	—	—	—	—	—	—
民間賃貸	24.1	21.9	22.7	23.5	22.3	23.0	23.7	19.3
公営賃貸	18.9	—	—	—	—	—	—	—
公社・公団	25.8	21.5	22.8	24.5	22.9	23.8	25.0	18.3
(再掲) 夫婦とその子×居住形態								
持家	17.7	—	—	—	—	—	—	—
民間賃貸	24.3	22.9	23.5	24.0	23.2	23.7	24.1	18.1
公営賃貸	18.0	—	—	—	—	—	—	—
公社・公団	21.4	20.2	20.9	21.3	20.8	21.2	21.3	15.5
(再掲) ひとり親×居住形態								
持家	19.8	—	—	—	—	—	—	—
民間賃貸	41.6	28.6	31.6	36.6	30.7	33.5	37.9	20.8
公営賃貸	22.7	—	—	—	—	—	—	—
公社・公団	36.4	23.9	26.9	33.0	28.3	30.9	34.9	15.3
(再掲) 3世代×居住形態								
持家	13.0	—	—	—	—	—	—	—
民間賃貸	25.2	24.4	24.6	25.0	24.4	24.6	25.0	18.2
公営賃貸	15.2	—	—	—	—	—	—	—
(再掲) その他×居住形態								
持家	14.2	—	—	—	—	—	—	—
民間賃貸	31.9	26.9	28.3	30.4	28.0	29.2	30.8	20.3
公営賃貸	21.4	—	—	—	—	—	—	—
公社・公団	31.5	23.7	26.2	29.5	26.8	28.2	30.3	20.1
総計(65歳未満)	18.2	17.6	17.8	18.0	17.8	17.9	18.1	16.7

出所:『全国消費実態調査』の個票データより筆者作成

注 1:「ひとり親」は、ひとり親とその子からなる世帯(親同居ひとり親世帯は含まない)であり、また末子年齢は18歳未満である。

一方、「夫婦と子」の場合、世帯主との続き柄のみによるもので、子どもの年齢の条件はない。

注 2:3世代の「公社・公団」はサンプルサイズが十分でないので掲載していない。

表 6:住宅手当導入前後の住宅費負担率(65歳以上×世帯類型別)

世帯類型別(65歳以上)	導入前	住宅手当a			住宅手当b			住宅手当c
		16.1%	20%	30%	16.1%	20%	30%	
単身	19.5	17.2	17.7	18.4	17.7	18.1	18.7	15.6
夫婦	13.3	12.9	13.0	13.2	13.1	13.1	13.2	12.5
夫婦とその子	13.4	13.2	13.3	13.3	13.2	13.3	13.3	13.0
3世代	12.6	12.6	12.6	12.6	12.6	12.6	12.6	12.5
その他	14.2	13.9	14.0	14.1	14.0	14.0	14.1	13.6
(再掲) 単身×居住形態								
持家	15.0	—	—	—	—	—	—	—
民間賃貸	40.0	26.2	28.8	33.3	29.2	31.6	35.5	15.8
公営賃貸	21.6	—	—	—	—	—	—	—
公社・公団	41.0	26.2	28.9	33.5	29.5	32.2	36.0	16.6
(再掲) 夫婦×居住形態								
持家	12.1	—	—	—	—	—	—	—
民間賃貸	32.2	23.9	26.1	29.0	26.7	28.4	30.3	17.7
公営賃貸	17.4	—	—	—	—	—	—	—
公社・公団	28.2	20.5	23.2	26.2	24.2	25.9	27.1	13.1
(再掲) 夫婦とその子×居住形態								
持家	12.5	—	—	—	—	—	—	—
民間賃貸	35.9	29.4	30.9	32.4	30.1	31.5	33.0	23.4
公営賃貸	18.5	—	—	—	—	—	—	—
公社・公団	24.3	20.1	22.4	23.9	21.8	23.3	24.2	13.4
(再掲) 3世代×居住形態								
持家	12.5	—	—	—	—	—	—	—
民間賃貸	25.6	24.9	25.2	25.6	25.0	25.2	25.6	20.6
公営賃貸	14.6	—	—	—	—	—	—	—
(再掲) その他×居住形態								
持家	13.2	—	—	—	—	—	—	—
民間賃貸	30.4	24.5	26.2	28.7	25.8	27.2	29.2	18.0
公営賃貸	19.7	—	—	—	—	—	—	—
公社・公団	34.0	24.6	27.6	30.9	28.1	29.2	31.4	21.1
総計(65歳以上)	14.6	13.9	14.1	14.3	14.1	14.2	14.4	13.3

出所:『全国消費実態調査』の個票データより筆者作成

注1:3世代の公社・公団はサンプルサイズが十分でないので掲載していない。

表 7:住宅手当導入前後の相対的貧困率(65歳未満×世帯類型別)

世帯類型別(65歳未満)	導入前	住宅手当a			住宅手当b			住宅手当c
		16.1%	20%	30%	16.1%	20%	30%	
単身	17.5	14.2	14.6	16.2	14.9	15.5	16.5	13.2
夫婦	5.9	5.4	5.6	5.8	5.6	5.7	5.9	5.3
夫婦とその子	5.7	5.4	5.5	5.7	5.5	5.5	5.7	4.9
ひとり親	50.8	46.6	47.7	50.3	47.2	48.6	50.4	41.9
3世代	6.5	6.5	6.5	6.5	6.5	6.5	6.5	6.5
その他	15.1	14.7	14.8	15.0	14.8	14.8	15.1	14.4
(再掲) 単身×居住形態								
持家	21.4	-	-	-	-	-	-	-
民間賃貸	14.1	8.1	8.9	11.7	9.0	10.2	12.3	6.2
公営賃貸	35.2	-	-	-	-	-	-	-
公社・公団	20.0	9.5	9.5	18.9	18.9	18.9	18.9	4.2
(再掲) 夫婦×居住形態								
持家	5.7	-	-	-	-	-	-	-
民間賃貸	5.8	3.4	4.4	5.6	4.1	4.7	5.7	2.9
公営賃貸	15.6	-	-	-	-	-	-	-
公社・公団	7.7	4.6	7.4	7.7	5.6	7.7	7.7	3.6
(再掲) 夫婦とその子×居住形態								
持家	4.4	-	-	-	-	-	-	-
民間賃貸	10.2	8.4	9.1	10.2	8.8	9.3	10.2	5.1
公営賃貸	19.6	-	-	-	-	-	-	-
公社・公団	6.3	3.9	5.8	6.3	4.4	6.3	6.3	3.0
(再掲) ひとり親×居住形態								
持家	36.6	-	-	-	-	-	-	-
民間賃貸	54.6	45.0	47.2	53.5	46.6	49.0	53.5	33.5
公営賃貸	62.4	-	-	-	-	-	-	-
公社・公団	74.0	56.7	69.4	69.4	56.7	74.0	74.0	49.2
(再掲) 3世代×居住形態								
持家	6.5	-	-	-	-	-	-	-
民間賃貸	6.3	6.3	6.3	6.3	6.3	6.3	6.3	5.4
公営賃貸	17.3	-	-	-	-	-	-	-
(再掲) その他×居住形態								
持家	13.0	-	-	-	-	-	-	-
民間賃貸	27.4	24.4	25.4	26.7	24.7	25.4	27.1	19.9
公営賃貸	33.4	-	-	-	-	-	-	-
公社・公団	21.3	12.0	14.9	21.3	14.9	14.9	21.3	15.9
総計(65歳未満)	8.2	7.7	7.8	8.1	7.8	7.9	8.2	7.2

出所:『全国消費実態調査』の個票データより筆者作成

注 1:「ひとり親」は、ひとり親とその子からなる世帯(親同居ひとり親世帯は含まない)であり、また末子年齢は18歳未満である。

一方、「夫婦と子」の場合、世帯主との続き柄のみによるもので、子どもの年齢の条件はない。

注 2:3世代の「公社・公団」はサンプルサイズが十分でないので掲載していない。

表 8:住宅手当導入前後の相対的貧困率(65歳以上×世帯類型別)

世帯類型別(65歳以上)	導入前	住宅手当a			住宅手当b			住宅手当c
		16.1%	20%	30%	16.1%	20%	30%	
単身	22.8	20.9	21.1	21.8	21.2	21.4	22.2	20.5
夫婦	6.7	6.4	6.5	6.6	6.6	6.7	6.7	6.4
夫婦とその子	9.2	8.9	9.0	9.2	8.9	9.1	9.2	8.9
3世代	6.4	6.4	6.4	6.4	6.4	6.4	6.4	6.3
その他	11.8	11.7	11.8	11.8	11.7	11.8	11.8	11.5
(再掲) 単身×居住形態								
持家	18.9	-	-	-	-	-	-	-
民間賃貸	36.6	23.0	24.6	29.6	25.0	26.6	32.5	20.0
公営賃貸	43.8	-	-	-	-	-	-	-
公社・公団	21.2	18.1	18.1	18.1	19.2	19.2	21.2	16.5
(再掲) 夫婦×居住形態								
持家	5.6	-	-	-	-	-	-	-
民間賃貸	21.0	15.1	15.1	18.6	18.9	19.7	21.0	12.9
公営賃貸	18.1	-	-	-	-	-	-	-
公社・公団	11.2	5.2	6.7	9.5	9.7	11.2	11.2	5.2
(再掲) 夫婦とその子×居住形態								
持家	8.4	-	-	-	-	-	-	-
民間賃貸	22.8	18.0	20.5	22.8	18.3	21.4	22.8	16.7
公営賃貸	23.6	-	-	-	-	-	-	-
公社・公団	13.1	0.0	5.1	13.1	3.7	13.1	13.1	0.0
(再掲) 3世代×居住形態								
持家	6.3	-	-	-	-	-	-	-
民間賃貸	7.8	7.8	7.8	7.8	7.8	7.8	7.8	7.0
公営賃貸	6.3	-	-	-	-	-	-	-
(再掲) その他×居住形態								
持家	11.0	-	-	-	-	-	-	-
民間賃貸	24.7	20.0	22.8	23.8	20.0	22.8	23.8	14.9
公営賃貸	29.7	-	-	-	-	-	-	-
公社・公団	9.3	9.3	9.3	9.3	9.3	9.3	9.3	9.3
総計(65歳以上)	10.9	10.4	10.5	10.7	10.5	10.6	10.8	10.2

出所:『全国消費実態調査』の個票データより筆者作成

注 1:3 世代の公社・公団はサンプルサイズが十分でないので掲載していない。

繰上げ減額率緩和・資格期間短縮が老齢年金受給者に与えた影響

研究代表者 山田篤裕(慶應義塾大学経済学部教授)

1. はじめに

経済協力開発機構(OECD)の国際比較によれば、日本のモデル年金(老齢年金)の平均的所得代替率は低く、OECD 加盟国平均の59%に対し、37%に過ぎない。また高齢者の貧困率はOECD 加盟国平均の14%に対し、日本は20%と高い[OECD 2019: 23-31]。そうした中、繰上げ支給制度の減額率緩和および資格期間短縮化は、公的年金給付水準および貧困状態に影響を与える制度改革・導入として注目される。

繰上げ支給制度とは、一般的な支給開始年齢である65歳未満で公的年金を受給する制度であり、60歳から受給可能である。現行制度では支給開始年齢により最大30%が減額される。いったん繰上げ受給すると、減額率は生涯続くことになる。しかし、この減額率は2001年に緩和され、改革前と比較して繰上げ受給しても相対的に高い年金給付水準を得られることとなった。

また従来25年以上の資格期間が年金支給のための要件となっていたが、2017年8月1日以降、それが10年に短縮された。期間短縮該当者は新たに老齢年金を受給可能となる一方、25年以上の資格要件を満たす老齢年金受給者と比較すれば、年金額は資格期間に比例して決まるため、期間短縮該当者(かつての無年金者)が新たに受け取れる老齢年金給付額は制度設計上、かなり低いものとなる。

本稿では厚生労働省「老齢年金受給者実態調査(2017年)」の調査票情報を用い、これら2つの制度改革が低年金受給者の生活実態にどのように影響したか明らかにする。より具体的には、減額率緩和により、(1)繰上げ受給率が上昇したか、(2)繰上げ受給者の貧困リスクは低下したか、(3)資格期間短縮化により該当者が貧困脱出できたか、(4)貧困かつ期間短縮該当者の生活保護受給率は高いのか、の4点について明らかにする。

本稿の構成は以下の通りである。次節で制度的背景および先行研究について説明する。第3節でデータおよび分析手法について述べる。第4節で繰上げ減額率に関する分析結果、第5節で10年期間短縮に関する分析結果を示す。第6節で本稿の知見のまとめを行う。

結論を先取りすれば、主要な知見として、(1)減額率緩和による繰上げ受給率上昇は女性のみ制度改革から1年のラグ(時間差)を伴って確認できること、(2)繰上げ受給は男女とも貧困リスクを低下させるが、減額率緩和によるさらなる貧困リスク低減は女性のみ制度改革から2年のラグを伴って確認できること、(3)貧困リスクを回避できたと見込まれる期間短縮該当者が1割いた一方で、(4)被保護高齢者の多く(それまで年金受給資格がなかった被保護高齢者の3割)が年金受給資格を得たことで期間短縮該当者の生活保護受給率は高いこと、の4点が明らかになった。

2. 制度的背景および先行研究

(1) 繰上げ支給減額率・繰下げ支給増額率の変更

2000年(平成12年)の年金制度改正に伴い、2001年4月から、1941年4月2日以降に生まれた者の繰上げ支給の減額率と繰下げ支給の増額率が改定された。それまでの増額率・減額率は、1955年の生命表に基づいていたため¹、その後の平均余命の伸び、予定利回りの低下、スライド率の変更などのパラメータを加味した²ことが、この改正の背景にあった。さらに減額率・増額率は、それまで年単位で定められていたが、改正後は月単位で定められることになった。

改正により減額率・増額率は以下のように計算されることとなった。

$$\text{減額率} = 0.5\% \times \text{繰上げ請求月から65歳になる月の前月までの月数}$$

$$\text{増額率} = 0.7\% \times 65 \text{歳に達した日から繰下げ支給の請求をした時点までの月数}^3$$

その結果、表1に示すように、改正前に60歳から受給すると年金額は42%減額されていたが、改正後は繰上げ請求月に応じ、24.5%から30.0%までの減額となり、同じ60歳からの受給でも改正後は受給額が相対的に増大した。逆に繰下げ受給については、改正前は70歳から受給すると年金額は88%増額していたが、改正後は繰上げ請求月に応じ、42%の増額となり、同じ70歳からの受給でも改正後は受給額が相対的に減少した。

表1: 国民年金繰上げ・繰下げ受給における減額率の変更

このような増額率・減額率の変更は、繰上げ・繰下げ受給についてどのような効果をもたらすのであろうか。まず、月単位での選択が可能になったことで、個人の状況に応じた繰上げ・繰下げが容易となる可能性がある。つまり、より多くの人々が繰上げ・繰下げ受給を利用する可能性がある。さらに、1955年の生命表に基づいたレートと比較すると、繰上げ・繰下げ受給者と65歳で受給開始した者との間で、年金額の設定がより年金数理的に公正になったことから、やはり繰上げ受給者は多くなる可能性がある。一方、繰下げ受給については、2001年度より前は、寿命が長くなったにも関わらず、増額率は1955年の寿命に基づいていたため、繰下げ受給者は過大な給付分を享受できていたが、改革後はその過大な給付分が消えたため、むしろ繰下げ受給者は減る可能性もある。

改正前後の繰上げ・繰下げ受給率の変化をみるため、旧社会保険庁と厚生労働省『事業年報』に基づき、実際の新規裁定者の繰上げ・繰下げ受給率を男女別に示したのが図1である。1988年度以降⁴、新規裁定者に占める繰上げ受給率は低下傾向にある。また1988年度時点では女性の繰上げ受給率は70%を超え、男性より10ポイントも高かったが、繰上げ受給率の低下と共に男女差も縮小した。

¹ 厚生労働省『簡易生命表』によれば、60歳時点の平均余命は1955年に男性14.97年、女性17.72年であったのが、2001年には男性21.72年、女性27.13年になった。減額率・増額率の改正までの46年間に60歳時点の平均余命は男性で6.75歳、女性で9.41歳伸びたことになる。

² より具体的には数理的に生涯受給額が等価となる減額率を基準として再設定され、その際に使用したパラメータ(平成11年財政再計算の前提)は、①平成7年完全生命表による年齢別の死亡率 ②予定利回り4.0%、③賃金上昇率2.5%、④物価上昇率1.5%である。

³ より正確に言えば「月数」とは、65歳に達した日(または受給権を取得した日)の属する月から支給繰下げを申請した日の属する月の前月までの月数のことである。

⁴ なお1988年以前のデータまで遡ると、1983年に繰上げ受給率はピークである77.4%(男女合計)に到達した後、一貫して2000年まで減少傾向にある。

図 1: 国民年金の繰上げ・繰下げ受給率(%)

一方、2001 年の繰上げ減額率改定の影響について着目すると、1941 年度生まれが 60 歳に到達した 2001 年度以降の数年間については、新規裁定者の繰上げ受給率はいったん下げ止まったことがうかがえる。

ただし 1941 年度生まれ以降は、満額の老齢基礎年金を受給するための必要な保険料納付期間が 40 年間となった最初のコーホートでもある。老齢基礎年金の満額受給に必要な保険料納付期間は 20 歳から 60 歳までの 40 年間であるが、1940 年度生まれ以前は、1961 年 4 月 1 日から 60 歳に達するまでの全期間保険料を納付していれば満額の老齢基礎年金を受給可能となっている⁵ことに注意が必要である。

基礎のみの本来年齢(65 歳)での受給者および繰上げ受給者の基礎年金平均月額を年度別推移を示したのが図 2 である。満額基礎年金受給に必要な保険料納付期間が 40 年間となった最初のコーホートが 65 歳に到達したのは 2006 年度である。2002 年度より本来年齢受給者の平均月額は低下傾向あったとはいえ、2005 年度から 2006 年度の間に 3%(1600 円程)低下し、2002 年度から 2005 年度までの 2%程度の低下と比較すれば相対的に大きな低下となっている。

図 2: 基礎のみの本来年齢(65 歳)受給者および繰上げ受給者の老齢基礎年金平均月額(年度、円)

基礎のみの繰上げ受給者の老齢基礎年金平均月額については、減額率緩和前の 2000 年度から緩和後の 2001 年度に 3%(1200 円程)上昇している。比率としては、満額基礎年金受給に必要な保険料納付期間が 40 年間となったことによる平均月額の変化とほぼ同程度で、減額率緩和の影響を相殺してしまった可能性もある。

以上を勘案すると、1941 年度以降のコーホートで、減額率緩和の影響を識別しようとしても、満額基礎年金受給のための保険料納付期間の変更も影響を及ぼしている可能性(たとえば、65 歳からの満額基礎年金額が下がったため、減額率が緩和されても、繰上げ受給を選択しにくくなる等)があることに注意が必要である。

(2) 繰上げ受給に関する先行研究

繰上げ受給の決定要因に関し、受給開始年齢に関する研究はすでに多く存在する。全米自動車労働組合員データを用いた Burkhauser[1979]は、ライフサイクル仮説に基づき、繰上げ受給した場合の年金資産額を通常の支給開始年齢で受給した場合の年金資産額で割った値が大きく(つまり繰上げ受給による減額が相対的に小さく)、将来の期待稼得収入が低く、過去 1 年間の欠勤率(論文では健康が悪いことの代理指標と解釈)が高い場合、繰上げ受給確率が上がることを実証した。Burkhauser[1980]でも、アメリカ国勢調査局「人口動態調査(Current Population Survey)」と社会保障記録のマッチング・データを用い、公的年金(老齢・遺族年金: OASI)の 62 歳(つまり当時、最も早い受給開始年齢)での受給確率⁶には、OASI 年金資産額が大きく、稼得収入や私的年金額が低いことが正の影響を与える⁷ことを示した。Coile et al.[2002]はアメリカ社会保障庁のデー

⁵ 国民年金が発足した 1961 年 4 月 1 日に 20 歳以上であると、この 40 年間の加入期間を満たせないための措置である。

⁶ 当時は 62 歳から 65 歳まで受給開始を遅らせると 1 年あたり 6.67%分の受給額増となっていた。

⁷ Burkhauser[1980]は健康指標が入手可能でないため、分析に使用されていない。

タを用い、実際 70 歳まで生存していること(予測寿命の代理指標)、資産額が低いあるいは高いことの両方が公的年金の受給開始を遅らせることを示した。Hurd et al. [2004] は、「健康と引退調査(Health and Retirement Survey: HRS)」を用い、85 歳までの期待生存確率が 0、大卒未満の学歴で受給開始年齢が早いことを確認した一方、金融資産が多いと受給開始年齢が遅くなる効果は確認できていない。さらに年金受給開始可能となる 62 歳で、ほとんどの人が実際には年金を受給開始していることも指摘している。

日本でも 1990 年代終わりから、公的年金の繰り上げ・繰り下げ受給に関する調査研究が積み重ねられている。筆者の知る限り、老齢基礎年金の繰り上げ・繰り下げ受給要因を明らかにした最も早い時期の調査として厚生省[1998]が挙げられる。この調査では繰り上げ受給希望者にその理由を尋ねており、55-59 歳では「長生きできると思っていないから(41%)」と「早く生活費の足しにしたいから(33%)」の 2 つの理由でほぼ 7 割を占める⁸。

駒村[2007]は、都道府県別データを用い、女性については平均寿命が長いほど、繰り上げ受給に有意に負の影響を与えること(男性では有意でない)、また男性では自営業率と高齢者のみ世帯率が、繰り上げ受給に有意に負の影響を与えることを示した。また駒村[2009]では、独自のインターネット調査で得られたデータに基づき、予測寿命が長く、主観的時間割引率が低く、所得が高いことが、受給開始タイミングを遅らせることを示した⁹。

山田[2012]は、労働政策研究・研修機構「高齢者の雇用・就業の実態に関する調査」を用い、厚生年金における繰上げ・繰下げ支給を分析している。その結果、繰上げ受給確率には、定年等を契機とする離職後の失業経験と正に有意な相関がある一方、主観的時間割引率については、繰上げ・繰下げ共に有意な相関を確認できていない。また繰上げ受給した人々の相対的貧困率は 13%と、繰上げしていない人々と比較して統計的に有意に高いことも示した。後続の労働政策研究・研修機構が 2014 年に実施した「60 代の雇用・生活調査」を用いた、山田[2020]では、厚生年金における繰上げ受給確率が、男性では健康不良であると高く、高学歴者ほど低く、失業を経験していると高いこと、繰上げ受給者の相対的貧困リスクは男性 60-64 歳で高いことを示した。さらに山田[2018]では、夫婦/本人年収が生活扶助基準を下回る老齢年金受給者であっても、繰上げ受給していると、被保護確率が低いことを報告している。いずれも雇用と年金の接続に空白が生じる可能性のある年齢階級において、繰上げ受給が一つの重要な所得保障手段となっていることを示唆する結果である。

Shimizutani and Oshio [2016] は「くらしと健康の調査(Japanese Study of Aging and Retirement: JSTAR)」を用い、60-65 歳で公的年金を受給開始した者に限定し、男女別および国民年金・被用者年金別に繰上げ受給要因をプロビットモデル(クロスセクション)で分析した¹⁰。その結果、国民年金では男女とも年齢(年齢が高いほど繰上げ受給確率は有意に高い)以外の変数が有意でない一方、被用者年金では、教育水準が高く(男性のみ有意)、資産が多く、主観的時間割引率が低いと、繰上げ受給確率は有意に低いことを示した¹¹。

⁸ なお 1 割強の人は「自分で自由に使える小遣いがほしいから」という理由を挙げている。

⁹ ただし、繰上げと繰下げについて別個に推計した場合には、繰上げについては、所得は有意でなく、繰下げについては予測寿命以外有意でない。

¹⁰ Shimizutani and Oshio [2016] では繰下げ受給の分析については捨象している。本稿でも使用データ(後述)で繰下げ受給者を識別できないため捨象する。

¹¹ 繰上げ受給要因として、年齢、教育水準、資産、予測寿命、主観的時間割引率、リスク回避度に関する変数を用いている。このように国民年金と被用者年金で有意な変数が異なる要因として、Shimizutani and Oshio [2016] は、国民年金では自営業、非正規雇用、非就業者などを適用しており、相対的に加入者の異質性が高く、そうした異質性を捉えられていない(つまり観察できない個人属性を十分に統御できていない)ためと考察している。

また失権率の行政データからは、「(男女とも)老齢基礎年金の繰上げ支給を選択している者の死亡率が、他制度の老齢年金受給者の死亡率よりも高い」ことも指摘されている[社会保障審議会年金数理部会, 2016: 50]。つまり、繰上げ受給者は現実に寿命が短いことも確認されている。

以上をまとめると、健康状態が悪く、所得が低く、主観的時間割引率が高いと受給開始年齢が早くなることについては一貫した結果となっている。ただし、資産額が低いことが受給開始年齢を遅らせるかどうかについては日米の研究で一部相違する結果となっている。

資産額が低いこと、所得が低いことが繰上げ受給確率を高めるのであれば、減額率の緩和は繰上げ受給者の貧困リスク低下に寄与したかどうか重要な論点となる。しかし、2001年からの繰上げ減額率の緩和が、貧困リスクにどのような影響を与えたのか、そもそも繰上げ受給確率にどのような影響を与えたのか自体、筆者の知る限り、知見は少ないようである。そこで本稿では、この繰上げ減額率の緩和の影響を明らかにすることを第一の目的とする。

(3) 資格期間の短縮化

繰上げ減額率の緩和以外にも、高齢者の貧困リスクに影響を与えたと考えられる政策変更が近年行われた。2017年8月1日より、老齢年金を受け取るための資格期間(保険料納付済み期間と国民年金の保険料免除期間等の合算期間)が25年から10年に短縮された。もともと2012年の年金機能強化法¹²では、この期間短縮の実施は消費税の10%引き上げ時に予定していたが、2016年の同法改正により2017年度中の実施となった[厚生労働省, 2016]。

期間短縮により初めて老齢基礎年金の受給権を得る対象者は約40万人であり、それ以外に特別支給の老齢厚生年金対象者等を含めると、対象者は約64万人と見積もられていた[厚生労働省, 2016]。また期間短縮については2017年8月までに資格期間が10年以上25年未満の対象者に、年齢順・男女別に2017年2月下旬から7月上旬までに、日本年金機構から年金請求書が送付されることで周知された[日本年金機構, 2017]。

国民年金の未納に関する過去の研究サーベイ[駒村・山田, 2007]に基づけば、期間短縮該当者の多くが低所得層であり、この制度改正は、貧困リスクや生活保護受給率に影響を与えたものと考えられる。こうした影響についても、比較的新しい制度改正であるため、筆者の知る限り、知見は少ないようである。そこで本稿では、この期間短縮による影響を明らかにすることを第二の目的とする。

3. データと分析手法

(1) データ

データとして、厚生労働省「老齢年金受給者実態調査(2017年)」調査票情報を用いた。「老齢年金受給者実態調査(以下、「年金調査」と略す)」は厚生労働省年金局数理課が実施している統計法上の一般統計、「年金制度基礎調査」の一つである。「年金調査」は日本年金機構が支給する老齢年金の受給者を対象とし、年金が受給者の生活の中でどのような役割を果たしているか捉えることを目的とし、郵送調査で行われている。2017年調査では有効回答率は66%で、有効回答となったサンプルは3万6千程である[厚生労働省, 2019]。

2017年調査の特長として、調査時点が2017年12月1日であり、同年8月1日から始まった期間短縮の該

¹² 年金機能強化法の正式名称は「公的年金制度の財政基盤及び最低保障機能の強化等のための国民年金法等の一部を改正する法律」である。

当者を識別可能となっている。調査時点で、調査対象者数 3,625 万人の中、1%に相当する 38 万人が期間短縮該当者であるが、調査客体数 5 万 5 千の中、9%に相当する 5 千を期間短縮該当者に割り当てており、有効回答による脱落を考慮してもなお 2700 近くの期間短縮該当者サンプルが分析可能となっている[厚生労働省, 2019]。

またさらに 2 点の特長が挙げられる。前回までの調査と同様、生活保護受給の有無を尋ねており、本稿で明らかにしたい公的年金を受給する被保護高齢者の属性情報を得ることが可能である。加えて日本年金機構の業務データに基づく補正により、年金に関する調査項目については正確さが期されている[厚生労働省, 2019]。

(2) 分析対象サンプル

本稿の目的は減額率緩和と資格期間短縮化という 2 つの政策の効果を定量的に把握することであるため、分析目的に合わせ 2 つのサブ・サンプルを用いた。

減額率緩和の分析については、(ア)65 歳以上で老齢基礎年金のみ(厚生年金/共済年金を受給していない)かつ受給資格要件は 25 年以上(期間短縮該当者でない)という 2 つの条件に該当するサブ・サンプルを用いた。厚生年金/共済年金受給者を除外したのは、減額率の緩和対象となった 1941 年 4 月 2 日以降生まれ(男性)では、特別支給の老齢厚生年金の定額部分の支給開始年齢引き上げの対象コーホートと重なるため、この定額部分の支給開始年齢引き上げ(=繰上げ受給を選択できるようになった)効果と減額率緩和の効果とを識別できないからである。さらに、全部繰上げと一部繰上げについても識別できない。

資格期間短縮化の分析については、(イ)65 歳以上の老齢年金受給者かつ生活扶助基準未満(無配偶者については本人所得が生活扶助基準未満)という 2 つの条件に該当するサブ・サンプルを用いた。生活扶助基準には、冬季加算および期末一次扶助の月平均額を含む。有配偶者については夫婦所得が各々該当する年齢階級の二世帯の生活扶助基準未満かどうかで判断した。無配偶者については本人所得が該当する年齢階級の単身の生活扶助基準未満かどうかで判断した。データ上、居住地の級地は識別できないため、最も高い 1 級地 1 基準と最も低い 3 級地 2 基準の 2 つを用いた。

(3) 分析手法

減額率緩和に関しては 2 つの分析を行う。第一の分析は、減額率緩和により、繰上げ受給者が増えたかどうかを検討する。具体的には先行研究で示された資産(貯蓄額・住宅)や健康状態(病気・高齢等による就労不能)等の属性を統御した上でもなお減額率緩和が開始された 1941 年度生まれ以降の繰上げ受給率が上昇したかどうかについて検証する。

減額率緩和に関する第二の分析では、減額率が緩和された 1941 年度以降生まれを制度変更の対象となったグループ、1940 年度以前生まれを制度変更の対象とならないグループとして、両グループの貧困(生活扶助基準未満)確率の差を検討する。より具体的には、貧困確率を説明する以下の式を推計する。繰上げ受給の有無(*early*)、1941 年度生まれ以降かどうか(*cohort*)と、これら 2 つの交差項のパラメータを各々推定する。1941 年度生まれ以降に対し減額率が緩和されたため、1940 年度生まれ以前と比較し、減額率緩和により繰上げ受給者の貧困リスクが低減されているのであれば、交差項の係数 β_3 は負となることが予想される。

$$Poverty_i = \alpha + \beta_1 \cdot early_i + \beta_2 \cdot cohort_i + \beta_3 \cdot (early_i \times cohort_i) + \gamma \cdot Z_i + \varepsilon_i$$

資格期間短縮に関しても 2 つの分析を行う。第一の分析は、仮想的に期間短縮該当者が公的年金を受給していなかった場合に貧困(夫婦/本人所得が生活扶助基準未満)かどうか判定した上、公的年金受給により貧困を脱出できたかどうか検討する。第二の分析では、期間短縮により新たな年金給付を得たことにより、同じ貧困リスクに直面している人々と比較し、生活保護を受給する確率が低いかどうか検討する。

なお生活保護制度の他法優先の原則により、生活保護給付が期間短縮による年金給付に置換されただけで、生活保護受給者が新たに老齢年金受給者となったため、「老齢年金受給者実態調査」の調査対象となった可能性もある。この可能性についても公表統計に基づき検討する。

4. 繰上げ減額率緩和に関する分析結果

(1) 減額率緩和に関するクロス集計

繰上げ減額率が、各生年度生まれ別の繰上げ受給率にどのような影響を与えたか、クロス集計等により確認していく¹³。図 3 は 65 歳以上の基礎のみ(厚生/共済年金がない)老齢年金受給者の繰上げ受給率を各生年度生まれ別に男女別に示したものである。図中央付近の縦線は、減額率緩和が行われる直前の 1940 年度生まれコーホートを示している。もしこの縦線より右側で繰上げ受給率が上昇しているのであれば、減額率緩和により、繰上げ受給が促進されたと解釈可能である。

図 3: 老齢年金の繰上げ受給率

男女とも 1940 年度生まれと比較し、1941・1942 年度生まれの両コーホートの繰上げ受給率は上昇している。ただし、男性では 1947 年度生まれにおいて、女性では 1943・44 年度生まれにおいて繰上げ受給率は落ち込んでおり、1941 年度生まれ以降、繰上げ受給率が一貫して上昇していく傾向は特に見いだせない。減額率緩和による繰上げ受給率上昇が一時的にあったにせよ、その上昇は一定の範囲に止まった可能性がある。

減額率が緩和されたのであれば、繰上げ受給者の平均公的年金額が上昇する可能性がある。しかし、一定の所得水準未満にある者が、生活費を埋め合わせるため、一定額の所得を確保しようと繰上げ受給しているのであれば、繰上げ受給者の平均公的年金額は(一定水準の年金額が確保されない限り、繰上げ受給を選択しないため)減額率緩和後であっても変化がみられない可能性もある。

これらの 2 つの可能性のどちらが尤もらしいのか確認するため、1941 年 4 月以降生まれで、繰上げ年金受給額が不連続に上昇しているかどうか確認したのが、図 4 である。ここでは、1941 年 4 月生まれ以降で減額率緩和の制度変更が明確に割り当てられているので、シャープな回帰不連続デザインを仮定し、生年度月を説明変数とする 3 次曲線により近似している。図 3 の中央付近の縦線は繰上げ減額率が緩和された 1941 年 4 月(cut off point)を示している。また影をつけた部分は各年度生まれの繰上げ年金平均受給額平均の 95%信頼区間を表している。

図 4: 繰上げ年金受給額のシャープな回帰不連続デザイン

1941 年 3 月以前生まれと 1941 年 4 月以降生まれとで繰上げ年金平均受給額の 3 次の近似曲線は不連続

¹³ クロス集計等の結果はすべてウェイト調整済の数値を示している。

に描かれているが、信頼区間が重なっていることから分かるように、男女とも 1941 年度の区切れ目で受給額に統計的に有意な差は確認できなかった。

また繰上げ受給の有無および繰上げ理由について、65 歳以上の基礎のみの老齢年金受給者(ただし期間短縮該当者を除く)の男女別に 1940 年度以前生まれと 1941 年度以降生まれで分布の差を検討した結果を表 2 に示した。調査では、繰上げ理由を「年金を繰り上げないと生活出来なかったため」、「生活の足しにできなかったため」、「減額されても、早く受給する方が得だと思ったため」の 3 つの選択肢で尋ねている。

表 2:繰上げ理由(65 歳以上、基礎のみ、期間短縮該当者以外)

減額率緩和により本来年齢(65 歳)より早く受給する方が得だと考えた繰上げ受給者の増大は確認できない。最も多い繰上げ理由は男女とも「減額されても、早く受給する方が得だと思ったから」であり、1940 年度以前生まれか 1941 年度以降生まれかに関わらず、また男女とも繰上げ受給者の 4 割強を占める。男女とも繰上げ受給をしなかった者の比率も含め、1940 年度以前生まれと 1941 年度以降生まれで繰上げ理由の分布について統計的に有意な差は確認できない。

(2) 減額率緩和が繰上げ受給率に与えた影響に関する Probit 分析

以上のクロス集計による結果は、多様な老齢年金受給者の属性を統御していない。そこで計量経済学的手法を用い、繰上げ減額率緩和が繰上げ受給率に与えた影響について、先行研究に倣い、健康状態の悪化(病気・高齢等により就労不能という変数で代理)、資産(貯蓄額、持ち家)を統御した上で検討する。より具体的には、有配偶状況、他の世帯員の状況、年齢、就業状態、健康状態、職歴、資産(貯蓄額、持ち家)、コーホート・ダミーを説明変数、繰下げ受給(=1)を被説明変数とする Probit 分析を男女別に行う。減額率緩和の対象となるコーホートは「1941 年度以降生まれ」というダミー変数で表されるが、前後 2 年度、計 5 年度の各々のダミー変数を説明変数に加えた推計式でも検討した。

推計結果は表 3 に示した(記述統計については付表 1 参照)。先行研究で示されているように、資産額が少ないと繰上げ受給率は高い。「貯蓄なし」の場合、「貯蓄 500~700 万円」と比較し、繰上げ受給確率は男性で 16%、女性で 14% 高く、統計的に有意である。女性では「貯蓄 100 万円未満」でも 9% 高い。また女性の場合、健康状態が悪い(病気・高齢等による就労不能)と、繰上げ受給率は 37% 高い。ただし、男性の場合は有意でない。

表 3:減額率緩和が繰上げ受給率に与えた影響に関する Probit モデル

次に減額率緩和の影響を捉えるためのコーホート・ダミーに注目する。推計式は男女で 2 本ずつあるが、左側の推計式はコーホートの効果を 1940 年度生まれ以前と 1941 年度生まれ以降の 2 つに分けて検討したものである。1941 年度以降生まれダミーは、女性のみ統計的に有意であり、減額率緩和による緩和により 7% 繰上げ受給率が上昇した、と解釈される。

しかしながら、減額率緩和の影響は、改正年度ではなく、当該制度変更が徐々に認知されることによる時間差を伴い現れる可能性も考えられる。そこで 1941 年度生まれ以降ダミー以外に、前後 2 年間、計 5 年間のコーホート・ダミー(1939 年度生まれ以降から 1943 年度生まれ以降ダミー)を入れたのが右側の推計式である。

これら 5 つのダミー変数の係数に着目すると、男性ではいずれも統計的に有意でない。女性では、1941 年度生まれ以降ダミーは有意でない一方、1942 年度生まれ以降ダミーは 10%で統計的に有意である。減額率緩和の影響は、女性のみ確認され、改正年度ではなく、翌年の 1942 年度生まれ以降に時間差を伴って繰上げ受給率は 10%上昇した、と解釈される。

(3) 減額率緩和が貧困率に与えた影響に関する Probit 分析

減額率緩和により繰上げ受給率が上昇したとしても、所得保障という観点からより重要な疑問は、繰上げ受給により貧困リスクを回避できたかどうかである。「年金を繰り上げないと生活出来なかったため」と「生活の足しにしたかったため」を足し合わせると、繰上げ受給者の半数が該当する(表 2 参照)。そこで繰上げ受給により、貧困リスクを回避できたか、さらに減額率緩和以降のコーホートでより貧困リスクを回避できているか、Probit 分析により確認する。ここでは、夫婦(あるいは無配偶の場合は本人)所得が生活扶助基準未満である場合に貧困であると定義する。生活扶助基準には冬季加算の年間で平均化した月額(地域単純平均)、および期末扶助の年間で平均した月額を含む。最も高い 1 級地 1 および最も低い 3 級地 2 基準の 2 つの貧困基準を用いた推計結果を表 4(記述統計については付表 1 参照)に示した。

表 4: 減額率緩和が貧困(夫婦/本人所得が生活扶助基準未満)確率に与えた影響に関する Probit モデル

まず繰上げ受給をしている場合、いずれの基準でも男女とも貧困に陥っている確率は 12~15%高く、統計的にも有意である。さらに減額率緩和により、貧困リスクをより回避できるようになったかどうかは、1941 年度生まれ以降ダミーと繰上げ受給の交差項の係数が負であるかどうかで判断される。男女とも、いずれの基準でも当該交差項は統計的に有意でない。1 級地 1 基準で、1942~1945 年度生まれ以降の交差項に着目すると、男性では 1942 年度生まれ以降の交差項で -82%(3 級地 2 基準では -58%)の貧困率の低下、1943 年度生まれ以降の交差項では 95%(3 級地 2 基準では 56%)の貧困率の上昇という結果である。貧困率の低下と上昇が相殺されていると考えると、減額率緩和による貧困リスク低減の効果は男性については確認できなかった、と解釈される。一方、1 級地 1 基準で女性の推計結果については、1943 年度生まれ以降の交差項でのみ -14%(3 級地 2 基準では -13%)となっている(1%水準で有意)。つまり女性については、減額率緩和から 2 年間のラグ(時間差)を伴い、減額率緩和は貧困リスクを低減した、と解釈される。

5. 資格期間短縮に関する分析

(1) 期間短縮に関するクロス集計表

本節では 2017 年 8 月 1 日より、老齢年金を受け取るための資格期間(保険料納付済み期間と国民年金の保険料免除期間等の合算期間)が 25 年から 10 年に短縮された影響について検討する。

期間短縮該当者がどれほど存在しているのかウェイト付けされた結果¹⁴を示したのが表 5 である。「老齢年金受給者実態調査」に基づく 2017 年 12 月調査時点で、老齢年金受給者全体の 1%を占めるに過ぎない。ま

¹⁴ 老齢年金受給者 3,625 万人の中、1%が期間短縮該当者であるが、使用した「老齢年金受給者実態調査」では調査客体数の 1 割を期間短縮該当者に割り当てているため、クロス集計の際には、抽出倍率に基づきウェイト付けする必要がある。期間短縮該当者と非該当者の各々の 1 年間の年金受給額(見込み額)については、付表 2 を参照されたい。

た、基礎のみの期間短縮該当者と比較し、厚生/共済年金も受給できるようになった期間短縮該当者は4倍多い。

表 5: 期間短縮該当および 25 年以上要件を満たす老齢年金受給者の分布

次に、どのような職歴で期間短縮該当者が多いか比較したのが表 6 である。期間短縮該当者の方が 25 年以上要件を満たす者より 5%ポイント高いセルをグレーで便宜的に表示している。男女とも、また厚生/共済年金の有無を問わず、期間短縮該当者の職歴分布は統計的に有意に異なり、男性では非正規雇用者職歴、自営業・家族従事者職歴、女性では職歴不詳や自営業主・家族従事者職歴が相対的に多い。

表 6: 期間短縮該当および 25 年以上要件を満たす老齢年金受給者の職歴分布

期間短縮により、どれほど貧困リスクを低減できたのであろうか。それを確認する一つの方法として、(a) 期間短縮該当者の公的年金額が仮に 0 であったとしたら貧困であるかどうか、(b) 期間短縮該当者の現在受給している公的年金額を考慮してもなお貧困であるかどうか、に基づき仮想的な貧困動態を捉える。(a) で貧困、(b) で非貧困であれば、期間短縮の導入により、「貧困脱出」と定義できる。同様に (a) (b) ともに「非貧困(のまま)」あるいは「貧困(のまま)」も定義でき、仮想的な貧困動態を捉えることが可能となる。貧困は前節の分析と同様、夫婦(あるいは無配偶の場合は本人)所得が生活扶助基準未満である場合に貧困と定義する。

以上のようにして定義した仮想的な貧困動態を示したのが表 7 である。定義により、仮想的な貧困動態が生じるのは期間短縮該当者に限定されるが、どれほどのインパクトがあったかを確認するため老齢年金受給者全体に占める割合も示している。先にも述べたように、そもそも期間短縮該当者は 65 歳以上の老齢年金受給者の 1%を占めるに過ぎない(表 5 参照)。

表 7: 期間短縮による仮想的な貧困(生活扶助基準未満)動態

老齢年金受給者全体では、期間短縮該当者の小さな比率を反映し、仮想的な貧困状態から脱出したのは、男女とも 1 級地 1 基準で男女とも 0.1%(3 級地 2 基準では男性 0.2%、女性 0.1%)に過ぎない。しかし、期間短縮該当者のみでみた場合、期間短縮により仮想的な貧困状態から脱出できたのは 1 級地 1 基準で男性 10%、女性 12%(3 級地 2 基準で男性 12%、女性 14%)で、相対的に大きな効果があったことがうかがえる。さらに期間短縮によっても貧困脱出できない者の比率も高く、両基準とも男女とも半数前後が貧困のままとなっている。

なお老齢年金受給者全体でみた場合、貧困動態の分布には男女差があり、女性で貧困のままの比率が高いが、期間短縮該当者に限定してみた場合、そうした男女差は 5%水準で有意でない。

さらに期間短縮該当者の生活保護受給率の高さも注目に値する。65 歳以上の老齢年金受給者を 25 年以上の資格要件を満たす者と、期間短縮該当者に分け、生活保護受給率を各々男女別に示したのが表 8 である。

表 8: 期間短縮該当および 25 年以上要件を満たす老齢年金受給者の生活保護受給

25年以上の要件を満たす者では、生活保護受給率は厚生/共済年金の有無に関わらず、男女とも1%台に過ぎない。一方、期間短縮該当者でみると、生活保護受給率は高く、男性では基礎のみで34%、厚生/共済年金ありでも38%、女性では基礎のみで29%、厚生/共済年金ありで25%となっている。また興味深いことに、25年以上要件を満たす者も、期間短縮該当者も、厚生/共済年金の有無による、生活保護受給率の差は統計的に有意ではない。

(2) 期間短縮が生活保護受給に与えた影響に関する Probit 分析

期間短縮により、貧困者の生活保護受給率は低下したのであろうか。表9は、65歳以上の老齢年金受給者の中、夫婦/本人所得が生活扶助基準未満である者を対象に、実際に生活保護を受給しているかどうかを被説明変数とする Probit モデルの推計結果を示している(記述統計については付表3参照)。説明変数は、これまでの分析と同様に有配偶状況、就業状態、健康状態、職歴、資産(貯蓄額、持ち家の有無)、繰上げ受給の有無以外に、期間短縮該当かどうかを加えている。

表9: 貧困者の生活保護受給確率

夫婦/本人所得が生活扶助基準未満である者で、実際に生活保護受給率が高いのは、生活保護制度を反映し、貯蓄がない(両基準で男性では2倍、女性では1級地1基準で66%、3級地2基準で82%高くなる)場合である。同様に制度を反映し、生活保護受給率が低いのは配偶者以外の同居世帯員がいる(男女とも1級地1基準で-13%、3級地では各々-17%と-16%)、持ち家がある(1級地1基準で男性-19%、女性17%、3級地2基準で男女とも-20%)場合である。前節で検討した繰上げ受給については、男性のみ生活保護受給率を引き下げ、その大きさは両基準とも-20%となっている。

また興味深いことに、65歳以上の老齢年金受給者であっても、就労している場合、生活保護受給率は低くなっている。その効果は、1級地1基準で男性-15%、女性-7%、3級地2基準でもほぼ同等である。同様に病気・高齢等による就労不能の場合、女性で生活保護受給率は1級地1基準で3%、3級地2基準で5%高い。

しかし期間短縮該当の場合、男女・両基準とも生活保護受給率は10%前後高くなっている。これは期間短縮該当が生活保護受給を促すというより、生活保護受給している場合、他法優先の原則に基づき、期間短縮に基づく老齢年金を申請しているという、逆の因果関係となっている可能性が考えられる。

こうした可能性について、厚生労働省「被保護者調査」の公表統計に基づき検討する。図5は被保護高齢者(65歳以上)の年金受給率と被保護高齢者かつ年金受給者の1人あたり年金受給月額を示している。年金受給者・受給額には老齢・退職年金以外に障害年金、遺族年金の受給者の数値を含む。

図5: 被保護高齢者(65歳以上)の年金受給状況(1998-2018年)

2001年度から2016年度にかけて、被保護高齢者の年金受給率は45~50%で推移していたが、期間短縮が導入された2017年度から翌年の2018年度にかけて、50%から64%へと14%ポイントも増大した。期間短縮は2017年度半ばの2017年8月1日に施行されたため、2016年度と2018年度の数値を比較すれば、被保護高齢者は100万人から104万人へと4%増加した一方、被保護高齢者かつ年金受給者は50万人から67万

人へと13%も増加した。また被保護高齢者かつ年金受給者の1人あたり年金受給月額平均は2011年度から2017年度まで4万8千円前後で推移していたが、2018年には4万6千円まで一気に6%減少した。

以上のような被保護高齢者(65歳以上)の年金受給率と被保護高齢者かつ年金受給者の1人あたり年金受給月額の動きに基づけば、期間短縮以前は年金の受給資格を持たなかった被保護高齢者は半数存在したが、期間短縮によりその中の3割(=14%÷50%)が新たに年金の受給資格を得たことで、年金受給額平均も低下したと推察される。生活保護受給している場合、他法優先の原則に基づき、期間短縮に基づく老齢年金を申請しているという、逆の因果関係があったものと考えられる。

6. おわりに

本稿では厚生労働省「老齢年金受給者実態調査(2017年)」を用い、繰上げ支給制度の減額率緩和(2001年4月)により(1)繰上げ受給率が上昇したか、(2)繰上げ受給者の貧困リスクは低下したか、また老齢年金受給のための資格期間の25年から10年への短縮化(2017年8月)により(3)貧困脱出できたか、(4)貧困かつ該当者の生活保護受給率は低下したか検討した。

主要な知見として、(1)減額率緩和による繰上げ受給率上昇は女性のみ制度改正から1年のラグ(時間差)を伴って確認できること、(2)繰上げ受給をしている場合、男女とも貧困リスクは高いが、減額率緩和による貧困リスク低減は女性のみ制度改正から2年のラグを伴って確認できること、(3)貧困リスクを回避できたと見込まれる期間短縮該当者が1割いた一方で、(4)被保護高齢者の多く(それまで年金受給資格がなかった被保護高齢者の3割)が年金受給資格を得たことで期間短縮該当者の生活保護受給率は高いこと、の4点が明らかになった。

参考文献

- Burkhauser, Richard, 1979, "The Pension Acceptance Decision of Older Workers," *Journal of Human Resources*, 14(1): 63-75.
- Burkhauser, Richard, 1980, "The Early Acceptance of Social Security: An Asset Maximization Approach," *Industrial and Labor Relations Research*, 33(4): 484-492.
- Coile, Courtney, Peter Diamond, Jonathan Gruber and Alain Jouten, 2002, "Delays in claiming social security benefits," *Journal of Public Economics*, 84 (2002):357-385.
- Hurd, Michael, James Smith and Julie Zissimopoulos, 2004 "The Effects of Subjective Survival on Retirement and Social Security Claiming," *Journal of Applied Econometrics*, 19(6): 761-775.
- 駒村康平, 2007, 「社会保障制度のパラメータに関する分析」『フィナンシャル・レビュー』87:119-139.
- , 2009, 「公的年金の繰り上げ受給・繰り下げ受給で逆選択は発生しているのか」清家篤・駒村康平・山田篤裕編『労働経済学の新展開』慶應義塾大学出版会.
- ・山田篤裕, 2007, 「年金制度への強制加入の根拠:国民年金の未納・非加入に関する実証分析」『会計検査研究』第35号:pp.31-49.
- 厚生省, 1998, 『国民年金被保険者実態調査(平成8年)』.
- 厚生労働省, 2008, 「生活保護制度との関係について(第8回 社会保障審議会年金部会 参考資料4)」(www.mhlw.go.jp/shingi/2008/05/dl/s0520-7j.pdf, 2018年8月21日最終確認)。
- 厚生労働省, 2016, 「公的年金制度の財政基盤及び最低保障機能の強化等のための国民年金法等の一部を

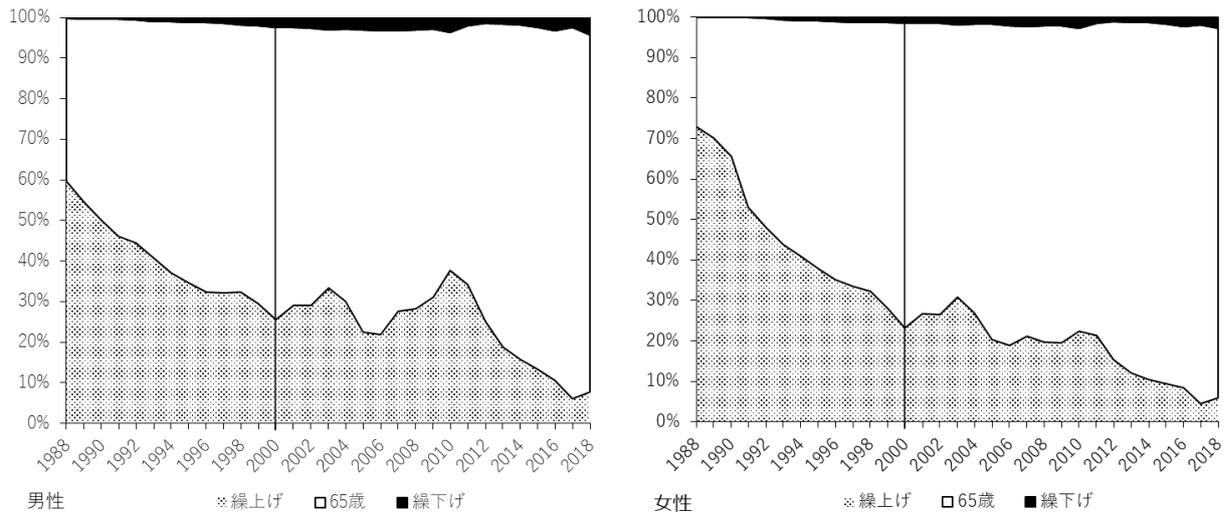
- 改正する法律の一部を改正する法律(平成 28 年法律第 84 号)の概要(第 27 回社会保障審議会年金事業管理部会、資料 2-1) (https://www.mhlw.go.jp/file/05-Shingikai-12601000-Seisakutoukatsukan-Sanjikanshitsu_Shakaihoshoutantou/si2_7.pdf)、2020 年 1 月 27 日閲覧)
- 厚生労働省, 2019, 「老齢年金受給者実態調査 調査の概要」(<https://www.e-stat.go.jp/stat-search/files?page=1&layout=datalist&toukei=00450411&tstat=000001021991&cycle=7&tclass1=000001123395>)、2020 年 1 月 27 日閲覧)
- 内閣府政策統括官, 2018, 「60 代の労働供給はどのように決まるのか? 公的年金・継続雇用制度等の影響を中心に」『政策課題分析シリーズ』16。
- 小塩隆士, 2019, 「『高在老』廃止で高齢者就業促進を」『週刊社会保障』3013:26-27。
- 日本年金機構, 2014, 「老齢基礎年金の繰上げ受給・繰下げ受給」(<http://www.nenkin.go.jp/n/www/service/detail.jsp?id=5539> および 5540、2015 年 1 月 22 日閲覧)
- 日本年金機構, 2017, 「必要な資格期間が 25 年から 10 年に短縮されました」(<https://www.nenkin.go.jp/oshirase/topics/2017/20170801.html>、2020 年 3 月 4 日閲覧)
- OECD, 2019, *Pensions at a Glance: OECD and G20 Indicators*, OECD, Paris.
- 労働政策研究・研修機構, 2015, 『60 代の雇用・生活調査』JILPT 調査シリーズ No.135。
- 清家篤・山田篤裕, 2004, 『高齢者就業の経済学』日本経済新聞社。
- 社会保障審議会年金数理部会, 2016, 『平成 26 年財政検証・財政再計算に基づく公的年金制度の財政検証(ピアレビュー)』。
- Shimizutani, Satoshi and Takashi Oshio, 2016, “Public Pension Benefits Claiming Behavior: New Evidence from the Japanese Study on Aging and Retirement,” *The Japanese Economic Review*, 67(3): 235-256.
- 山田篤裕, 2009, 「高齢者就業率の規定要因—一定年制度、賃金プロファイル、労働組合の効果」『日本労働研究雑誌』589:4—19。
- 山田篤裕, 2012, 「雇用と年金の接続—在職老齢年金の就業抑制効果と老齢厚生年金受給資格者の基礎年金繰上げ受給要因に関する分析」『三田学会雑誌』104(4):81-99。
- 山田篤裕, 2018, 「生活保護を受給する老齢年金受給者:同居形態、資産、職歴」『年金と経済』37(3): 18-28。
- 山田篤裕, 2020, 「高齢者の就業行動:『60 代の雇用・生活調査(2014 年)』に基づく分析」『社会政策』12(2) (*forthcoming*)。

表 1: 国民年金繰上げ・繰下げ受給における減額率の変更

請求時の年齢	1941年4月1日 以前生まれ	1941年4月2日 以降生まれ
60歳	42%	24.5~30.0%
61歳	35%	18.5~24.0%
62歳	28%	12.5~18.0%
63歳	20%	6.5~12.0%
64歳	11%	0.5~6.0%
65歳	0%	0%
66歳	12%	8.4~16.1%
67歳	26%	16.8~24.5%
68歳	43%	25.2~32.9%
69歳	64%	33.6~41.3%
70歳	88%	42.0%

出典: 日本年金機構(2014)

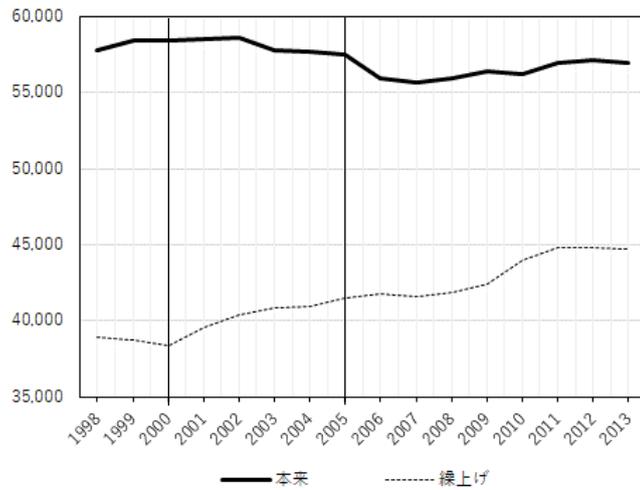
図 1: 国民年金の繰上げ・繰下げ受給率(年度、%)



出典: 各年度版の旧社会保険庁『政府管掌健康保険・船員保険・厚生年金保険・国民年金・組合管掌健康保険・国民健康保険・老人保健事業年報』および厚生労働省『厚生年金保険・国民年金事業年報』『年度別老齢年金繰上げ・繰下げ受給状況』に基づき作成。

注: 厚生年金保険(旧共済組合を除く)の受給権を有しない基礎年金受給権者及び旧法国民年金(5年年金除く)の受給権者で新規裁定者。図中の縦線は繰上げ減額率緩和前年度の2000年度を示す。

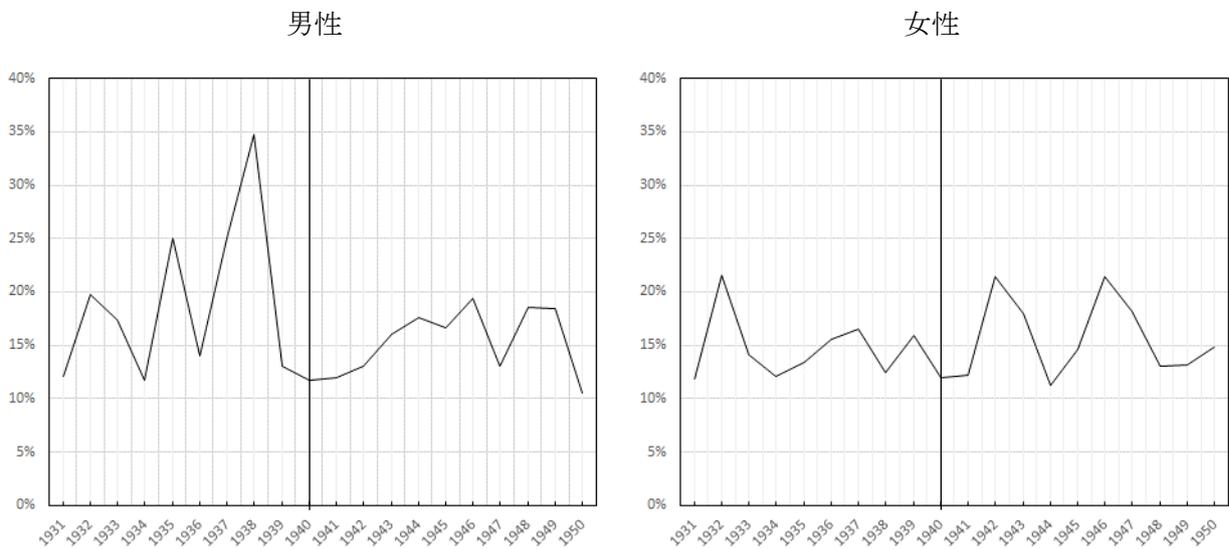
図 2:基礎のみの本来年齢(65 歳)受給者および繰上げ受給者の基礎年金平均月額(年度、円)



出典:厚生労働省『厚生年金保険・国民年金事業年報』「年度別年金給付状況(受給者)」に基づき作成。

注:厚生年金保険(旧共済組合を除く)の受給権を有しない基礎年金受給者及び旧法国民年金(5年年金除く)の受給者で新規裁定者。図中の縦線は減額率緩和改正前年度の2000年度および満額の老齢基礎年金を受給するための必要な保険料納付期間が40年間となった最初のコーホートである1941年度生まれが65歳に到達する前年度の2005年度を示す。

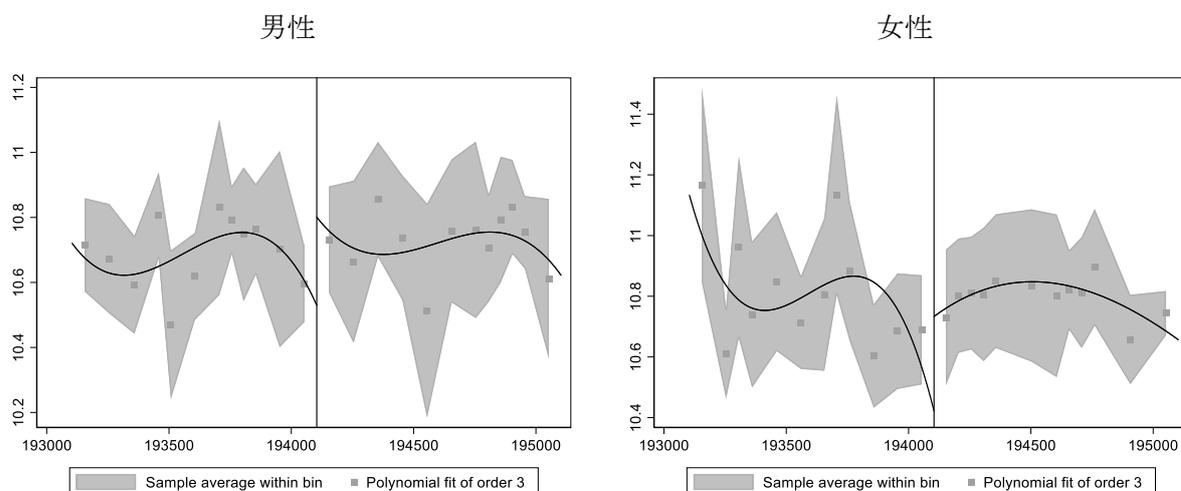
図 3:老齢年金の繰上げ受給率
(65歳以上、基礎のみ、生年度別、%)



出典:厚生労働省「老齢年金受給者実態調査(2017年)」調査票情報に基づき筆者計算。

注:繰上げ支給減額率は1941年4月2日生まれから変更(表1参照)。図中央の縦線は繰上げ支給減額率が緩和される直前の1940年度生まれを表す。

図4: 繰上げ年金受給額のシャープな回帰不連続デザイン
(65歳以上、基礎のみ、自然対数、生年度別)



出典: 厚生労働省「高齢年金受給者実態調査(2017年)」調査票情報に基づき筆者計算。

注: 繰上げ支給減額率は1941年4月2日生まれから変更(表1参照)。生年度月を説明変数とする3次曲線により近似。図中央の縦線は繰上げ支給減額率が緩和された1941年4月生まれ(cut off point)を表す。影をつけた部分は各生年度の繰上げ年金受給額平均の95%信頼区間を表す。

表2: 繰上げ理由(65歳以上、基礎のみ、期間短縮該当者以外)

		男性				女性			
		1940年度以前生まれ		1941年度以降生まれ		1940年度以前生まれ		1941年度以降生まれ	
繰上げ受給はしていない		81.1	(繰上げた = 100%)	84.3	(繰上げた = 100%)	80.9	(繰上げた = 100%)	84.5	(繰上げた = 100%)
繰上げ受給をした	年金を繰り上げないと生活出来なかったため	3.6	(19.3)	5.0	(31.9)	3.2	(16.7)	3.0	(19.4)
	生活の足しにできなかったため	5.0	(26.7)	3.2	(20.2)	6.0	(31.5)	4.8	(31.1)
	減額されても、早く受給する方が得だと思ったため	9.3	(49.1)	6.8	(43.6)	8.2	(43.1)	6.3	(40.6)
	その他	0.9	(5.0)	0.7	(4.2)	1.7	(8.7)	1.4	(8.8)
合計		100.0	(100.0)	100.0	(100.0)	100.0	(100.0)	100.0	(100.0)
N		632	(120)	601	(94)	2,313	(438)	1,537	(238)
Pearsonカイニ乗検定		7.128				8.26 †			

出典: 厚生労働省「高齢年金受給者実態調査(2017年)」調査票情報に基づき筆者計算。

注: †は10%水準で有意。

表 3:減額率緩和が繰上げ受給率に与えた影響に関する Probit モデル
(65 歳以上、基礎のみ、期間短縮該当者以外)

被説明変数 繰上げ受給 (=1)	男性		女性	
	dy/dx [Std. Err.]	dy/dx [Std. Err.]	dy/dx [Std. Err.]	dy/dx [Std. Err.]
説明変数				
未婚	-0.034 [0.052]	-0.036 [0.053]	-0.026 [0.047]	-0.026 [0.047]
死別	0.010 [0.034]	0.012 [0.033]	-0.044 [0.014] **	-0.042 [0.014] **
離別	0.066 [0.056]	0.064 [0.056]	-0.005 [0.036]	-0.002 [0.036]
配偶者以外の同居世帯員有り	0.020 [0.020]	0.021 [0.020]	0.041 [0.012] ***	0.041 [0.012] ***
年齢	-0.054 [0.027] *	-0.042 [0.033]	-0.033 [0.015] *	-0.017 [0.019]
年齢二乗÷100	0.032 [0.017] †	0.023 [0.020]	0.025 [0.009] **	0.016 [0.011]
就労	-0.024 [0.027]	-0.024 [0.027]	0.031 [0.020]	0.029 [0.020]
病気・高齢等による就労不能	-0.026 [0.027]	-0.030 [0.027]	0.037 [0.014] **	0.038 [0.014] **
職歴：常雇の正規の職員・従業員	-0.266 [0.026] ***	-0.265 [0.025] ***	-0.234 [0.028] ***	-0.235 [0.028] ***
常雇のパート、契約社員・嘱託等	-0.176 [0.139]	-0.173 [0.138]	-0.111 [0.025] ***	-0.111 [0.025] ***
臨雇・日雇い	-0.085 [0.061]	-0.085 [0.061]	-0.036 [0.037]	-0.035 [0.038]
収入のある仕事はしていない	0.020 [0.114]	0.027 [0.109]	-0.085 [0.015] ***	-0.085 [0.015] ***
どの職歴にも20年間以上は該当せず	-0.149 [0.065] *	-0.151 [0.065] *	-0.084 [0.022] ***	-0.085 [0.022] ***
職歴不詳	-0.082 [0.036] *	-0.085 [0.036] *	-0.105 [0.020] ***	-0.105 [0.020] ***
貯蓄なし	0.159 [0.053] **	0.163 [0.054] **	0.144 [0.029] ***	0.144 [0.029] ***
100万円未満	0.079 [0.047] †	0.087 [0.047] †	0.087 [0.027] ***	0.086 [0.027] **
100～300万円未満	0.046 [0.046]	0.049 [0.046]	0.046 [0.026] †	0.047 [0.026] †
300～500万円未満	0.004 [0.048]	0.011 [0.048]	0.021 [0.028]	0.021 [0.028]
700～1000万円未満	-0.035 [0.055]	-0.031 [0.055]	-0.001 [0.029]	0.002 [0.029]
1000～1500万円未満	-0.031 [0.054]	-0.027 [0.054]	-0.060 [0.032] †	-0.062 [0.032] †
1500万円以上	-0.048 [0.047]	-0.045 [0.047]	-0.065 [0.027] *	-0.066 [0.027] *
貯蓄不詳	-0.063 [0.054]	-0.062 [0.053]	-0.004 [0.029]	-0.003 [0.029]
持ち家	0.060 [0.034] †	0.061 [0.034] †	0.054 [0.017] **	0.052 [0.017] **
1939年度以降生まれ		-0.098 [0.057] †		0.053 [0.032] †
1940年度以降生まれ		0.006 [0.070]		-0.048 [0.041]
1941年度以降生まれ	-0.054 [0.038]	-0.016 [0.069]	0.073 [0.023] ***	0.028 [0.040]
1942年度以降生まれ		0.003 [0.074]		0.098 [0.038] *
1943年度以降生まれ		0.024 [0.063]		-0.016 [0.033]
疑似決定係数	0.174	0.179	0.113	0.115
対数尤度	-469.9 ***	-467.4 ***	-1587.5 ***	-1582.3 ***
N	1,233	1,233	3,850	3,850

出典：厚生労働省「高齢年金受給者実態調査(2017年)」調査票情報に基づき筆者推計。

注：有配偶者、職歴(20～60歳までの主な仕事)が自営業主・家族従事者、貯蓄額500～700万円未満が基準(ベースカテゴリー)。***、**、*、†は各々0.1、1、5、10%水準で有意。

表 4: 減額率緩和が貧困(本人/夫婦所得が生活扶助基準未満)率に与えた影響に関する Probit モデル
(65 歳以上、基礎のみ、期間短縮該当者以外)

被説明変数： 夫婦/本人所得が生活扶助基準未満 (=1)	1級地1未満 (=1)		3級地2未満 (=1)	
	男性		女性	
	dy/dx	[Std. Err.]	dy/dx	[Std. Err.]
説明変数				
未婚	0.176	[0.038] ***	0.244	[0.031] ***
死別	0.126	[0.022] ***	0.116	[0.012] ***
離別	0.220	[0.047] ***	0.348	[0.027] ***
配偶者以外の同居世帯員有り	0.037	[0.018] *	0.012	[0.011]
年齢	-0.061	[0.033] †	0.001	[0.019]
年齢二乗÷100	0.039	[0.020] *	0.002	[0.011]
就労	-0.159	[0.024] ***	-0.146	[0.020] ***
病気・高齢等による就労不能	-0.021	[0.021]	-0.007	[0.012]
職歴：常雇の正規の職員・従業員	-0.180	[0.024] ***	-0.263	[0.027] ***
常雇のパート、契約社員・嘱託等	0.130	[0.095]	-0.187	[0.025] ***
臨雇・日雇い	0.011	[0.047]	-0.061	[0.034] †
収入のある仕事はしていない	-0.021	[0.093]	-0.198	[0.013] ***
どの職歴にも20年間以上は該当せず	0.052	[0.041]	-0.136	[0.019] ***
職歴不詳	-0.014	[0.028]	-0.082	[0.016] ***
貯蓄なし	0.297	[0.058] ***	0.100	[0.027] ***
100万円未満	0.183	[0.056] ***	0.105	[0.025] ***
100～300万円未満	0.211	[0.055] ***	0.040	[0.024] †
300～500万円未満	0.126	[0.057] *	0.007	[0.026]
700～1000万円未満	0.166	[0.060] **	-0.031	[0.028]
1000～1500万円未満	0.158	[0.060] **	-0.053	[0.032] †
1500万円以上	0.160	[0.056] **	-0.044	[0.026] †
貯蓄不詳	0.228	[0.057] ***	0.070	[0.026] **
持ち家	-0.036	[0.025]	-0.016	[0.015]
1939年度以降生まれ	0.036	[0.051]	-0.036	[0.032]
1940年度以降生まれ	-0.004	[0.061]	0.023	[0.040]
1941年度以降生まれ	-0.067	[0.065]	0.020	[0.037]
1942年度以降生まれ	-0.041	[0.076]	-0.094	[0.048] †
1943年度以降生まれ	0.019	[0.064]	0.075	[0.044] †
繰上げ受給 (=1)	0.147	[0.025] ***	0.115	[0.015] ***
1939年度以降生まれ×繰上げ受給	-0.219	[0.097] *	0.003	[0.065]
1940年度以降生まれ×繰上げ受給	0.057	[0.153]	-0.002	[0.086]
1941年度以降生まれ×繰上げ受給	-0.014	[0.164]	-0.110	[0.099]
1942年度以降生まれ×繰上げ受給	-0.825	[0.138] ***	0.180	[0.103] †
1943年度以降生まれ×繰上げ受給	0.949	[0.094] ***	-0.144	[0.070] †
疑似決定係数	0.383		0.334	
対数尤度	-353.2	***	-1298.4	***
N	1,233		3,850	

出典：厚生労働省「高齢年金受給者実態調査(2017年)」調査票情報に基づき筆者推計。

注：有配偶者、職歴(20～60歳までの主な仕事)が自営業主・家族従事者、貯蓄額500～700万円未満が基準(ベースカテゴリー)。生活扶助基準には、冬季加算および期末一次扶助の月平均額を含む。有配偶者は夫婦所得が各々該当する年齢階級の二人世帯の生活扶助基準未満かどうかで貧困を判断。無配偶者は本人所得が該当する年齢階級の単身の生活扶助基準未満かどうかで貧困を判断。***、**、*、†は各々0.1、1、5、10%水準で有意。

表 5: 期間短縮該当および 25 年以上要件を満たす老齢年金受給者の分布
(厚生/共済年金の有無別、男女別、%)

	男性	女性	男女計
期間短縮該当者・基礎のみ	0.1	0.1	0.2
期間短縮該当者・厚生/共済年金あり	0.5	0.4	0.9
25年以上要件・基礎のみ	4.5	14.7	19.1
25年以上要件・厚生/共済年金あり	37.5	42.3	79.8
計	42.5	57.5	100.0

出典: 厚生労働省「老齢年金受給者実態調査(2017年)」調査票情報に基づき筆者計算。

表 6: 期間短縮該当および 25 年以上要件を満たす老齢年金受給者の職歴分布
(65 歳以上、厚生/共済年金の有無別、男女別、%)

	基礎のみ				厚生/共済年金あり			
	男性		女性		男性		女性	
	25年以上要件	期間短縮	25年以上要件	期間短縮	25年以上要件	期間短縮	25年以上要件	期間短縮
常雇の正規の職員・従業員	41.8	10.6	11.7	3.5	74.9	23.2	28.1	5.9
常雇のパート、契約社員・嘱託等	0.6	4.0	7.0	11.5	1.9	6.9	19.7	24.6
臨雇・日雇い	2.5	12.1	1.9	6.8	0.9	10.0	2.4	4.5
自営業主またはその家族従事者	45.1	52.6	25.9	28.2	12.5	28.9	11.6	21.2
収入のある仕事はしていない	0.5	1.4	30.5	16.0	0.2	0.8	13.1	9.5
どの職歴にも20年間以上は該当せず	2.0	8.6	9.2	12.5	2.2	16.5	12.4	16.9
職歴不詳	7.6	10.8	13.8	21.5	7.5	13.7	12.7	17.4
合計	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0
N	1,176	145	3,693	263	11,492	1,010	11,206	793
Pearsonカイ二乗検定	107.46 ***		77.41 ***		1700.00 ***		245.94 ***	

出典: 厚生労働省「老齢年金受給者実態調査(2017年)」調査票情報に基づき筆者計算。

注: 期間短縮該当者の方が 25 年以上要件を満たす者より 5%ポイント高いセルを便宜的にグレーで表示している。***は 0.1%水準で有意。

表 7: 期間短縮による仮想的な貧困(生活扶助基準未満)動態
(65歳以上、老齢年金受給者全体および期間短縮該当者、男女別、%)

	老齢年金受給者全体				期間短縮該当者のみ			
	1級地1基準		3級地2基準		1級地1基準		3級地2基準	
	男性	女性	男性	女性	男性	女性	男性	女性
非貧困	94.9	88.1	96.8	93.0	36.7	33.2	42.0	37.8
貧困脱出	0.1	0.1	0.2	0.1	10.4	11.9	11.7	13.9
貧困	5.0	11.8	3.0	6.9	52.9	54.9	46.4	48.3
計	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0
N	13,823	15,955	13,823	15,955	1,155	1,056	1,155	1,056
Pearsonカイ二乗検定	247.32 ***		100.69 ***		4.16		5.42 †	

出典: 厚生労働省「老齢年金受給者実態調査(2017年)」調査票情報に基づき筆者計算。

注: 期間短縮該当者が実際は得ている公的年金額が0であった場合、貧困に陥る仮想的な貧困状態を定義。生活扶助基準には、冬季加算および期末一次扶助の月平均額を含む。無配偶者は本人所得で該当する年齢階級の単身の生活扶助基準未満かどうかで判断。***、†は各々0.1、10%水準で有意。

表 8: 期間短縮該当および25年以上要件を満たす老齢年金受給者の生活保護受給
(65歳以上、厚生/共済年金の有無別、男女別、%)

	25年以上要件				期間短縮			
	男性		女性		男性		女性	
	基礎のみ	厚生/共済年金あり	基礎のみ	厚生/共済年金あり	基礎のみ	厚生/共済年金あり	基礎のみ	厚生/共済年金あり
非受給	98.6	98.8	99.0	98.7	66.5	62.1	71.1	75.2
受給	1.4	1.2	1.0	1.3	33.6	37.9	29.0	24.8
計	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0
N	1,176	11,492	3,693	11,206	145	1,010	263	793
Pearsonカイ二乗検定	0.16		1.92		1.01		2.00	

出典: 厚生労働省「老齢年金受給者実態調査(2017年)」調査票情報に基づき筆者計算。

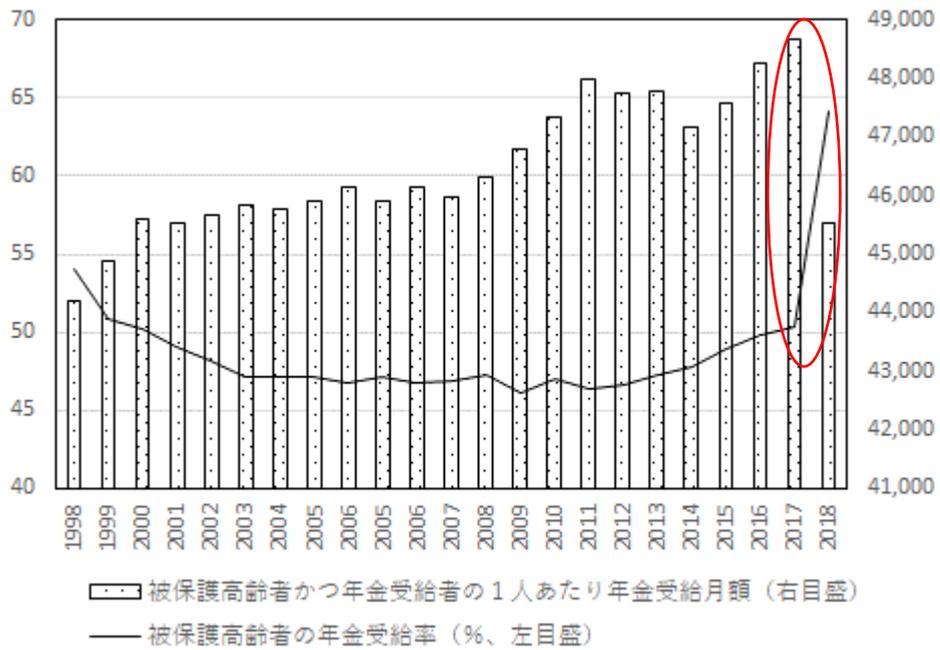
表 9: 貧困者の生活保護受給確率
(65 歳以上、夫婦/本人所得が生活扶助基準未満、男女別)

被説明変数	夫婦/本人所得が生活扶助基準1級地1未満		夫婦/本人所得が生活扶助基準3級地2未満	
	男性	女性	男性	女性
生活保護を受給 (=1)	dy/dx [Std. Err.]	dy/dx [Std. Err.]	dy/dx [Std. Err.]	dy/dx [Std. Err.]
説明変数				
未婚	0.086 [0.025] ***	0.042 [0.020] *	0.082 [0.029] **	0.056 [0.027] *
死別	0.034 [0.031]	0.011 [0.015]	0.056 [0.034]	0.028 [0.020]
離別	0.061 [0.023] **	0.025 [0.015] †	0.073 [0.026] **	0.030 [0.020]
配偶者以外の同居世帯員有り	-0.134 [0.023] ***	-0.128 [0.011] ***	-0.174 [0.024] ***	-0.162 [0.014] ***
年齢	0.037 [0.026]	0.026 [0.014] †	0.038 [0.030]	0.027 [0.018]
年齢二乗÷100	-0.025 [0.017]	-0.018 [0.009] *	-0.027 [0.020]	-0.019 [0.011] †
就労	-0.153 [0.035] ***	-0.065 [0.022] **	-0.178 [0.041] ***	-0.074 [0.030]
病気・高齢等による就労不能	0.032 [0.020]	0.033 [0.012] **	0.038 [0.023] †	0.048 [0.017] **
職歴：常雇の正規の職員・従業員	0.019 [0.027]	0.049 [0.023] *	0.015 [0.031]	0.111 [0.032] ***
常雇のパート、契約社員・嘱託等	0.035 [0.044]	0.062 [0.019] ***	0.028 [0.051]	0.067 [0.025] **
臨雇・日雇い	0.030 [0.035]	0.080 [0.028] **	0.045 [0.040]	0.114 [0.037] **
収入のある仕事はしていない	0.005 [0.074]	0.046 [0.019] *	0.017 [0.087]	0.059 [0.025] †
どの職歴にも20年間以上は該当せず	0.029 [0.029]	0.061 [0.018] ***	0.028 [0.032]	0.087 [0.024] ***
職歴不詳	-0.007 [0.029]	0.054 [0.018] **	-0.028 [0.033]	0.069 [0.024] **
貯蓄なし	1.020 [0.044] ***	0.663 [0.024] ***	1.050 [0.058] ***	0.819 [0.032] ***
100万円未満	0.900 [0.045] ***	0.579 [0.028] ***	0.929 [0.058] ***	0.715 [0.038] ***
貯蓄不詳	0.926 [0.050] ***	0.603 [0.026] ***	0.970 [0.064] ***	0.745 [0.036] ***
持ち家	-0.190 [0.019] ***	-0.165 [0.011] ***	-0.197 [0.021] ***	-0.201 [0.015] ***
厚生/共済年金あり	-0.001 [0.026]	-0.015 [0.012]	-0.006 [0.031]	-0.005 [0.017]
繰上げ受給	-0.069 [0.035] *	-0.015 [0.022]	-0.107 [0.046] *	-0.027 [0.029]
期間短縮該当	0.113 [0.021] ***	0.080 [0.011] ***	0.098 [0.027] ***	0.079 [0.015] ***
疑似決定係数	0.582	0.588	0.597	0.584
対数尤度	-320.8 ***	-416.5 ***	-232.9 ***	-330.0 ***
N	1,143	2,245	836	1,461

出典：厚生労働省「高齢年金受給者実態調査(2017年)」調査票情報に基づき筆者推計。

注：有配偶者、職歴(20~60歳までの主な仕事)が自営業主・家族従事者、貯蓄額100万円以上が基準(ベースカテゴリ一)。生活扶助基準には、冬季加算および期末一次扶助の月平均額を含む。有配偶者は夫婦所得が各々該当する年齢階級の二人世帯の生活扶助基準未満かどうかで貧困を判断。無配偶者は本人所得が該当する年齢階級の単身の生活扶助基準未満かどうかで貧困を判断。***、**、*、†は各々0.1、1、5、10%水準で有意。

図 5: 被保護高齢者(65歳以上)の年金受給状況(1998-2018年)



出所:厚生労働省[2008]及び厚生労働省「福祉行政報告例」、「被保護者全国一斉調査」、「被保護者調査(年次調査・個別調査)」各年版に基づき筆者作成。

注:年金受給者・受給額には老齢・退職年金以外に障害年金、遺族年金の受給者の数値を含む。

付表 1: 記述統計量(表 3、4)
(65 歳以上、基礎のみ、期間短縮該当者以外)

	男性		女性	
	Mean	[Std. Dev.]	Mean	[Std. Dev.]
夫婦/本人所得が生活扶助基準1級地1未満 (=1)	0.175	[0.380]	0.204	[0.403]
夫婦/本人所得が生活扶助基準3級地2未満 (=1)	0.096	[0.294]	0.129	[0.336]
未婚	0.038	[0.192]	0.021	[0.144]
死別	0.101	[0.302]	0.386	[0.487]
離別	0.024	[0.154]	0.026	[0.159]
配偶者以外の同居世帯員有り	0.429	[0.495]	0.429	[0.495]
年齢	76.500	[7.491]	78.498	[7.551]
年齢二乗÷100	59.083	[11.623]	62.190	[12.027]
就労	0.368	[0.483]	0.134	[0.340]
病気・高齢等による就労不能	0.316	[0.465]	0.467	[0.499]
職歴：常雇の正規の職員・従業員	0.413	[0.493]	0.118	[0.323]
常雇のパート、契約社員・嘱託等	0.006	[0.075]	0.070	[0.255]
臨雇・日雇い	0.024	[0.152]	0.019	[0.138]
収入のある仕事はしていない	0.006	[0.075]	0.301	[0.459]
どの職歴にも20年間以上は該当せず	0.021	[0.144]	0.093	[0.290]
職歴不詳	0.080	[0.272]	0.143	[0.350]
貯蓄なし	0.067	[0.251]	0.074	[0.262]
100万円未満	0.104	[0.305]	0.110	[0.312]
100～300万円未満	0.141	[0.348]	0.148	[0.355]
300～500万円未満	0.118	[0.323]	0.103	[0.304]
700～1000万円未満	0.091	[0.287]	0.097	[0.295]
1000～1500万円未満	0.088	[0.284]	0.080	[0.272]
1500万円以上	0.239	[0.427]	0.208	[0.406]
貯蓄不詳	0.096	[0.294]	0.117	[0.322]
持ち家	0.888	[0.315]	0.846	[0.361]
1939年度以降生まれ	0.573	[0.495]	0.488	[0.500]
1940年度以降生まれ	0.536	[0.499]	0.447	[0.497]
1941年度以降生まれ	0.487	[0.500]	0.399	[0.490]
1942年度以降生まれ	0.447	[0.497]	0.346	[0.476]
1943年度以降生まれ	0.410	[0.492]	0.303	[0.460]
繰上げ受給 (=1)	0.174	[0.379]	0.176	[0.381]
1939年度以降生まれ×繰上げ受給	0.087	[0.282]	0.074	[0.262]
1940年度以降生まれ×繰上げ受給	0.082	[0.274]	0.068	[0.251]
1941年度以降生まれ×繰上げ受給	0.076	[0.265]	0.062	[0.241]
1942年度以降生まれ×繰上げ受給	0.071	[0.258]	0.055	[0.229]
1943年度以降生まれ×繰上げ受給	0.067	[0.249]	0.046	[0.210]
N	1,233		3,850	

出典：厚生労働省「高齢年金受給者実態調査(2017年)」調査票情報に基づき筆者計算。

注：生活扶助基準には、冬季加算および期末一次扶助の月平均額を含む。有配偶者は夫婦所得が各々該当する年齢階級の二人世帯の生活扶助基準未満かどうかで貧困を判断。無配偶者は本人所得が該当する年齢階級の単身の生活扶助基準未満かどうかで貧困を判断。

付表 2: 期間短縮該当者の平均年金受給額の基礎集計(年額、万円)

	基礎のみ+上乗せあり			基礎のみ			上乗せあり		
	男性	女性	計	男性	女性	計	男性	女性	計
生活保護受給なし	41.6	35.3	38.4	24.1	34.5	30.5	44.3	35.5	40.0
生活保護受給あり	42.3	29.4	37.6	23.6	23.5	23.5	44.9	31.5	40.6
計	42.1	33.9	38.3	24.1	31.1	28.3	44.8	34.8	40.4

出典:厚生労働省「高齢年金受給者実態調査(2017年)」調査票情報に基づき筆者計算。

付表 3: 記述統計量(表 9)
(65 歳以上、本人/夫婦所得が生活扶助基準未満、男女別)

	夫婦所得が生活扶助基準1級地1未満				夫婦所得が生活扶助基準3級地2未満			
	男性		女性		男性		女性	
	Mean	[Std. Dev.]	Mean	[Std. Dev.]	Mean	[Std. Dev.]	Mean	[Std. Dev.]
生活保護受給 (=1)	0.397	[0.490]	0.167	[0.373]	0.476	[0.500]	0.233	[0.423]
ln(夫婦所得)	10.644	[0.568]	10.492	[0.609]	10.478	[0.573]	10.262	[0.612]
未婚	0.185	[0.388]	0.069	[0.254]	0.208	[0.406]	0.070	[0.255]
死別	0.133	[0.340]	0.490	[0.500]	0.112	[0.316]	0.457	[0.498]
離別	0.241	[0.428]	0.200	[0.400]	0.267	[0.443]	0.231	[0.422]
配偶者以外の同居世帯員有り	0.293	[0.455]	0.475	[0.499]	0.275	[0.447]	0.461	[0.499]
年齢	74.350	[7.448]	78.329	[8.324]	73.611	[7.217]	78.055	[8.716]
年齢二乗+100	55.833	[11.55]	62.046	[13.301]	54.706	[11.16]	61.686	[13.98]
就労	0.126	[0.332]	0.076	[0.265]	0.112	[0.316]	0.078	[0.268]
病気・高齢等による就労不能	0.528	[0.499]	0.555	[0.497]	0.530	[0.499]	0.555	[0.497]
職歴:常雇の正規の職員・従業員	0.194	[0.396]	0.064	[0.244]	0.181	[0.385]	0.046	[0.209]
常雇のパート、契約社員・嘱託等	0.052	[0.221]	0.122	[0.328]	0.055	[0.228]	0.131	[0.337]
臨雇・日雇い	0.080	[0.271]	0.041	[0.198]	0.090	[0.286]	0.040	[0.197]
収入のある仕事はしていない	0.011	[0.106]	0.125	[0.330]	0.013	[0.114]	0.133	[0.340]
どの職歴にも20年間以上は該当せず	0.143	[0.350]	0.139	[0.346]	0.158	[0.365]	0.152	[0.359]
職歴不詳	0.184	[0.387]	0.223	[0.416]	0.191	[0.394]	0.233	[0.423]
貯蓄なし	0.446	[0.497]	0.298	[0.457]	0.507	[0.500]	0.362	[0.481]
100万円未満	0.179	[0.384]	0.194	[0.395]	0.182	[0.386]	0.191	[0.393]
貯蓄不詳	0.108	[0.311]	0.135	[0.342]	0.109	[0.312]	0.136	[0.342]
持ち家	0.444	[0.497]	0.613	[0.487]	0.385	[0.487]	0.552	[0.497]
厚生/共済年金あり	0.743	[0.437]	0.598	[0.490]	0.766	[0.424]	0.581	[0.494]
繰上げ受給	0.128	[0.334]	0.177	[0.382]	0.114	[0.318]	0.222	[0.416]
期間短縮該当	0.538	[0.499]	0.261	[0.440]	0.644	[0.479]	0.355	[0.479]
N	1,143		2,245		836		1,461	

出典:厚生労働省「高齢年金受給者実態調査(2017年)」調査票情報に基づき筆者計算。

注:生活扶助基準には、冬季加算および期末一次扶助の月平均額を含む。有配偶者は夫婦所得が各々該当する年齢階級の二人世帯の生活扶助基準未満かどうかで貧困を判断。無配偶者は本人所得が該当する年齢階級の単身の生活扶助基準未満かどうかで貧困を判断。

令和元年度厚生労働行政推進調査事業費補助金
(政策科学総合研究事業(政策科学推進研究事業))
「高齢期を中心とした生活・就労の実態調査(H30-政策-指定-008)」

国民年金の加入期間延長の検討および保険料免除にかかる考察

研究分担者 田中宗明 (みずほ情報総研株式会社 社会政策コンサルティング部 シニアコンサルタント)

研究分担者 大室陽 (みずほ情報総研株式会社 社会政策コンサルティング部 コンサルタント)

1. はじめに

(1) 背景と目的

基礎年金のマクロ経済スライドによる調整期間が長期化する中で、国民年金の加入期間延長は基礎年金水準の確保の有力な手段となっている。2019年財政検証のオプション試算のオプション B-①(基礎年金の保険料拠出期間を延長した場合)においても、基礎年金の拠出期間を40年から45年に延長した場合、基礎年金が増額することが示されている¹。また、本年5月に成立した「年金制度の機能強化のための国民年金法等の一部を改正する法律」の衆議院における附帯決議²、参議院における附帯決議³においても、国民年金の加入期間延長が求められている。このように国民年金の加入期間延長の要請は大きい。

また、高齢者雇用の進展は高齢者の稼働所得を増やし、延長された期間の保険料拠出を可能にする点で、国民年金の加入期間延長と相まって年金保障を強化するのにつながる。2004年と2012年の高年齢者雇用安定法改正⁴により、企業には65歳までの雇用確保義務が課せられ、また、本年の同法改正⁵により、65歳から70歳ま

¹ 第9回社会保障審議会年金部会(2019年8月27日開催)資料1, P.11、資料3-1, P.14-15等。

² 年金制度の機能強化のための国民年金法等の一部を改正する法律案に対する附帯決議(抄)(2020年5月8日衆議院厚生労働委員会採択)

政府は、本法の施行に当たり、次の事項について適切な措置を講ずるべきである。

(略)

四 将来の所得代替率の低下が見込まれる基礎年金の給付水準の引上げ等を図るため、国民年金の加入期間を延長し、老齢基礎年金額の算定の基礎となる年数の上限を四十五年とすることについて、基礎年金国庫負担の増加分の財源確保策も含め、速やかに検討を進めること。

(略)

³ 年金制度の機能強化のための国民年金法等の一部を改正する法律案に対する附帯決議(抄)(2020年5月28日参議院厚生労働委員会採択)

政府は、本法の施行に当たり、次の事項について適切な措置を講ずるべきである。

(略)

六、基礎年金制度の創設時において、基礎年金が国民の老後生活の基礎的部分を保障とするものとして設定された経緯も踏まえ、将来の所得代替率の低下が見込まれる基礎年金の給付水準の引上げ等を図るため、国民年金の加入期間を延長し、老齢基礎年金額の算定の基礎となる年数の上限を四十五年とすることについて、基礎年金国庫負担の増加分の財源確保策も含め、速やかに検討を進めること。(後略)

⁴ 2004年の高年齢者雇用安定法改正(2006年4月施行)により企業は65歳までの雇用確保義務、具体的には(1)定年制の廃止、(2)定年の引上げ、(3)継続雇用制度の導入のいずれかの措置を講じるよう義務づけられた。更に2012年の同法改正(2013年4月施行)では、継続雇用制度の対象者を限定できる仕組みが廃止されることとなった。

⁵ 65歳から70歳までの高年齢者就業確保措置(定年引上げ、継続雇用制度の導入、定年廃止、労使で同意した上での雇用以外の措置(継続的に業務委託契約する制度、社会貢献活動に継続的に従事できる制度)の導入のいずれか)を講ずることを企業の努力義務にするなど、70歳までの就業を支援することとなった。

での高齢者就業確保措置を講ずることが企業の努力義務となった。希望者は 65 歳まで働ける環境が整うこととなるとともに、70 歳までの就業の道も開かれつつある。加えて、2018 年の働き方改革関連法により、2020 年 4 月(中小企業におけるパートタイム・有期雇用労働法の適用は 2021 年 4 月)より同一企業・団体におけるいわゆる正規雇用労働者(無期雇用フルタイム労働者)と非正規雇用労働者(有期雇用労働者、パートタイム労働者、派遣労働者)の間の不合理な待遇差の解消が目指されることとなった。これにより、定年後に継続雇用で働く高齢者の賃金水準の低下が抑えられる可能性がある。このように、高齢者雇用環境の整備は着実に進んでおり、現役世代との待遇の均等化も方向づけられている。

他方で、国民年金の加入期間を延長した場合に新たに加入者となる者の中に保険料の拠出能力に乏しい者が多ければ、保険料拠出を通じた年金水準の向上を必ずしも達成できない恐れがある。国民年金被保険者の中でも、保険料の拠出能力は、原則所得にかかわらず定額の保険料納付を行う国民年金第1号被保険者において特に問題となる。

また、延長した加入期間に保険料を拠出すればその分年金保障が厚くなる。平均余命が伸長し、現役時代に形成した資産を取り崩す期間が長くなる中で、この方向性は望ましいものと考えられる。しかし、資産が乏しい者にとっては、高齢期の生活における年金の役割は大きく、年金保障を厚くすることが特に重要であるが、延長された期間の保険料拠出ができなければ十分な給付を受けることは難しい。他方で、資産が多い者は所得基準では国民年金の保険料免除基準に該当しても、本人が希望すれば延長された期間の保険料拠出を行い、年金保障を厚くすることもできると考えられる。加えて、借家に住み家賃を払っていく必要がある者にとっては、同じ年金額を受給していても、持ち家のある者と経済状況は異なると考えられる。このように資産の多寡や持ち家の有無によって、経済状況が異なることにも留意する必要がある。

年金保障を厚くする観点から、国民年金の加入期間を延長した場合に国民年金第1号被保険者となる者について、2019 年財政検証のオプション試算のオプション B-①の制度改正が行われた場合に新たに基礎年金の保険料拠出期間となる 60 歳代前半に着目し、前後の年齢層との比較を行いながら、国民年金保険料の免除該当者数の推計および免除該当者の属性の分析を行う。

(2) 国民年金免除制度の概要

① 制度趣旨

国民年金制度においては、制度発足以来、保険料の負担能力の有無にかかわらず、日本に居住する 20 歳から 60 歳までの者に加入義務を課す仕組みとなっている。そして、保険料の負担能力がない者については、国民年金制度から除外することなく、保険料の納付義務を負わせない保険料免除制度を設けている。小山(1959,P.135)は、その趣旨を①負担能力のない者ほどまず年金制度による保障が必要とされること、②また年金制度は長期にわたる保険であるので、ある時期において負担能力がなくとも、後に負担能力が生ずることもあることと説明している。また、平成 16 年改正により、被保険者の負担能力に応じた設定を行い、被保険者が納付しやすい環境整備を図る必要があるという観点から、保険料の多段階免除制度が導入された(社会保険研究所(2004),P.100)。

② 制度内容

免除制度には大別すると法定免除(国年法第 89 条)と申請免除(国年法第 90 条及び第 90 条の2)があり、要件や保険料免除額について違いがある。法定免除においては法定の要件に該当すれば自動的に(申請する必要なく)保険料納付義務が発生しない(小山(1959, PP.135-137))のに対して、申請免除においては被保険者または被保険者であった者の申請があったときに厚生労働大臣はその指定する期間にかかる保険料を免除することができる(堀(2017,P.563))。法定免除の場合は保険料の全額が免除されるが、申請免除の場合は保険料の全部を免除する全額免除(国年法第 90 条)と保険料の一部を免除する一部免除(国年法第 90 条の2)がある。一部免除には、免除される額に応じて4分の3免除、半額免除、4分の1免除がある。

免除を受けた保険料については、老齢基礎年金の受給権者である場合を除き、10 年まで遡って追納することが出来るが、免除を受けた期間の翌年度から起算して、3年度目以降に追納する場合には、当時の保険料額に経過期間に応じた加算額が上乘せされる。保険料の免除を受けた期間については、老齢基礎年金の受給に当たって国庫負担相当の部分が支給されるほか、受給資格期間にも算入される。また、障害基礎年金や遺族基礎年金の受給に当たっては保険料納付要件⁶があるが、免除を受けた期間は保険料納付をしていた期間と同様の扱いとなる。

③ 免除の要件

法定免除の対象となるのは、被保険者本人が障害年金の受給権者、生活保護法による生活扶助受給者等に該当する場合である。

申請免除の対象となるのは、申請免除を行う被保険者本人、世帯主及び配偶者のそれぞれが、免除を受ける保険料の属する月の前年の所得(1月から6月分の保険料については、前々年の所得。以下本節において同じ。)が、免除の種類に応じた一定の所得基準額以下であるか等の要件に該当する場合である。なお、学生であった期間の保険料については、学生納付特例制度が優先的に適用されるため、申請免除の対象とはならない。

申請全額免除(申請免除で保険料の全額免除を受けることをいう。以下同じ。)を受ける者に該当する者の要件は、下記 5 つのいずれかに該当することである。

- A) 前年の所得が、扶養親族等の有無及び数に応じて、一定の所得以下である場合、
- B) 生活保護法による生活扶助以外の扶助等を受けている場合、
- C) 地方税法に定める障害者であって、免除を受ける保険料の属する月の前年の所得が一定の所得以下である場合、
- D) 地方税法に定める寡婦であって、免除を受ける保険料の属する月の前年の所得が一定の所得以下である場合、
- E) 保険料を納付することが著しく困難である場合として天災等の事由がある場合。

また、申請一部免除(申請免除で保険料の一部免除を受けることをいう。以下同じ。)に該当する者の要件は、下記 3 つのいずれかに該当することである。

- a) 免除を受ける保険料の属する月の前年の所得が、扶養親族等の有無及び数に応じて、一定の所得以下である場合、

⁶ 例えば、障害基礎年金の場合、国民年金の保険料納付済期間と保険料免除期間が、初診日の属する月の前々月までの保険料を納付しなければならない期間の3分の2以上あること。令和8年3月31日までの間の経過措置として、初診日の属する月の前々月までの1年間に保険料の滞納がない場合は上記要件に限らず支給される。

- b) 全額免除の B)から D)に該当する場合、
- c) 保険料を納付することが著しく困難である場合として天災等の事由がある場合。

なお、申請免除要件の C)と D)については、令和2年5月に成立した「年金制度の機能強化のための国民年金法等の一部を改正する法律」により、寡婦その他の地方税の規定による市町村民税が課されない者であって、前年の所得が一定の所得以下の者についても、免除を受けられるようになる。

申請免除の所得基準額については、A)が(扶養親族等の数+1)×35万円+22万円、a)について、4分の3免除の場合は78万円+扶養親族等控除額、半額免除の場合は118万円+扶養親族等控除額、4分の1免除の場合は158万円+扶養親族等控除額、C)及びD)が125万円となっている(国民年金法施行令第6条の7から第6条の9の2)。また、所得基準額と比べることになる前年の所得は、地方税法上の非課税所得以外の所得となっている(国民年金法施行令第6条の10)。申請全額免除と申請一部免除((b)を除く。以下同じ。)で所得の範囲は異なっており、対象となる所得が列挙されている(国民年金法施行令第6条の11及び第6条の12第1項)。また、申請一部免除では、前年の所得から社会保険料控除額等を控除することとなっている(国民年金法施行令第6条の12第2項)。

(3) 集計・分析の方針と使用データ

分析にあたっては、国民生活基礎調査(平成28年)の調査票情報を独自に集計した。仮に国民年金の加入期間を延長した場合に国民年金保険料免除制度の対象となる者(以下、潜在的免除該当者)の数がどの程度存在するか推計を行った。さらに、潜在的免除該当者について年齢階級別に働き方や所得状況を確認するとともに、60歳代前半の潜在的免除該当者について世帯類型にかかると集計を行った。⁷

以降の集計において、20～59歳は国民年金加入状況で国民年金を選択した者を国民年金第1号被保険者として集計した。一方で60歳以上の者は国民年金加入状況の情報で判別できないため、医療保険加入状況を利用して、潜在的国民年金第1号被保険者として集計した。すなわち、20歳～59歳の者は世帯票のⅡ世帯員の状況の質問11「公的年金の加入状況」が「1(国民年金第1号被保険者)」の者を国民年金第1号被保険者、60歳以上は同じく質問6「医療保険の加入状況」が「1(国民健康保険・市町村)」又は「2(国民健康保険・組合)」の者を国民年金第1号被保険者とした。同様に潜在的国民年金第2号被保険者および潜在的国民年金第3号被保険者についても、20歳～59歳の者は世帯票のⅡ世帯員の状況の質問11「公的年金の加入状況」が「2(国民年金第2号被保険者)」の者を国民年金第2号被保険者、「3(国民年金第3号被保険者)」の者を国民年金第3号被保険者とし、60歳以上は同じく質問6「医療保険の加入状況」が「3(被用者保険・加入者本人)」の者を国民年金第2号被保険者、「4(被用者保険・家族(被扶養者))」の者を国民年金第3号被保険者とした。

免除の判定に使用した個人の総所得(控除後)額について、前年の所得は地方税法上の非課税所得以外の所得を用いることになっているため、国民生活基礎調査所得票における以下の項目を個人ごとに使用して近似的に算出した。すなわち、雇用者所得(控除後)、公的年金恩給(控除後)、事業所得、財産所得、農耕畜産所得、企業年金個人年金等、家内労働所得である。ここで、雇用者所得と公的年金恩給は確定申告における算定手順にしたがって控除額を計算し、控除後の金額としている。ただし60歳以下の者については公的年金恩給として

⁷ 平成28年度の国民年金保険料額は、平成16年度価格水準で16,660円と規定されている。名目賃金の変動に応じて毎年度改定され(国民年金法第87条第3項)、平成28年度の保険料額は16,260円である。

計上されているのは遺族年金または障害年金であると考えられ、これらは非課税であるために免除の判定に使用する総所得として加算していない。詳細な控除後算出手順は図表 2 に示した。なお学生は集計対象外とし、「算出_個人_総所得(控除後)」は算出していない。

なお、活用したデータの制約条件として国民生活基礎調査における拡大乗数は世帯単位で設定されているため、これを用いて集計した結果は年齢別の被保険者実数と一致しない。平成27年度厚生年金保険・国民年金事業の概況において公表されている国民年金第1号被保険者の年齢構成と本研究における集計結果を比較すると、本研究における集計結果は20歳以上39歳以下の若年層における被保険者数が実数より少なく、50歳代後半における被保険者数が実数より多い傾向があった。

第2節においては、議論の出発点として、(潜在的)国民年金第1号被保険者の割合を示すとともに、(潜在的)国民年金第1号被保険者に占める(潜在的)国民年金免除該当者の年齢別の割合の違いを示した。

第3節においては、(潜在的)国民年金第1号被保険者に占める(潜在的)国民年金免除該当者の年齢別の割合の違いにどのような要素が影響を与えているかを示した。免除判定に用いられる所得は年齢別の変化が大きいと考えられるが、その所得は就業形態によって変わるものと考えられる。また、健康状態はその就業形態に影響を与えるものと考えられる。こうしたことから、年齢別の①有職率及び就業形態、②稼働所得、③健康状態について集計を行なった。

第4節においては、免除に該当するかの判定に大きく影響する世帯構造の違いに焦点を当てて分析を行った。50歳代後半以降、配偶者や子供の有無は年齢による差が少ないと考えられる。また、子供が独立することを除けば、世帯類型も変化が少ないと考えられる。そこで、60歳代前半の者に焦点を当て、①配偶者の有無、②子の有無、③世帯類型について集計を行った。

第5節においては、主に資産に着目し、分析を行った。所得ベースで判定した潜在的免除該当者の中でも、資産を有し、事実上負担能力を有する場合がある。年金保障の必要性がより強い者の分布を特定するため、潜在的免除該当者のうち資産の状況について集計した。また、資産に乏しい者のうち、持ち家が無い者は更に生活が苦しいと考えられる。抛出能力がなく、かつ、経済的理由等から老後への備えが乏しい者は、平均余命が長期化する中で年金保障を特に及ぼすべき対象であると考えられることから、60歳代前半の潜在的免除該当者に焦点を当て、①資産、②持ち家の状況について集計を行った。

第6節においては、厚生年金の適用拡大が潜在的免除該当者に与える影響について、分析を行った。適用拡大は、潜在的免除該当の雇用者が厚生年金に加入しやすくなり、基礎年金に加えて報酬比例の厚生年金を受給できるようになる点で、年金保障を厚くするものである。そこで、第6節においては、60歳代前半の潜在的免除該当者に占める雇用者の割合を把握した上で、60歳代前半の潜在的免除該当の雇用者で貸金要件や勤務時間要件を満たす者がどの程度の割合いるかを分析した。

集計結果人数について、国民生活基礎調査における世帯票の項目だけでは国民年金保険料の免除判定ができないため、先述のとおり所得票の項目を使用して免除判定を行った。所得票の回答者は世帯票に回答した世帯の一部であるため、拡大乗数を用いて復元処理を行った集計結果人数は所得票に回答した世帯に限定されており、日本の全人口には対応しない。よって本研究においては、人数ではなく構成割合に着目して分析を行った。

	(A)世帯票回答世帯	(B)うち所得票回答世帯	(B)÷(A)
人数	123, 322, 976	16, 922, 868	13. 7%
うち20歳～74歳	84, 878, 698	11, 664, 215	13. 7%

ここで、仮に国民年金の加入期間を延長した場合に60歳以上の者が国民年金保険料免除制度の対象になるかどうかの判定については、国民生活基礎調査で把握できる項目を用いて図表1の手順にしたがい、新たな追加項目を作成して実施した。一方、比較のために集計した60歳未満の者は、先述のとおり国民生活基礎調査の調査項目にある加入年金区分のデータを用いている。したがって、両者について国民年金に加入しているかどうかの判定方法が異なる点は注意が必要である。

本研究における免除の判定方法については、課税対象の老齢年金と非課税の障害年金・遺族年金を判別できないこと、被扶養者を正確に特定できないこと、法定免除や寡婦について正確に判定できないこと等から、判定には限界がある。このうち老齢年金と障害年金・遺族年金の判別については、前述のとおり公的年金恩給として回答された金額を60歳未満の者は障害年金・遺族年金として、60歳以上の者は老齢年金として取り扱った。

本研究で使用している項目名と、国民生活基礎調査の調査票における質問番号および項目の対応関係は下表のとおりである。

No	項目名	調査票	調査票質問番号	調査票の項目	備考(判定条件等)
1	潜在的国民年金 第1号加入者	世帯票	Ⅱ世帯員の状況 質問11	公的年金の 加入状況	60歳未満は公的年金の加入状況が「1」の者、60歳以上は医療保険の加入 状況が「1」又は「2」の者
			Ⅱ世帯員の状況 質問6	医療保険の 加入状況	
2	潜在的免除該当者	世帯票 所得票	複数項目	※国民年金 免除区分	(No.1を満たし) 且つ (国民年金免除区分が「1」:(全額免除)、「2」:(3/4免 除)、「3」:(半額免除)又は「4」:(1/4免除)且つ(所得税の課税が「2」:(非課 税) 又は 住民税の課税が「2」:(非課税))の者 ※国民年金免除区分については第1節の図表1 および図表2を参照
		所得票	質問3	所得税の課税	
		所得票	質問4	住民税の課税	
3	性別	世帯票	Ⅱ世帯員の状況 質問3	性	
4	年齢	世帯票	Ⅱ世帯員の状況 質問4	生年月日	生年月日より算出した年齢。実際には世帯票の「年齢各歳」を使用

No	項目名	調査票	調査票質問番号	調査票の項目	備考(判定条件等)
5	勤めと自営の状況	世帯票	II世帯員の状況 質問 17	勤めか自営かの別	
6	勤め先での呼称	世帯票	II世帯員の状況 補問 17-1	勤め先での呼称	
7	有業者	世帯票	II世帯員の状況 質問 17	勤めか自営かの別	勤めか自営かの別が空白以外(無職は除く)の者
8	自営業者	世帯票	II世帯員の状況 質問 17	勤めか自営かの別	勤めか自営かの別が「06」:(自営業者雇用あり)又は「07」:(自営業者雇用なし)の者
9	自営業者の 雇人あり	世帯票	II世帯員の状況 質問 17	勤めか自営かの別	勤めか自営かの別が「06」:(自営業者雇用あり)の者
10	自営業者の 雇人なし	世帯票	II世帯員の状況 質問 17	勤めか自営かの別	勤めか自営かの別が「07」:(自営業者雇用なし)の者
11	雇用者	世帯票	II世帯員の状況 質問 17	勤めか自営かの別	勤めか自営かの別が「01」～「04」の者
12	稼働所得	所得票	質問 2	雇用者所得	雇用者所得、事業所得、農耕・畜産所得、家内労働所得を合計した額。 実際には所得貯蓄票の「個人の稼働所得」を使用している
				事業所得	
				農耕・畜産所得	
				家内労働所得	
13	雇用者所得	所得票	質問 2	雇用者所得	
14	正規	世帯票	II世帯員の状況 補問 17-1	勤め先での呼称	勤め先での呼称が「1」:(正規の職員・従業員)の者
15	非正規	世帯票	II世帯員の状況 補問 17-1	勤め先での呼称	勤め先での呼称が「4」:(労働者派遣事業所の派遣社員)、「5」:(契約社員)又は「6」:(嘱託)の者
16	月額賃金 8.8万円以上	所得票	質問 2	雇用者所得	雇用者所得が 105 万円以上の者
17	月額賃金 5.8万円以上	所得票	質問 2	雇用者所得	雇用者所得が 69 万円以上の者
18	週労働時間 20 時間以上	世帯票	II世帯員の状況 質問 14	1週間の 就業日数等の 就業時間	1週間の就業日数等の就業時間が 20 時間以上の者
19	仕事なし	世帯票	II世帯員の状況 質問 13	5 月中の 仕事の状況	5 月中の仕事の状況が「5」～「7」の者
20	就業希望している	世帯票	II世帯員の状況 質問 18	就業希望の 有無	就業希望の有無が「1」:(収入を伴う仕事をしたいと思っている)の者
21	すぐに仕事につける	世帯票	II世帯員の状況 補問 18-2	すぐに仕事に	「すぐに仕事に」が「1」:(つける)の者

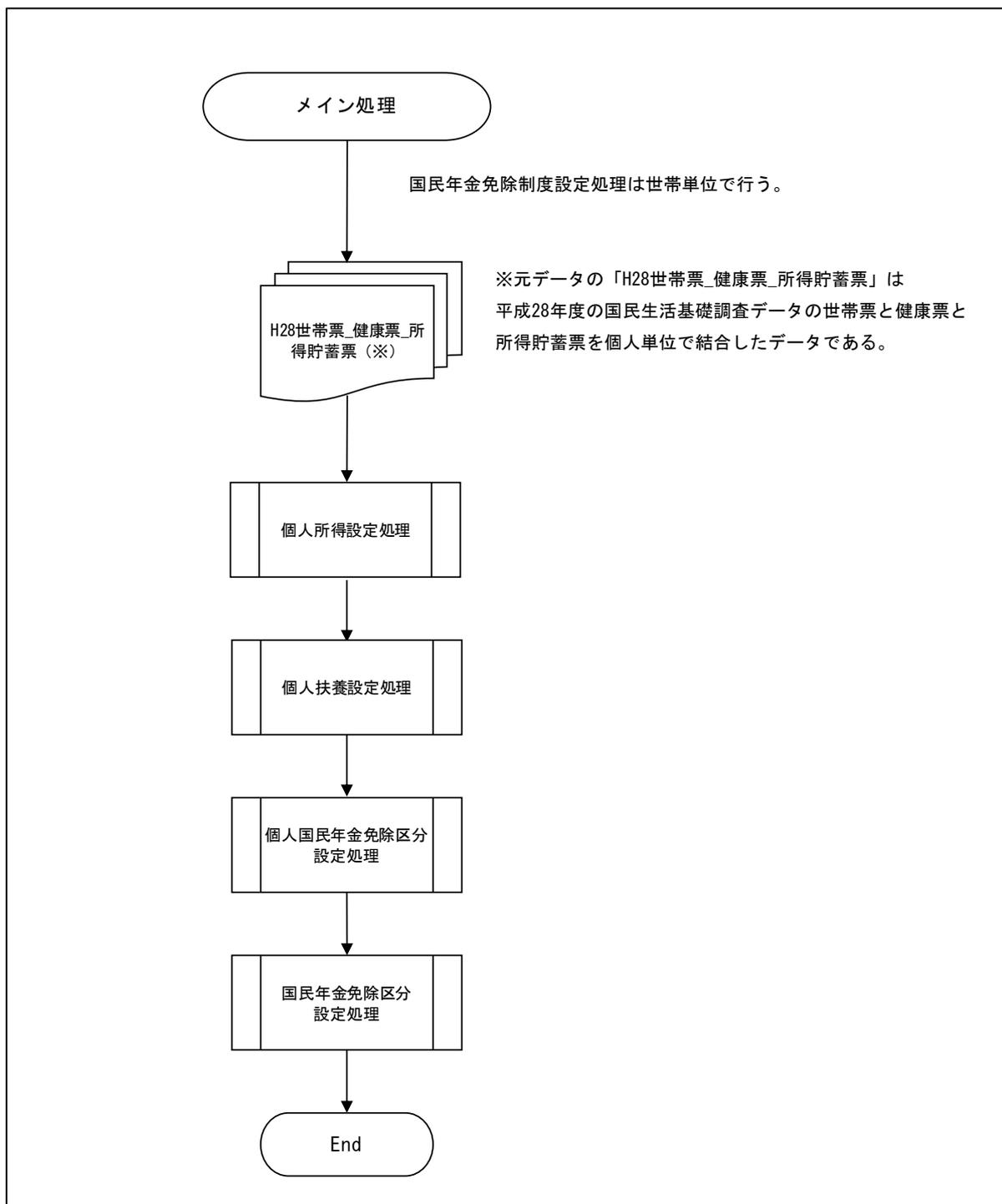
No	項目名	調査票	調査票質問番号	調査票の項目	備考(判定条件等)
22	すぐに仕事につけない	世帯票	II世帯員の状況 補問 18-2	すぐに仕事に	「すぐに仕事に」が「2」:(つけない)の者
23	健康に自信がない	世帯票	II世帯員の状況 補問 18-4	仕事につけない理由	仕事につけない理由が「3」:(健康に自信がない)の者
24	介護・看病のため	世帯票	II世帯員の状況 補問 18-4	仕事につけない理由	仕事につけない理由が「2」:(介護・看病のため)の者
25	健康状態	健康票	質問 7	あなたの現在の健康状態	
26	健康上の問題で何らか日常生活に影響がある者	健康票	質問 5	健康上の問題で日常生活に何か影響	
27	健康上の問題で日常生活動作に影響が在る者	健康票	補問 5-1	日常生活動作	
28	健康上の問題で外出に影響がある者	健康票	補問 5-1	外出	
29	健康上の問題で仕事、家事、学業に影響がある者	健康票	補問 5-1	仕事、家事、学業	
30	健康上の問題で運動に影響がある者	健康票	補問 5-1	運動	
31	健康上の問題で上記以外の日常生活の事柄がある者	健康票	補問 5-1	その他	
32	配偶者の有無	世帯票	II世帯員の状況 質問 5	配偶者(夫又は妻)の有無	
33	子の有無	世帯票	II世帯員の状況 質問 12 II世帯員の状況 補問 12-1	別居している子の有無 最も近くに 住んでいる 別居の子の 居住場所	実際には世帯票の「子の有無」を使用して「1」、「2」を(同居の子あり)、「3」を(別居の子あり)、「4」を(小なし)、「9」を(不詳)として分類した
34	世帯構造	世帯票	II世帯員の状況 質問 2	世帯主との続柄	世帯主との続柄を世帯単位で集計したと思われる。 実際には世帯票の「世帯構造の男女分類」を使用
35	資産額	貯蓄票	質問 1	合計貯蓄現在高	実際には所得貯蓄票の「貯蓄高階級」を使用
36	一人あたりの貯蓄額	貯蓄票	質問 1	合計貯蓄現在高	実際には所得貯蓄票の「貯蓄現在高」÷ 所得票の「世帯人員」で算出

No	項目名	調査票	調査票質問番号	調査票の項目	備考(判定条件等)
37	等価貯蓄額	貯蓄票	質問 1	合計貯蓄現在高	実際には所得貯蓄票の「貯蓄現在高」÷ 所得票の「世帯人員」平方根で算出
38	雇用者(正規の者)				No.11 と No.14 を満たす
39	雇用者(非正規の者)				No.11 と No.15 を満たす
40	雇用者における 月額賃金 8.8 万円 以上且つ週労働時間 20 時間以上の者				No.11 と No.16 と No.18 を満たす
41	雇用者における 月額賃金 5.8 万円 以上の者				No.11 と No.17 を満たす
42	仕事なしの者に ついて就職希望 しておる者				No.19 と No.20 を満たす
43	潜在的国民年金 第2号加入者	世帯票	II 世帯員の状況 質問 11	公的年金の 加入状況	60 歳未満は公的年金の加入状況が「2」の者、60 歳以上は医療保険の加入 状況が「3」の者
			II 世帯員の状況 質問 6	医療保険の 加入状況	
44	潜在的国民年金 第3号加入者	世帯票	II 世帯員の状況 質問 11	公的年金の 加入状況	60 歳未満は公的年金の加入状況が「3」の者、60 歳以上は医療保険の加入 状況が「4」の者
			II 世帯員の状況 質問 6	医療保険の 加入状況	

本稿における各表の標本サイズの表記方法について、実際の分析用サンプルサイズは図表右側に「N=yyyy」で表す。また、図表左側の「n=xxxx」は乗率(拡大乗数)を乗じたものを表す。乗率(拡大乗数)を乗じている n は、四捨五入による端数を調整していないため、内訳と計は必ずしも一致しない。

60歳以上の者について、国民年金保険料免除制度の対象者を判定する手順は以下のフローに従って4段階の処理を行った。すなわちステップ1. 個人所得の設定、ステップ2. 個人扶養の設定、ステップ3. 個人の国民年金免除区分の設定、ステップ4. 国民年金免除区分の設定である。以下に、判定手順全体の流れと各ステップにおける判定フローを図示する。

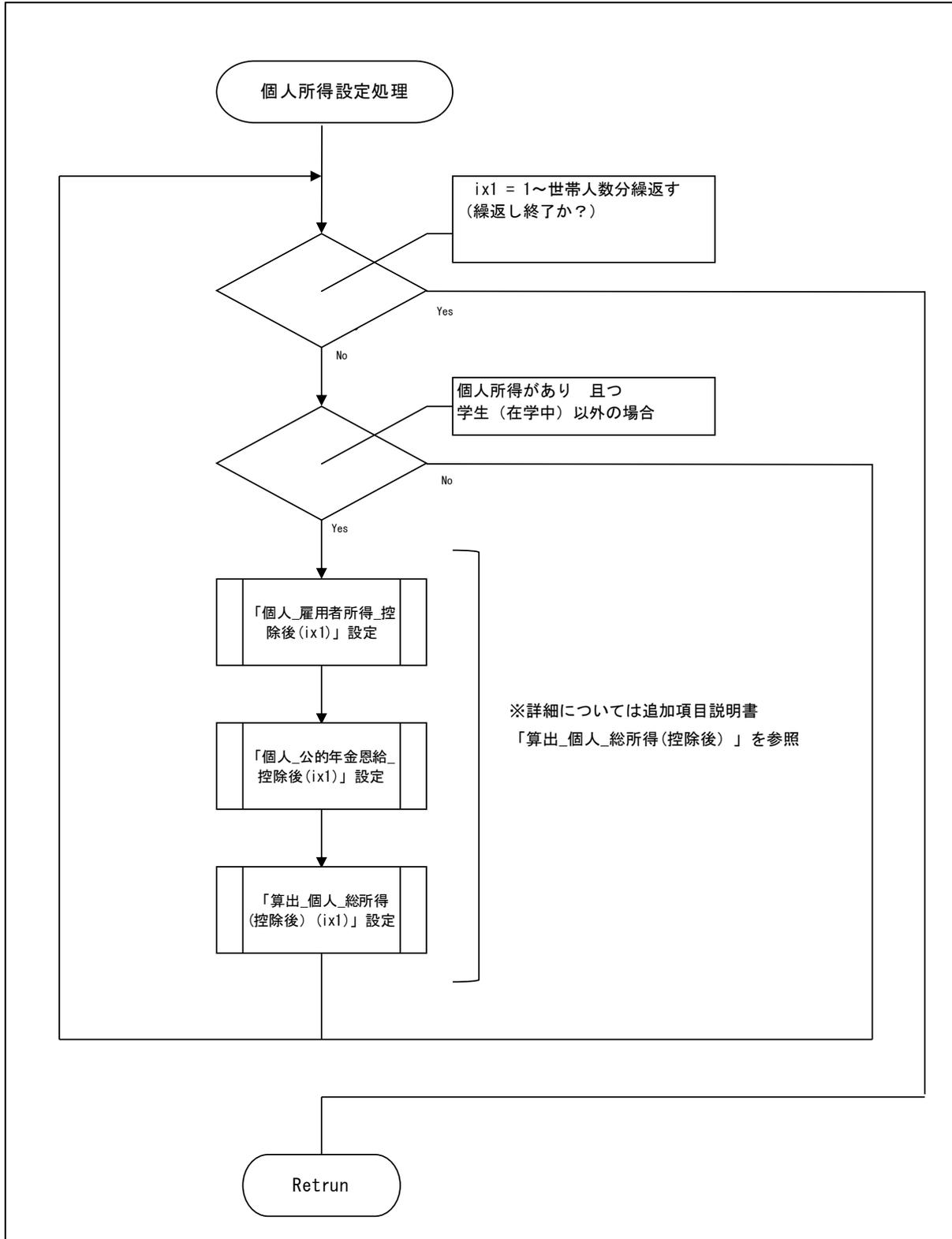
図表1:潜在的免除該当者の判定手順



ステップ1. 個人所得の設定

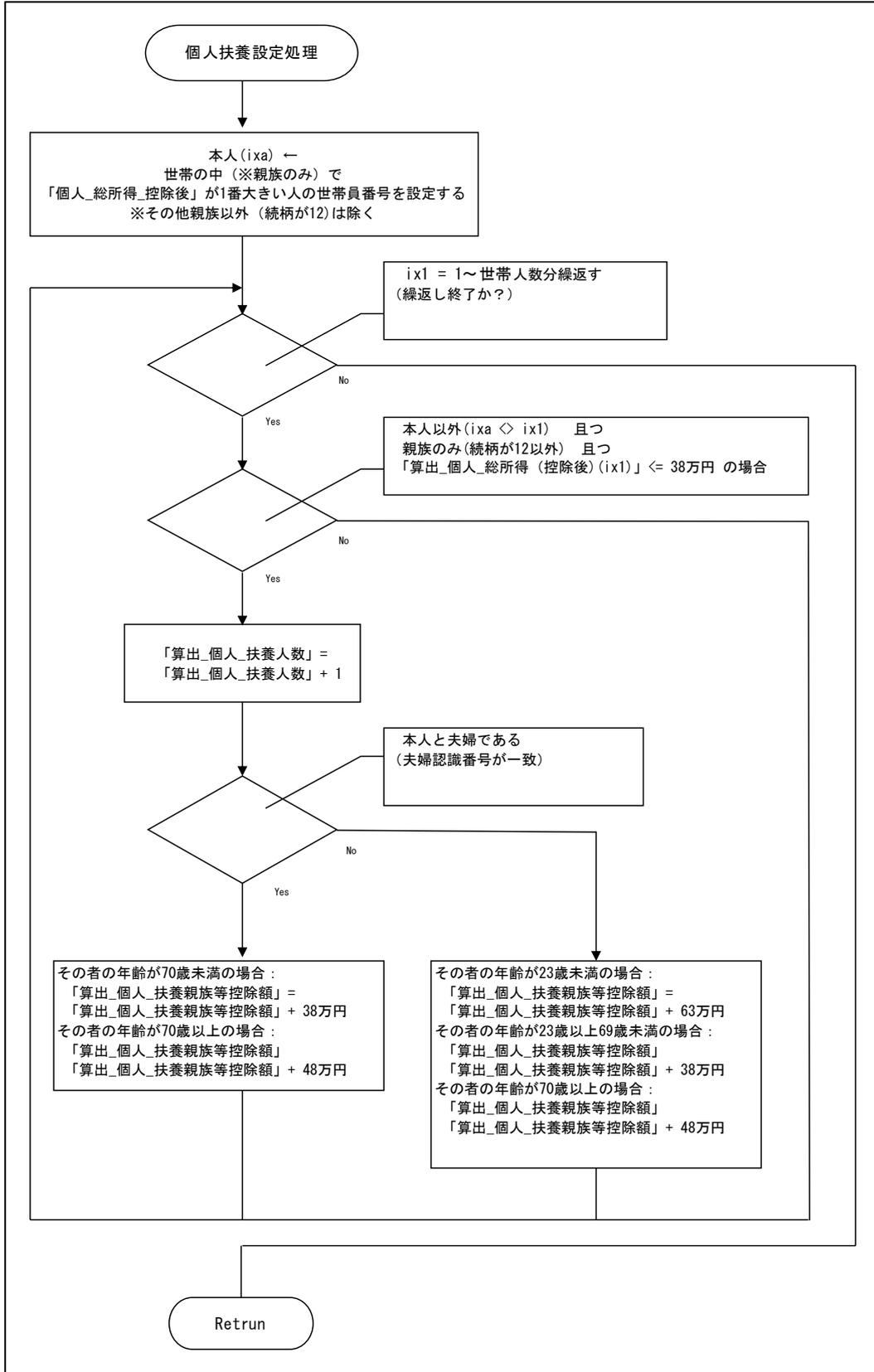
ステップ1では、学生以外の者について、個人の総所得(控除後)を設定する。個人所得があり、かつ学生ではない者について、「雇用者所得」および「公的年金・恩給」について控除後の値を算出する。

これらに「事業所得」「財産所得」「農耕畜産所得」「企業年金個人年金等」「家内労働所得」を加算して「総所得(控除後)」を個人ごとに求める。



ステップ2. 個人扶養の設定

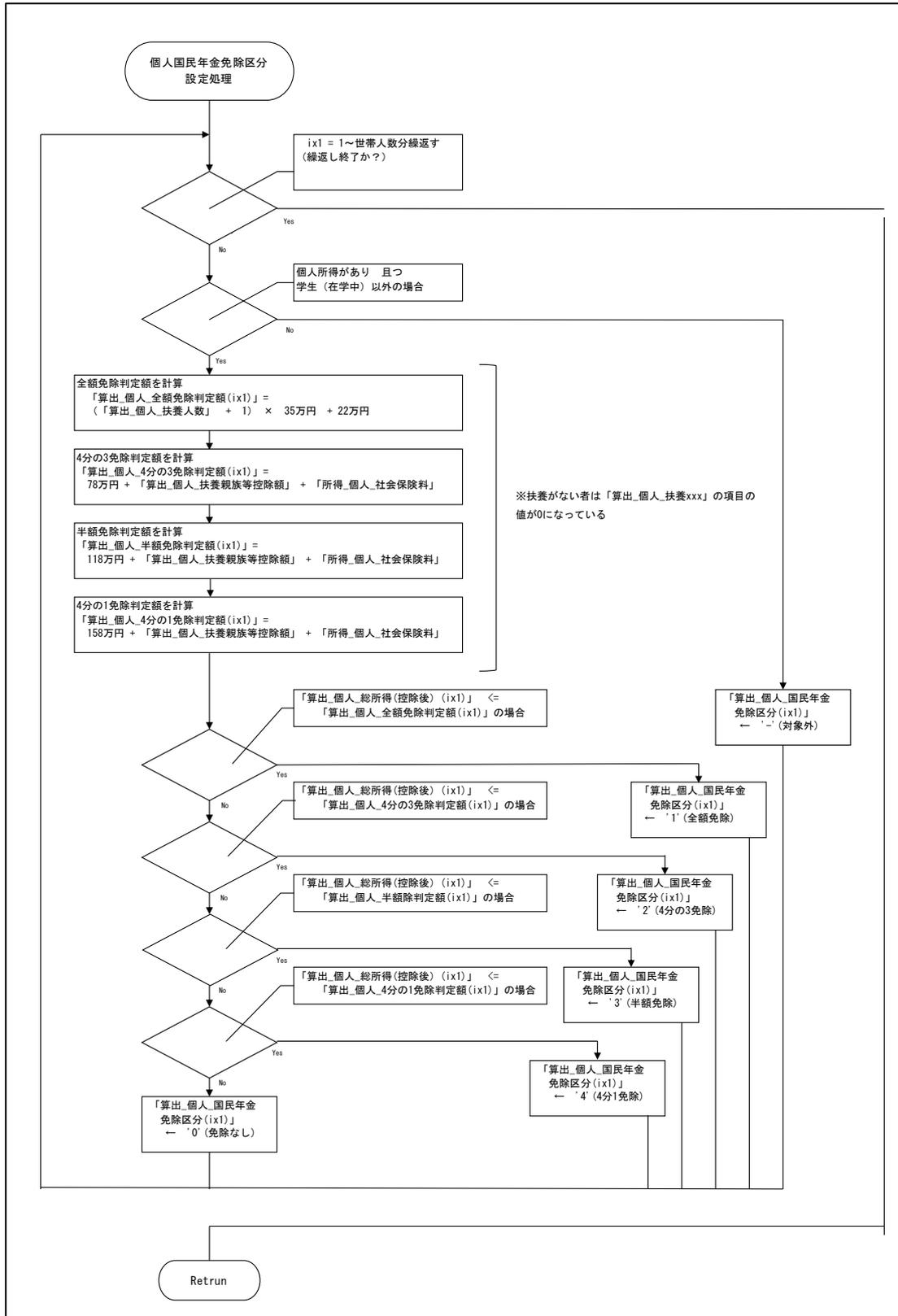
ステップ2では世帯ごとに、被扶養者は世帯内で最も総所得が多い者(同額の場合は続柄による)に扶養されると仮定し、被扶養者の年齢に応じて扶養者の「扶養親族等控除額」を算出する。



ステップ3. 個人の国民年金免除区分の設定

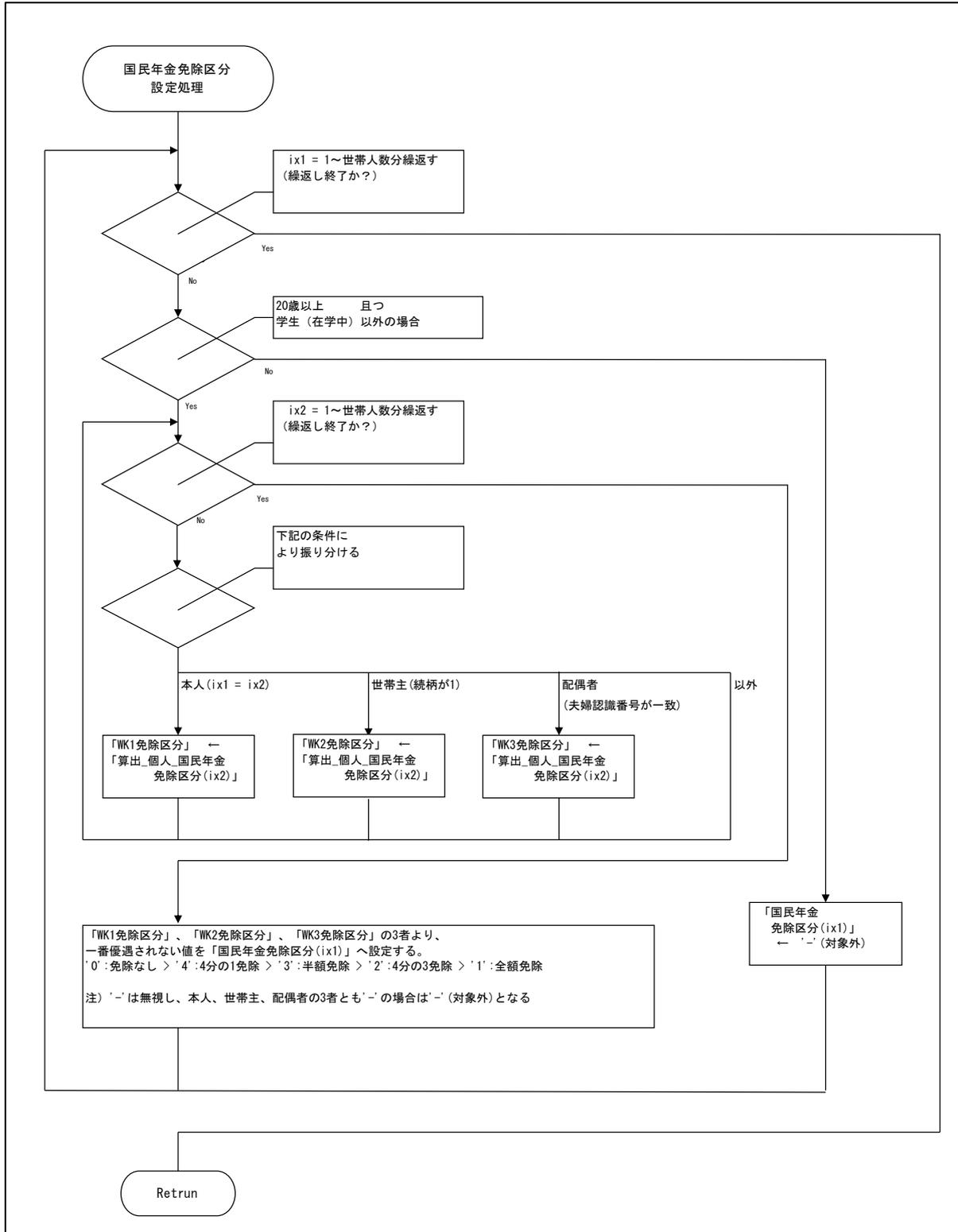
ステップ3では全額免除、一部免除の判定基準額と個人別総所得を比較し免除該当の有無を設定する。

全額免除の判定は個人ごとに「(扶養人数+1名)×35万円+22万円」、一部免除の判定は「免除段階ごとの定額+扶養親族等控除額+社会保険料」と、それぞれ「総所得(控除後)」を比較して行う。



ステップ4. 国民年金免除区分の設定

ステップ4では、世帯主・配偶者の情報を用いて、その世帯に含まれる個人の国民年金免除区分を設定する。判定は個人ごとに行い、本人の免除区分にかかる情報だけで決定せず、本人・世帯主・世帯主の配偶者の3者について最も優遇されない区分を本人の免除区分として設定する。



図表2: 国民年金保険料免除制度の対象を判定する為に追加した項目

項目	設定する人の条件	内容
算出_個人_総所得(控除後)	以下の条件がすべてを満たす者 ・所得がある者(個人_所得が0円を超える者) ・学生(在学中)以外の者	①個人_雇用者所得、②個人_公的年金恩給に関しては控除後の所得を算出し、それ以外の所得はそのまの額を使用して合計(③個人_総所得(控除後))する。 ①個人_雇用者所得(控除前)の額により個人_雇用者所得(控除後)を算出する。 ・650,999円以下: 0円 ・651,000円～1,618,999円: 個人_雇用者所得(控除前) - 650,000円 ・1,619,000円～1,619,999円: 969,000円 ・1,620,000円～1,621,999円: 970,000円 ・1,622,000円～1,623,999円: 972,000円 ・1,624,000円～1,627,999円: 974,000円 ・1,628,000円～1,799,999円: (個人_雇用者所得(控除前) / 4 ※) × 2.4 ・1,800,000円～3,599,999円: (個人_雇用者所得(控除前) / 4 ※) × 2.8 - 180,000円 ・3,600,000円～6,599,999円: (個人_雇用者所得(控除前) / 4 ※) × 3.2 - 540,000円 ・6,600,000円～9,999,999円: 個人_雇用者所得(控除前) × 0.9 - 1,200,000円 ・10,000,000円～14,999,999円: 個人_雇用者所得(控除前) × 0.95 - 1,700,000円 ・15,000,000円以上: 個人_雇用者所得(控除前) - 2,450,000円 ※千円未満端数切捨て ②個人_公的年金恩給(控除前)の額により個人_公的年金恩給(控除後)を算出する。 1)年齢が60歳未満の場合 ・0円 ※老齢年金を受給していない為、非課税とする。 2)年齢が60歳以上～65歳未満の場合 ・700,000円以下: 0円 ・701,001円～1,299,999円: 個人_公的年金恩給(控除前) - 700,000円 ・1,300,000円～4,099,999円: 個人_公的年金恩給(控除前) × 0.75 - 375,000円 ・4,100,000円～7,699,999円: 個人_公的年金恩給(控除前) × 0.85 - 785,000円 ・7,700,000円～: 個人_公的年金恩給(控除前) × 0.95 - 1,555,000円 3)年齢が65歳以上の場合 ・1,200,000円以下: 0円 ・1,200,001円～3,299,999円: 個人_公的年金恩給(控除前) - 1,200,000円 ・3,300,000円～4,099,999円: 個人_公的年金恩給(控除前) × 0.75 - 375,000円 ・4,100,000円～7,699,999円: 個人_公的年金恩給(控除前) × 0.85 - 785,000円 ・7,700,000円～: 個人_公的年金恩給(控除前) × 0.95 - 1,555,000円 ③算出_個人_総所得(控除後) = 個人_雇用者所得(控除後) + 個人_公的年金恩給(控除後) + 個人_事業所得 + 個人_財産所得 + 個人_農耕畜産所得 + 個人_企業年金個人年金等 + 個人_家内労働所得
算出_個人_扶養人数	下記の全ての条件を満たす者 ・親族の者(世帯_個人_続柄が'12'以外) ・その世帯で控除後の所得が大きい者(算出_個人_総所得(控除後)が大きい者、額が同一の場合は続柄が小さい者) ・学生(在学中)以外の者	本人から見た扶養人数を合計する。 下記の条件を満たす場合に人数をカウントをする。 条件 本人以外の世帯_個人_続柄が'12'(その他親族以外) 以外 且つ その本人以外の算出_個人_総所得(控除後) が 38万円以下の場合
算出_個人_扶養親族等控除額	(条件A) 下記の全ての条件を満たす者 ・夫婦である(個人_夫婦認識番号が1以上) ・その世帯で控除後の所得が大きい者(算出_個人_総所得(控除後)が大きい者、額が同一の場合は続柄が小さい者) ・学生(在学中)以外の者 (条件B) 下記の全ての条件を満たす者 ・親族の者(世帯_個人_続柄が'12'以外) ・その世帯で控除後の所得が大きい者(算出_個人_総所得(控除後)が大きい者、額が同一の場合は続柄が小さい者) ・学生(在学中)以外の者	本人から見た世帯の扶養親族等控除額を合計する。 下記のいずれかの条件A、条件Bを満たす場合、その条件下の年齢を参照し、年齢の右側の額を加算する 条件A 本人の世帯_個人_夫婦認識番号 と 本人以外の個人_夫婦認識番号が一致(※1以上) 且つ その本人以外の算出_個人_総所得(控除後) が 38万円以下の場合 ・70歳未満: 38万円 ・70歳以上: 48万円 条件B 本人以外の世帯_個人_続柄が'12'(その他親族以外) 以外 且つ その本人以外の算出_個人_総所得(控除後) が 38万円以下の場合 ・23歳未満: 63万円 ・23歳以上～70歳未満: 38万円 ・70歳以上: 48万円
算出_個人_全額免除判定額		(算出_個人_扶養人数 + 1) × 35万円 + 22万円
算出_個人_4分の3免除判定額	下記の全ての条件を満たす者	78万円 + 算出_扶養親族等控除額 + 所得_個人_社会保険料 ※但し、所得_個人_社会保険料が有無不詳もしくは額不詳の場合はALL9とする。
算出_個人_半額免除判定額	所得がある者(個人_所得が0円を超える者) ・学生(在学中)以外の者	118万円 + 算出_扶養親族等控除額 + 所得_個人_社会保険料 ※但し、所得_個人_社会保険料が有無不詳もしくは額不詳の場合はALL9とする。
算出_個人_4分の1免除判定額		158万円 + 算出_扶養親族等控除額 + 所得_個人_社会保険料 ※但し、所得_個人_社会保険料が有無不詳もしくは額不詳の場合はALL9とする。
算出_個人_国民年金免除区分 (0:免除なし、1:全額免除、2:4分の3免除、3:半額免除、4:4分の1免除、-:対象外)	下記の全ての条件を満たす者 ・所得がある者(個人_所得が0円を超える者) ・学生(在学中)以外の者	個人毎に算出_個人_国民年金免除区分の設定を行う。判定Aから順に行い、その条件を満たした場合はその下の行の値を算出_個人_国民年金免除区分へ設定して次の判定は行わない。また条件を満たさなかった場合は判定B・・・と順に行う仕様である。 判定A 算出_個人_総所得(控除後) <= 算出_個人_全額免除判定額 '1':全額免除 判定B 算出_個人_総所得(控除後) <= 算出_個人_4分の3免除判定額 '2':4分の3免除 判定C 算出_個人_総所得(控除後) <= 算出_個人_半額免除判定額 '3':半額免除 判定D 算出_個人_総所得(控除後) <= 算出_個人_4分の1免除判定額 '4':4分の1免除 判定E 上記以外 '0':免除なし ※所得_個人_社会保険料が有無不詳もしくは額不詳の場合は判定Aのみ行い、その条件を満たさなかった場合は判定B～Dは行わずにEの0:免除なしを設定する。 注)対象外の者は'-'が設定される。
国民年金免除区分 (0:免除なし、1:全額免除、2:4分の3免除、3:半額免除、4:4分の1免除)	下記の全ての条件を満たす者 ・年齢が20歳以上の者 ・学生(在学中)以外の者	個人毎に国民年金免除区分の設定を行う。 本人、世帯主、配偶者の算出_個人_国民年金免除区分より、一番優遇されない算出_個人_国民年金免除区分を設定する。 '0':免除なし > '4':4分の1免除 > '3':半額免除 > '2':4分の3免除 > '1':全額免除 注)'-':は無視し、本人、世帯主、配偶者の3者とも'-'の場合は'-'(対象外)となる

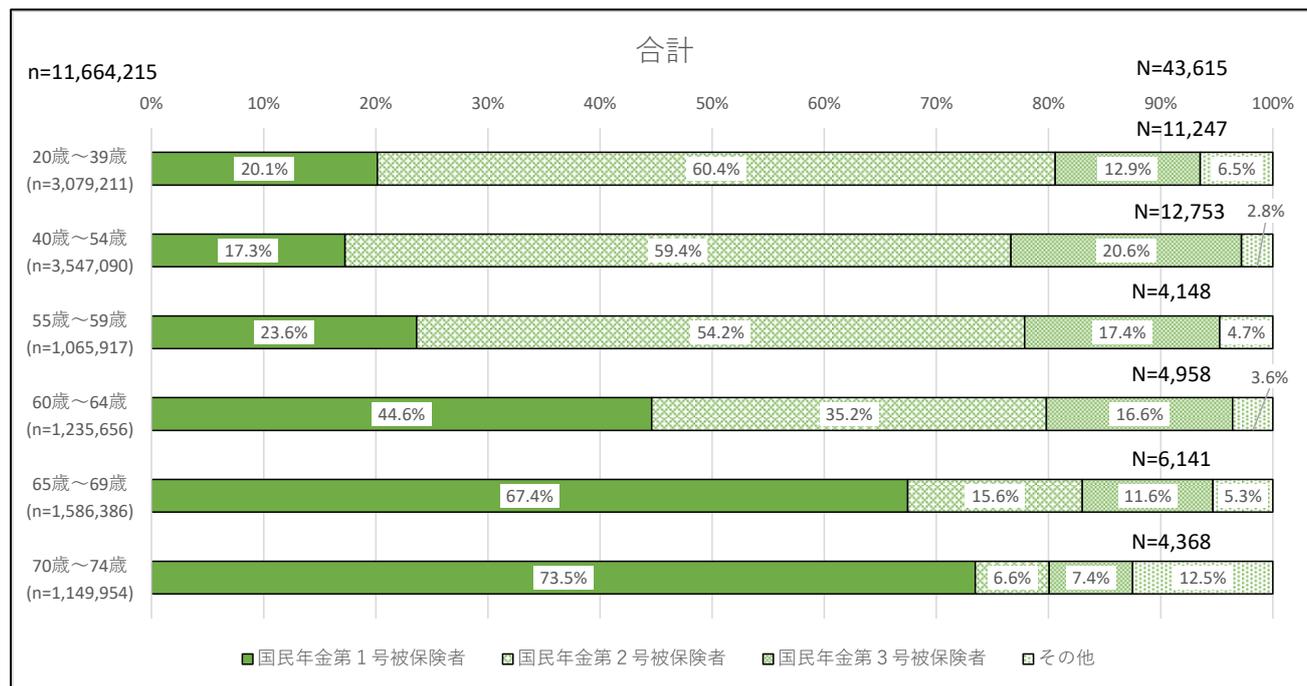
2. 年齢別免除者及び潜在的免除該当者

図表3^{※1}は、年齢階級別に全人数に対する国民年金被保険者の数を見たものである(60歳以上は潜在的被保険者)。

国民年金第1号被保険者の割合は50歳代後半で23.6%、60歳代前半で44.6%、60歳代後半で67.4%、70歳代前半で73.5%であり、60歳の前後と65歳の前後において割合の差が大きかった。男女別にみると、60歳代前半においては男女差が大きく、男性の38.7%に対して女性は50.0%であった。

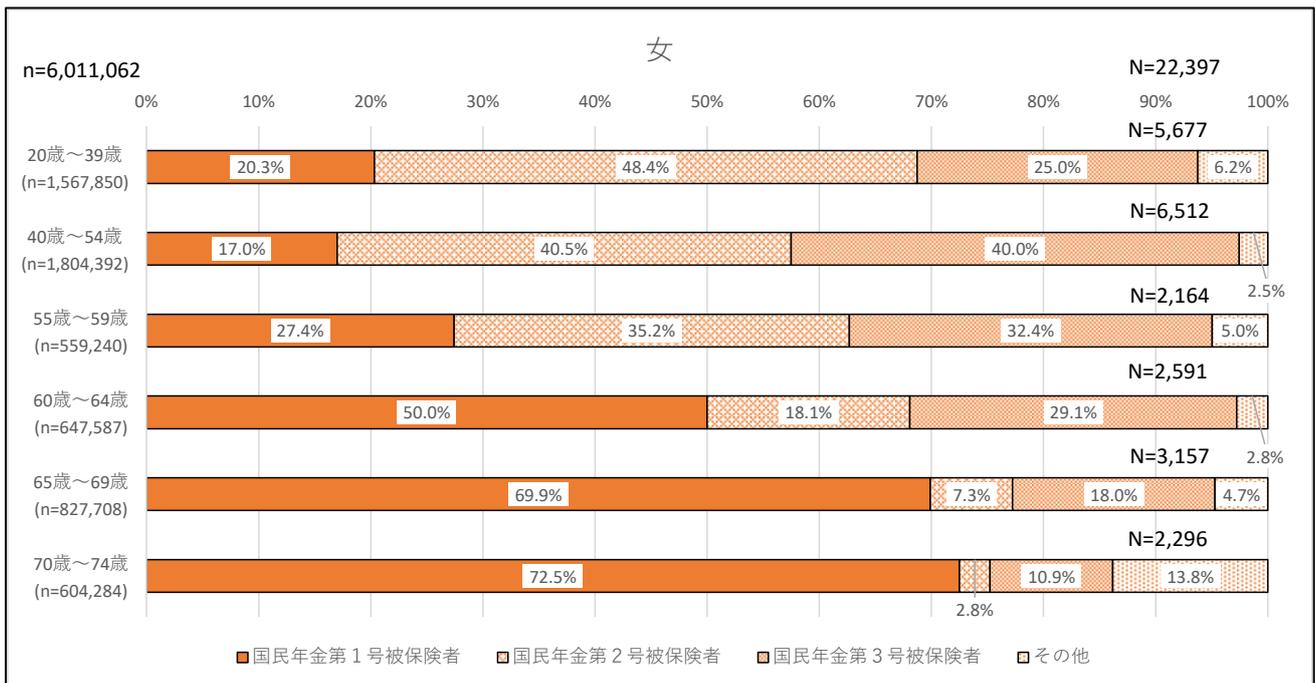
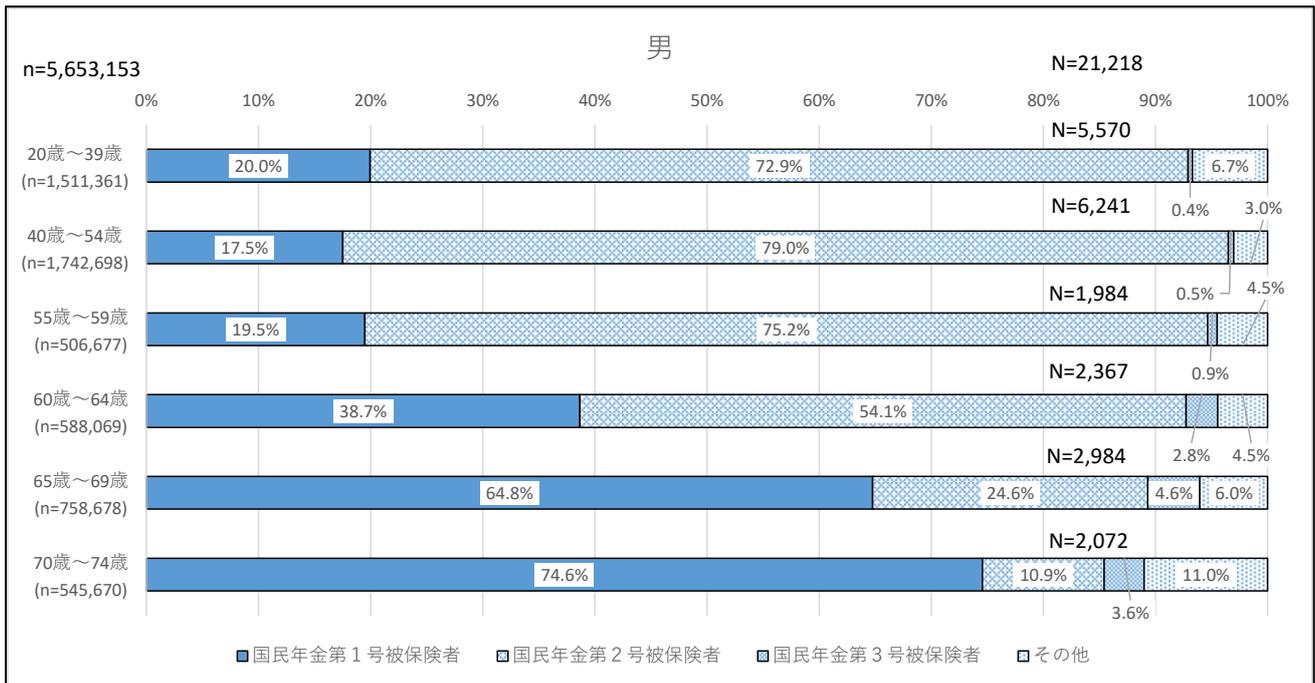
また、50歳代後半から70歳代前半にかけて、男性の国民年金第3号被保険者を除き、男女計、男性、女性において、国民年金第2号被保険者、国民年金第3号被保険者の割合は低くなる傾向であった。

図表3: 全人数に対する(潜在的)国民年金第1号被保険者の割合



※1 グラフ内の「その他」については、20歳～59歳の者は世帯票のII世帯員の状況の質問11「公的年金の加入状況」が「4(公的年金に加入していない)」又は無回答(不詳)の者、60歳以上は同じく質問6「医療保険の加入状況」が「5(後期高齢者医療制度)」、「6(その他)」又は無回答(不詳)の者とした。

図表3:全人数に対する(潜在的)国民年金第1号被保険者の割合(続き)



図表 4 は、年齢階級別に国民年金第1号被保険者における免除状況を見たものである(60 歳以上は潜在的
第1号被保険者・免除該当者)。

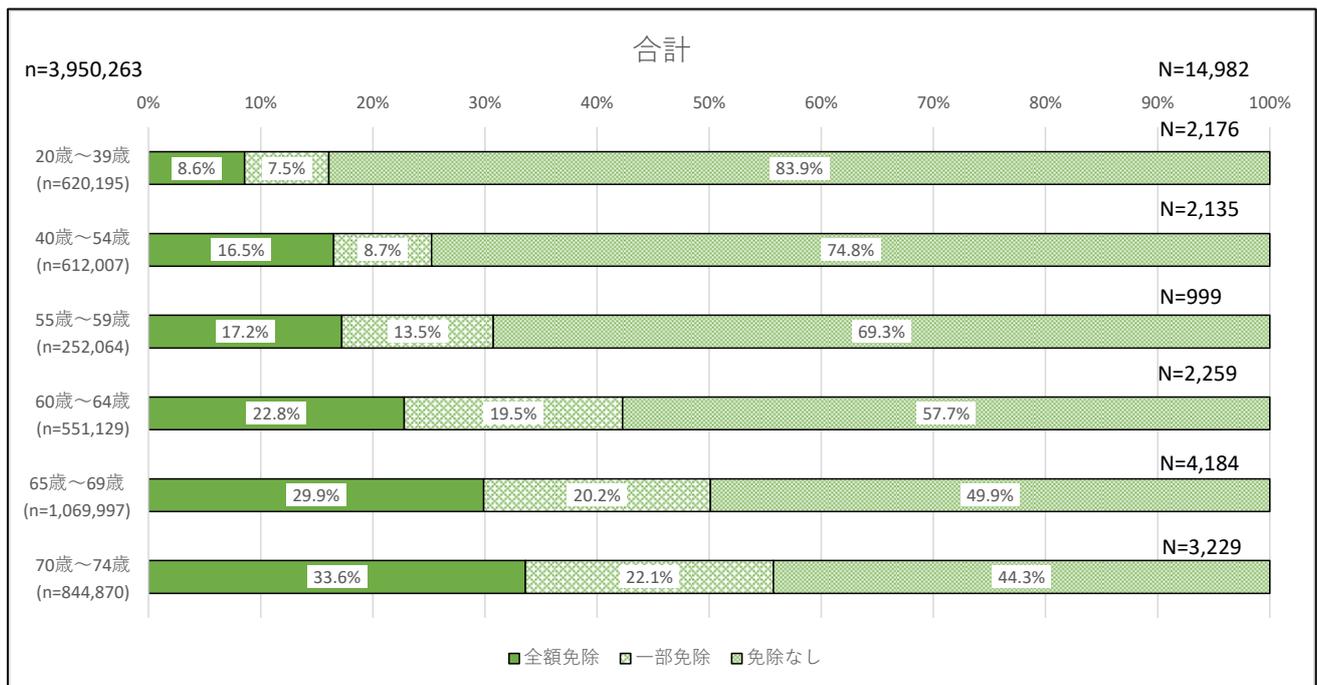
全額免除該当率、一部免除該当率、免除該当率(全額免除割合と一部免除割合の合計をいう。以下同じ。)
について見ると、50 歳代後半から 70 歳代前半にかけて割合が高くなる傾向があった。

全額免除該当率は、50 歳代後半で 17.2%、60 歳代前半で 22.8%、60 歳代後半で 29.9%、70 歳代前半で
33.6%であった。一部免除該当率は、50 歳代後半で 13.5%、60 歳代前半で 19.5%、60 歳代後半で 20.2%、70
歳代前半で 22.1%であった。

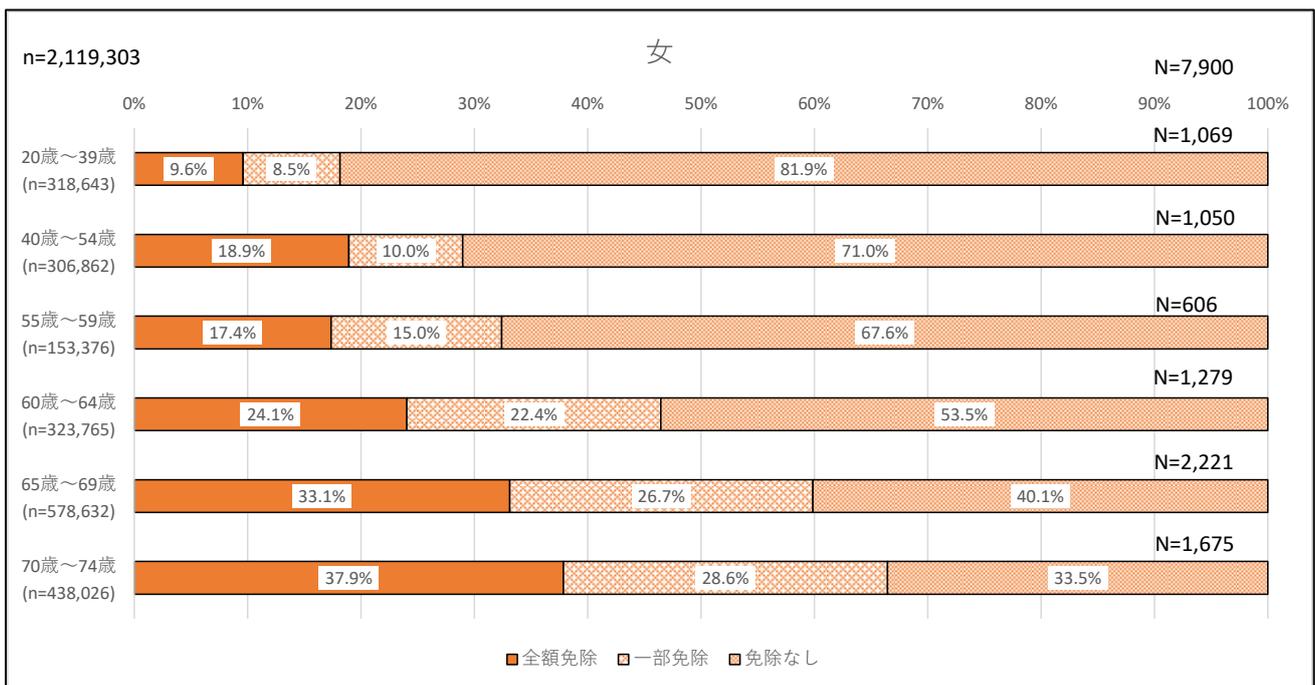
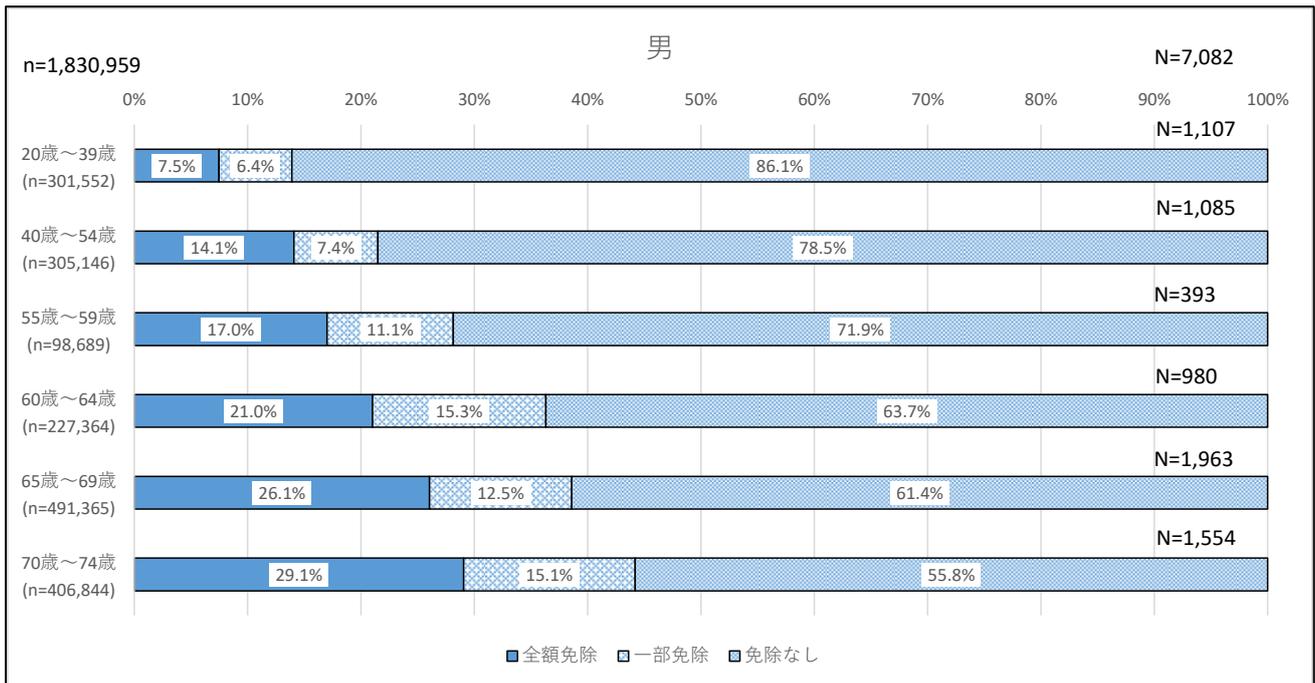
また、免除該当率について着目すると、50 歳代後半で 30.7%、60 歳代前半で 42.3%、60 歳代後半で 50.1%、
70 歳代前半で 55.7%であった。

男女別にみると、年齢別に見ると男性の免除該当率は 60 歳代前半で 36.3%、60 歳代後半で 38.6%、70 歳
代前半で 44.2%だが、女性の免除該当率は 60 歳代前半で 46.5%、60 歳代後半で 59.8%、70 歳代前半で
66.5%となっており、男女差は年齢階級が上がるにつれて大きくなっていった。また、男女差は全額免除該当率より
も一部免除該当率において大きかった。

図表4: 国民年金第1号被保険者に対する(潜在的)免除該当者の割合



図表4: 国民年金第1号被保険者に対する(潜在的)免除該当者の割合(続き)



3. 60歳代前半と他の年齢についての比較

第3節では、第2節で確認された潜在的免除該当率が年齢によって上がっていくことについて、その要因を探る。免除該当者は所得により判定されるため、所得に影響を与えると考えられる要素を分析し、年齢ごとの傾向を探る。具体的には、稼働所得に着目し、働き方(有職率、勤めと自営の別等)および、60歳前後の者において働き方に影響を与えられると思われる健康状態に注目する。2019年財政検証のオプション試算のオプション B-①の制度改正が行われた場合に新たに基礎年金の保険料拠出期間となる60歳代前半の者について、前後の年齢層である50歳代後半や60歳代後半と比較する。

(1) 勤めと自営の別

図表5は、国民年金第1号被保険者について年齢階級別に勤めと自営の状況を見たものである(60歳以上は潜在的国民年金第1号被保険者)。

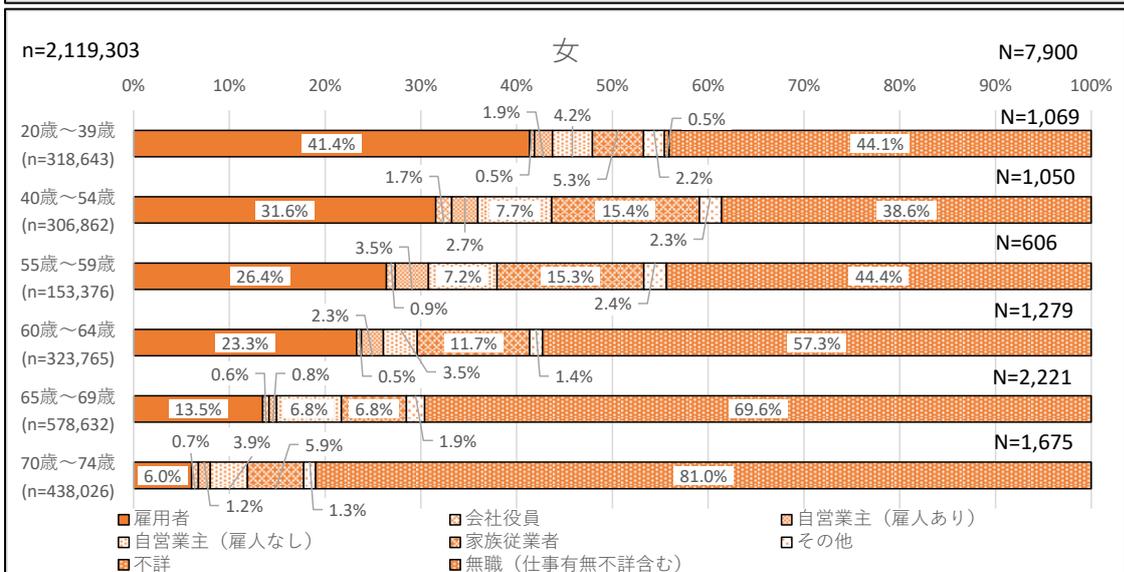
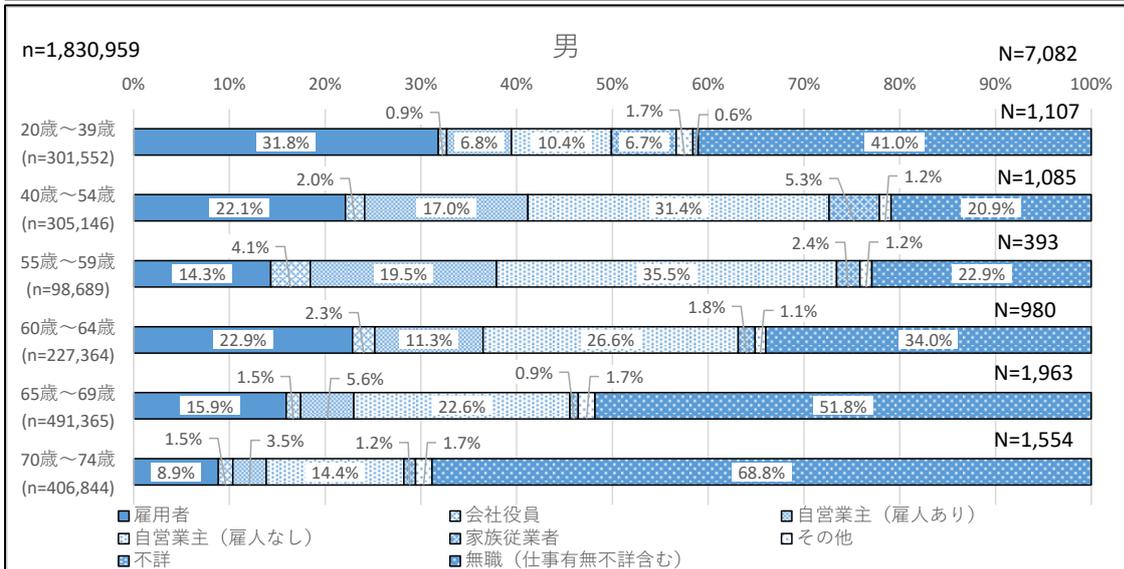
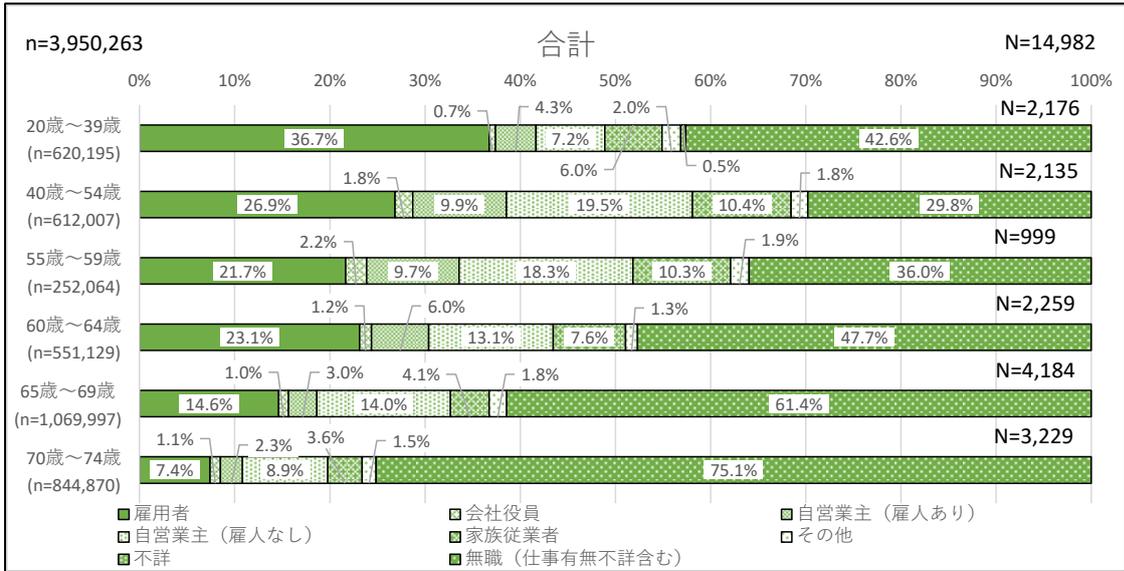
年齢階級が上がるにつれて、無職の割合が高くなっており、50歳代後半は36.0%、60歳代前半は47.7%、60歳代後半は61.4%であった。女性は50歳代後半、60歳代前半、60歳代後半において、同年齢帯の男性と比較して無職の割合が約20%大きかった。60歳代前半では男性は無職の割合が34.0%であるのに対して、女性は57.3%であった。

雇用者については、60歳代前半は23.1%、60歳代後半は14.6%、70歳代前半は7.4%となっている。男女別で見ると、男性は60歳代前半で22.9%、60歳代後半で15.9%、70歳代前半で8.9%であり、女性は60歳代前半で23.3%、60歳代後半で13.5%、70歳代前半で6.0%となっており、男女ともに60歳代以降は年齢が上がるにつれて雇用者の割合が下がる傾向にある。

自営業者は事業規模や働き方を代替するものとして、雇人あり、雇人なしに分けて分析する。

自営業者については、雇人ありの自営業者は50歳代後半で9.7%、60歳代前半で6.0%、60歳代後半で3.0%と年齢が上がるにつれて低くなっている一方、雇人なしの自営業者は50歳代後半で18.3%、60歳代前半で13.1%、60歳代後半で14.0%と60歳代前半と60歳代後半の間で割合に違いは少なかった。男女別で見ると、雇人ありの自営業者については、男性は50歳代後半で19.5%、60歳代前半で11.3%、60歳代後半で5.6%と年齢が上がるにつれて低くなっており、第1号被保険者に占める割合も年齢階級ごとの差も大きいものに対して、女性は50歳代後半で3.5%、60歳代前半で2.3%、60歳代後半で0.8%と第1号被保険者に占める割合がそもそも小さかった。雇人なしの自営業者については、男性は50歳代後半で35.5%、60歳代前半で26.6%、60歳代後半で22.6%と年齢が上がるにつれて低くなっており、第1号被保険者に占める割合も年齢階級ごとの差も大きいものに対して、女性は50歳代後半で7.2%、60歳代前半で3.5%、60歳代後半で6.8%と第1号被保険者に占める割合がそもそも小さかった。

図表5: (潜在的)国民年金第1号被保険者 勤めと自営の状況



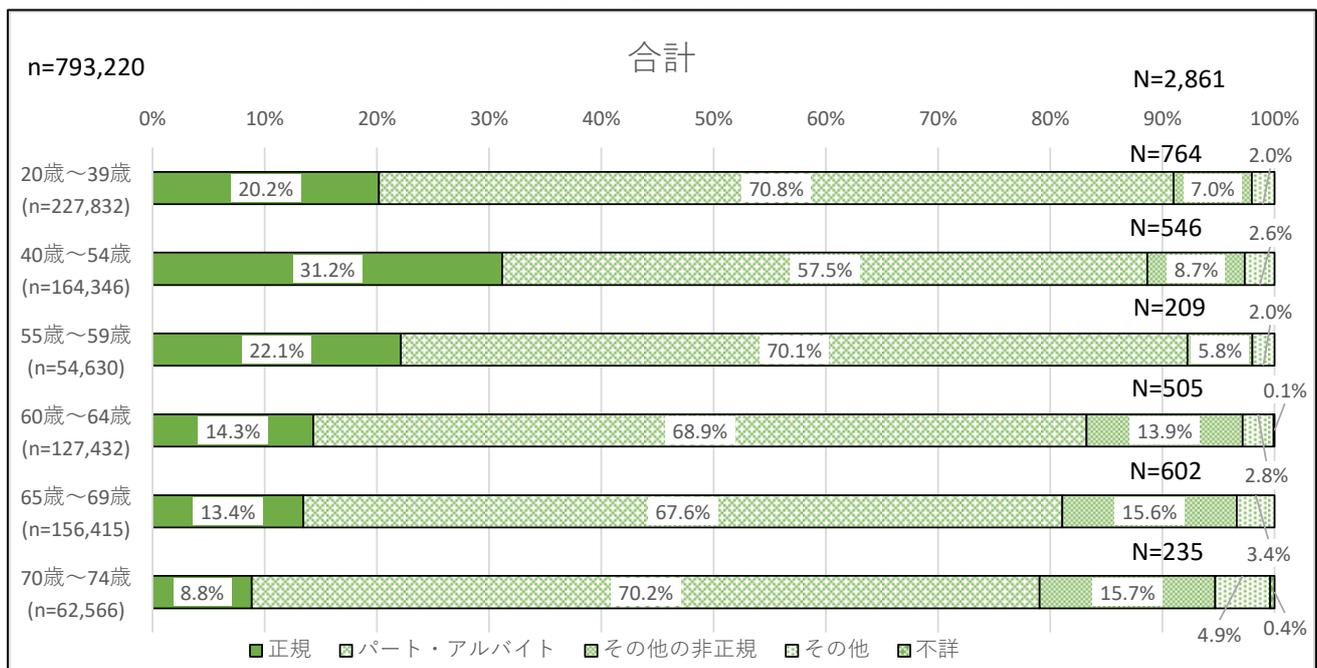
(2) 勤め先の呼称

図表6は、国民年金第1号被保険者のうち、雇用者について年齢階級別に勤め先の呼称の状況を見たものである(60歳以上は潜在的国民年金第1号被保険者)。

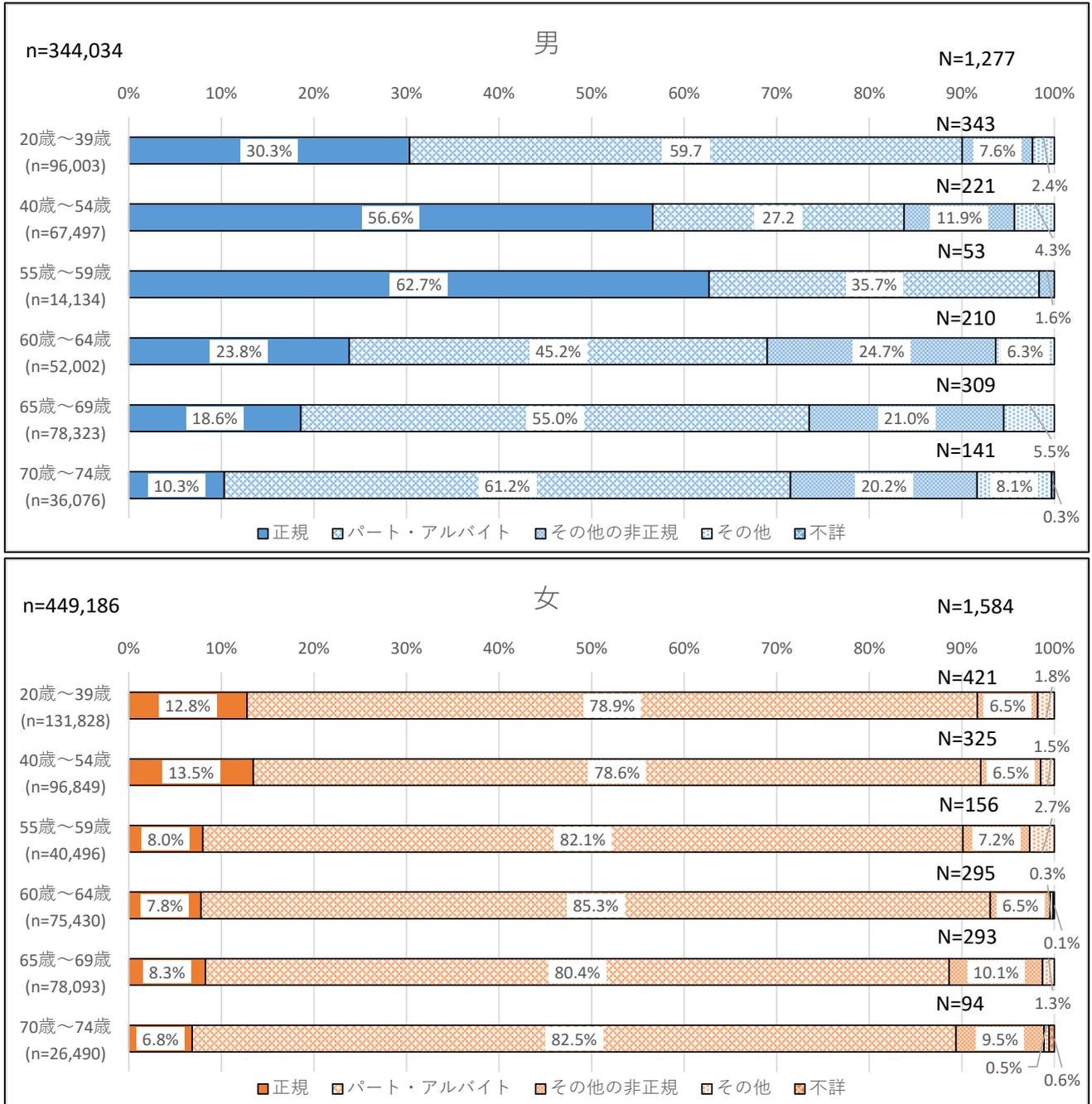
年齢階級が上がるにつれて、正規の割合が低くなる傾向が見られ、50歳代後半で22.1%、60歳代前半で14.3%、60歳代後半で13.4%であった。他方、パート・アルバイトについては50歳代後半で70.1%、60歳代前半で68.9%、60歳代後半で67.6%となっており、ほぼ横ばいになっている。非正規全体(パート・アルバイト及びその他の非正規)について見ると、50歳代後半で75.9%、60歳代前半で82.8%、60歳代後半で83.2%となっており、大きな違いは見られなかった。

正規と非正規の割合の年齢階級ごとの傾向の違いについては男女差が大きかった。男性は50歳代後半と60歳代前半の間で正規の割合が大きく減少(50歳代後半の62.7%に対して60歳代前半の23.8%)しており、逆にパート・アルバイトの割合が増加、その他の非正規の割合が大きく増加していた。60歳代前半と60歳代後半の間では、正規の割合に大きな違いは見られなかった。女性は50歳代後半以降の年齢階級を通じて正規の割合は約1割と低いまま推移し、パート・アルバイトの割合については50歳代後半以降、約8割と高い割合で推移していた。

図表6: (潜在的)国民年金第1号被保険者 雇用者に対する勤め先の呼称



図表6: (潜在的)国民年金第1号被保険者 雇用者に対する勤め先の呼称(続き)



(3) 個人の稼働所得(雇用者所得、事業所得、農耕・畜産所得および家内労働所得)

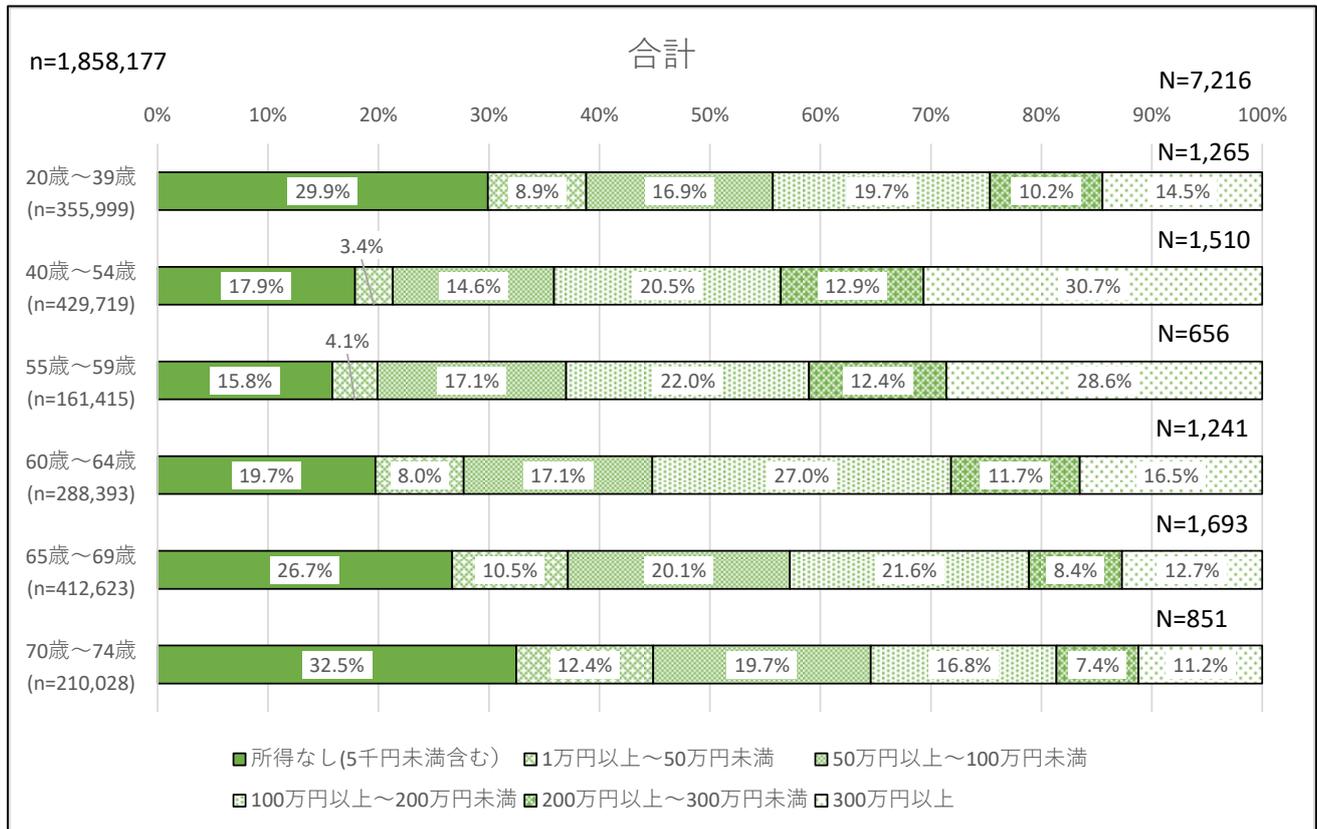
図表 7 は、国民年金第1号被保険者の有業者について、稼働所得(雇用者所得、事業所得、農耕・畜産所得および家内労働所得)の状況を見たものである(60歳以上は潜在的な第1号被保険者)。

年齢階級が上がるにつれて、稼働所得は低くなる傾向にあり、特に所得なし(5千円未満含む)の割合が増加していた。また、60歳代前半以降は、100万円以上の区分は減少しており、特に50歳代後半から60歳代前半にかけて300万円以上の割合が大きく減少していた。

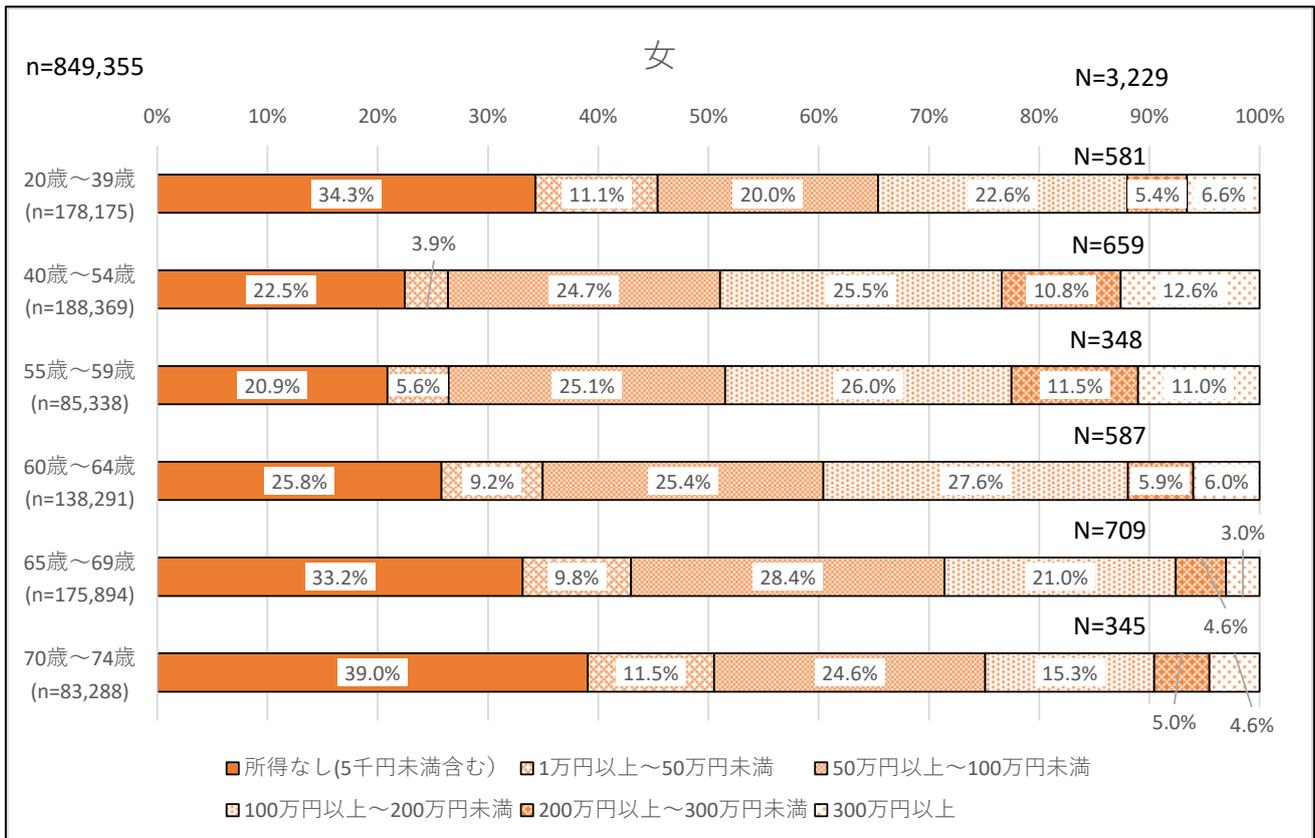
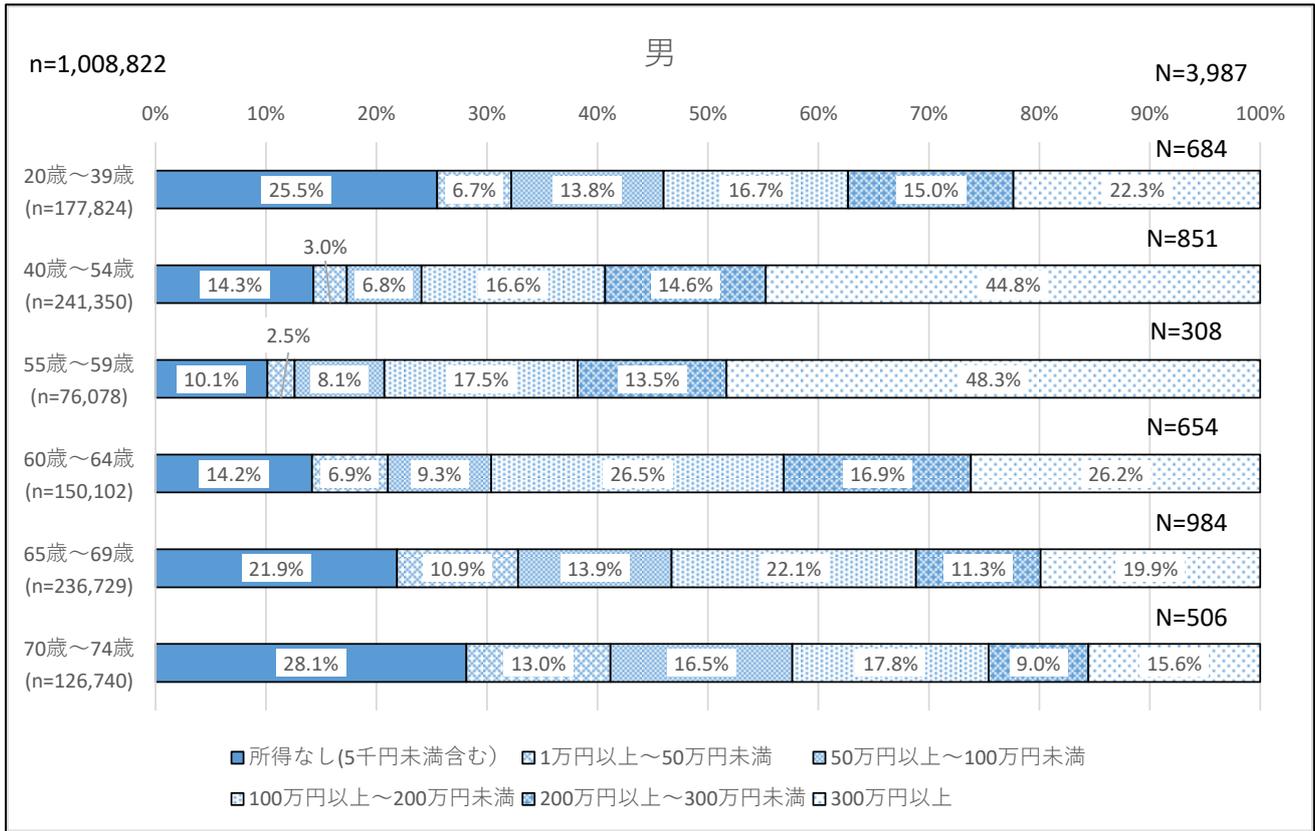
男性は50歳代後半と60歳代前半の間で300万円以上の割合が大きく減少(50歳代後半の48.3%に対して60歳代前半の26.2%)しており、それ以外の区分の割合がやや増加、特に所得なし(5千円未満含む)の割合が大きく増加していた。

女性は300万円以上の割合がそもそも低いが、男性と同様に60歳代前半と60歳代後半において、割合で見て大きく減少している。また、年齢階級が上がるにつれて所得なし(5千円未満含む)の割合が増加、それ以外の区分の割合がおおむね減少していた。

図表7: (潜在的)国民年金第1号被保険者(有業者のみ)稼働所得



図表7: (潜在的)国民年金第1号被保険者(有業者のみ)稼働所得(続き)

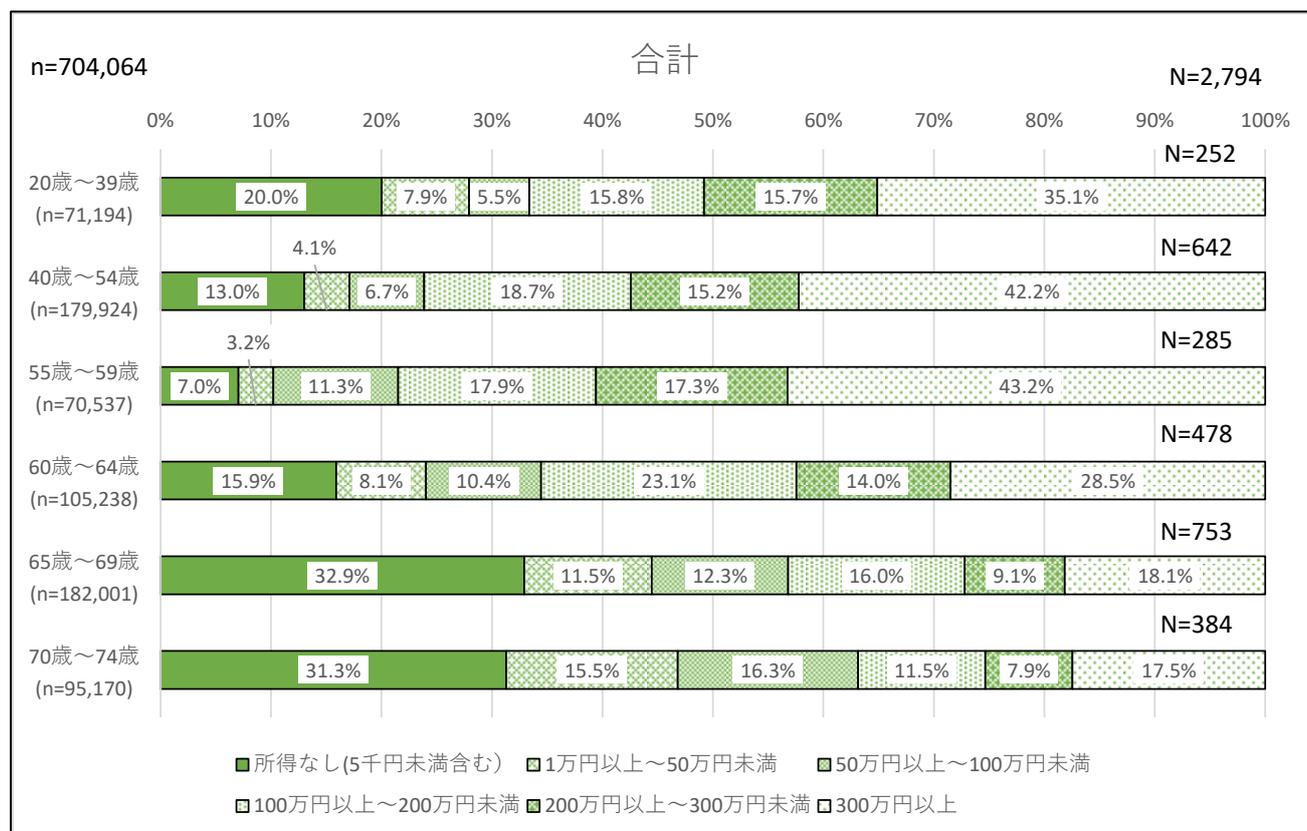


図表8は、国民年金第1号被保険者の自営業者について、稼働所得の状況を見たものである(60歳以上は潜在的な第1号被保険者)。

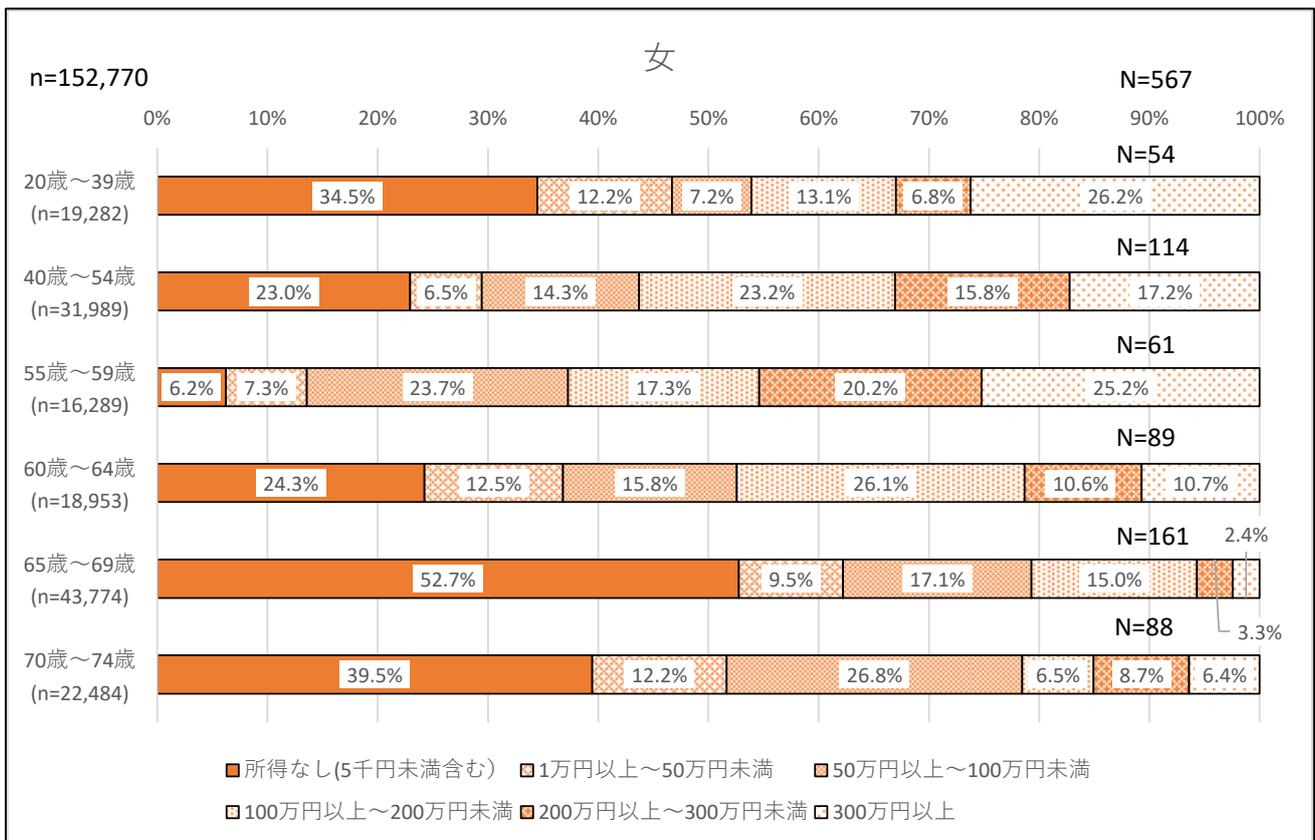
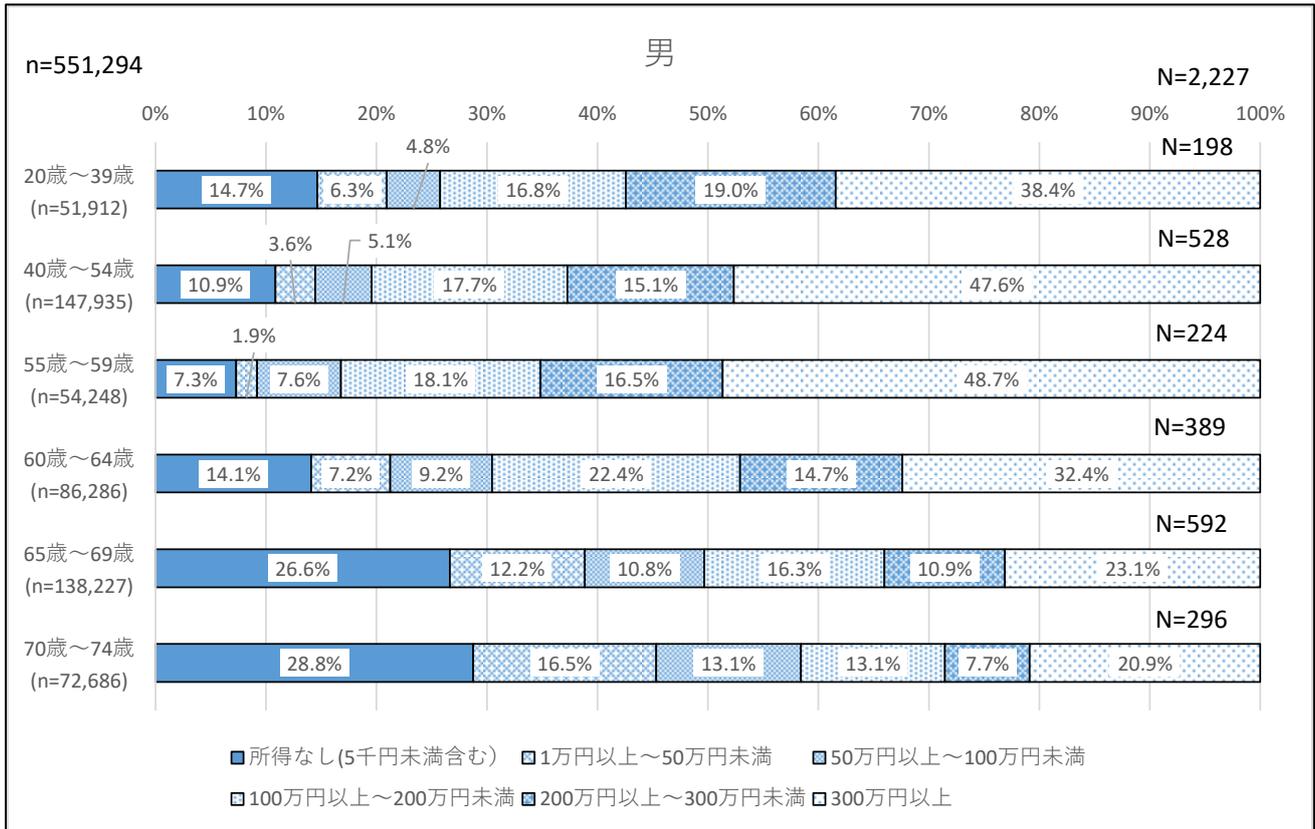
年齢階級が上がるにつれて、稼働所得が低くなる傾向があった。50歳代後半から60歳代後半までの年齢階級を見ると、所得なし(5千円未満含む)の割合が増加する一方で、200万円以上の区分は減少しており、特に300万円以上の割合が大きく減少していた。

男女別で見ると、同じ年齢階級では男性の方が女性より所得が高い傾向があった。男性についても女性についても、50歳代後半から60歳代後半に至るまでの年齢階級で、所得なし(5千円未満含む)の割合が増加する一方で、200万円以上の区分は減少しており、特に300万円以上の割合が大きく減少していた。

図表8: (潜在的)国民年金第1号被保険者(自営業者)稼働所得

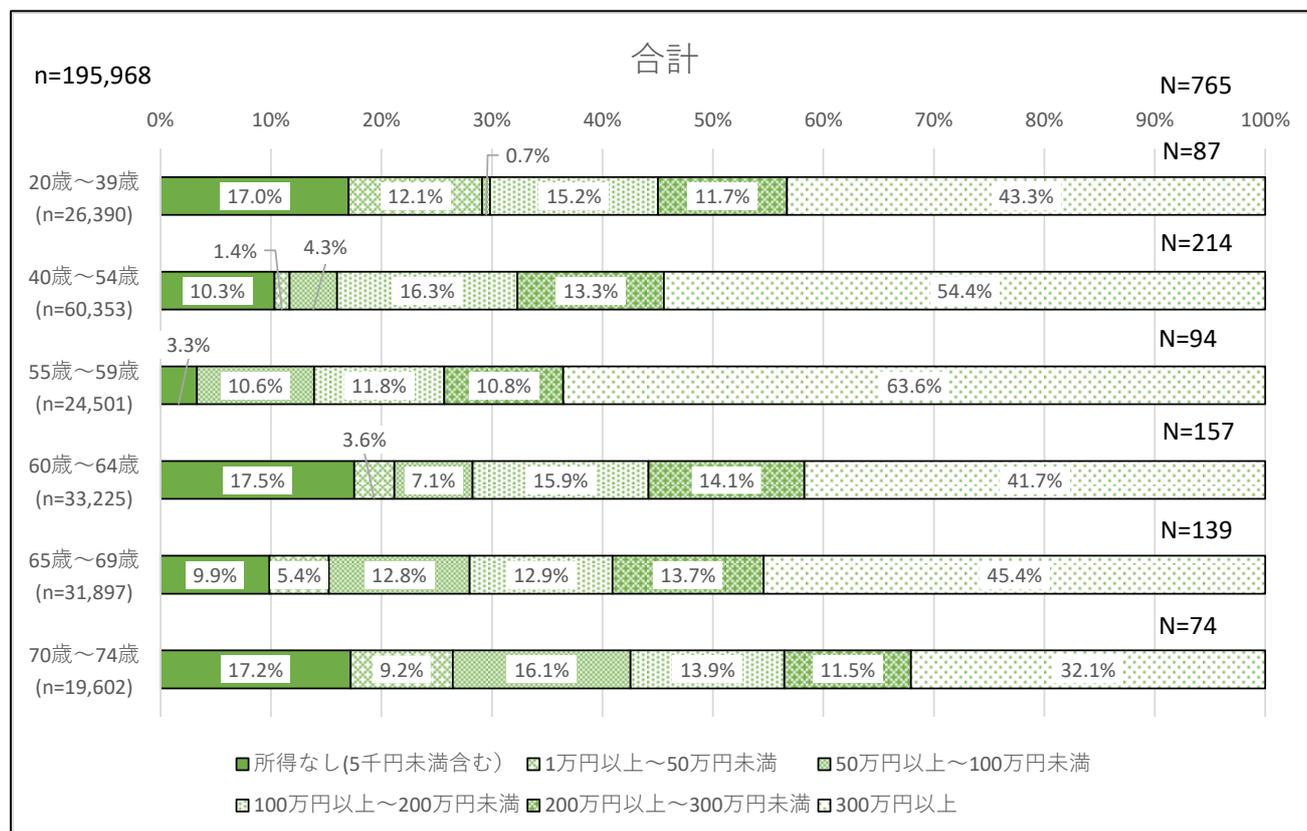


図表8: (潜在的)国民年金第1号被保険者(自営業者)稼働所得(続き)



図表 9 は、国民年金第1号被保険者の雇人ありの自営業者について、稼働所得の状況を見たものである(60歳以上は潜在的な第1号被保険者)。所得なしの割合は年齢階級によって一定の傾向は観察されないが、100万円未満の者の割合で見ると50歳代後半から60歳代後半にかけて高くなっている。また、300万円以上の者の割合は50歳代後半から60歳代前半で大きく下がり、その後は一定の傾向は観察されない。

図表9: (潜在的)国民年金第1号被保険者(自営業者・雇人あり)稼働所得

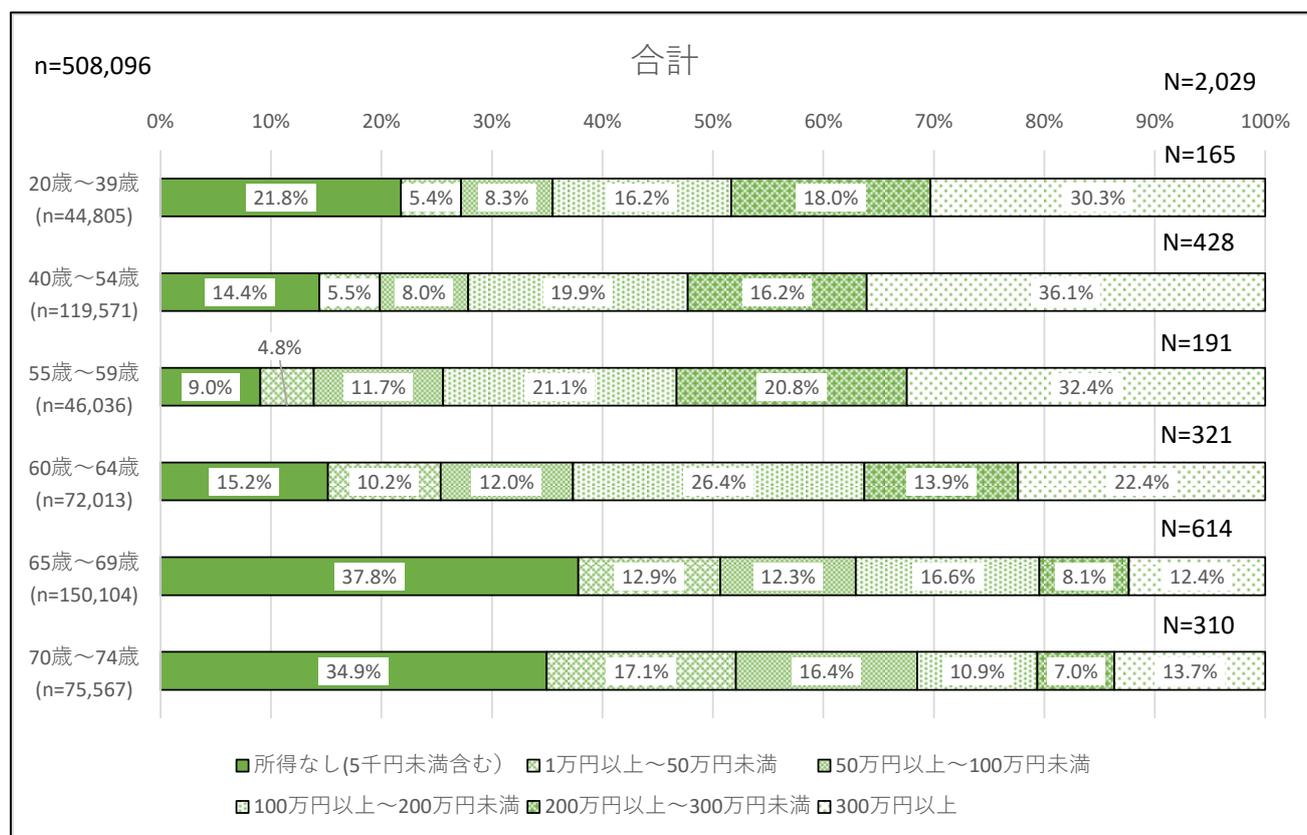


図表 10 は、国民年金第1号被保険者の雇人なしの自営業者について、稼働所得の状況を見たものである(60歳以上は潜在的な第1号被保険者)。

50歳代後半から60歳代後半にかけて、所得なしの割合が高くなり、200万円以上～300万円未満、300万円以上の割合が低くなっているが、60歳代前半から60歳代後半にかけて所得なしの者の増加幅が特に多くなっていた。

同年齢階級の国民年金第1号被保険者における自営業者について、雇人ありの者と雇人なしの者の稼働所得を比較すると、雇人ありの者の方が雇人なしの者に比べて稼働所得が高い傾向にある。例えば60歳代前半を見ると、雇人ありの者では稼働所得300万円以上の割合が41.7%に対して、雇人なしの者では稼働所得300万円以上の割合は22.4%であった。

図表 10: (潜在的) 国民年金第1号被保険者(自営業者・雇人なし) 稼働所得



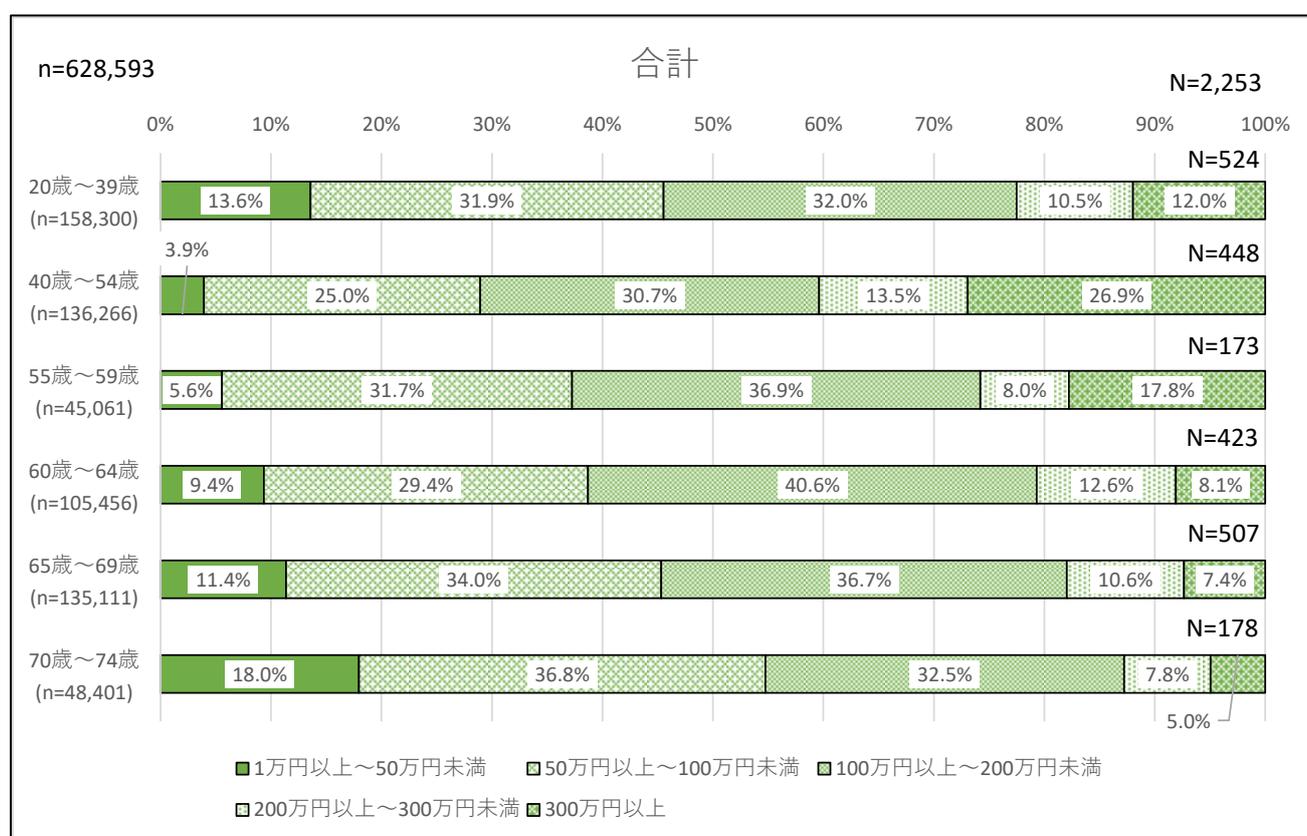
図表 11 は、国民年金第1号被保険者のうち雇用者について雇用者所得の状況を見たものである(60 歳以上は潜在的国民年金第1号被保険者)。

50 歳代後半以降は年齢階級が上がるにつれて、1 万円以上～50 万円未満の割合が増加し 300 万円以上の割合が減少していたが、それ以外の区分の割合に大きな違いは見られなかった。

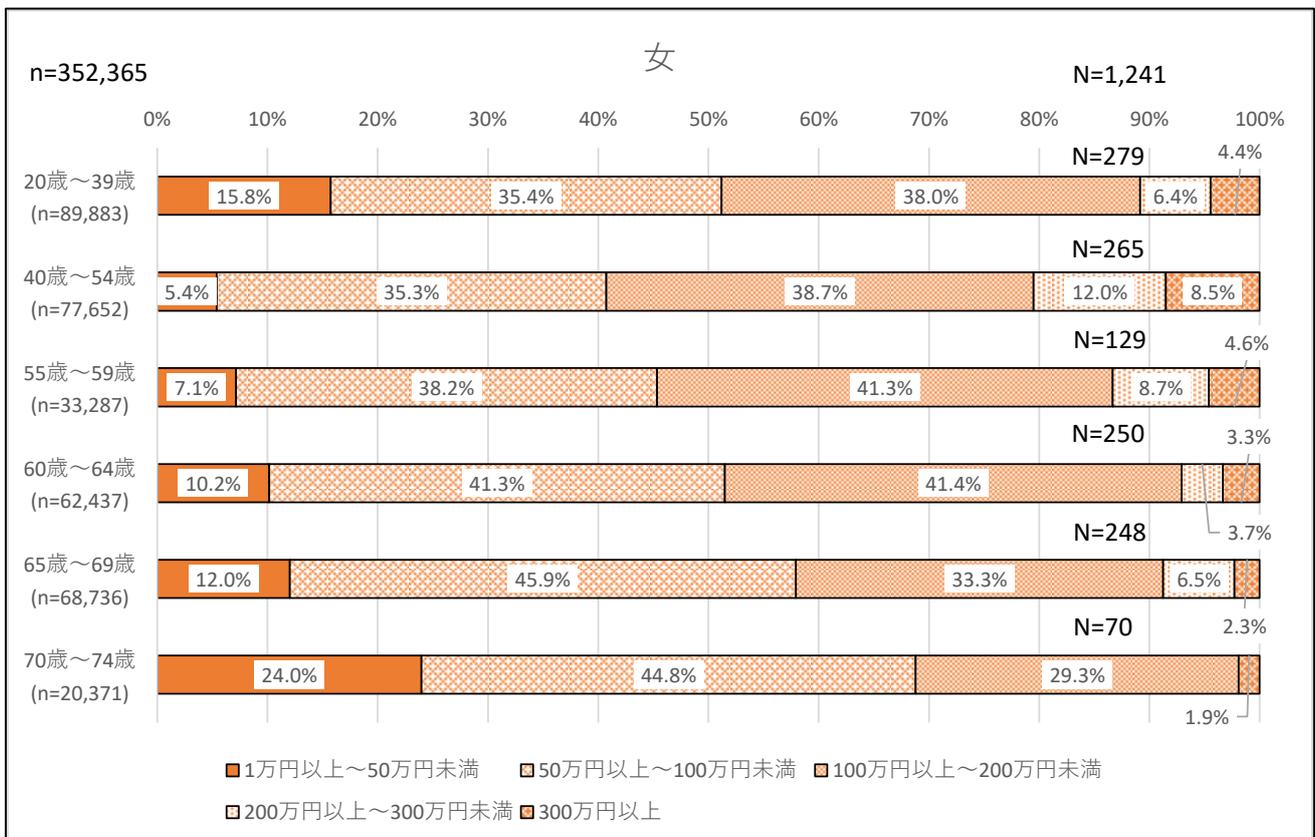
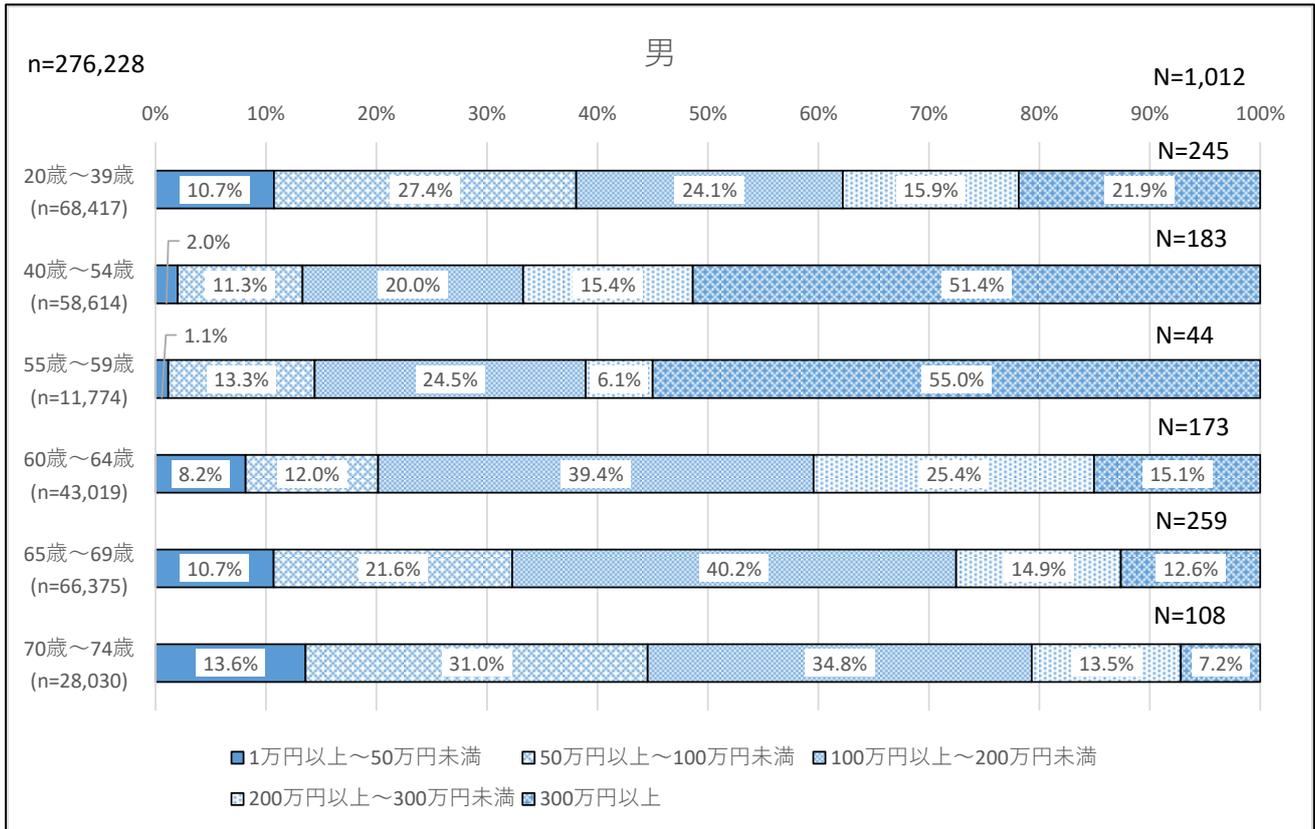
男性は 50 歳代後半と 60 歳代前半の間で 300 万円以上の割合が大きく減少(50 歳代後半の 55.0%に対して 60 歳代前半の 15.1%)しており、それ以外の区分の割合がおおむね増加していた。特に 1 万円以上～50 万円未満の割合は 50 歳代後半には 1.1%と僅かであったが、60 歳代前半では 8.2%であった。

女性は 50 歳代後半以降、年齢階級が上がるにつれて 1 万円以上～50 万円未満および 50 万円以上～100 万円未満の割合が増加、それ以外の区分の割合がおおむね減少していた。

図表 11: (潜在的)国民年金第1号被保険者 雇用者における雇用者所得



図表 11: (潜在的)国民年金第1号被保険者 雇用者における雇用者所得(続き)



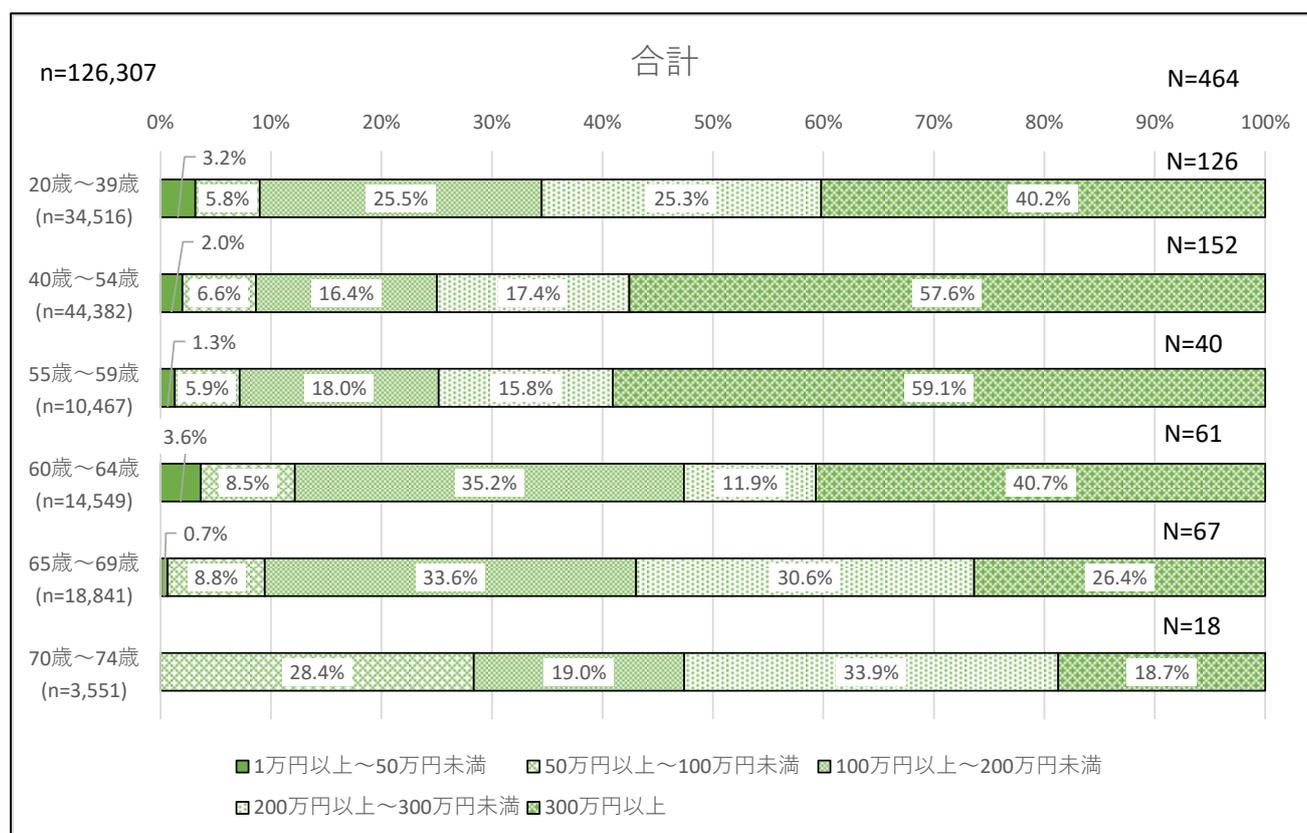
図表 12 は、国民年金第1号被保険者のうち雇用者(正規の者)について雇用者所得の状況を見たものである(60歳以上は潜在的国民年金第1号被保険者)。

同様に図表 13 は、国民年金第1号被保険者のうち雇用者(非正規の者)について雇用者所得の状況を見たものである(60歳以上は潜在的国民年金第1号被保険者)。

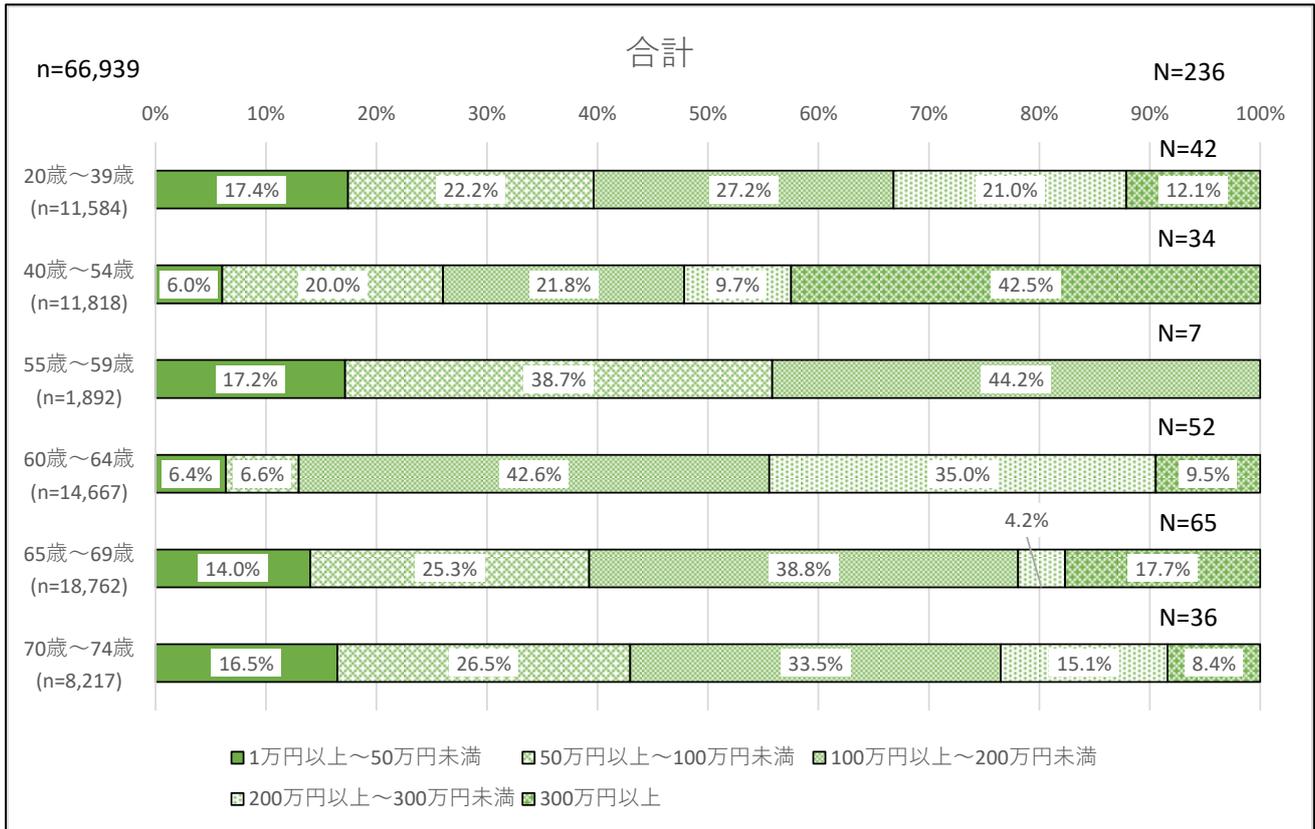
正規の者については、60歳代以降、年齢階級が上がるにつれて、300万円以上の割合が低くなる傾向があった。

同年齢階級の国民年金第1号被保険者における正規の者と非正規の者の雇用者所得を比較すると、正規の者の方が非正規の者の雇用者所得に比べて高い傾向にあった。具体的には、例えば60歳代前半を見ると、正規の者では1～50万円未満が3.6%、300万円以上が40.7%となっている。非正規の者では1～50万円未満が6.4%、300万円以上が9.5%となっていた。

図表 12: (潜在的)国民年金第1号被保険者 雇用者(正規の者)に対する雇用者所得



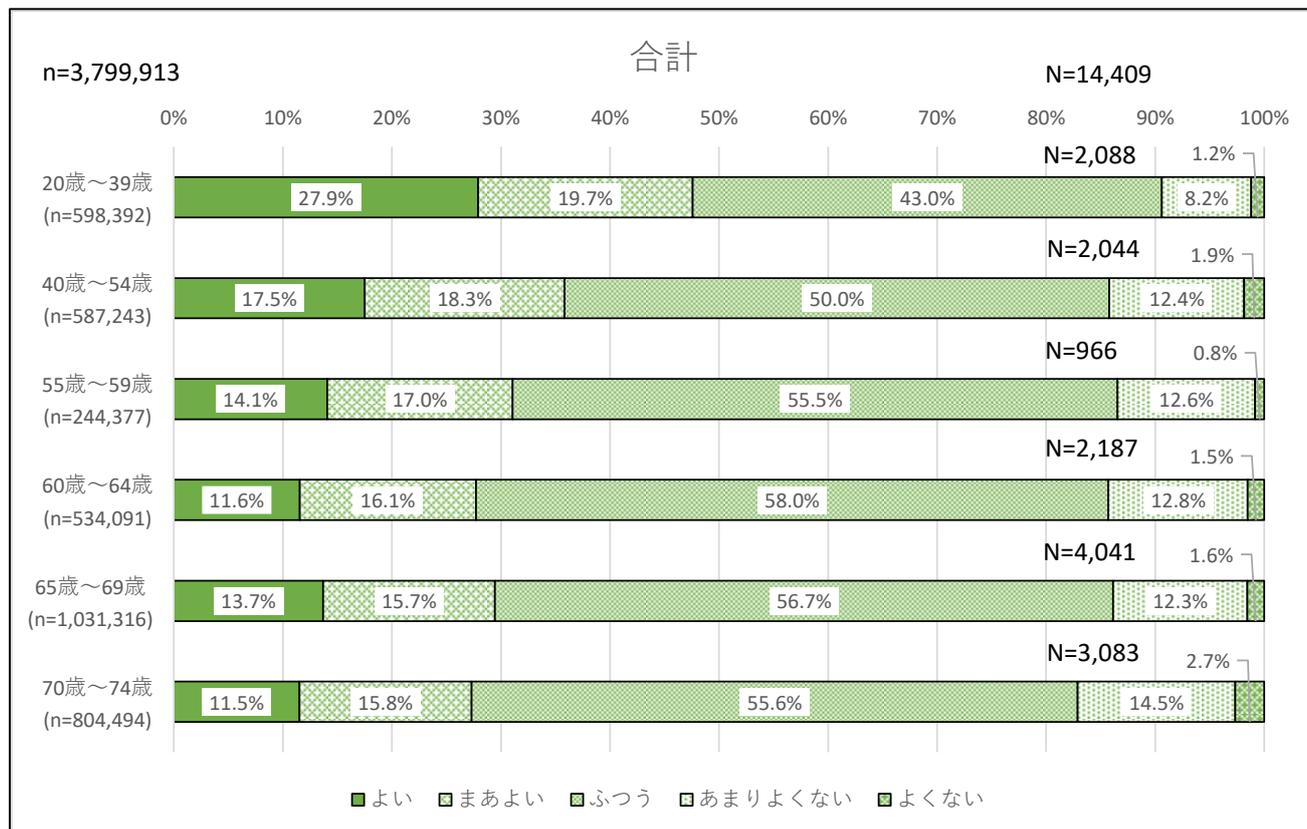
図表 13: (潜在的) 国民年金第1号被保険者 雇用者(非正規の者)に対する雇用者所得



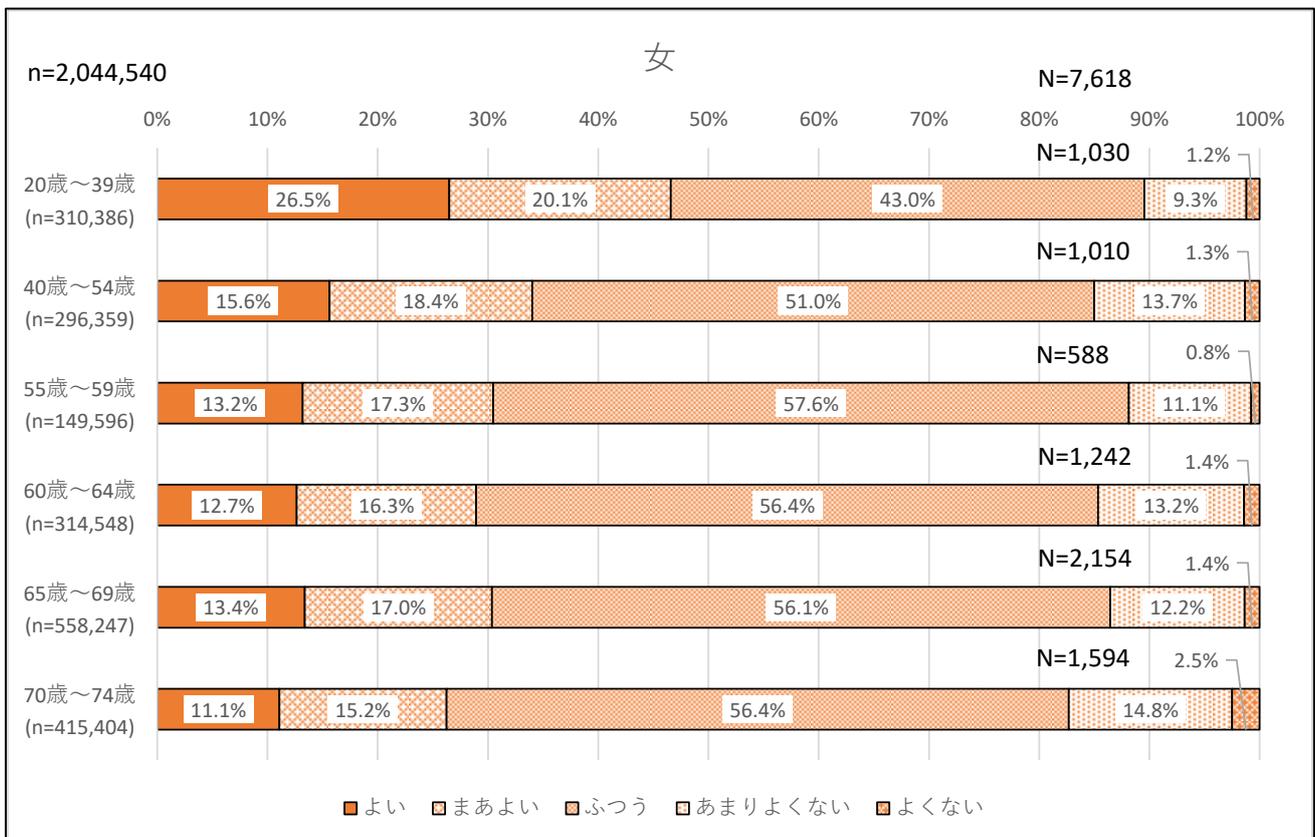
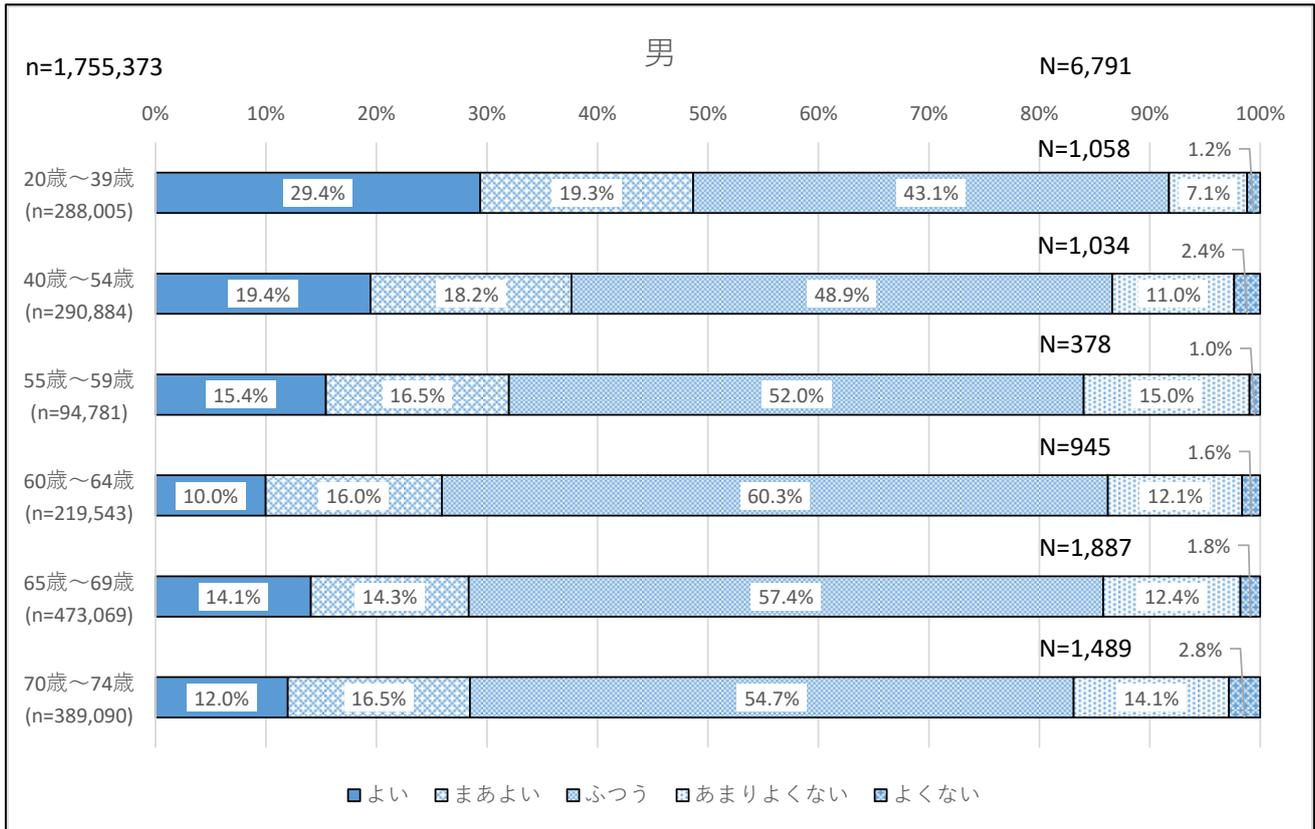
(4) 健康状態

図表 14-1 は、国民年金第1号被保険者について主観的健康状態の状況を見たものである(60 歳以上は潜在的国民年金第1号被保険者)。50 歳代後半から 60 歳代前後半については、男女計でも、男、女それぞれで見ても、年齢階級ごとの主観的健康状態の傾向の差はほとんど認められなかった。

図表 14-1: (潜在的)国民年金第1号被保険者 主観的健康状態



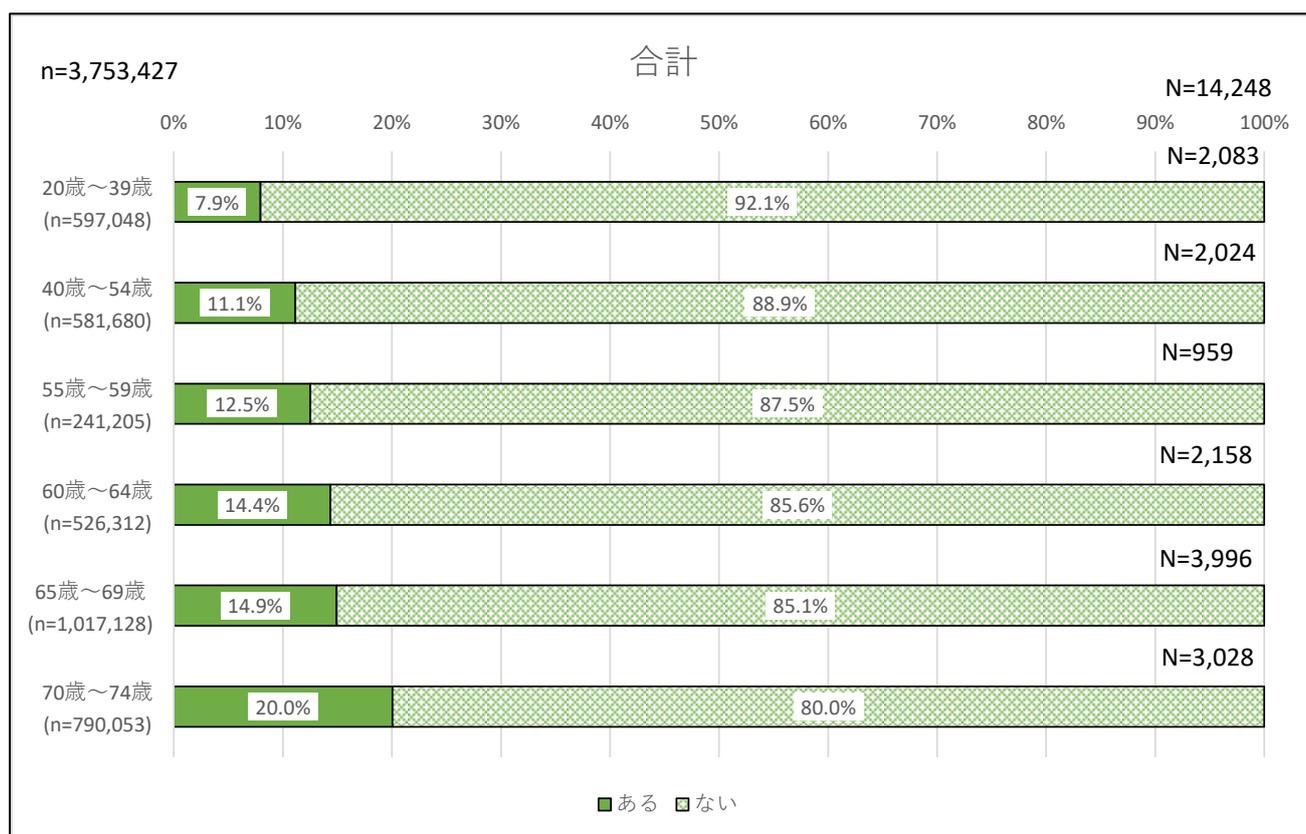
図表 14-1: (潜在的)国民年金第1号被保険者 主観的健康状態(続き)



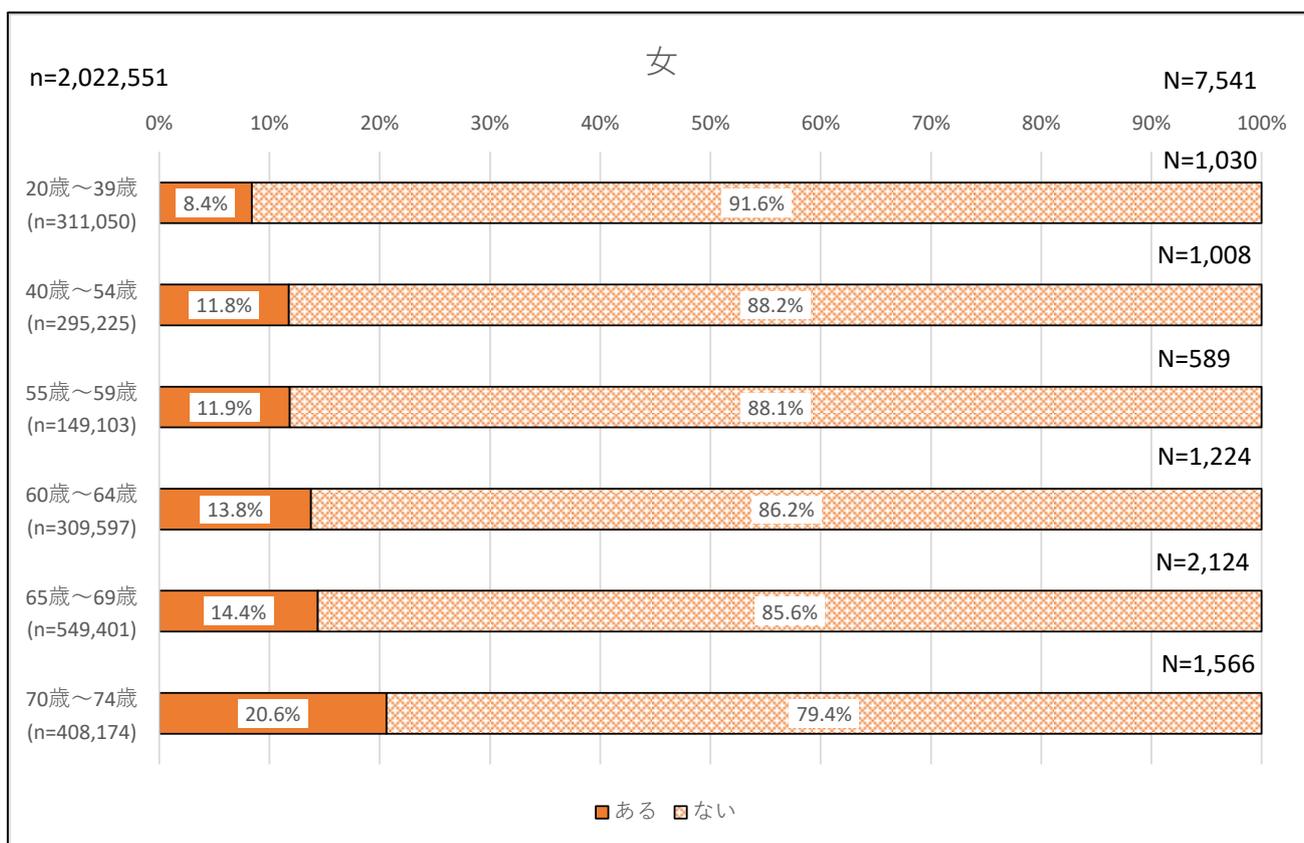
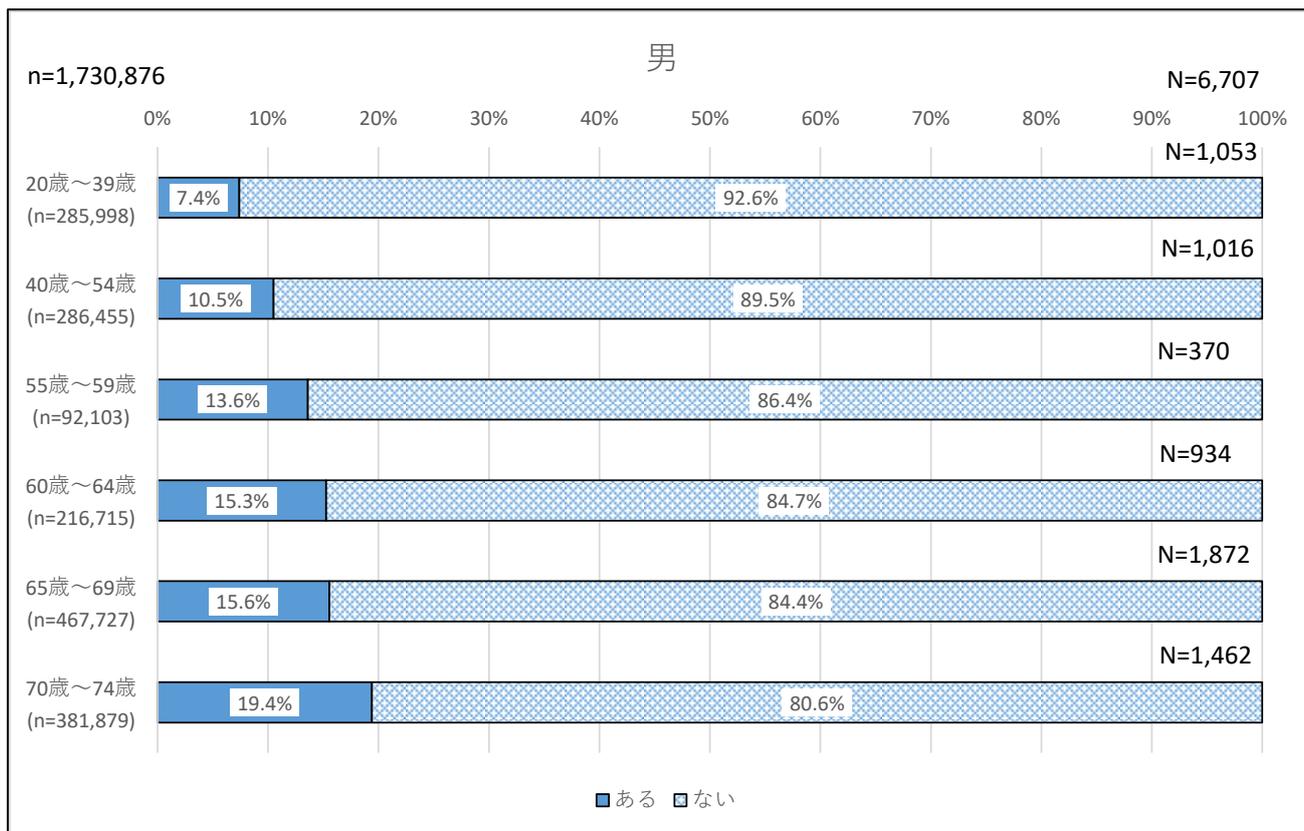
図表 14-2 は、国民年金第1号被保険者について健康上の問題でなんらかの日常生活に影響がある者の割合を見たものである。

影響があると答えている者の割合は、50 歳代後半で 12.5%、60 歳代前半で 14.4%、60 歳代後半で 14.9% だが、70 歳代前半で 20.0% となっており、年齢が上がるにつれての変化は少なく、50 歳代後半から 60 歳代後半にかけての差よりも 60 歳代後半と 70 歳代前半の差の方が大きかった。この傾向は男性にも女性にも当てはまる。

図表 14-2: (潜在的)国民年金第1号被保険者 健康上の問題で何らかの日常生活に影響がある者の割合



図表 14-2: (潜在的)国民年金第1号被保険者 健康上の問題で
何らかの日常生活に影響がある者の割合(続き)

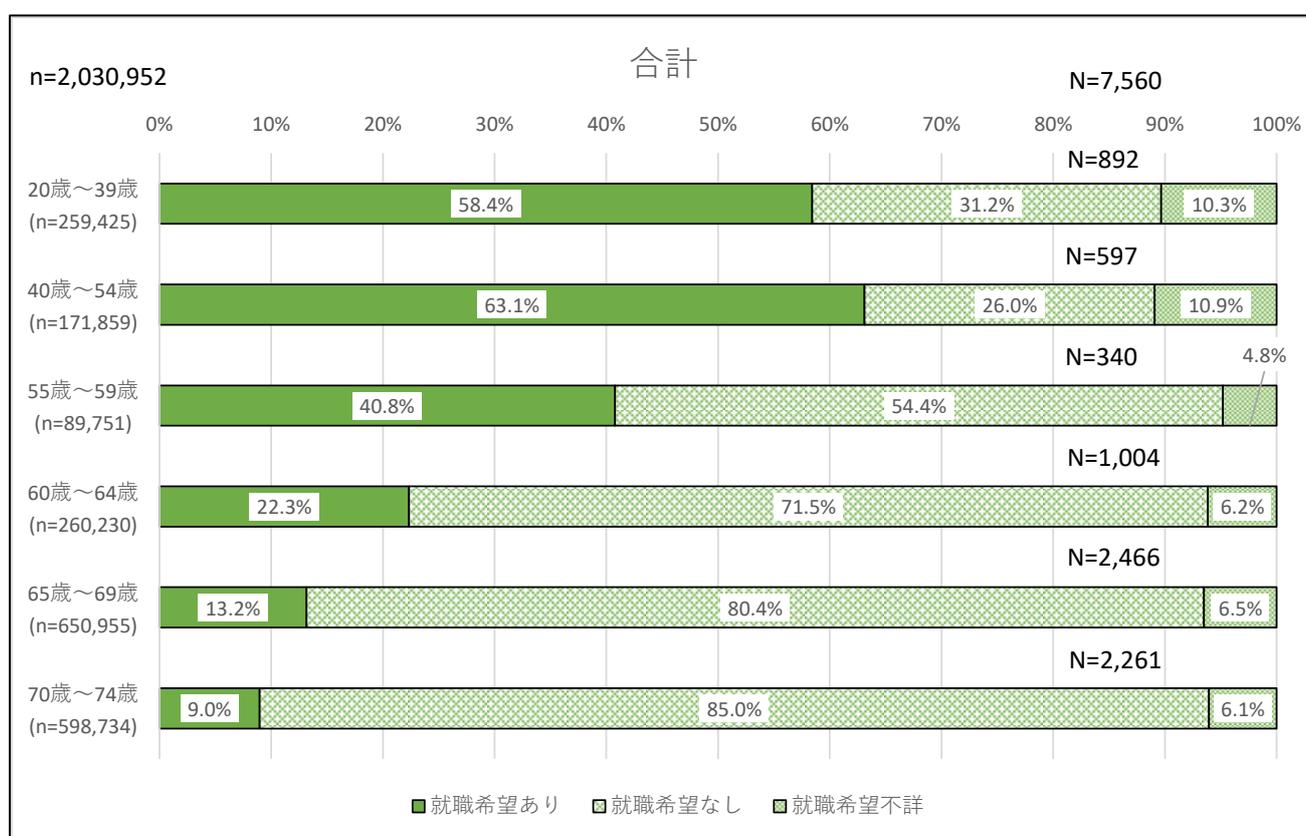


図表 15～図表 18 では、就職希望だが健康状態等によって仕事に就けない者の割合を確認した。

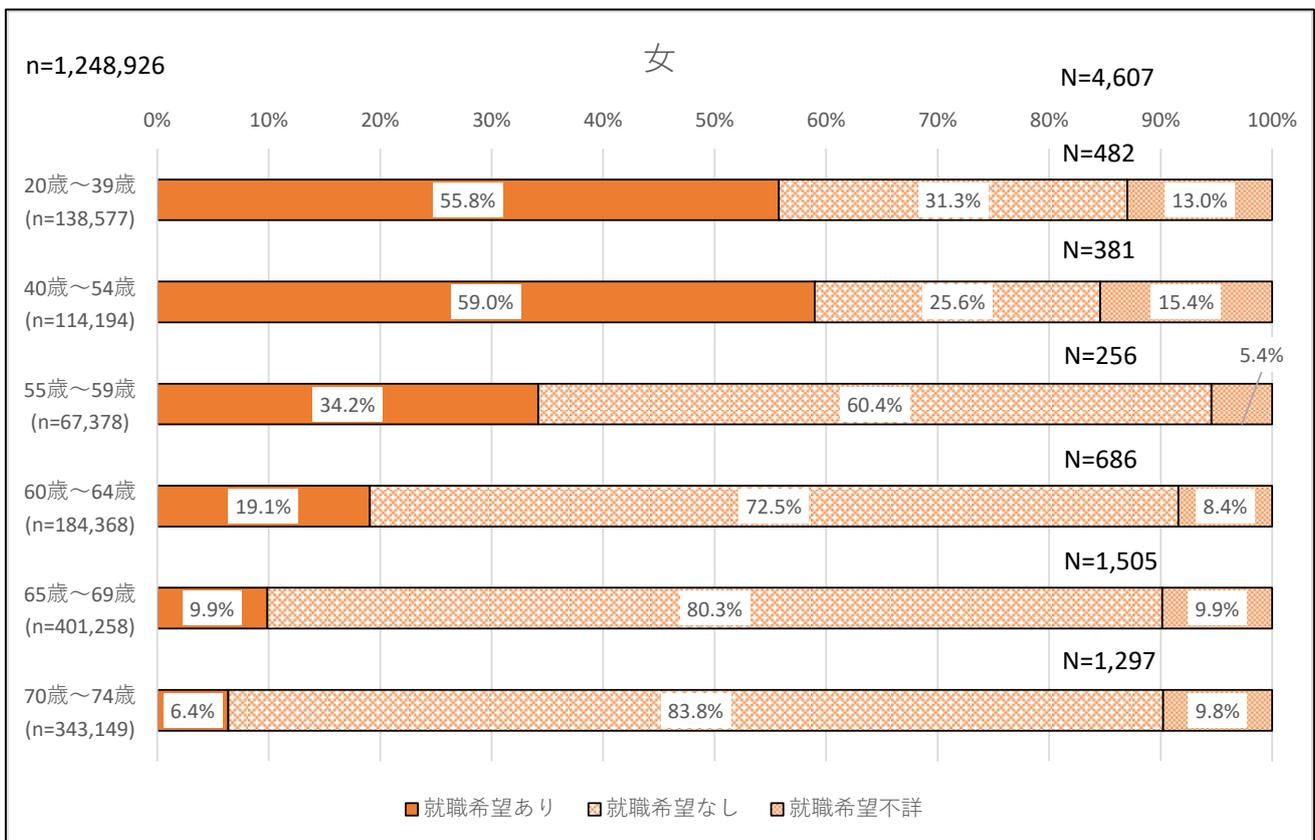
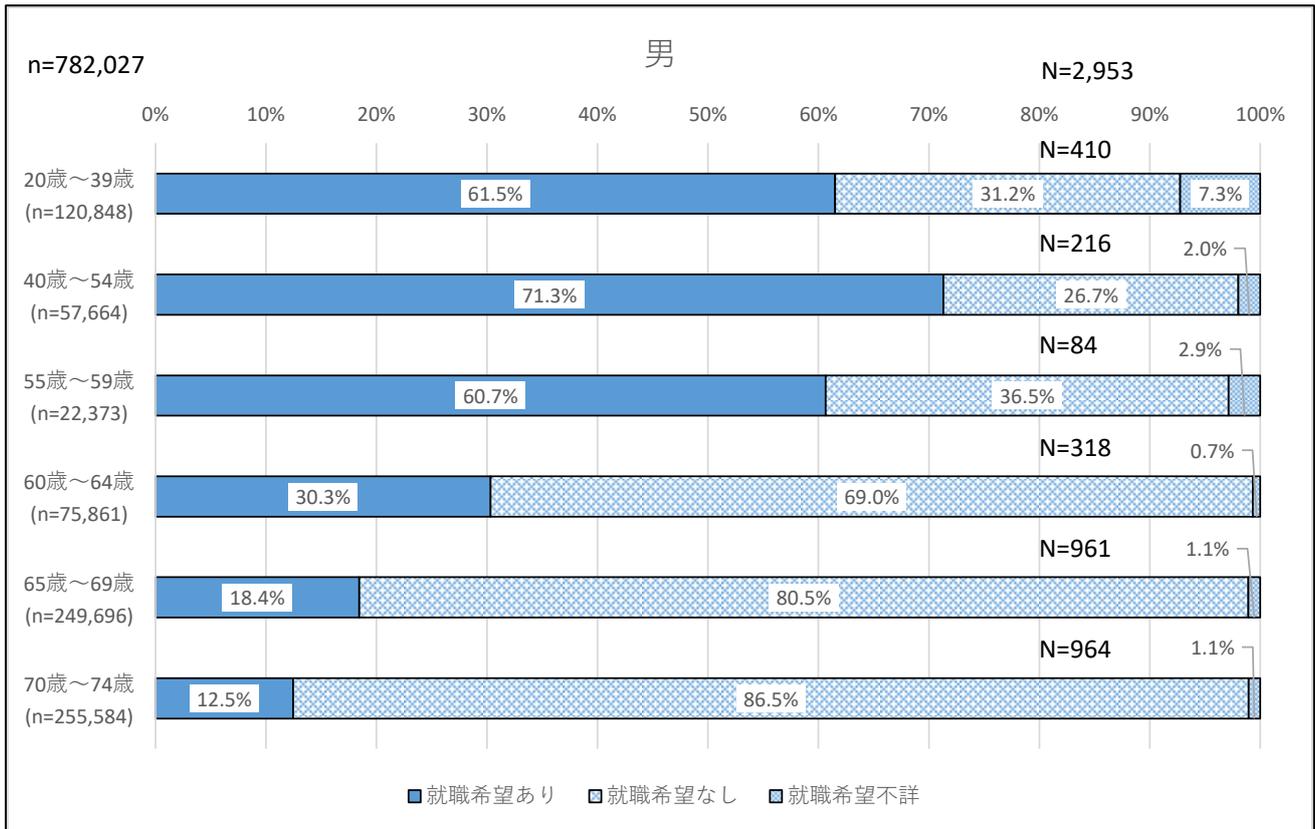
図表 15 は、国民年金第1号被保険者のうち仕事なしの者について就職希望の有無を見たものである(60歳以上は潜在的国民年金第1号被保険者)。

就職希望ありの者は60歳代前半で、男女計では22.3%、男性では30.3%、女性では19.1%となっていた。年齢階級ごとに見ると、男女計でも、男、女それぞれで見ても、50歳代後半から70歳代前半にかけて就職希望ありの者の割合は低くなる傾向にあり、特に男性では50歳代後半が60.7%の者が就職希望ありであるのに対して、60歳代前半では30.3%と大幅に低くなっていた。

図表 15: (潜在的)国民年金第1号被保険者 仕事なしの者について、
就職希望の有無



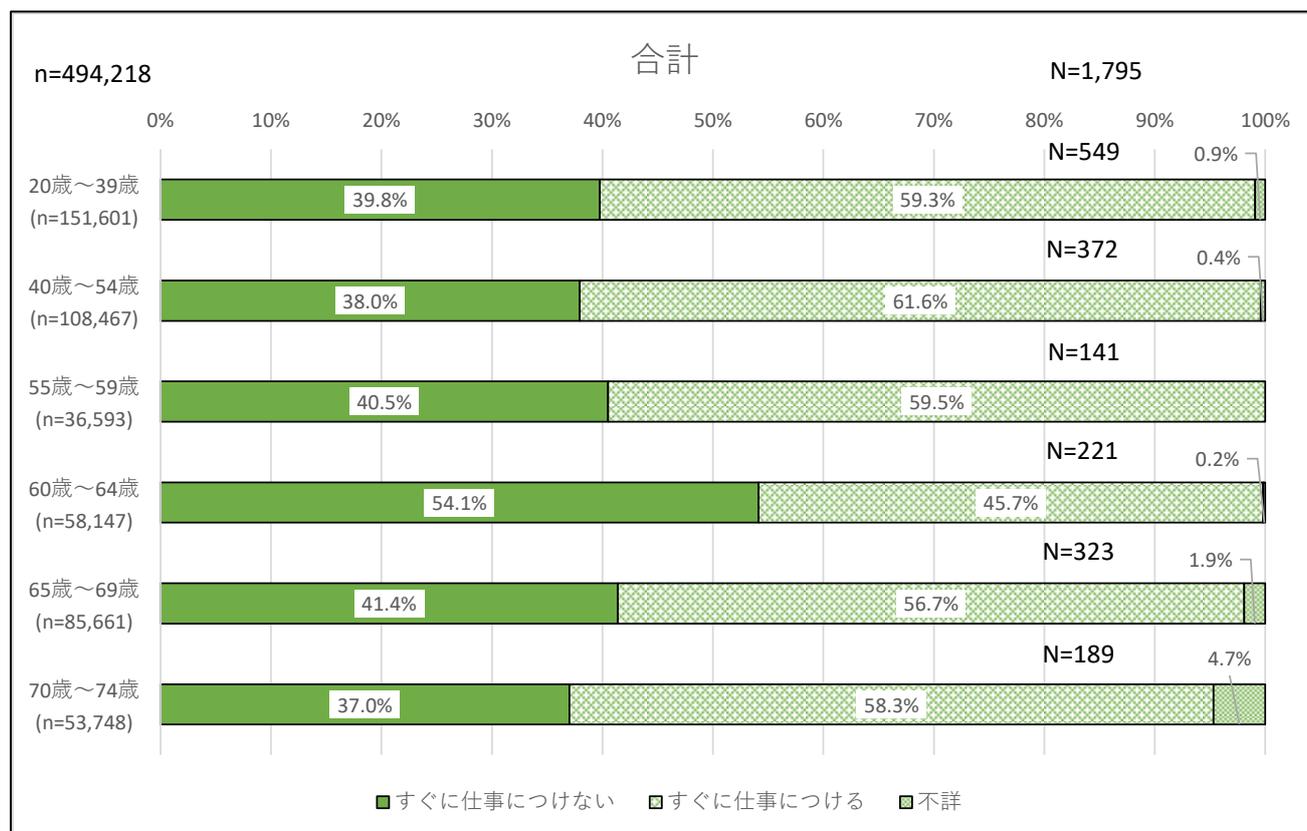
図表 15: (潜在的)国民年金第1号被保険者 仕事なしの者について、
就職希望の有無(続き)



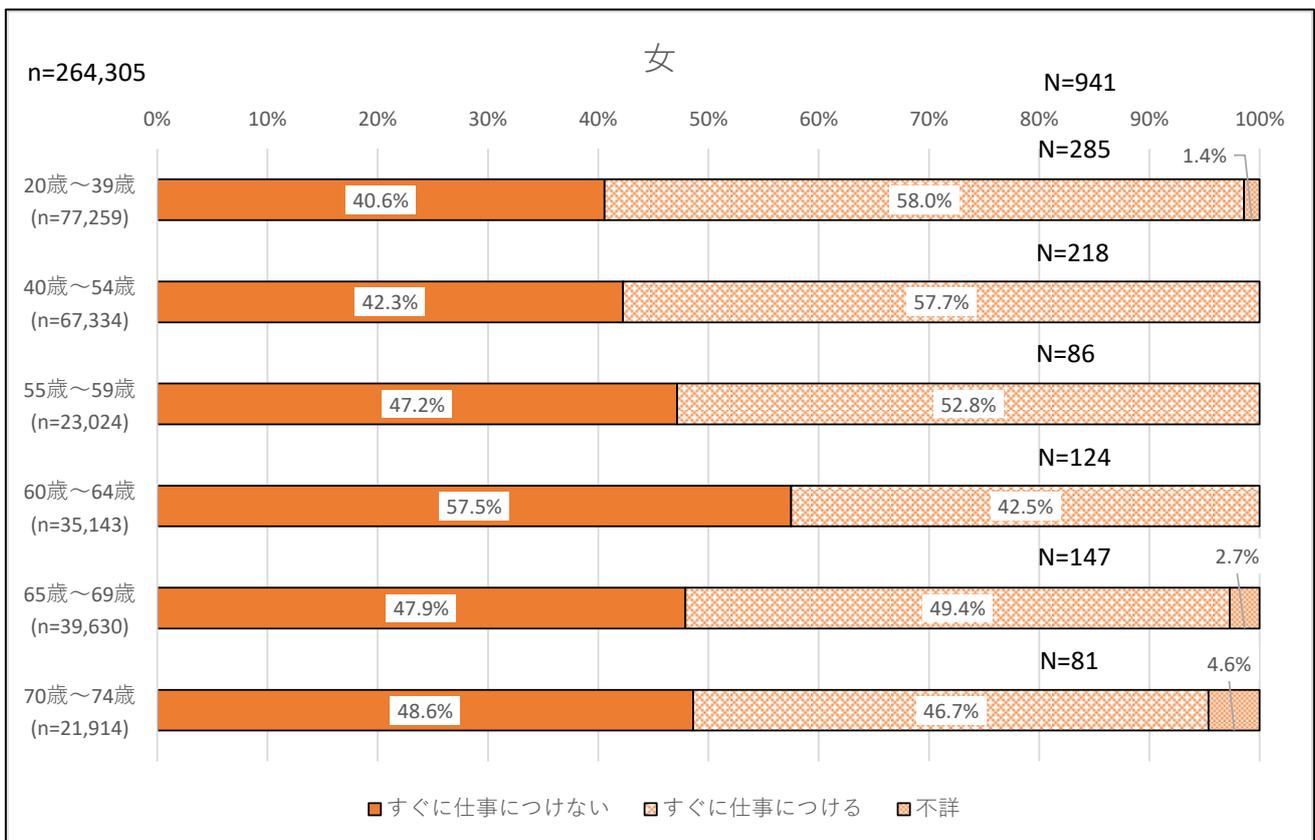
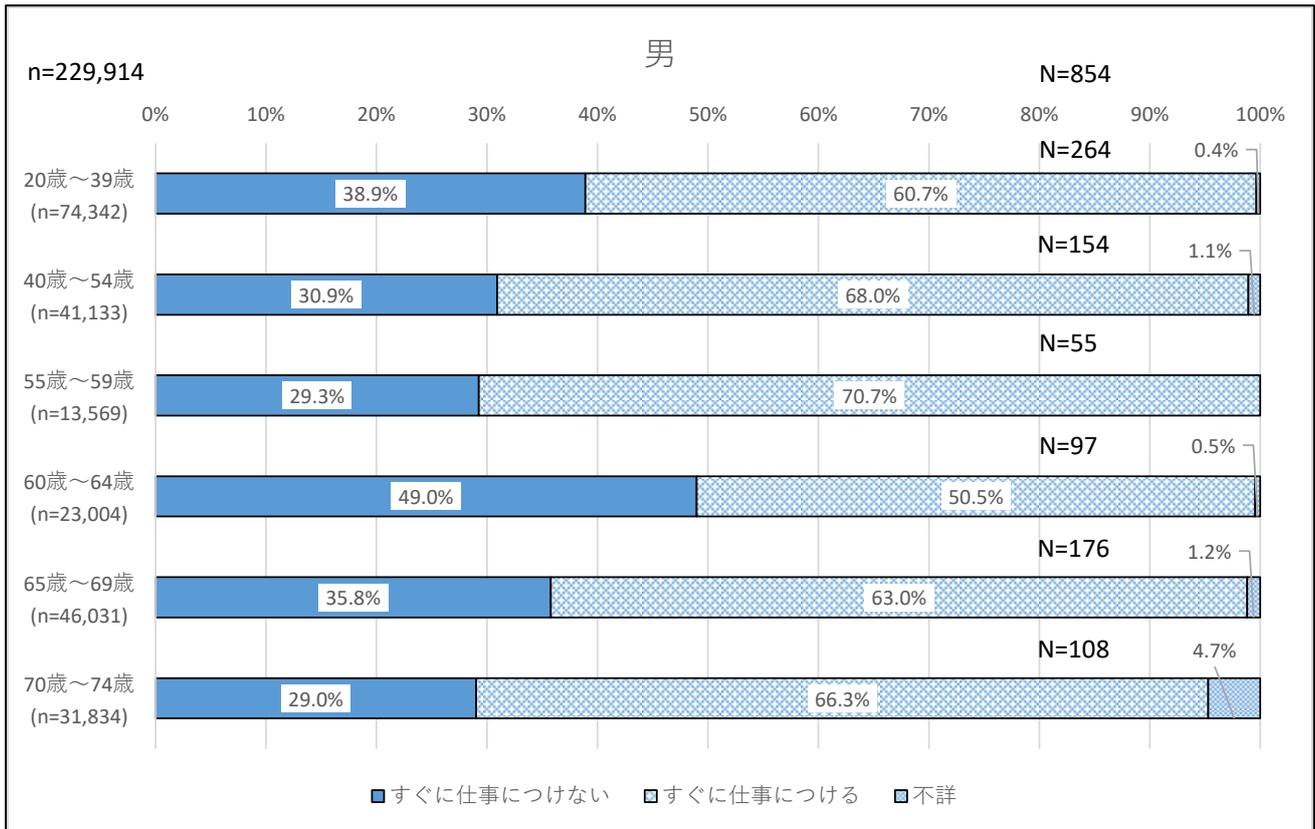
図表 16 は、国民年金第1号被保険者の雇用者のうち仕事なしの者について「就業を希望しており、すぐに仕事につける者」「就業を希望しているが、すぐに仕事につけない者」の割合をそれぞれ見たものである(60歳以上は潜在的国民年金第1号被保険者)。

「すぐに仕事につけない」割合は、男女合計で見ると50歳代後半では40.5%、60歳前半では54.1%、60歳代後半では41.4%であった。男女計、男性、女性いずれにおいても「すぐに仕事につけない」割合は50歳代後半と比較して60歳代前半において増加しており、60歳代後半において再び減少していた。

図表 16: (潜在的)国民年金第1号被保険者 仕事なしの者(就業希望者)について、
すぐに仕事につけない者の割合



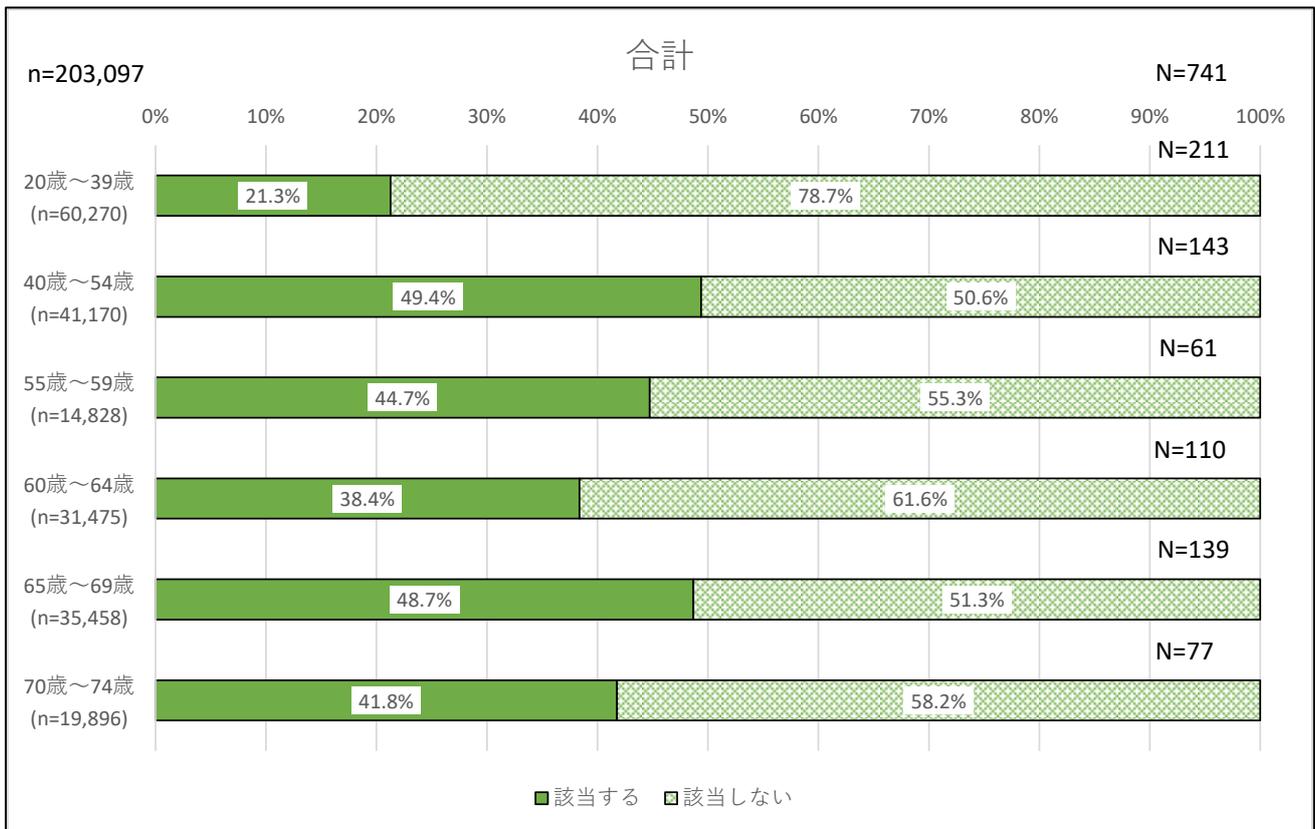
図表 16: (潜在的)国民年金第1号被保険者 仕事なしの者(就業希望者)について、
すぐに仕事につけない者の割合(続き)



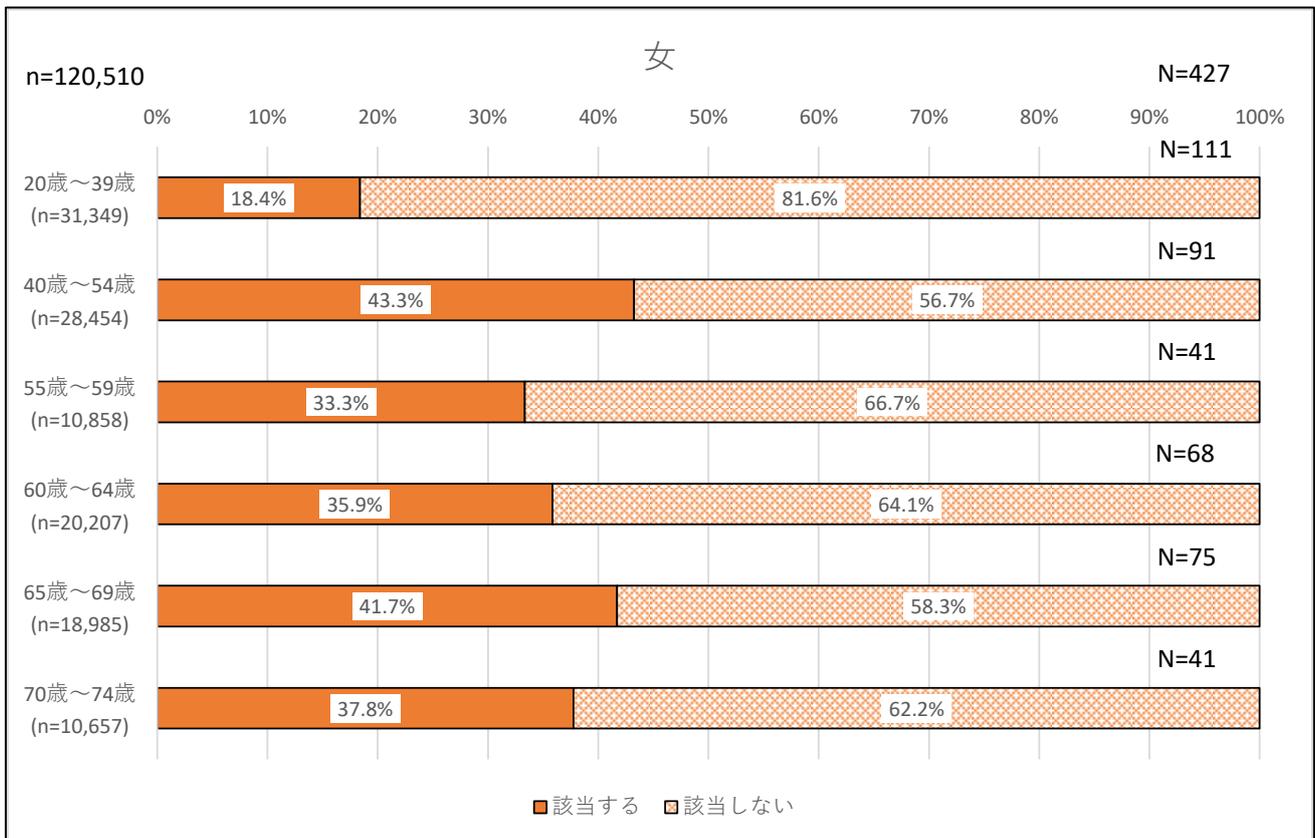
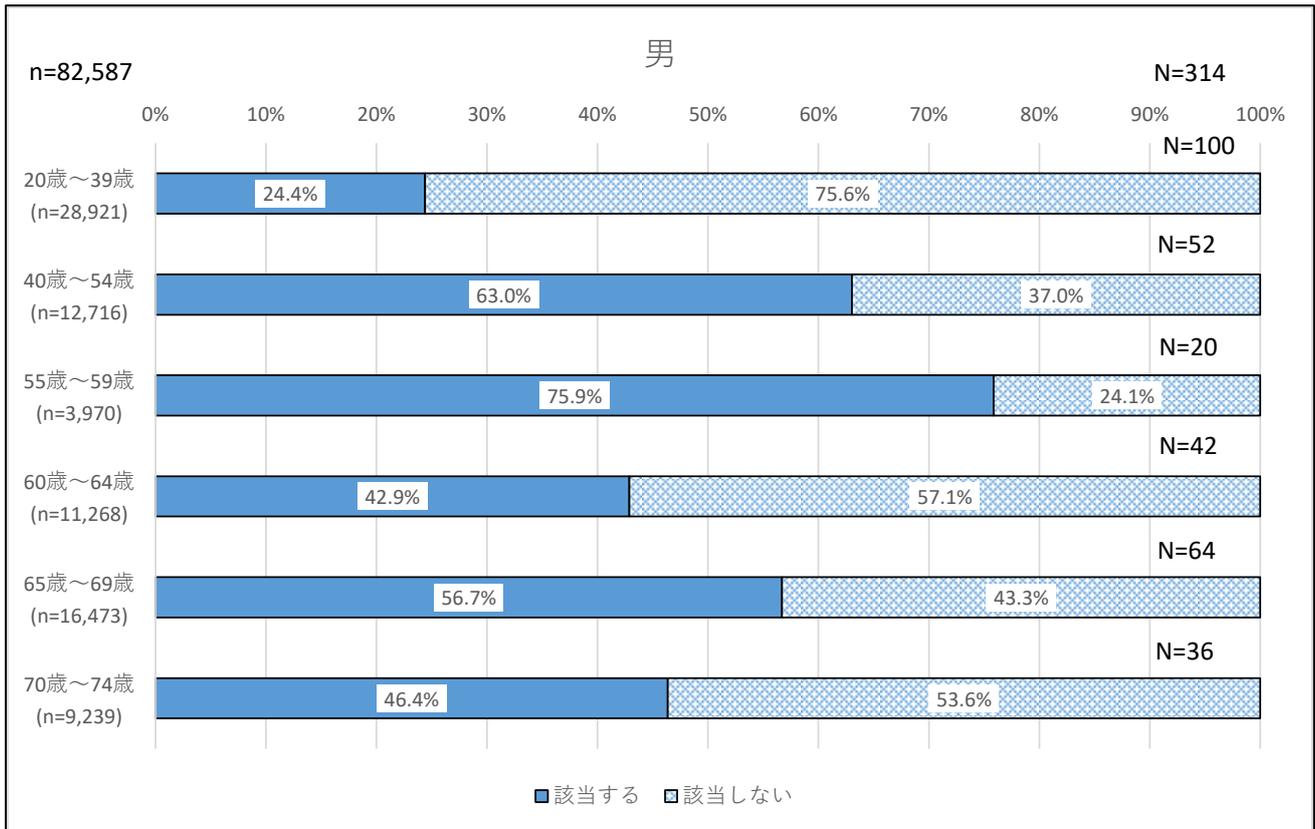
図表 17 は、国民年金第1号被保険者のうち「仕事なしの者のうち就業を希望しており、すぐに仕事につけない者」について、仕事につけない理由（複数回答可）として「健康に自信がない」を選択した割合を見たものである（60歳以上は潜在的国民年金第1号被保険者）。

男女計で見ると50歳代後半で44.7%、60歳代前半で38.4%、60歳代後半で48.7%が選択していた。男性は「健康に自信がない」を選択した割合が50歳代後半(75.9%)と比較して60歳代前半(42.9%)において大きく減少しており、60歳代後半において再び増加していた。女性は50歳代後半から60歳代前半にかけて年齢階級が上がるにつれて選択した割合が増加していたが、男性ほど大きな年齢ごとの違いは見られなかった。

図表 17: (潜在的)国民年金第1号被保険者 仕事なしの者(就業希望者)かつ
すぐに仕事につけない者について、理由が「健康に自信がない」の割合



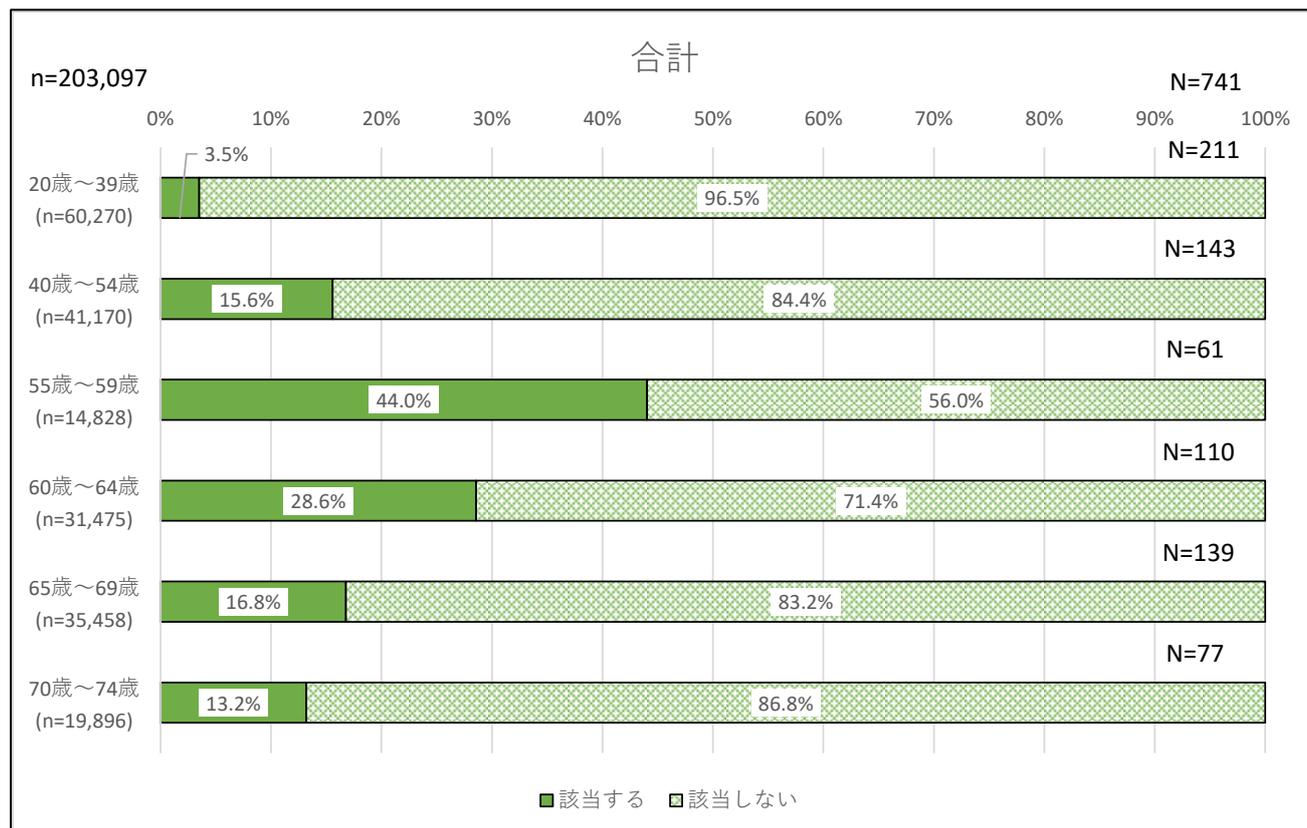
図表 17: (潜在的)国民年金第1号被保険者 仕事なしの者(就業希望者)かつ
すぐに仕事につけない者について、理由が「健康に自信がない」の割合(続き)



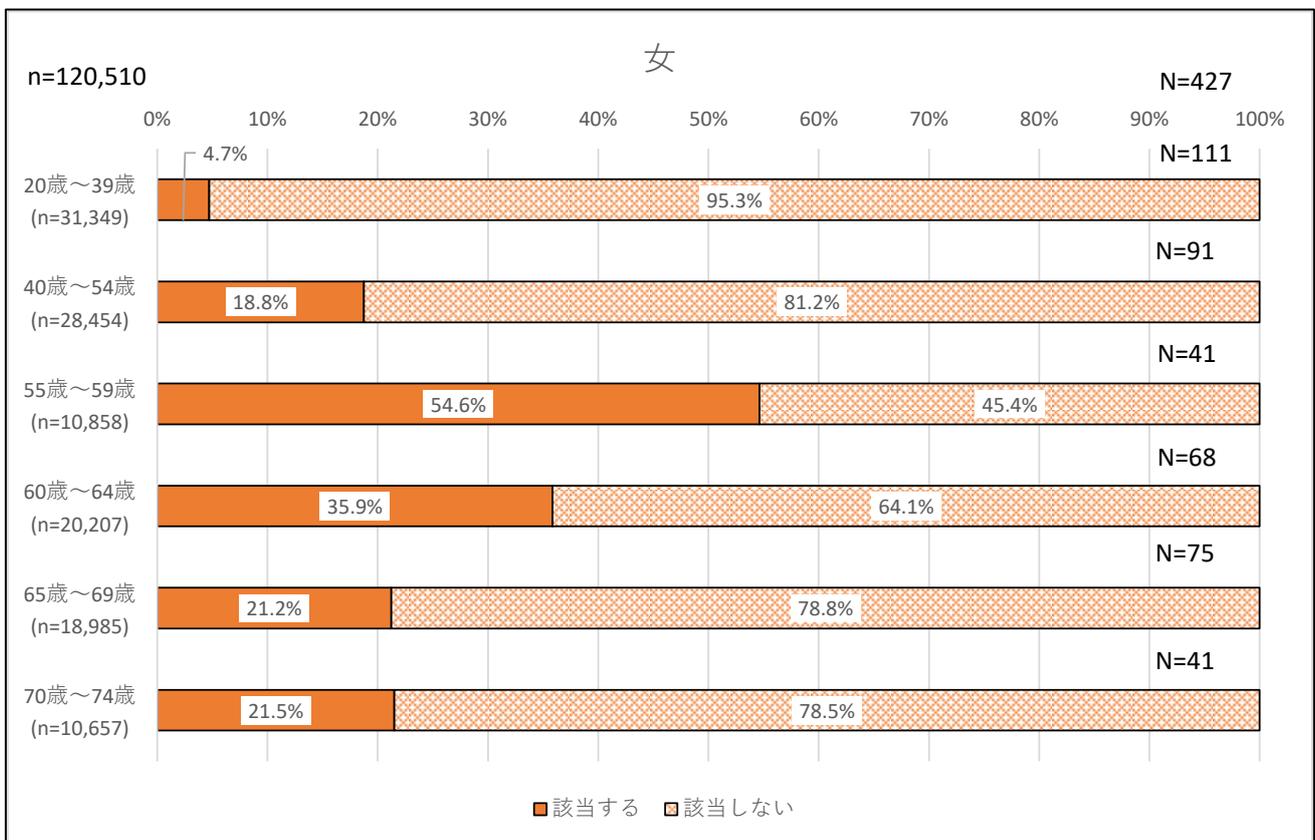
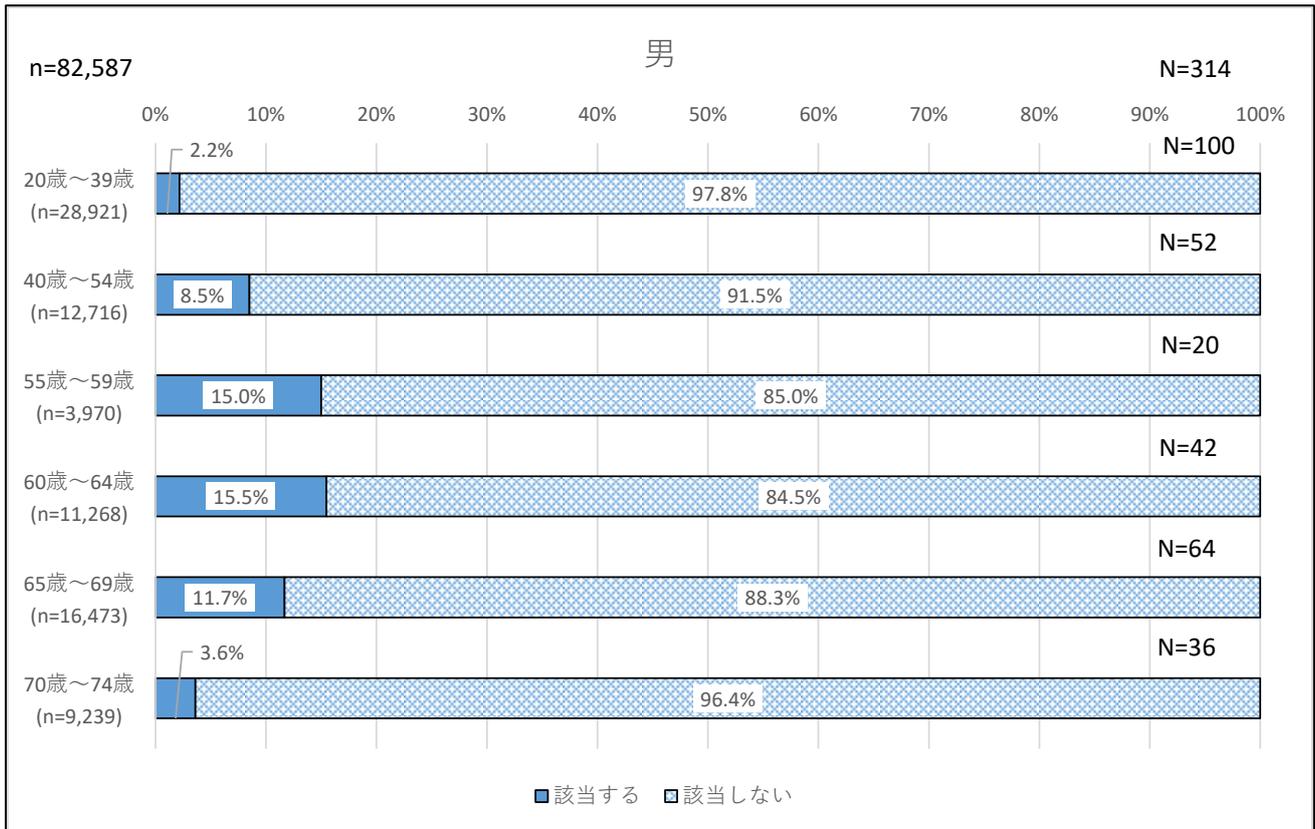
図表 18 は、国民年金第1号被保険者のうち「仕事なしの者のうち就業を希望しており、すぐに仕事につけない者」について、仕事につけない理由（複数回答可）として「介護・看病のため」を選択した割合を見たものである（60歳以上は潜在的国民年金第1号被保険者）。

男女計で見ると50歳代後半で44.0%、60歳代前半で28.6%、60歳代後半で16.8%が選択していた。男女を比較すると、同年齢帯では男性よりも女性の方が「介護・看病のため」を選択した割合が高かった。

図表 18: (潜在的)国民年金第1号被保険者 仕事なしの者(就業希望者)かつ
すぐに仕事につけない者について、理由が「介護・看病のため」の割合



図表 18: (潜在的)国民年金第1号被保険者 仕事なしの者(就業希望者)かつ
すぐに仕事につけない者について、理由が「介護・看病のため」の割合(続き)



(5) 第3節の小括

第3節では潜在的免除該当率が年齢によって高くなる要因として、働き方と健康状態について考察した。

まず、働き方については、年齢階級が上がるにつれて(潜在的)国民年金第1号被保険者のうち無職者割合の増大が見られた。とりわけ、50歳代後半から60歳代前半にかけて引退する者が多いものと思われる。

次に有業者であっても稼働所得は年齢が上がるにつれて低くなる傾向にあることが明らかになった。この有業者の稼働所得の年齢にともなう低下傾向は自営業者、雇用者ともに当てはまる。これは、50歳代後半から60歳代後半にかけて、稼働所得や雇用所得の比較的高い雇人ありの自営業者の割合と正規の雇用者の割合が下がっていることが一因になっていると推測される。

最後に健康状態については、主観的健康状態は年齢が上がってもあまり変わらなかった。他方で、健康上の問題で何らかの日常生活に影響がある者の割合は、年齢階級が上がるにつれて微増する傾向にあるものの、50歳代後半から60歳代後半についてはあまり変化がないことが分かった。こうしたことから、50歳代後半から60歳代後半に至るまでの間、健康状態の変化が高齢者の有職率や働き方の変化に与える影響は比較的小さいものと考えられる。

それでも、50歳代後半から60歳代前半においても、就業希望があるにもかかわらず健康を理由に仕事に就けない人は一定数いることが分かった。また、介護により仕事に就けない人は特に女性で割合が多かった。高齢者雇用の進展を踏まえた年金制度の対応については、こうした者の状況を見極めて検討を進める必要である。

4. 60歳代前半の潜在的免除該当者の状況

免除に該当するかどうかは、本人の所得だけでなく、配偶者や世帯主の所得も免除基準の要件となるため、免除該当状況は世帯類型によっても異なるものと考えられる。

第4節では、潜在的免除該当率は世帯類型によって、実際にどの程度異なっているのかを確認する。60歳代前半の潜在的免除該当者について、配偶者の有無、子の有無、世帯構造ごとの違いを分析する。

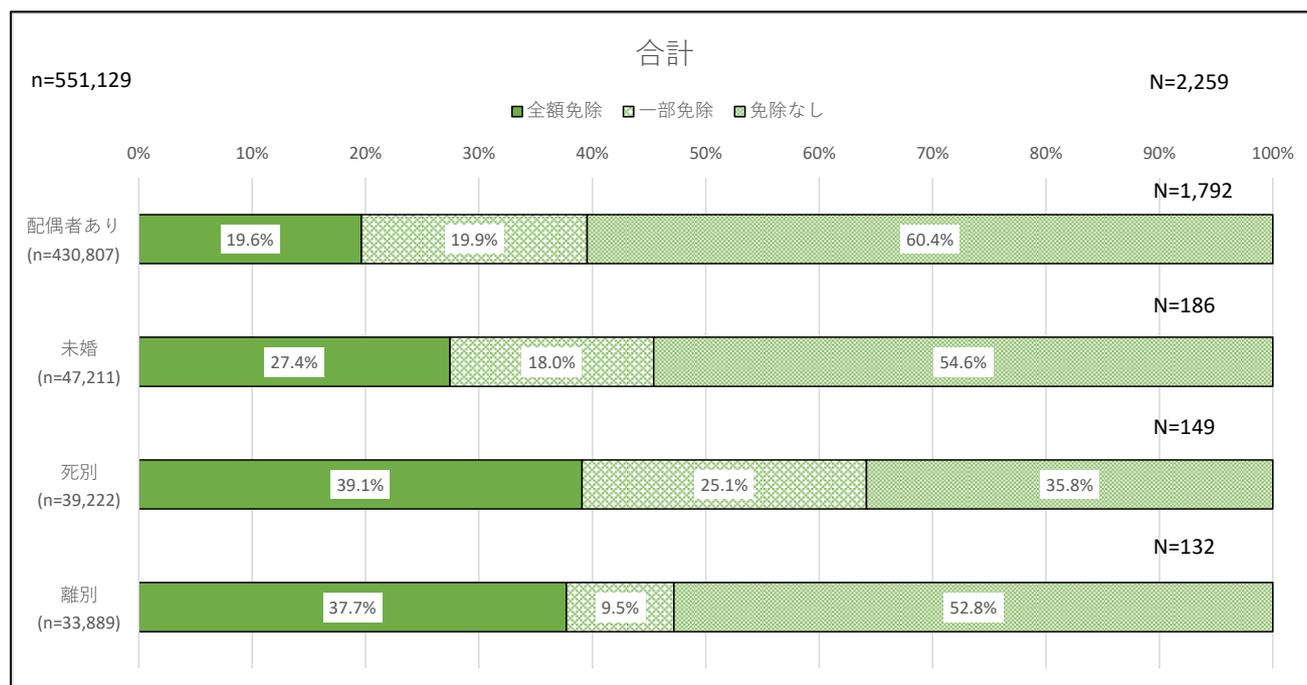
(1) 配偶者の有無

図表 19 は、配偶者の有無別に、60歳代前半の潜在的国民年金第1号被保険者の免除状況を見たものである。

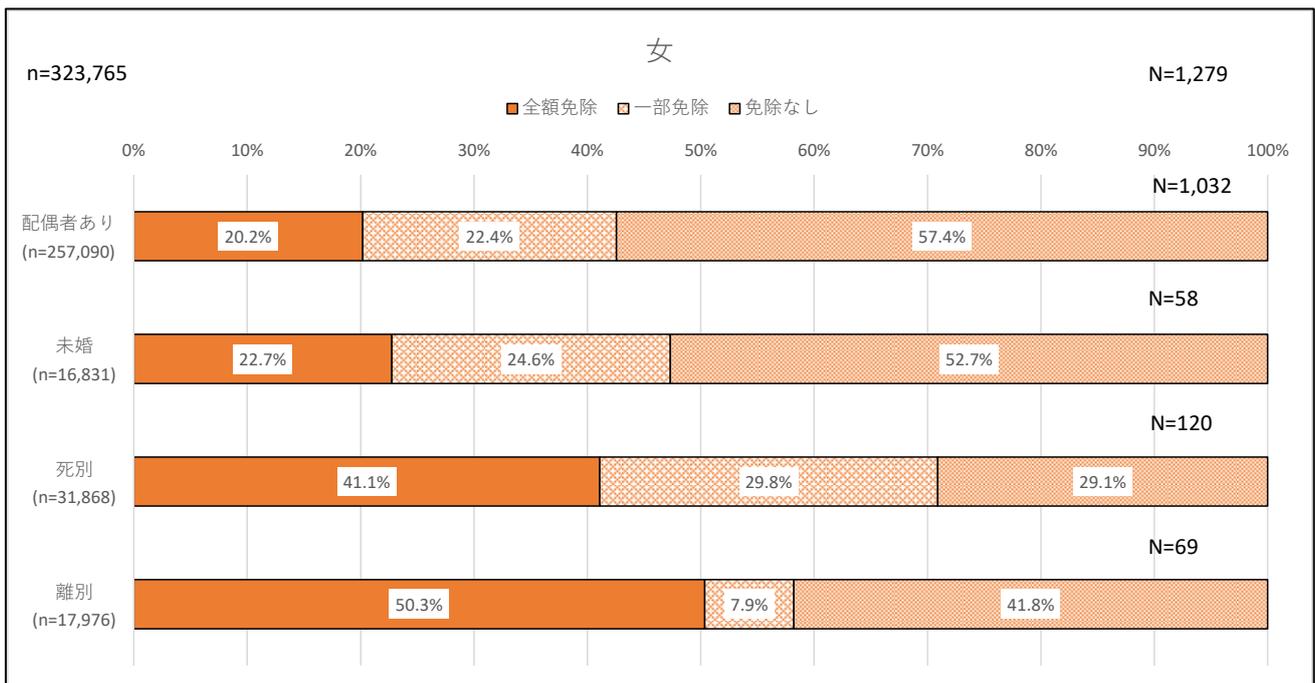
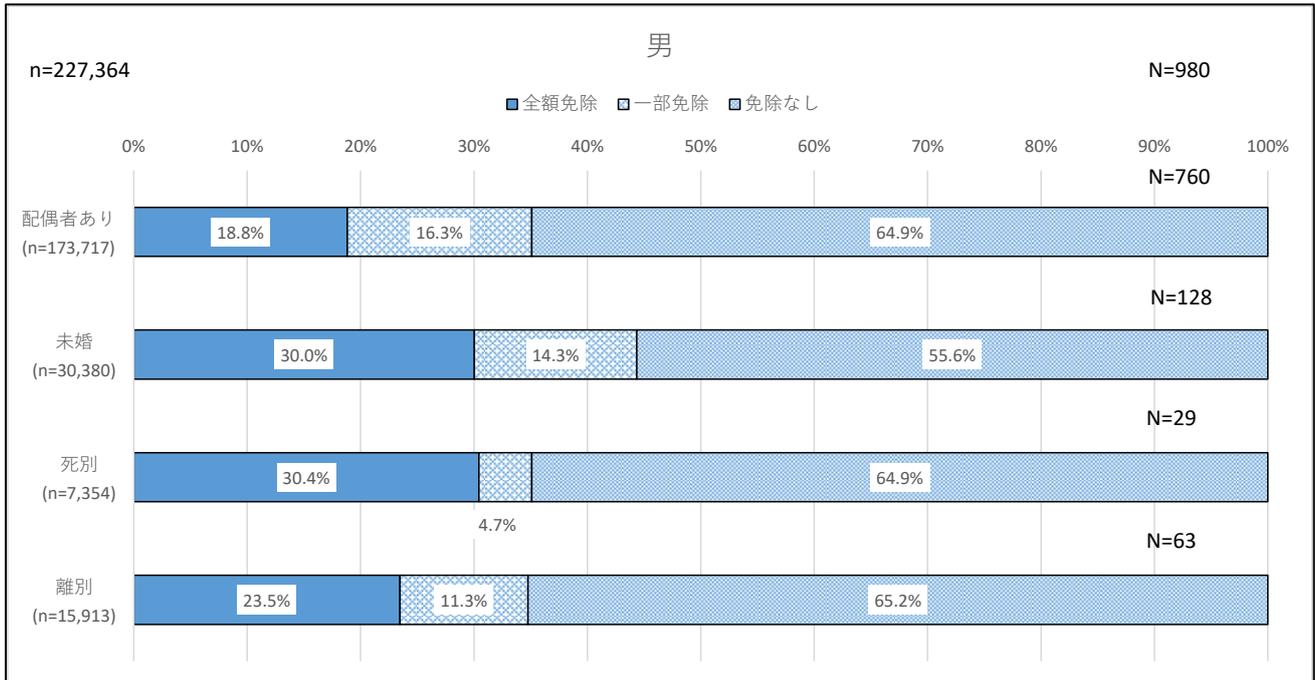
男女計、男性、女性ともに配偶者なし(未婚、死別、離婚)の方が配偶者ありよりも免除該当率、全額免除該当率は高かった。具体的には、男女計の全額免除該当率で見ると、配偶者ありは19.6%、未婚は27.4%、死別は39.1%、離別は37.7%であった。

女性の死別、離別の免除該当率は他の類型よりも際立って高くなっていた。全額免除該当率で見ると、女性の死別は41.1%、離別は50.3%、免除該当率で見ると、女性の死別は70.9%、離別は58.2%となっていた。配偶者と離別や死別した女性が世帯内の稼ぎ手を失い、潜在的免除該当者となっていると考えられる。

図表 19: 60歳代前半における配偶者の有無別
(潜在的)国民年金第1号被保険者の状況



図表 19: 60 歳代前半における配偶者の有無別
(潜在的) 国民年金第1号被保険者の状況(続き)

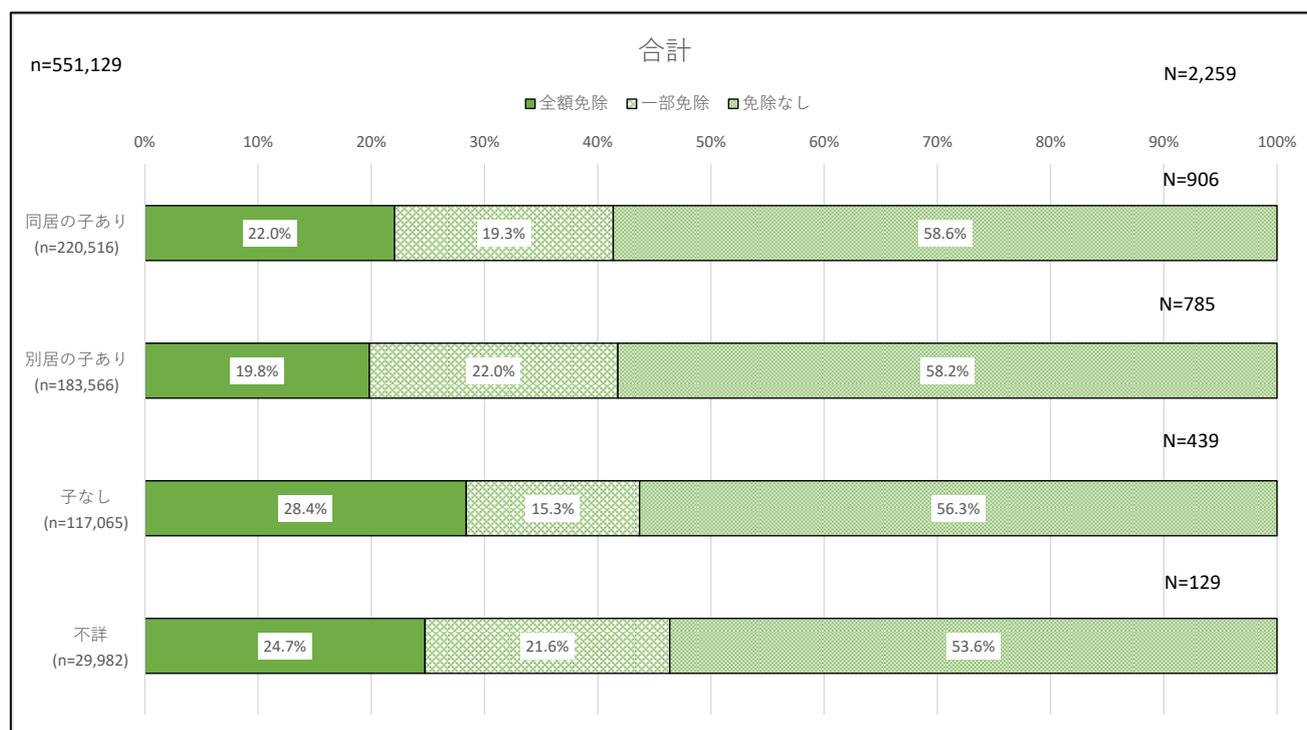


(2) 子の有無

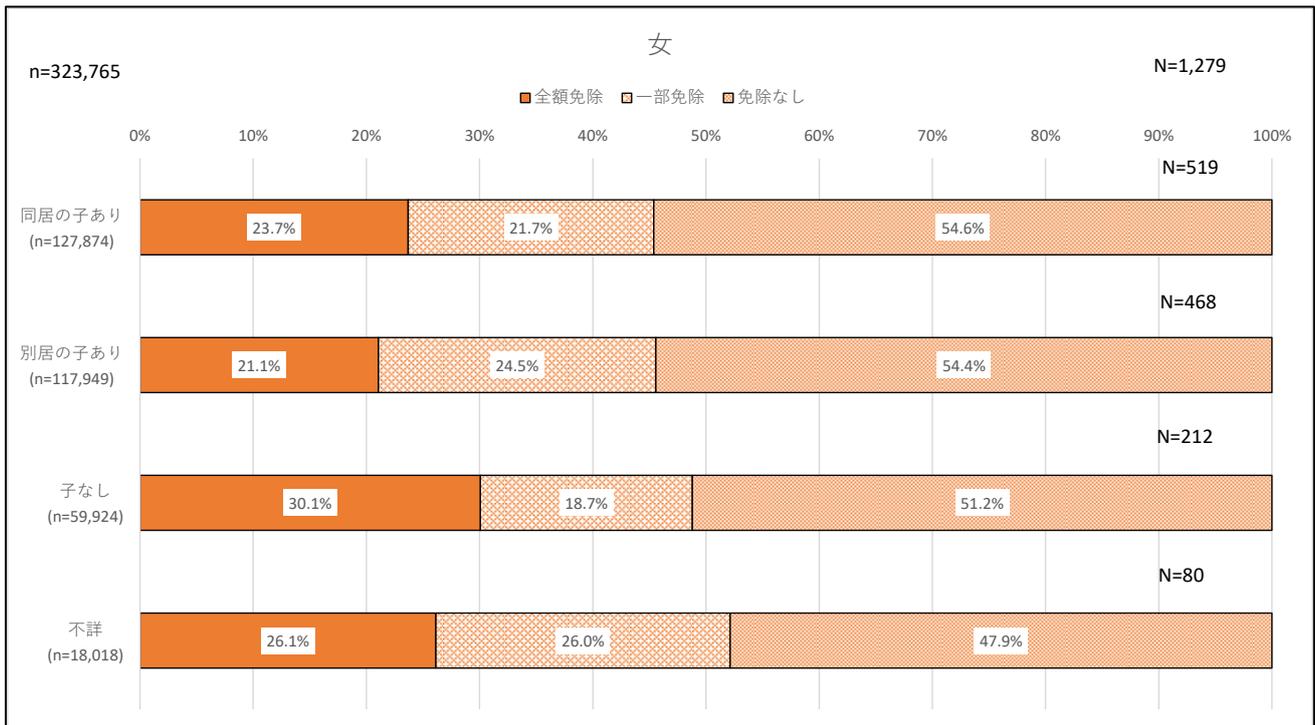
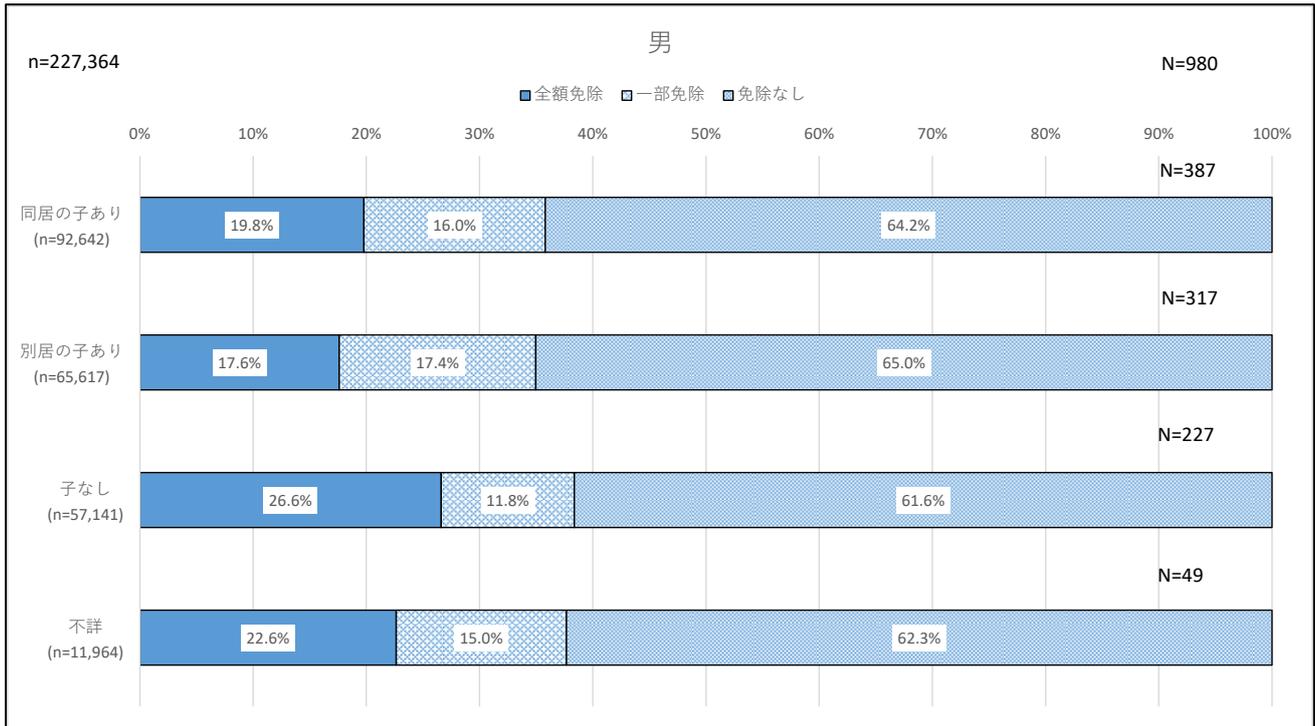
図表 20 は、子の有無別に、60 歳代前半の潜在的国民年金第1号被保険者の免除状況を見たものである。

男女計、男性、女性ともに子なしの方が子あり(同居の子あり、別居の子あり)よりも免除該当率、全額免除該当率が高かった。具体的には、男女計の全額免除該当率で見ると、同居の子ありは 22.0%、別居の子ありは 19.8%、子なしは 28.4%となっていた。経済的に子を持ってなかった世帯が引き続き低所得に留まっていることが想定されるが、こうした世帯は子の扶養や支援を受けられず、免除該当となる蓋然性が高いと考えられる。

図表 20: 60 歳代前半の(潜在的)国民年金第1号被保険者に対する
子の有無の分類別の割合



図表 20: 60 歳代前半の(潜在的)国民年金第1号被保険者に対する
子の有無の分類別の割合(続き)



(3) 世帯構造

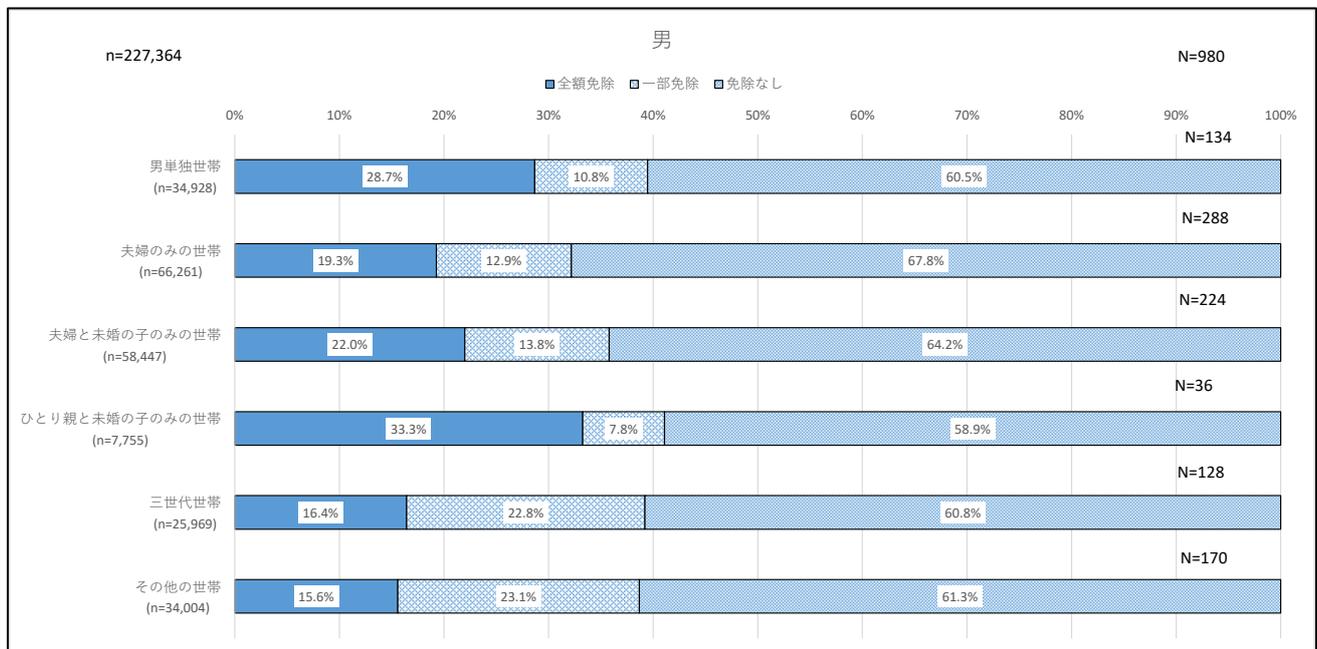
図表 21 は、世帯構造別に、60 歳代前半の潜在的国民年金第1号被保険者の免除状況を見たものである。

男単独世帯、女単独世帯、ひとり親と未婚の子のみの世帯で全額免除該当率が高かった。具体的には男単独世帯では 28.7%、女単独世帯では 41.6%、男性ひとり親と未婚の子のみの世帯では 33.3%、女性ひとり親と未婚の子のみの世帯では 34.9%となっており、それ以外の類型では概ね 2 割であった。

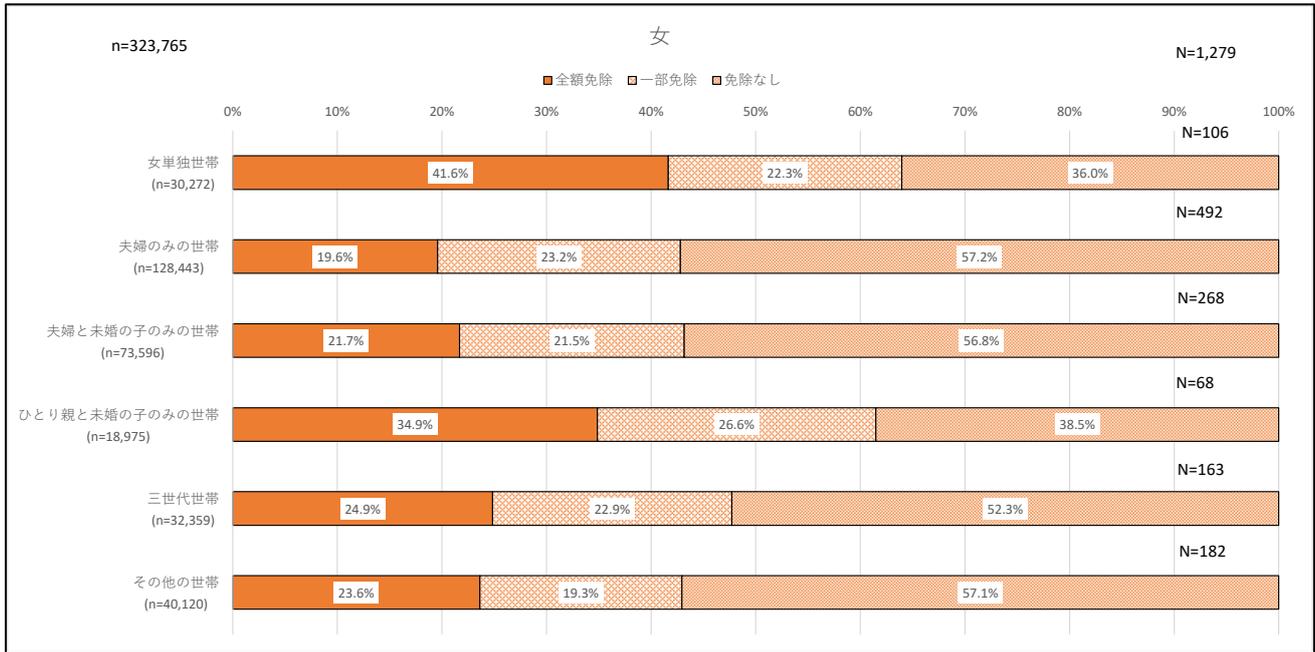
男単独世帯、女単独世帯、ひとり親と未婚の子のみの世帯について免除該当率を見ると、男単独世帯は 39.5%であるのに対して、女単独世帯では 63.9%、女性ひとり親と未婚の子のみの世帯では 61.5%となっており、特に高くなっていた。

ひとり親と未婚の子のみの世帯については男女差が大きく、男性では 41.1%なのに対して、女性では 61.5%であった。

図表 21:60 歳代前半における世帯構造別
(潜在的)国民年金第1号被保険者の免除状況



図表 21:60 歳代前半における世帯構造別
(潜在的)国民年金第1号被保険者の免除状況(続き)



(4) 第4節の小括

第4節では、潜在的免除該当率は世帯類型等によって、どの程度異なっているのかを確認した。そのために60歳代前半の潜在的免除該当者について、配偶者の有無、子の有無、世帯類型ごとの違いを分析した。

分析の結果、①配偶者なし、子なしの者は、そうでない者に比べて免除該当率が高いこと、②配偶者なしの者の中でも、女性の死別、離別の免除該当率は他の類型よりも際立って高くなっていること、③男単独世帯、女単独世帯、ひとり親と未婚の子のみの世帯で全額免除該当率が高いこと、④女単独世帯、ひとり親と未婚の子のみの世帯で免除該当率が高いことが分かった。

5. 60歳代前半の潜在的免除該当者の資産状況

同じ所得水準であっても、経済状況は資産や持ち家の状態に応じて様々であると考えられる。資産がある者は所得が低くとも、希望すればその資産を用いることで国民年金の保険料拠出を通じて年金額を増やすことも可能であり、また、将来の長期化する高齢期を見越した備えがあれば問題は少ない。他方で、所得が低く、経済的理由から備えもない人は、保険料免除により相対的に基礎年金額が少なくなることの影響を受けやすく、平均寿命が長期化する中で、年金による保障を特に及ぼすべき人たちであると考えられる。また、持ち家がない場合は住居費として賃貸料を払うことになるため、同じ額の保険料拠出であっても、その負担の度合いが異なってくる。

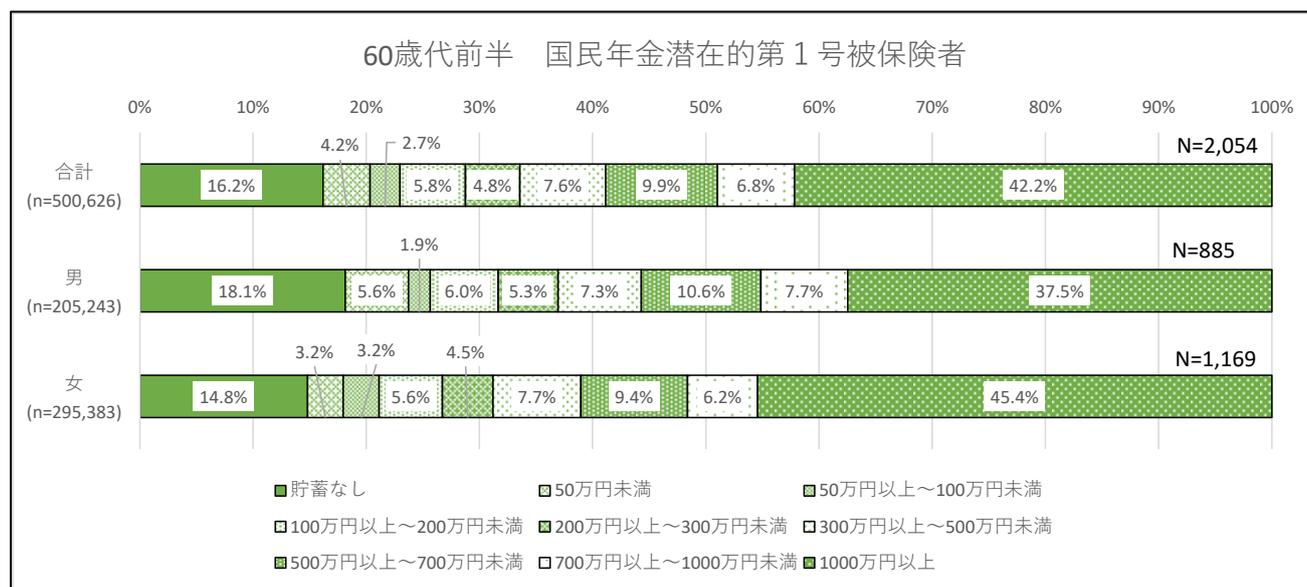
こうした観点から、第5節では、60歳代前半の潜在的免除該当者について、60歳代前半の潜在的第1号被保険者の傾向と比較しながら、資産額の状況と持ち家の状況を分析する。

(1) 資産額の状況

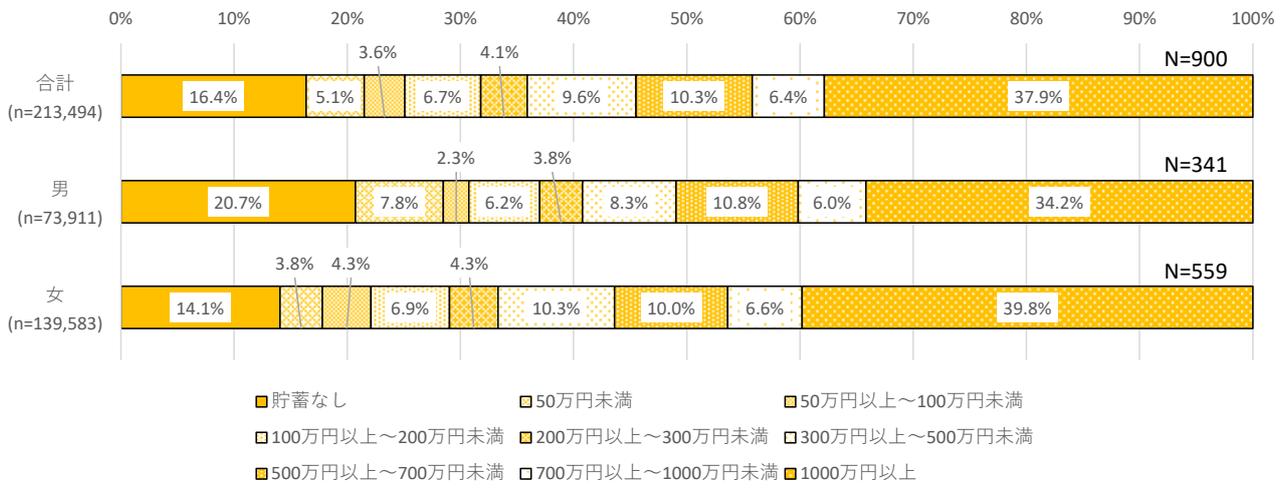
図表22～図表24は、60歳代前半の潜在的国民年金第1号被保険者及び潜在的免除該当者の資産額の状況を見たものである。図表22では貯蓄額を、図表23では貯蓄額を世帯員数で割った一人あたり貯蓄額を、図表24では貯蓄額を世帯員数の平方根で割った等価貯蓄額を用いて集計している。

図表22によると、貯蓄額は潜在的国民年金第1号被保険者と潜在的免除該当者の間で、大きな傾向の差は見られなかった。潜在的免除該当者について見ると、1,000万円以上の貯蓄額がある者が約4割であった。

図表22: 貯蓄額の状況※貯蓄額不詳、貯蓄有無不詳は除く

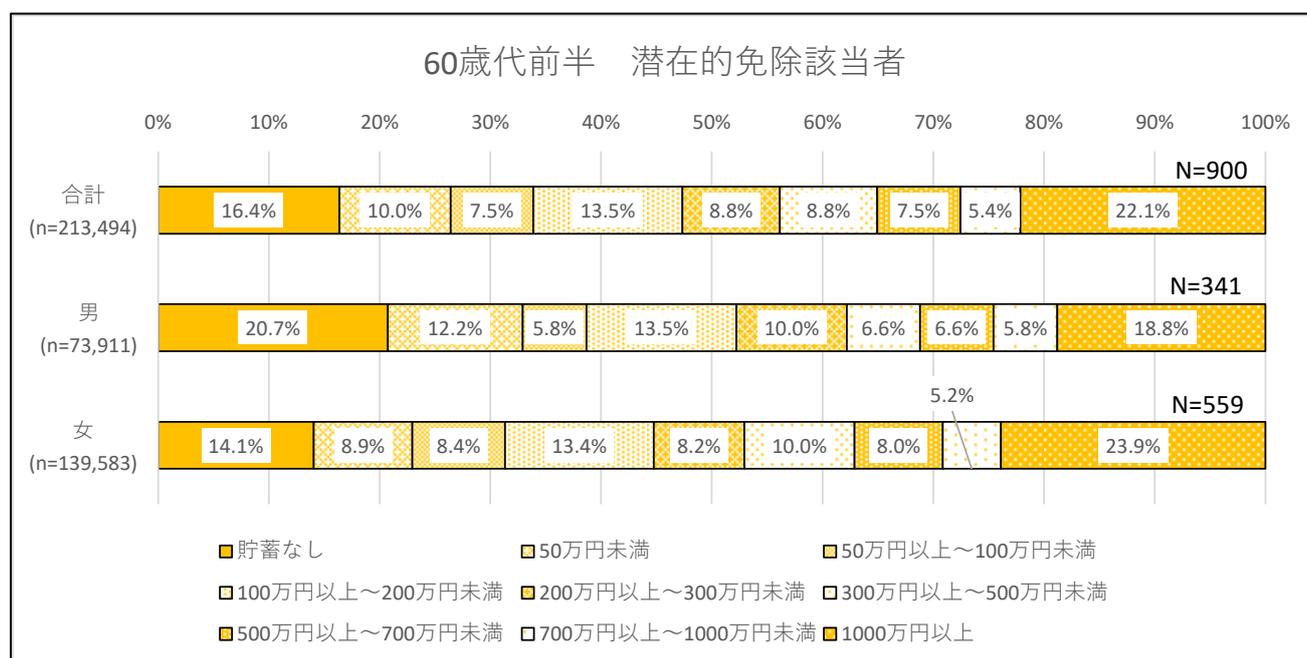
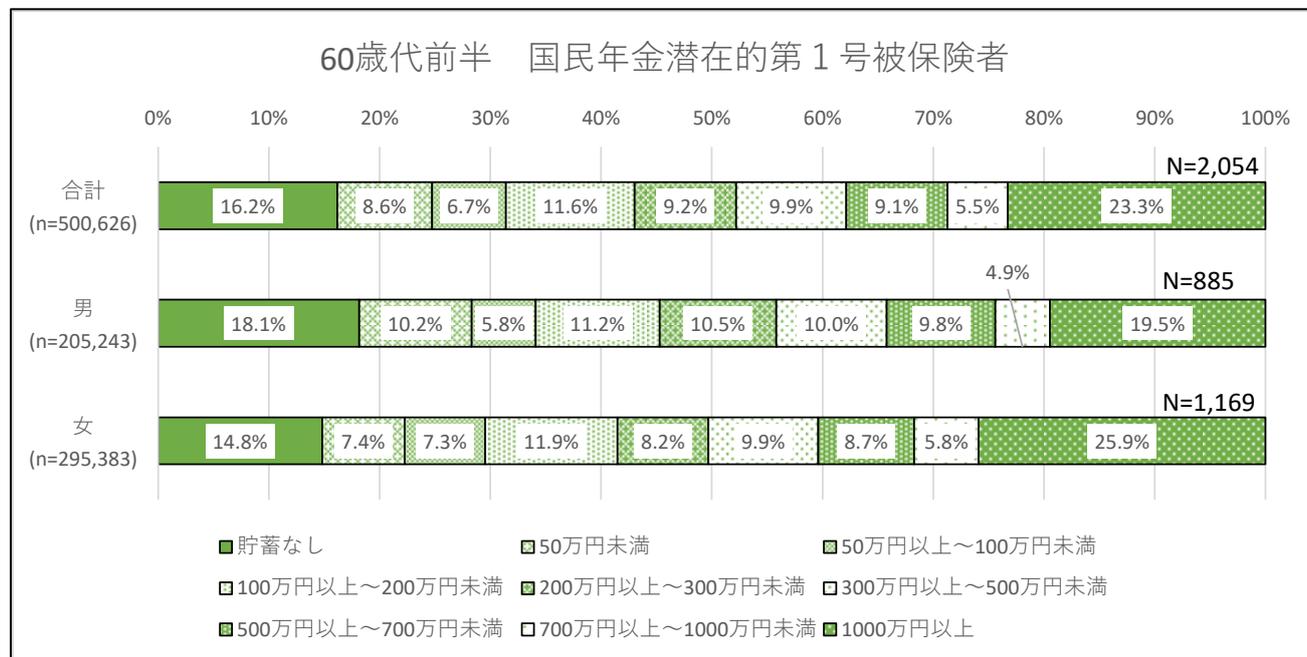


60歳代前半 潜在的免除該当者



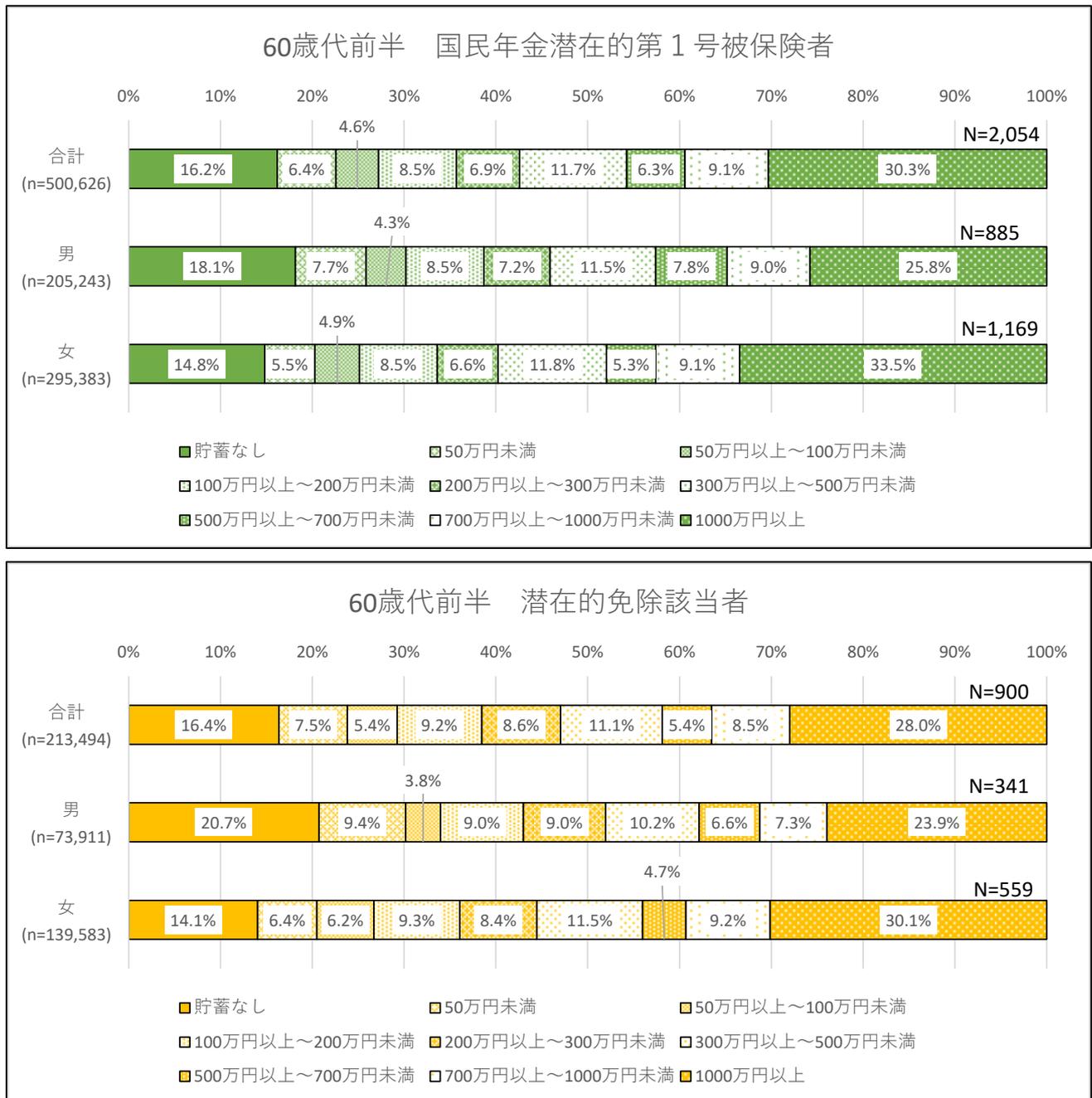
図表 23 によると、男女計の一人当たり貯蓄額については、貯蓄なしから 200 万円未満までの各階級において潜在的国民年金第 1 号被保険者のほうが潜在的免除該当者よりも割合が小さかった。逆に 200 万円以上の各階級においては潜在的国民年金第 1 号被保険者のほうが潜在的免除該当者よりも割合が大きかった。

図表 23:貯蓄額の状況 一人当たり貯蓄額の状況※貯蓄額不詳、貯蓄有無不詳は除く



図表 24 によると、男女計の等価貯蓄額についても、一人当たり貯蓄額の状況と同様の傾向が見られた。貯蓄なしから 300 万円未満までの各階級において潜在的国民年金第 1 号被保険者のほうが潜在的免除該当者よりも割合が小さかった。逆に 300 万円以上の各階級においては潜在的国民年金第 1 号被保険者のほうが潜在的免除該当者よりも割合が大きかった。

図表 24: 貯蓄額の状況 等価貯蓄額の状況※貯蓄額不詳、貯蓄有無不詳は除く

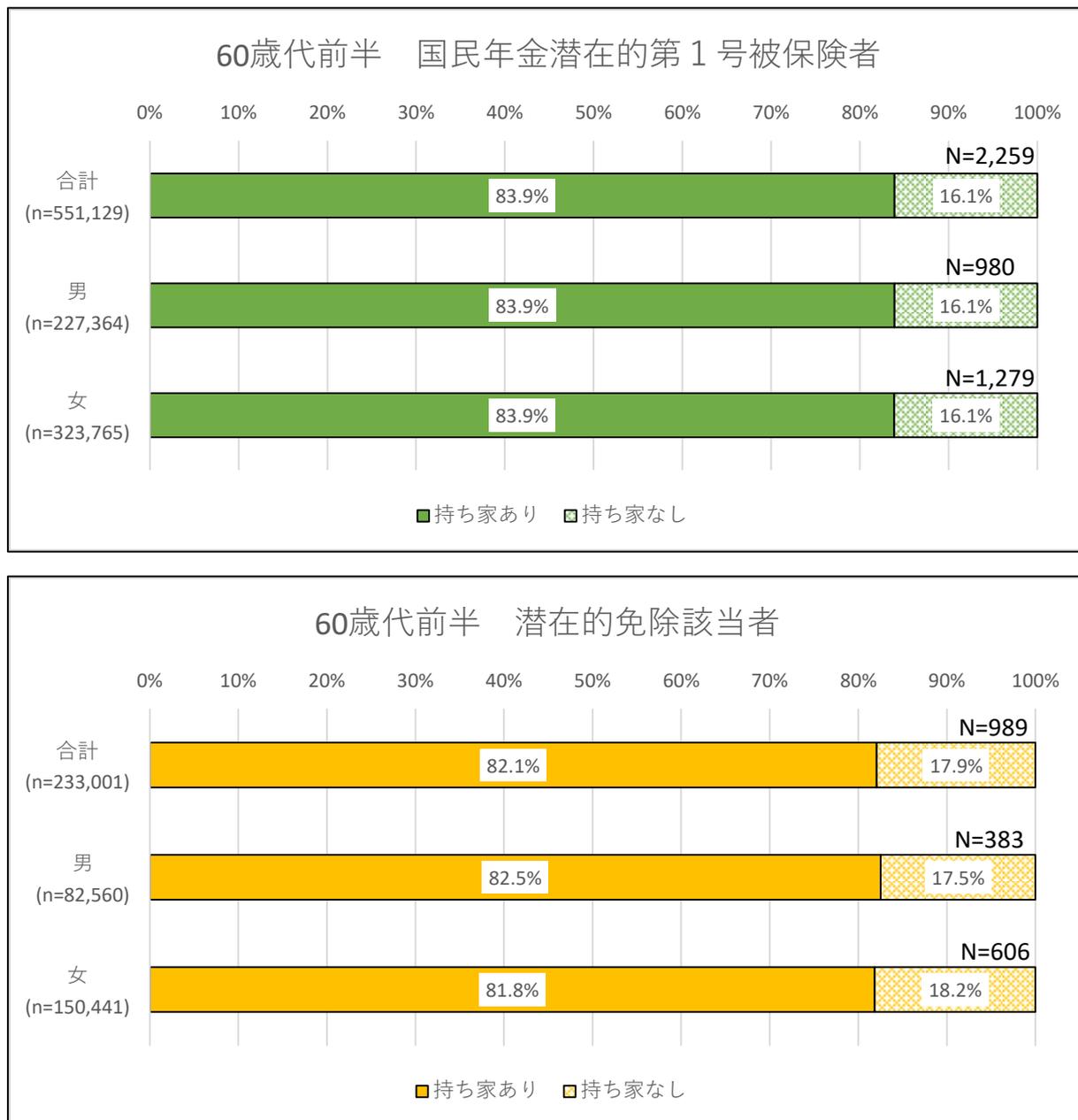


(2) 持ち家の状況

図表 25 は、60 歳代前半の潜在的国民年金第1号被保険者及び潜在的免除該当者の持ち家の状況を見たものである。

潜在的国民年金第1号被保険者、潜在的免除該当者ともに、男女計、男性、女性ともに、持ち家ありが約8割、持ち家なしが約2割であった。

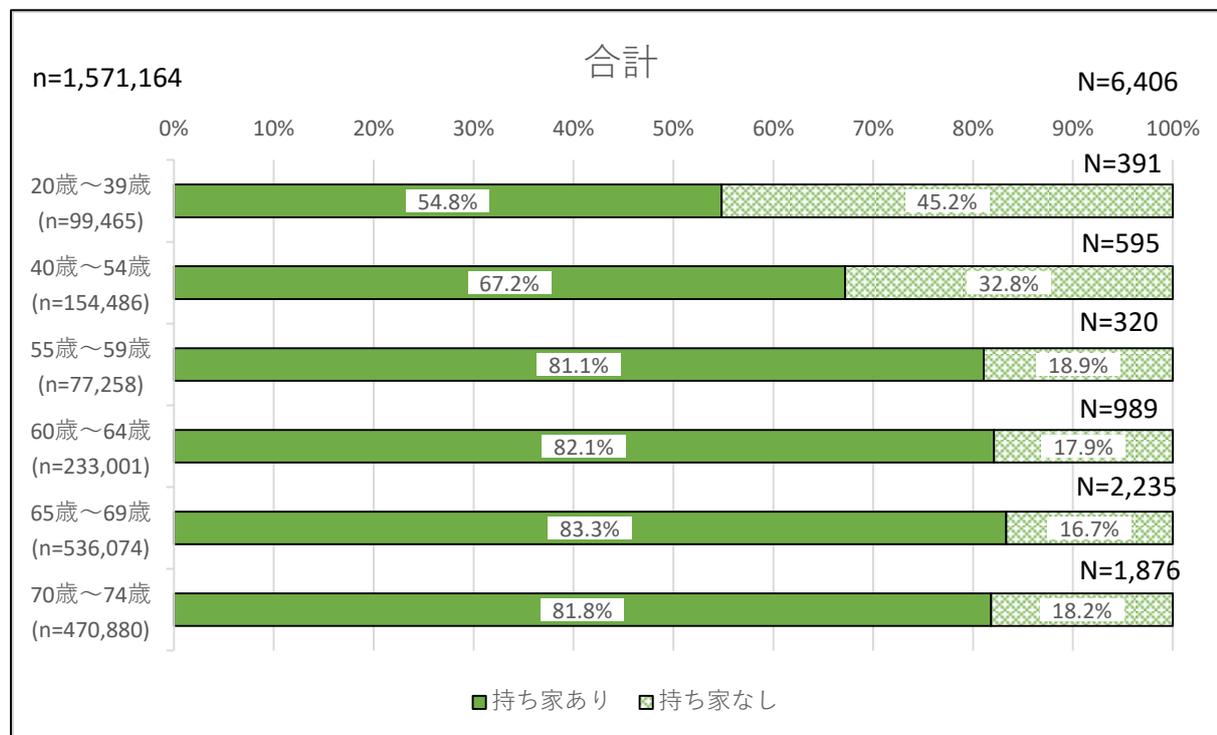
図表 25: 持ち家の状況



図表 26 は、年齢階級ごとの潜在的免除該当者の持ち家の状況を見たものである。

20 歳～39 歳では持ち家ありの割合は 54.8% であるのに対して、50 歳代後半以降の持ち家ありの割合は約 8 割で年齢階級による大きな差はなかった。

図表 26: 年齢別 持ち家の状況



(3) 第5節の小括

第5節では、60 歳代前半の潜在的免除該当者の中に、どの程度備え(資産)のない人がいるかを探るため、資産額の状況と持ち家の状況を分析した。結果、資産額が 1000 万円を超える者も一定割合いること、国民年金第 1 号被保険者と同様に持ち家率は約 8 割であることが分かった。

6. 厚生年金の適用拡大にかかる影響

高齢者雇用の進展により、60歳代前半の雇用者が増加しているが、従来の勤務時間要件である4分の3要件⁸を満たさないため、被用者でありながら厚生年金に加入できない者がいる。2016年10月より施行されている厚生年金保険の適用拡大⁹は、この4分の3要件で見ていた厚生年金の適用範囲を拡大することで、被用者が厚生年金被保険者となるハードルを下げる効果がある。60歳代前半の潜在的免除該当の雇用者が厚生年金に加入した場合、所得にかかわらず、加入期間は基礎年金の計算上国民年金保険料満額納付と同じく扱われ、さらに報酬比例の厚生年金が支給されることになるため、年金保障を厚くすることにつながる。

更に、令和2年5月に成立した年金改正法¹⁰においては、企業規模要件が段階的に引き下げられることとなっており、2022年10月から100人超の企業に勤務する短時間労働者に対して、2024年10月から50人超の企業に勤務する短時間労働者に対して、厚生年金の適用拡大が行われることとなっている。厚生年金の適用拡大により、どの程度の潜在的免除該当の雇用者が厚生年金加入になるかを知ることは重要である。

本節では、60歳代前半の潜在的免除該当の雇用者について、適用拡大の賃金要件や勤務時間要件を満たす者の割合を分析する。なお、本研究で使用している平成28年国民生活基礎調査の調査時点は2016年6月であるため適用拡大の施行前であり、集計結果には適用拡大の影響は反映されていない。

(1) 潜在的免除該当者に占める雇用者の割合

図表27-1は、潜在的免除該当者に占める雇用者の割合を示したものである。50歳代後半では42.2%、60歳代前半では49.5%、60歳代後半では37.2%となっており、60歳代前半においてその割合が比較的高くなっている。適用拡大の潜在的免除該当者に与える影響は60歳代前半において最も大きくなることが窺える。

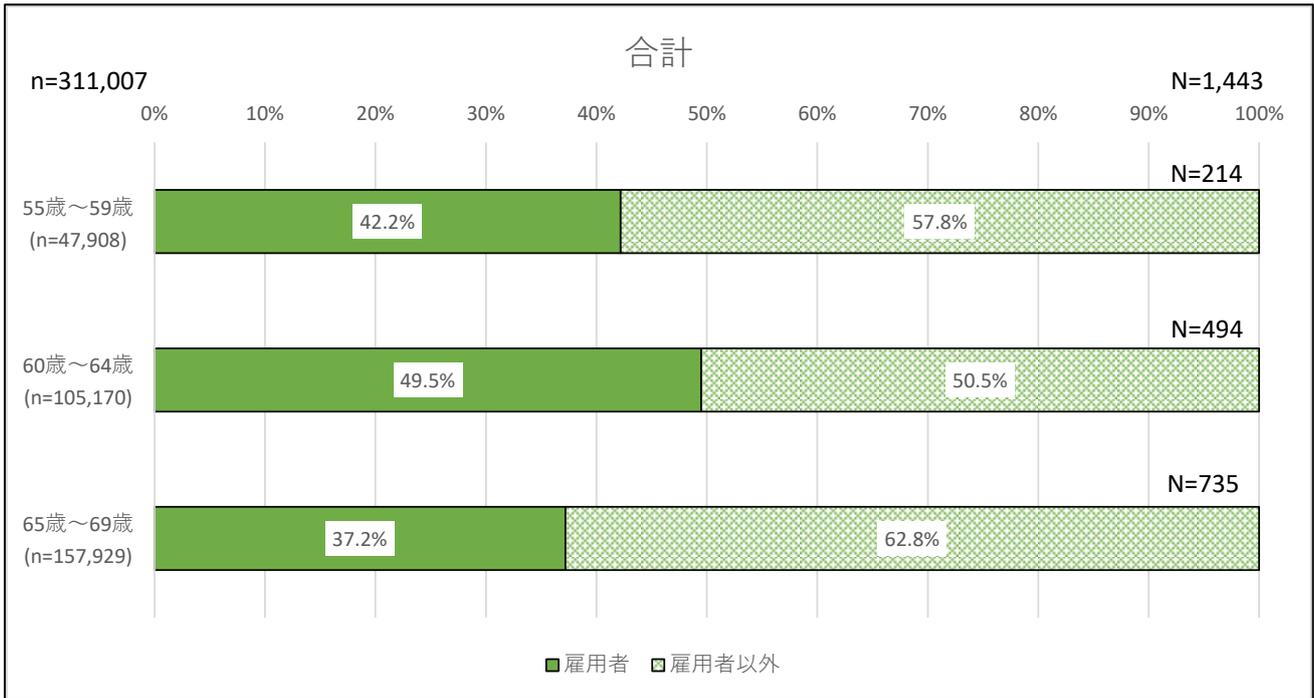
また図表28-2は男性の潜在的免除該当者に占める雇用者の割合、図表27-3は女性の潜在的免除該当者に占める雇用者の割合を示したものである。男女ともに、60歳代前半において雇用者の割合が高くなっている。特に、男性においては、50歳代後半では19.6%、60歳代前半では35.1%となっており、50歳代後半から60歳代前半にかけて潜在的免除該当者に占める雇用者の割合が大きく上昇していることが分かる。

⁸ 1日又は1週の所定労働時間及び1月の所定労働日数が通常の労働者のおおむね4分の3以上であること。2016年10月より、1週の所定労働時間及び1月の所定労働日数が通常の労働者の4分の3以上であることという取扱いとなっている。

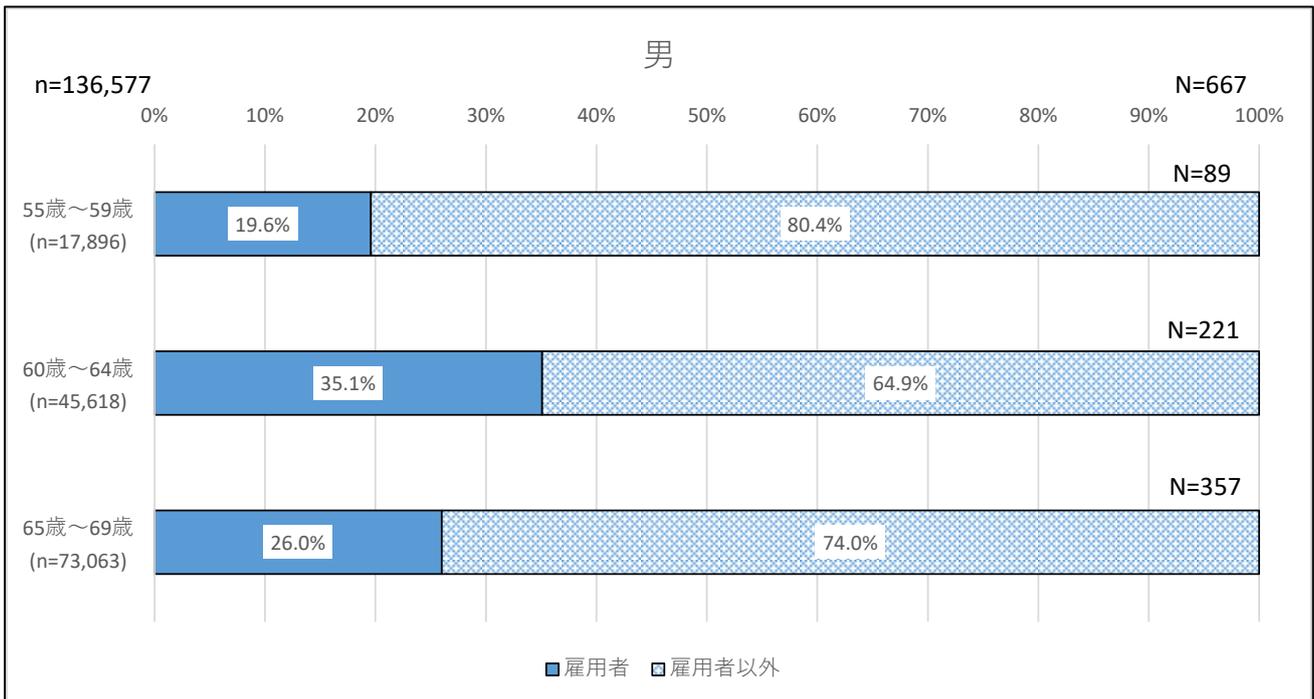
⁹ 被保険者数500人超企業における義務的な適用拡大(2016年10月施行)の対象者は①週労働時間20時間以上、②月額賃金8.8万円以上、③勤務期間1年以上見込み、④学生でない、の4要件を満たす者。被保険者数500人以下企業における任意の適用拡大(2017年4月施行)については、対象者の要件は被保険者数500人超企業と同じだが、制度導入には労使合意が必要である。なお、企業規模は、4分の3要件で見たときの厚生年金被保険者数で見ることとなっている。

¹⁰ 企業規模要件に加えて、勤務期間1年以上見込みの要件も撤廃されることとなった。勤務時間要件、賃金要件、学生でないことについては、引き続き維持される。

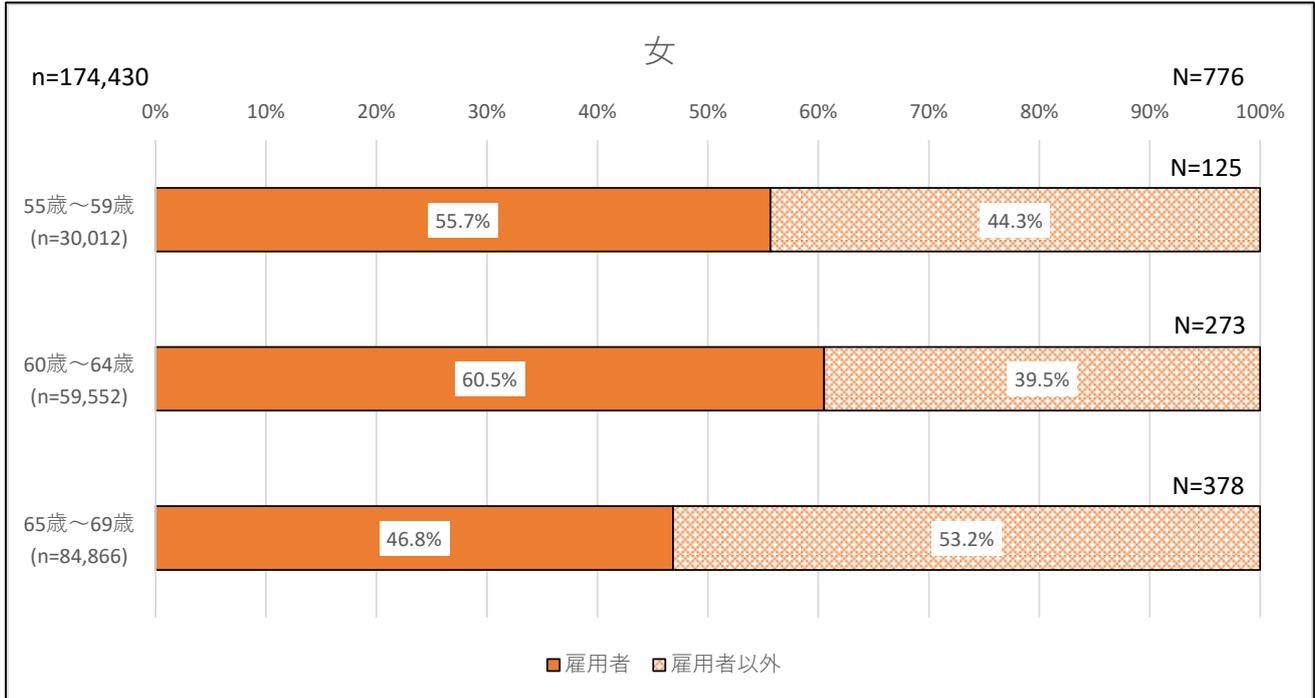
図表 27-1:潜在的免除該当者の雇用者割合 合計



図表 27-2:潜在的免除該当者の雇用者割合 男

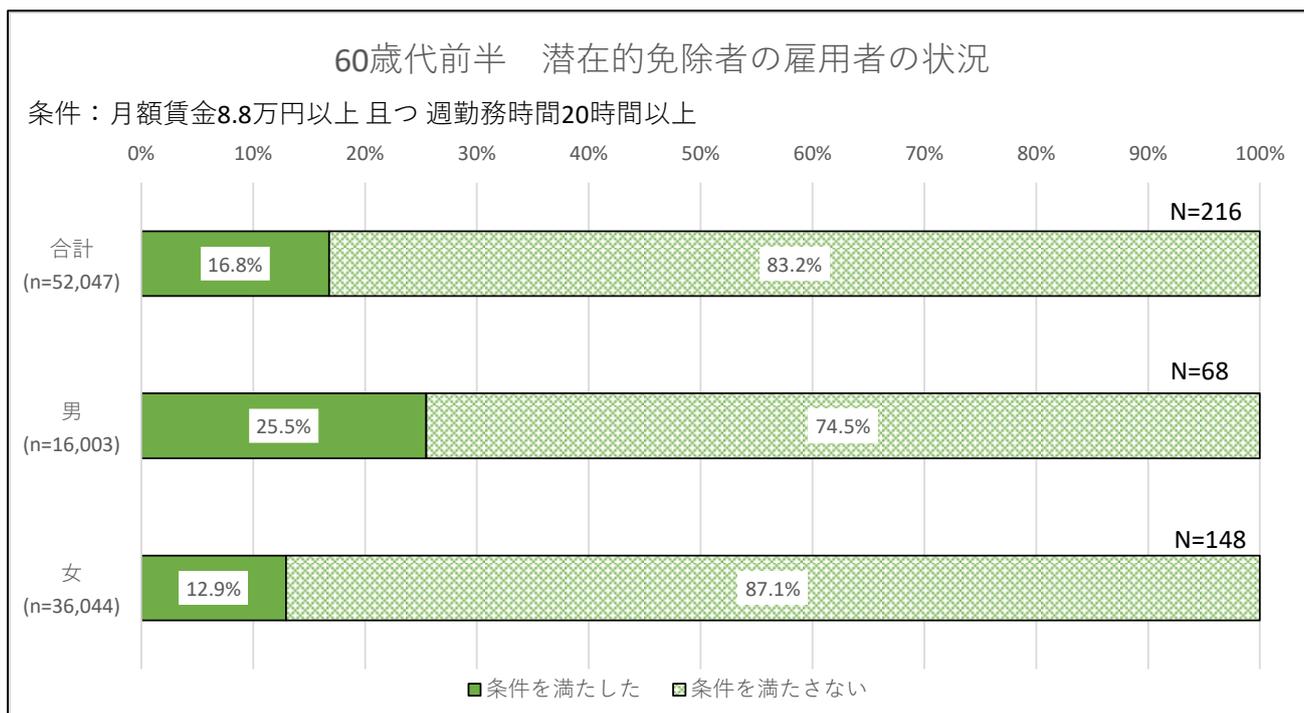


図表 27-3: 潜在的免除該当者の雇用者割合 女

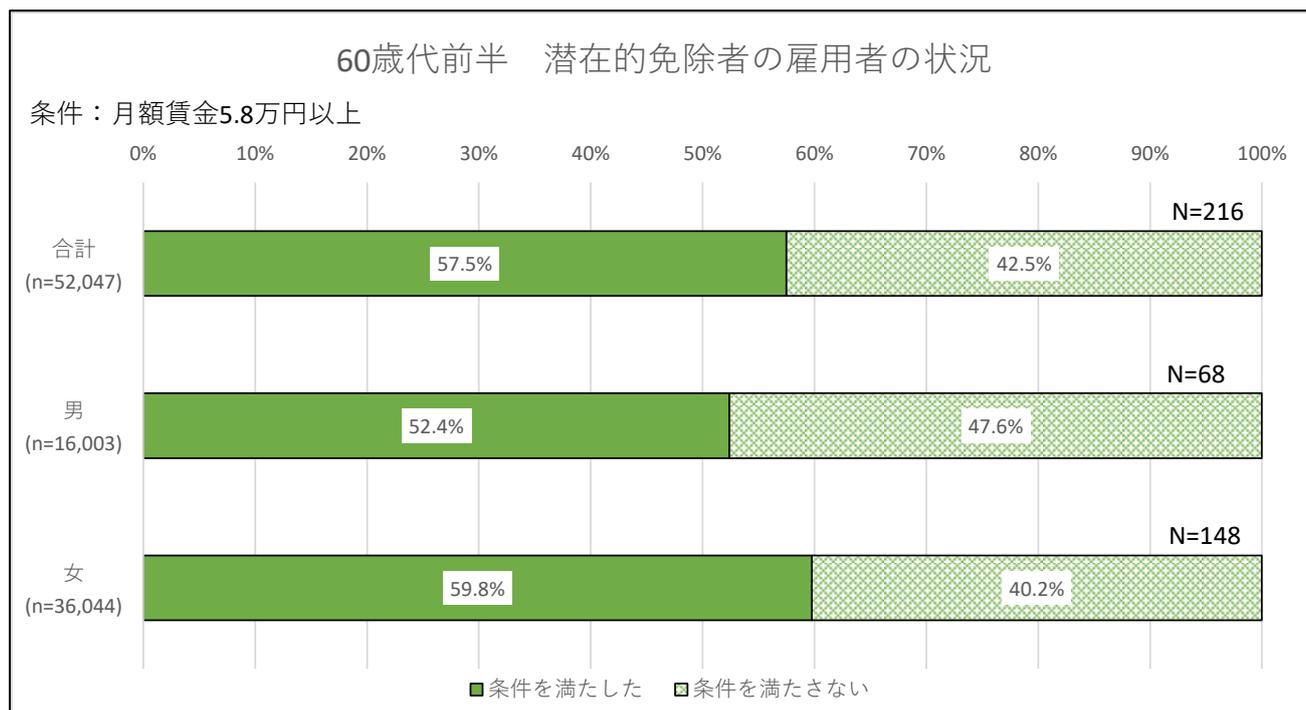


60 歳代前半の潜在的免除該当の雇用者のうち、図表 28-1 は①月額賃金 8.8 万円以上且つ週労働時間 20 時間以上の者の割合、図表 28-2 は②月額賃金 5.8 万円以上の者の割合を集計した。ここで、②の条件は 2019 年財政検証のオプション試算 A③「月額賃金 5.8 万円以上の者」に対応するものである。図表 28-1、図表 28-2 は、60 歳代前半の潜在的免除該当の雇用者に対する厚生年金の適用拡大の影響を見たものである。条件を満たした者は、①の条件では男女計で 16.8%、男性では 25.5%、女性では 12.9%であった。一方、②の条件では男女計で 57.5%、男性で 52.4%、女性で 59.8%であった。

図表 28-1: 60 歳代前半潜在的免除該当者の雇用者
月額賃金 8.8 万円以上且つ週労働時間 20 時間以上の者の状況



図表 28-2: 60 歳代前半潜在的免除該当者の雇用者 月額賃金 5.8 万円以上の者の状況



第 6 節の小括

第 6 節では、60 歳代前半の潜在的免除該当の雇用者について、適用拡大の賃金要件や勤務時間要件を満たす者の割合を分析した。

厚生年金の適用拡大により、潜在的免除該当となっている雇用者の一定割合が厚生年金に加入すると見込まれる事が分かった。特に潜在的免除該当者に占める雇用者の割合は約半数と、前後の年齢帯と比べて 60 歳代前半で高く、60 歳代前半への適用拡大の効果の大きさが窺い知れる。また、適用拡大の条件を月額賃金 5.8 万円以上の者とした場合、その割合は月額賃金 8.8 万円以上且つ週労働時間 20 時間以上の者とした場合に比べて、格段に増加することが分かった。

2016 年 10 月からの適用拡大で既に厚生年金被保険者となっている者に加えて、今後の更なる適用拡大により厚生年金被保険者となる潜在的免除該当の雇用者の割合が一層増えることが見込まれる。

7. 結論

本研究では、国民年金の(潜在的)免除該当者とみなす条件を定義し、国民生活基礎調査の個票を利用して、国民年金の加入期間が延長された場合に、(潜在的)免除該当者に該当する者たちの状況を確認した。特に2019年財政検証のオプション試算におけるオプションB-①(基礎年金の保険料拠出期間を延長した場合)の制度改正が行われた場合において、60歳代前半が新たに基礎年金の保険料拠出期間となることから、60歳代前半に着目して就業状況や健康状態について分析するとともに、留意すべき層について政策的含意を得ることを目指した。

(潜在的)国民年金免除該当者の割合は年齢が上がるにつれて、高くなる傾向にあることが確認できた。その傾向の要因としては、50歳代後半から60歳代後半において無職の者の割合が増加すること、有業者の稼働所得が低下することが考えられる。一方で、健康状態は、主観的な健康状態にしても、日常生活への影響にしても、必ずしも年齢によって大きくは変わらない。従って、年齢による健康状態の変化が高齢者の就業の妨げとなる度合いは限定的と考えられる。このことから、高齢者雇用の進展や現役世代との待遇の均等化が進めば、現在無職となっている者の労働市場への残留や参加、有職者の稼働所得低下の抑制につながるものと考えられ、特に勤務時間や稼働所得が現役期に近づくことにより、勤務時間要件である4分の3要件を満たして厚生年金に加入する者が増え、潜在的国民年金第1号被保険者になる者であっても免除該当でなくなることが見込まれる。ただし、就業希望であっても健康や介護を理由に仕事に就けない者は一定数いることから、健康や介護を理由に仕事に就けない者への配慮や対応は必要となることに留意する必要がある。

また、適用拡大施行前時点で、60歳代前半の潜在的免除該当者に占める雇用者の割合は約半数と前後の年齢帯と比較して高く、厚生年金の適用拡大により厚生年金被保険者となりうる潜在的免除該当の雇用者が一定割合いることが分かった。仮に現行の企業規模要件を撤廃した場合には、約2割の者が厚生年金に加入し、基礎年金に加えて、厚生年金を受給できるようになる。適用拡大を進めることは、高齢者雇用の進展と相まって、国民年金の加入期間を45年へ延長することにより年金保障を厚くする効果の増大が期待できる。

世帯構造別の集計によって、配偶者なしや子なしの者など、免除該当率が高い人々が確認された。特に、配偶者と死別や離別した女性、世帯構造では「女単独世帯」や「ひとり親と未婚の子のみの世帯」の者における免除該当率が高かった。配偶者なしの世帯、子なし世帯の潜在的免除該当者が多い原因としては、配偶者や勤労世代であろう子の収入に頼れない者が潜在的免除該当者となっていることが考えられる。加えて、単身世帯では規模の経済が働かないこと、家庭内での扶助を受けられないことが考えられる。

60歳代前半の潜在的免除該当者の資産額を調べたところ、資産額が1,000万円を超える者も一定割合いることが分かった。一方で、無職の者が潜在的免除該当者に多いことから、定年後に引退をした無職者が一定割合いると推測される。こうした者は、所得で判断されるところの拠出能力がないものの、高齢期を過ごす資産を準備しているものと考えられ、本人が免除申請を行わなければ、国民年金の保険料拠出を通じた年金額の増額も可能であると考えられる。

60歳代前半の潜在的免除該当者の持ち家率については、潜在的国民年金第1号被保険者と同じく約8割と高く、持ち家率の低い若年者の免除該当者とは異なる経済的状況にあると推測される。他方で、約2割の持ち家のない者は、現在の所得が低く、今後家賃を払っていく必要がある点で、終身受給できる年金保障の要請がより強いものと考えられる。

以上より、国民年金の加入期間延長に当たっては、「女単独世帯」や「ひとり親と未婚の子のみの世帯」といった配偶者や子のいない世帯、また資産の少ない者や持ち家のない者への影響を見極めながら検討を進めていくことが必要である。

参考文献

小山進次郎, 1959, 「国民年金法の解説」

社会保険研究所, 2004, 「年金制度改正の解説」

堀勝洋, 2017, 「年金保険法〔第4版〕」

「平成 28 年度の年金額改定についてお知らせします」厚労省年金局年金課プレスリリース 2016/1/29

<https://www.mhlw.go.jp/file/04-Houdouhappyou-12502000-Nenkinkyoku-Nenkinka/0000110901.pdf>

景気変動と貧困指標: 2010年代中盤の動向¹

研究協力者 田中聡一郎(関東学院大学経済学部准教授)

1. はじめに

最新の政府統計によれば、2010年代中盤の貧困率は低下している。具体的には、『全国消費実態調査』では総人口の貧困率は2009年10.1%から2014年9.9%へと減少に転じ、子どもの貧困率は2009年9.9%から2014年7.9%と大きく低下した。『国民生活基礎調査』でも、総人口の貧困率は2009年16.0%から2015年15.7%へ、子どもの貧困率は2009年15.7%から2015年13.9%へと低下している。

これまでの貧困の推移に関する研究は、主に1990年代から2000年代までの貧困率の上昇局面での検証が行われてきた。たとえば、先行研究には、橘木・浦川(2006)、阿部(2006)、小塩・浦川(2008)、小塩(2010)、徳富・浦川(2018)がある。橘木・浦川は、『所得再分配調査』(1995年、2001年)を用いて、当初所得から再分配所得までの貧困率を推計し、貧困の規定要因について考察を加えている。阿部(2006)は『所得再分配調査』(1987~2002年)を用いて、各時点の可処分所得の相対的貧困率を市場所得の貧困率、税・社会保障の貧困削減効果、グループの人口構成比に分解して検討している。その結果、1980年代後半から2002年にかけての可処分所得の貧困率の悪化は、人口高齢化によって説明されるものではなく、市場所得の貧困率の影響が大きいと結論づけている。小塩・浦川(2008a)と小塩(2010)は『国民生活基礎調査』(1997~2006年)を用いて、貧困指標の変化要因を、人口動態要因、年齢階層内貧困化要因(貧困線シフト要因、それ以外の要因)に分解している。その結果、人口高齢化要因や階層内の貧困化要因(それ以外の要因)による貧困指標の悪化があるが、貧困線の下方シフトにより貧困指標の上昇が抑えられており、2000年代前半は貧困指標が変化しないという結果を示している。徳富・浦川(2018)は『国民生活基礎調査』(2000~2009年)を用いて、また小塩・浦川(2008a)やSon(2003)の手法を洗練させて、貧困指標の要因分解を行っている。具体的には、貧困指標の変化を平均所得の変化、所得格差の変化、人口シェアの変化、貧困線の変化に分解している。その結果、2000年代の貧困率の変化については、平均所得の低下と高齢者世帯の構成比が貧困率を上昇させていたが、貧困線の低下が生じたことにより、ほとんど変化がなかったと評価している。

しかしながら、これらの先行研究は上述のとおり2000年代までの分析であり、2010年中盤の貧困率の低下要因については、まだ検証がなされていない。そこで本稿では、『国民生活基礎調査』の個票データを用いながら、2010年代中盤までの貧困指標を推計し、その変動要因の検討を行う。具体的には、人口動態・世帯類型に着目した要因分解、また貧困指標の変化を成長要因(平均所得の変化)と再分配要因(ローレンツ曲線のシフトによる変化)に分解する手法を用いて、近年の貧困指標の変化について検討する。

¹ 本稿は令和元年厚生労働行政推進調査事業費補助金(政策科学推進研究事業)「高齢期を中心とした生活・就労の実態調査」の助成により実施された。なお本稿は、厚生労働省『国民生活基礎調査』の調査票情報を筆者が独自に集計・分析したものである。そのため同調査報告書と整合性があるとは限らない。調査票情報提供にご協力頂いた関係者各位に深く御礼申し上げます。

2. データと分析手法

(1) データ

本稿では『国民生活基礎調査』の個票データ(平成 13、16、19、22 年、25 年、28 年:いずれも大規模調査年)を用いる。大規模調査年の国民生活基礎調査には、世帯票、所得・貯蓄票のほか、健康票や介護票があるが、本稿では、所得分配に関する変数が含まれる所得・貯蓄票と世帯票をつないだデータを用いる。なお、所得票では、「昨年 1 年間(1~12 月)」の所得の記入が求められるため、本稿の分析では調査年の前年で表記している。またサンプルのうち、①税・社会保険料額が不詳、②等価可処分所得がマイナス、③本人年齢が不詳の世帯、④18 歳未満で単身世帯を除外して分析している。

本稿の推計のベースとなる所得は、等価可処分所得である。『国民生活基礎調査』を用いた場合、等価可処分所得は次のように計算される。また時系列推移を確認する際には、各年の所得は、消費者物価指数(持家の帰属家賃を除く総合指数)を用いて実質化している。

$$\begin{aligned} \text{世帯総所得} &= \text{雇用者所得} + \text{事業所得} + \text{農耕・畜産所得} + \text{家内労働所得} + \text{公的年金・恩給} + \text{財産所得} \\ &\quad + \text{雇用保険} + \text{児童手当等} + \text{その他の社会保障給付金} + \text{仕送り} + \text{企業年金・個人年金等} + \text{その他の所得} \\ \text{世帯可処分所得} &= \text{世帯総所得} - \text{所得税} - \text{住民税} - \text{固定資産税} - \text{社会保険料} \\ \text{等価可処分所得} &= \text{世帯可処分所得} / \sqrt{\text{世帯人員}} \end{aligned}$$

(2) 世帯類型・人口構造別の分解

本稿で用いる貧困指標は、相対的貧困率である。相対的貧困率とは、等価可処分所得による中位所得の 50%を貧困線として、その貧困線未満となる人口シェアである。Foster, Greer and Thorbecke(1984)が提唱した FGT 指標は、 x を所得、 z を貧困線としたとき、以下のように表され、また $\alpha=0$ のときに、相対的貧困率となる。

$$P(z; \alpha) = \int_0^z \left(\frac{z-x}{z} \right)^\alpha f(x) dx$$

本稿では、貧困率の時系列変化を、まず人口のサブグループ(=ここでは世帯類型)ごとに貧困率の分解を行う。本稿では、2 期間の総人口の貧困率の変化を、 K のグループ内の貧困率の変化と各グループの人口シェア(ϕ)の変化が与える影響に分解を行う。Duclos and Araar (2007)にならって、以下のようなアプローチにより分解を行う。

$$\begin{aligned} P_2(z; \alpha) - P_1(z; \alpha) &= \sum_k^K \underbrace{\bar{\phi}(k) (P_2(k; z; \alpha) - P_1(k; z; \alpha))}_{\text{世帯類型内貧困効果}} + \sum_k^K \underbrace{\bar{P}(k; z; \alpha) (\phi_2(k) - \phi_1(k))}_{\text{人口構成要因}} \end{aligned}$$

ただし、 $\bar{\phi}(k) = 0.5(\phi_1(k) + \phi_2(k))$, $\bar{P}(k; z; \alpha) = 0.5(P_1(k; z; \alpha) + P_2(k; z; \alpha))$

世帯類型内貧困効果は、世帯類型内の貧困率の変化が全体の貧困率の変化に与える影響を表している。人口構成要因は、それぞれの世帯類型の人口シェアの変化が総人口の貧困率の変化に与える影響を表している。この分解方法を用いて、人口高齢化が 2000 年代以降の相対的貧困率にあたえた影響などを検討する。

(3) 成長-再分配分解

次に、貧困率の変動と所得分布の変化の関係について考察を加えるために、成長・再分配分解 (Growth-Redistribution decomposition) といわれる手法を用いる。

2 期間の貧困の変化は、Datt and Ravallion(1992)により提案された方法により、成長要素 (growth components) と再分配要素 (redistribution components) に分解することができる。

$$\begin{aligned}
 P_2(z; \alpha) - P_1(z; \alpha) \\
 = \underbrace{\left(P_1\left(\frac{z\mu_1}{\mu_2}; \alpha\right) - P_1(z; \alpha) \right)}_{\text{成長要因}} + \underbrace{\left(P_2\left(\frac{z\mu_2}{\mu_1}; \alpha\right) - P_1(z; \alpha) \right)}_{\text{再分配要因}} + residual
 \end{aligned}$$

成長要因は、ローレンツ曲線が一定に保たれているとしたときの、平均所得の変化による貧困の変化である。一方、再分配要因は、平均所得が一定に保たれているとしたときの、ローレンツ曲線のシフトによる貧困の変化である。残差は成長要因と再分配要因間の相互作用を示しており、再分配要因が成長要因に依存しているかどうか、あるいは成長要因が再分配要因に依存しているかどうか検討できる (Ravallion 2015 = 2018)。

3.分析結果

(1) 貧困指標の推移

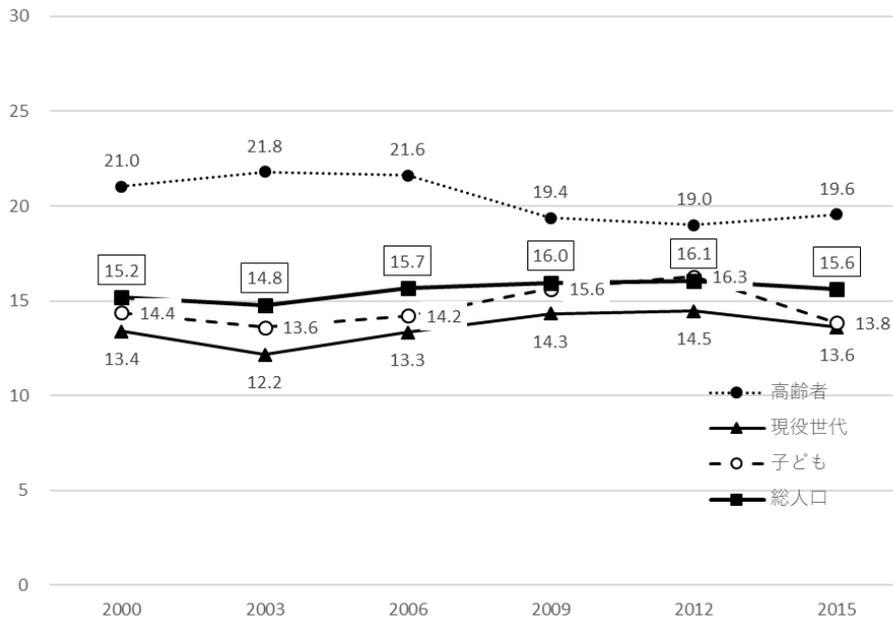
まず相対的貧困率の動向を確認する。図表1は 2000 年から 2015 年にかけての年齢階級別の相対的貧困率の推移を示している。2000 年代以降、中位所得は低下しており、相対的貧困線も低下している。そのため、各年で設定した相対的貧困線による貧困率だけでなく、起点となる年次 (2000 年) の相対的貧困線を利用した貧困率も計測を行う。

はじめに、各年設定した相対的貧困線で計測した図表1の上のパネル①から検討する。日本においても、2000 年代後半に貧困が社会問題化したが、図表上でも総人口の貧困率の上昇傾向が観察される。2000 年は 15.2%であったが、2000 年代半ばから上昇し始め、2012 年は 16.1%まで上昇した。しかし、景気状況が改善した 2015 年には 15.6%まで若干低下している。

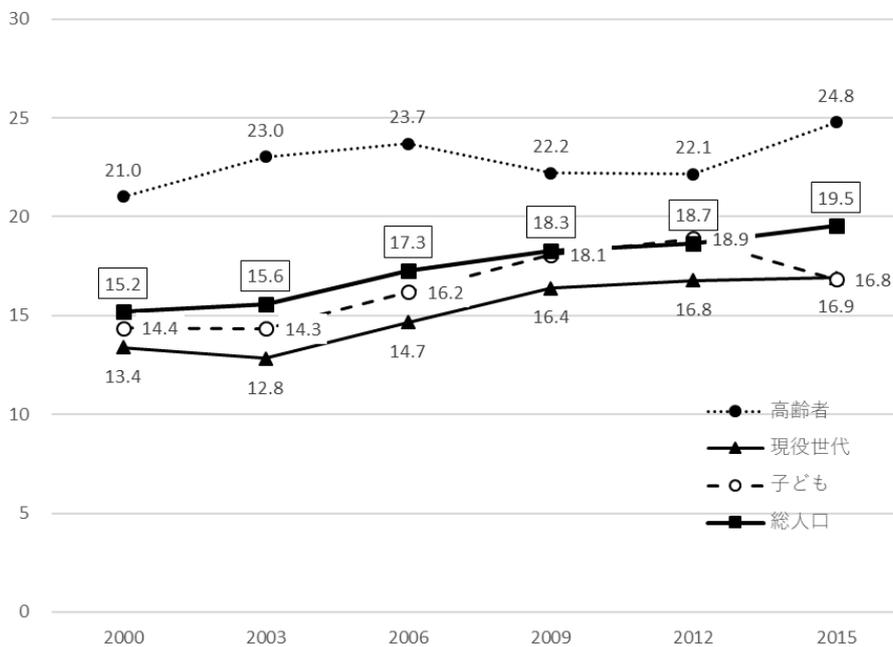
こうした貧困率の時系列推移は、現役世代や子どもでも同様の動きとなっている。現役世代と子どもの相対的貧困率は、2012 年がピークとなっており、2015 年は低下している。一方、高齢者の場合は異なった動きをしている。2000 年から 2006 年にかけては 21%台であったが、2009 年から 2015 年にかけては 19%台に低下している (ただし、2012 年から 2015 年はやや上昇している)。

図表1 相対的貧困率の推移

① 各年の相対的貧困線で計測した場合



② 2000年の相対的貧困線で計測した場合



出所:『国民生活基礎調査』の個票データより筆者推計

注1:子どもは18歳未満、現役世代は18-64歳、高齢者は65歳以上としている(以下の図表も同様)

注2:データクリーニングによる利用サンプルの相違等により、政府が発表した貧困率の値とは異なる(以下の図表も同様)

注3:等価可処分所得は、1985年を基準とした消費者物価指数(持家の帰属家賃を除く総合指数(2015年基準))で実質化している(以下の図表も同様)

次に、本稿の起点である 2000 年の相対的貧困線で計測した下のパネル②を用いて検討する。貧困線が低下すると、それまで「貧困」とされてきた低所得層が「非貧困」となり、貧困が現れにくくなる。本稿のデータの期間である 2000 年から 2015 年の期間では最も高い基準が 2000 年であるため、貧困として判定されやすくなるともいえる。

この基準でみると総人口の貧困率は、2000 年 15.2%から 2015 年 19.5%へと大きく上昇している。高齢者や現役世代の貧困率の上昇も大きくなっている。例えば、高齢者は 2000 年 21.0%から 2015 年 24.8%へと上昇し、現役世代も 2000 年 13.4%から 2015 年 16.9%へと上昇している。一方で、子ども貧困率も 2000 年から上昇傾向にあるが、2012 年から 2015 年にかけては低下しているのも特徴である。この時期の子ども貧困率は改めて検討する必要があるだろう。

図表2 人口シェアの推移(2000-2015)

	2000	2003	2006	2009	2012	2015	00-15の差	12-15の差
高齢者								
単身(男性)	0.6	0.8	1.0	1.3	1.4	1.8	1.3	0.5
単身(女性)	2.3	3.0	3.0	3.6	3.6	4.2	1.9	0.6
夫婦のみ	7.5	10.1	10.3	11.9	11.9	14.1	6.6	2.2
夫婦と未婚子のみ	2.1	2.2	3.2	3.5	3.9	4.6	2.6	0.7
三世代	5.2	4.6	4.5	3.8	3.5	3.2	-2.0	-0.2
その他	3.4	3.7	4.4	4.6	4.7	5.4	2.0	0.6
計	21.0	24.4	26.4	28.6	28.9	33.3	12.3	4.4
現役世代								
単身(男性)	2.2	2.3	2.5	2.8	2.7	2.5	0.4	-0.1
単身(女性)	1.7	1.7	1.8	2.0	1.9	1.8	0.1	-0.1
夫婦のみ	8.5	9.4	8.9	9.6	8.9	8.5	0.0	-0.4
夫婦と未婚子のみ	28.5	26.9	25.7	25.8	26.2	25.1	-3.4	-1.1
母子・父子世帯	0.6	0.7	0.7	0.6	1.0	0.8	0.2	-0.2
三世代	12.0	10.0	10.0	7.9	7.0	6.3	-5.7	-0.7
その他	7.0	6.6	7.6	8.0	7.9	7.7	0.7	-0.2
計	60.5	57.4	57.2	56.6	55.6	52.7	-7.8	-3.0
子ども								
夫婦と未婚子のみ	11.9	12.3	11.0	10.3	11.1	10.3	-1.6	-0.7
母子・父子世帯	0.7	0.9	1.0	0.8	1.2	0.8	0.1	-0.3
三世代	5.4	4.6	4.0	3.0	2.7	2.3	-3.2	-0.4
その他	0.5	0.5	0.5	0.6	0.5	0.6	0.1	0.1
計	18.5	18.2	16.4	14.7	15.4	14.0	-4.5	-1.4
総計	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0		

出所:『国民生活基礎調査』の個票データより筆者推計

次に、世帯類型²別の貧困状況について確認する。図表 2 は世帯類型別の人口シェアの推移であり、図表 3 は相対的貧困率の推移を示している。本稿では、特に時期区分として貧困率が上昇傾向にあった 2000 年から 2015 年の期間と貧困率が低下した 2012 年から 2015 年の期間に着目して考察を加えたい。

² なお、母子世帯および父子世帯は、『国民生活基礎調査』の定義と同様に、死別・離別・その他の理由(未婚の場合を含む。)で、現に配偶者のいない 65 歳未満の女・男(配偶者が長期間生死不明の場合を含む。)と 20 歳未満のその子(養子を含む。)のみで構成している世帯である。

まず図表2の人口シェアの動向であるが、当然のことながら人口の高齢化が進んでいる。高齢者の人口シェアは2000年21.0%から2015年33.3%へと12.3%ポイント上昇している。また2012年から2015年の間でも人口の高齢化が進行しており、高齢者の人口シェアは4.4%ポイント上昇している。ただし、高齢者であっても3世代同居世帯で暮らす高齢者の割合は低下していることも特徴として挙げられる。

一方、現役世代や子どもの人口シェアは低下している。現役世代の人口シェアは2000年60.5%から2015年52.7%へと7.8%ポイント低下している。子どもの人口シェアは2000年18.5%から2015年14.0%へと4.5%ポイント低下している。特に少子化によって夫婦と未婚子のみ世帯の減少、また三世代同居世帯の減少が観察されている。

図表3 相対的貧困率の推移(2000-2015)

	2000	2003	2006	2009	2012	2015	00-15の差	12-15の差
高齢者								
単身(男性)	31.7	35.3	35.8	28.3	29.4	29.4	-2.3	0.0
単身(女性)	49.4	50.9	50.8	46.6	44.7	46.2	-3.2	1.6
夫婦のみ	20.0	20.3	17.8	14.1	14.5	15.3	-4.7	0.9
夫婦と未婚子のみ	14.6	14.1	16.3	12.4	12.7	13.2	-1.4	0.5
三世代	12.2	9.4	11.1	11.6	11.0	9.9	-2.4	-1.2
その他	20.1	19.6	21.9	21.0	19.0	17.9	-2.1	-1.0
計	21.0	21.8	21.6	19.4	19.0	19.6	-1.5	0.6
現役世代								
単身(男性)	23.7	25.4	25.1	26.6	24.6	22.2	-1.6	-2.4
単身(女性)	35.5	34.9	34.8	32.3	33.7	30.5	-4.9	-3.1
夫婦のみ	12.1	11.3	11.5	11.3	10.8	9.6	-2.5	-1.2
夫婦と未婚子のみ	9.7	8.2	9.3	10.1	10.1	10.1	0.5	0.0
母子・父子世帯	58.8	55.1	50.6	42.8	46.2	42.5	-16.2	-3.7
三世代	12.1	9.7	9.6	11.7	11.9	10.0	-2.1	-1.8
その他	20.2	18.7	21.7	23.2	23.3	22.6	2.4	-0.7
計	13.4	12.2	13.3	14.3	14.5	13.6	0.2	-0.9
子ども								
夫婦と未婚子のみ	11.2	10.4	10.0	11.9	11.6	9.8	-1.4	-1.8
母子・父子世帯	63.3	62.6	56.1	52.1	56.6	50.6	-12.7	-5.9
三世代	13.9	11.1	13.4	14.4	15.1	12.7	-1.2	-2.4
その他	24.8	32.3	30.0	37.3	31.5	35.6	10.8	4.1
計	14.4	13.6	14.2	15.6	16.3	13.8	-0.5	-2.4
総計	15.2	14.8	15.7	16.0	16.1	15.6	0.4	-0.4

出所:『国民生活基礎調査』の個票データより筆者推計

次に、図表3の世帯類型別の相対的貧困率の特徴と推移を確認する。図表1でもみたように、2000年から2015年にかけては高齢者の貧困率は低下している。ここで高齢者の世帯類型別の特徴をみると、高齢単身の貧困率が高く、なかでも単身(女性)の貧困率が最も高い。また高齢単身世帯の人口シェアは図表2にも示されているように増加しており、総人口の貧困率に与える影響も大きいだろう。

一方、現役世代や子どもの場合は、貧困率は2000年代半ばから上昇し始め、2012年が相対的貧困率のピークとなる。そして景気改善があった2015年には低下している。世帯類型別にみても、概ねそうした傾向であるが、貧困率が高い母子世帯・父子世帯の場合は、2000年代は貧困率が低下している。また2012年から2015年の期間でも、母子世帯・父子世帯の貧困率は低下している。人口シェアは小さいが貧困率の低

下が大きかった母子・父子世帯が総人口の貧困率へ与える影響について考察が必要になるだろう。先に確認したように、これまで多くの貧困研究において、人口高齢化の影響について検討がなされている。次節において、人口・世帯類型別に貧困率の変化を分解することによって、本稿でも人口高齢化と貧困の関係を検討する。

(2) 要因分析①: 世帯類型・人口構造別の分解

図表4 相対的貧困率の変化の分解
(総人口、左パネル 2000-2015年、右パネル 2012-2015年)

① 2000-2015年			② 2012-2015年		
	世帯類型内 貧困効果	人口効果		世帯類型内 貧困効果	人口効果
高齢者			高齢者		
単身 (男性)	-0.03%	0.39%	単身 (男性)	0.00%	0.14%
単身 (女性)	-0.10%	0.91%	単身 (女性)	0.06%	0.26%
夫婦のみ	-0.50%	1.17%	夫婦のみ	0.11%	0.32%
夫婦と未婚子のみ	-0.05%	0.36%	夫婦と未婚子のみ	0.02%	0.10%
三世代	-0.10%	-0.22%	三世代	-0.04%	-0.02%
その他	-0.09%	0.37%	その他	-0.05%	0.12%
現役世代			現役世代		
単身 (男性)	-0.04%	0.08%	単身 (男性)	-0.06%	-0.03%
単身 (女性)	-0.09%	0.04%	単身 (女性)	-0.06%	-0.04%
夫婦のみ	-0.21%	0.00%	夫婦のみ	-0.10%	-0.04%
夫婦と未婚子のみ	0.12%	-0.33%	夫婦と未婚子のみ	0.00%	-0.11%
母子・父子世帯	-0.11%	0.10%	母子・父子世帯	-0.03%	-0.09%
三世代	-0.19%	-0.64%	三世代	-0.12%	-0.08%
その他	0.18%	0.14%	その他	-0.06%	-0.05%
子ども			子ども		
夫婦と未婚子のみ	-0.15%	-0.16%	夫婦と未婚子のみ	-0.19%	-0.08%
母子・父子世帯	-0.10%	0.07%	母子・父子世帯	-0.06%	-0.17%
三世代	-0.04%	-0.42%	三世代	-0.06%	-0.06%
その他	0.06%	0.04%	その他	0.02%	0.02%
総計	-1.45%	1.89%		-0.62%	0.18%
貧困率の変化		0.44%	貧困率の変化		-0.44%

出所:『国民生活基礎調査』の個票データより筆者推計

次に、相対的貧困率の時系列変化の要因分解を行う。図表4では、2.(2)で説明した分解方法を用いて、相対的貧困率の変化を世帯類型内貧困効果と人口効果(=人口構成要因)に分解している。世帯類型内貧困効果は、その世帯類型内の貧困率の変動が総人口の貧困率の変化に与える効果であり、人口効果は人口シェアの変化が総人口の貧困率の変化に与える効果である。それぞれの世帯類型内貧困効果と人口

効果の総和が、貧困率の変化に一致する。

図表 4 の左パネルは 2000 年から 2015 年の相対的貧困率の変化の要因分析である。人口高齢化により、貧困率が高い高齢者が増加していることの人口効果は大きく、例えば、高齢単身(女性)の人口シェアの増加によって 0.91%ポイント増加し、高齢夫婦のみ世帯の人口シェアの増加によって 1.17%ポイント増加している。またこの期間では三世帯同居世帯の人口シェアが大きく減少しており、相対的貧困率を低下させている。一方、世帯類型内貧困効果を見るとほとんどの世帯類型で、貧困率を低下させている。特に、高齢夫婦世帯や現役夫婦世帯などでは、年金の給付改善や共稼ぎカップルの増加などにより貧困率が低下しており、また人口シェアも大きいことから、全体の貧困率を引き下げている。具体的には高齢夫婦世帯は 0.50%ポイント低下させており、現役夫婦世帯は0.21%ポイント引き下げている。一方、母子・父子世帯の貧困率は大きく低下しているが、人口シェアが小さいために、全体の貧困率を引き下げる効果は抑えられている。

以上のように、2000 年から 2015 年にかけては人口高齢化の影響により 1.89%ポイント貧困率を引き上げているが、世帯類型内貧困効果により 1.45%ポイント引き下げており、相殺されることにより、全体で 0.44%の上昇となっている。

次に、図表 4 の右パネルは、貧困率が低下した時期である 2012 年から 2015 年の相対的貧困率の変化の分析を行う。まず人口の高齢化の影響はこの時期も大きく、高齢単身(女性)の人口シェアの増加によって 0.26%ポイント増加し、高齢夫婦のみ世帯の人口シェアの増加によって0.32%ポイント増加させている。人口効果の全体では、0.18%ポイントを引き上げている。一方、世帯類型内貧困効果を見ると、現役世代と子どもでは、貧困率を低下させている。対して、高齢者では全体の貧困率を引き上げている。人口シェアの大きい高齢夫婦世帯では貧困率が上昇しており、全体の貧困率の引き上げ効果がある。現役夫婦世帯や子どもの夫婦と未婚子のみ世帯では貧困率が低下しており、全体の貧困率を引き下げている。

以上のように、2012 年から 2015 年にかけては人口高齢化の影響により 0.18%ポイント貧困率を引き上げているが、世帯類型内貧困効果により 0.62%ポイント引き下げており、全体で 0.44%の低下となっている。この時期は、現役世代や子どもでの貧困率の低下が全体の貧困率の低下に寄与しているといえるだろう。

特に、この時期の子どもの貧困率は、2012 年 16.3%から 2015 年 13.8%へと 2.4%ポイントも減少している。そのため図表 5 と図表 6 を用いて、子ども貧困率の変化の要因分解を行う。図表 5 は、子どもの人口に占める各世帯類型に所属する子どもの割合を示したものである。図表 6 は、これまでの分解方法と同じ手法で、子ども貧困率の変化の要因分解を行ったものである。

まず人口シェアの推移であるが、子どものなかで最も貧困率が低い世帯類型である夫婦と未婚子のみ世帯の子どもが増加し、最も貧困率が高い世帯類型である母子・父子世帯の子どもの人口シェアが低下している。こうした人口シェアの影響は大きく、夫婦と未婚子のみの子どもの増加したことによって子ども全体の貧困率は 0.22%ポイント引き上げているが、母子・父子世帯の子どもが減ったことによって 0.77%ポイント減少させている。人口効果全体の影響は、子どもの貧困率を 0.49%ポイント引き下げている。一方、夫婦と未婚子世帯の貧困率の低下効果は大きく、1.32%ポイント減少させている。また母子・父子世帯や三世帯世帯でも貧困率の低下した影響もある(それぞれ 0.4%ポイント引き下げている)その結果、世帯類型内貧困効果は全体として 1.95%ポイントの引下げ効果となっている。これらの結果から、2012 年から 2015 年の子ども貧困率の低下においては、世帯類型内貧困効果の影響も大きいと、それとともに夫婦と未婚子のみ世帯の増加や母子・父子世帯の減少などの人口効果の影響もあったと評価できるだろう。

図表5 人口シェアの推移(子ども)

	2012年	2015年	12-15の差
夫婦と未婚子のみ	71.6	73.6	2.0
母子・父子世帯	7.5	6.0	-1.4
三世代	17.4	16.1	-1.3
その他	3.5	4.3	0.7
計(子ども)	100.0	100.0	—

出所:『国民生活基礎調査』の個票データより筆者推計

図表6 相対的貧困率の変化の分解(子ども、2012-2015)

	世帯内類型内 貧困効果	人口効果
子ども		
夫婦と未婚子のみ	-1.32%	0.22%
母子・父子世帯	-0.40%	-0.77%
三世代	-0.40%	-0.18%
その他	0.16%	0.25%
	-1.95%	-0.49%
貧困率の変化		-2.44%

出所:『国民生活基礎調査』の個票データより筆者推計

(3) 要因分析②:成長・再分配分解

図表7 相対的貧困率の変化の分解

① 2000-2015年

	成長要因	再分配要因	残差	2000-2015の 貧困率の変化
高齢者	5.7%	-2.4%	0.4%	3.8%
現役世代	3.2%	0.7%	-0.4%	3.5%
子ども	2.1%	0.7%	-0.3%	2.5%
総人口	4.3%	0.4%	-0.3%	4.3%

出所:『国民生活基礎調査』の個票データより筆者推計

注:相対的貧困率は、2000年の貧困線を用いて計測している。

② 2012－2015年

	成長要因	再分配要因	残差	2012-2015の 貧困率の変化
高齢者	1.8%	0.4%	0.4%	2.6%
現役世代	0.3%	-0.2%	0.1%	0.1%
子ども	-0.1%	-1.9%	-0.1%	-2.1%
総人口	0.8%	-0.1%	0.2%	0.9%

出所：『国民生活基礎調査』の個票データより筆者推計

注：相対的貧困率は、2000年の貧困線を用いて計測している。

次に相対的貧困率の変化を成長要因と再分配要因に分解する。2.3において説明したが、成長要因とは、(ローレンツ曲線が変わらなかったとしたときの)平均所得の変化が貧困に与える影響であり、再分配要因とは、(平均値が変わらなかったときの)所得分布の変化が貧困に与える影響である。残差は、成長要因と再分配要因間の相互作用を示している。

図表7は、2000年から2015年、2012年から2015年の相対的貧困率の変化を成長要因と再分配要因に分解している。なお、この分解手法では貧困線を固定しているため、図表7で検証しているのは、2000年の貧困線を用いた相対的貧困率の変化要因となる。その点留意が必要である。また2000年の貧困線による貧困率の変化を確認しておく、2000年から2015年にかけては15.2%から19.5%へと4.3%ポイント上昇しており、2012年から2015年にかけては18.7%から19.5%へと0.9%ポイント上昇している。

2000年から2015年にかけては、成長要因によって貧困率が上昇している。この時期は(成長要因という名称ではあるが)平均所得が低下しており、その影響は大きい。総人口の場合は、成長要因によって貧困率が4.3%ポイントも上昇させており、その時期の貧困率の上昇分のほとんどを説明している。年齢階級別にみても、成長要因の影響は大きく、高齢者では成長要因が貧困率を5.7%ポイント上昇させており、現役世代では3.2%ポイント上昇させており、子どもでも2.1%ポイント上昇させている。一方で、再分配要因を検討すれば、総人口の貧困率を0.4%ポイント上昇させている。現役世代と子どもの再分配要因もそれぞれ貧困率を上昇させている。しかし高齢者の場合は、反対に再分配要因によって貧困率を2.4%ポイントも減少させている。2000年代以降の所得格差は、総人口のジニ係数でみた場合、大きな変動はない³。一方、高齢者のジニ係数は縮小傾向にあり(小塩 2010)、そうした所得分布の変化が貧困率の低下にも寄与していると考えられる。

2012年から2015年にかけても、総人口の場合は、成長要因によって貧困率が上昇している。また高齢者の場合では成長要因によって1.8%ポイントの上昇となっている。ただし、現役世代や子どもの場合は、成長要因は影響がほとんどみられない(現役世代の場合は0.3%ポイントの上昇、子どもの場合は0.1%ポイントの低下)。一方、再分配要因を検討してみると、現役世代や子どもでは所得分布のシフトにより貧困

³ 厚生労働省(2017)とOECD Income Distribution Databaseによれば、2000年代以降の総人口のジニ係数の推移は(1995年0.323)、2000年0.337、2003年0.321、2006年0.329、2009年0.336、2012年0.330、2015年0.339である。高齢者のジニ係数の推移は2009年0.341、2012年0.341、2015年0.351である。

率を押し下げている。特に、子どもの再分配要因は子どもの1.9%ポイントも減少させており、この時期の貧困率の変動は成長要因でなく、所得分布のシフトにより低下させているといえる。

以上のように、相対的貧困率の変動を成長要因と再分配要因に分解してみると、年齢階級別に異なる特徴が観察された。2000年から2015年でみれば、所得水準の低下による貧困率の上昇はどの年齢階級の影響が大きい、2012年から2015年の間では高齢者のみ成長要因の影響があった。また子どもの場合は再分配要因が大きく、貧困率を低下させていた。

むすびに:2010年代中盤の貧困率の動き

本稿では、2000年代以降の貧困率の変化の要因分解から、近年の動向を検討した。議論を次の3点にまとめたい。

第1に、相対的貧困率の推移としては、各年で貧困線を設定すると、2000年代後半の上昇傾向と2010年代半ばの減少傾向が観察された。具体的には、総人口の貧困率は2000年に15.2%であったが、2012年は16.1%まで上昇した。しかし、景気状況が改善した2015年には15.6%まで低下している。

ただしこの時期は相対的貧困線も低下しているため、2000年の貧困線を用いた推計を行うと、2000年から2015年の総人口貧困率は上昇し続けていた。また年齢階級別にみても、高齢者や現役世代の貧困率は上昇していた。しかし、2000年の貧困線を用いてもなお、子どもの貧困率の場合は低下しており、2010年代中盤の貧困状況の特徴といえる。

第2に、2000年代の貧困率の上昇と2010年代の半ばの貧困率の減少の変化要因の検討として、世帯類型別の要因分解を行った。特に、人口高齢化や世帯構造の変化が相対的貧困率の変化に与える影響について検討した。2000年から2015年にかけては人口高齢化の影響により貧困率を引き上げているが、世帯類型内貧困効果により貧困率を引き下げている(特に高齢夫婦世帯や現役夫婦世帯で減少させている)。双方の効果が相殺されることにより、全体で0.44%の上昇となっている。2012年から2015年の相対的貧困率の変化においても、人口の高齢化の影響が観察される。ただし、この時期は現役世代と子どもの世帯類型内貧困効果が大きく、人口効果を上回っていた。この時期は、現役世代や子どもでの貧困率の低下が全体の貧困率の低下に寄与しているといえるだろう。

第3に、2000年から2015年にかけての相対的貧困率の変動を成長要因と再分配要因に分解してみると、2000年から2015年でみれば、成長要因(所得水準の悪化)による貧困率の上昇がどの年齢階級においても影響が大きい。2012年から2015年にかけては高齢者の場合は同じく成長要因によって貧困率が上昇しているが、現役世代や子どもではその影響は見られなくなった(ただし、成長効果によって貧困率が低下するほどにもなっていない)むしろ子どもの場合は、再分配要因(所得分布のシフト)が大きくなることで、貧困率が低下するようになった。

以上のように、2010年代中盤はいわゆるアベノミクスといわれ景気状況が好転した時期であり、現役世代や子どもでは貧困状況も改善した。ただし、人口高齢化の影響は引き続きあり、また高齢者の貧困状況も悪化しているため、その改善状況は相殺されてしまう。こうした傾向は継続する可能性があり、高齢者の所得保障については再検討が必要になるだろう。

参考文献

- 阿部彩 (2006) 「貧困の現状とその要因——1980–2000 年代の貧困率上昇の要因分解」, 小塩隆士・田近栄治・府川哲夫 (編) 『日本の所得分配——格差拡大と政策の役割』, 東京大学出版会, 111–140
- 阿部彩 (2018) 「日本の相対的貧困率の動態:2012 から 2015 年」科学研究費助成事業 (科学研究費補助金) (基盤研究 (B)) 「「貧困学」のフロンティアを構築する研究」報告書
- 大野太郎・小玉高大・松本龍太郎 (2018) 「税・社会保険料における再分配効果の変化の要因分解: 制度変更要因の抽出」『フィナンシャルレビュー』134 号、206–223
- 小塩隆・浦川邦夫 (2008a) 「貧困化する日本の世帯--2000 年代前半における所得格差・貧困・極化」『国民経済雑誌』198(2), 39-54
- 小塩隆士・浦川邦夫 (2008a) 「2000 年代前半の貧困化傾向と再分配政策」, 『季刊社会保障研究』44(3), 278–290
- 小塩隆士 (2010) 『再分配の厚生分析』日本評論社
- 北村行伸・宮崎毅 (2012) 「所得不平等と税の所得再分配機能の評価—1984–2004 年—」『経済研究』63(1): 56-69
- 駒村康平・渡辺久里子・田中聡一郎・四方理人 (2017) 「日本の所得格差と貧困—『全国消費実態調査』(1994-2009) を用いた検証」Keio-IES Discussion Paper Series, DP2017-013
- 厚生労働省 (2017) 『平成 29 年版: 厚生労働白書—社会保障と経済成長』日経印刷
- 橘木俊詔・浦川邦夫 (2006) 『日本の貧困研究』, 東京大学出版会
- 徳富智哉・浦川邦夫 (2018) 「2000 年代における貧困指標の変動要因——要因分解を通じた分析」『社会保障研究』2(4), 551-565
- Bigsten, A., & Levin, J. (2001). Growth, income distribution, and poverty: A review, *the WIDER conference on Growth and Poverty*. Helsinki, Finland .
- Datt, G., and Ravallion, M. (1992). “Growth and redistribution components of changes in poverty measures: A decomposition with applications to Brazil and India in the 1980s”. *Journal of Development Economics*, 38 (2), 275–295 .
- Duclos, J.-Y. (2009). “What is “pro-poor”?” *Social Choice and Welfare*, 32 (1), 37–58 .
- Duclos, J.-Y., and Araar, A. (2007). *Poverty and equity: Measurement, policy and estimation with DAD*. New York: Springer .
- Foster, J., Greer, J., & Thorbecke, E. (1984). A class of decomposable poverty measures. *Econometrica*, 52 (3), 761–766 .
- Grimm, M. (2007). Removing the anonymity axiom in assessing pro-poor growth. *The Journal of Economic Inequality*, 5 (2), 179–197 .
- Kakwani, N. (2000). On measuring growth and inequality components of poverty with application to Thailand. *Journal of Quantitative Economics*, 16 (1), 67–80 .
- Kakwani, N., and Pernia, E. M. (2000). What is pro-poor growth? *Asian Development Review*, 18 (1), 1–16 .
- Miyazaki, T. and Y. Kitamura. (2016) “Decomposition of Redistributive Effects of Japanese Personal Income Tax, 1984–2009,” *FinanzArchiv*, 73(3), 334–368

- Ravallion, M., and Chen, S. (2003). Measuring pro-poor growth. *Economics Letters*, 78 (1), 93–99 .123–162.
- Ravallion, M (2015) *The Economics of Poverty: History, Measurement, and Policy*, Oxford University Press (マ
ーティン・ラヴァリオン 2018『貧困の経済学』上・下、柳原透監訳、日本評論社)
- Son (2003) “A New Poverty Decomposition”, *Journal of Economic Inequality*, 1, 181-187

令和元年度厚生労働行政推進調査事業費補助金
(政策科学総合研究事業(政策科学推進研究事業))
「高齢期を中心とした生活・就労の実態調査(H30-政策-指定-008)」

日本の中間層の推移:国民生活基礎調査(1985-2015)に基づく推計¹

研究協力者 田中聡一郎(関東学院大学経済学部准教授)

1 中間層は縮小しているのか—先進諸国の研究動向

先進諸国では所得格差が広がり、中間層が縮小されているのではないかという議論がなされている(OECD2019、Atkinson and Brandolini 2013)。かつて、日本は「総中流社会」ともいわれ、平等な社会と考えられてきたが、1990年代後半以降は所得分配の悪化が問題視され、学術的にも格差・貧困指標について様々な推計が行われた。

しかし近年、国際的に盛んとなっている中間層研究は、日本ではまだ十分になされていない。そこで本稿では、日本の中間層の基礎研究として、『国民生活基礎調査』の長期時系列データを用いた推計を行う。

中間層の先行研究としては、Luxembourg Income Study Database (LIS)を用いた国際比較研究が中心である²。例えば、1980年代から1990年代までの中間層の規模の推計はBirdsall(2000)、Pressman(2007)が行っている。また2010年代までの中間層の規模の推計にはAtkinson and Brandolini(2013)とKochhar(2017)がある。いずれの分析結果においても、中間層の人口シェアは上昇している国もあれば低下している国もある³。

さらに、2019年に中間層をテーマとしたOECD報告書が公刊され、新たな国際比較研究が加わった(OECD2019)⁴。1980年代半ばから2010年代半ばの中間層の動向を確認した同報告書によれば、OECDの17か国のうち9か国で、中間層の人口シェアが3%ポイント以上の減少となっていた(スウェーデンやイスラエル、フィンランド等では大きく減少)。その一方で中間層の人口シェアが3%ポイント以上の増加となったのは、アイルランドとフランスだけであった。すなわち1980年代半ば以降、多くの先進諸国では中間層が縮小してい

¹ 本稿は令和元年厚生労働行政推進調査事業費補助金(政策科学推進研究事業)「高齢期を中心とした生活・就労の実態調査」の助成により実施された。なお本稿は、厚生労働省『国民生活基礎調査』の調査票情報を筆者が独自に集計・分析したものである。そのため同調査報告書と整合性があるとは限らない。調査票情報提供にご協力頂いた関係者各位に深く御礼申し上げます。

² 本稿は先進諸国を対象とした先行研究を参考としているが、発展途上国における中間層の動向も重要な研究上のトピックスである。なお、中間層の所得域の設定の仕方は、絶対アプローチと相対アプローチがあり(Ravalion2016)、先進国の場合は相対アプローチに基づき、中位所得の倍率で設定されるが(2.2で解説する)、発展途上国の場合は1日2ドル～10ドル、2ドル～13ドル等の絶対アプローチが用いられることが多い(Banerjee and Duflo2008、Ravalion2010など)。

³ またAtkinson and Brandolini(2013)では、複数の所得域を用いて中間層の推計を行うと、国によっては中間層の増減傾向が反対になってしまうという分析結果を示している。すなわち、これは単一の所得域で中間層を推計することの問題点を指摘しており、計測上の留意点として重要である。本稿でも、はじめに複数の所得域を用いて、中間層の動向を確認する。

⁴ なお、同報告書で用いられているデータは、LISデータとEU-SILCデータ(European Union Statistics On Income And Living Conditions)である。また日本のデータは、『全国消費実態調査』のマイクロデータを用いたTanaka and Shikata(2019)の引用である。

るといえる。

一方、日本の先行研究では、次のような分析がなされている。白波瀬(2011)、白波瀬(2012)、篠崎(2015)は『国民生活基礎調査』(1985～2012)を用いて、1980年代から2000年代にかけて中間層が縮小していることを指摘している。また小塩・田中(2017)、Tanaka and Shikata(2019)は『全国消費実態調査』(1994～2009)のマイクロデータを用いて、中間層の推計を行っている。これらの『全国消費実態調査』を用いた研究によれば、中間層の所得域を各年における中位所得を用いて設定する場合は、1994年から2009年にかけて、中間層の規模はほぼ横ばいに推移していた。しかし、中間層の所得域を1994年の水準に固定した場合、2009年の中間層の人口シェアは8%ポイント弱も減少している。

このように日本においても、中間層の縮小が生じていると考えられる。しかし、これまでの研究は中間層の推移を示す研究が中心であり、その変動要因の検討などはなされていない。また国際比較において日本のデータとして提供されることの多い『国民生活基礎調査』のマイクロデータを用いた研究は端緒的な状況であり⁵、さらに検証する必要がある。

そのため本稿では『国民生活基礎調査』のマイクロデータを用いて、中間層の長期的動向と変動要因の検証を行う。その構成は次のとおりである。第2節で、利用データの説明と中間層の定義について説明を行う。第3節では、1985年～2015年にかけての日本の中間層の推移を確認し、複数の所得域を用いる場合の中間層の規模の変化、年齢構造からみた中間層の特徴の把握などを行う。第4節では、中間層の変動要因として人口高齢化が与えた影響を検討するため、要因分解を行う。むすびに、議論のまとめと今後の課題についてまとめる。

2 データと定義

(1) データ

本稿では『国民生活基礎調査』の個票データ(昭和61、平成1、4、7、13、16、19、22、25、28年:いずれも大規模調査年)を用いる。大規模調査年の国民生活基礎調査には、世帯票、所得票・貯蓄票のほか、健康票や介護票があるが、本稿では、所得分配に関する変数が含まれる所得・貯蓄票と世帯票をつないだデータを用いる。なお、所得票では、「昨年1年間(1～12月)」の所得の記入が求められるため、本稿の分析では調査年の前年で表記している。またサンプルのうち、①税・社会保険料額が不詳、②等価可処分所得がマイナス、③本人年齢が不詳の世帯、④18歳未満の単身世帯を除外して分析している。

本稿の推計のベースとなる所得は、等価可処分所得である。『国民生活基礎調査』を用いた場合、等価可処分所得は次のように計算される。また各年の所得は、1985年を基準とした消費者物価指数(持家の帰属家賃を除く総合指数)を用いて実質化している。

世帯総所得＝雇用者所得＋事業所得＋農耕・畜産所得＋家内労働所得＋財産所得＋公的年金・恩給＋雇用保険＋児童手当等＋その他の社会保障給付金＋仕送り＋企業年金・個人年金等＋その他の所得

世帯可処分所得＝世帯総所得－所得税－住民税－固定資産税－社会保険料

等価可処分所得＝世帯可処分所得／√世帯人員

⁵ 白波瀬(2011)、白波瀬(2012)は本稿と同じく『国民生活基礎調査』のマイクロデータを用いた中間層の分析であるが、中間層の人口構成や変動要因などを検討したものではない。

(2) 中間層の定義

中間層の定義には主に2つのアプローチが考えられる(Atkinson and Brandolini 2013)。第1に、所得シェア(総所得のうち中間層の所得が占める割合)を用いた定義であり、例えば「第2五分位～第4五分位(20～80%)に属する世帯の所得が総世帯の所得に占める割合」という中間層の基準がある。この方法は統計の集計データから算出することが可能である場合も多く、古くから用いられている。例えば、初期の研究ではLevy(1987)が1947年から1984年のアメリカの中間層(20～80%)の世帯所得が総世帯所得に占める割合を推計している。また近年も同様の分析手法が用いられており、例えば、OECD(2015)において中間層(20～80%)の所得シェアの計測を行っており、一部のOECD加盟国では中間層が縮小しているという。第2に、人口シェア(総人口のうち中間層の人口が占める割合)による定義であり、例えば「総人口にしめる、等価可処分所得の中央値の0.75～3.0倍の範囲内に所得がある世帯員の割合」という基準がある。

これは、すなわち中間層の所得域を中位所得の倍率で定めている。その下限値である中位所得の0.75倍は、EU基準の相対的貧困ライン(等価可処分所得の中央値の60%)よりも高い水準に設定されており、多くの研究がこの基準を用いている。一方、上限値の設定は様々であり(中位所得の1.25倍・1.5倍・1.67倍・2.0倍・3.0倍)、その上限値の設定より中間層の規模が大きく影響を受けることから、複数の基準で推計する必要がある。

一方で、時系列変化を考えると注意しなければならないのは、中間層の所得域を各年で設定した場合は、各年で異なる所得域で中間層を推計するという点である。例えば、中位所得が低下している場合は中間層の所得域も低くなり、それまで過去には低所得とされていた所得しかない者でも中間層と判定されてしまう。そのため本稿において、時系列変化の検討の際は、中間層を各年設定した推計とともに、今回の分析の起点である1985年の中間層の所得域で固定した場合の推計も用いる。なお今回はマイクロデータを利用することができるため、第2のアプローチである人口シェアからみた中間層の動向を中心的に議論する。

3 推計結果

(1) 中間層の計測(1985/2000/2015年、所得域:複数)

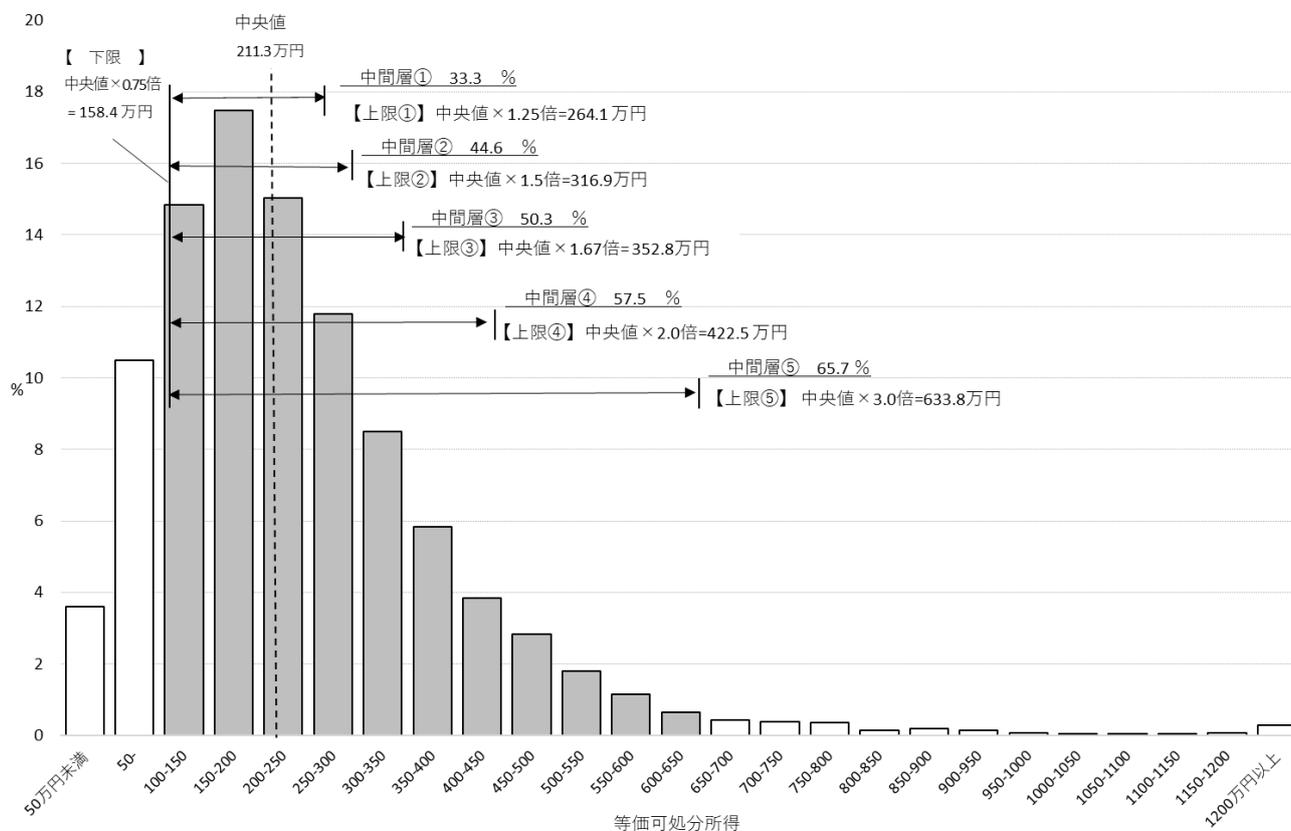
まず、2015年の『国民生活基礎調査』のマイクロデータを用いて、複数の所得域による中間層の推計を行う。図1は、等価可処分所得の中央値の0.75～1.25倍・1.5倍・1.67倍・2.0倍・3.0倍で計測した中間層の人口シェアを所得分布上に表わしている。2015年の中間層は、その定義を最も狭い所得域(中位所得の0.75～1.25倍)としたときの推計で33.3%、最も広い所得域(中位所得の0.75～3.0倍)の推計で65.7%となる。定義によりかなり幅の広いものとなるが、日本の中間層の規模は、約3～7割と推計される。

また中間層の規模の変動も、複数の所得域で確認する。表1は1985年から2000年、2000年から2015年の中間層の規模の変化を示している。まず左パネルの1985年から2000年を確認すると、ほとんどの所得域で中間層が6～7%程度縮小している。ただし、最も広い所得域(中位所得の0.75～3.0倍)の推計の場合は縮小幅がやや小さく計測される。一方、右パネルの1985年から2000年では、どの所得域を用いても、中間層の規模について大きな変化がないが、最も狭い所得域の場合はわずかに中間層が増加しているのが特徴である。

以上のように、『国民生活基礎調査』を用いた中間層の推計では、最も狭いあるいは最も広い所得域を除いて、複数の所得域を用いてもほぼ同様の傾向が観察される。そこで本稿では、複数の所得域を用いると解釈が困難になるため、これ以降は等価可処分所得の中位所得の75～200%を用いて分析を進める⁶。

⁶ 現時点で最も包括的な中間層研究であるOECD(2019)で用いられているのが、等価可処分所得の中位所得

図1 中間層の計測方法(2015年)



出所:『国民生活基礎調査』の個票データから筆者推計

表1 様々な所得域による中間層の規模(1985/2000/2015年)

	(1)1985～2000年			(2)2000～2015年			
	1985	2000	差	2000	2015	差	
75-125%	40.0%	33.0%	-7.0%	75-125%	33.0%	33.3%	0.4%
75-150%	52.0%	44.8%	-7.2%	75-150%	44.8%	44.6%	-0.2%
75-167%	57.6%	50.6%	-7.1%	75-167%	50.6%	50.3%	-0.3%
75-200%	64.0%	58.0%	-6.0%	75-200%	58.0%	57.5%	-0.5%
75-300%	69.8%	65.8%	-4.0%	75-300%	65.8%	65.7%	-0.1%

出所:『国民生活基礎調査』の個票データから筆者推計

の75～200%という所得域であり、同報告書との比較も意識して、同様の所得域を用いる。

(2) 中間層の推移(1985～2015年, 所得域: 中位所得の75～200%)

次に、本稿の分析課題である、『国民生活基礎調査』を用いた中間層の規模の時系列推移を確認する。果たして、日本も中間層は縮小しているのでしょうか？

図2は1985年から2015年の高所得層・中間層・低所得層の人口シェアの推移を示している。しかし、たとえ中間層の縮小している場合でも、その傾向が「所得分布の2極化」(高所得層と低所得層の増加により中間層が縮小する)によるのか、「所得分布の低所得化・高所得化」(所得分布全体が低所得化あるいは高所得化することで、中間層が縮小する)によるのか、確認する必要がある。そこで図3には、1985年と2000年の間、2000年と2015年の間の2期間のみであるが、各所得層の人口シェアの変化分(%ポイント)も表示した。

なお時系列推移では、所得域の変動の影響もあるため、図2、図3では、1985年時点の所得域で計測した場合についても、併せて表示している。

図2をみればわかるように、1985年から2015年の中間層の動向としては、その規模の縮小が観察される。具体的には、1985年時点の中間層は64.0%であったが、2015年時点では57.5%となり、6.5%ポイント減少している。1985年の所得域で計測した場合でも、2015年の中間層は56.9%となり、7.1%ポイント減少している。

次に、中間層の縮小が所得分布の2極化が進行した結果なのかどうか、図3を用いて検討してみたい。所得域を各年で設定した場合は、1985年から2000年の間では、所得分布の2極化が進んでいるといえる。具体的には、高所得層は2.8%ポイント増加、低所得層は3.2%ポイント増加し、中間層が6.0%ポイント減少する。一方、2000年から2015年の間では、中間層は0.5%ポイント減少し、また高所得層は0.4%ポイント増加しているが、どの所得層も大きな変動がなかったと考えられる。

1985年の所得域で計測した場合は、1985年から2000年の間では、高所得化が進んでいる。具体的には、低所得層は2.4%ポイント減少し、また中間層は4.6%ポイント減少して、高所得層は7.1%ポイントの大きな増加となっている。一方、2000年から2015年の間では、今度は低所得化が進んでいる。中間層が2.5%ポイント減少、高所得層は4.5%ポイント減少したのに対し、低所得層は7.0%ポイントも増加している。

以上のように、所得域を各年で設定するか、1985年の所得域を用いるかにより、所得分布全体の変動の評価に違いが生じる。中間層の所得域は、1985年から1997年にかけて上昇し、1997年以降は下落している⁷。したがって、所得域を各年で設定すると、例えば1990年代後半にかけては高所得層が観察されにくくなり、また2000年代以降は低所得層が観察されにくくなるといえる。

ここまでの中間層の推移の議論をまとめれば、1985年から2000年にかけては所得分布の2極化や高所得化が進行することにより中間層が縮小し、2000年から2015年にかけては低所得化が進むことにより、中間層が見かけ上は横ばいに推移しているようにも観察されるが、実際は中間層の衰退が生じていると評価してよいだろう。

所得格差の先行研究においても、1980年代半ばから2000年前後にかけて格差拡大する一方で、2000年代以降の格差指標は大きくは変化していない(小塩・浦川2008、厚生労働省2017)。本稿の高所得・中間層・

⁷ 中間層の所得域は、以下の通りの推移となっている。

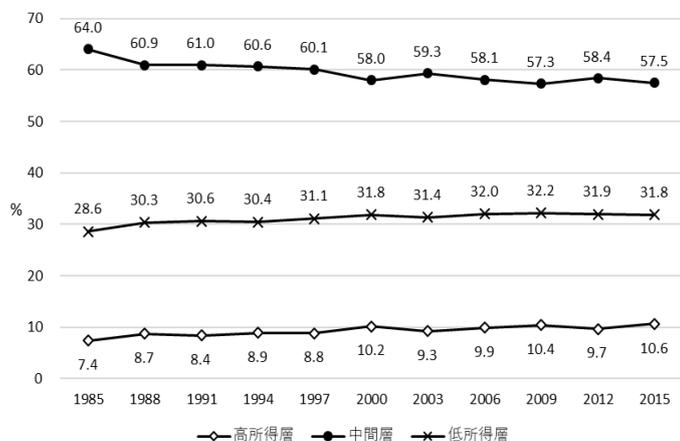
表2 中間層の所得域(等価可処分所得の中位所得×75%～200%)

	1985	1988	1991	1994	1997	2000	2003	2006	2009	2012	2015
上限	431.4	452.2	492.9	509.9	518.0	481.4	466.3	456.3	447.7	442.1	422.5
下限	161.8	169.6	184.9	191.2	194.3	180.5	174.9	171.1	167.9	165.8	158.4

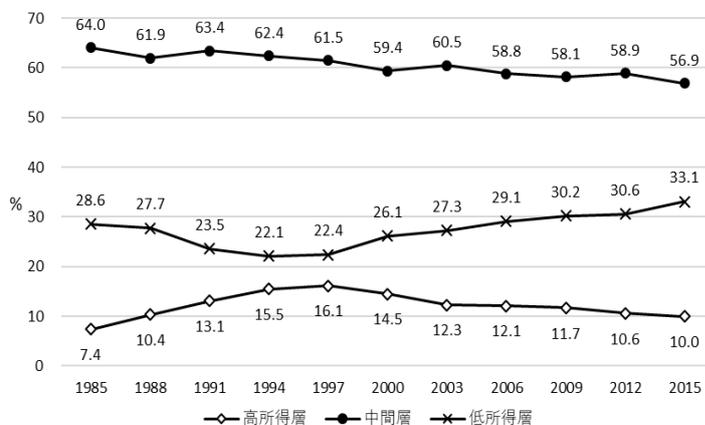
出所:『国民生活基礎調査』の個票データから筆者推計

図2 各所得層の規模の推移(1985~2015年)

(1) 所得域を各年設定した場合



(2) 1985年の所得域で固定した場合

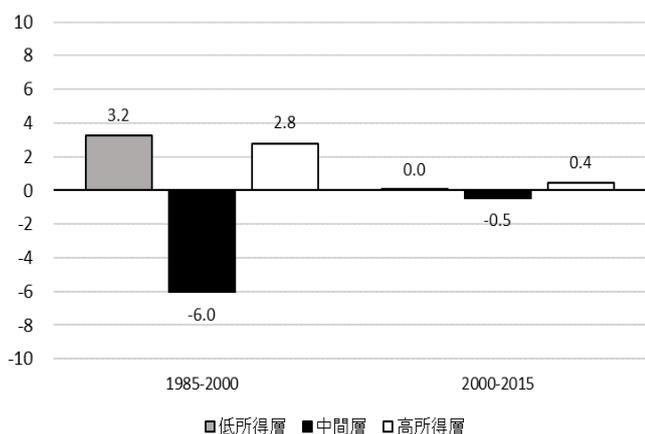


出所:『国民生活基礎調査』の個票データから筆者推計

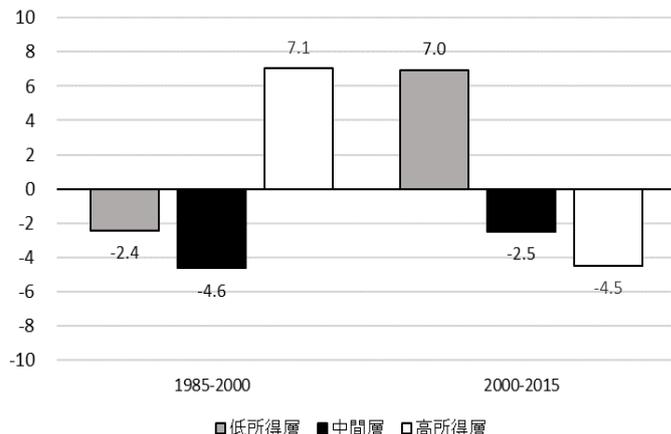
注: 中間層の所得域は、等価可処分所得の中位所得の75%(下限)~200%(上限)である。

図3 各所得層の規模の変化[%ポイント](1985/2000/2015年)

(1) 所得域を各年設定した場合



(2) 1985年の所得域で固定した場合



出所:『国民生活基礎調査』の個票データから筆者推計

注: 中間層の所得域は、等価可処分所得の中位所得の75%(下限)~200%(上限)である。

低所得層の長期的動向は、そうした格差指標の動きにも符合しているといえるだろう。

また格差の要因分析では、所得格差は低所得者が多い高齢者が人口に占める割合が高まることにより格差が広がるという「人口高齢化」要因が注目されてきた(大竹 2005、四方 2015)。そこで本稿でも、次節から中間層の縮小に対して、人口高齢化が与えた影響について検討したい。

(3) 中間層の年齢階級別の動向(1985/2000/2015年、所得域:中位所得の75~200%)

まず所得分布の変化について、図4の1985年・2000年・2015年のカーネル密度推定量の比較から検討を行う。その際、総人口の所得分布の変動のみならず、17歳以下(子ども)、18歳-64歳(勤労世代)、65歳以上(高齢者)の年齢階級別にも考察を行う⁸。

図4をみると、総人口の所得分布は、1985年から2000年にかけて所得水準が上昇したこともあり、中間層・高所得層での領域で裾野が太くなり、また分布もなだらかになっている。2000年から2015年は反対に所得水準が低下したため、今度は低所得層や中間層の下位層での裾野が太くなり、中間層の上位層や高所得層では裾野が細くなっている。

こうした所得分布全体の動きを、人口構造との関係でも確認してみたい。子どもと勤労世代は似た動きをしているため同時に解釈すると、1985年から2000年にかけて中間層・高所得層の領域で裾野が太くなっている。2000年から2015年は、反対に低所得層や中間層の下位層での裾野が太くなっている。高齢者の場合も、1985年から2000年にかけて中間層の上位層での裾野が太くなっている。一方2000年から2015年にかけては中間層の上位層が細くなっているものの、中間層の下位層での裾野は太くなっている。

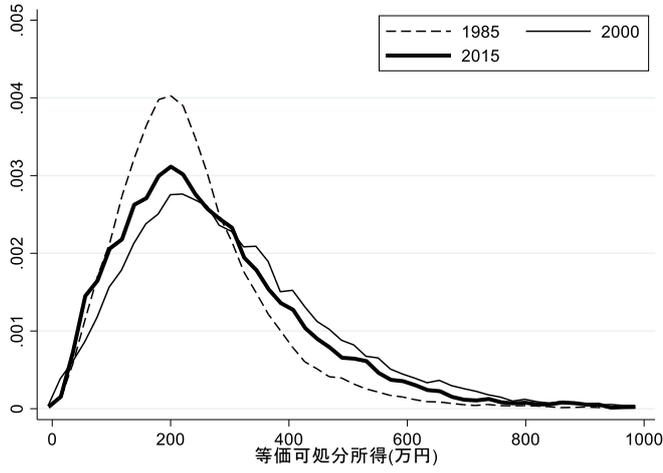
次に、表3から年齢階級別の各所得層の状況を見てみたい。年齢階級別の所得層の特徴を整理すると、勤労世代(18-64歳)の場合は、年功賃金などの制度的背景により、年齢が上昇するにつれて高所得層が増加し、中間層・低所得層が減少する。一方、引退世代である高齢者になると、高所得層・中間層は減少し、今度は低所得層が増加する。そのため高齢者のほうが現役世代よりも、中間層の人口シェアが小さくなる。

一方、年齢階級別に時系列変化も見てみると、1985年から2000年にかけて、現役世代の子ども、若年(18-39歳)・中高年(40-64歳)では、所得分布の二極化が進んでいる。また同期間では高齢者の所得層に大きな変化はなかった。次に、2000年から2015年にかけては、子どもや若年層では低所得層が減少し、中間層・高所得層も増加している。これは所得域の低下のなかで、勤労世代が高所得層や中間層に入りやすくなったことが考えられる。一方で、高齢者の所得層の割合には大きな変化がなく、低所得層の割合が大きいままである。そのため人口高齢化が進行することで、総人口にしめる低所得層が増加し、所得分布全体に対して影響を与えることになる。こうした人口構造と中間層の規模の関係について、次節の要因分解で検討する。

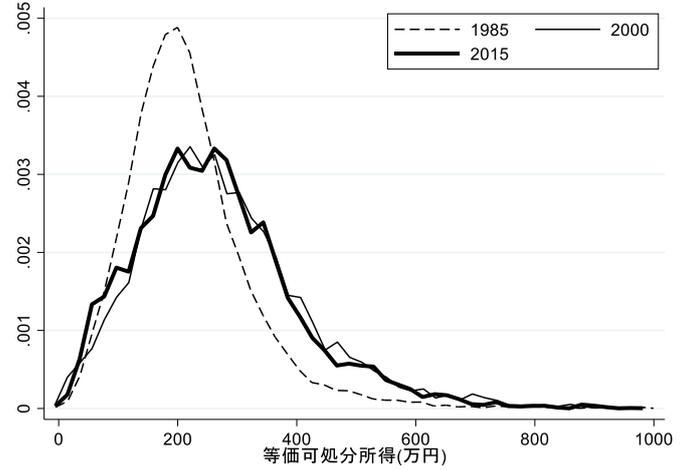
⁸ なお表3、表4では、勤労世代をさらに、18-39歳の若年と40-64歳の中高年に区分して分析をしている。

図4 カーネル密度推定量(1985/2000/2015年)

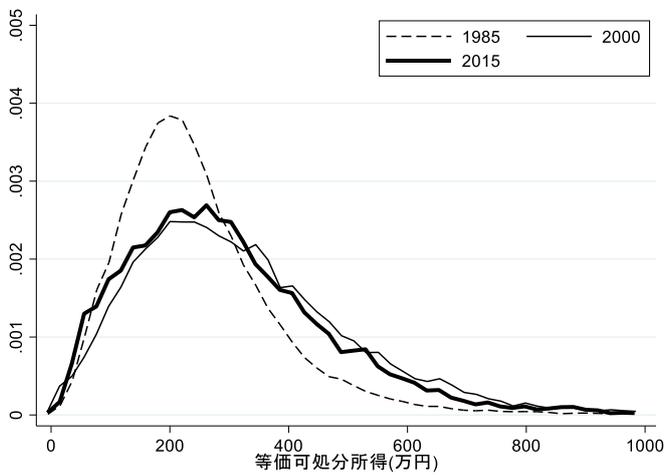
(1) 総人口



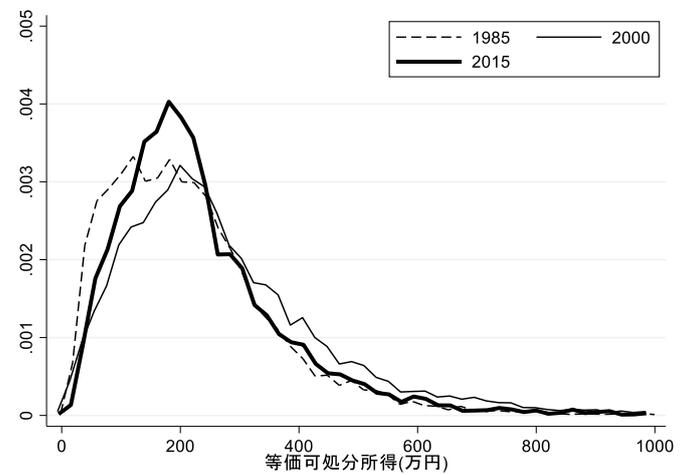
(2) -17



(3) 18-64



(4) 65-



出所:『国民生活基礎調査』の個票データから筆者推計

表3 年齢階級別の各所得層の規模(1985/2000/2015年)

		1985	2000	2015	
本人年齢	-17	高所得層	4.1%	5.1%	7.3%
		中間層	66.1%	61.6%	64.1%
		低所得層	29.8%	33.3%	28.6%
	18-39	高所得層	6.5%	9.7%	11.2%
		中間層	66.1%	59.9%	61.5%
		低所得層	27.4%	30.4%	27.3%
	40-64	高所得層	10.7%	14.5%	15.3%
		中間層	64.2%	58.5%	58.3%
		低所得層	25.1%	27.0%	26.4%
	65-	高所得層	8.3%	8.1%	6.9%
		中間層	52.1%	51.6%	51.8%
		低所得層	39.7%	40.3%	41.3%
総計	高所得層	7.4%	10.2%	10.6%	
	中間層	64.0%	58.0%	57.5%	
	低所得層	28.6%	31.8%	31.8%	

出所:『国民生活基礎調査』の個票データから筆者推計

注:中間層の所得域は、等価可処分所得の中位所得の75%(下限)~200%(上限)である。

4 中間層の推移の要因分解

(1) 分解方法

ここまでの議論から、1985年から2015年の中間層の縮小は、現役世代の年齢階級内の所得分布の2極化と人口高齢化が交錯して進行している可能性が示唆された。

そこで本節では、中間層の推移の要因分解を行う。具体的には、各所得層の人口シェア(M)の2期間の変化を、各年齢階級(k)内にしめる所得層割合の変化(ここでは所得層割合の変動要因という)と各所得層にしめる各年齢階級の人口シェア(ϕ)の変化(ここでは人口構成要因という)に分解を行う。

$$\Delta M = \underbrace{\sum_k^K \bar{\phi}(k)(M_2 - M_1)}_{\text{所得層割合の変動要因}} + \underbrace{\sum_k^K \bar{M}(\phi_2(k) - \phi_1(k))}_{\text{人口構成要因}}$$

所得層割合の変動要因

人口構成要因

$$\text{ただし、}\bar{\phi}(k) = 0.5(\phi_1(k) + \phi_2(k)), \quad \bar{M} = 0.5(M_1 + M_2)$$

これにより中間層の変化は、中間層割合の変動要因(それぞれの年齢階級内の中間層の割合の変化)と人口構成要因(その年齢人口がその所得層に占める割合の変化)に分けて解釈することができる。

また表 4 には、高所得層・低所得層の変動要因についても同様の方法で分解を行い、人口高齢化が各所得層に与えた影響について総合的に考察を行う。

(2) 分析結果

表 4 が各所得層の推移の要因分解の結果である。表の見方であるが、各所得層における年齢階級別の人口構成要因と所得層割合の変動要因の総和は、各所得層の人口シェアの変化に一致する。ここで各所得層の変化を再び確認しておけば 1985 年から 2000 年にかけては、中間層は 6.0%ポイント減少している。一方で高所得層は 2.8%ポイントの増加、低所得層は 3.2%と増加となっており、所得分布の 2 極化が進行している。

まず中間層の変動要因をみると、中間層においても少子高齢化で子どもや若年の人口割合が縮小する一方で、中高年や高齢者の人口割合が増加することにより、全体として人口構成要因として、中間層を 1.3%ポイント減少させている。その一方で、所得層割合の変動要因をみると、高齢者はほぼ横ばいであるが、高齢者以外の年齢層においては中間層が減少しているため、全体として中間層を 4.7%ポイント減少させている。すなわちこの時期の中間層の人口シェアの大きな減少は、人口高齢化と勤労世代(や子ども)における中間層割合の減少の両方といえるが、特に後者の影響が大きい。

同じ時期の高所得層と低所得層の変動要因をみると、高所得層では人口構成要因によって 0.4%増加しており、また所得割合の変動要因によって 2.4%増加している。一方で、低所得層は人口シェア要因によって 0.9%増加しており、所得層割合の変動要因によっても 2.4%増加となっている。わずかではあるが、人口の高齢化によって高所得層が増加している点は興味深い。ただし、高所得層でも、低所得層でも人口構成要因よりも、所得層割合の変動要因による影響が大きいという結果となった。

次に、2000 年から 2015 年にかけては、中間層は 0.4%ポイントのわずかな減少になっている。人口構成要因は、全体としては中間層を 1.2%ポイント減少させている。一方で、所得層割合の変動要因は各年齢層では大きな変化はないが、子どもや若年でやや増加しており、全体としても 0.7%ポイント増加させている。したがって、2000 年から 2015 年の中間層の減少は、主に人口高齢化によるものと考えられる。ただしこの時期、所得域は全体的に低下しているため、所得層割合の変動要因が見えにくくなっていることも考えられる。

同じ時期の高所得層と低所得層の変動要因をみると、高所得層では人口構成要因によって 0.2%減少しており、所得層割合の変動要因によって 0.6%増加している。一方で、低所得層は人口構成要因によって 1.4%増加しており、所得層割合の変動要因によって 1.4%減少となっており相殺されている。人口の高齢化によって高所得層が減少し、低所得層が増加する。一方、所得域の低下により、高所得層や中間層になりやすくなり、低所得層にはなりにくくなるため、低所得層では所得層割合の変動要因は全体ではマイナスに寄与していると考えられる。

表4 各所得層の変動の要因分解(1985/2000/2015年)

		(1) 1985年から2000年		(2) 2000年から2015年	
		人口シェア要因	所得層割合の変動要因	人口シェア要因	所得層割合の変動要因
高所得層					
	18歳未満	-0.4%	0.2%	-0.3%	0.4%
	18-39歳	-0.4%	0.9%	-0.7%	0.3%
	40-64歳	0.4%	1.3%	-0.1%	0.3%
	65歳-	0.9%	0.0%	0.9%	-0.3%
	小計	0.4%	2.4%	-0.2%	0.6%
高所得層の変化			2.8%		0.4%
中間層					
	18歳未満	-5.1%	-1.0%	-2.8%	0.4%
	18-39歳	-3.4%	-1.7%	-4.3%	0.3%
	40-64歳	1.7%	-1.9%	-0.4%	-0.1%
	65歳-	5.5%	-0.1%	6.3%	0.0%
	小計	-1.3%	-4.7%	-1.2%	0.7%
中間層の変化			-6.0%		-0.4%
低所得層					
	18歳未満	-2.5%	0.8%	-1.4%	-0.8%
	18-39歳	-1.6%	0.8%	-2.0%	-0.7%
	40-64歳	0.7%	0.6%	-0.2%	-0.2%
	65歳-	4.2%	0.1%	5.0%	0.3%
	小計	0.9%	2.4%	1.4%	-1.4%
低所得層の変化			3.2%		0.0%

出所:『国民生活基礎調査』の個票データから筆者推計

注:中間層の所得域は、等価可処分所得の中位所得の75%(下限)~200%(上限)である。

5 考察

本稿では、『国民生活基礎調査』の時系列データを整備することにより、日本の中間層の長期推計を行い、人口高齢化要因から、中間層の変動要因を考察した。また特に中間層の計測には、多様な所得域の幅をとることや時系列では固定した基準を用いることが有用であり、複数の基準を用いて検討を加えた。

また等価可処分所得の中位所得の75~200%を用いて計測すると、日本の中間層は1985年64.0%から

2015年57.5%(1985年の所得域では56.9%)に縮小している。

中間層が大きく縮小したのは、1985年から2000年であり、所得分布の2極化や高所得化が進んでいる。その原因としては、人口高齢化と各年齢階級内での中間層割合の低下があり、この時期は後者の所得分布の変動による影響のほうが大きい。

2000年から2015年は中間層が横ばいに推移あるいは低所得化が生じている。その原因としては、人口高齢化により中間層割合は減少しているが、中間層の所得域も低下することで中間層割合が増加しているため、それらの影響が相殺されている。

このように2000年代以降は、全体的な所得水準の低下により中間層の所得域も低下するため、中間層の減少が見えにくくなっている。しかし1985年の中間層の所得域を用いた場合は、所得分布の低所得化による中間層の縮小が観察されており、日本の中間層の家計は以前よりも厳しい家計運営となっている可能性がある。

参考文献

- 大竹文雄(2005)『日本の不平等』日本経済新聞社
- 小塩隆士、田中聡一郎(2017)「中間層をどう捉えるか?」『週刊社会保障』,71(2949),pp.50-53.
- 小塩隆士・浦川邦夫(2008)「2000年代前半の貧困化傾向と再分配政策」『季刊社会保障研究』,44(3),pp.278-290
- 四方理人(2015)「所得格差の研究動向—所得格差と人口高齢化を中心として」『貧困研究』14, pp.47-63
- 篠崎武久(2015)「所得の観点から見た中間層の把握の方法について」『人文社会科学研究』,55,pp.199-216.
- 白波瀬佐和子(2011)「縮む中間層 現役世代の再分配強化を」『日本経済新聞朝刊』,2011年10月24日, p.22.
- 白波瀬佐和子(2012)「先進国で中間層の縮小が同時進行」『エコノミスト』,2012年1月31日号,pp.84-86.
- 厚生労働省(2017)『平成29年版:厚生労働白書—社会保障と経済成長』,日経印刷
- Atkinson, A.B. and Brandolini, A. (2011), “On the Identification of the “Middle Class”, *ECINEQ Working Paper Series* 2011-217.
- Atkinson, A.B. and Brandolini, A. (2013), “On the Identification of the Middle Class”, in Gornick, J.C. and Jäntti, M. eds. *Income Inequality: Economic Disparities and the Middle Class in Affluent Countries*, Stanford University Press, pp.77-100.
- Alvaredo, F., Chancel, L., Piketty, T., Saez, E., and Zucman, G. (2018) *World Inequality Report 2018*, Harvard University Press
- Banerjee, A.V. and Duflo, E. (2008), “What is Middle Class about the Middle Classes around the World?”, *Journal of Economic Perspectives*, 22(2), pp.3–28.
- Birdsall, N., Graham, C., and Pettinato, S. (2000), “Stuck in the tunnel: is globalization muddling the middle class?” *Brookings Institution Center Working Paper No. 14*.
- Duclos, J.-Y., and Araar, A. (2007). *Poverty and equity: Measurement, policy and estimation with DAD*. New York: Springer .

- Ferreira, F.H.G., Messina, J., Rigolini, J., López-Calva, L. F., Lugo, M. A. and Vakis.,R (2013) *Economic Mobility and the Rise of the Latin American Middle Class*, The World Bank
- Kochhar, R. (2017) “Middle Class Fortunes in Western Europe”, *LIS Working Paper Series*, 702.
- Levy, F. (1987), “The Middle Class: Is It Really Vanishing? ”, *The Brookings Review* 5(3), pp. 17-21.
- OECD (2015). *All on Board: Making Inclusive Growth Happen* : OECD
- OECD(2019) *Under pressure : The squeezed middle class* OECD
- Ravallion, M. (2010). “The Developing World's Bulging (but Vulnerable) Middle Class” *World Development*, 38(4), pp. 445-454
- Ravallion, M. (2016). *The Economics of Poverty: History, Measurement, and Policy*, Oxford University Press
- Pressman, S (2007). “The Decline of the Middle Class: An International Perspective”, *Journal of Economic Issues*, vol. 41, no. 1, pp. 181-200
- Tanaka, S and Shikata, M “The middle class in Japan, 1994–2009: Trends and characteristics”, *Keio-IES Discussion Paper Series*, DP2019-001, 2019
- Vaughan-Whitehead, D. (2016). *Europe's disappearing middle class? : Evidence from the world of work* Edward Elgar; International Labour

参考資料 中間層の推移の要因分解—1985年の所得域で固定した場合

本文では各年の所得域で計測した中間層の推移の要因分解を行ったが、以下には参考資料として1985年の所得域で同様の分解を行った場合の結果表を掲載する。

付表1 年齢階級別の各所得層の規模(1985/2000/2015年)

		1985	2000	2015	
本人年齢	-17	高所得層	4.1%	8.2%	6.7%
		中間層	66.1%	65.1%	63.3%
		低所得層	29.8%	26.8%	30.0%
	18-39	高所得層	6.5%	14.0%	10.4%
		中間層	66.1%	61.2%	61.1%
		低所得層	27.4%	24.8%	28.5%
	40-64	高所得層	10.7%	20.0%	14.5%
		中間層	64.2%	57.7%	58.3%
		低所得層	25.1%	22.3%	27.2%
	65-	高所得層	8.3%	11.3%	6.5%
		中間層	52.1%	55.0%	50.5%
		低所得層	39.7%	33.7%	43.0%
総計	高所得層	7.4%	14.5%	10.0%	
	中間層	64.0%	59.4%	56.9%	
	低所得層	28.6%	26.1%	33.1%	

付表2 各所得層の変動の要因分解(1985/2000/2015年)

(1) 1985年から2000年

(2) 2000年から2015年

	人口シェア要因	所得層割合の変動要因
高所得層		
18歳未満	-0.5%	0.9%
18-39歳	-0.6%	2.1%
40-64歳	0.4%	3.1%
65歳-	1.0%	0.5%
小計	0.4%	6.6%
高所得層の変化		7.1%
中間層		
18歳未満	-5.2%	-0.2%
18-39歳	-3.4%	-1.4%
40-64歳	1.7%	-2.2%
65歳-	5.7%	0.5%
小計	-1.3%	-3.3%
中間層の変化		-4.6%
低所得層		
18歳未満	-2.3%	-0.7%
18-39歳	-1.4%	-0.7%
40-64歳	0.7%	-0.9%
65歳-	3.9%	-0.9%
小計	0.9%	-3.3%
低所得層の変化		-2.4%

	人口シェア要因	所得層割合の変動要因
高所得層		
18歳未満	-0.3%	-0.2%
18-39歳	-0.9%	-0.8%
40-64歳	-0.1%	-1.9%
65歳-	1.1%	-1.3%
小計	-0.2%	-4.2%
高所得層の変化		-4.5%
中間層		
18歳未満	-2.9%	-0.3%
18-39歳	-4.3%	0.0%
40-64歳	-0.4%	0.2%
65歳-	6.5%	-1.2%
小計	-1.1%	-1.3%
中間層の変化		-2.5%
低所得層		
18歳未満	-1.3%	0.5%
18-39歳	-1.9%	0.8%
40-64歳	-0.2%	1.7%
65歳-	4.7%	2.5%
小計	1.4%	5.6%
低所得層の変化		7.0%

出所:『国民生活基礎調査』の個票データから筆者推計

(別添5)

研究成果の刊行に関する一覧表

書籍

著者氏名	論文タイトル名	書籍全体の 編集者名	書 籍 名	出版社名	出版地	出版年	ページ
なし							

雑誌

発表者氏名	論文タイトル名	発表誌名	巻号	ページ	出版年
山田篤裕	高齢者の継続雇用と賃金プロフィール	季刊個人金融	14(3)	47-56	2019
駒村康平・ 渡辺久里子	公的年金の給付額の動向と政策効果	統計	70(8)	50-53	2019
渡辺久里子	高齢者世帯の家計収支の動向	健康長寿ネット	Web掲載 (https://www.tyojiyu.or.jp/net/topics/tokushu/kenkojumyo-shisanjumyo/Koreishasetai-kakeishushi.html)		2019
四方理人	高齢者における就労と貧困	貧困研究	23	16-26	2019
百瀬 優	障害年金受給者の実態：障害種別に着目して	週刊社会保障	73(3042)	48-53	2019
山田篤裕・ 渡辺久里子	公的年金の給付水準・代替率の再検討：歴史的・社会的主観的アプローチ	社会保障研究	4(4)	487-499	2020
渡辺久里子・ 四方理人	高齢者における貧困率の低下：公的年金と家族による私的扶養	社会政策	12(2)	(刊行予定)	2020
百瀬 優・ 大津 唯	障害年金受給者の生活実態と就労状況	社会政策	12(2)	(刊行予定)	2020
山田篤裕	高齢者就業と在職老齢年金・繰上げ受給	社会政策	12(2)	(刊行予定)	2020

以上。

令和2年 3月 31日

厚生労働大臣 殿

機関名 慶應義塾大学
所属研究機関長 職名 学長
氏名 長谷山 彰

次の職員の令和元年度厚生労働行政推進調査事業費の調査研究における、倫理審査状況及び利益相反等の管理については以下のとおりです。

1. 研究事業名 政策科学総合研究事業（政策科学推進研究事業）
2. 研究課題名 高齢期を中心とした生活・就労の実態調査
3. 研究者名（所属部局・職名） 経済学部 教授
（氏名・フリガナ） 山田 篤裕（ヤマダ アツヒロ）

4. 倫理審査の状況

	該当性の有無		左記で該当がある場合のみ記入（※1）		
	有	無	審査済み	審査した機関	未審査（※2）
ヒトゲノム・遺伝子解析研究に関する倫理指針	<input type="checkbox"/>	<input checked="" type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>		<input type="checkbox"/>
遺伝子治療等臨床研究に関する指針	<input type="checkbox"/>	<input checked="" type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>		<input type="checkbox"/>
人を対象とする医学系研究に関する倫理指針（※3）	<input type="checkbox"/>	<input checked="" type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>		<input type="checkbox"/>
厚生労働省の所管する実施機関における動物実験等の実施に関する基本指針	<input type="checkbox"/>	<input checked="" type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>		<input type="checkbox"/>
その他、該当する倫理指針があれば記入すること (指針の名称：)	<input type="checkbox"/>	<input checked="" type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>		<input type="checkbox"/>

（※1）当該研究者が当該研究を実施するに当たり遵守すべき倫理指針に関する倫理委員会の審査が済んでいる場合は、「審査済み」にチェックし一部若しくは全部の審査が完了していない場合は、「未審査」にチェックすること。

その他（特記事項）

（※2）未審査に場合は、その理由を記載すること。

（※3）廃止前の「疫学研究に関する倫理指針」や「臨床研究に関する倫理指針」に準拠する場合は、当該項目に記入すること。

5. 厚生労働分野の研究活動における不正行為への対応について

研究倫理教育の受講状況	受講 <input checked="" type="checkbox"/> 未受講 <input type="checkbox"/>
-------------	---

6. 利益相反の管理

当研究機関におけるCOIの管理に関する規定の策定	有 <input checked="" type="checkbox"/> 無 <input type="checkbox"/> (無の場合はその理由：)
当研究機関におけるCOI委員会設置の有無	有 <input checked="" type="checkbox"/> 無 <input type="checkbox"/> (無の場合は委託先機関：)
当研究に係るCOIについての報告・審査の有無	有 <input checked="" type="checkbox"/> 無 <input type="checkbox"/> (無の場合はその理由：)
当研究に係るCOIについての指導・管理の有無	有 <input type="checkbox"/> 無 <input checked="" type="checkbox"/> (有の場合はその内容：)

（留意事項） ・該当する□にチェックを入れること。
・分担研究者の所属する機関の長も作成すること。

機関名 関西学院大学

所属研究機関長 職名 学長

氏名 村田 浩

次の職員の令和元年度厚生労働科学研究費の調査研究における、倫理審査状況及び利益相反等の管理については以下のとおりです。

- 1. 研究事業名 政策科学総合研究事業（政策科学推進研究事業）
- 2. 研究課題名 高齢期を中心とした生活・就労の実態調査（H30-政策-指定-008）
- 3. 研究者名 （所属部局・職名） 総合政策学部・准教授
（氏名・フリガナ） 四方 理人（シカタ マサト）

4. 倫理審査の状況

	該当性の有無		左記で該当がある場合のみ記入（※1）		
	有	無	審査済み	審査した機関	未審査（※2）
ヒトゲノム・遺伝子解析研究に関する倫理指針	<input type="checkbox"/>	<input checked="" type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>		<input type="checkbox"/>
遺伝子治療等臨床研究に関する指針	<input type="checkbox"/>	<input checked="" type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>		<input type="checkbox"/>
人を対象とする医学系研究に関する倫理指針（※3）	<input type="checkbox"/>	<input checked="" type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>		<input type="checkbox"/>
厚生労働省の所管する実施機関における動物実験等の実施に関する基本指針	<input type="checkbox"/>	<input checked="" type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>		<input type="checkbox"/>
その他、該当する倫理指針があれば記入すること (指針の名称：)	<input type="checkbox"/>	<input checked="" type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>		<input type="checkbox"/>

（※1）当該研究者が当該研究を実施するに当たり遵守すべき倫理指針に関する倫理委員会の審査が済んでいる場合は、「審査済み」にチェックし一部若しくは全部の審査が完了していない場合は、「未審査」にチェックすること。

その他（特記事項）

（※2）未審査に場合は、その理由を記載すること。

（※3）廃止前の「疫学研究に関する倫理指針」や「臨床研究に関する倫理指針」に準拠する場合は、当該項目に記入すること。

5. 厚生労働分野の研究活動における不正行為への対応について

研究倫理教育の受講状況	受講 <input checked="" type="checkbox"/> 未受講 <input type="checkbox"/>
-------------	---

6. 利益相反の管理

当研究機関におけるCOIの管理に関する規定の策定	有 <input checked="" type="checkbox"/> 無 <input type="checkbox"/> (無の場合はその理由：)
当研究機関におけるCOI委員会設置の有無	有 <input checked="" type="checkbox"/> 無 <input type="checkbox"/> (無の場合は委託先機関：)
当研究に係るCOIについての報告・審査の有無	有 <input checked="" type="checkbox"/> 無 <input type="checkbox"/> (無の場合はその理由：)
当研究に係るCOIについての指導・管理の有無	有 <input type="checkbox"/> 無 <input checked="" type="checkbox"/> (有の場合はその内容：)

（留意事項） ・該当する口にチェックを入れること。
・分担研究者の所属する機関の長も作成すること。

令和 2年 3月 31日

厚生労働大臣 殿

機関名 国立大学法

所属研究機関長 職名 学長

氏名 山口 宏樹

次の職員の令和元年度厚生労働科学研究費の調査研究における、倫理審査状況及び利益相反等の管理については以下のとおりです。

1. 研究事業名 政策科学総合研究事業（政策科学推進研究事業）

2. 研究課題名 高齢期を中心とした生活・就労の実態調査（H30-政策-指定-008）

3. 研究者名（所属部局・職名） 人文社会科学研究所 准教授

（氏名・フリガナ） 太津 唯（オオツ ユイ）

4. 倫理審査の状況

	該当性の有無		左記で該当がある場合のみ記入（※1）		
	有	無	審査済み	審査した機関	未審査（※2）
ヒトゲノム・遺伝子解析研究に関する倫理指針	<input type="checkbox"/>	<input checked="" type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>		<input type="checkbox"/>
遺伝子治療等臨床研究に関する指針	<input type="checkbox"/>	<input checked="" type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>		<input type="checkbox"/>
人を対象とする医学系研究に関する倫理指針（※3）	<input type="checkbox"/>	<input checked="" type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>		<input type="checkbox"/>
厚生労働省の所管する実施機関における動物実験等の実施に関する基本指針	<input type="checkbox"/>	<input checked="" type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>		<input type="checkbox"/>
その他、該当する倫理指針があれば記入すること （指針の名称：)	<input type="checkbox"/>	<input checked="" type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>		<input type="checkbox"/>

（※1）当該研究者が当該研究を実施するに当たり遵守すべき倫理指針に関する倫理委員会の審査が済んでいる場合は、「審査済み」にチェックし一部若しくは全部の審査が完了していない場合は、「未審査」にチェックすること。

その他（特記事項）

（※2）未審査の場合は、その理由を記載すること。

（※3）廃止前の「疫学研究に関する倫理指針」や「臨床研究に関する倫理指針」に準拠する場合は、当該項目に記入すること。

5. 厚生労働分野の研究活動における不正行為への対応について

研究倫理教育の受講状況	受講 <input checked="" type="checkbox"/> 未受講 <input type="checkbox"/>
-------------	---

6. 利益相反の管理

当研究機関におけるCOIの管理に関する規定の策定	有 <input checked="" type="checkbox"/> 無 <input type="checkbox"/> （無の場合はその理由：)
当研究機関におけるCOI委員会設置の有無	有 <input checked="" type="checkbox"/> 無 <input type="checkbox"/> （無の場合は委託先機関：)
当研究に係るCOIについての報告・審査の有無	有 <input checked="" type="checkbox"/> 無 <input type="checkbox"/> （無の場合はその理由：)
当研究に係るCOIについての指導・管理の有無	有 <input type="checkbox"/> 無 <input checked="" type="checkbox"/> （有の場合はその内容：)

（留意事項） ・該当する□にチェックを入れること。

・分担研究者の所属する機関の長も作成すること。

2020年4月8日

厚生労働大臣 殿

機関名 国立社会保障・人口問題研究所

所属研究機関長 職名 所長

氏名 田辺 国昭

次の職員の令和元年度厚生労働科学研究費の調査研究における、倫理審査状況及び利益相反等については以下のとおりです。

- 1. 研究事業名 政策科学総合研究事業（政策科学推進研究事業）
- 2. 研究課題名 高齢期を中心とした生活・就労の実態調査（H30-政策-指定-008）
- 3. 研究者名（所属部局・職名） 企画部・研究員
 （氏名・フリガナ） 渡辺 久里子・ワタナベ クリコ

4. 倫理審査の状況

	該当性の有無		左記で該当がある場合のみ記入（※1）		
	有	無	審査済み	審査した機関	未審査（※2）
ヒトゲノム・遺伝子解析研究に関する倫理指針	<input type="checkbox"/>	<input checked="" type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>		<input type="checkbox"/>
遺伝子治療等臨床研究に関する指針	<input type="checkbox"/>	<input checked="" type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>		<input type="checkbox"/>
人を対象とする医学系研究に関する倫理指針（※3）	<input type="checkbox"/>	<input checked="" type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>		<input type="checkbox"/>
厚生労働省の所管する実施機関における動物実験等の実施に関する基本指針	<input type="checkbox"/>	<input checked="" type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>		<input type="checkbox"/>
その他、該当する倫理指針があれば記入すること （指針の名称：)	<input type="checkbox"/>	<input checked="" type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>		<input type="checkbox"/>

（※1）当該研究者が当該研究を実施するに当たり遵守すべき倫理指針に関する倫理委員会の審査が済んでいる場合は、「審査済み」にチェックし一部若しくは全部の審査が完了していない場合は、「未審査」にチェックすること。

その他（特記事項）

（※2）未審査に場合は、その理由を記載すること。

（※3）廃止前の「疫学研究に関する倫理指針」や「臨床研究に関する倫理指針」に準拠する場合は、当該項目に記入すること。

5. 厚生労働分野の研究活動における不正行為への対応について

研究倫理教育の受講状況	受講 <input checked="" type="checkbox"/> 未受講 <input type="checkbox"/>
-------------	---

6. 利益相反の管理

当研究機関におけるCOIの管理に関する規定の策定	有 <input checked="" type="checkbox"/> 無 <input type="checkbox"/> （無の場合はその理由：)
当研究機関におけるCOI委員会設置の有無	有 <input checked="" type="checkbox"/> 無 <input type="checkbox"/> （無の場合は委託先機関：)
当研究に係るCOIについての報告・審査の有無	有 <input checked="" type="checkbox"/> 無 <input type="checkbox"/> （無の場合はその理由：)
当研究に係るCOIについての指導・管理の有無	有 <input type="checkbox"/> 無 <input checked="" type="checkbox"/> （有の場合はその内容：)

（留意事項） ・該当する□にチェックを入れること。
・分担研究者の所属する機関の長も作成すること。

厚生労働大臣 殿

機関名 みずほ情報総研株式会社

所属研究機関長 職名 代表取締役社長

氏名 向井 康真

次の職員の令和元年度厚生労働科学研究費の調査研究における、倫理審査状況及び利益相反等の管理については以下のとおりです。

1. 研究事業名 政策科学総合研究事業（政策科学推進研究事業）
2. 研究課題名 高齢期を中心とした生活・就労の実態調査
3. 研究者名（所属部局・職名） 社会政策コンサルティング部 課長
（氏名・フリガナ） 田中 宗明（タナカ ムネアキ）

4. 倫理審査の状況

	該当性の有無		左記で該当がある場合のみ記入（※1）		
	有	無	審査済み	審査した機関	未審査（※2）
ヒトゲノム・遺伝子解析研究に関する倫理指針	<input type="checkbox"/>	<input checked="" type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>		<input type="checkbox"/>
遺伝子治療等臨床研究に関する指針	<input type="checkbox"/>	<input checked="" type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>		<input type="checkbox"/>
人を対象とする医学系研究に関する倫理指針（※3）	<input type="checkbox"/>	<input checked="" type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>		<input type="checkbox"/>
厚生労働省の所管する実施機関における動物実験等の実施に関する基本指針	<input type="checkbox"/>	<input checked="" type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>		<input type="checkbox"/>
その他、該当する倫理指針があれば記入すること （指針の名称：)	<input type="checkbox"/>	<input checked="" type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>		<input type="checkbox"/>

（※1）当該研究者が当該研究を実施するに当たり遵守すべき倫理指針に関する倫理委員会の審査が済んでいる場合は、「審査済み」にチェックし一部若しくは全部の審査が完了していない場合は、「未審査」にチェックすること。

その他（特記事項）

（※2）未審査に場合は、その理由を記載すること。

（※3）廃止前の「疫学研究に関する倫理指針」や「臨床研究に関する倫理指針」に準拠する場合は、当該項目に記入すること。

5. 厚生労働分野の研究活動における不正行為への対応について

研究倫理教育の受講状況	受講 <input checked="" type="checkbox"/> 未受講 <input type="checkbox"/>
-------------	---

6. 利益相反の管理

当研究機関におけるCOIの管理に関する規定の策定	有 <input checked="" type="checkbox"/> 無 <input type="checkbox"/> （無の場合はその理由：)
当研究機関におけるCOI委員会設置の有無	有 <input checked="" type="checkbox"/> 無 <input type="checkbox"/> （無の場合は委託先機関：)
当研究に係るCOIについての報告・審査の有無	有 <input checked="" type="checkbox"/> 無 <input type="checkbox"/> （無の場合はその理由：)
当研究に係るCOIについての指導・管理の有無	有 <input type="checkbox"/> 無 <input checked="" type="checkbox"/> （有の場合はその内容：)

（留意事項） ・該当する□にチェックを入れること。
・分担研究者の所属する機関の長も作成すること。

厚生労働大臣 殿

機関名 みずほ情報総研株式会社

所属研究機関長 職名 代表取締役社長

氏名 向井 康真

次の職員の令和元年度厚生労働科学研究費の調査研究における、倫理審査状況及び利益相反等の管理については以下のとおりです。

1. 研究事業名 政策科学総合研究事業（政策科学推進研究事業）
2. 研究課題名 高齢期を中心とした生活・就労の実態調査
3. 研究者名（所属部局・職名） 社会政策コンサルティング部 コンサルタント
（氏名・フリガナ） 大室 陽（オオムロ ヨウ）

4. 倫理審査の状況

	該当性の有無		左記で該当がある場合のみ記入（※1）		
	有	無	審査済み	審査した機関	未審査（※2）
ヒトゲノム・遺伝子解析研究に関する倫理指針	<input type="checkbox"/>	<input checked="" type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>		<input type="checkbox"/>
遺伝子治療等臨床研究に関する指針	<input type="checkbox"/>	<input checked="" type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>		<input type="checkbox"/>
人を対象とする医学系研究に関する倫理指針（※3）	<input type="checkbox"/>	<input checked="" type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>		<input type="checkbox"/>
厚生労働省の所管する実施機関における動物実験等の実施に関する基本指針	<input type="checkbox"/>	<input checked="" type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>		<input type="checkbox"/>
その他、該当する倫理指針があれば記入すること (指針の名称：)	<input type="checkbox"/>	<input checked="" type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>		<input type="checkbox"/>

（※1）当該研究者が当該研究を実施するに当たり遵守すべき倫理指針に関する倫理委員会の審査が済んでいる場合は、「審査済み」にチェックし一部若しくは全部の審査が完了していない場合は、「未審査」にチェックすること。

その他（特記事項）

（※2）未審査に場合は、その理由を記載すること。

（※3）廃止前の「疫学研究に関する倫理指針」や「臨床研究に関する倫理指針」に準拠する場合は、当該項目に記入すること。

5. 厚生労働分野の研究活動における不正行為への対応について

研究倫理教育の受講状況	受講 <input checked="" type="checkbox"/> 未受講 <input type="checkbox"/>
-------------	---

6. 利益相反の管理

当研究機関におけるCOIの管理に関する規定の策定	有 <input checked="" type="checkbox"/> 無 <input type="checkbox"/> (無の場合はその理由：)
当研究機関におけるCOI委員会設置の有無	有 <input checked="" type="checkbox"/> 無 <input type="checkbox"/> (無の場合は委託先機関：)
当研究に係るCOIについての報告・審査の有無	有 <input checked="" type="checkbox"/> 無 <input type="checkbox"/> (無の場合はその理由：)
当研究に係るCOIについての指導・管理の有無	有 <input type="checkbox"/> 無 <input checked="" type="checkbox"/> (有の場合はその内容：)

（留意事項） ・該当する□にチェックを入れること。
・分担研究者の所属する機関の長も作成すること。