

令和4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)」

### 中高齢寡婦加算が遺族年金受給者の就労行動・経済状況に及ぼす影響\*

研究分担者 藤井麻由(北海道教育大学教育学部講師)

研究分担者 渡辺久里子(神奈川大学経済学部助教)

#### 1. はじめに

本研究の目的は、中高齢寡婦加算制度を利用し、遺族年金受給額が現役世代の受給者の就労行動および経済状況に与える影響について、厚生労働省が実施した「年金制度基礎調査(遺族年金受給者実態調査)令和3年」の個票データに基づき、実証分析を行うことである。

近年、遺族年金については、女性の労働参加や家族形態等の社会経済状況の変化を受けて、諸外国でその制度設計の見直しが進められている(OECD, 2018)。特に、子のいない遺族配偶者に対しては、就労促進や未婚者との衡平性の観点から、遺族年金を有期給付としている国が増えている(百瀬, 2017)。

こうした政策動向を背景に、国外では、遺族年金が受給者の就労行動や経済状況にどのような影響を及ぼすかについて、大規模な行政データを用いた実証的な研究が蓄積されはじめている。これらの先行研究の焦点の一つは、いかにして遺族年金の因果的効果を識別するかにある。たとえば Faldon et al. (2019)は、アメリカの税務データを用いて、遺族年金の受給権を得ることが、夫を亡くした妻の就労収入や世帯収入にどのような影響を及ぼすかを調べている。その際、因果関係の識別のため、アメリカでは遺族年金の受給権が60歳で発生することを利用し、60歳を閾値(cutoff)とする不連続回帰デザイン(regression discontinuity design, 以下「RDD」という。)による分析を行っている。また、Giupponi (2019)は、イタリアで1995年に実施された年金改革による遺族年金給付の減額を自然実験として利用し、行政データを用いて、遺族年金受給額の減少が、遺族配偶者の就労行動、世帯収入や、他の制度(失業保険等)からの給付に及ぼす影響を推定している。同様の推定は、オランダの1996年の年金改革における、子のいない遺族配偶者に対する遺族年金の廃止を自然実験とした Rabaté and Tréguier (2022)によっても行われている。

これらの国外の先行研究の結果からは、以下3点のインプリケーションが得られている。第一に、遺族年金の減額あるいは廃止は、遺族配偶者の就労を促進する可能性がある。特に、配偶者死亡時に働いていなかった遺族配偶者は就労し、既に働いていた場合は労働時間を増やす

---

\* 本研究は、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)」の助成により実施された。調査票情報の提供においてご協力いただいた関係者各位に深く御礼申し上げます。

傾向にある。第二に、遺族配偶者にとって、遺族年金は、配偶者の死亡というショックに対する保険として重要な価値を有しており、遺族年金の減額あるいは廃止に関する議論において、この点を見過ごしてはならない。第三に、遺族年金の減額あるいは廃止は、遺族配偶者の就労を促進する傾向にあるものの、他の制度からの給付、たとえば失業保険や障害保険からの給付を受ける確率を高める可能性がある。

日本においても、遺族年金の改革は、重要な政策課題になっている。実際、社会保障審議会年金部会(2019)は、遺族年金について「社会経済状況の変化に合わせて見直しを行う必要がないか検証し、その結果に基づいた対応についての検討を進めていくべき」と提言しており、次期財政検証の論点となる。諸外国における研究の蓄積と比べ、主にデータの制約から、日本の遺族年金に関する実証的研究の数は限定的であったが、近年、幾つかの先駆的な研究が行われている。

国内の実証研究の例として、たとえば大津(2022)は、厚生労働省の「年金制度基礎調査(遺族年金受給者実態調査)(2015年)」の個票データに基づき、遺族年金受給者の就労行動に関する詳細な分析を行っている。そして、夫を亡くした30代前半から50代前半の遺族年金受給者の就業率は、女性全体の就業率よりも高いなど、女性一般の就労行動との違いを明らかにしている。さらに、ロジット分析により、遺族厚生年金受給者について、年齢などの属性を制御しても、遺族年金受給額が多いほど就労している確率が低いという関係があることを示している<sup>1</sup>。また、四方・渡辺(2022)は、厚生労働省による「国民生活基礎調査(1986年から2019年)」の個票データを使用し、20~64歳の女性において遺族年金があってもなお、未婚者よりも死別者の方が相対的貧困率は高いことを示している。さらに、田宮(2022)は、厚生労働省が実施した「年金制度基礎調査(遺族年金受給者実態調査)(2010年, 2015年, 2020年)」の個票データ等に基づき、遺族年金の給付額、「遺族代替率(カップルが共に生きていたときに支払われる年金の総額に対する、遺族に支払われる給付額の割合)」や、生活保護受給割合等の指標から、65歳未満の寡婦について、遺族年金は防貧と消費の平準化機能を果たしていると指摘している。一方、中高齢寡婦加算については、稼働年齢にある女性を一律に就労困難と位置づけるものであり、低年金対策としての効率性を欠くのではないかと問題提起を行っている。

国内の先行研究に対する本稿の特徴は、以下の2点である。1点目は、遺族配偶者の世帯収入や消費支出等の情報を使い、遺族年金が受給者の経済状況に及ぼす影響についても分析する点である。このことにより、遺族年金が受給者の経済厚生維持という保険としての機能を果たしているか否かについても検証する。2点目の特徴は、中高齢寡婦加算制度を利用して、遺族年金受給額の因果的効果の識別を図る点である。第2節で詳述するが、遺族厚生年金の受給権者で、夫死亡時に18歳未満の子どもがおらず、さらに夫死亡時の妻の年齢が40歳以上(65歳未満)ならば、妻が受け取る遺族厚生年金額に中高齢寡婦加算が上乘せされる。したがって、夫死亡時の妻の年齢40歳という閾値で、遺族厚生年金受給額が不連続に増加するこ

---

<sup>1</sup> 日本の遺族年金制度の課題や改革の方向性をまとめものとして、菊池(2016)や百瀬(2022)が挙げられる。

とになる。本研究ではこの点を利用し、RDD の枠組みを用いることで、夫死亡時に 18 歳未満の子どもがいなかった妻の就労行動および経済状況について、遺族年金受給額との因果関係の識別を試みる。

本研究の構成は以下のとおりである。まず第 2 節では、遺族年金制度の概要をまとめる。第 3 節では、分析手法について説明する。続く第 4 節では、利用データについて記述する。第 5 節では分析結果を提示し、第 6 節でまとめを行う。

## 2. 制度概要

日本の遺族年金は、国民年金または厚生年金保険の被保険者等が死亡した時に、その被保険者等に生計を維持されていた遺族に支給される。遺族年金は、大きく分けて遺族基礎年金と遺族厚生年金があり、いずれも裁定後は受給者の経済状況の変化によらず、無期年金となっている<sup>2</sup>。裁定後は受給者の収入によって減額されることもなく、例えば在職老齢年金や児童扶養手当のように、代替効果を通じて就労インセンティブを阻害するような制度設計とはなっていないと言える。

遺族基礎年金は、18 歳以下の子または子のいる配偶者<sup>3</sup>が受給でき、2022 年度時点で年額 777,800 円と子の加算<sup>4</sup>が年金額となる。遺族厚生年金は、遺族基礎年金よりも受給権者の対象が広く、妻、子、夫、父母、孫、祖父母のうち優先順位の高いものが受給できる。遺族厚生年金額は、死亡した者の老齢厚生年金の報酬比例部分の 4 分の 3 であり、そのため厚生年金被保険者期間が長くまた拠出した厚生年金保険料額が高ければ、遺族厚生年金額も高くなる。

さらに、遺族厚生年金受給者のうち、次の二つのいずれかの条件に当てはまる場合、中高齢寡婦加算が上乗せして支給される。第 1 に夫が亡くなったとき、40 歳以上 65 歳未満で、生計を同じくしている子がない妻、第 2 に遺族厚生年金と遺族基礎年金を受けていた子のある妻が、子が 18 歳到達年度の末日に達した等のため、遺族基礎年金を受給できなくなったときである。2022 年度時点における中高齢寡婦加算は、年額 583,400 円である。

## 3. 分析手法

遺族年金が受給者の就労行動や経済状況に与える因果的効果は、通常、遺族年金受給額が異なる受給者間でこれらのアウトカムを比較することでは識別できない。たとえ年齢等の観察可能な属性を制御したとしても、遺族年金受給額が異なる受給者は、研究者には観察不可能だが、彼らの就労行動や経済状況に影響を及ぼし得る属性、たとえば亡くなった配偶者の職歴や病歴等が異なる可能性があるからである。

本研究では、この問題に対処するために、中高齢寡婦加算制度による RDD の枠組みを利用

---

<sup>2</sup> ただし、夫死亡時に 30 歳未満で子のいない妻に対しては、5 年の有期年金である。

<sup>3</sup> 子が障害年金の障害等級 1 級または 2 級の状態にある場合、20 歳未満まで対象である。

<sup>4</sup> 2022 年度時点の子の加算額は、年額一人目及び二人目は各 223,800 円、三人目以降は各 74,600 円である。

する。第 2 節で記したように、中高齢寡婦加算が上乘せされるための二つの条件のうち、第 1 の条件では、夫が死亡したときの妻の年齢によって支給の可否が判断される、したがって、夫が厚生年金保険の被保険者であり、その夫の死亡時に 18 歳未満の子どもがいなかったケースに着目するならば、夫死亡時の妻の年齢 40 歳を閾値として、その前後で、妻が受給できる遺族年金額は中高齢寡婦加算分だけ不連続に増加する(ジャンプする)。一方で、夫の死亡時期が外生であるならば、夫死亡時の妻の年齢 40 歳前後で、彼女たちの平均的な属性が不連続に変化することはない。ゆえに、夫死亡時の妻の年齢 40 歳前後で、彼女たちの就労行動や経済状況が不連続に変化するのであれば、それは中高齢寡婦加算分だけ遺族年金受給額が増加したことによる影響だと考えることができる。このような RDD の考え方を具体的に定式化すると、以下のとおりになる<sup>5</sup>。

中高齢寡婦加算が適用されることを処置 (treatment) とし、個人  $i$  が処置される場合に、  
1. 処置されない場合に 0 を取るダミー変数を  $D_i$  とすると、観察可能な個人  $i$  の就労行動・経済状況  $Y_i$  は、

$$Y_i = (1 - D_i) \cdot Y_i(0) + D_i \cdot Y_i(1) \quad (1)$$

となる。ここで、 $Y_i(0)$  は処置されなかった場合の就労行動を表す潜在的なアウトカムを、 $Y_i(1)$  は処置された場合の潜在的なアウトカムを表す。また、中高齢寡婦加算の制度上、処置の有無を表すダミー変数  $D_i$  は、RDD の割当変数 (forcing variable) となる夫死亡時の妻の年齢 (以下、全て月単位で測定) を  $X_i$  とすると、処置の有無を決める割当変数の閾値  $c$  は 480 か月 (40 歳) となるため、

$$D_i = 1(X_i - 480 \geq 0) \quad (2)$$

と表すことができる。ただし、 $1(\cdot)$  はインデックス関数である。この場合、割当変数で処置が確定するため、Sharp RDD となる。

中高齢寡婦加算による遺族年金の増額が受給者の就労行動および経済状況に及ぼす因果的効果を識別することの難しさは、回帰関数  $E[Y_i(0)|X_i]$  は妻の年金受給開始年齢が 480 か月未満だった場合のみしか観察できず、逆に  $E[Y_i(1)|X_i]$  は妻の年金受給開始年齢が 480 か月以上だった場合のみしか観察できない点にある。この問題に対処するために、Sharp RDD の枠組みでは、 $E[Y_i(0)|X_i = x]$  および  $E[Y_i(1)|X_i = x]$  が閾値  $x = 480$  で連続であると仮定 (連続性の仮定) したうえで、夫死亡時の妻の年齢が 480 か月だった場合の平均的な因果的効果 (Sharp RDD treatment effect)

<sup>5</sup> この節の表記は主に Imbens and Kalyanaraman (2012) および Cattaneo et al. (2019) に基づくものである。

$$\tau_{SRD} = E[Y_i(1) - Y_i(0)|X_i = 480] = \lim_{x \downarrow 480} E[Y_i|X_i] - \lim_{x \uparrow 480} E[Y_i|X_i] \quad (3)$$

を識別する。二つ目の等式は、連続性の仮定によるものである。

RDD で因果的効果を識別するために重要な連続性の仮定は、個人が割当変数の値を正確に操作できる場合は成立しない(Lee and Lemieux, 2010)。このような場合、割当変数の値を閾値あるいはそれよりもわずかに上回るよう操作して処置を受けようとする個人と、割当変数の値が閾値よりもわずかに下回る個人とは異なる属性を持つ可能性があり、後者が前者の対照(コントロール)群にならないからである。今回の場合、夫の死亡年月日を妻が正確に操作できるとは考えにくい。遺族年金の申請時にも、夫の死亡年月日を確認できる死亡診断書等の書類を提出する必要があるため、中高齢寡婦加算の対象となることを目的に、死亡年月日を操作することも困難である。したがって、本研究のケースでは、個人が割当変数の値を完全に操作できる可能性は極めて低いと考えられるが、第4節では、実際のデータを用いて、割当変数や遺族年金受給開始前の個人の属性を表す共変数(pre-determined covariates)が閾値周辺で連続に変化するかどうかを検証し、連続性の仮定の妥当性を確認する。

因果的効果 $\tau_{SRD}$ の推定方法としては、局所線形回帰(local linear regression)を採用する(Hahn et al., 2001)。この手法は、連続性の仮定のもと、観察不可能な $E[Y_i(0)|X_i = x]$ および $E[Y_i(1)|X_i = x]$ を、閾値の左右一定のバンド幅内で線形近似することで $\tau_{SRD}$ を推定しようとするものである。具体的には、割当変数が閾値の左右で各々バンド幅 $h_-$ と $h_+$ 内にあるサンプル( $c - h_- \leq X_i \leq c + h_+$ )を使用して、以下の二つの式で表されるパラメーターを推定する。

$$(\widehat{\alpha}_-, \widehat{\beta}_-) = \underset{\alpha, \beta}{\operatorname{argmin}} \sum_{i: 480 - h_- \leq X_i < 480} (Y_i - \alpha - \beta(X_i - 480))^2 \cdot K\left(\frac{X_i - 480}{h_-}\right) \quad (4)$$

$$(\widehat{\alpha}_+, \widehat{\beta}_+) = \underset{\alpha, \beta}{\operatorname{argmin}} \sum_{i: 480 \leq X_i \leq 480 + h_+} (Y_i - \alpha - \beta(X_i - 480))^2 \cdot K\left(\frac{X_i - 480}{h_+}\right) \quad (5)$$

ここで $K(\cdot)$ はカーネル関数であり、本研究では三角カーネル関数(triangular kernel)を採用する<sup>6</sup>。(4)および(5)式で推定されたパラメーターから、処置の因果的効果の推定値は、

$$\widehat{\tau}_{SRD} = \widehat{\alpha}_+ - \widehat{\alpha}_- \quad (6)$$

として求められる。

(4)式および(5)式のバンド幅 $h_-$ ( $h_+$ )としては、推定量 $\widehat{\alpha}_-$ ( $\widehat{\alpha}_+$ )の平均二乗誤差(mean squared error。以下「MSE」という。)を最小化するバンド幅を選択する(Calónico et al., 2014a; Cattaneo et

<sup>6</sup> 境界値付近の局所線形回帰では、三角カーネル関数を用いた推定が適切とされているが、一般的には、使用するカーネル関数の種類は、結果に大きな影響を及ぼさないと考えられている(Lee and Lemieux, 2010)。

al., 2019)。局所線形回帰(より一般的にはノンパラメトリック推定)におけるバンド幅の選択は、推定結果に大きな影響を及ぼす可能性がある<sup>7</sup>。たとえばバンド幅を大きく取ると、推定に使用できるサンプル数が増えるため推定値の分散は減少するが、近似の精度は下がるため、推定値のバイアスは増加する。MSEを最小化するバンド幅は、このバイアスと分散の間のトレードオフを最適化するものである。

推定値 $\widehat{\tau}_{SRD}$ の信頼区間としては、バイアス補正された頑健な(robust bias corrected)信頼区間を採用する(Calónico et al., 2014a)。既述のように、 $\widehat{\tau}_{SRD}$ はバンド幅内の線形近似によって求められているため、漸的に真の $\tau_{SRD}$ からのバイアスを伴う。バイアス補正された頑健な信頼区間は、この $\widehat{\tau}_{SRD}$ のバイアスを反映するために、バイアスの推定値とその推定誤差を用いて算出される。

以上、RDDの統計分析を行うにあたり、本研究では、統計ソフト STATA の `rdrobust` パッケージを使用する(Calónico et al., 2014b; Calónico et al., 2017)。

#### 4. データ

本研究で使用するデータは、厚生労働省が実施した「年金制度基礎調査(遺族年金受給者実態調査)令和3年」のクロスセクションの個票データである。同調査は、65歳未満の遺族年金受給者について、本人の就業状況や世帯の経済状況等の実態把握を目的として実施されている。調査対象者を制度別・年齢階級別に無作為抽出する標本調査であり、2021年調査は調査対象者27,222人のうち有効回答数17,895であった(厚生労働省, 2022)。

2021年時点の65歳未満の遺族年金受給者数は約408,000人、女性が占める割合は約95%、平均年金受給額は約113万円となっている(厚生労働省, 2022)。また、65歳未満で遺族年金を受給している女性について、全体の約74%に中高齢寡婦加算が支給されている(表1)。このうち、「夫が亡くなったとき、40歳以上65歳未満で、生計を同じくしている子がない妻」という条件に当てはまったことにより中高齢寡婦加算が支給されているケースは、全体の約46%である。

本研究の分析で使用する変数は、遺族年金受給開始年齢(夫死亡時の妻の年齢)を表す割当変数( $X_i$ )、受給者の就労行動および経済状況を表すアウトカム変数( $Y_i$ )、遺族年金受給開始前の受給者の属性を表す共変数群( $W_i$ )である。このうち、遺族年金受給開始年齢は、夫の死亡年月日と妻の生年月日から算出する。受給者の就労行動を表す変数としては、調査時点における就労の有無を表すダミー変数、正規職での就労の有無を表すダミー変数、就労収入(昨年1年間の労働による収入)、週労働時間を使用する。また、受給者の経済状況を表す変数は、世帯収入(世帯の昨年1年間の収入(年金含む))、世帯支出(世帯の昨年1年間の支出の月平均)、世帯貯蓄(世帯の現在の貯蓄額)である。遺族年金受給開始前の受給者の属性を表す共変数群としては、受給者の最終学歴および年金受給前の就業状況、年金受給前の週労働時間を使用する。なお、就労収入、週労働時間、経済状況を表す各変数、年金受給前の週労働

---

<sup>7</sup> Cattaneo and Vazquez-Bare(2017)は、RDDの先行研究において、バンド幅がどのように選択されてきたかを整理したうえで、研究者の恣意性を排除し、データに基づく客観的な基準に沿って自動的に選択されることの重要性を強調している。

働時間については、階級値で尋ねているため、各階級の中央値に置き換えて連続変数のように扱う<sup>8</sup>。

分析に使用するサンプルには、幾つかの制約を設ける。具体的には、まず、(1)女性で、(2)調査時点で厚生年金のみを受給していて基礎年金歴がない個人、つまり、夫が厚生年金保険の被保険者であり、その夫の死亡時に18歳未満の子どもがいなかった個人とする。この二つの制約を課すことにより、夫死亡時の本人(=妻)の年齢480か月を閾値として中高齢寡婦加算の有無が決まるサンプルとなるため、第3節でも示したように、RDDの枠組みを利用することが可能となる<sup>9</sup>。さらに、(3)夫死亡時の本人(=妻)の年齢が360か月以上600か月未満(30歳以上50歳未満)、(4)遺族年金受給開始から1年以上経過しており、(5)調査時点において単身世帯であった個人に限定する。(3)の制約は、女性の就業に関する意思決定が年代によって異なる可能性があるため、夫死亡時の年齢が閾値(480か月)から大きく乖離する個人を分析対象から外す目的で設定する。(4)の制約は、幾つかのアウトカム変数(就労収入、世帯収入、世帯支出)に関して、過去1年間の数字を尋ねていることによる。最後に、今回は、(5)を満たす個人に限定することで、就労に関する意思決定の世帯員間の相互作用を分析から捨象する。以上の制約を満たすサンプルの数は、1,304となる<sup>10</sup>。

最終的なサンプル数は、上述した制約をすべて満たし、使用する変数に欠測がない1,271である<sup>11</sup>。最終的なサンプルの属性は、表2に表されているとおりである<sup>12</sup>。さらに、この最終的なサンプルを中高齢寡婦加算「あり」と「なし」のグループに分け、両者の平均的な属性の違いを比較すると(表3)、前者は後者に比べ、年金受給開始年齢が高く、それに伴い現在の年齢が高い。また、一年間の遺族年金受給額も高い。これらの特徴は、中高齢寡婦加算制度と整合的である。調査時点での就労行動に関しては、中高齢寡婦加算「あり」のグループの方が「なし」のグループに比べて非就労率が高く、正規職で就労している割合が低く、非正規職で就労している割合が高い。さらに、就労収入も低く、週労働時間も短い。経済状況については、中高齢寡婦加算「あり」のグループの方が「なし」のグループに比べて世帯収入および世帯支出が低い。

---

<sup>8</sup> ただし、最後の階級では、階級の下限值に置き換えている(たとえば、就労収入の最後の階級は「850万円以上」なので、この階級を選択した個人の就労収入は850万円に置き換えている)。また、「現在就業していない」と回答している場合は、就労収入および週労働時間を0にしている。同様に、年金受給前に「仕事していなかった」と回答している場合には、年金受給前の週労働時間を0にしている。

<sup>9</sup> ただし、2007年3月31日以前に夫が亡くなっている場合、中高齢寡婦加算支給のための第1の条件は、夫死亡時の妻の年齢35歳以上65歳未満であった。また、夫の被保険者期間が20年未満であった場合には、夫死亡時の妻の年齢が40歳以上であっても、中高齢寡婦加算は支給されない。それぞれのケースに当てはまるサンプル数は32と294であったが、本研究では、これらのサンプルも除外している。

<sup>10</sup> (1)-(5)までの制約を追加的に課していくことで、サンプル数がどのように変化するかは、参考表1に示してある。

<sup>11</sup> ただし、アウトカム変数のうち、就業の有無と就業形態に関する情報はあがるが、就労収入や週労働時間、経済状況に関する情報がない場合には、サンプルに含めている。

<sup>12</sup> もともと階級値でしか情報のない変数に関して、階級ごとの記述統計は参考表2a-2cに掲載している。

以上のような記述統計からは、遺族年金受給額と受給者の就労行動・経済状況の間の相関関係しか読み取れない。中高齢寡婦加算「あり」のグループと「なし」のグループは、就労行動や経済状況に影響を及ぼすと考えられる他の属性も有意に異なるからである。たとえば、既述したように、中高齢寡婦加算「あり」のグループは、遺族年金受給額が平均的に高いだけでなく、現在の平均年齢も高い。また、表 3 下段からも読み取れるように、平均的には、最終学歴が低い。さらに、遺族年金受給開始前から正規職で就労している割合も低く、週労働時間も短い。そこで、今回は、遺族年金受給額が就労行動および経済状況に及ぼす因果的効果を識別するために RDD の枠組みを利用する。次節では、まず本研究における RDD の妥当性を検証したうえで、RDD の枠組みを利用した分析の結果をまとめる。

## 5. 分析結果

### 5.1 RDD の妥当性

本研究における RDD の妥当性をチェックするため、まず、中高齢寡婦加算によって、実際に割当変数の閾値(夫死亡時の妻の年齢 480 か月)周辺で遺族年金受給額が増加することを確認する。図 1 は、遺族年金受給額(単位:万円)を、割当変数である夫死亡時の妻の年齢の関数としてプロットしたものである。実線は、割当変数が閾値未満と閾値以上の領域各々について、遺族年金受給額を被説明変数、割当変数を説明変数とした 5 次の多項式近似曲線を表したものである<sup>13</sup>。点は、割当変数のビン(bin)ごとの、遺族年金受給額の平均値を表したものである<sup>14</sup>。この図から、遺族年金受給額は閾値で不連続に増加していることが分かる。

次に、RDD による因果的効果の識別に必要な連続性の仮定(第 2 節参照)について、その妥当性を二つの方法で実証的に検証する。一つ目は、割当変数の確率密度関数が、閾値周辺で連続であるか否かを検証する方法である(McCrary, 2008)。第 2 節でも触れたように、連続性の仮定は、個人が、処置を受けることを目的に、割当変数の値を閾値よりもわずかに上回るよう正確に操作できる場合は成立しない。このような場合には、閾値周辺で観測数が不連続に増加することが予測される。したがって、「割当変数の確率密度関数が、閾値周辺で連続に変化する」という帰無仮説を立てて、データからこれが棄却されるのであれば、連続性の仮定の妥当性が疑われる。

本研究では、この仮説検証を、Cattaneo et al. (2020)が提案する手法を用いて行う<sup>15</sup>。彼らの手法の特徴は、割当変数の経験分布関数(empirical distribution function)を局所多項回帰(local polynomial regression)により近似し、その傾きとして割当変数の確率密度関数 $f(x)$ を推定する

<sup>13</sup> 5 次に設定した理由は、Calonico et al. (2015)が 4 次か 5 次を推奨しているからである。4 次に設定しても、グラフの形状は大きくは変わらない。

<sup>14</sup> Calonico et al.(2015)は、RDD で一般的に描くこのような図は、選択するビンの数によって見え方が大きく異なってくるため、データに基づく客観的な基準で決めるべきとし、目的に応じたビンの数の選択方法を提示している。ここでは、データのばらつきを視覚的に把握することを重視し、ビンの数は、Calonico et al.(2015)が提案するばらつき模倣(mimicking variability)アプローチによって決めている。

<sup>15</sup> STATA の rddensity コマンドを使用している(Cattaneo et al., 2018)。



ことにある。図 2 は、割当変数(夫死亡時の妻の年齢)のヒストグラム、確率密度関数の推定値 $\hat{f}$ (実線)と、 $\hat{f}$ のバイアス補正された頑健な信頼区間(影部分)を描いたものである。この図のヒストグラムからは、閾値周辺で観測数が増加しているように見える。しかし、密度関数の推定値 $\hat{f}$ に基づく検定結果からは、「割当変数の確率密度関数が、閾値周辺で連続に変化する」という帰無仮説を棄却することはできない(p 値=0.931)。

連続性の仮定の妥当性を検証する二つ目の方法として、遺族年金受給開始前の受給者の属性を表す共変数の値について、割当変数の閾値周辺で不連続に変化しないことを確認する。仮に共変数が閾値において不連続に変化するならば、割当変数が閾値よりもわずかに下回る個人とわずかに上回る個人とでは、中高齢寡婦加算の有無以外にも、就労行動に影響を与え得る属性が異なることになり、連続性の仮定の妥当性が疑われる。表 4 は、就労行動を表すアウトカム変数の代わりに各共変数を用いて、(6)式を推定した結果を表している。推定結果では、いずれの共変数に関しても、閾値における変化は有意ではないことが示されている<sup>16</sup>。

以上のことから、本研究において、遺族年金受給額が就労行動に及ぼす因果的効果の識別のために RDD を利用することは妥当だと考えられる。

## 5.2 因果的効果の推定

まずは、中高齢寡婦加算による遺族年金受給額の増加と受給者の就労行動および経済状況の関係について、視覚的に把握する。図 3a-3d は、横軸に夫死亡時の妻の年齢を表す割当変数、縦軸に就労行動を表すアウトカム変数を取り、それぞれのアウトカム変数について、割当変数の閾値で不連続に変化するかどうかを図示したものである。図 1 と同様に、実線は、割当変数が閾値未満と閾値以上の領域各々について、アウトカム変数を被説明変数、割当変数を説明変数とした 5 次の多項式近似曲線を表したもので、点は、割当変数のビンごとの、アウトカム変数の平均値を表したものである。図 3a,図 3b,図 3d の実線からは、就労の有無、正規就労の有無、週労働時間について、割当変数の閾値における大幅なジャンプは見いだせない。一方、図 3c の実線から、就労収入に関しては、割当変数の閾値で下方ジャンプが観察される。しかし、いずれの図においても、プロットされた点の散らばりから、データのばらつきも大きいことが分かる。

図 4a-4c は、経済状況を表すアウトカム変数について、図 3 と同様の図を描いたものである。図 4a の実線から、世帯収入については、割当変数の閾値におけるジャンプは読み取れない。一方、図 4b および図 4c の実線から、割当変数の閾値で、世帯支出は上方に、世帯貯蓄は下方に大きくジャンプしていることが分かる。しかし、特に図 4b および図 4c の割当変数の閾値周辺ではデータのばらつきが非常に大きく、一部のサンプルの影響により、世帯支出および世帯貯蓄の値が閾値で大幅にジャンプしているように見えている可能性がある。この点については、後述する。

中高齢寡婦加算による遺族年金受給額の増加が受給者の就労行動および経済状況に与え

<sup>16</sup> なお、遺族年金受給開始前の受給者の属性ではないが、外生変数である調査時点での受給者の年齢および遺族年金受給期間についても、閾値での有意なジャンプは観察されない。

る因果的効果を識別するためには、(6)式の推定が必要である。就労行動をアウトカム変数として(6)式を推定した結果は、表5に示されている。いずれのアウトカム変数についても、中高齢寡婦加算の因果的効果を表す推定値の符号はマイナスではあるが、有意に0と異なる。注意したい点は、この結果から、直ちに、中高齢寡婦加算による遺族年金受給額の増加は、受給者の就労行動に全く影響を及ぼしていないと結論づけることはできないということである。既述のように、就労収入や週労働時間については階級値で尋ねており、今回のデータには、階級幅内での変化は反映されないからである。しかし、少なくとも、中高齢寡婦加算による遺族年金受給額の増加は、受給者の就労行動に大きな影響を与えてはいないと言えるだろう。

表6は、経済状況をアウトカム変数としたときの、(6)式の推定結果を表している。世帯収入については、中高齢寡婦加算の因果的効果を表す推定値は有意に0と異なる。この結果は、割当変数の閾値で、中高齢寡婦加算により遺族年金受給額は増加する(図1)が、就労収入は減少しない(表5)という結果と必ずしも整合的でないように見えるが、世帯収入も階級値で尋ねているため、やはり階級幅内での変化を捉えることができていないと考えられる。

世帯支出に関しては、中高齢寡婦加算の因果的効果を表す推定値は有意に正、世帯貯蓄に関しては、有意に負となっている(表6)。しかし、図4bおよび4cにも示唆されていたように、これらの結果は、閾値周辺の一部のサンプルによって引き起こされている可能性もある。そこで、Cattaneo et al. (2019)が「ドーナツの穴アプローチ(donut hole approach)」として推奨しているように、閾値周辺のサンプルを一部除外したうえで(6)式を再度推定し、推定結果の頑健性を確認する。この頑健性チェックの結果は、表7aと7bにまとめられている。今回は、割当変数の値が閾値から左右1か月以内のサンプル、左右2か月以内のサンプル・・・と、1か月単位で順に左右6か月以内のサンプルまで落としていき、推定結果がどのように変化するかを調べている。世帯支出に関しては、割当変数の値が閾値から左右3か月以内のサンプルを除外した時点で(表7a)、世帯貯蓄に関しては、割当変数の値が閾値から左右1か月以内のサンプルを除外した時点で(表7b)、中高齢寡婦加算の因果的効果を表す推定値は有意でなくなる。以上のことから、世帯支出および世帯貯蓄に対する中高齢寡婦加算の因果的効果の推定結果は、必ずしも頑健ではないことが分かる。したがって、受給者の経済状況についても、中高齢寡婦加算による遺族年金受給額の増加が大きな影響を与えているとは言い難い。

以上の結果は、年金受給前に被用者以外で就労していたサンプル(自営業等)を除いても、年金受給前に就労・非就労だったサンプルに分けても、最終学歴が大学・大学院以外のサンプルだけを用いても、遺族年金の受給期間が5年以下とそれ以上のサンプルに分けても変わらない。

## 6. まとめ

本研究では、中高齢寡婦加算の制度を利用し、厚生労働省が実施した「年金制度基礎調査(遺族年金受給者実態調査)令和3年」の個票データを用いて、遺族年金受給額が受給者の就労行動および経済状況に与える因果的効果について分析した。その結果、就労行動について

は、就労率、正規就労率、就労収入、週労働時間のいずれに対しても、遺族年金受給額の影響は観察されなかった。また、経済状況については、世帯収入、世帯支出、世帯貯蓄のいずれでみても、遺族年金受給額の増加による改善は見られなかった。したがって、今回の分析では、遺族年金受給額の増加が受給者の就労行動や経済状況に大きな影響を与えていることは確認できなかった。

国外の先行研究の結果と異なり、今回の分析で遺族年金受給額の因果的効果が確認されなかった理由としては、データの問題が考えられる。今回は行政データを使用しているわけではないので、サンプル数が少なく、就労収入などの重要なアウトカムの情報が階級値でしか分らなかった。そのため、実際には遺族年金受給額の因果的効果があるにもかかわらず、それを検出できなかった可能性がある。また、サンプル制約や RDD の性質上、今回の結果を、遺族年金受給者全体に当てはまるものとして一般化することはできない。

以上のような限界はあるが、就労率や正規就労率に対して遺族年金の影響が観察されなかったことは意味を持つだろう。これは、子どものいない単身の遺族女性の就労状況は、40 歳前後において、遺族年金受給額に大きく左右されないこと意味する。この結果は、仮に中高齢寡婦加算をなくすあるいは年齢要件を引き上げるという見直しをしても、少なくとも受給者の就労に対する正の影響は限定的である。つまり就労が大幅に促進される可能性は低いことを示唆している。したがって、中高齢寡婦加算について見直しの議論が行われるのであれば、未婚者との公平性等、就労促進以外の論点がより重要になるであろう。

最後に、遺族年金が受給者の経済厚生に与えている影響について、今回は経済状況を表す変数がすべて階級値となっていたため、十分に検証できたとは言い難く、さらなる研究が必要である。中高齢寡婦加算を受給している世帯は、被保護率も相対的に低くなっているものの、四方・渡辺(2022)によれば、現役の死別女性は未婚女性と比べても貧困率は高い。したがって、遺族年金改革の議論は、遺族年金が受給者の経済厚生に与える因果的効果を把握したうえで行われることが重要である。

## 参考文献

- Calonico, S., Cattaneo, M. D., & Titiunik, R. (2014a). Robust nonparametric confidence intervals for regression-discontinuity designs. *Econometrica*, 82(6), 2295-2326.
- Calonico, S., Cattaneo, M. D., & Titiunik, R. (2014b). Robust data-driven inference in the regression-discontinuity design. *The Stata Journal*, 14(4), 909-946.
- Calonico, S., Cattaneo, M. D., & Titiunik, R. (2015). Optimal data-driven regression discontinuity plots. *Journal of the American Statistical Association*, 110(512), 1753-1769.
- Calonico, S., Cattaneo, M. D., Farrell, M. H., & Titiunik, R. (2017). rdrobust: Software for regression-discontinuity designs. *The Stata Journal*, 17(2), 372-404.
- Cattaneo, M. D., & Vazquez-Bare, G. (2017). The choice of neighborhood in regression discontinuity designs. *Observational Studies*, 3(2), 134-146.
- Cattaneo, M. D., Jansson, M., & Ma, X. (2018). Manipulation testing based on density discontinuity. *The Stata Journal*, 18(1), 234-261.
- Cattaneo, M. D., Idrobo, N., & Titiunik, R. (2019). *A practical introduction to regression discontinuity designs: Foundations*. Cambridge University Press.
- Cattaneo, M. D., Jansson, M., & Ma, X. (2020). Simple local polynomial density estimators. *Journal of the American Statistical Association*, 115(531), 1449-1455.
- Fadlon, I., Ramnath, S. P., & Tong, P. K. (2019). *Market inefficiency and household labor supply: Evidence from social security's survivors benefits* (No. w25586). National Bureau of Economic Research.
- Giupponi, G. (2019). When income effects are large: Labor supply responses and the value of welfare transfers. Centre for Economic Performance Discussion Paper No.1651.
- Hahn, J., Todd, P., & Van der Klaauw, W. (2001). Identification and estimation of treatment effects with a regression-discontinuity design. *Econometrica*, 69(1), 201-209.
- Imbens, G., & Kalyanaraman, K. (2012). Optimal bandwidth choice for the regression discontinuity estimator. *The Review of economic studies*, 79(3), 933-959.
- Lee, D. S., & Lemieux, T. (2010). Regression discontinuity designs in economics. *Journal of economic literature*, 48(2), 281-355.
- McCrary, J. (2008). Manipulation of the running variable in the regression discontinuity design: A density test. *Journal of econometrics*, 142(2), 698-714.
- OECD (2018). *OECD Pensions Outlook 2018*, OECD publications.
- Rabaté, S., & Tréguier, J. (2022). Labor Supply Effects of Survivor Insurance Evidence from Restricted Access to Survivor Benefits in the Netherlands.
- 大津唯. (2022). 遺族年金受給者の就業選択. 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 令和 3 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:山田篤裕.

- 厚生労働省. (2022). 年金制度基礎調査(遺族年金受給者実態調査)令和3年 調査結果の概要
- 菊池馨実. (2016). 遺族年金制度の課題と展望 (特集 所得保障と 2025 年: ここ四半世紀の社会・経済の変化と少子高齢化の影響の考察). *社会保障研究*, 1(2), 354-369.
- 四方理人・渡辺久里子. (2023). 離死別女性の貧困と公的年金制度. *社会政策学会誌*, 近刊.
- 社会保障審議会年金部会. (2019). 社会保障審議会年金部会における議論の整理 (<https://www.mhlw.go.jp/content/12501000/000581907.pdf>) (アクセス日:2023/2/16)
- 日本年金機構 HP. 遺族厚生年金(受給要件・対象者・年金額)  
<https://www.nenkin.go.jp/service/jukyu/izokunenkin/jukyu-yoken/20150424.html> (アクセス日:2023/3/25)
- 百瀬優. (2017). 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(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)) 研究代表者:百瀬優
- 百瀬優. (2022). 遺族年金の性格と現行制度の課題—特集 遺族年金制度の課題. *年金と経済*, 41(3), 3-9.
- 田宮遊子. (2022). 遺族年金の所得保障機能についての考察—特集 遺族年金制度の課題. *年金と経済*, 41(3), 10-16.

表 1:年金制度区分

年金制度区分	全体に占める割合(%)
基礎と厚年の両方	11.382
基礎のみ	3.212
厚年のみ	85.345
中高齢寡婦加算あり	74.028
基礎年金歴あり	28.356
基礎年金歴なし	45.672
中高齢寡婦加算なし	11.317
基礎年金歴あり	2.375
基礎年金歴なし	8.941
有期	0.061

注:集計値を算出する際には、厚生労働省より提供を受けた集計用復元倍率を用いている。

出典:厚生労働省「年金制度基礎調査(遺族年金受給者実態調査)令和3年」の個票データから筆者作成。

表 2:サンプルの属性に関する記述統計量

	平均	標準偏差
年金受給開始年齢(月単位)	536.899	58.763
現在の年齢(月単位)	658.182	77.590
遺族年金受給額(万円)	109.334	32.835
<b>【調査時点の就労行動】</b>		
現在の就労状況		
非就労	0.260	0.439
正規	0.230	0.421
非正規	0.430	0.495
その他	0.080	0.271
就労収入(万円)	155.163	151.821
週労働時間	20.365	15.893
<b>【調査時点の世帯の経済状況】</b>		
世帯収入(万円)	252.450	141.944
世帯支出(万円)	17.432	9.197
世帯貯蓄額(万円)	639.035	746.041
<b>【遺族年金受給前の属性】</b>		
最終学歴		
中学	0.035	0.184
高校	0.538	0.499
専門学校・短大・高専	0.289	0.453
大学・大学院	0.138	0.345
年金受給前の就労状況		
非就労	0.184	0.387
正規	0.229	0.421
非正規	0.450	0.497
その他	0.137	0.344
年金受給前の週労働時間	21.011	15.056
サンプル数	1,271	

注:就労収入は N=1,268,週労働時間は N=1,266,世帯収入は N=1,212,世帯支出は N=1,245,世帯貯蓄額は N=1,233,年金受給前の週労働時間は N=1269.集計値を算出する際には、厚生労働省より提供を受けた集計用復元倍率を用いている。

出典:厚生労働省「年金制度基礎調査(遺族年金受給者実態調査)令和3年」の個票データから筆者作成。

表 3: 中高年齢寡婦加算の有無による属性の差

	中高年齢寡婦加算		(A)-(B)の有意性
	あり (A)	なし (B)	
年金受給開始年齢 (月単位)	558.717	423.274	***
現在の年齢 (月単位)	675.799	566.432	***
遺族年金受給額	120.804	49.595	***
<b>【調査時点の就労行動】</b>			
現在の就労状況			
非就労	0.266	0.231	***
正規	0.211	0.326	***
非正規	0.458	0.284	***
その他	0.065	0.159	***
就労収入 (万円)	143.125	217.993	***
週労働時間	19.653	24.084	***
<b>【調査時点の世帯の経済状況】</b>			
世帯収入 (万円)	250.505	261.765	***
世帯支出 (万円)	17.216	18.564	***
世帯貯蓄額 (万円)	639.051	638.952	
<b>【遺族年金受給前の属性】</b>			
最終学歴			
中学	0.033	0.047	***
高校	0.568	0.381	***
専門学校・短大・高専	0.268	0.399	***
大学・大学院	0.131	0.173	***
年金受給前の就労状況			
非就労	0.184	0.182	
正規	0.222	0.266	***
非正規	0.458	0.406	***
その他	0.135	0.146	+
年金受給前の週労働時間	20.123	25.629	***
サンプル数	693	578	

注: 就労収入は、中高年齢寡婦加算ありが N=692, 中高年齢寡婦加算なしが N=576, 週労働時間は、中高年齢寡婦加算ありが N=575, 中高年齢寡婦加算なしが N=487, 世帯収入は、中高年齢寡婦加算ありが N=654, 中高年齢寡婦加算なしが N=558, 世帯支出は、中高年齢寡婦加算ありが N=674, 中高年齢寡婦加算なしが N=571, 世帯貯蓄は、中高年齢寡婦加算ありが N=670, 中高年齢寡婦加算なしが N=563, 年金受給前の週労働時間は、中高年齢寡婦加算ありが N=691. 集計値を算出する際には、厚生労働省より提供を受けた集計用復元倍率を用いている。+ p<0.1, \* p<0.05, \*\* p<0.01, \*\*\* p<0.001.

出典: 厚生労働省「年金制度基礎調査(遺族年金受給者実態調査)令和3年」の個票データから筆者作成。

表 4: 共変数の不連続性に関する推定結果

共変数	バンド幅		推定値 [信頼区間]	使用サンプル数
	閾値左	閾値右		
受給開始前の就労の有無 (有=1, 無=0)	24.398	52.463	-0.14 [-0.403, 0.096]	404
受給開始前の正規就労の有無 (有=1, 無=0)	30.779	45.307	-0.091 [-0.398, 0.187]	380
受給開始前の週労働時間	28.012	46.797	-2.238 [-12.121, 6.679]	380
最終学歴が大学・大学院	29.06	43.946	0.021 [-0.183, 0.261]	362

注: 信頼区間は、Calonico et al. (2014)のバイアス補正された頑健な信頼区間。+ p<0.1,\* p<0.05,\*\* p<0.01,\*\*\* p<0.001.

出典: 厚生労働省「年金制度基礎調査(遺族年金受給者実態調査)令和3年」の個票データから筆者作成。

表 5: 因果的効果の推定結果(アウトカム変数: 就労行動)

アウトカム変数	バンド幅		推定値 [信頼区間]	使用サンプル数
	閾値左	閾値右		
就労の有無 (有=1, 無=0)	42.423	44.379	-0.028 [-0.251, 0.225]	428
正規就労の有無 (有=1, 無=0)	34.921	44.321	-0.03 [-0.289, 0.271]	394
就労収入 (単位: 万円)	36.335	46.226	-59.007 [-163.225, 48.158]	410
週労働時間	37.67	52.918	-2.004 [-10.796, 7.814]	458

注: 信頼区間は、Calonico et al. (2014)のバイアス補正された頑健な信頼区間。+ p<0.1,\* p<0.05,\*\* p<0.01,\*\*\* p<0.001.

出典: 厚生労働省「年金制度基礎調査(遺族年金受給者実態調査)令和3年」の個票データから筆者作成。

表 6: 因果的効果の推定結果(アウトカム変数: 経済状況)

アウトカム変数	バンド幅		推定値 [信頼区間]	使用サンプル数
	閾値左	閾値右		
世帯収入 (単位: 万円)	45.508	43.67	4.799 [-80.421, 93.680]	417
世帯支出 (単位: 万円)	33.625	32.392	4.905* [1.242, 10.281]	314
世帯貯蓄 (単位: 万円)	26.958	30.519	-523.38* [-1301.92, -9.046]	277

注: 信頼区間は、Calonico et al. (2014)のバイアス補正された頑健な信頼区間。+ p<0.1,\* p<0.05,\*\* p<0.01,\*\*\* p<0.001.

出典: 厚生労働省「年金制度基礎調査(遺族年金受給者実態調査)令和3年」の個票データから筆者作成。



表 7a: 閾値周辺のサンプルに対する頑健性チェック(アウトカム変数:世帯支出)

落とすサンプル	バンド幅		推定値 [信頼区間]	使用サンプル数	落ちるサンプル数
	閾値左	閾値右			
0	33.625	32.392	4.905* [1.242, 10.281]	314	0
X-480 <=1	37.254	34.156	4.036+ [-0.666, 10.274]	324	14
X-480 <=2	37.134	31.446	4.986+ [-0.847, 12.727]	301	24
X-480 <=3	35.964	41.345	2.202 [-2.931, 7.638]	332	33
X-480 <=4	36.557	47.068	1.5783 [-3.899, 6.962]	370	39
X-480 <=5	29.859	32.343	1.228 [-4.800, 7.629]	249	53
X-480 <=6	27.12	33.881	1.897 [-4.553, 8.761]	237	61

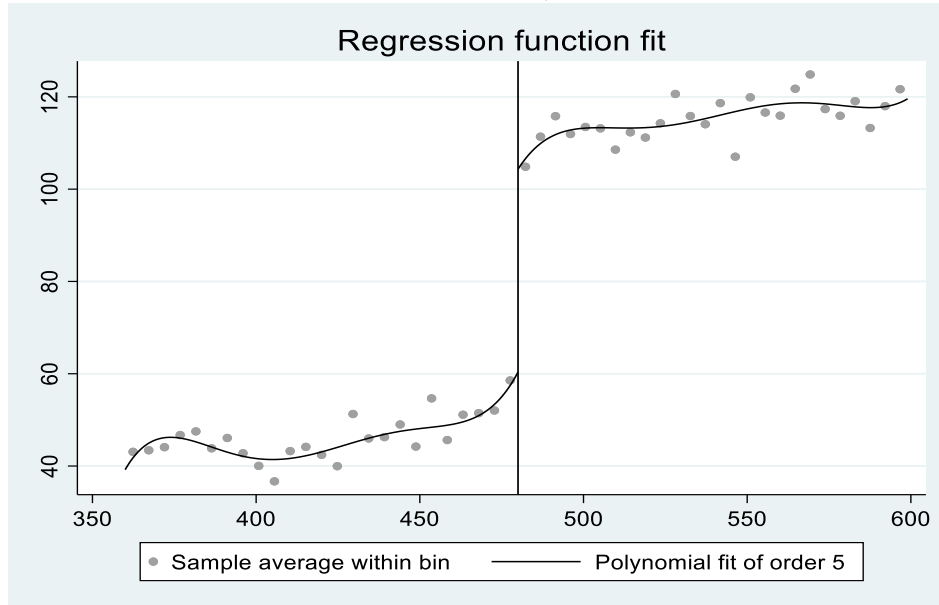
注: 信頼区間は、Calonico et al. (2014)のバイアス補正された頑健な信頼区間。+ p<0.1, \* p<0.05, \*\* p<0.01, \*\*\* p<0.001.  
出典: 厚生労働省「年金制度基礎調査(遺族年金受給者実態調査)令和3年」の個票データから筆者作成。

表 7b: 閾値周辺のサンプルに対する頑健性チェック(アウトカム変数:世帯貯蓄)

落とすサンプル	バンド幅		推定値 [信頼区間]	使用サンプル数	落ちるサンプル数
	閾値左	閾値右			
0	26.958	30.519	-523.38* [-1301.92, -9.046]	277	0
X-480 <=1	31.171	41.305	-229.24 [-900.005, 342.493]	333	14
X-480 <=2	28.837	50.125	-172.56 [-886.839, 471.996]	372	24
X-480 <=3	32.383	43.296	-48.654 [-742.344, 663.859]	331	33
X-480 <=4	33.182	39.687	-52.49 [-753.392, 673.55]	319	39
X-480 <=5	36.989	45.77	34.867 [-589.445, 697.466]	339	53
X-480 <=6	38.552	39.96	249.3 [-339.406, 985.449]	317	61

注: 信頼区間は、Calonico et al. (2014)のバイアス補正された頑健な信頼区間。+ p<0.1, \* p<0.05, \*\* p<0.01, \*\*\* p<0.001.  
出典: 厚生労働省「年金制度基礎調査(遺族年金受給者実態調査)令和3年」の個票データから筆者作成。

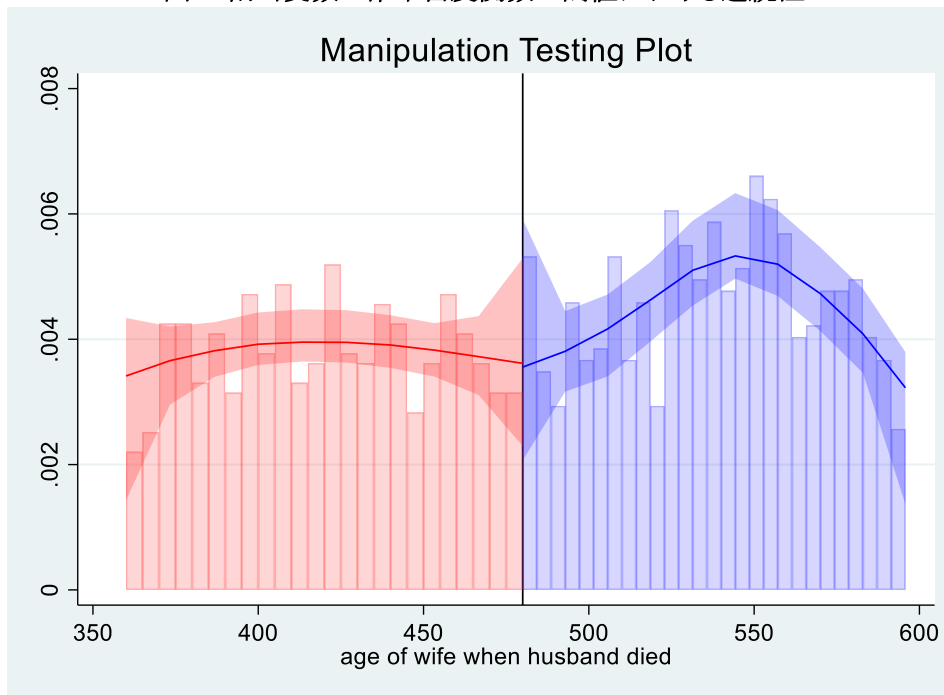
図 1: 夫死亡時の妻の年齢(月単位)と遺族年金受給額



注: 点は、ばらつき模倣アプローチによって定められたビンごとの、遺族年金受給額の平均値を表す。実線は、割当変数が閾値未満の領域と閾値以上の領域の各々で、遺族年金受給額を被説明変数、夫死亡時の妻の年齢を説明変数とした5次の多項式回帰を行い、その推定結果から算出された曲線を表す。

出典: 厚生労働省「年金制度基礎調査(遺族年金受給者実態調査)令和3年」の個票データから筆者作成。

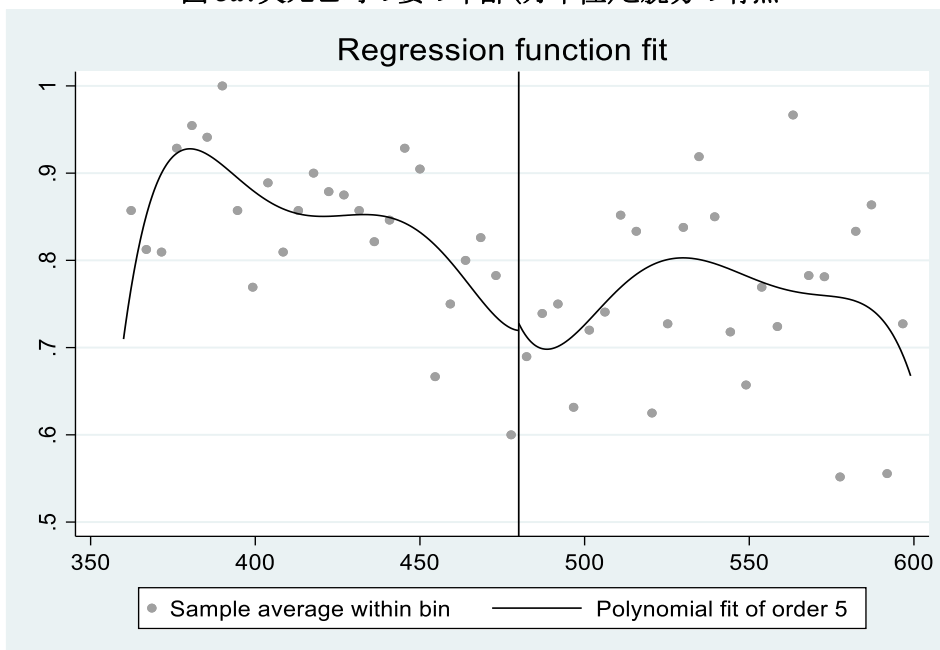
図 2: 割当変数の確率密度関数の閾値における連続性



注: 棒グラフは割当変数(夫死亡時の妻の年齢)のヒストグラム。実線は確率密度関数の推定値 $\hat{f}$ 、影部分は $\hat{f}$ のバイアス補正された頑健な信頼区間を表す(Cattaneo et al., 2020)。

出典: 厚生労働省「年金制度基礎調査(遺族年金受給者実態調査)令和3年」の個票データから筆者作成。

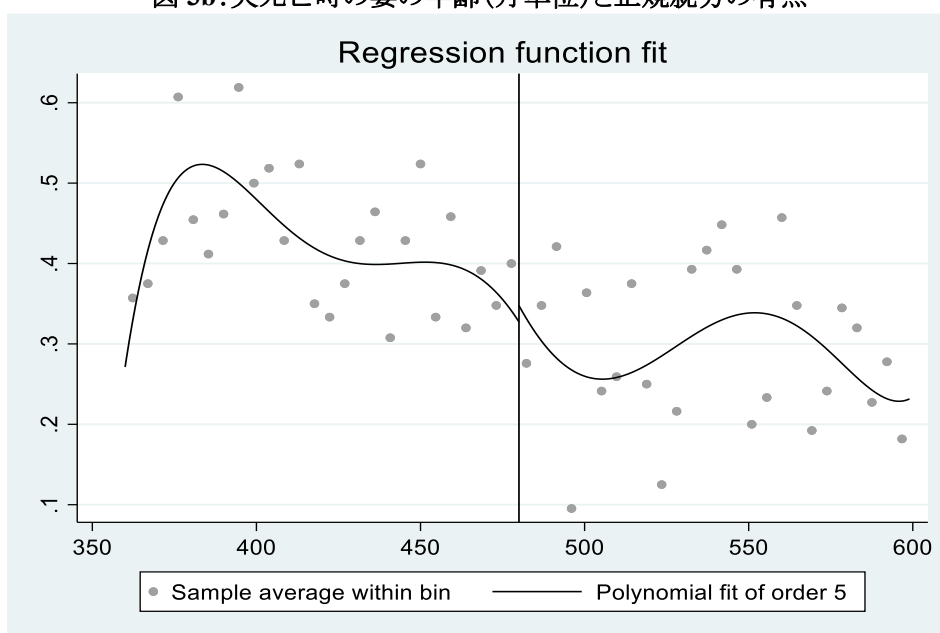
図 3a: 夫死亡時の妻の年齢(月単位)と就労の有無



注: 点は、ばらつき模倣アプローチによって定められたビンごとの、調査時点での就労割合を表す。実線は、割当変数が閾値未満の領域と閾値以上の領域の各々で、調査時点で就労していることを表すダミー変数を被説明変数、夫死亡時の妻の年齢を説明変数とした5次の多項式回帰を行い、その推定結果から算出された曲線を表す。

出典: 厚生労働省「遺族年金受給者実態調査」(2021年)から筆者が作成。

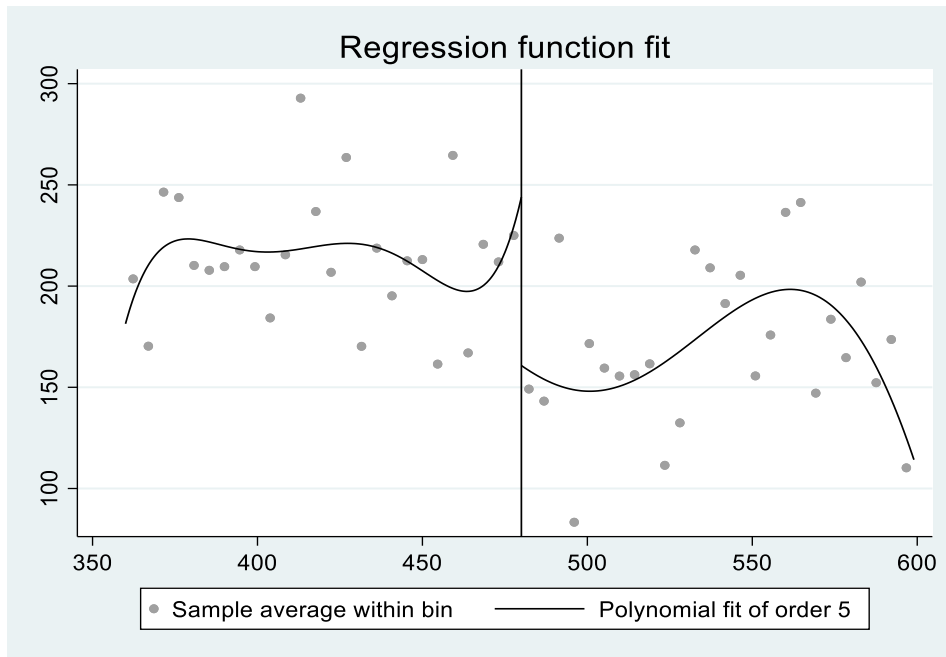
図 3b: 夫死亡時の妻の年齢(月単位)と正規就労の有無



注: 点は、ばらつき模倣アプローチによって定められたビンごとの、調査時点における正規就労の割合を表す。実線は、割当変数が閾値未満の領域と閾値以上の領域の各々で、調査時点において正規就労していることを表すダミー変数を被説明変数、夫死亡時の妻の年齢を説明変数とした5次の多項式回帰を行い、その推定結果から算出された曲線を表す。

出典: 厚生労働省「年金制度基礎調査(遺族年金受給者実態調査)令和3年」の個票データから筆者作成。

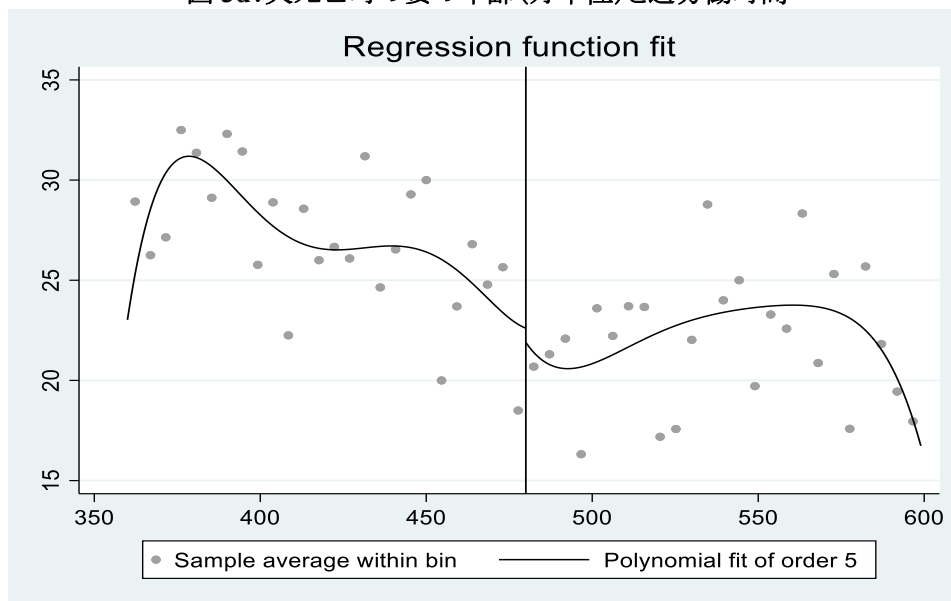
図 3c: 夫死亡時の妻の年齢(月単位)と就労収入



注: 点は、ばらつき模倣アプローチによって定められたビンごとの、就労収入の平均値を表す。実線は、割当変数が閾値未満の領域と閾値以上の領域の各々で、就労収入を被説明変数、夫死亡時の妻の年齢を説明変数とした5次の多項式回帰を行い、その推定結果から算出された曲線を表す。

出典: 厚生労働省「年金制度基礎調査(遺族年金受給者実態調査)令和3年」の個票データから筆者作成。

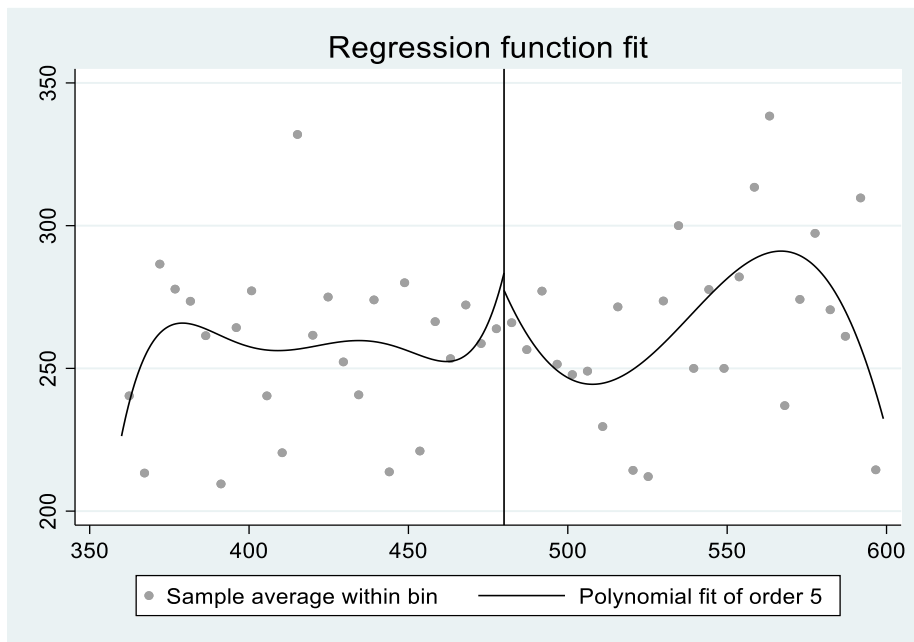
図 3d: 夫死亡時の妻の年齢(月単位)と週労働時間



注: 点は、ばらつき模倣アプローチによって定められたビンごとの、週労働時間の平均値を表す。実線は、割当変数が閾値未満の領域と閾値以上の領域の各々で、週労働時間を被説明変数、夫死亡時の妻の年齢を説明変数とした5次の多項式回帰を行い、その推定結果から算出された曲線を表す。

出典: 厚生労働省「年金制度基礎調査(遺族年金受給者実態調査)令和3年」の個票データから筆者作成。

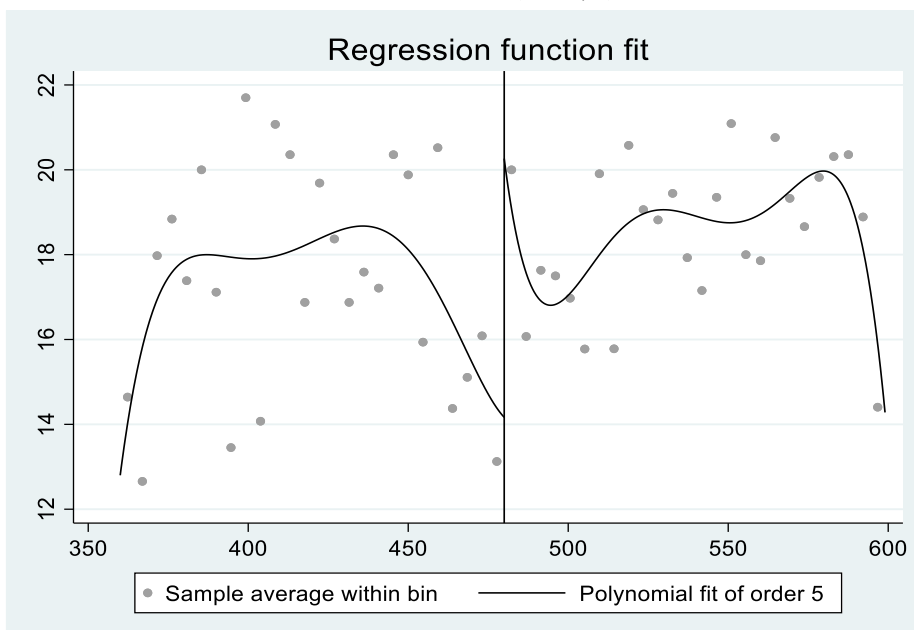
図 4a: 夫死亡時の妻の年齢(月単位)と世帯収入



注: 点は、ばらつき模倣アプローチによって定められたビンごとの、世帯収入の平均値を表す。実線は、割当変数が閾値未満の領域と閾値以上の領域の各々で、世帯収入を被説明変数、夫死亡時の妻の年齢を説明変数とした5次の多項式回帰を行い、その推定結果から算出された曲線を表す。

出典: 厚生労働省「年金制度基礎調査(遺族年金受給者実態調査)令和3年」の個票データから筆者作成。

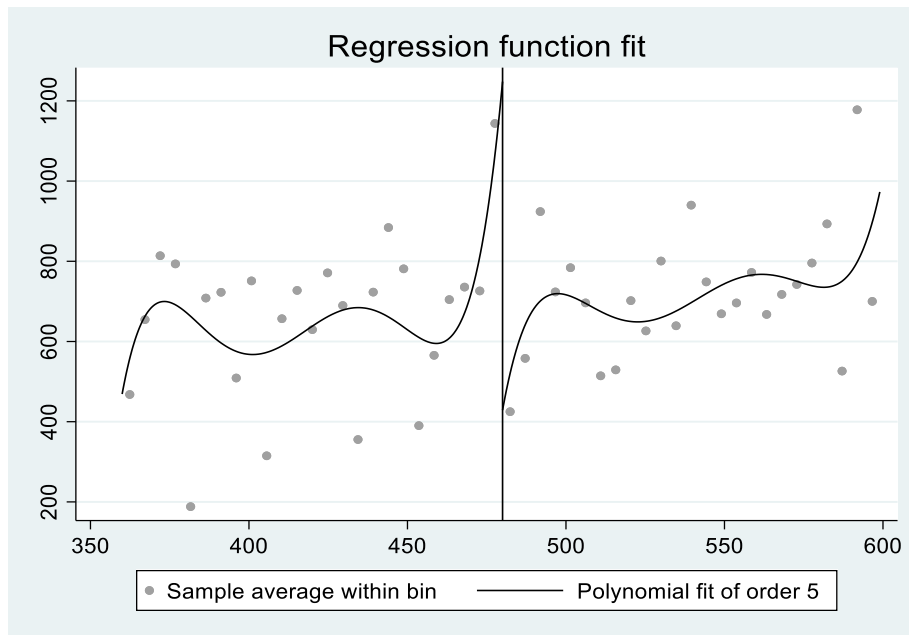
図 4b: 夫死亡時の妻の年齢(月単位)と世帯支出



注: 点は、ばらつき模倣アプローチによって定められたビンごとの、世帯支出の平均値を表す。実線は、割当変数が閾値未満の領域と閾値以上の領域の各々で、世帯支出を被説明変数、夫死亡時の妻の年齢を説明変数とした5次の多項式回帰を行い、その推定結果から算出された曲線を表す。

出典: 厚生労働省「年金制度基礎調査(遺族年金受給者実態調査)令和3年」の個票データから筆者作成。

図 4c: 夫死亡時の妻の年齢(月単位)と世帯貯蓄



注: 点は、ばらつき模倣アプローチによって定められたビンごとの、世帯貯蓄の平均値を表す。実線は、割当変数が閾値未満の領域と閾値以上の領域の各々で、世帯貯蓄を被説明変数、夫死亡時の妻の年齢を説明変数とした5次の多項式回帰を行い、その推定結果から算出された曲線を表す。

出典: 厚生労働省「年金制度基礎調査(遺族年金受給者実態調査)令和3年」の個票データから筆者作成。

参考表 1: サンプル制約によるサンプル数の変化

	サンプル数	全体に占める割合
制約なし	17,895	
(1)	13,893	0.776
(1)+(2)	3,108	0.174
(1)+(2)+(3)	2,217	0.124
(1)+(2)+(3)+(4)	2,052	0.115
(1)+(2)+(3)+(4)+(5)	1,304	0.073

注:(1)女性、(2) 調査時点で厚生年金のみで基礎年金歴なし、(3)夫死亡時の年齢が360か月以上600か月未満(30歳以上50歳未満)、(4)遺族年金受給開始から1年以上経過しており、(5)調査時点において単身世帯であった個人。

出典:厚生労働省「年金制度基礎調査(遺族年金受給者実態調査)令和3年」の個票データから筆者作成。

参考表 2a: 階級値での記述統計: 調査時点の就労行動

	全体	中高齢寡婦加算		(A)-(B)の有意性
		あり (A)	なし (B)	
就労収入				
収入なし	0.281	0.289	0.241	***
50万円未満	0.044	0.048	0.024	***
50~100万円未満	0.070	0.075	0.043	***
100~150万円未満	0.170	0.183	0.100	***
150~200万円未満	0.117	0.123	0.085	***
200~250万円未満	0.070	0.060	0.125	***
250~300万円未満	0.094	0.098	0.073	***
300~400万円未満	0.089	0.088	0.095	
400~500万円未満	0.037	0.013	0.162	***
500~600万円未満	0.016	0.013	0.030	***
600~850万円未満	0.011	0.009	0.022	***
850万円以上	0.001	0.001	0.000	*
現在の労働時間				
就労していない	0.261	0.266	0.232	***
0~10時間未満	0.105	0.114	0.058	***
10~20時間未満	0.095	0.106	0.033	***
20~30時間未満	0.117	0.110	0.152	***
30~40時間未満	0.284	0.282	0.296	+
40時間以上	0.139	0.122	0.229	***
	1,271	693	578	

注:+ p<0.1,\* p<0.05,\*\* p<0.01,\*\*\* p<0.001.

出典:厚生労働省「年金制度基礎調査(遺族年金受給者実態調査)令和3年」の個票データから筆者作成。

参考表 2b:階級値での記述統計:調査時点の世帯の経済状況

	全体	中高齢寡婦加算		(A)-(B)の有意性
		あり (A)	なし (B)	
世帯収入				
50万円未満	0.010	0.000	0.060	***
50～100万円未満	0.061	0.041	0.152	***
100～150万円未満	0.231	0.260	0.092	***
150～200万円未満	0.121	0.125	0.103	***
200～250万円未満	0.149	0.154	0.125	***
250～300万円未満	0.117	0.118	0.110	
300～400万円未満	0.182	0.194	0.126	***
400～500万円未満	0.074	0.054	0.168	***
500～600万円未満	0.034	0.034	0.031	
600～850万円未満	0.019	0.016	0.033	***
850万円以上	0.003	0.004	0.000	***
世帯支出				
10万円未満	0.133	0.136	0.120	**
10～15万円未満	0.334	0.328	0.367	***
15～20万円未満	0.239	0.243	0.218	***
20～25万円未満	0.137	0.145	0.099	***
25～30万円未満	0.071	0.078	0.035	***
30～35万円未満	0.023	0.023	0.025	
35～40万円未満	0.037	0.026	0.098	***
40～45万円未満	0.003	0.003	0.003	
45～50万円未満	0.002	0.001	0.003	
50万円以上	0.020	0.018	0.033	***
世帯貯蓄				
なし	0.127	0.127	0.131	
50万円未満	0.106	0.106	0.109	
50～100万円未満	0.049	0.047	0.054	+
100～200万円未満	0.078	0.061	0.164	***
200～300万円未満	0.085	0.090	0.056	***
300～500万円未満	0.076	0.075	0.079	
500～700万円未満	0.138	0.155	0.049	***
700～1,000万円未満	0.176	0.178	0.162	**
1,000～1,500万円未満	0.050	0.047	0.069	***
1,500～2,000万円未満	0.051	0.052	0.043	**
2,000～3,000万円未満	0.018	0.014	0.036	***
3,000万円以上	0.047	0.047	0.048	
	1,271	693	578	

注:+ p<0.1,\* p<0.05, \*\* p<0.01, \*\*\* p<0.001.

出典:厚生労働省「年金制度基礎調査(遺族年金受給者実態調査)令和3年」の個票データから筆者作成。



参考表 2c:階級値での記述統計:遺族年金受給前の属性

	全体	中高齢寡婦加算		(A)-(B)の有意性
		あり (A)	なし (B)	
年金受給前の労働時間				
就労していない	0.184	0.184	0.182	
0～10時間未満	0.118	0.129	0.062	***
10～20時間未満	0.185	0.204	0.086	***
20～30時間未満	0.122	0.129	0.083	***
30～40時間未満	0.209	0.191	0.303	***
40時間以上	0.182	0.163	0.284	***
	1,271	693	578	

注:+ p<0.1, \* p<0.05, \*\* p<0.01, \*\*\* p<0.001.

出典:厚生労働省「年金制度基礎調査(遺族年金受給者実態調査)令和3年」の個票データから筆者作成。

