

平成 30 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)」

高齢者の就業行動:「60 代の雇用・生活調査(2014 年)」に基づく分析<sup>1</sup>

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

労働力人口の減少を背景に、高齢者の就業率上昇が期待されている。高齢者の就業率に関しては、老齢厚生年金支給開始年齢引上げや高齢者雇用安定法による雇用確保措置の上限年齢引上げなど、一連の社会政策が展開されている[表 1]。近年の就業率の急速な改善は、こうした社会政策の展開によるところが大きい[図 1]。

本研究では労働政策研究・研修機構が 2014 年に実施した「60 代の雇用・生活調査」の調査票情報を用い、高齢者の就業に社会政策がどのような影響を与えているのか定量的に明らかにする。より具体的には、55 歳当時の民間企業の雇用者を分析対象として、以下の 3 点を明らかにする。第一に、特別支給の定額部分の厚生年金支給開始年齢引上げにより、在職老齢年金の就業抑制効果が消滅したかどうか明らかにする。第二に、定年到達直後の賃金下落に就業抑制効果があるか検討する。第三に、繰上げ・繰下げ支給がどのような場合に選択されるのか明らかにする。これらの検討に基づき、雇用と年金の接続の課題を検討する。

## 2. 先行研究

### (1) 在職老齢年金の就業抑制効果に関する研究

在職老齢年金の就業抑制効果に関する 2000 年代までの研究蓄積については、山田[2012]ですでにサーベイされているため、本項では 2000 年代以降のいくつかの研究に絞って紹介する。

厚生労働省「高齢者就業実態調査(個人調査)」が 2004 年をもって廃止されたことで、「老齢厚生年金の受給資格」という、在職老齢年金制度の就業抑制効果を確認するため、これまでの先行研究<sup>2</sup>で用いられてきた変数は、政府統計の調査票情報から得られなくなった。この空白を埋めるように、2009 年に労働政策研究・研修機構は「高齢者の雇用・就業の実態に関する調査」を実施した。

山田[2012]は、その調査(個票)で得られる「老齢厚生年金の受給資格」変数を用い、55 歳当時雇用者だった男性の 60 代前半では、定額と報酬比例の両方が特別支給されるコーホートのみに在職老齢年金制度の就業抑制効果を確認した。報酬比例部分しか特別支給されないコーホートおよび 60 代後半では在職老齢年金制度の就業抑制効果は確認できていない。

---

<sup>1</sup> 本研究は平成 30 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。労働政策研究・研修機構「60 代の雇用・生活調査(2014 年)」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ものである。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る。

<sup>2</sup> たとえば清家・山田[2004]など。

在職老齢年金制度の就業抑制効果が確認できなかったことについて、山田[2012]は 2004 年年金制度改正による一律 2 割の支給停止ルールの廃止や定額部分の引上げで就業抑制効果が弱まった可能性、あるいは厚生労働省「高年齢者就業実態調査(個人調査)」と比較しサンプルサイズが小さいため検出できなかった可能性を指摘している。

また、内閣府政策統括官[2018]は厚生労働省「中高年者縦断調査」を用い、60 代前半で在職老齢年金制度の影響によりフルタイム就業の代わりにパートタイム就業や非就業が選択されている一方、60 代後半では在職老齢年金制度が就業選択に及ぼす影響はほぼないことを示した。この研究では老齢厚生年金の受給資格は「勤務年数がおおむね 20 年以上(2005 年時点)」で代理している。

したがって筆者の知る限り、山田[2012]以降、「老齢厚生年金の受給資格」変数を用い、在職老齢年金制度の就業抑制効果を確認した研究は存在していない。本稿では労働政策労働政策研究・研修機構が 2014 年に実施した「60 代の雇用・生活調査」の調査票情報を用い、先行研究でこれまで用いられてきた「老齢厚生年金の受給資格」の変数により、在職老齢年金制度の就業抑制効果を直接確認することを第一の目的とする。

## (2) 賃金低下による就業抑制効果

60 歳代の就業抑制効果として懸念されるのは、在職老齢年金制度ばかりではない。山田[2009]は労働政策研究・研修機構が 2008 年に実施した企業調査「高齢者の雇用・採用に関する調査」の調査票情報に基づき、再雇用時の賃金低下が、高齢者の継続雇用率の引き下げ要因であることを明らかにした。

この結果は、高年齢者雇用安定法改正により、特別支給の老齢厚生年金(定額部分)の支給開始年齢引上げに合わせ、雇用確保措置の上限年齢を引き上げたが、企業側には賃金を大幅に引き下げること、継続雇用率を下げる(雇用者側に継続雇用を希望させなくする)手段が残されていることを示唆する。

本研究では、企業調査ではなく、個人調査によっても、この賃金低下が就業率の低下要因になっているかを確認することを第二の目的とする。在職老齢年金制度による就業抑制効果より、賃金低下による就業抑制効果が大きければ、政策的含意として、賃金低下を是正する労働政策の方がより重要となる。

## (3) 繰上げ・繰下げ支給の決定要因

特別支給の老齢厚生年金の支給開始年齢の引上げにより、雇用と年金が接続できない人々にとって 60 歳からの繰上げ受給が新たな選択肢となった。さらにマクロ経済スライドによる年金給付水準の低下を埋め合わせる選択肢として繰下げ受給が挙げられる。現行制度では 65 歳より早く(60 歳から 65 歳になるまでの間に)受給開始した場合、年金額は最大で 30%一生涯減額される。また 65 歳より遅く(66 歳になってから 70 歳になるまでの間に)受給開始した場合、年金額は最大 42%で一生涯増額される。

こうした受給開始年齢に関する研究はアメリカでは古くから存在する。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)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<sup>3</sup>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<sup>4</sup>ことを示した。Coile et al.[2002]はアメリカ社会保障庁のデータを用い、実際70歳まで生存していること(論文では予測寿命の代理指標)、資産額が低いあるいは高いこと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について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<sup>5</sup>。

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(男性は有意でない)、繰り上げ受給に有意に負の影響を与えること、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<sup>6</sup>。

山田[2012]は、労働政策研究・研修機構「高年齢者の雇用・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。

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<sup>7</sup>。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<sup>8</sup>。

また失権率の行政データに基づき、「(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

---

<sup>3</sup> 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。

<sup>4</sup> 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。

<sup>5</sup> 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。

<sup>6</sup> 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。

<sup>7</sup> 繰下げ受給については捨象している。

<sup>8</sup> 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。

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]。つまり予測寿命ではなく、実際の寿命も繰上げ受給をしている場合に短くなっていることも確認された。

以上をまとめると、多くの研究で、寿命が短いと受給開始年齢が早くなることは一貫して確認されている。一方、資産に関する変数については一致した見解が得られておらず、さらに賃金低下や失業等、年金と雇用の接続の成否の影響に関する分析は少ない。そこで年金と雇用の接続の成否の影響も含めた、繰上げ・繰下げ受給の決定要因の分析を本研究の第三の目的とする。

### 3. データと分析手法

#### (1) データと分析対象サンプル

データは労働政策研究・研修機構が 2014 年に実施した「60 代の雇用・生活調査」の個票を用いる。この調査は厚生労働省がかつて実施していた「高齢者就業実態調査(個人調査)」と同じ調査項目を多く含み、従来の研究で用いられてきた「老齢厚生年金の受給資格」変数も入手可能である。この変数がなく、たんなる老齢厚生年金受給の有無だけだと在職老齢年金制度により賃金が高いため特別支給の老齢厚生年金が全額支給停止になっている人を識別できない。そのため、在職老齢年金制度の潜在的な適用対象者を識別するため、この変数が在職老齢年金制度の就業抑制効果の分析では重要となる。

調査概要は以下のとおりである[労働政策研究・研修機構、2015: 1]。

調査対象 60～69 歳の 5,000 人(個人を対象)

60～64 歳 男性 2,000 人、女性 1,300 人

65～69 歳 男性 1,000 人、女性 700 人

調査対象者の抽出方法: 住民基本台帳から、層化二段階抽出

有効回答 3,244 人(有効回収率: 64.9%)

本研究では在職老齢年金と再雇用時等の賃金低下が雇用者の就業状態に与える影響および雇用者の繰上げ・繰下げ受給の決定要因を明らかにするため、分析対象を「55 歳当時、民間企業の雇用者(官公庁除く)」に限った。これは有効回答の 64.5%に相当する。さらに分析に必要な変数が欠損であるサンプルを除く、1,941 人(男性 1,293 人、女性 648 人)を最終的な分析対象サンプルとした。

なお 2 つの重要変数について誤回答や回答漏れの可能性があり、以下のルールで補正した。

まず「老齢厚生年金の受給資格」について「なし」あるいは「欠損」となっており、かつ厚生年金を実際に受給している場合、「老齢厚生年金の受給資格」を「あり」に補正した。当該補正は 246 人(男性 143 人、女性 103 人)に行った。ただし、このルールでは一部、障害あるいは遺族厚生年金の受給者を「老齢厚生年金の受給資格あり」に含むことになり、推計結果が歪む可能性がある<sup>9</sup>。そのため、別途、補正しない変数を用いた推計も行い(紙幅の都合で本稿では示さない)確認した。

次に「繰上げ・繰下げ受給」についても、誤回答と考えられるサンプルが一部含まれている<sup>10</sup>。具体的には

<sup>9</sup> たとえば障害厚生年金の受給者は、老齢厚生年金の受給者と比較し、障害ゆえ就労が困難な(就業率が低い)可能性がある。

<sup>10</sup> なお質問票(問 28(3))では、「本来の公的年金受給開始年齢よりも早く受給することを『繰上げ』、遅く受給することを『繰下げ』」と呼ぶ旨、質問文直後に括弧書きで注意書きが入っている。

繰下げ受給と回答しているにも関わらず、実際の受給開始年齢は65歳以下の者<sup>11</sup>、繰上げ受給と回答しているにも関わらず、繰上げ受給の最低年齢の60歳未満を実際の受給開始年齢が下回っている者、老齢厚生年金の受給資格があり、かつ繰上げ受給と回答しているにも関わらず、実際の年金支給開始年齢が特別支給の老齢厚生年金(定額部分)の支給開始年齢を上回っている者である。これらの誤回答と考えられるサンプルは、の順に、繰上げ・繰下げ受給のどちらも行っていない人として再分類した。再分類はで41人(男性28人、女性13人)、で8人(男性6人、女性2人)、で11人(男性11人、女性0人)に行った。

## (2)説明変数および分析枠組み

分析枠組みとして、在職老齢年金と再雇用時の賃金低下による就業抑制効果は、就業しているか否かを二値(1, 0)の被説明変数とする Probit Model(プロビットモデル)により推計した。また繰上げ・繰下げ受給の決定要因は、繰上げ・繰下げ受給のどちらも行っていない、繰上げ受給、繰下げ受給の三値(0, 1, 2)を被説明変数とする、Multinomial Logit Model(多肢選択ロジットモデル)により推計した。

説明変数は先行研究にならい選択した【表2】。本稿末に記述統計量を示した【付表1, 2】。本稿の分析枠組みにおいて、最も注目すべき変数は、就業抑制効果については、先行研究で従来より用いられ、潜在的な在職老齢年金制度の適用の影響を表す「老齢厚生年金の受給資格」、そして「定年到達直後の賃金変化率」である。「定年到達直後の賃金変化」の就業抑制については、筆者の知る限り、被用者側のデータを用いた分析は見当たらないようである。

繰上げ・繰下げ決定については、これら二つの変数のほか、資産の代理変数である「厚生年金以外の非勤労収入」と流動性制約の代理変数である「離職後失業」である。

## 4. 分析結果

### (1)定年(定年前)退職後の賃金低下に関するクロス集計

本研究では、在職老齢年金の就業抑制効果以外に、高齢期の賃金低下の就業抑制効果を確認することも目的としている。そこで、55歳当時、民間企業の雇用者(官公庁除く)で、定年年齢後または60歳以降も仕事をしており、定年に到達した、あるいは55歳当時に雇われていた会社などを定年前に退職した人が、どれほどの賃金低下を経験したのか、それに対する会社の説明、そして賃金低下について雇用者がどのように思ったのか、まずクロス集計で確認する。

賃金低下を経験した人は男性で6割、女性で3割存在する。賃金低下を経験しなかった人は男性3割、女性7割で、男性で賃金低下を経験する人が多い。さらに50%以上の賃金低下を経験した人は男性では3割近く存在する。また定年経験の有無別にみると、定年経験者の方が、賃金低下を経験している人、また賃金低下の幅が大きい人が多い傾向にある【表3】。

こうした賃金低下に対する会社からの説明がなかったのは、男女とも3割を超えている。また男女とも3割は「雇用確保のために再雇用するのだから、賃金低下は理解してほしい」という説明を受けている。さらに男性の場合、「在職老齢年金や高年齢雇用継続給付が出るので実質的な収入は変わらない」と説明された人

<sup>11</sup> 特別支給の老齢厚生年金の受給資格者の場合、65歳未満で支給開始(生年度コーホートによって異なる。表1参照)であるが、この年金を繰り下げすることはできない。

は 1 割いる [表 4]。

こうした賃金低下に対して、男性で半数、女性で 4 割が「雇用が確保されるのだから、賃金の低下はやむを得ない」と思う一方、やはり「仕事がほとんど変わっていないのに、賃金がるのはおかしい」あるいは「会社への貢献度が下がったわけでないのに賃金がるのはおかしい」と思う人は男女とも 2 割前後いる [表 5]。

大幅な賃金低下を経験する人が多いこと、そうした賃金低下に対する諦めと不満が存在している様子がこれらのクロス集計からうかがえる。それが在職老齢年金制度と同様、実際に就業抑制に結びついているのか、次項の Probit Model による分析で確認する。

## (2) 在職老齢年金制度および賃金低下による就業抑制効果

就業抑制効果は、60 代前半について男性の報酬比例部分の支給開始年齢が 61 歳となった 60 - 61 歳 (1953、1954 年度生コーホート) とまだ 60 歳であった 62 - 64 歳 (1950 - 52 年度生コーホート) に分けて推計した (定額部分の支給開始年齢はいずれも 65 歳)。

推計式は 60 - 61 歳、62 - 64 歳、65 - 69 歳の 3 年齢階級、男女別に、賃金変化率や早期退職優遇経験措置経験や 55 歳当時の企業規模などの職歴変数や婚姻状況などを加えた 2 つの説明変数セットで、計 12 本推計している [表 6a、表 6b]。

統計的な有意水準は 5% に設定した。

男性では在職老齢年金制度の就業抑制効果として、62 - 64 歳でのみ - 10% ほど就業率を押し下げる効果を確認できる。しかし 60 - 61 歳そして 65 - 69 歳では就業抑制効果を確認できない。女性では、60 - 61 歳の職歴変数を加えた推計式でのみ在職老齢年金制度の就業抑制効果は - 20% ほどとなっており、男性より大きい。さらに 10% 水準でみれば 62 - 64 歳の女性でも就業抑制効果は - 10% となっている。

ただし表に示していないが、「老齢厚生年金の受給資格」について「なし」あるいは「欠損」となっており、かつ厚生年金を実際に受給 (老齢以外に障害・遺族厚生年金受給者を一部含む) していても、その人々を「老齢厚生年金の受給資格」を「あり」に補正しない場合、これまで述べてきた在職老齢年金制度の就業抑制効果は男女・3 年齢階級とも一切確認できない (10% 水準でも統計的に有意でない)。

次に本研究の第二の目的である賃金低下による就業抑制効果に注目する。男性では 3 年齢階級とも 1% の賃金低下は統計的に有意に - 0.4 ~ - 0.5% ほど就業率を低下させる。男性では平均で - 20% の賃金低下を経験するので、老齢厚生年金の受給資格が有意である 62 - 64 歳でみると、賃金低下による就業抑制効果は在職老齢年金制度に匹敵する。

一方、女性では 62 - 64 歳で 1% の賃金低下は統計的に有意に - 0.9% 就業率を低下させる。女性では平均 - 7% の賃金低下しか経験しないので、平均では - 6% 程度の就業抑制効果となる。これは 10% 有意水準でしかないが、在職老齢年金制度による - 11% の就業率の押し下げ効果と比較すると小さい。

## (3) 繰上げ・繰下げ受給の決定要因

本研究の第三の目的である繰上げ・繰下げ受給に、雇用と年金との接続の状況がどのような影響を与えているのか確認する。具体的には離職後失業の影響、および繰下げ受給を抑制している可能性が指摘される在職老齢年金制度 (老齢厚生年金の受給資格) に注目する。

男性では、先行研究で指摘されているように、繰上げ受給確率は健康不良である (主観的健康感が悪い)

と8%高く、中卒と比べ高校・短大卒は-6%、大卒・院卒では-11%低い【表7a】。さらに本研究で注目する老齢厚生年金の受給資格があると繰上げ受給確率は5%高い。ただし、「老齢厚生年金の受給資格」について「なし」あるいは「欠損」となっており、かつ厚生年金を実際に受給（老齢以外に障害・遺族厚生年金受給者を一部含む）していても、その人々を「老齢厚生年金の受給資格」を「あり」に補正しない場合、繰上げ受給確率を引き上げる効果を確認できない。また、流動性制約の代理変数である、離職後失業を経験している場合、14%高くなる。資産の代理変数である「厚生年金以外の非勤労収入」については、有意でない。

女性では、繰上げ受給確率は早期退職優遇措置を経験していると-15%低くなる。しかしそれ以外に有意な変数はない【表7b】。

さらに男女とも10%有意水準でも繰下げ受給確率に対し有意な変数はなかった。

また繰上げ・繰下げしなかった者と繰上げ受給者の相対的貧困率を60-64歳と65-69歳について、男女別に比較した【図3】。統計的に有意な差がある(1%水準)のは、男性60-64歳のみで繰上げ受給者の相対的貧困率は25%と、繰上げ・繰下げしなかった者の相対的貧困率の2倍近くある。しかし65-69歳については統計的に有意な差はない。また女性では60-64歳、65-69歳とも繰上げ・繰下げしなかった者と繰上げ受給者の相対的貧困率に統計的な有意差はなかった。

## 5. おわりに

本研究では、第一に特別支給の定額部分の厚生年金支給開始年齢引上げにより、在職老齢年金の就業抑制効果が消滅したか、第二に定年到達（あるいは定年前退職）後の賃金低下に就業抑制効果があるか、第三に繰上げ・繰下げ支給がどのような場合に選択されるのか検討した。

在職老齢年金制度の就業抑制効果は男性では62-64歳の就業率を-11%、女性では60-61歳の就業率を-23%引き下げている。ただし「老齢厚生年金の受給資格（潜在的な在職老齢年金制度への適用の代理変数）」が「なし」あるいは「欠損」であり、かつ厚生年金（老齢以外に障害・遺族厚生年金受給者を一部含む）を実際に受給していても、その人々を「老齢厚生年金の受給資格」を「あり」として補正しない場合、在職老齢年金制度の就業抑制効果は確認できない。さらに、補正の有無にかかわらず、男女とも65-69歳で在職老齢年金制度の就業抑制効果は、先行研究と同様、確認できなかった。

定年退職時の賃金低下は、男性では平均的には60-69歳を通じ-10%前後就業率を低下させている。これは、変数を補正した場合に62-64歳でのみ観察された在職老齢年金制度の就業抑制効果と匹敵する。女性でも、賃金低下は62-64歳のみ平均的に-6%就業率を低下させている。

繰上げ・繰下げ受給選択に関し、繰下げについては、男女ともいずれの変数も有意でなく、影響を及ぼす要因を明らかにできなかった。繰上げ受給確率は、男性では健康不良であると8%高く、中卒と比べ高校・短大卒は-6%、大卒・院卒では-11%低い。さらに老齢厚生年金の受給資格があると繰上げ受給確率は5%高く、離職後失業を経験していると14%高い。ただし老齢厚生年金の受給資格は上記補正をしない場合、有意でない。また、繰上げ受給者の相対的貧困リスクの高さは、男性60-64歳のみ確認できる。

以上の分析結果から政策含意を3点述べる。第一に男性では定年退職時の賃金低下による就業抑制効果は60代を通じて大きい。ただし、ハマキョウレックス事件や長澤運輸事件の最高裁判決を受け、この問題は改善されていくことが期待される。第二に、今後、この改善によって合理的理由によらない賃金低下は正が進めば、賃金が高くなることで現在は確認できない65-69歳の在職老齢年金制度の就業抑制効果が現

れる可能性もある<sup>12</sup>。引き続き、新しい調査によって、現在は確認できない 65 - 69 歳の在職老齢年金制度の就業抑制効果についてモニターする必要がある。第三に、離職後失業した人にとって、繰上げ受給が所得保障の役割を一部担っているとすれば、将来の繰上げ減額率改定にあたっては、そうした人々の貧困リスクへの影響も慎重に検討する必要がある。

## 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。
- 厚生省, 1998, 『国民年金被保険者実態調査(平成 8 年)』。
- 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。
- 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 - 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。

---

<sup>12</sup> 厚生労働省「中高年者縦断調査」を用いた小塩[2019]によれば、従前の賃金を基準とすると 65 - 69 歳の在職老齢年金制度は、平均して 3% 程度の就業抑制効果があるとされる。

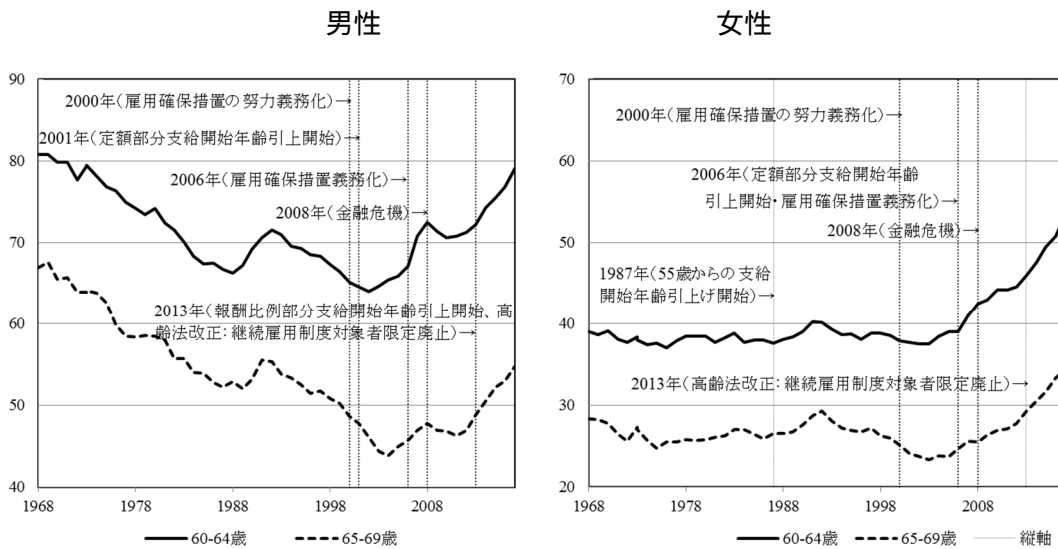


表 1: 調査対象者の生年度・年齢と年金支給開始・雇用確保措置上限との関係

生年度	調査時 年齢	高齢者雇用確 保措置義務化年 齢 (男女共通)	特別支給の老齢厚生年金支 給開始年齢(男性)		特別支給の老齢厚生年金支 給開始年齢(女性)	
			定額部分	報酬比例 部分	定額部分	報酬比例 部分
1944年度	69-70	改正法 対象外	62	60		60
1945年度	68-69		63			
1946年度	67-68	63			60	
1947年度	66-67	64			61	
1948年度	65-66		64		62	
1949年度	64-65	65	65		63	
1950年度	63-64				64	
1951年度	62-63				64	
1952年度	61-62				64	
1953年度	60-61				61	
1954年度	60					

出所: 筆者作成。

図 1: 就業率の長期変動(男女別)



出所: 総務省「労働力調査(長期時系列)」に基づき筆者作成。

表 2: 説明変数

変数名	説明
年齢	現在（調査時点：2014年7月1日）における年齢。
健康不良	ふだんの健康状態が「あまり良くない」、「良くない」。
東京居住ダミー	現在の居住地が東京都。
高校・短大卒/大卒・院卒	最終学歴。中学卒を基準とするダミー変数。
勤続年数	現在の仕事の勤続年数。
定年退職経験	55歳以降現在までに定年経験したことがある場合を1とおくダミー変数。
定年到達直後の賃金変化率（%）	定年に到達した直後（または55歳当時に雇われていた会社などを定年前に退職した直後）の賃金額の、定年前（退職前）と比べた変化率。
早期退職優遇措置経験	55歳当時に雇われていた会社を早期退職優遇制度を活用して定年前退職した場合を1とおくダミー変数。
55歳当時の企業規模	55歳当時に雇用されていた企業規模。100人以上1000人未満規模企業を基準とするダミー変数。
厚生年金の受給資格	老齢厚生年金の受給資格がある場合（全額支給停止されている場合も含む）を1とおくダミー変数。
厚生年金以外の非勤労収入（万円）	企業独自の退職年金、国民年金基金、個人年金、その他（労災補償年金など）の合計額。
離職後失業	離職（55歳以降）直後に失業して仕事を探していた場合を1とおくダミー変数。
未婚	現在の婚姻状況。
離婚・死別	現在の婚姻状況。

出所：筆者作成。

表 3: 定年（定年前）退職後の賃金額の定年前（退職前）と比べた変化率（定年経験有無別）

		男性			女性		
		定年経験		計	定年経験		計
		なし	あり		なし	あり	
低下	70%以上	3.4	11.4	8.0	2.0	5.8	3.1
	50 - 70%	12.8	31.2	23.4	2.3	13.3	5.4
	30 - 50%	13.0	24.4	19.6	3.9	20.0	8.5
	30%未満	13.5	13.4	13.4	8.2	20.8	11.7
変化なし		54.2	18.4	33.6	81.0	38.3	69.0
上昇	30%未満	1.9	0.5	1.1	2.0	0.8	1.6
	30%以上	1.2	0.7	0.9	0.7	0.8	0.7
計		100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0
N		415	561	976	306	120	426

出所：労働政策研究・研修機構[2015]「60代の雇用・生活調査」に基づき集計。

注：55歳時点において民間企業の雇用者（官公庁除く）であり、定年年齢後または60歳以降も仕事をしており、定年に到達した、あるいは55歳当時に雇われていた会社などを定年前に退職した方を集計対象とした。

表 4:賃金低下に対する会社からの説明(複数選択)

複数選択	男性	女性
在職老齢年金や高齢雇用継続給付が出るので、実質的な収入は変わらない	11.5	5.8
仕事の責任の重さがかなり変わるので、前と同じ賃金は支払えない	9.8	6.5
役職からはずれたのだから、前と同じ賃金は支払えない	7.8	2.9
会社は雇用確保のために再雇用するのだから、賃金低下は理解してほしい	30.2	25.4
その他	18.4	27.5
特に説明はなかった	32.7	37.0
N	642	138

出所:労働政策研究・研修機構[2015]「60代の雇用・生活調査」に基づき集計。

注:55歳時点において民間企業の雇用者(官公庁除く)であり、定年年齢後または60歳以降も仕事をしており、定年到達または55歳当時に雇われていた会社などを定年前に退職した直後の賃金額が定年前(退職前)と比べて減少した方(=100%)を集計対象としている。

表 5:賃金低下についてどう思ったか(複数選択)

複数選択	男性	女性
仕事がほとんど変わっていないのに、賃金が下がるのはおかしい	22.8	30.3
会社への貢献度が下がったわけではないのに賃金が下がるのはおかしい	17.2	16.9
仕事の責任の重さがわずかに変わった程度なのに、下がりすぎだ	14.4	10.6
在職老齢年金や高齢雇用継続給付が出るといって下げるのはおかしい	12.1	6.3
仕事によって会社への貢献度は異なるので賃金が変わるのは仕方がない	16.6	8.5
仕事は全く別の内容に変わったのだから、賃金の低下は仕方がない	13.0	14.1
雇用が確保されるのだから、賃金の低下はやむを得ない	48.3	39.4
その他	8.1	17.6
N	644	142

出所:労働政策研究・研修機構[2015]「60代の雇用・生活調査」に基づき集計。

注:55歳時点において民間企業の雇用者(官公庁除く)であり、定年年齢後または60歳以降も仕事をしており、定年到達または55歳当時に雇われていた会社などを定年前に退職した直後の賃金額が定年前(退職前)と比べて減少した方(=100%)を集計対象としている。

表 6a: 労働供給関数の推定 (男性, Probit Model)

説明変数	職歴変数なし						職歴変数あり							
	60-61歳		62-64歳		65-69歳		60-61歳		62-64歳		65-69歳			
	dF/dx	[Std. Err.]	dF/dx	[Std. Err.]	dF/dx	[Std. Err.]	dF/dx	[Std. Err.]	dF/dx	[Std. Err.]	dF/dx	[Std. Err.]		
年齢	-0.054	[0.067]	-0.012	[0.015]	-0.016	[0.016]	-0.067	[0.056]	-0.016	[0.014]	-0.015	[0.016]		
健康不良	-0.078	[0.061]	-0.245	[0.033]	***	-0.189	[0.049]	***	-0.055	[0.053]	-0.203	[0.031]	***	
東京居住ダミー	-0.035	[0.104]	0.011	[0.063]		-0.005	[0.085]		0.039	[0.069]	0.036	[0.057]		
高校・短大卒	0.071	[0.078]	0.079	[0.046]	†	-0.053	[0.059]		0.087	[0.074]	0.047	[0.045]		
大卒・院卒	0.050	[0.083]	0.092	[0.051]	†	-0.002	[0.069]		0.060	[0.075]	0.048	[0.050]		
定年退職経験	-0.059	[0.060]	-0.098	[0.035]	**	-0.101	[0.049]	*	-0.169	[0.063]	**	-0.162	[0.038]	***
定年退職時の賃金変化率(%)									-0.005	[0.001]	***	-0.005	[0.001]	***
早期退職優遇措置経験									-0.178	[0.139]		-0.122	[0.083]	
55歳当時の企業規模(1000人以上)									-0.225	[0.071]	**	-0.076	[0.042]	†
55歳当時の企業規模(100人未満)									-0.057	[0.074]		0.033	[0.041]	
厚生年金の受給資格	-0.052	[0.060]	-0.095	[0.042]	*	0.017	[0.068]		-0.063	[0.051]		-0.108	[0.041]	**
厚生年金以外の非勤労収入(万円)	-0.011	[0.005]	-0.009	[0.003]	***	-0.001	[0.003]		-0.006	[0.004]		-0.006	[0.003]	*
未婚									-0.112	[0.091]		-0.253	[0.056]	***
離婚・死別									-0.072	[0.073]		-0.107	[0.061]	†
Log likelihood	-84.884		-357.897		-304.401		-66.952		-319.917		-285.063			
Pseudo R <sup>2</sup>	0.060		0.090		0.035		0.259		0.186		0.096			
N	181		654		455		181		654		455			

出所: 労働政策研究・研修機構[2015]「60代の雇用・生活調査」に基づき推計。

注: \*\*\*, \*\*, \*, †は各々0.1、1、5、10%で統計的に有意であることを示す。55歳時点において民間企業の雇用者(官公庁除く)であった方を推計対象としている。

表 6b: 労働供給関数の推定 (女性, Probit Model)

説明変数	職歴変数なし						職歴変数あり								
	60-61歳		62-64歳		65-69歳		60-61歳		62-64歳		65-69歳				
	dF/dx	[Std. Err.]	dF/dx	[Std. Err.]	dF/dx	[Std. Err.]	dF/dx	[Std. Err.]	dF/dx	[Std. Err.]	dF/dx	[Std. Err.]			
年齢	-0.064	[0.120]	-0.028	[0.025]	-0.021	[0.023]	-0.066	[0.119]	-0.033	[0.024]	-0.032	[0.023]			
健康不良	-0.141	[0.098]	-0.157	[0.057]	**	-0.288	[0.062]	***	-0.205	[0.099]	*	-0.161	[0.054]	**	
東京居住ダミー	0.080	[0.208]	-0.100	[0.115]		0.073	[0.130]		0.086	[0.173]		-0.045	[0.109]		
高校・短大卒	-0.124	[0.180]	-0.040	[0.073]		0.019	[0.073]		-0.158	[0.190]		-0.067	[0.070]		
大卒・院卒	-0.169	[0.250]	0.452	[0.180]	*	-0.474	[0.182]	**	-0.276	[0.247]		0.455	[0.190]	*	
定年退職経験	-0.106	[0.110]	-0.107	[0.055]	†	-0.146	[0.061]	*	-0.169	[0.112]		-0.158	[0.057]	**	
定年退職時の賃金変化率(%)									-0.008	[0.005]	†	-0.009	[0.002]	***	
早期退職優遇措置経験									(omitted)			-0.080	[0.216]		
55歳当時の企業規模(1000人以上)									0.024	[0.146]		0.074	[0.080]		
55歳当時の企業規模(100人未満)									-0.091	[0.119]		0.064	[0.060]		
厚生年金の受給資格	-0.180	[0.103]	†	-0.103	[0.058]	†	0.018	[0.074]		-0.225	[0.101]	*	-0.108	[0.056]	†
厚生年金以外の非勤労収入(万円)	0.005	[0.020]		-0.016	[0.007]	*	-0.008	[0.005]		-0.011	[0.018]		-0.010	[0.007]	
未婚									-0.189	[0.215]		-0.315	[0.112]	**	
離婚・死別									0.101	[0.114]		-0.114	[0.057]	*	
Log likelihood	-55.342		-194.340		-141.184		-51.248		-179.053		-129.176				
Pseudo R <sup>2</sup>	0.059		0.090		0.100		0.122		0.135		0.177				
N	92		326		229		91		326		229				

出所: 労働政策研究・研修機構[2015]「60代の雇用・生活調査」に基づき推計。

注: \*\*\*, \*\*, \*, †は各々0.1、1、5、10%で統計的に有意であることを示す。55歳時点において民間企業の雇用者(官公庁除く)であった方を推計対象としている。

表 7a: 繰上げ・繰下げ受給決定関数の推定 (男性、Multinomial Logit Model)

説明変数	繰上・繰下なし		繰上げ		繰下げ	
	dF/dx	[Std. Err.]	dF/dx	[Std. Err.]	dF/dx	[Std. Err.]
年齢	-0.005	[0.013]	0.005	[0.005]	0.000	[0.014]
健康不良	-0.083	[0.053]	0.083	[0.026]	***	-0.001 [0.049]
東京居住ダミー	0.020	[0.054]	-0.020	[0.043]	0.000	[0.038]
高校・短大卒	0.063	[0.041]	-0.062	[0.031]	*	-0.001 [0.046]
大卒・院卒	0.107	[0.044]	†	-0.107 [0.028]	***	0.000 [0.028]
定年退職経験	0.013	[0.064]	-0.012	[0.030]	-0.001	[0.074]
定年退職時の賃金変化率 (%)	-0.001	[0.001]	0.001	[0.000]	0.000	[0.001]
早期退職優遇措置経験	-0.060	[0.141]	0.062	[0.071]	-0.002	[0.154]
55歳当時の企業規模 (1000人以上)	0.003	[0.035]	-0.003	[0.031]	0.000	[0.021]
55歳当時の企業規模 (100人未満)	-0.034	[0.029]	0.034	[0.029]	0.000	[0.001]
厚生年金の受給資格	-0.051	[0.030]	†	0.051 [0.025]	*	0.000 [0.014]
厚生年金以外の非勤労収入 (万円)	0.001	[0.007]	-0.001	[0.002]	0.000	[0.009]
離職後失業	-0.133	[0.269]	0.141	[0.066]	*	-0.008 [0.321]
未婚	0.024	[0.041]	-0.024	[0.041]	0.000	[0.009]
離婚・死別	0.011	[0.068]	-0.012	[0.040]	0.001	[0.066]
Log likelihood	-703.14					
Pseudo R <sup>2</sup>	0.061					
N			1,293			

出所: 労働政策研究・研修機構[2015]「60代の雇用・生活調査」に基づき推計。

注: \*\*\*, \*\*, \*, †は各々0.1、1、5、10%で統計的に有意であることを示す。55歳時点において民間企業の雇用者(官公庁除く)であった方を推計対象としている。

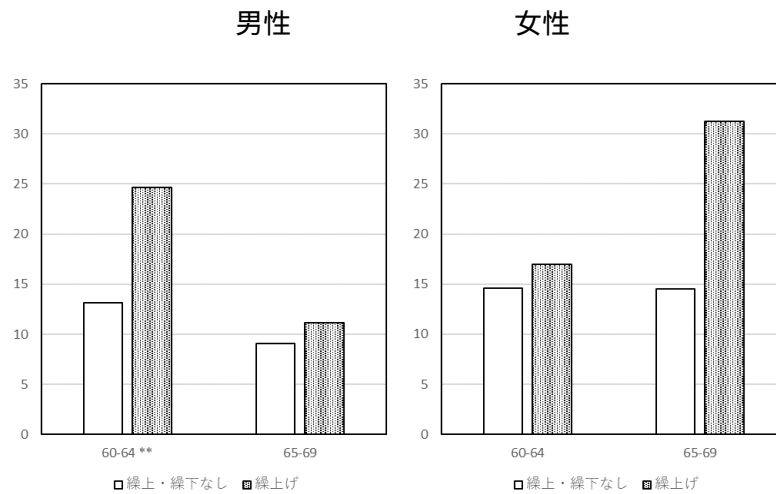
表 7b: 繰上げ・繰下げ受給決定関数の推定 (女性、Multinomial Logit Model)

説明変数	繰上・繰下なし		繰上げ		繰下げ	
	dF/dx	[Std. Err.]	dF/dx	[Std. Err.]	dF/dx	[Std. Err.]
年齢	0.014	[0.174]	-0.014	[0.174]	0.000	[0.000]
健康不良	-0.001	[0.032]	0.001	[0.032]	0.000	[0.000]
東京居住ダミー	0.027	[0.358]	-0.027	[0.358]	0.000	[0.000]
高校・短大卒	0.100	[1.173]	-0.100	[1.173]	0.000	[0.021]
大卒・院卒	-0.588	[156.0]	-0.131	[4.982]	0.719	[160.6]
定年退職経験	0.007	[0.098]	-0.006	[0.086]	0.000	[0.056]
定年退職時の賃金変化率 (%)	0.000	[0.006]	0.000	[0.006]	0.000	[0.000]
早期退職優遇措置経験	0.147	[0.015]	***	-0.147 [0.015]	***	0.000 [0.001]
55歳当時の企業規模 (1000人以上)	0.029	[0.377]	-0.029	[0.377]	0.000	[0.000]
55歳当時の企業規模 (100人未満)	0.007	[0.097]	-0.007	[0.097]	0.000	[0.001]
厚生年金の受給資格	-0.019	[0.243]	0.019	[0.243]	0.000	[0.001]
厚生年金以外の非勤労収入 (万円)	0.000	[0.003]	0.000	[0.003]	0.000	[0.000]
離職後失業	0.055	[0.744]	-0.055	[0.744]	0.000	[0.004]
未婚	-0.037	[0.455]	0.037	[0.455]	0.000	[0.004]
離婚・死別	0.059	[0.786]	-0.059	[0.786]	0.000	[0.000]
Log likelihood	-302.06					
Pseudo R <sup>2</sup>	0.067					
N			648			

出所: 労働政策研究・研修機構[2015]「60代の雇用・生活調査」に基づき推計。

注: \*\*\*, \*\*, \*, †は各々0.1、1、5、10%で統計的に有意であることを示す。55歳時点において民間企業の雇用者(官公庁除く)であった方を推計対象としている。

図 3: 繰上げ受給者との相対的貧困率の比較



出所: 労働政策研究・研修機構[2015]「60代の雇用・生活調査」に基づき推計。

注: \*\*は1%で統計的に有意であることを示す。55歳時点において民間企業の雇用者(官公庁除く)であった方を集計対象としている。

付表 1a: 労働供給関数の推計に関する記述統計量(男性)

説明変数	60 - 61歳		62 - 64歳		65 - 69歳	
	Mean	[Std. dev.]	Mean	[Std. dev.]	Mean	[Std. dev.]
年齢	60.265	[0.443]	62.748	[1.105]	66.767	[1.415]
健康不良	0.276	[0.448]	0.289	[0.454]	0.308	[0.462]
東京居住ダミー	0.072	[0.259]	0.070	[0.256]	0.081	[0.274]
高校・短大卒	0.481	[0.501]	0.511	[0.500]	0.503	[0.501]
大卒・院卒	0.337	[0.474]	0.312	[0.464]	0.268	[0.443]
定年退職経験	0.431	[0.497]	0.554	[0.498]	0.655	[0.476]
定年退職時の賃金変化率(%)	-20.249	[25.06]	-21.023	[26.24]	-20.132	[26.23]
早期退職優遇措置経験	0.044	[0.206]	0.043	[0.203]	0.037	[0.190]
55歳当時の企業規模(1000人以上)	0.249	[0.433]	0.269	[0.444]	0.292	[0.455]
55歳当時の企業規模(100人未満)	0.492	[0.501]	0.420	[0.494]	0.446	[0.498]
55歳当時の企業	0.569	[0.497]	0.365	[0.482]	0.154	[0.361]
厚生年金の受給資格	0.414	[0.494]	0.774	[0.419]	0.875	[0.331]
厚生年金以外の非勤労収入(万円)	1.271	[5.401]	3.359	[6.140]	4.333	[8.164]
未婚	0.072	[0.259]	0.072	[0.258]	0.046	[0.210]
離婚・死別	0.116	[0.321]	0.067	[0.251]	0.079	[0.270]
就労率	0.801	[0.400]	0.711	[0.454]	0.490	[0.500]
N	181		654		455	

出所: 労働政策研究・研修機構[2015]「60代の雇用・生活調査」に基づき集計。

付表 1b: 労働供給関数の推計に関する記述統計量 (女性)

説明変数	60 - 61歳		62 - 64歳		65 - 69歳	
	Mean	[Std. dev.]	Mean	[Std. dev.]	Mean	[Std. dev.]
年齢	60.185	[0.390]	62.681	[1.030]	66.629	[1.347]
健康不良	0.326	[0.471]	0.233	[0.423]	0.310	[0.464]
東京居住ダミー	0.076	[0.267]	0.055	[0.229]	0.066	[0.248]
高校・短大卒	0.804	[0.399]	0.816	[0.388]	0.690	[0.464]
大卒・院卒	0.109	[0.313]	0.043	[0.203]	0.048	[0.214]
勤続年数	16.246	[12.97]	16.702	[11.98]	17.300	[13.33]
定年退職経験	0.239	[0.429]	0.264	[0.441]	0.410	[0.493]
定年退職時の賃金変化率 (%)	-4.511	[13.59]	-7.095	[17.11]	-5.397	[17.10]
早期退職優遇措置経験	0.011	[0.104]	0.009	[0.096]	0.013	[0.114]
55歳当時の企業規模 (1000人以上)	0.207	[0.407]	0.153	[0.361]	0.135	[0.343]
55歳当時の企業規模 (100人未満)	0.565	[0.498]	0.598	[0.491]	0.655	[0.476]
55歳当時の企業	0.467	[0.502]	0.420	[0.494]	0.240	[0.428]
厚生年金の受給資格	0.696	[0.463]	0.718	[0.451]	0.734	[0.443]
厚生年金以外の非勤労収入 (万円)	0.901	[2.757]	1.317	[3.512]	2.918	[7.074]
未婚	0.043	[0.205]	0.031	[0.173]	0.039	[0.195]
離婚・死別	0.272	[0.447]	0.230	[0.422]	0.279	[0.450]
就労率	0.663	[0.475]	0.669	[0.471]	0.437	[0.497]
N	92		326		229	

出所: 労働政策研究・研修機構[2015]「60代の雇用・生活調査」に基づき集計。

付表 2: 繰上げ・繰下げ受給決定関数の推計に関する記述統計量

説明変数	男性		女性	
	Mean	[Std. dev.]	Mean	[Std. dev.]
年齢	63.831	[2.617]	63.733	[2.563]
健康不良	0.295	[0.456]	0.273	[0.446]
東京居住ダミー	0.074	[0.262]	0.062	[0.241]
高校・短大卒	0.504	[0.500]	0.770	[0.421]
大卒・院卒	0.299	[0.458]	0.054	[0.226]
定年退職経験	0.573	[0.495]	0.312	[0.464]
定年退職時の賃金変化率 (%)	-20.684	[25.96]	-6.117	[16.65]
早期退職優遇措置経験	0.041	[0.198]	0.011	[0.103]
55歳当時の企業規模 (1000人以上)	0.274	[0.446]	0.154	[0.362]
55歳当時の企業規模 (100人未満)	0.440	[0.497]	0.614	[0.487]
厚生年金の受給資格	0.758	[0.429]	0.719	[0.450]
厚生年金以外の非勤労収入 (万円)	3.476	[7.357]	1.831	[5.060]
離職後失業	0.142	[0.349]	0.097	[0.296]
未婚	0.063	[0.244]	0.035	[0.185]
離婚・死別	0.078	[0.268]	0.253	[0.435]
繰上げ・繰下げなし	0.784	[0.412]	0.830	[0.376]
繰上げ受給	0.200	[0.400]	0.157	[0.364]
繰下げ受給	0.016	[0.126]	0.012	[0.111]
相対的貧困	0.111	[0.315]	0.120	[0.326]
N	1,293		648	

出所: 労働政策研究・研修機構[2015]「60代の雇用・生活調査」に基づき集計。