

令和3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))
「公的年金制度の所得保障機能・所得再分配機能に関する検討に資する研究 (21AA2008)」

遺族年金受給者の就業選択¹

研究分担者 大津唯 (埼玉大学大学院人文社会科学部准教授)

1. はじめに

遺族年金は、公的年金制度における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²。しかし、女性の労働参加が進む中で、遺族年金制度は、とりわけ子がない場合の給付の在り方について、見直しが求められるようになっている³。

このような状況のもと、遺族年金に関する研究の蓄積も求められている。しかし、遺族年金に関するこれまでの研究は、法学分野における判例研究や⁴、諸外国の制度に関する調査研究に限られており⁵、統計データに基づく分析はほとんど行われてこなかった。

そこで本研究では、厚生労働省「遺族年金受給者実態調査」(2015年)の個票データを用い、遺族年金受給者の基本的な属性と就業状況に関する基礎的な集計を行った上で、遺族年金受給者の就業状況に関する回帰分析を行った。

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、制度改正を巡る近年の議論について概観する。続く第3節では本研究の分析枠組みについて説明し、第4節では基礎的な集計結果を確認する。第5節では遺族年金受給者の就業状況に関する回帰分析の結果を確認する。第6節は本稿のまとめである。

2. 背景

(1) 遺族年金の概要

遺族年金は、日本の公的年金制度における主要な給付の一つであり、遺族基礎年金と遺族厚生年金の2つ

¹ 本研究は、令和3年度厚生労働行政推進調査事業補助金(政策科学総合研究事業(政策科学推進研究事業))「公的年金制度の所得保障機能・所得再分配機能に関する検討に資する研究(代表者:山田篤裕)」の一環として実施された。厚生労働省「高齢年金受給者実態調査(2017年)」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。

² 2019年度末時点の受給者数は665.1万人、2019年度の給付総額は6兆9,970億円である〔厚生労働省「厚生年金保険・国民年金事業年報」(2019年度)〕。なお、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。

³ 厚生労働省(2015)、p.23。なお、このような社会の変化を踏まえた遺族年金制度の見直しは、先進国共通の課題である〔OECD(2018)〕。

⁴ 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。

⁵ 諸外国の制度に関する代表的な調査研究として、百瀬他(2017)が挙げられる。

で構成されている。

遺族基礎年金は、全国民を対象とする国民年金の給付の一つであり、国民年金の被保険者⁶や、かつて被保険者であった人⁷が死亡した場合に、その人によって「生計を維持していた」⁸遺族に対して支給される。対象となる遺族は、①子のいる配偶者、または②子である。1年間の支給額(2022年度の場合)は、777,800円の基本額に、子の人数に応じた加算(1人目と2人目はそれぞれ223,800円、3人目以降は1人74,600円)を足した額である。なお、ここで子は、18歳到達年度の末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。

遺族厚生年金は、被用者を対象とする厚生年金の給付の一つであり、厚生年金の被保険者⁹や、かつて被保険者であった人¹⁰が死亡した場合に、その人によって生計を維持していた遺族に対して支給される。対象となる遺族は、①妻、②子または孫¹¹、③被保険者等の死亡時に55歳以上である夫、父母または祖父母¹²である。30歳未満で子のいない妻のみ、5年間の有期給付である。支給額は、死亡した人の老齢厚生年金相当額の4分の3の額である¹³。

(2) 制度改正を巡る議論

遺族年金の制度改正を巡る論点はいくつかあるが、その中で最も重要な論点は、子がいない場合の給付の在り方についてであろう¹⁴。2015年に社会保障審議会年金部会が発表した「社会保障審議会年金部会における議論の整理」では、現行の遺族年金制度を『男性が主たる家計の担い手であるという考え方を内包した給付設計となっている』としたうえで、『男女がともに就労することが一般化していくことが想定される』なかで『制度上

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年間に保険料の滞りが無いことが支給の要件となる(保険料納付要件)。

⁷ ただし、保険料納付済期間、保険料免除期間および合算対象期間(かつて任意加入の対象者であった人が任意加入しなかった期間等)の合計が25年以上あることが求められる。

⁸ ここで、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(生計維持要件)。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、生計維持関係があると認められる。

⁹ ただし、遺族基礎年金と同様の保険料納付要件が求められる。なお、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。

¹⁰ ただし、遺族基礎年金と同様に、保険料納付済期間、保険料免除期間および合算対象期間の合計が25年以上あることが求められる。なお、1級・2級の障害厚生年金の受給権者が死亡した場合にも遺族厚生年金が支給される。

¹¹ ここで「孫」は、18歳到達年度の末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。

¹² 支給開始は60歳からである。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、遺族厚生年金も併せて受給できる。

¹³ ただし、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で、厚生年金の被保険者期間が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。また、夫の死亡時に40歳以上であった子のいない妻は、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。さらに、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には、併給調整がある。

¹⁴ 遺族年金の見直しを巡っては、子がいない場合の給付の在り方に加えて、生計維持要件の見直し〔堀(2017)、菊池(2016)、江口(2016)、百瀬(2017)など]や、遺族年金が非課税であることの是非〔下野・竹内(2011)、下野(2017)など]、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在り方〔駒村(2016)]なども議論されている。

の男女差はなくし、若い時代に養育する子が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』ことが将来的な制度の在り方であるとの考えが示されている〔社会保障審議会年金部会(2015)、p.23〕。

30歳未満で子のいない妻については、2004年の制度改正で既に5年間の有期給付とされているので、ここでいう「有期化」は、遺族厚生年金における夫の年齢要件を廃止しつつ、有期給付の対象となる年齢の範囲を拡大することを意味する^{15,16}。一方で、同文書でも指摘されている通り、こうした制度改正を安易に行うことは、配偶者を亡くした人がたちまち困窮状態に陥る事態を招くおそれがある。そのため、この提言の是非については、遺族年金受給者の生活や就労の実態を踏まえて慎重に検討される必要がある。

そのような実態を把握するための統計調査には、厚生労働省が実施している「遺族年金受給者実態調査」がある。しかし、厚生労働省による基礎的な一次集計や、百瀬他(2017、pp.178-193)による二次的な集計は行われているものの、本格的な統計分析はこれまで行われてこなかった。そこで本研究では、厚生労働省「遺族年金受給者実態調査」(2015年)の個票データを用い、遺族年金受給者の基本的な属性と就業状況に関する基礎的な集計を行った上で、遺族年金受給者の就業状況に関する回帰分析を行った。

3. 分析の枠組み

(1) データ

本研究で用いるデータは、厚生労働省「遺族年金受給者実態調査」(2015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。就業状況については、調査時点における状況だけでなく、死別前後の就業状況の変化についても調査されている。2015年の調査は、同年12月1日時点の遺族年金受給者(503.8万人)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。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も調査対象に含まれていない¹⁷。

分析対象は、死亡者との続柄が「妻」である場合に限定する。これは、調査対象となる遺族年金受給者の97.8%(492.9万人)が「妻」であり、「夫」、「親」または「祖父母」のケースがサンプルの中にほとんど含まれていないためである(表1)。また、「遺族年金受給者実態調査」の調査対象には寡婦年金¹⁸の受給者(1.2万人)が含まれているが、制度の性質が遺族基礎年金および遺族厚生年金と大きく異なるため、これも分析対象から除外する。

表 1: 年齢階級別・続柄別の遺族年金受給者数

¹⁵ 菊池(2016)や百瀬(2017)においても、同様の提言がなされている。また、遺族厚生年金における支給要件の男女差については、笠木・嵩他(2018、pp.139-141)が詳しい。

¹⁶ こうした提言の背景には、諸外国では『若い時代に養育する子がない場合には給付がないか、有期の給付となっている』場合が多いことがある〔社会保障審議会年金部会(2015)〕。

¹⁷ 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。

¹⁸ 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。

(2) 分析の方法

本研究では、まず遺族年金受給者の基本的な属性と就業状況に関する基礎的な集計を行った。その上で、一般的な稼働年齢層であり、かつ老齢年金を受給している可能性のない65歳未満の遺族年金受給者について¹⁹、(a)調査時点における就業の有無に関するロジット分析と、(b)死別前後での就業の有無の変化に関するロジット分析を行った。(a)と(b)の具体的な推定モデルは次の通りである。

(a) 調査時点における就業の有無に関するロジット分析

これは、調査時点における就業の有無(有=1、無=0)を被説明変数とする二項ロジットモデルによる回帰分析である。主要な説明変数は、年金種別に関するカテゴリー変数である。年金種別は、受給している遺族年金の種別が「基礎年金のみ」、「基礎年金+厚生年金」、「厚生年金のみ」のいずれであるかの区分である。ここでは、「基礎年金+厚生年金」をレファレンス・カテゴリーとした。この他、基本的な属性として年齢とその二乗、世帯内における他の稼ぎ手の有無(有=1、無=0)、および住宅の所有形態(持ち家=1、賃貸=0)を説明変数として用いた。

この分析に加え、年金種別ごとに分割したサンプルでも、それぞれ二項ロジットモデルによる回帰分析を行った。説明変数には、上記の基本的な属性に加えて、「基礎年金のみ」の分析と「基礎年金+厚生年金」の分析では、子の人数に関するカテゴリー変数(1人<レファレンス・カテゴリー>、2人、3人以上)を説明変数に追加した。「厚生年金のみ」の分析において子の人数を説明変数に用いていないのは、「厚生年金のみ」の場合は子がいないためである。また、「基礎年金+厚生年金」の分析と「厚生年金のみ」の分析では、遺族年金受給額を説明変数に追加した。「基礎年金のみ」の分析の説明変数に遺族年金受給額が含まれていないのは、「基礎年金」のみの場合は子の人数に応じて年金額が一律に決まり、子の人数の変数と識別ができないためである。

(b) 死別前後での就業の有無の変化に関するロジット分析

死別前後における就業状況については、以下3つの二項ロジットモデルによる回帰分析を行った。

- ①死別前の就業の有無(有=1、無=0)を被説明変数とする回帰分析
- ②死別後の就業率の有無(有=1、無=0)を被説明変数とする回帰分析
- ③死別前に非就業であった人の死別後の就業開始の有無(有=1、無=0)を被説明変数とする回帰分析

3つの回帰分析のいずれにおいても、説明変数には死別時の子の有無(有=1、無=0)、死別時の年齢とその二乗、死別時から調査時までの経過年数を用いた。死別時の子の有無は、遺族年金の受給権発生日における基礎年金の有無によって識別した。また、死別時から調査時までの経過年数を説明変数に追加したのは、遺族年金の受給を開始した時期によって女性の就労可能性が異なることが想定されるためである。

なお、死別前の就業の有無と死別後の就業の有無のいずれかが欠損している場合は、分析対象サンプル

¹⁹ 一般的には65歳未満でも老齢基礎年金を繰り上げて受給したり、特別支給の老齢厚生年金を受給したりする場合があるが、これらは遺族年金との併給が認められていない。そのため、65歳未満の遺族年金受給者で老齢年金を受給している人はいない。

から除外している。

4. 基礎的集計

本節では、遺族年金受給者の基本的な属性と就業状況に関する基礎的な集計の結果を概観する。

(1) 遺族年金受給者の基本的な属性

表 2 は、遺族年金受給者の数について、年齢階級別かつ年金種別別に示したものである。まず年齢構成について確認すると、65 歳以上が 90.0%(442.5 万人)を占めており、65 歳未満は 10.0%(49.2 万人)を占めるに過ぎないことが分かる。とりわけ、40 歳代未満はわずか 0.3%(1.3 万人)である。したがって、遺族年金の見直しに関する議論の主要な対象である若齢者の比率は、決して高くはない。

一方、年金種別に着目すると、65 歳以上の受給者はほぼ 100%が厚生年金のみの受給者であり、基礎年金の受給者がいるのはほぼ 65 歳未満に限られる。基礎年金の受給者の比率は若いほど高く、50 歳未満では過半数を占める。また、調査時点では厚生年金のみを受給している場合でも、死別による受給開始時点では子がいて基礎年金を受給していたという場合があり、一定の割合を占めている。

表 2:年齢階級別・制度別の遺族年金受給者数(妻)

(2) 遺族年金受給者の就業状況

図 1 は、遺族年金受給者の就業率を、日本の女性全体の就業率と年齢階級別に比較して示したものである。これをみると、30 歳代前半から 50 歳代前半にかけては、遺族年金受給者の就業率が 80%台前半で、女性全体の就業率に比べて 10%ポイント程度高いことが分かる。50 歳代後半以降になると、遺族年金受給者の就業率と女性全体の就業率はともに大幅に低下していくが、両者の就業率の差は観察されなくなる。

図 1:遺族年金受給者(妻)と女性全体の就業率の比較(年齢階級別)

図 2 は、就業している遺族年金受給者の就労形態別の割合を年齢階級別に示したものである。「自営業・その他」の割合が高い 75 歳以上を除けば、どの年齢階級でも非正規雇用の割合が最も高い。正規雇用が比較的多い 30 歳代から 50 歳代であっても、その割合は 3 分の 1 程度にとどまり、非正規雇用が 6 割前後を占めている。

図 2:就業している遺族年金受給者(妻)の就業形態別割合と非正規雇用率

図 3 は、就業している遺族年金受給者の週あたり労働時間の分布を年齢階級別に示したものである。労働時間が比較的長い 30 歳代から 50 歳代であっても、5 割前後は週あたり労働時間が 30 時間未満であり、20 時間未満である人も 3 割前後を占めている。

図 3:就業している遺族年金受給者(妻)の週あたり労働時間

図 4 は、非就業者も含む遺族年金受給者の年間就労収入の分布を年齢階級別に示したものである。就労収入が比較的多い 30 歳代から 50 歳代であっても、年間就労収入が 500 万円を上回るのは数パーセントに過ぎず、およそ半数は「収入なし」か「100 万円未満」、これに「100～200 万円未満」を加えると 7 割以上を占める。

図 4:遺族年金受給者(妻)の年間就労収入階級別割合

以上をまとめると、30 歳代前半から 50 歳代前半にかけて遺族年金受給者の就業率は 80%台前半で女性全体の就業率よりも 10%ポイント程度高いが、就業者の約 6 割は非正規雇用、5 割前後は週当たり労働時間が 30 時間未満である。また、7 割以上は年間就労収入が 200 万円を下回る。このように、遺族年金受給者は 30 歳代前半から 50 歳代前半にかけて就業率が高いが、その大半は非正規雇用であり、週当たり労働時間は短く、就労収入も低い²⁰。

(3) 死別による就業状況の変化

前節で述べたように、「遺族年金受給者実態調査」では、調査時点における就業状況だけでなく、死別により遺族年金を受給し始める前後の就業状況についても調査している。これを基に、調査時点における年齢が 65 歳未満であった遺族年金受給者について、死別前の就業率と死別後の就業率を死別時の年齢階級別に集計したものが図 5 である。これをみると、死別時の年齢が 40 歳代以下の場合、死別前後で就業率が大きく上昇していることが分かる。最も上昇幅が大きいのは死別時の年齢が 30 歳未満の場合であり、死別前の就業率が 38.8%であったのに対し、死別後の就業率は 89.6%で、50.8%ポイント上昇している。40 歳代後半までは、死別前の就業率は上昇していく一方、死別後の就業率は 9 割前後で横ばいに推移しているため、死別前後の就業率の上昇幅は小さくなっていく。死別時の年齢が 50 歳を超えると、死別後の就業率が死別前の就業率を下回るようになるが、死別前と死別後のどちらも就業率自体は低下していく。

図 5:遺族年金受給者(妻)の死別前と死亡後の就業率の変化

図 6 は、死別前の就業の有無別に、死別後の就業率を示したものである。死別前から就業していた場合は、死別後もほとんどが就業を継続しており、その割合は 40 歳代以下では 9 割を超え、50 歳代から 60 歳代前半でも 8 割を上回っている。一方、死別前に非就業であった場合には、死別時の年齢が 30 歳代前半以下の場合は死別後の就業率が 8 割を上回っており、30 歳代後半から 40 歳代にかけても 5 割を上回っているが、50 歳代以降では 3 割を下回る。

図 6:死別前の就業の有無別にみた死別後の就業率

以上のように、死別時の年齢が 40 歳代以下の場合、死別前から就業している人の 9 割以上が就業を継続する一方で、死別前に非就業であった人も 5 割以上が新たに就業を開始する。このことが、40 歳代以下にお

²⁰ 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、母子家庭全般においても見られる〔周(2014) など〕。

ける死別前後での就業率の大幅な上昇に繋がっている。

5. 分析結果

前節で概観した基礎的な集計の結果を踏まえ、本研究では65歳未満の遺族年金受給者の①調査時点における就業の有無、および②死別前後での就業の有無の変化に関するロジット分析を行った。主な分析結果は、次の通りである。

(1) 調査時点における就業の有無に関するロジット分析

調査時点の就業の有無に関するロジット分析の推定結果は、表3の通りである。(a)はサンプル全体、(b)は「基礎年金のみ」の受給者のサンプル、(c)は「基礎年金+厚生年金」の受給者のサンプル、(d)は「厚生年金のみ」の受給者のサンプルに基づく推定結果である。なお、各変数の基本統計量は附表1に示している。

表3: 推定結果: 調査時点における就業の有無に関するロジット分析

附表1: 基本統計量: 調査時点における就業の有無に関するロジット分析

まず、(a)において推定された年金種別の違いによる影響について確認すると、「基礎年金+厚生年金」の受給者に対して「基礎年金のみ」の受給者は就業する確率が有意に高く、オッズ比は1.2であった。「基礎年金のみ」の受給者は、「基礎年金+厚生年金」の受給者に比べて年金額が低いため、就労収入によってこれを補う必要性が高いことが示唆される。

次に、基本的な属性の影響について確認すると、年齢については(a)~(d)のいずれの推定結果においても有意な影響が観察され、40歳前後で最も就業確率が高いという結果になった。また、他の稼ぎ手の有無と住宅の所有形態による影響については、(c)における住宅の所有形態による影響を除いては、有意な影響が観察されなかった。

続いて、(b)および(c)において推定された子の人数の違いによる影響について確認すると、「(b)基礎年金のみ」の受給者では有意な影響が観察されなかった一方、「(c)基礎年金+厚生年金」の受給者では子の人数が1人の場合に比べて2人の場合と3人以上の場合の就業率が有意に高く、オッズはそれぞれ1.7と2.2であった。このように(b)と(c)で推定結果が異なったのは、次の理由が考えられる。すなわち、子の人数が増えると、遺族基礎年金の額は増加する一方で、必要な生活費も増加すると考えられる。「(b)基礎年金のみ」の受給者では、子の数によって年金受給額が一律に決まるため、遺族年金受給額の影響を識別できず、年金受給額が増えることによる就業抑制効果と、必要な生活費が増えることによる就業促進効果が相殺されたのではないかと推察される。一方で、(c)では遺族年金受給額の影響が統御されているため、子の人数が増えて生活費が増加することによる就業促進効果のみが観察されたのではないかと考えられる。

最後に、遺族年金受給額の影響について確認すると、(c)および(d)のいずれにおいても係数が有意な負の値を取っていた。このことは、年金受給額が大きいほど就労収入を得る必要性が低下することを示唆しているものと考えられる。

(2) 死別前後での就業の有無の変化に関するロジット分析

死別前後での就業の有無の変化に関するロジット分析の推定結果は、表 4 の通りである。(a)は死別前の就業の有無、(b)は死別後の就業の有無、(c)は死別前に非就業であった人の死別後の就業開始の有無に関する分析の推定結果である。なお、各変数の基本統計量は附表 2 に示している。

表 4:推定結果:死別前後での就業の有無の変化に関するロジット分析

附表 2:基本統計量:死別前後での就業の有無の変化に関するロジット分析

まず、死別時の子の有無による影響について確認すると、(a)では係数が有意に負である一方、(b)と(c)では明確な影響が観察されなかった。すなわち、死別時に子がいた場合、そうでない場合に比べて死別前に就業していた確率が有意に低い(オッズ比:0.7)ことが観察された一方で、死別後に就業していた確率と、死別後に新たに就業を開始した確率に対しては、有意な影響が観察されなかった。このように子の有無による就業の違いが死別後に観察されなくなるのは、子育てに専念するために就業をしないという選択肢が、夫との死別によって失われたためではないかと考えられる。

続いて、死別時の年齢による影響を確認すると、(a)~(c)のいずれの推定結果においても有意な影響が観察され、(a)の死別前の就業確率は 45 歳前後、(b)の死別後の就業確率は 35 歳前後、(c)の死別に伴う就業開始確率は 30 歳前後で、それぞれ最も高くなると推定された。

最後に、死別時から調査時までの経過年数の影響についても、(a)では係数が有意に負である一方、(b)と(c)では明確な影響が観察されなかった。すなわち、経過年数が長いほど死別前の就業確率が有意に低くなる一方で、死別後の就業確率や死別に伴う就業開始確率に対してはそのような影響が観察されなかった。これは、女性全体の就業率が上昇傾向にあるのに対して、遺族年金受給者の就業率にはそのような変化が起きていないことを示唆している可能性がある。

6. おわりに

本研究では、厚生労働省「遺族年金受給者実態調査」(2015 年)の個票データを用い、遺族年金受給者(死亡者との続柄が「妻」である場合。ただし、寡婦年金の受給者を除く。)の基本的な属性と就業状況に関する基礎的な集計を行った上で、遺族年金受給者の就業状況に関する回帰分析を行った。主な知見は次の 4 点に整理できよう。

第一に、30 歳代前半から 50 歳代前半の遺族年金受給者の就業率は、80%台前半で、女性全体の就業率よりも 10%ポイント程度高かった。しかし、この年齢層の就業者の約 6 割は非正規雇用、約 5 割は週当たり労働時間が 30 時間未満であった。また、非就業者を含むこの年齢層の 7 割以上は年間就労収入が 200 万円を下回っていた。

第二に、死別時の年齢が 40 歳代以下の場合、死別前から就業している人の 9 割以上が就業を継続する一方で、死別前に非就業であった人も 5 割以上が新たに就業を開始していた。そのため、40 歳代以下では死別前後で就業率が大幅に上昇していた。

第三に、65 歳未満の遺族年金受給者が就業する確率は、「基礎年金+厚生年金」の受給者より「基礎年金のみ」の受給者の方が有意に高いことが観察された(オッズ比:1.2)。「基礎年金のみ」の受給者は、「基礎年金+厚生年金」の受給者に比べて年金額が低いため、就労収入によってこれを補う必要性が高いことが示唆さ

れる。また、子の人数が多いほど就業する確率は有意に高いこと、遺族年金受給額が高いほど就業する確率は有意に低いことも観察された。

第四に、65歳未満の遺族年金受給者が死別前に就業していた確率は、死別時に子がいた人の方が、子がいなかった人に比べて有意に低かった(オッズ比:0.7)。一方で、死別後に就業していた確率と、死別後に新たに就業を開始した確率は、子の有無による有意差が観察されなかった。これは、子育てに専念するために就業をしないという選択肢が、夫との死別によって失われたことを意味するのではないかと考えられる。同様に、死別した時期が調査時点に近いほど死別前に就業していた確率が有意に高い一方、死別後に就業していた確率と、死別後に新たに就業を開始した確率に対する有意な影響は観察されなかった。これは、女性全体で見られるような就業率の上昇が、遺族年金受給者の就業率においては生じていないこと示唆している可能性がある。

以上のように、遺族年金受給者の就業選択は、女性の一般的な就業選択と大きく異なっていた。単に遺族年金受給者の就業率が女性全体の就業率よりも高いというばかりではなく、子がいるほど就業している確率が低いという一般的な傾向が遺族年金受給者には当てはまらなかった。

加えて、遺族年金受給者の就業率の動向は、女性全体の就業率が上昇傾向にあるのとは異なっている可能性が考えられる。しかし、この点については2015年時点の遺族年金受給者のみを対象とした本研究から明確な結論を得ることは難しい。

いずれにせよ、遺族年金制度の見直しを行うにあたっては、女性の一般的な就労状況だけでなく、遺族年金受給者の就労状況を継続的に把握する事が不可欠である。そのためには、「遺族年金受給者実態調査」が今後も継続的に実施されるだけでなく、一貫した定義に基づいて遺族年金受給者の就労状況の中長期的な動向を把握できるようにすることが求められよう。

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。

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。

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

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はよいのか——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 年齢階級別・続柄別の遺族年金受給者数

(単位：万人)

| 年齢階級 | 死亡者との続柄 | | | 計 |
|--------|---------|-------|-----|-------|
| | 夫 | 妻 | 親 | |
| 30歳未満 | 0.0 | 0.1 | — | 0.1 |
| 30～34歳 | 0.0 | 0.3 | — | 0.3 |
| 35～39歳 | 0.0 | 0.9 | — | 0.9 |
| 40～44歳 | 0.0 | 2.3 | — | 2.3 |
| 45～49歳 | 0.1 | 4.0 | — | 4.1 |
| 50～54歳 | 0.1 | 7.0 | — | 7.0 |
| 55～59歳 | 0.0 | 12.1 | — | 12.2 |
| 60～64歳 | 0.9 | 23.7 | 0.2 | 24.8 |
| 65～69歳 | 0.8 | 46.5 | 0.5 | 47.8 |
| 70～74歳 | 0.7 | 65.1 | 0.3 | 66.0 |
| 75～79歳 | 1.4 | 84.5 | 0.5 | 86.5 |
| 80～84歳 | 1.6 | 101.3 | 0.6 | 103.5 |
| 85～89歳 | 0.8 | 85.2 | 0.8 | 86.8 |
| 90歳以上 | 0.5 | 59.9 | 1.0 | 61.4 |
| 計 | 7.0 | 492.9 | 3.9 | 503.8 |

(注1) 「—」は支給対象外を意味する。四捨五入の関係で内訳の合計と総数は必ずしも一致しない。

(注2) 制度別・年齢階級別の回答数に「復元倍率」(受給者数が制度別かつ年齢階級別に母集団と一致するように設定された倍率)を乗じて求めた値である。

(注3) 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」のケースは、回答者の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」(2015年) 個票データより筆者集計。

表2 年齢階級別・制度別の遺族年金受給者数（妻）

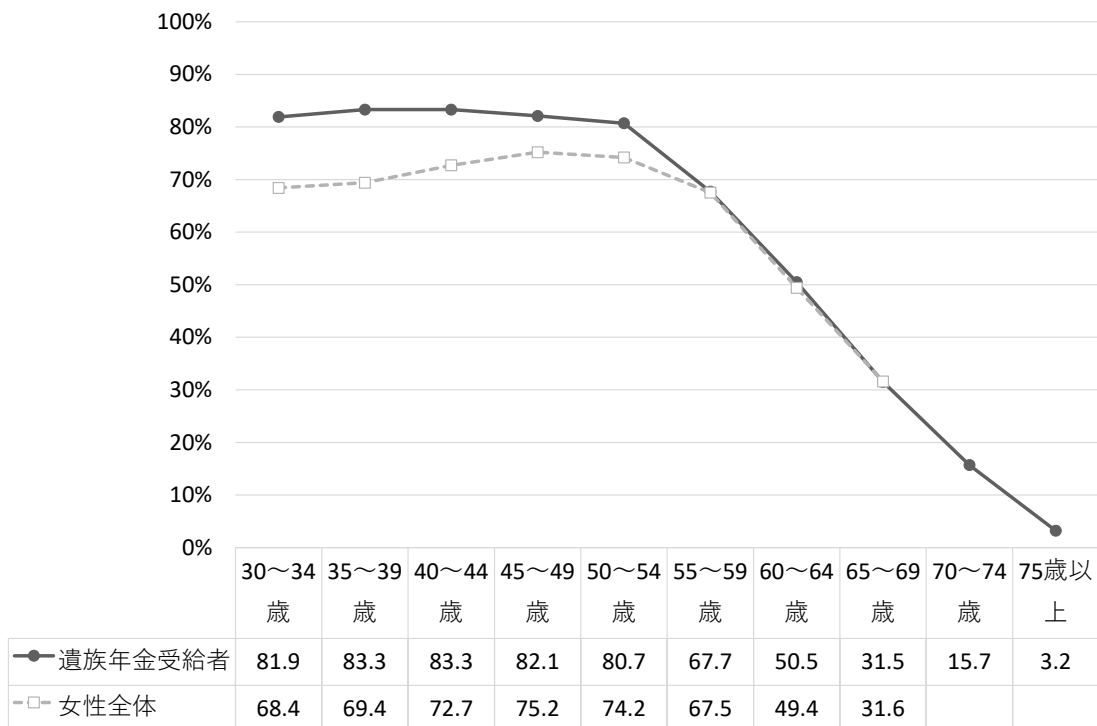
（単位：万人）

| 年齢階級 | 基礎年金のみ | 基礎年金+厚生年金 | 厚生年金のみ | | | 計 |
|--------|--------|-----------|----------|------|-------|-------|
| | | | うち受給権発生時 | | | |
| | | | 子あり | 子なし | | |
| 30歳未満 | 0.0 | 0.0 | 0.0 | 0.0 | 0.0 | 0.1 |
| 30～34歳 | 0.1 | 0.2 | 0.1 | 0.0 | 0.1 | 0.3 |
| 35～39歳 | 0.2 | 0.6 | 0.1 | 0.0 | 0.1 | 0.9 |
| 40～44歳 | 0.5 | 1.4 | 0.4 | 0.1 | 0.3 | 2.3 |
| 45～49歳 | 0.6 | 2.0 | 1.5 | 0.7 | 0.8 | 4.0 |
| 50～54歳 | 0.3 | 1.5 | 5.2 | 2.7 | 2.4 | 7.0 |
| 55～59歳 | 0.1 | 0.5 | 11.6 | 4.5 | 7.1 | 12.1 |
| 60～64歳 | 0.0 | 0.0 | 22.4 | 5.0 | 17.4 | 22.5 |
| 65～69歳 | 0.0 | 0.0 | 46.5 | 4.4 | 42.1 | 46.5 |
| 70～74歳 | 0.0 | 0.0 | 65.0 | 2.3 | 62.7 | 65.1 |
| 75～79歳 | 0.0 | 0.0 | 84.5 | 1.4 | 83.1 | 84.5 |
| 80～84歳 | 0.0 | 0.0 | 101.3 | 0.3 | 101.1 | 101.3 |
| 85～89歳 | 0.0 | 0.0 | 85.2 | 0.1 | 85.1 | 85.2 |
| 90歳以上 | 0.0 | 0.0 | 59.9 | 0.0 | 59.8 | 59.9 |
| 計 | 1.8 | 6.1 | 483.7 | 21.6 | 462.1 | 491.6 |

（注）死亡者との続柄が「妻」である遺族年金受給者（寡婦年金の受給者を除く）について、制度別・年齢階級別の回答数に「復元倍率」（受給者数が制度別かつ年齢階級別に母集団と一致するように設定された倍率）を乗じて求めた値である。

（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集計。

図1 遺族年金受給者（妻）と女性全体の就業率の比較（年齢階級別）

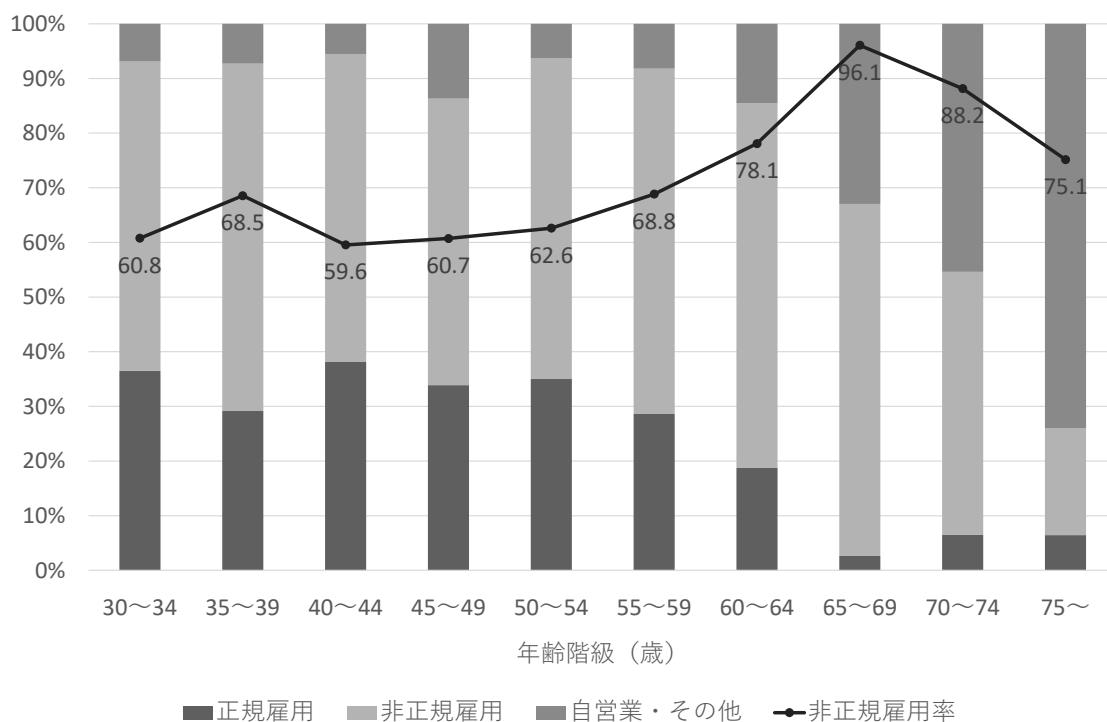


（注1）無回答を除く。30歳未満は遺族年金受給者の観測値数が寡少であるため省略している。

（注2）死亡者との続柄が「妻」である遺族年金受給者（寡婦年金の受給者を除く）について、制度別・年齢階級別の比率が母集団に一致するように調整して求めた値である。

（出所）厚生労働省「遺族年金受給者実態調査」（2015年）個票データおよび総務省「労働力調査」より筆者作成。

図2 就業している遺族年金受給者（妻）の就業形態別割合と非正規雇用率



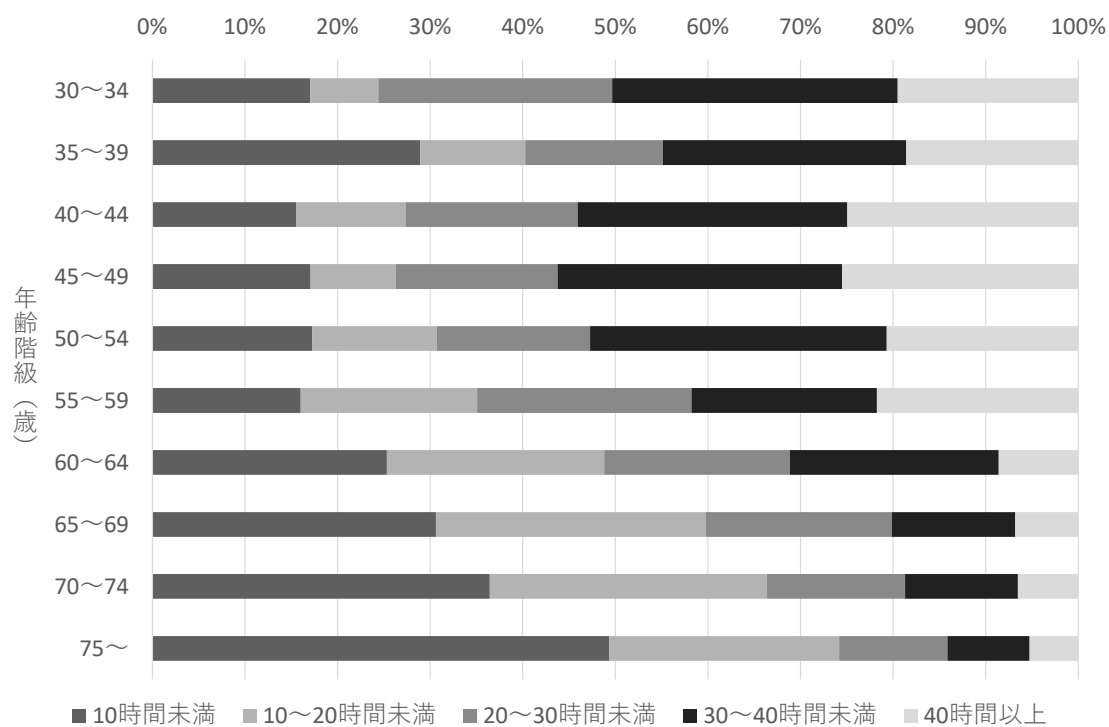
(注1) 無回答を除く。30歳未満は観測値数が寡少であるため省略している。

(注2) 死亡者との続柄が「妻」である受給者（寡婦年金の受給者を除く）について、制度別・年齢階級別の比率が母集団に一致するように調整して求めた値である。

(注3) 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て求めた値である。

(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集計。

図3 就業している遺族年金受給者（妻）の週あたり労働時間

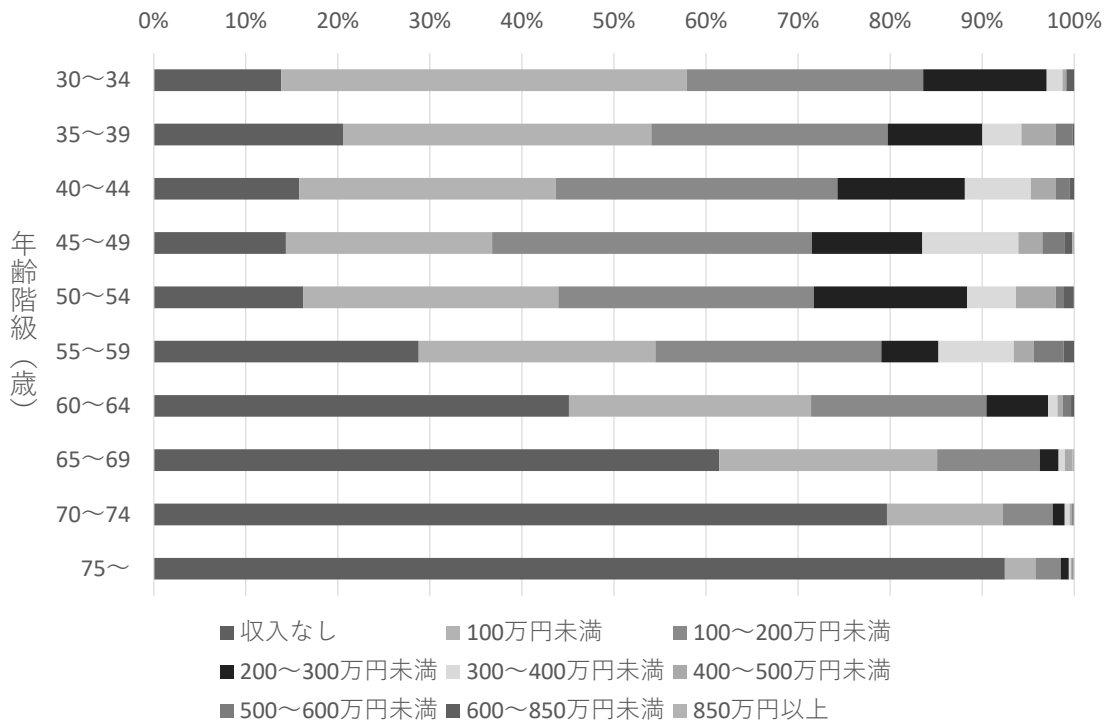


(注1) 無回答を除く。30歳未満は観測値数が寡少であるため省略している。

(注2) 死亡者との続柄が「妻」である受給者（寡婦年金の受給者を除く）について、制度別・年齢階級別の比率が母集団に一致するように調整して求めた値である。

(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集計。

図4 遺族年金受給者（妻）の年間就労収入階級別割合



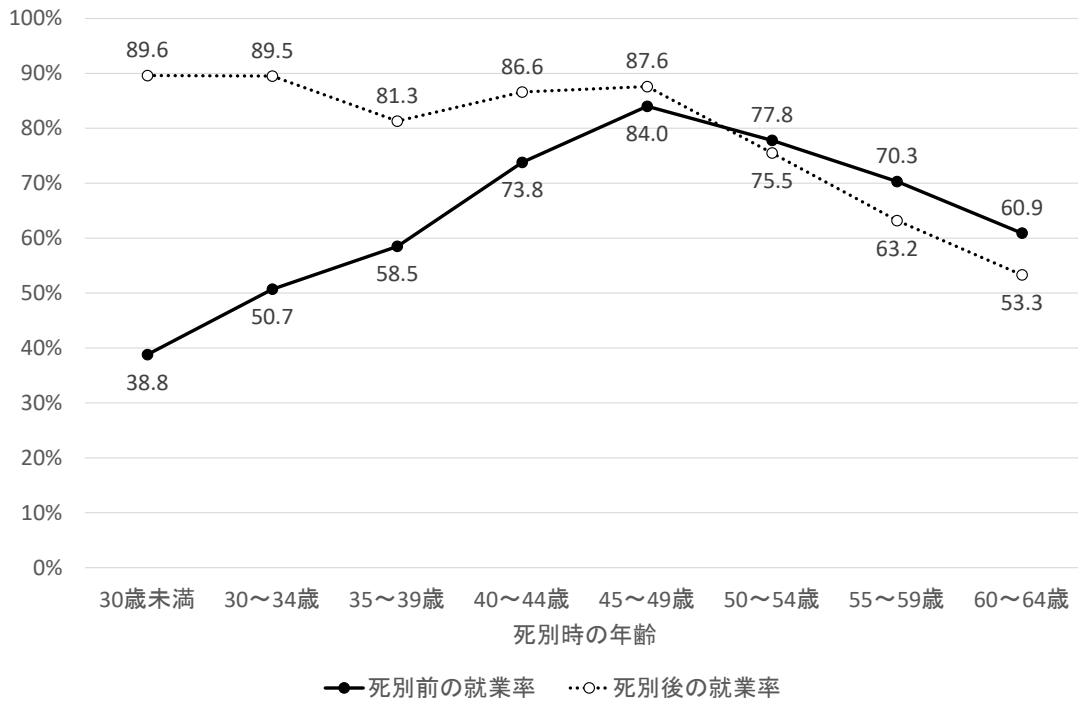
(注1) 無回答を除く。30歳未満は観測値数が寡少であるため省略している。

(注2) 死亡者との続柄が「妻」である受給者（寡婦年金の受給者を除く）について、制度別・年齢階級別の比率が母集団に一致するように調整して求めた値である。

(注3) 調査時に就業しており、かつ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、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」(2015年) 個票データより筆者集計。

図5 遺族年金受給者（妻）の死別前と死亡後の就業率の変化

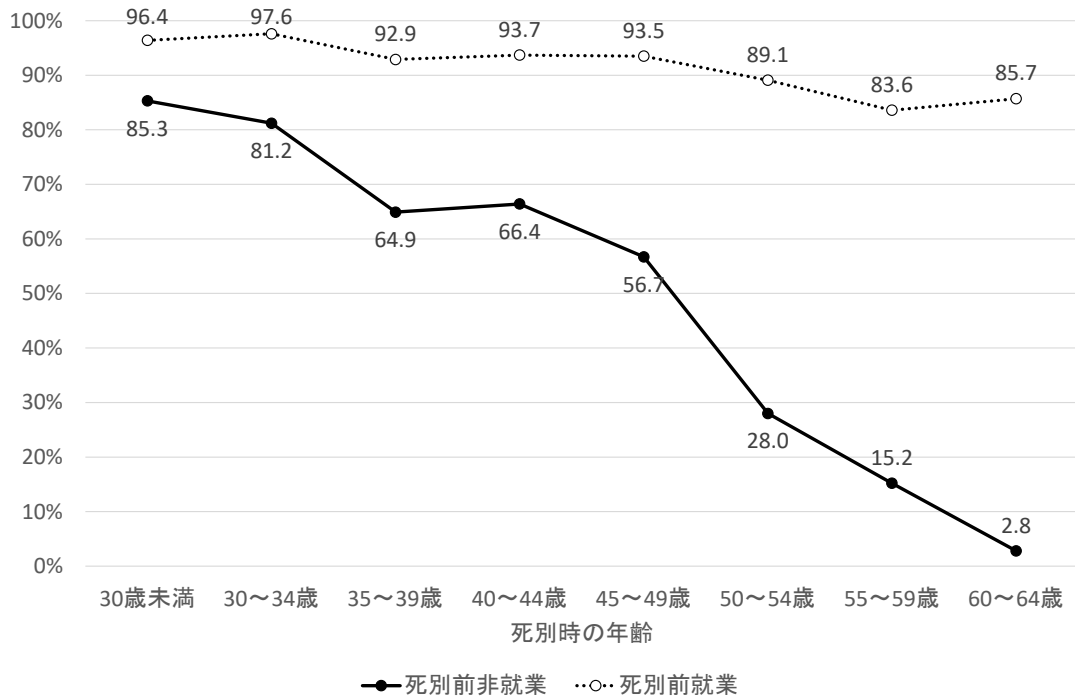


(注1) 無回答を除く。

(注2) 死亡者との続柄が「妻」で、調査時の年齢が65歳未満である遺族年金受給者（寡婦年金の受給者を除く）について、制度別・年齢階級別の比率が母集団に一致するように調整して求めた値である。

(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集計。

図6 死別前の就業の有無別にみた死別後の就業率



(注・出所) 表5に同じ。

表3 推定結果：調査時点における就業の有無に関するロジット分析

| 被説明変数：就業の有無（有=1、無=0） | (a) サンプル全体 | | (b) 基礎年金のみ | | (c) 基礎年金+厚生年金 | | (d) 厚生年金のみ | |
|-----------------------|------------|----------|------------|----------|---------------|----------|------------|----------|
| | 偏回帰係数 | オッズ比 | 偏回帰係数 | オッズ比 | 偏回帰係数 | オッズ比 | 偏回帰係数 | オッズ比 |
| 年金種別 (Ref. 基礎年金+厚生年金) | | | | | | | | |
| 基礎年金のみ | 0.1834* | 1.2013 | | | | | | |
| | [0.0981] | [0.1179] | | | | | | |
| 厚生年金のみ | 0.2472 | 1.2804 | | | | | | |
| | [0.1773] | [0.2270] | | | | | | |
| 年齢 | 0.3677*** | 1.4445 | 0.2672** | 1.3063 | 0.3016*** | 1.352 | 0.4712* | 1.6019 |
| | [0.0784] | [0.1132] | [0.1048] | [0.1369] | [0.0905] | [0.1224] | [0.2768] | [0.4434] |
| 年齢の二乗 | -0.0044*** | 0.9956 | -0.0034*** | 0.9966 | -0.0035*** | 0.9965 | -0.0053** | 0.9947 |
| | [0.0008] | [0.0008] | [0.0012] | [0.0012] | [0.0010] | [0.0010] | [0.0024] | [0.0024] |
| 他の稼ぎ手の有無（有=1、無=0） | -0.1564 | 0.8552 | -0.1873 | 0.8292 | -0.0019 | 0.9981 | -0.1723 | 0.8417 |
| | [0.1265] | [0.1082] | [0.1835] | [0.1521] | [0.1426] | [0.1423] | [0.1419] | [0.1194] |
| 住宅の所有形態（持ち家=1、賃貸=0） | -0.1599 | 0.8523 | -0.0044 | 0.9956 | 0.3092** | 1.3624 | -0.2131 | 0.8081 |
| | [0.1507] | [0.1284] | [0.1638] | [0.1630] | [0.1271] | [0.1731] | [0.1792] | [0.1448] |
| 「子」の人数 (Ref. 1人) | | | | | | | | |
| 2人 | | | -0.0293 | 0.9711 | 0.5124*** | 1.6693 | | |
| | | | [0.1813] | [0.1761] | [0.1474] | [0.2460] | | |
| 3人以上 | | | 0.0811 | 1.0845 | 0.8018*** | 2.2296 | | |
| | | | [0.2996] | [0.3249] | [0.2832] | [0.6314] | | |
| 遺族年金受給額（万円） | | | | | -0.0121*** | 0.988 | -0.0042** | 0.9958 |
| | | | | | [0.0030] | [0.0030] | [0.0017] | [0.0017] |
| 定数項 | -5.8738*** | 0.0028 | -3.3167 | 0.0363 | -3.3347 | 0.0356 | -8.1076 | 0.0003 |
| | [1.9402] | [0.0055] | [2.2688] | [0.0823] | [2.0312] | [0.0724] | [7.7780] | [0.0023] |
| 観測値数 | 4,168 | | 1,260 | | 1,976 | | 932 | |
| 疑似決定係数 | 0.072 | | 0.015 | | 0.028 | | 0.065 | |

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

(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。

表4 推定結果：死別前後での就業の有無の変化に関するロジット分析

| | (a) 死別前の就業の有無 | | (b) 死別後の就業の有無 | | (c) 死別前非就業者の死別後の就業開始の有無 | |
|-----------------|---------------|-----------|---------------|-----------|-------------------------|-----------|
| | 偏回帰係数 | オッズ比 | 偏回帰係数 | オッズ比 | 偏回帰係数 | オッズ比 |
| 死別時の「子」の有無 | -0.3945** | 0.6740** | 0.0621 | 1.0641 | 0.1045 | 1.1102 |
| | [0.1899] | [0.1280] | [0.2038] | [0.2169] | [0.3843] | [0.4266] |
| 死別時の年齢 | 0.4917*** | 1.6352*** | 0.2272*** | 1.2551*** | 0.2472** | 1.2805** |
| | [0.0675] | [0.1104] | [0.0639] | [0.0802] | [0.1089] | [0.1394] |
| 死別時の年齢の二乗 | -0.0054*** | 0.9946*** | -0.0032*** | 0.9968*** | -0.0042*** | 0.9959*** |
| | [0.0008] | [0.0008] | [0.0007] | [0.0007] | [0.0013] | [0.0013] |
| 死別時から調査時までの経過年数 | -0.0307*** | 0.9698*** | -0.0185 | 0.9817 | 0.0032 | 1.0032 |
| | [0.0109] | [0.0106] | [0.0144] | [0.0142] | [0.0196] | [0.0197] |
| 定数項 | -9.2956*** | 0.0001*** | -1.8065 | 0.1642 | -2.5336 | 0.0794 |
| | [1.4378] | [0.0001] | [1.3733] | [0.2255] | [2.0838] | [0.1654] |
| 観測値数 | 3,777 | | 3,777 | | 1,229 | |
| 疑似決定係数 | 0.047 | | 0.067 | | 0.257 | |

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

(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。

附表1 基本統計量：調査時点における就業の有無に関するロジット分析

(1) 全体

| 変数名 | 観測値数 | 平均 | 標準偏差 | 最小値 | 最大値 |
|---------------------|-------|-------|-------|-----|-----|
| 就業の有無（有=1、無=0） | 4,168 | 0.645 | 0.479 | 0 | 1 |
| 年金種別 | 4,168 | | | | |
| 基礎年金のみ | 4,168 | 0.040 | 0.195 | 0 | 1 |
| 基礎年金+厚生年金 | 4,168 | 0.131 | 0.338 | 0 | 1 |
| 厚生年金のみ | 4,168 | 0.829 | 0.376 | 0 | 1 |
| 年齢 | 4,168 | 56.6 | 6.9 | 20 | 64 |
| 他の稼ぎ手の有無（有=1、無=0） | 4,168 | 0.475 | 0.499 | 0 | 1 |
| 住宅の所有形態（持ち家=1、賃貸=0） | 4,168 | 0.781 | 0.413 | 0 | 1 |

(2) 基礎年金のみ

| 変数名 | 観測値数 | 平均 | 標準偏差 | 最小値 | 最大値 |
|---------------------|-------|-------|-------|-----|-----|
| 就業の有無（有=1、無=0） | 1,260 | 0.835 | 0.371 | 0 | 1 |
| 年齢 | 1,260 | 45.0 | 6.1 | 20 | 61 |
| 他の稼ぎ手の有無（有=1、無=0） | 1,260 | 0.220 | 0.414 | 0 | 1 |
| 住宅の所有形態（持ち家=1、賃貸=0） | 1,260 | 0.658 | 0.475 | 0 | 1 |
| 「子」の人数 | 1,260 | | | | |
| 1人 | 1,260 | 0.583 | 0.493 | 0 | 1 |
| 2人 | 1,260 | 0.322 | 0.467 | 0 | 1 |
| 3人以上 | 1,260 | 0.095 | 0.293 | 0 | 1 |

(3) 基礎年金+厚生年金

| 変数名 | 観測値数 | 平均 | 標準偏差 | 最小値 | 最大値 |
|---------------------|-------|-------|-------|-------|-------|
| 就業の有無（有=1、無=0） | 1,976 | 0.799 | 0.401 | 0 | 1 |
| 年齢 | 1,976 | 46.3 | 6.2 | 22 | 63 |
| 他の稼ぎ手の有無（有=1、無=0） | 1,976 | 0.235 | 0.424 | 0 | 1 |
| 住宅の所有形態（持ち家=1、賃貸=0） | 1,976 | 0.723 | 0.448 | 0 | 1 |
| 「子」の人数 | 1,976 | | | | |
| 1人 | 1,976 | 0.628 | 0.483 | 0 | 1 |
| 2人 | 1,976 | 0.308 | 0.462 | 0 | 1 |
| 3人以上 | 1,976 | 0.064 | 0.244 | 0 | 1 |
| 遺族年金受給額（万円） | 1,976 | 158.3 | 22.2 | 100.5 | 256.3 |

(4) 厚生年金のみ

| 変数名 | 観測値数 | 平均 | 標準偏差 | 最小値 | 最大値 |
|---------------------|------|----------|----------|-----|-------|
| 就業の有無（有=1、無=0） | 932 | 0.611389 | 0.487696 | 0 | 1 |
| 年齢 | 932 | 58.73159 | 4.754354 | 31 | 64 |
| 他の稼ぎ手の有無（有=1、無=0） | 932 | 0.525133 | 0.499636 | 0 | 1 |
| 住宅の所有形態（持ち家=1、賃貸=0） | 932 | 0.79633 | 0.402943 | 0 | 1 |
| 遺族年金受給額（万円） | 932 | 112.6772 | 43.57178 | 0.1 | 229.1 |

(注) 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。

(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2 基本統計量：死別前後での就業の有無の変化に関するロジット分析

(1) 全体

| 変数名 | 観測値数 | 平均 | 標準偏差 | 最小値 | 最大値 |
|---------------------|-------|-------|-------|-----|-----|
| 死別前の就業の有無（有=1、無=0） | 3,777 | 0.709 | 0.454 | 0 | 1 |
| 死別後の就業の有無（有=1、無=0） | 3,777 | 0.768 | 0.422 | 0 | 1 |
| 死別時の「子」の有無（有=1、無=0） | 3,777 | 0.434 | 0.496 | 0 | 1 |
| 死別時の年齢 | 3,777 | 48.0 | 8.9 | 18 | 63 |
| 死別時から調査時までの経過年数 | 3,777 | 8.2 | 7.0 | 0 | 37 |

(2) 死別前非就業者のみ

| 変数名 | 観測値数 | 平均 | 標準偏差 | 最小値 | 最大値 |
|---------------------|-------|-------|-------|-----|-----|
| 死別前の就業の有無（有=1、無=0） | 1,229 | 0.442 | 0.497 | 0 | 1 |
| 死別時の「子」の有無（有=1、無=0） | 1,229 | 0.478 | 0.500 | 0 | 1 |
| 死別時の年齢 | 1,229 | 46.7 | 10.5 | 18 | 63 |
| 死別時から調査時までの経過年数 | 1,229 | 9.4 | 8.3 | 0 | 37 |

（注・出所） 附表1に同じ。