

公的年金収入への期待と社会階層

—正規雇用年数・価値意識・代替収入源の影響¹—

藤田 智博

(元京都大学大学院文学研究科研究員²)

【論文要旨】

本稿では、いかなる要因が老後の公的年金収入への期待を高めているのかを分析する。先行研究では年齢の正の影響が明らかにされており、加齢にともなって公的年金収入への期待が高まることが明らかにされている。本稿では、先行研究では未検討の正規雇用年数、格差肯定意識、代替収入源への期待という3つの要因に着目し、公的年金収入への期待が高まるメカニズムについて改めて考察した。具体的には、正規雇用年数の短さ、格差肯定的な価値意識、公的年金収入に代わる別の収入源への期待が、公的年金収入への期待を低めているのではないかという観点から、2015年のSSM調査を分析した。

職歴にかかわる回答に基づき、正規雇用年数を算出し、格差肯定意識を説明変数に含めた重回帰分析を男女別に行った。また、貯蓄への期待が、公的年金収入への期待を高めているかもしれないことから、二段階最小二乗法を用いた分析を行った。

分析の結果、男性において、正規雇用年数は正の影響を有していたものの、格差肯定的な価値意識、貯蓄への期待が公的年金収入への期待を高めているという知見は得られなかった。それゆえ、正規雇用年数の短さは、確かに、公的年金収入への期待を低下させているかもしれないものの、男性においてのみ支持され、また、加齢の影響も残るといえる。

キーワード：公的年金収入、社会階層、正規雇用年数

1. はじめに

少子高齢化社会において、老後の経済的安心の調達は、多くの人にとって必要不可欠であろう。医療の進歩や介護の発達によって長寿が可能になる一方で、老後には就労が必ずしも容易ではないことから、生きていくための収入が保障されているわけではない。

公的年金制度は、このようなリスクに備えるために、人びとの間の助け合いに基づいて用意されている。また、公的年金制度は国民年金、厚生年金（共済年金を含む）からなり、税方式ではなく、保険方式で運営されている。そのため、拠出の程度によって、保障の手厚さは異なってくる。では、公的年金から得られる収入に期待しているのは、老後に手厚い保障が得られる層なのだろうか。

たとえば、1990年代以降、若年層の非正規雇用の問題が注目され、社会階層論においても主要なテーマの一つとなってきた（太郎丸 2009）。確かに、非正規雇用であれば、正規雇用

¹ この研究は JSPS 科研費 JP25000001 の助成を受けたものです。

² 現在、(株)原子力安全システム研究所。

に比して、将来、貧困に陥るリスクが高いのではないかと考えられる。非正規雇用であれば、厚生年金に加入していないことも少なくなく、正規雇用の厚生年金加入者に比して、受給額が少なくなるかもしれないからである³。しかしながら、世代間の助け合いという公的年金の理念が示しているように、正規雇用であれ、非正規雇用であれ、誰もが加入でき、頼りにできる点にこそ、公的年金制度の意義があるという点も一概には否定できない。それゆえ、保障は必ずしも手厚くないかもしれないものの、非正規雇用だからこそ公的年金から得られる収入に期待する、あるいは期待せざるをえないという心理メカニズムも十分に考えられる。

社会階層論においては、社会的資源がいかに不均等に配分されているかの知見が蓄積されてきた（竹ノ下 2013）。それに従うならば、社会的な資源の不均等な配分が、そのまま老後を含む将来の経済的保障への期待にも反映されていると予測することができる。しかし、先に指摘したように、人びとの期待や意識は、必ずしも、社会的資源の不均等な配分をそのまま反映しているわけではないかもしれない。そこで本稿では、老後の所得保障への期待について、計量社会学的にアプローチすることで、とりわけ公的年金収入への期待を高めるメカニズムを考察する。

2. 先行研究

人びとの意識は、国の政策への評価や期待の指標として参考にされる（白波瀬 2012a）。政策の目標を人びとの意識の改善や改良のみに求めることや、また、政策の評価を人びとの意識のみに集約できるわけではないにしろ、社会調査データの分析から浮かび上がる人びとの意識は、政策の効果の実感やリアリティを把握するうえで参考にされてきた。

公的年金制度を含む社会保障や福祉にかかわる意識にもさまざまなものがあげられるが、まずは、意識からアプローチする際の着眼点として、制度がどのような理念のもとにあるべきかという点があげられるだろう。大きな政府が望ましいのか、小さな政府が望ましいのか、そのための負担の増加をやむをえないものとするのか逆に負担を避けるのか、社会保障の民営化に賛成するのか反対するのか、所得再分配の仕組みはどのような経路が望ましいのか、受給者の範囲に制限を設けるのか、世代間の格差をどの程度まで容認するのかといった論点について、人びとの意見を調査するアプローチが考えられる（武川・白波瀬編 2012）。

また、制度を支える理念ではなく、個別の政策に対する賛否を尋ねることもなされてきた。社会保障のなかでも共助の理念に基づく年金、公助の理念に基づく生活保護、さらに、介護や少子化政策といった個別の領域について、あるいは、望ましい少子化対策や高齢者介護のありかたの賛否を問うアプローチが考えられる。

³ たとえば、厚生労働省年金局（2015）によれば、「正社員・従業員」に比較して、「パート・アルバイト」、「労働者派遣事業所の派遣社員」、「契約社員・嘱託」であれば、第二号被保険者の加入割合は少なくなっている。

さらに、社会保障を人びとの価値意識と関連づけるならば、個別の制度や理念にかかわる論点よりもさらに一般的な視点から、格差に対して肯定的であるのか、否定的であるのかといった格差観や平等観を問うことも考えられ⁴、このような価値観を個別の政策と関連づける視点も提示されている（武川編 2006）。

社会保障や福祉にかかわる意識については、このように、水準や内容の異なるいくつかのパターンを想定することが可能である。そのうち、本稿が照準を合わせるのは、老後に得られる所得への期待である。老後の収入への期待が先行研究で探求されてきた背景には、社会保障制度への不信感、とりわけ若年層の公的年金制度への不信感の要因の解明という課題があったと考えられる。確かに、分析結果は、若年層の公的年金収入への期待が低いことを示唆している（白波瀬 2012b）。しかし、それが若年層の間で社会保障離れが進んでいることと関連しているかという点必ずしもそうではなく、むしろ、若年層にとっては公的年金を受給することなど、遠い未来の老後のことであり、実感に乏しいというのが実態であるのではないかと指摘されている。

しかし、検討されるべき課題も残されている。若年層における公的年金収入への期待の低さを再考していくためには、加齢と関連する他の要因も同時に考慮に入れる必要があるだろう。本稿では、先行研究では十分に考察されていない次の3つの要因に基づく仮説を検討していくこととする。一つは、先に、社会階層論において、正規雇用と非正規雇用の関係に着目されるようになった経緯を指摘したが、ここでは正規雇用年数の短さに着目する。若年層において公的年金収入への期待が低いのは、単に、正規雇用年数が短いからではないだろうか。なぜならば、加齢にしたがって、雇用期間も長くなり、かつ常時雇用者であるならば、厚生年金に加入していると考えられるため、公的年金収入への期待は高まることが予測される。逆に言えば、若年層において公的年金収入への期待が低いのは、単に、雇用期間が短いだけかもしれない。これを正規雇用年数仮説（仮説1）と呼ぶことにする。

あるいは、老後までの時間が長い若年層は、助け合いを否定し、格差や競争を肯定しているために、公的年金収入への期待が低いのもかもしれない。若ければ、新しいことに挑戦し、競争に打ち勝ち、社会的に成功する自信を持っているかもしれない。そして、社会的に成功するならば、公的年金に頼らなくとも老後の生活をこなしていけると考えているかもしれない。すなわち、格差や競争に肯定的な価値観を有しており、公的年金などあてにしなくとも生きていけると考えているならば、公的年金収入への期待が低くなると予測される。これを格差肯定の価値意識仮説（仮説2）と呼ぶことにする⁵。

⁴ たとえば、Hitlin and Piliavin(2004)によれば、価値観や価値意識は個人が有する比較的持続的な特性であり、具体的な行動の指針となりうる。

⁵ 若年層あるいは年齢と格差肯定意識の関連に言及しているものとして、吉川（2014）や顕著ではないと指摘しているものの、吉川（2011）がある。また、格差肯定意識とセーフティネットとの関連に触れている木村・三隅（2011）も参照されたい。

さらに、若年層は、公的年金以外の収入源をあてにしているために、公的年金収入にそれほど期待していないのかもしれない。自らが働き、得た貯蓄のような他の収入源に期待をすることができるならば、わざわざ公的年金をあてにしなくとも暮らしていけると考えるのも無理はないだろう。それゆえ、若年層は公的年金収入に期待せずとも、自らの貯蓄で老後の生活を乗り切れると考えているから、公的年金収入への期待が低いのかもしれない。これを代替収入源期待仮説（仮説3）と呼ぶ。

3. 使用するデータと変数

3.1 使用するデータ

それでは、上の3つの仮説はどれほど正しいのだろうか。仮説を検証するために、2015年のSSM調査「人生のあゆみと格差に関する全国調査」のデータを用いる。この調査は、公的年金をはじめとする将来の所得保障に関する質問を含んでいる。また、それら以外にも、職業や職歴、ライフコースにかかわる変数を多く含んでおり、本稿の仮説を検証するのに適している。2015年SSMデータは20歳から79歳の男女を対象とし、層化二段無作為抽出法で標本を得ている。回収率は50.1%（有効回収数は7,817票）であり、調査方法は調査員による個別面接法と留置法を併用している。ただし、本稿では、以下に述べるような理由で、分析の対象を調査時の年齢が59歳以下の回答者に限定している。

3.2 被説明変数

被説明変数となる老後の所得保障への期待は、自記式の留置票の質問で尋ねられている。質問文のワーディングは、「あなたは、老後を過ごすために、次のような収入をどの程度あてにしていますか」というもので、「公的年金（厚生年金・国民年金・共済年金）」、「保険会社や郵便局が提供する個人年金」、「それまでに自分や配偶者がためた貯蓄」、「自分や配偶者が老後も働きつづけることで得る収入」、「子どもや親族からの経済的援助」という5つの収入源について、それぞれ「とてもあてにしている」「ややあてにしている」「あまりあてにしていない」「まったくあてにしていない」に加えて、「考えていない」の5つの選択肢から選択してもらう形式を採用している。

まず、これら5つの選択肢の分布を確認するため、「考えていない」の回答比率を、年齢層別に示したのが図1になる（100パーセンテージポイントが1になるように変換している）。ここで、60歳代に着目すると、公的年金について「考えていない」割合は0.05ポイントを下回っており低いのにに対して、個人年金や自分や配偶者が働きつづけることで得る収入（労働）は0.4ポイントを上回っており、子どもや親族からの支援にいたっては半数を上回る0.5ポイントをこえている。逆に、図2には、公的年金収入について「とてもあてにしている」と回答した比率を示したが、60歳以上は0.8ポイントを上回っている。

このような分布が得られた理由としては、60歳以上は、すでに老後の段階にあり、公的年金を受給している人が多く、当事者であることが関係していると考えられる。すなわち、この質問において、「とてもあてにしている」や「ややあてにしている」の意味は、60歳以上の回答者の多くにとっては、現にそれらの収入を得ているか否かという意味であり、将来、それらの収入を期待できることではないと考えることができる。それゆえ、すでに老後の段階にあるという意味で当事者である60歳以上の回答者と、これから老後を迎える60歳未満の回答者とでは、これらの質問は異なる意味を持つてしまう。

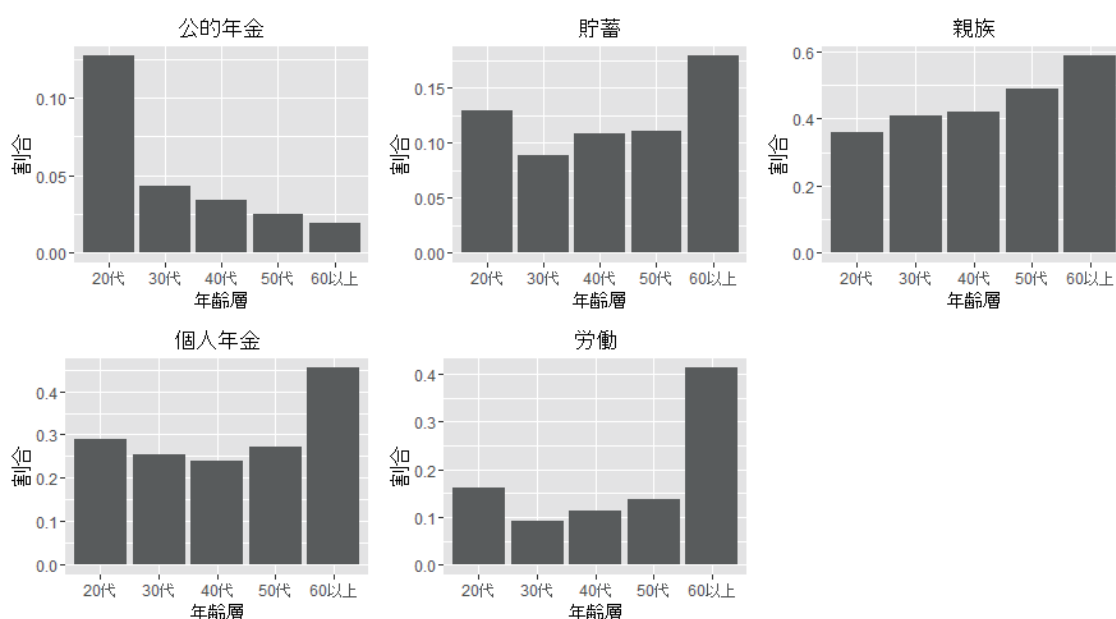


図1 老後の所得保障「考えていない」の回答比率

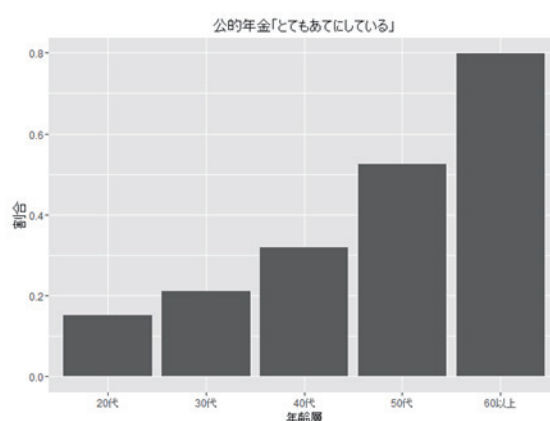


図2 年齢別公的年金収入「とてもあてにしている」割合

そこで、以下の分析においては、現時点であてにしているか否かではなく、将来に期待するという意味合いに照準を合わせるため、60歳以上を分析から除外し、59歳以下に限定して

分析を行っていく。そして、公的年金、個人年金、貯蓄、自身や配偶者の労働、子どもや親族からの支援のうち、「考えていない」の回答の比率が必ずしも高くない公的年金収入への期待、貯蓄への期待（それぞれ公的年金収入期待と貯蓄期待と呼ぶ）に照準を合わせ、仮説を検証していくこととする⁶。貯蓄期待は、仮説3の検証の際には、被説明変数としてではなく説明変数として用いる。

3.3 説明変数

説明変数は上で挙げた仮説にかかわる変数（正規雇用年数と格差肯定意識）とそれ以外の統制変数に分けることができる。

3.3.1 正規雇用年数

まず、正規雇用については、現在の従業上の地位と、これまでの従業上の地位にわけることができるが、本稿の仮説において注目しているのは、正規雇用年数であり、回答者のこれまでから現在にいたるまでの従業上の地位にかかわるデータである。そこで、職歴のデータから、経営者・役員を含め、常時雇用されている一般従業者の年数を算出して説明変数とする。

3.3.2 格差肯定意識

また、格差肯定の価値意識の指標としては、次の4項目を足し合わせたものを用いる。「チャンスが平等にあたえられるなら、競争で貧富の差がついてもしかたがない」「競争の自由を守るよりも、格差をなくしていくことの方が大切だ」「今後、日本で格差が広がってもかまわない」「富む者と貧しい者とのあいだの所得の格差を小さくすべきだ」の4項目である。これらの項目を、格差や競争について肯定的であるほど、高い得点になるようにリコードし、足し合わせて用いることにする⁷。

3.3.3 統制変数

それ以外の変数については、以下のものを使用している。まず性別は、男女のライフコースの相違を考慮して男女別に分析するため、説明変数として投入することはしなかった。

被説明変数は公的年金収入期待、貯蓄期待であり、これらと相関することが予測される労働市場、家族、経済にかかわる変数を統制変数として用いる。公的年金の一つに厚生年金が

⁶ また、「考えていない」は「あてにしていない」と必ずしも同義ではないことを考慮し、多変量解析の分析から除外し、それ以外の選択肢の回答を連続変数として分析を行う。

⁷ これら4項目の背後に1因子を仮定した確認的因子分析を行ったところ、適合度は悪くなく(CFIが0.992、RMSEAが0.057)、パス係数も1%水準ですべて有意であることを確認した(パス係数の標準化解はそれぞれ0.526、0.698、0.704、0.673)。

含まれ、その抛出や受給を考えるうえでは労働市場における位置は重要になるだろう。また、回答者自身の従業上の地位に加え、配偶者が常時雇用であるか否かも被保険者の区分にかかわってくる。そして、年収や資産も将来の生活の経済基盤を左右しうると考えられる。

表 1 記述統計と被説明変数との相関係数⁸

	平均値	相関係数	
		公的年金 収入期待	貯蓄期待
公的年金収入期待	2.97		0.075
貯蓄期待	2.88	0.075	
性別	0.49	0.008	-0.020
年齢	43.33	0.319	-0.075
正規雇用ダミー	0.59	0.071	0.023
非正規雇用ダミー	0.19	0.007	-0.062
自営・家族従業ダミー	0.08	-0.125	0.000
学生ダミー	0.01	-0.029	0.075
正規雇用年数	14.56	0.255	-0.034
企業規模	0.39	0.090	0.063
大卒ダミー	0.35	-0.006	0.167
結婚配偶者正規雇用ダミー	0.45	-0.001	0.079
未婚ダミー	0.15	-0.074	0.046
離別ダミー	0.05	-0.002	-0.108
死別ダミー	0.01	0.056	-0.017
本人収入	7.41	0.055	0.090
世帯収入	14.11	0.050	0.169
持ち家居住ダミー	0.67	0.153	0.026
親同居ダミー	0.20	-0.014	-0.028
退職金制度利用可能ダミー	0.49	0.115	0.033
総資産額	24.94	0.047	0.237
ローン額	7.56	-0.033	-0.023
相続額	9.01	-0.080	-0.011
一般的信頼感	3.06	0.090	0.121
格差肯定意識	10.96	-0.080	0.127
権威主義的態度	6.88	0.047	-0.001

⁸ 相関係数の絶対値が符号の正負にかかわらず 0.1 を上回っているものを色付けした。

まず、先行研究が示しているように、年齢を投入する。それから、学歴は最終学歴が大卒か否かで区分し（吉川 2006）、大学卒業・修了者とそれ以外を識別するダミー変数を指標とする。従業上の地位は、学生を除いた無職を基準カテゴリとして、正規雇用ダミー（経営者・役員、常時雇用されている一般従業者）、非正規雇用ダミー（パート・アルバイト、派遣社員、契約社員、嘱託、臨時雇用）、自営・家族従業ダミー（自営業主、自由業者、家族従業者、内職）、そして学生ダミーを用いる。それから、企業規模として、従業員数が 300 人以上もしくは官公庁をそれ以外と識別するダミー変数を用いる。

家族関係にかかわる変数として、本人が婚姻の状態にあるのか否かに加えて、配偶者の従業上の地位の相違を考慮するため、配偶者正規雇用以外を基準カテゴリとし、配偶者正規雇用ダミー、未婚ダミー、離別ダミー、死別ダミーとする変数を用いる。

さらに、本人収入、世帯収入に加え、持ち家居住ダミー（一戸建・分譲マンション）、親同居ダミー（回答者自身もしくは配偶者の両親）、退職金制度利用可能ダミー、総資産額（金融資産、不動産を含む）、ローン残額、相続額も投入する。本人収入、世帯収入、総資産額、ローン残額、相続額は各回答の中央値を代入した後に単位が小さくなるように割り算をしている⁹。また、世帯収入、総資産額は「わからない」とする回答も一定数あるが、それらは欠損値とした。

さらに、意識にかかわる変数として、先にあげた格差肯定の価値意識の他に、一般的信頼感¹⁰、権威主義的態度¹¹をそれぞれ投入する。年金は国が運営していることを考慮するならば、信頼感や権威主義が期待を高めていたとしても決して不思議ではない。これらの各変数の記述統計（平均値）と、被説明変数である公的年金収入期待、貯蓄期待との相関係数を表 1 に示した。

4. 結果

それでは、各説明変数は被説明変数にどのような影響を及ぼしているのか。OLS による重回帰分析を男女別に行った結果のパラメータ推定値を表 2（公的年金収入への期待）と表 3（貯蓄期待）に示した。

まず、決定係数であるが、公的年金収入期待については、自由度調整済み決定係数がそれぞれ 0.175（男性）、0.122（女性）であり、同じく、貯蓄期待については、0.166（男性）と

⁹ 世帯収入・本人収入・相続額は 10 万、総資産額・ローン額は 100 万を分母とした。

¹⁰ 具体的には、「たいいていの人には信用できる」の回答を用いた。

¹¹ 具体的には、「権威のある人々にはつねに敬意をはらわなければならない」、「以前からなされてきたやり方を守ることが、最上の結果を生む」、「この複雑な世の中で何をなすべきかを知るいちばんよい方法は、指導者や専門家にたよることである」の 3 項目を用いた。これら 3 項目の背後に一つの潜在変数を仮定した確認的因子分析を行ったところ、パス係数がすべて有意になった（パス係数の標準化解は 0.513、0.650、0.629）。潜在変数が 1 つで 3 項目の確認的因子分析の場合、丁度識別になるため、適合度は適用されない（Brown 2006: 66）。

0.107（女性）であり、期待のような意識にかかわる被説明変数に対する説明変数の説明率という点からは、必ずしも悪くない結果であると考えられる（吉川 2014）。

表 2 公的年金収入期待の OLS によるパラメータ推定値

	男		女	
	推定値	標準誤差	推定値	標準誤差
切片	1.342 ***	0.369	1.471 ***	0.249
年齢	0.022 ***	0.006	0.033 ***	0.004
正規雇用ダミー	0.029	0.231	-0.050	0.117
非正規雇用ダミー	0.055	0.252	-0.057	0.084
自営・家族従業ダミー	-0.007	0.240	-0.479 ***	0.144
学生ダミー	0.540	0.372	0.338	0.363
正規雇用年数	0.013 *	0.006	0.003	0.004
企業規模	0.133	0.069	0.062	0.073
大卒ダミー	0.064	0.068	0.119	0.071
結婚配偶者正規雇用ダミー	-0.128	0.088	0.067	0.092
未婚ダミー	0.087	0.092	-0.002	0.136
離別ダミー	0.083	0.168	-0.163	0.145
死別ダミー	0.438	0.513	0.007	0.215
本人収入	-0.021 *	0.010	0.003	0.011
世帯収入	0.008	0.008	-0.012 *	0.006
持ち家居住ダミー	0.198 *	0.080	0.074	0.078
親同居ダミー	-0.108	0.087	-0.060	0.087
退職金制度利用可能ダミー	0.337 ***	0.085	0.100	0.093
総資産額	-0.004 *	0.002	0.000	0.002
ローン額	-0.001	0.003	-0.001	0.003
相続額	-0.021	0.013	-0.003	0.013
一般的信頼感	0.072 *	0.030	-0.004	0.029
格差肯定意識	-0.011	0.010	-0.007	0.011
権威主義的態度	0.018	0.012	0.025	0.013
決定係数	0.196		0.144	
調整済み決定係数	0.175		0.122	
n	891		921	

* $p < 0.05$, ** $p < 0.01$, *** $p < 0.01$

表3 貯蓄期待の OLS によるパラメータ推定値

	男		女	
	推定値	標準誤差	推定値	標準誤差
切片	2.721 ***	0.279	3.136 ***	0.240
年齢	-0.016 ***	0.003	-0.008 *	0.004
正規雇用ダミー	0.416	0.213	-0.002	0.113
非正規雇用ダミー	0.459	0.236	-0.150	0.081
自営・家族従業ダミー	0.479 *	0.220	-0.024	0.139
学生ダミー	1.120 **	0.346	0.464	0.351
正規雇用年数	-	-	-0.002	0.004
企業規模	0.148 *	0.065	-0.033	0.071
大卒ダミー	0.112	0.060	0.097	0.068
結婚配偶者正規雇用ダミー	0.272 ***	0.071	0.024	0.089
未婚ダミー	0.213 *	0.086	0.056	0.131
離別ダミー	-0.136	0.156	-0.286 *	0.140
死別ダミー	0.297	0.478	-0.116	0.208
本人収入	0.016 **	0.006	0.006	0.011
世帯収入	-	-	0.006	0.005
持ち家居住ダミー	0.081	0.074	-0.005	0.076
親同居ダミー	-0.142	0.076	-0.113	0.084
退職金制度利用可能ダミー	-0.048	0.080	-0.075	0.090
総資産額	0.011 ***	0.002	0.009 ***	0.002
ローン額	-0.009 ***	0.002	-0.015 ***	0.003
相続額	-0.004	0.012	-0.015	0.012
一般的信頼感	0.049	0.028	0.068 *	0.028
格差肯定意識	0.016	0.009	0.026 *	0.010
権威主義的態度	0.010	0.012	0.000	0.013
決定係数	0.186		0.129	
調整済み決定係数	0.166		0.107	
n	891		921	

* $p < 0.05$, ** $p < 0.01$, *** $p < 0.01$

公的年金収入期待への影響について振り返る。男性については、年齢、正規雇用年数、持ち家居住ダミー、退職金制度利用可能ダミー、一般的信頼感の正の影響がみられた。年齢については、先行研究が明らかにしているとおりに、加齢にともなって、期待が高まることが確認された。また、仮説1にあるように、正規雇用年数も同様の影響を有していた。持ち家居住ダミー、退職金制度利用可能ダミーも正の影響がみられた。本人収入と総資産額は負の影響を有していた。年齢の影響は正規雇用年数を説明変数に投入した後も残っているため、若年層における公的年金収入期待の低さが、すべて正規雇用年数の短さに由来するわけではないことが明らかになったといえる。また、持ち家居住ダミーや退職金制度利用可能ダミーが正の影響を有していた理由としては、持ち家や退職金があることによって、老後の生活基盤が安定し、日常生活の経済面については公的年金を中心とした生活設計の見通しが立つのではないかと考えられる。また、本人収入や総資産額が負の影響を有していたのは、経済資源に恵まれない層にとってこそ、公的年金が期待されているという点を示唆している可能性が考えられる¹²。

他方の女性については、年齢の影響は男性と同様であるが、自営・家族従業ダミーと世帯収入で負の影響がみられ、男性とは統計的に有意な変数が異なることが明らかになった。世帯収入の負の影響は男性の場合と同じように、経済資源に恵まれない層であるからこそ、公的年金からの収入に期待するという側面を示唆している可能性もあるが、女性の場合、本人収入ではなく、世帯収入にその可能性が示唆されている点に特徴がある。また、自営・家族従業ダミーにおいて負の影響がみられるのは、そもそも、この層が意図的に拠出をしていない可能性も考えられるが¹³、その点を識別する変数がないため、推測の域を出るものではない。

続いて、貯蓄期待であるが、男性の場合、貯蓄期待と正規雇用年数、現職の従業上の地位（正規雇用ダミー）との相関の高さが予測されること、同様に、貯蓄期待と本人収入、世帯収入の相関の高さが予測されることから、公的年金収入期待と同様の説明変数を投入したモデルを推定した後に、正規雇用年数と世帯収入を投入しないモデルを推定した。結果として、正規雇用年数と世帯収入を投入しないモデルにおいて解釈が容易であり¹⁴、それゆえ、正規雇用年数と世帯収入を投入しないモデルのパラメータ推定値を表3に示した。なお、正規雇用年数と世帯収入を投入したモデルにおいても、正規雇用年数の影響は有意ではなかった。

結果であるが、まず、男性については、年齢とローン額の負の影響が明らかになった。逆に、自営・家族従業、学生ダミー、企業規模、配偶者正規雇用ダミー、未婚ダミー、本人収入、総資産額は正の影響を有していた。正規雇用ダミーは有意ではないものの、パラメータ

¹² この点は、木村・三隅（2011）が指摘している「潜在的弱者性」とも関連している可能性がある。

¹³ これに類似した記述は、たとえば、盛山（2007）にもみられる。

¹⁴ 具体的には5%水準で世帯収入の負の影響がみられた。

推定値は正であり、また、本人収入や総資産額も正であることから、正規雇用であることの影響が企業規模や経済的な収入の影響に吸収されたのではないかと考えられる。配偶者が正規雇用であることは貯蓄期待を高めるが、配偶者が正規雇用以外である場合よりも未婚において貯蓄に期待できるのは、後述する女性とは異なる点である。

表 4 公的年金収入期待と貯蓄期待を説明する変数

影響	公的年金収入期待		貯蓄期待	
	男	女	男	女
正	年齢 正規雇用年数 持ち家居住ダミー 退職金制度利用可能 一般的信頼感	年齢	自営・家族従業 学生 企業規模 配偶者正規雇用 未婚 本人収入 総資産額	総資産額 一般的信頼感 格差肯定意識
負	本人収入 総資産額	自営・家族従業 世帯収入	年齢 ローン額	年齢 離別ダミー ローン額

他方の女性においては、年齢、総資産額、ローン額の影響の向きは男性の場合と同じであるが、離別ダミーが貯蓄期待を低めている点で、結婚にかかわる結果が男性と異なっている。

以上の結果を踏まえ、公的年金収入期待と貯蓄期待に対して有意な影響を有していた説明変数を表 4 に示した。

これらの点を踏まえると、仮説 1 は部分的に支持されたものの、仮説 2 は支持されなかったといえる。すなわち、男性において、正規雇用年数は公的年金収入期待を高める影響を有していたものの、女性に対しては必ずしもそうではなかった。また、公的年金は、世代間の助け合いという意味合いを有しているが、その理念を好まない可能性がある格差肯定の価値意識を有している層において公的年金収入への期待が高いかという点、必ずしもそのような結果は得られなかった。

続いて、仮説 3 にかかわり、貯蓄期待が高いことによって、公的年金収入期待が低下するという代替収入源の期待による影響がみられるか否かを検証していく。

この検証に際しては、OLS ではなく、二段階最小二乗法を用いることとする。理由として、被説明変数である公的年金収入期待と説明変数となる貯蓄期待とのあいだには、一方を期待するならば、他方も期待するという相互の関係やフィードバックループが存在するかもしれない。そして、それを考慮せずに貯蓄期待を説明変数に投入して OLS で推定した場合、説明変数と誤差項とが無相関であるという OLS の仮定が満たされなくなってしまい、推定値が信頼できなくなってしまう (Paxton, Hipp, and Marquart-Pyatt 2011)。それを避けるための一つの

アプローチが、二段階最小二乗法であり、いったん OLS によって貯蓄期待の予測値を求めた後に、その予測値を説明変数として、再度、公的年金収入期待を OLS で推定する。その結果を示したのが次の表 5（男性）と表 6（女性）である。

表 5 二段階最小二乗法を用いた公的年金収入期待のパラメータ推定値（男性）

	OLS			2SLS		
	推定値		標準誤差	推定値		標準誤差
切片	0.963	***	0.261	0.779		0.576
貯蓄期待	0.139	***	0.035	0.191		0.147
年齢	0.022	***	0.005	0.023	***	0.006
正規雇用年数	0.014	***	0.004	0.015	***	0.004
本人収入	-0.016	**	0.006	-0.017	**	0.006
持ち家居住ダミー	0.169	*	0.072	0.177	*	0.073
退職金制度利用可能ダミー	0.383	***	0.071	0.373	***	0.072
総資産額	-0.005	**	0.002	-0.006	*	0.002
一般的信頼感	0.083	**	0.029	0.089	**	0.029
決定係数	0.190			0.178		
調整済み決定係数	0.183			0.170		
n	891			891		

* $p < 0.05$, ** $p < 0.01$, *** $p < 0.01$

表 6 二段階最小二乗法を用いた公的年金収入期待のパラメータ推定値（女性）

	OLS			2SLS		
	推定値		標準誤差	推定値		標準誤差
切片	1.192	***	0.178	1.389	***	0.366
貯蓄期待	0.107	**	0.033	0.046		0.107
年齢	0.034	***	0.003	0.034	***	0.003
正規雇用ダミー	0.070		0.075	0.063		0.076
非正規雇用ダミー	-0.008		0.075	-0.028		0.076
自営・家族従業ダミー	-0.537	***	0.131	-0.540	***	0.132
学生ダミー	0.204		0.359	0.249		0.360
世帯収入	-0.008	*	0.004	-0.007		0.004
決定係数	0.138			0.128		
調整済み決定係数	0.132			0.122		
n	921			921		

* $p < 0.05$, ** $p < 0.01$, *** $p < 0.01$

結果として、男女ともに、OLS では貯蓄期待の正の影響は有意であったものの、二段階最小二乗法では有意にはなっていない。先に述べた理由によって二段階最小二乗法の結果を採用すると、貯蓄期待が高まることによって、公的年金収入期待が高まるという関係は、必ずしも正しくないと解釈したほうが良さそうである。

5. 議論

以上の結果から、以下の点が明らかになった。まず、正規雇用年数は男性において公的年金収入への期待を高める影響をもたらしていたものの、女性においてはあてはまらなかった（仮説 1 を部分的に支持）。その一方で、年齢の影響は残っていることから、正規雇用年数は年齢の影響を除去するほどではなかったといえる。すなわち、年齢が上昇するにしたがって公的年金収入への期待が高まるのは、企業等に雇用される期間の長さだけでは説明できない。また、格差肯定的な価値観が公的年金収入への期待を低めるわけでもなく（仮説 2 を不支持）、また、代替収入源への期待によって公的年金収入への期待が低下しているわけでもなかった（仮説 3 を不支持）。

分析の結果から浮かび上がってきた課題として、次のような点があげられるだろう。一つは、男女のライフコースの相違がどのように将来の収入への期待と関連するのかをさらに深めていく必要性である。男性の場合、正規雇用年数の公的年金収入への期待が有意であり、また、配偶者が正規雇用であることや本人が未婚であることが貯蓄期待を高めているのに対して、女性の場合、正規雇用年数と公的年金収入期待との関連はなく、また、貯蓄期待に対しては離別が負の影響を有していた。老後の生活設計を雇用や結婚と関連させることで、改めて社会的資源の不均等な配分が持つ影響を定めていく視点と分析が必要である。

[付記]

本データ使用にあたっては 2015 年 SSM 調査データ管理委員会の許可を得た。なお、使用したデータは「2017 年 2 月 27 日版バージョン 070」である。

[文献]

- Brown, Timothy A. 2006. *Confirmatory Factor Analysis for Applied Research*. Guilford Press.
- Hitlin, Steven, and Jane Allyn Piliavin. 2004. "Values: Reviving a Dormant Concept," *Annual Review of Sociology* 30(1): 359–93.
- 吉川徹. 2006. 『学歴と格差・不平等』東京大学出版会.
- 吉川徹. 2011. 「階層意識の現在とゆくえ」斎藤友里子・三隅一人編『流動化のなかの社会意識』東京大学出版会, 63-78.
- 吉川徹. 2014. 『現代日本の「社会の心」：計量社会意識論』有斐閣.

- 木村好美・三隅一人. 2011. 「ソーシャル・セーフティネットと社会階層 : 公的年金制度への依存に着目して」 斎藤友里子・三隅一人編『流動化のなかの社会意識』東京大学出版会, 247-64.
- 厚生労働省年金局. 2015. 『平成 25 年公的年金加入状況等調査』(2016 年 12 月 1 日取得 <http://www.mhlw.go.jp/file/04-Houdouhappyou-12509000-Nenkinkyoku-Chousashitsu/25pr-gaiyou.pdf>).
- Paxton, Pamela M., John R. Hipp, and Sandra Marquart-Pyatt. 2011. *Nonrecursive Models: Endogeneity, Reciprocal Relationships, and Feedback Loops*. Sage.
- 盛山和夫. 2007. 『年金問題の正しい考え方』中央公論新社.
- 白波瀬佐和子. 2012a. 「福祉を意識からとらえる」武川正吾・白波瀬佐和子編『格差社会の福祉と意識』東京大学出版会, 1-9.
- 白波瀬佐和子. 2012b. 「若者の社会保障への期待」武川正吾・白波瀬佐和子編『格差社会の福祉と意識』東京大学出版会, 169-88.
- 竹ノ下弘久. 2013. 『仕事と不平等の社会学』弘文堂
- 武川正吾編. 2006. 『福祉社会の価値意識 : 社会政策と社会意識の計量分析』東京大学出版会.
- 武川正吾・白波瀬佐和子編. 2012. 『格差社会の福祉と意識』東京大学出版会.
- 太郎丸博. 2009. 『若年非正規雇用の社会学:階層・ジェンダー・グローバル化』大阪大学出版会.

**Japanese Expectations of Income from Public Pensions
and Social Stratification:
Periods of Regular Employment, Values, and Expected Income
from Other Sources**

Tomohiro Fujita

Former Researcher, Graduate School of Letters, Kyoto University

Abstract

This study investigates the factors that shape Japanese people's expectations of income from public pensions upon retirement. According to previous studies, aging increases expectations of income from public pensions because people become more serious in their economic life after retirement than they are in their younger days. However, studies have not fully examined whether factors such as periods of regular employment, anti-egalitarian values, and expected income from other sources (e.g., personal savings) influence expectations of income from public pensions. This study hypothesizes that individuals with briefer periods of regular employment, who hold anti-egalitarian values and expect retirement income from other sources, have lower expectations of income from public pensions.

The study hypotheses were tested by analyzing cross-sectional social survey data from the Social Stratification and Mobility (SSM) Survey of 2015. To analyze relations between expectations of income from public pensions and these factors, we conducted a multivariate estimation using ordinary least squares and two-stage least squares. We observed that the periods of regular employment raised expectations of income from public pensions only among males. Anti-egalitarian values and expected income from other sources indicated no statistically significant effects on the expectations of income from public pensions. Thus, shorter periods of regular employment influence males' lower expectations of income from public pensions.

Keywords: public pensions, social stratification, periods of regular employment