

未婚・離別女性の老後生活への不安認識とその規定要因

稲垣 誠一

公益財団法人年金シニアプラン総合研究機構 主任研究員

【記事情報】

掲載誌：年金研究 No.28 p.126-138 ISSN 2189-969X

オンライン掲載日：2026年3月31日

掲載ホームページ：<https://www.nensoken.or.jp/publication/nenkinkenkyu/>

DOI：https://doi.org/10.20739/nenkinkenkyu.28.0_126

要旨

本研究は、未婚・離別女性を対象として、老後生活への不安に対する主観的認識の規定要因を実証的に検証することを目的とする。分析には、「第6回 独身者（40代～60代）の老後生活設計ニーズに関する調査」の個票データを用い、老後生活への不安の有無を従属変数とする2値ロジスティック回帰分析を行った。分析の結果、国民年金の免除・未納は老後生活への不安認識と強い正の関連を示し、本人持ち家および大学卒以上の学歴は有意な負の関連を示した。また、親同居は不安を高める要因であった。さらに、厚生年金加入は女性においてのみ老後生活への不安認識と有意な正の関連を示し、男女統合モデルにおいても性別との交差項が有意であった。この結果は、厚生年金への加入が客観的には所得保障を強化する要因である一方で、その主観的評価は男女で異なる可能性を示唆している。以上の結果は、未婚・離別女性の老後生活への不安が、公的年金制度への参加状況、住宅資産、および家族構造といった現役期の制度的位置と資産条件の累積的結果として形成されることを示しており、年金制度に加えて資産形成を含む包括的な生活保障政策の重要性を示唆するものである。

1 はじめに

日本では、高齢単身女性の貧困率が他の人口集団と比較して高いことが広く指摘されている。特に未婚および離別女性は、配偶者の所得や遺族年金に依存することができないため、老後の生活基盤が脆弱になりやすい。実際、高齢単身女性の相対的貧困率は他の世帯類型と比較して高い水準にあり、女性の老後貧困は重要な社会問題の一つとなっている。

従来の研究では、女性の老後貧困の要因として、非正規雇用の多さや賃金格差、公的年金への加入・納付状況の不完全さ、資産形成の不足などが指摘されてきた。しかし、老後の貧困は高齢期に突然発生する現象ではなく、現役期からの長期的な経済行動や制度との関わりの結果として形成されるものである。就業状況、賃金水準、資産形成、家族構造、健康状態、公的年金制度の適用状況など、複数の要因が長期間にわたって累積し、その結

果として老後の生活状況が決定される。さらに、人口動態や賃金、物価などのマクロ経済環境の変動も影響を与えるため、老後貧困の形成過程は本質的に動的かつ確率的な性格を持つ。このため、ある一時点の断面的な観察のみからその構造を十分に理解することは容易ではない。

こうした問題意識から、ダイナミック・マイクロシミュレーションを用いて将来の所得分布や貧困率を推計する研究も行われており、高齢単身女性の貧困率が今後も高い水準にとどまる可能性が示されている。しかし、これらのモデルはその構造の複雑さから膨大な仮定とデータを必要とし、特に資産形成や住宅保有といった要因を十分に考慮することが困難である場合が多い。また、こうした動的モデルの構築には大きな制約があり、実証研究の蓄積は必ずしも十分とはいえない。

一方で、老後の生活に対する主観的なリスク認識は、将来の客観的な生活状況を予測する重要な先行指標であることが知られている。将来の生活に対する不安は、貯蓄行動や資産形成、就業継続の意思決定などに影響を与え、結果として実際の老後の生活状況に反映される可能性がある。したがって、老後生活への不安に対する主観的認識がどのような要因によって規定されているかを明らかにすることは、老後貧困の形成メカニズムを理解する上で重要であるとともに、将来の貧困リスクを予測するための基礎的知見を提供するものといえる。また、こうした知見は、ダイナミック・マイクロシミュレーションの仮定や行動モデルの構築にも有用な情報を提供する可能性がある。

本研究の目的は、未婚および離別女性を対象として、老後生活への不安認識の規定要因を明らかにすることである。特に、公的年金制度への加入・納付状況、住宅資産の保有状況、家族構造、および教育水準が老後生活への不安認識に与える影響に着目する。

なお、本稿では老後生活への不安の「主観的認識」を、老後の生活全般に対する不安の有無によって近似的に操作的に測定する。さらに、女性の分析結果の解釈を補助する目的で男性サンプルの分析も併せて行い、男女を統合したモデルに性別と厚生年金加入の交差項を導入することで、厚生年金加入の関連が男女で異なるかを検証する。

2 先行研究と分析枠組み

日本では、高齢単身女性の貧困率が他世帯と比較して高いことが指摘されており、特に未婚および離別女性は配偶者からの所得移転や遺族年金による補完を受けにくいいため、老後の所得基盤が脆弱化しやすい。阿部（2021）は、1985年から2018年にわたる貧困率の推移を分析し、単身女性および高齢女性において貧困率が相対的に高い水準にあることを示している。さらに、国立社会保障・人口問題研究所（2024）の将来推計によれば、単身世帯、とりわけ高齢単身女性の増加が見込まれており、世帯構造の変化に伴い、高齢期の生活保障問題が今後一層重要になる可能性が示唆されている。

女性の老後所得は、現役期における就業履歴、賃金水準、公的年金制度への加入状況などが累積的に反映された結果として形成される。日本の労働市場において女性は非正規雇用に従事する割合が高く、賃金水準も相対的に低い傾向があることから、こうしたライフコース上の制約は将来の年金給付水準に影響を及ぼし得る。特に未婚・離別女性の場合、世帯内での所得再分配（配偶者所得）に依存できないため、個人の就業履歴および制度へ

の参加状況が老後所得を規定する重要な要因となる（駒村，2014）。

また、ダイナミック・マイクロシミュレーションを用いた研究（稲垣，2021）においても、就業履歴や年金加入状況の差異が将来の所得分布に影響を及ぼすことが示されている。これらの研究は、高齢期の所得格差や貧困が高齢期に偶発的に生じるものではなく、現役期における労働市場での位置および制度的条件の累積的結果として形成される構造的現象であることを示している。

特に、公的年金制度は制度設計上は性別に対して中立的であるものの、その実際の効果は就業履歴や賃金水準の違いを通じて男女で異なる結果をもたらし得る。日本では女性は非正規雇用の割合が高く賃金水準も相対的に低いため、厚生年金に加入していたとしても、加入期間や報酬水準の影響により将来の年金給付額が単独での生活を十分に支える水準に達しない場合がある。このため、厚生年金加入は客観的には老後所得を高める方向に作用する要因であるが、主観的な老後生活への不安認識との関係においては、必ずしも不安の低下と結びつかない可能性がある。とりわけ未婚・離別女性においては、配偶者による所得補完が期待できないため、厚生年金への加入状況と生活不安の認識との関係は男性とは異なる構造を持つ可能性がある。

以上を踏まえ、本研究では、公的年金制度への加入・納付状況、資産保有状況、家族構造、教育水準および現在の収入水準が老後生活への不安認識に与える影響を検証する。とりわけ、厚生年金加入と老後生活への不安認識との関連については女性サンプルを中心に分析を行い、その解釈を補助する目的で男性サンプルとの比較を行うとともに、男女統合モデルにおいて性別との交差項を導入することにより、その関連の男女差を実証的に検証する。

3 データと方法

3.1 データ

本研究では、40歳から69歳までの未婚および離別の男女を対象とした「第6回 独身者（40代～60代）の老後生活設計ニーズに関する調査」の個票データを用いた。本調査のサンプルサイズは、離別・未婚の別、5歳階級ごとの各セルにつき200、合計4,800である。

ただし、65歳以上では原則として国民年金の加入対象とはならず、制度的に被保険者としての位置づけが65歳未満とは異なる。そのため、年金制度への加入に関連する変数を分析の中心に置く本研究では、制度上の条件が大きく異なる65歳以上を含めることは適切ではないと判断し、65歳未満のサンプルを用いて分析を行った。サンプルサイズは4,000人であり、離別女性、未婚女性、離別男性、未婚男性がそれぞれ1,000人ずつ含まれている。

調査の概要および各調査項目の記述統計については仲津留（2026）に詳述されているため、本稿では、本研究の分析に用いる変数に関連する記述統計のみを示す。

3.2 変数

(従属変数)

従属変数は、老後生活に対する不安の水準を示す変数である。不安の水準は「大変不安を感じる」「少し不安を感じる」「あまり不安でない」「まったく不安を感じない」の4つの選択肢から構成されている。

本調査では、老後生活に関する不安として以下の12項目が設定されている。

- ① 老後の生活全般
- ② 自身の健康
- ③ 生活費
- ④ 安心して住める住宅がないこと
- ⑤ 家族に先立たれること
- ⑥ 面倒をみてくれる人がいないこと
- ⑦ 適当な話し相手がいないこと
- ⑧ 恋人がいないこと
- ⑨ 最期を看取ってくれる人がいないこと
- ⑩ 自身の葬儀やお墓の世話
- ⑪ 適当な趣味がないこと
- ⑫ 雇用が不安定なこと

これらの不安項目の相関構造を確認するため、主成分分析(付表1、付表2)を行った。その結果、第1主成分が全体の分散の約62%を説明し、すべての項目が高い正の負荷量を示した。このことは、健康、生活費、住宅、人間関係など多様な側面の不安が、共通する「総合的な老後不安」という潜在的要因によって強く規定されている可能性を示唆している。

一方、第2主成分(寄与率約12%)では、恋人、話し相手、看取り、趣味など、人間関係や孤立に関わる項目の負荷量が相対的に高く、老後不安の中に社会的関係に関する側面が一定程度含まれていることがうかがわれた。

以上の結果から、本研究では、第1主成分に概ね対応すると考えられる「老後生活全般への不安」を、老後不安の総合的側面を表す指標として用いることとした。

(独立変数)

独立変数として、公的年金制度への加入・納付状況、資産保有状況、家族構造、および社会経済的屬性に関する変数を用いた。

まず、公的年金制度への加入・納付状況を示す変数として、国民年金の納付状況および各種年金制度への加入状況に関する調査項目を用いた。具体的には、国民年金保険料の納付状況に関する設問に基づき、保険料の免除または未納の場合を1とする「国民年金免除未納」ダミー変数を作成した。また、厚生年金への加入状況に関する設問に基づき、「厚生年金加入」ダミー変数を作成した。さらに、企業年金への加入状況に関する設問に基づき「企業年金加入」ダミーを、iDeCo(個人型確定拠出年金)または国民年金基金への加入状況に関する設問に基づき「iDeCo・国民年金基金加入」ダミーを作成した。これらの

変数は、公的年金制度および補完的年金制度への参加状況を示し、将来の所得保障の基盤を反映する指標として用いた。

次に、資産保有状況を示す変数として、住宅資産および金融資産に関する設問を用いた。住宅資産については、現在の住居の所有形態に関する設問に基づき、本人が持ち家に居住している場合を1とする「本人持ち家」ダミーを作成した。金融資産については、本調査では資産額は資産形成手段を利用している回答者にのみ質問されているため、資産額の欠測には設問構造による制約が含まれている可能性がある。そのため、本研究では資産額を連続変数として扱うのではなく、300万円未満・300万円以上・非回答の3区分のカテゴリ変数として分析を行った。推定においては、300万円以上を基準として、低資産ダミー（300万円未満）および非回答ダミーを導入した。これらの変数は、老後の生活保障における資産の役割を反映する指標として用いた。

家族構造を示す変数としては、現在の同居状況および親の住居所有状況に関する設問を用いた。具体的には、親と同居している場合を1とする「親同居」ダミーを作成した。また、親が持ち家に居住している場合を1とする「親持ち家」ダミーを作成した。これらの変数は、現役期における家族による生活保障の程度および住宅資産への潜在的アクセス可能性を反映する指標として用いた。

さらに、社会経済的属性を示す変数として、年齢、婚姻歴、就業キャリア、学歴および年収に関する設問を用いた。年齢は調査時点の満年齢を連続変数として用いた。婚姻歴については、離別経験がある場合を1とする「離別」ダミーを作成した。就業キャリアについては、これまでの主な雇用形態に関する設問に基づき、主たる雇用形態が非正規雇用である場合を1とする「非正規雇用キャリア」ダミーを作成した。学歴については、最終学歴に関する設問に基づき、高校卒業以下を基準として、短大・専門学校卒および大学卒以上を示す学歴ダミー変数を作成した。年収については、逆双曲線正弦変換（IHS変換）を施したうえで独立変数として分析に導入した。ただし、年収2億円以上の回答が25件確認されるなど、明らかな異常値が含まれていた。また、高所得層については一定以上の水準をまとめて扱う方が適切と考えられることから、年収2000万円以上の回答については2000万円として処理した。

さらに、厚生年金加入の効果が男女で異なる可能性を検証するため、男女を統合した分析において、性別ダミーおよび性別と厚生年金加入の交差項を含むモデルを推定した。この交差項は、厚生年金制度への加入が老後生活への不安認識に与える影響の男女差を統計的に検証するために導入したものである。

以上の独立変数は、年金制度への参加状況、資産保有状況、家族による生活保障、および人的資本といった、老後の生活保障を規定する主要な構造的要因を反映する指標として選択したものである。

3.3 記述統計

本研究で使用した主要変数の分布（男女別、件数および割合）を表1に示す。老後の生活全般に対して不安を感じている者の割合は、女性で77.6%、男性で68.0%であり、女性の方が老後不安を強く認識していることが確認される。

公的年金制度への加入・納付状況についてみると、国民年金免除・未納者の割合は女性で11.1%、男性で7.7%であり、女性の方が高い。一方、厚生年金加入者の割合は女性で42.2%、男性で42.6%であり、男女間の差は小さい。なお、本研究の対象者には国民年金が任意加入（免除・未納が生じない）となる60～64歳の者も含まれているため、国民年金の免除・未納割合の解釈には留意が必要である。

資産保有状況についてみると、本人持ち家の割合は女性で26.9%、男性で35.3%であり、男性の方が高い。一方、金融資産が300万円未満である低資産者の割合は女性で53.5%、男性で52.0%であり、男女差はほとんどみられない。また、親と同居している者の割合は女性で33.2%、男性で32.6%であり、この点においても男女差は小さい。

就業キャリアについては、非正規雇用を中心とするキャリアを有する者の割合が女性で48.8%であるのに対し、男性では29.5%であり、大きな差がみられる。これは、この世代における男女間の雇用形態の違いを反映した結果と考えられる。

学歴についてみると、大学卒以上の割合は女性で28.5%、男性で45.5%であり、男性の方が高い。しかし、短大・専門学校卒の割合は女性で29.9%、男性で12.9%であるため、これらを含めた高等教育修了者の割合では男女差は相対的に小さくなる。

年収は右に長い裾を持つ分布となっており、中央値は女性250万円、男性400万円であり、男女間に大きな差がみられる。なお、分析に当たっては、2000万円以上の回答については2000万円として処理したうえで、逆双曲線正弦変換（IHS変換）を行った。

以上の結果から、公的年金制度への参加状況、とりわけ国民年金免除・未納の割合、および非正規雇用キャリアの割合において顕著な男女差が存在することが確認される。一方、低資産者の割合や親同居の割合など、多くの生活基盤に関わる指標においては男女差は比較的小さい。このことは、老後の生活不安における男女差の背景として、雇用構造および公的年金制度への参加状況の違いが重要な役割を果たしている可能性を示唆している。

表1 主要変数の分布（男女別、件数および割合）

変数	女性		男性	
老後の生活全般に対する不安				
大変不安に感じる	796	(39.8%)	544	(27.2%)
少し不安に感じる	755	(37.8%)	815	(40.8%)
あまり不安でない	357	(17.9%)	502	(25.1%)
まったく不安を感じない	92	(4.6%)	139	(7.0%)
国民年金保険料の免除・未納	221	(11.1%)	154	(7.7%)
厚生年金への加入	843	(42.2%)	852	(42.6%)
企業年金加入	139	(7.0%)	181	(9.1%)
iDeCo・国民年金基金加入	153	(7.7%)	211	(10.6%)
本人持ち家	538	(26.9%)	706	(35.3%)
低資産(300万円未満)	1,069	(53.5%)	1,039	(52.0%)
金融資産非回答	582	(29.1%)	455	(22.8%)
親同居	664	(33.2%)	652	(32.6%)
親持ち家	526	(26.3%)	411	(20.6%)
非正規雇用キャリア	975	(48.8%)	590	(29.5%)
短大・専門学校卒	598	(29.9%)	257	(12.9%)
大学卒以上	570	(28.5%)	909	(45.5%)

注：サンプルサイズは男女それぞれ2,000人である。括弧内は総数に対する割合を示す。

3.4 分析方法

従属変数は 4 段階の順序尺度であるため、当初は順序ロジスティック回帰分析（付表 3）を試みた。しかし、比例オッズ仮定に関する平行線の検定の結果、この仮定は棄却された（ $\chi^2 = 93.247, df = 30, p < 0.001$ ）。比例オッズ仮定が成立しない場合、順序ロジスティック回帰の係数はカットオフごとに異なる効果の平均として解釈されることになり、結果の解釈が困難となる。そこで本研究では、老後生活への不安の有無に着目し、従属変数を 2 値化した 2 値ロジスティック回帰分析を主たる分析として採用した。

老後生活への不安認識と各要因との関連を検証するため、公的年金制度への加入・納付状況（国民年金免除・未納、厚生年金加入、企業年金加入、iDeCo・国民年金基金加入）、資産保有状況（本人持ち家、低資産、金融資産非回答）、家族構造（親同居、親持ち家）、社会経済的属性（年齢、離別、非正規雇用キャリア、学歴）および IHS 変換を行った年収を説明変数とする 2 値ロジスティック回帰モデルを推定した。ダミー変数については各変数の基準カテゴリーを参照カテゴリーとして設定した。これにより、各要因が他の要因の影響を統制した上で老後生活への不安認識に与える影響を評価した。

さらに、女性サンプルの推定結果の解釈を進める過程で、厚生年金加入と老後生活への不安認識との関連が男女で異なる可能性が示唆されたため、その男女差を検証する目的で、男女を統合したサンプルを用いて、性別ダミーおよび厚生年金加入と性別の交差項を含む 2 値ロジスティック回帰モデルを推定した。交差項を導入することにより、厚生年金加入が老後生活への不安認識に与える影響が男女で統計的に有意に異なるかどうかを検証した。

推定結果は、オッズ比、95%信頼区間、および p 値を用いて評価した。オッズ比が 1 より大きい場合は当該変数が老後生活への不安認識を高める方向の関連を持つことを示し、1 より小さい場合はリスク認識を低下させる方向の関連を持つことを示す。

金融資産額については非回答が一定数存在したため、金融資産非回答ダミーをモデルに含めることにより、非回答によるサンプルの除外を避け、推定結果の偏りを最小限に抑えた。

年収については分布の歪みを緩和するため、2000 万円以上を 2000 万円として処理したうえで逆双曲線正弦変換（IHS 変換）を行った。IHS 変換は

$$\ln\left(x + \sqrt{1 + x^2}\right)$$

と定義される。

すべての分析は統計ソフトウェア SPSS（Version 31）を用いて実施した。有意水準は 5%とした。

4 分析結果

主たる関心が未婚・離別女性にあるため、まず女性サンプルを対象とした分析を行った。未婚・離別女性を対象として、老後生活への不安認識の規定要因を検証するため、2 値ロジスティック回帰分析を行った結果を表 2 に示す。

表 2 女性：老後生活への不安認識の規定要因（2 値ロジスティック回帰分析）

	オッズ比	95%信頼区間		p値	
		下限値	上限値		
国民年金保険料の免除・未納	1.945	1.303	2.904	0.001	**
厚生年金への加入	1.806	1.407	2.319	<.001	**
企業年金加入	0.921	0.609	1.393	0.698	
iDeCo・国民年金基金加入	0.986	0.652	1.492	0.948	
本人持ち家	0.496	0.383	0.644	<.001	**
低資産	0.828	0.601	1.141	0.249	
金融資産非回答	1.047	0.750	1.463	0.786	
親同居	1.528	1.099	2.123	0.012	*
親持ち家	0.847	0.583	1.230	0.383	
非正規雇用キャリア	1.160	0.921	1.460	0.207	
短大・専門学校卒	0.840	0.642	1.099	0.203	
大学卒以上	0.656	0.500	0.861	0.002	**
年齢	1.008	0.992	1.024	0.317	
離別ダミー	0.794	0.633	0.995	0.046	*
年収(IHS変換)	1.002	0.957	1.048	0.937	

注 1：従属変数は老後生活全般への不安（2 値）であり、「大変不安」および「少し不安」を 1、「あまり不安でない」および「まったく不安でない」を 0 とした。

注 2：オッズ比 > 1 は老後不安を高める方向の関連を示す

注 3：** p<0.01, * p<0.05

公的年金制度への加入・納付状況についてみると、国民年金免除・未納は老後生活への不安認識と強い正の関連を示した（OR = 1.945, p = 0.001）。また、親同居も老後生活への不安認識と有意な正の関連を示した（OR = 1.528, p = 0.012）。一方、本人持ち家は老後生活への不安認識と有意な負の関連を示した（OR = 0.496, p < 0.001）。さらに、大学卒以上の学歴も老後生活への不安認識を有意に低下させることが確認された（OR = 0.656, p = 0.002）。なお、低資産であることと老後生活への不安認識との関連は統計的に有意ではなかった。

注目すべき結果として、厚生年金加入は老後生活への不安認識と有意な正の関連を示した（OR = 1.806, p < 0.001）。すなわち、厚生年金に加入している女性は、加入していない女性と比較して、老後の生活に不安を感じるオッズが有意に高いことが示された。

厚生年金は報酬比例部分を含み、一般に国民年金のみの場合と比較して将来の年金給付額が高くなる制度である。この点を踏まえると、本結果は必ずしも直感的とはいえない。すなわち、通常であれば将来の所得保障が相対的に手厚いと考えられる厚生年金加入の方が、老後生活への不安認識は低くなると予想されるにもかかわらず、老後生活への不安認識が高いという結果が得られたことになる。

この結果の解釈を検討するため、比較対象として未婚・離別男性について同様の分析（付表 4）を行った。その結果、国民年金免除・未納および本人持ち家については女性と同様の傾向が確認されたが、厚生年金加入は老後生活への不安認識と有意な関連を示さなかった（OR = 1.168, p = 0.171）。

このことから、厚生年金加入の効果が男女で異なる可能性が示唆された。そこで、男女を統合したサンプルを用い、性別ダミーおよび厚生年金加入と性別の交差項を含む 2 値ロジスティック回帰分析を行った。その結果を表 3 に示す。

まず、国民年金免除・未納は、男女統合モデルにおいても老後生活への不安認識と有意な正の関連を示した (OR = 1.993, 95%CI = 1.491-2.663)。また、本人持ち家は有意な負の関連を示し (OR = 0.622, 95%CI = 0.526-0.736)、住宅資産が老後生活への不安認識を低下させる方向に関連していることが確認された。さらに、親同居は老後生活への不安認識と有意な正の関連を示し (OR = 1.337, 95%CI = 1.087-1.643)、大学卒以上の学歴は有意な負の関連を示した (OR = 0.785, 95%CI = 0.665-0.926)。

次に、本研究において追加的に検討した厚生年金加入と性別の交差項についてみると、交差項は統計的に有意な正の関連を示した (OR = 1.404, 95%CI = 1.046-1.884)。この結果は、厚生年金加入が老後生活への不安認識に与える影響 (関連) が男女で異なることを示しており、男性に比べて女性では厚生年金加入と老後生活への不安認識との関連が強いことを意味している。

一方、厚生年金加入の主効果は統合モデルでは統計的に有意ではなかった (OR = 1.231, 95%CI = 0.999-1.517)。これは、厚生年金加入の影響が男女で異なるため、男女を区別しない単純な主効果としては明確な関連が現れないことを示唆している。

以上の結果は、公的年金制度、とりわけ厚生年金の老後保障機能に対する主観的認識が男女で異なる構造を持つ可能性を示すものであり、未婚・離別女性においては厚生年金加入が必ずしも老後不安の低下と結びついていないことを示唆している。

表 3 2 値ロジスティック回帰分析結果 (男女統合モデル : オッズ比と 95%信頼区間)

	女性	男性	総数
年金保険料の免除・未納	1.945 ** (1.303-2.904)	2.067 ** (1.351-3.162)	1.993 ** (1.491-2.663)
厚生年金への加入	1.806 ** (1.407-2.319)	1.168 (0.935-1.458)	1.231 (0.999-1.517)
本人持ち家	0.496 ** (0.383-0.644)	0.757 * (0.607-0.945)	0.622 ** (0.526-0.736)
親同居	1.528 * (1.099-2.123)	1.187 (0.907-1.555)	1.337 ** (1.087-1.643)
大学卒以上	0.656 ** (0.500-0.861)	0.882 (0.714-1.088)	0.785 ** (0.665-0.926)
交差項			1.404 * (1.046-1.884)

注 1 : 従属変数は老後生活全般への不安 (2 値) であり、「大変不安」および「少し不安」を 1、「あまり不安でない」および「まったく不安でない」を 0 とした。

注 2 : カッコ内は、OR の 95%信頼区間である。

注 3 : ** p < 0.01, * p < 0.05

5 考察

本研究では、未婚・離別女性を中心に、老後生活への不安認識の規定要因を 2 値ロジスティック回帰分析により検証した。その結果、公的年金制度への加入・納付状況、住宅資産、および家族構造が、老後生活への不安認識と有意に関連していることが確認された。また、分析の過程で、厚生年金加入と老後生活への不安認識との関連が男女で異なる可能

性が示された。

まず、公的年金制度への参加状況については、国民年金の免除・未納が老後生活への不安認識と強い正の関連を示した。この結果は、公的年金制度への参加が不完全である場合、将来の年金給付水準の低下または無年金のリスクが高まるため、老後の生活保障に対する不確実性が增大することを反映していると考えられる。国民年金は日本の公的年金制度の基礎部分であり、その納付状況が将来の所得保障の基盤を直接規定することを踏まえると、本結果は、制度への参加状況が主観的な老後生活への不安認識と密接に関連していることを示すものである。

次に、資産保有状況については、本人持ち家が老後生活への不安認識を有意に低下させることが確認された。持ち家は老後における住居費負担を軽減するだけでなく、生活基盤の安定性を高める資産として機能する。この結果は、老後の生活保障が公的年金のみによって規定されるのではなく、住宅資産を含む資産保有状況によっても大きく影響を受けることを示している。特に未婚・離別者においては、世帯内での所得再分配が期待できないため、住宅資産の有無が老後の生活保障においてより重要な意味を持つと考えられる。

また、親同居は老後生活への不安認識を有意に高めることが確認された。親との同居は現役期において生活費負担の軽減などの経済的支援をもたらす一方で、生活基盤が親世帯に依存している場合、親の死亡や介護の発生により生活条件が大きく変化する可能性がある。このような将来の生活基盤の不確実性が、老後に対する不安の高さとして認識されている可能性がある。この結果は、家族による生活保障が短期的には生活安定に寄与する一方で、長期的には不安定要因ともなり得ることを示唆している。

本研究において特に注目される結果は、厚生年金加入が未婚・離別女性において老後生活への不安認識と有意な正の関連を示したことである。厚生年金は報酬比例部分を含むため、一般に国民年金のみの場合よりも将来の年金給付水準が高くなる制度である。このため、厚生年金加入は老後不安の低下と関連することが予想されるが、本研究ではこれとは逆の結果が得られた。

この結果の解釈を検討するため男性について同様の分析を行ったところ、厚生年金加入は老後生活への不安認識と有意な関連を示さなかった。また、男女統合モデルにおいて厚生年金加入と性別の交差項が有意であったことから、厚生年金加入と老後生活への不安認識との関連は男女で有意に異なることが確認された。すなわち、厚生年金加入は女性においてのみ老後生活への不安認識の高さと関連していた。

この結果は、未婚・離別女性においては厚生年金制度への加入が必ずしも老後の生活保障に対する十分な安心感につながっていない可能性を示唆している。未婚・離別女性は配偶者の所得や遺族年金に依存することができないため、自身の年金給付が老後の主要な所得源となる。そのため、厚生年金加入者であっても、将来の給付水準が単独での生活を支えるには必ずしも十分でない可能性を現実的に認識していることが、老後生活への不安認識の高さとして表れている可能性がある。

さらに、厚生年金加入は一定期間の被用者としての就業経験を反映する指標であり、制度への理解や将来の所得見通しに対する認識がより具体的である可能性がある。このため、制度に関する知識がより豊富であるほど、将来の給付水準の限界や生活費とのギャップを

より現実的に認識し、その結果として老後の生活に対する不安が高くなっている可能性も考えられる。加えて、この関連は厚生年金加入そのものの効果に加え、就業履歴・所得水準、さらには選択（就業選択）や能力、情報（制度理解）の違いといった観測されにくい個人特性による交絡を反映している可能性もあり、因果関係の解釈には慎重である必要がある。

以上の結果は、老後貧困が高齢期における偶発的な現象ではなく、現役期における制度的位置、資産保有状況、および家族構造によって規定される構造的な現象であることを示している。特に未婚・離別女性においては、公的年金制度への加入のみでは老後の生活保障が十分であるとは認識されておらず、住宅資産の形成や追加的な資産形成の機会の確保が重要であることが示唆される。

また、本研究で明らかになったように、同じ制度への加入であっても、その意味や主観的な評価は男女で異なる可能性がある。このことは、公的年金制度の老後保障機能を評価する際には、制度設計のみならず、制度がどのように認識されているかという主観的側面も重要であることを示している。

6 まとめ

本研究では、未婚・離別女性を対象として、老後生活への不安認識の規定要因を実証的に検証した。その結果、公的年金制度への参加状況、住宅資産の有無、および家族構造が老後生活への不安認識と有意に関連していることが明らかとなった。特に、国民年金の免除・未納は老後不安の高さと強く関連しており、公的年金制度への参加状況が老後の生活保障に対する認識の重要な基盤となっていることが確認された。また、本人持ち家は老後不安を低下させる要因であり、住宅資産が老後の生活基盤の安定に寄与する生活保障機能を有していることが示された。さらに、親同居については、生活基盤が親世代に依存している場合、親の死亡や介護の発生に伴う生活条件の変化に対する不確実性が、老後不安の高さと関連している可能性が示唆された。

さらに、厚生年金加入は女性においてのみ老後生活への不安認識と有意な正の関連を示し、男性ではそのような関連は確認されなかった。この結果は、公的年金制度の老後保障機能が男女で異なる形で認識されている可能性を示唆している。特に未婚・離別女性においては、公的年金制度への加入が客観的な所得保障を強化する要因である一方で、それのみでは老後の生活に対する十分な安心感の形成には必ずしも結びついていない可能性がある。

これらの結果は、老後生活への不安が高齢期において突然発生するものではなく、現役期における制度への参加状況、資産保有状況、および家族構造といった要因の累積的な結果として形成される構造的な問題であることを示している。したがって、未婚・離別女性の老後生活への不安を軽減するためには、公的年金制度への参加促進に加えて、住宅資産を含む資産形成の機会を確保することが重要であると考えられる。

本研究にはいくつかの限界がある。本研究は主観的な老後生活への不安認識を対象としており、実際の老後所得との対応関係については直接的に検証していない。また、本研究では老後の生活不安を老後生活への不安認識の指標として用いているが、これは将

来の貧困そのものを直接測定したのではなく、「老後生活への不安認識」という抽象的概念を調査項目によって近似的に測定した操作的指標であるという制約がある。さらに、本研究は横断データに基づく分析であるため、観察された関連について因果関係を直接的に示すものではない点にも留意する必要がある。

厚生年金加入と老後生活への不安認識との間に、特に女性において正の関連がみられた点については、本稿のデータのみから因果関係を特定することは困難であり、さらなる検証が必要である。たとえば、厚生年金への加入が不安を高めているのではなく、不安を強く感じる者ほど将来への備えとして厚生年金に加入している可能性がある。また、厚生年金への加入により老後生活についての認識が高まり、その結果として不安が喚起されている可能性も考えられる。さらに、本研究で用いた順序ロジスティック回帰分析においては、比例オッズ仮定が棄却されており、不安の水準によって厚生年金加入の効果が一様ではない可能性が示唆されている。この点についても、今後より精緻な分析が求められる。

国民年金の免除・未納が老後生活への不安認識と強い正の関連を示している点も重要である。これは厚生年金加入の効果とは異なり、免除・未納により将来の年金給付額が低下することを踏まえれば、直観的にも理解しやすい結果である。しかしながら、免除・未納には所得制約等によりやむを得ず生じている側面もあることから、その対応をすべて生活保護制度に委ねるのではなく、年金制度の枠内においても一定の制度的対応を検討する必要があると考えられる。厚生年金の適用拡大はその一つの方策であるが、保険料拠出に依存しない仕組み、すなわち税方式の導入などによる直接的な所得保障の在り方についても検討の余地があるだろう。

また、本稿では詳細な分析は行っていないが、親との同居が老後生活への不安認識を有意に高めている点についても、さらなる検討が必要である。さらに、本人持ち家が不安認識を有意に低下させる結果は、住宅資産の有無が老後の生活保障において重要な役割を果たしていることを示唆しており、高齢者向け住宅政策の重要性を改めて示すものである。

今後は、実際の所得データとの対応関係や縦断データを用いた分析により、主観的リスク認識と客観的貧困との関係を検証することが課題である。

【謝辞】

本稿は、公益財団法人年金シニアプラン総合研究機構による「第6回独身者（40～60代）の老後生活設計ニーズに関する調査」の成果の一部である。本稿の作成にあたり、研究会座長である高山憲之理事長をはじめ、委員の皆様から貴重なご助言をいただいた。ここに記して感謝申し上げます。なお、本稿に含まれる誤りはすべて筆者の責任である。

参考文献

- 阿部彩（2024）「相対的貧困率の動向（2022 調査 update）」貧困統計ホームページ.
<https://www.hinkonstat.net/>（2026 年 2 月 19 日）
- 稲垣誠一「老後生活の経済」永瀬伸子・寺村絵里子編『少子化と女性のライフコース（人口学ライブラリー19）』株式会社原書房, 2021, 165-187.
- 国立社会保障・人口問題研究所（2024）『日本の世帯数の将来推計（全国推計）令和 6（2024）年推計』国立社会保障・人口問題研究所.
<https://www.ipss.go.jp/pp-ajsetai/j/HPRJ2024/t-page.asp>（2026 年 2 月 19 日）
- 駒村康平（2014）『日本の年金』岩波新書.
- 仲津留隆（2026）「第 6 回 独身者（40 代～60 代）の老後生活設計ニーズに関する調査：調査の目的と方法」公益財団法人年金シニアプラン総合研究機構、『Web Journal 年金研究』No.28, pp.142-146.

【付表】

付表 1 主成分の固有値および寄与率

成分	固有値	分散説明率(%)	累積寄与率(%)
第1主成分	7.382	61.518	61.518
第2主成分	1.392	11.600	73.118

注：主成分分析による結果を示している。成分の抽出は固有値1以上の基準（Kaiser基準）に基づく。累積寄与率は各成分までに説明される分散の割合を示す。

付表 2 主成分負荷量

変数	第1主成分	第2主成分
老後の生活全般	0.803	-0.468
自身の健康	0.795	-0.429
生活費	0.804	-0.465
安心して住める住宅がないこと	0.771	-0.161
家族に先立たれること	0.749	-0.012
面倒をみてくれる人がいないこと	0.861	-0.114
適当な話し相手がないこと	0.823	0.276
恋人がないこと	0.632	0.578
最期を看取ってくれる人がいないこと	0.821	0.288
自身の葬儀やお墓の世話	0.819	0.179
適当な趣味がないこと	0.711	0.456
雇用が不安定なこと	0.798	0.027

注：主成分分析による成分負荷量を示す。負荷量は各変数と主成分との関連の強さ（本研究では標準化されたデータに基づいており、相関係数に相当）を表し、絶対値が大きいほど当該主成分との関連が強いことを意味する。なお、第1主成分は老後生活に関する不安の共通要因（総合的な不安）を表すものと解釈される。

付表 3 女性：老後生活への不安認識の規定要因（順序ロジスティック回帰分析）

	オッズ比	95%信頼区間		p値	
		下限値	上限値		
国民年金保険料の免除・未納	1.450	1.100	1.920	0.009	**
厚生年金への加入	1.220	1.010	1.470	0.042	*
企業年金加入	0.978	0.710	1.350	0.890	
iDeCo・国民年金基金加入	1.000	0.737	1.370	0.985	
本人持ち家	0.597	0.485	0.734	0.000	**
低資産	0.992	0.780	1.260	0.945	
金融資産非回答	0.937	0.732	1.200	0.603	
親同居	1.360	1.060	1.740	0.015	*
親持ち家	0.948	0.721	1.250	0.700	
非正規雇用キャリア	1.170	0.981	1.390	0.081	
短大・専門学校卒	0.817	0.669	0.998	0.048	*
大学卒以上	0.655	0.530	0.808	0.000	**
年齢	1.000	0.990	1.010	0.759	
離別ダミー	0.848	0.714	1.010	0.059	
年収(IHS変換)	0.994	0.958	1.030	0.725	

注1：従属変数は老後生活全般への不安（4段階）であり、「1=まったく不安でない」「2=あまり不安でない」「3=少し不安」「4=大変不安」とし、値が大きいほど不安の程度が高いことを示す。

注2：オッズ比 > 1 は老後不安を高める方向の関連を示す

注3：** p<0.01, * p<0.05

注4：比例オッズ仮定に関する平行線の仮定は棄却された ($\chi^2 = 93.247, df = 30, p < 0.001$)

付表 4 男性：老後生活への不安認識の規定要因（2値ロジスティック回帰分析）

	オッズ比	95%信頼区間		p値	
		下限値	上限値		
国民年金保険料の免除・未納	2.067	1.351	3.162	<.001	**
厚生年金への加入	1.168	0.935	1.458	0.171	
企業年金加入	1.416	0.993	2.019	0.055	
iDeCo・国民年金基金加入	1.203	0.868	1.668	0.267	
本人持ち家	0.757	0.607	0.945	0.014	*
低資産	1.083	0.842	1.394	0.536	
金融資産非回答	1.027	0.777	1.359	0.850	
親同居	1.187	0.907	1.555	0.212	
親持ち家	1.068	0.760	1.500	0.705	
非正規雇用キャリア	0.925	0.734	1.165	0.506	
短大・専門学校卒	1.185	0.865	1.623	0.290	
大学卒以上	0.882	0.714	1.088	0.241	
年齢	1.010	0.996	1.024	0.146	
離別ダミー	1.107	0.908	1.351	0.316	
年収(IHS変換)	0.992	0.954	1.032	0.704	

注1：従属変数は老後生活全般への不安（2値）であり、「大変不安」および「少し不安」を1、「あまり不安でない」および「まったく不安でない」を0とした。

注2：オッズ比 > 1 は老後不安を高める方向の関連を示す

注3：** p<0.01, * p<0.05