

第1章 雇用と年金の接続—就業抑制と繰上げ受給に関する分析—

第1節 はじめに

雇用者としての職歴を経た人々の60歳代における所得確保の方法は2000年代に入り、雇用・年金制度の変化により大きく変貌した。この制度変化としては主に5点が挙げられる。第一に、1994年の年金制度改正により、特別支給の老齢厚生年金の定額部分（1階部分）の支給開始年齢は2001年から2013年にかけて段階的に65歳まで引き上げられることになった。第二に、それと同時に老齢厚生年金受給資格者に対する基礎年金繰上げ制度が導入された。第三に、2000年の年金制度改正により、特別支給の老齢厚生年金のうち報酬比例部分（2階部分）の支給開始年齢が2013年から2025年にかけて段階的に65歳に引き上げられることになった。また60歳台後半の在職老齢年金制度も導入（2002年施行）された。第四に、これと対応し、2004年の高年齢者雇用安定法改正は、2006年4月以降、65歳未満の定年の定めをしている企業は年金受給開始年齢までの高年齢者に雇用確保措置を講じることが義務付けた。さらに2004年の年金制度改正により、2005年から60歳台前半の在職老齢年金制度において一律2割の支給停止部分を2005年4月から廃止し、就業に対する抑制要因の一つを取り除いた。

本章の目的は、独立行政法人労働政策研究・研修機構が、中央調査社を通じて2009年に実施した高年齢者に対する調査の個票データを利用し、2つの問いに答えるものである。第一は、在職老齢年金制度の就業抑制効果についてである。第二は、老齢厚生年金受給資格者の基礎年金繰上げ受給についてである。60歳台前半の高年齢者にとって、就労できない場合の所得確保が問題となるのは2013年からである。現時点では、定額部分については支給開始年齢が引き上げられているが、報酬比例部分については受給可能であるため、就労できない場合の所得確保の問題、すなわち年金と雇用の接続の課題はそれほど顕在化していない。基礎年金繰上げ制度をどのような人々が利用しているかを知ることによって、2013年以降の所得確保に関する課題について知見を得ることが期待できる。

しかし、老齢厚生年金における一律2割の支給停止廃止や老齢基礎年金繰上げ受給は、いずれも比較的近年の制度変更であるため、これらの効果について定量的分析は筆者が知る限り、まだほとんど行われていない。おそらく本章の分析は、これらの効果を実証的に確認する初期の試みであると考えられる。

本章の分析の結果、得られた新たな知見は3つある。第一に、在職老齢年金制度による就業抑制効果は（63歳と64歳の一部の結果を除き）確認できない。第二に老齢厚生年金受給資格者の中で基礎年金繰上げ制度を利用しているのは、定年等を契機とする離職後に失業を経験した人々である。すなわち自らの意思に反し勤労所得が途絶してしまい、雇用と年金の接続がうまく行かなかった人々である。第三に基礎年金繰上げ制度を利用した人々の相対的

貧困率は13%と高く、2013年以降の報酬比例部分の支給開始年齢引き上げの埋め合わせとして、基礎年金繰上げ制度は必ずしも所得確保の万能薬とはならない可能性が示唆された。

第2節 年金の就業抑制および繰上げ受給をめぐる議論

1. 年金の就業抑制をめぐる議論

周知の通り1965年まで厚生老齢年金は退職が受給要件となっていたため、給付水準の低い年金を就労所得で埋め合わせることができず、低所得層に留まる高齢者が多数いた。こうした「退職年金」であった厚生老齢年金制度に「老齢年金」的性格を導入し、年金給付水準の低い高齢者に就労所得による埋め合わせができるよう工夫されたのが1965年の在職老齢年金制度（高在老）である¹。

在職老齢年金制度は、以後40年間にわたり、受給権発生の上限引き上げを通じた支給要件緩和と、支給停止方法の改善などの改革が繰り返されていく²。また、65歳以上を対象とする在職老齢年金（高在老）は1985年にいったん廃止されるが2002年に復活する。

この在職老齢年金制度は、定年制とともに賃金額に応じて年金給付が就業中は全額もしくは一部停止されることによる労働供給側の就業抑制効果が指摘されており、これまで数多くの研究（Amemiya & Shimono 1989、清家 1993、清家・山田 1996、安部 1998、小川 1998a, 1998b、岩本 2000、大石・小塩 2000、三谷 2001、樋口・山本 2002、大竹・山鹿 2003、清家・山田 2004、石井・黒澤 2009など）で検証されてきた。また労働需要側にとっては、この在職老齢年金制度は一種の賃金補助金として機能しており、低賃金雇用を促すこと（橘木・下野 1989）、賃金上昇による労働供給増加より賃金補助金としての在職老齢年金増大による労働需要増加の影響の方が大きいこと（小川 1998b）、在職老齢年金により若年者との雇用代替が起きている可能性（金子 1997）なども指摘されている。

在職老齢年金制度の「改革」に関する近年の評価は以下の通りである。1989年改正については、安部（1998）、岩本（2000）、三谷（2001）は就業抑制に対する改善効果はなかったと結論付けている。ただし、大竹・山鹿（2003）は支給停止前の本来の厚生年金額が少ないグループについては、1989、1994年改正が就業抑制効果を和らげたことを検証している。樋口・山本（2002）と三谷（2001）も、1994年改正により就業率上昇効果があったことを確認している。しかし一方で樋口・山本（2002）は就業抑制効果が依然として残っている³こと、また清家・山田（2004）も1994年改正後も8-12万円の勤労収入層にモードがあり雇用慣行とし

¹ 1990年代に入ってからこの傾向は変わらず、低賃金階層では年金額（在職老齢年金制度による減額前）の低さを勤労所得で補っている。とはいえ、減額前厚生年金額は賃金階層に対してU字型となっており、高賃金階層では年金額（減額前）も勤労所得額も高くなっている（浜田 1999, p.）。

² 在職老齢年金制度の変更については厚生省（1998a）がまとまっております参考になる。

³ ただし、小川（1998a, 1998b）と同様、樋口・山本（2002）では在職老齢年金制度や高年齢雇用継続給付が「雇用補助金」として労働供給を促進する側面についても指摘している。浜田（2010）も2008年の独立行政法人労働政策・研修機構の企業データを用い、同様の側面が最近でも確認できることを指摘している。

て改正前の影響が残っている可能性を指摘している。2000年改正による65-69歳への在職老齢年金制度の再導入の評価については、石井・黒澤（2009）が試みているが、利用した「高年齢者就業実態調査（2004年）」の調査票設計上の問題⁴もあり統計的に有意な結果が得られていない。2001年から始まった特別支給の老齢厚生年金の定額部分支給開始年齢引き上げについては、菅・清家（2003）や石井・黒澤（2009）が制度変更の結果、有意に労働供給を増やしているとの結果を得ている。

2. 繰上げ受給をめぐる議論

翻って、我が国における公的年金の繰り上げ・繰り下げ受給に関する先行研究はほとんどない。国民年金の未納問題を扱った論文が比較的多くあるのと比べれば対照的である。

そうした数少ない公的年金の繰り上げ・繰り下げ受給要因についての分析として、まず厚生省（1998b）『国民年金被保険者実態調査（平成8年）』が挙げられる。この統計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%）」、「早く生活費の足しにしたいから（33%）」という理由でほぼ7割を占める。また1割強の人が「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。予測寿命が短い人ほど、また所得が不十分であるほど早く年金受給を選択するので「逆選択」と「流動性制約」が繰り上げ受給の二大要因となっているものと理解される。

駒村（2007）では、都道府県別データを用い、女性については平均寿命が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指摘し、それぞれ逆選択と流動性制約の存在を指摘した。さらに駒村（2009）では、独自のインターネット調査を用い、逆選択要因が繰り上げ受給に与えていること、流動性制約要因についても一部、繰り上げ受給に影響を与えていることを確認している。さらに近視眼的要因も繰り上げ受給に影響を与えていることを示した。

第3節 60歳からの所得確保の方法

1. 60歳代前半の所得確保の方法

上述した2000年代に入ってから制度変更により社会保障給付（特別支給の老齢厚生年金）と組み合わせた60歳代前半の所得確保のパターンは主に以下の6つがある⁵。

①報酬比例部分（就労者でも短時間労働者など厚生年金の被保険者とならなければ全額支

⁴ 「高年齢者就業実態調査（2004年）」では質問票の内容が簡素化されたため、在職老齢年金額を把握できなくなった。

⁵ これ以外に、厚生年金の長期加入者というパターンもある。具体的には厚生年金の被保険者期間（15-65歳未満）が44年以上の場合、長期加入者となり満額支給される。なお被保険者資格の喪失が要件であるため、在職老齢はない。

給)

- ②報酬比例部分 + 老齢基礎年金繰上げ受給 (一部) : 定額部分支給開始年齢から + 加給年金
- ③報酬比例部分 + 老齢基礎年金繰上げ受給 (全部) : 定額部分支給開始年齢から + 加給年金
- ④在職老齢年金 + 勤労所得 (厚生年金保険の被保険者の場合)
 - ・ 一部繰上げの場合 : 報酬比例部分 + 定額部分調整額対象⁶。繰上げた老齢基礎年金については全額支給。
 - ・ 全部繰上げの場合 : 報酬比例部分 + 経過的加算相当額対象⁷。繰上げた老齢基礎年金については全額支給。
- ⑤在職老齢年金 + 勤労所得 + 高年齢雇用継続給付 (併給調整有、厚生年金保険の被保険者の場合)
- ⑥雇用保険基本手当 (年金は全額支給停止)

このように 2000 年代に入り 60 歳代における雇用所得と社会保障給付の組み合わせが複雑になったこと、変数の入手可能性を考慮したこと、および先行研究との比較を行うためもあり、本章では、在職老齢年金制度の就業抑制効果については老齢厚生年金の受給資格の有無に基づき計測する。

2. 厚生年金の繰上げ受給の実態

厚生年金における基礎年金の繰上げ実態について調査実施の 2009 年 8 月 1 日直前の状況を厚生労働省 (2009a) 『事業月報』から確認しよう。2009 年 7 月末現在の厚生年金老齢給付の受給者数は 2,226 万人で、うち退職者は 9 割、在職者は 1 割を占める。また、新法厚年分 1,941 万人のうち、特別支給の老齢厚生年金の定額部分 (以下「定額部分」) も老齢基礎年金も受給していない「基礎および定額なし」は 205 万人で、定額部分または老齢基礎年金を受給している「基礎または定額あり」は 1,735 万人である。「基礎または定額あり」のうち、定額部分を支給停止とし (昭和 16 年 4 月 1 日以前生は「報酬比例部分」も支給停止) 老齢基礎年金を繰り上げる「基礎全部繰上げ」は 86 万人で、定額部分と老齢基礎年金を一体的に繰り上げる「基礎一部繰上げ」は 28 万人となっている。

本章のデータでは、厚生老齢年金の受給資格をもつ男性 60-69 歳 (2009 年時点) で繰上げ受給の選択者は約 2 割存在している。

⁶ たとえば昭和 18 年 4 月 2 日から昭和 20 年 4 月 1 日生まれの男性の場合、報酬比例部分は 60 歳から支給され、定額部分は 62 歳から支給される。60 歳から 62 歳未満の間は報酬比例部分のみとなる。この期間を埋めるため定額部分の 62 歳から 65 歳未満の 3 年間分を例えば 60 歳から 65 歳未満の 5 年間に平均して受給する場合、これを「定額繰上げ調整額」と言う。

⁷ 定額部分と厚生年金期間にかかる老齢基礎年金との差額のことを「経過的加算額」と言う。

第4節 使用データおよび変数

1. サブ・サンプルの設計

本章の分析では、在職老齢年金制度の効果分析と繰り上げ受給の要因分析という2つの研究目的に応じ、以下2つのサブ・サンプルを用い分析する。

- ①55歳当時雇用者（民間）・男性・60-69歳：就業決定・賃金関数の推定に使用
- ②上記限定×老齢厚生年金の受給資格者：老齢厚生年金受給資格者の老齢基礎年金の繰上げ・繰下げ受給決定要因の推定に使用。

第一は55歳当時に民間企業の雇用者であり、現在60-69歳の男性である。厚生年金保険に加入していた可能性の高いグループである。この第一のサブ・サンプルは、在職老齢年金制度が就業決定に及ぼす影響を評価するために使用される。また賃金関数の推定にも用いる。第二は、第一のサブ・サンプルの部分集合であり、第一のサブ・サンプルに老齢厚生年金の受給資格がある、という限定を加えている。この第二のサブ・サンプルは、老齢厚生年金受給資格者の老齢基礎年金部分の繰上げあるいは繰り下げ受給の要因分析に用いられる。

2. 使用変数・推計方法

第一の在職老齢年金制度の分析に用いられる被説明変数は2009年7月現在、収入になる仕事をしているかどうかであり、仕事をしていない場合を0、仕事をしている場合を1とおく2値変数である。第二の繰り上げ受給の要因分析に用いられる被説明変数は、公的年金受給の繰り上げ(1)、繰り下げ(2)、どちらも選択していない(0)という3値のカテゴリー変数である。

説明変数およびその説明については第1-4-1表に示してある。「年齢」から「厚生年金以外の非勤労所得」は、留保賃金あるいは市場賃金に影響を与える変数であり、第一の在職老齢年金制度の分析に用いられる。なお「勤続年数」、「55歳当時雇われていた会社に勤務」および「定年（あるいは定年前）職種と同じ」の3変数は市場賃金のみに関係する。また「厚生年金の受給資格」と「厚生年金以外の非勤労収入」は留保賃金のみに関係し、いずれも留保賃金を上昇させる要因として考えられる。

本章の分析において最も重要な説明変数が、この「厚生年金の受給資格」である。厚生年金給付実額ではなく、受給資格としたのは、年金給付実額を説明変数とした場合の同時決定バイアスを回避するためである⁸。すなわち在職老齢年金制度では、年金受給資格を得た雇用

⁸ この問題を回避するため「本来年金額」を使用する方法もある。しかし、今回の調査では第1-4-1表で示す説明変数すべてに完全回答しているサンプル中、「本来年金額」を計算するための質問項目が欠損値となっているサンプルはさらに4割存在するため、「本来年金額」を算出して推計に用いることが実質的に難しい。

者が引き続き厚生年金被保険者として勤労所得を得ると、年金と勤労所得の合計額に応じて年金額が減額される。すると年金給付実額は個人の就業決定と独立に決まる外生変数ではなく就業選択の結果として決まる内生変数の性格を持つことになる（清家・山田 2004）。そのため先行研究に倣い、就業決定とは無関係に決まる受給資格変数を就業抑制効果の分析に用いる。

第 1-4-1 表：説明変数一覧

変数名	説明
年齢	現在（調査時点：2009年8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。
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。
55歳当時の職種	55歳当時に雇用されていた企業における職種。生産工程・労務職を基準とするダミー変数。
55歳当時雇われていた会社に勤務	現在の会社が55歳当時雇われていた会社と同じ場合を1とおくダミー変数。
定年（あるいは定年前）職種と同じ	現在の職種が定年（あるいは定年前）職種と同じ場合を1とおくダミー変数。
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。
定額部分支給開始年齢前離職	老齢厚生年金（特別支給）の定額部分の支給開始年齢以前に離職（55歳以降）した場合を1とおくダミー変数。
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。
離職後非労働力	離職（55歳以降）直後に仕事や求職活動はしていなかった場合を1とおくダミー変数。
年金額予想	予想される将来の公的年金給付額（満額受給の場合）の上昇・下落率（%）
収入計画有	公的年金等を含め15年先以上の収入計画を立てている場合を1とおくダミー変数。

第二の繰り上げ受給の要因分析に用いられる説明変数は「年齢」や「定年退職経験」以外に、「定額部分支給開始年齢前離職」から「収入計画有」までの5つの説明変数である。「定額部分支給開始年齢前離職」、「離職後失業」、「離職後非労働力」はいずれも流動性制約の代理変数として設定した。また、「年金額の予想」は時間割引率、「収入計画有⁹」は予測寿命（逆選択要因）の代理変数として各々設定した。

第一の在職老齢年金制度の分析に用いられたサブ・サンプルおよび第二の繰り上げ受給の要因分析に用いられたサブ・サンプルの記述統計は、各々第 1-4-2 表と第 1-4-3 表に示

⁹ 駒村（2009）が用いた調査では予測寿命を直接尋ねていた。しかし、本調査ではこうした設問項目にたいする調査対象者の心理的抵抗を勘案し、予測寿命を直接尋ねる項目は見送られることになった。

されている。

第1-4-2表：記述統計表（55歳当時雇用者（民間）男性60-69歳）

	60-64歳				65-69歳			
	非就労		就労		非就労		就労	
	Mean	[Std. dev.]	Mean	[Std. dev.]	Mean	[Std. dev.]	Mean	[Std. dev.]
年齢	62.033	[1.432]	61.736	[1.365]	67.069	[1.401]	66.717	[1.342]
健康不良	0.317	[0.467]	0.253	[0.435]	0.329	[0.471]	0.283	[0.452]
東京居住ダミー	0.067	[0.250]	0.057	[0.233]	0.074	[0.262]	0.090	[0.287]
高校・短大卒	0.508	[0.502]	0.502	[0.501]	0.435	[0.497]	0.462	[0.500]
大卒・院卒	0.250	[0.435]	0.230	[0.422]	0.231	[0.423]	0.186	[0.391]
勤続年数			19.789	[16.65]			13.531	[14.57]
定年退職経験	0.700	[0.460]	0.521	[0.501]	0.750	[0.434]	0.621	[0.487]
早期退職優遇措置経験	0.058	[0.235]	0.034	[0.183]	0.051	[0.220]	0.021	[0.143]
55歳当時の企業規模(1000人以上)	0.333	[0.473]	0.203	[0.403]	0.361	[0.481]	0.297	[0.458]
55歳当時の企業規模(100人未満)	0.358	[0.482]	0.444	[0.498]	0.343	[0.476]	0.414	[0.494]
55歳当時の職種(管理)	0.233	[0.425]	0.172	[0.378]	0.241	[0.429]	0.193	[0.396]
55歳当時の職種(専門)	0.217	[0.414]	0.268	[0.444]	0.250	[0.434]	0.290	[0.455]
55歳当時の職種(事務)	0.067	[0.250]	0.054	[0.226]	0.060	[0.238]	0.055	[0.229]
55歳当時の職種(販売)	0.058	[0.235]	0.115	[0.320]	0.106	[0.309]	0.076	[0.266]
55歳当時の職種(サービス)	0.083	[0.278]	0.080	[0.273]	0.042	[0.200]	0.076	[0.266]
56歳当時の職種(保安)	0.000	[0.000]	0.027	[0.162]	0.019	[0.135]	0.021	[0.143]
56歳当時の職種(農林漁業)	0.000	[0.000]	0.004	[0.062]	0.009	[0.096]	0.014	[0.117]
55歳当時の職種(運輸通信)	0.150	[0.359]	0.126	[0.333]	0.056	[0.230]	0.090	[0.287]
55歳当時雇われていた会社に勤務 定年(あるいは定年前)職種と同じ			0.517	[0.501]			0.248	[0.434]
厚生年金の受給資格	0.808	[0.395]	0.762	[0.426]	0.884	[0.321]	0.876	[0.331]
厚生年金以外の非勤労収入(万円)	3.992	[6.830]	2.965	[6.097]	6.779	[9.541]	4.061	[10.31]
賃金率(ln)			7.203	[0.616]			7.116	[0.683]
<i>N</i>	120		261		216		145	

第1-4-3表：記述統計表（55歳当時雇用者（民間）男性60-69歳・老齢厚生年金受給資格有）

説明変数	繰上・繰下なし		繰上げ		繰下げ	
	Mean	[Std. Err.]	Mean	[Std. Err.]	Mean	[Std. Err.]
年齢	64.544	[2.893]	64.393	[2.662]	64.139	[2.850]
定年退職経験	0.682	[0.466]	0.615	[0.489]	0.750	[0.439]
定額部分支給開始年齢前離職	0.581	[0.494]	0.475	[0.501]	0.472	[0.506]
離職後失業	0.206	[0.405]	0.311	[0.465]	0.139	[0.351]
離職後非労働力	0.173	[0.379]	0.148	[0.356]	0.056	[0.232]
年金額予想	-4.851	[11.00]	-4.352	[9.512]	-4.667	[7.063]
収入計画有	0.147	[0.354]	0.115	[0.320]	0.194	[0.401]
低所得率	0.020	[0.139]	0.057	[0.234]	0.000	[0.000]
等価所得(7月)	32.13	[26.35]	28.30	[25.66]	34.10	[25.80]
<i>N</i>	464		120		30	

第5節 就業決定と繰上げ受給決定の要因分析

1. 就業確率関数・市場賃金関数

市場賃金が留保賃金を上回れば就業を選択するという理論的枠組を採用し、また観察されない非就業者による賃金の切断分布を考慮するため Heckman モデルを用い、就業確率関数お

よび市場賃金関数を推計した結果が第1-5-1表に示されている。推計対象は、第一のサブ・サンプル、すなわち55歳当時、民間企業の雇用者であった男性60-69歳である。就業確率関数については、偏微係数を示している。

1983年、2000年の推計結果と比較すると、本章の2009年時点の推計結果は、時点的により近い2000年の推計と共通する部分が多い。年齢、健康不良、定年退職経験、厚生年金以外の非勤労収入については有意に就業を抑制¹⁰する。また東京居住や高学歴であることは賃金率を上昇させる。

しかし最も興味深いのは、1983年や2000年のデータで確認できた就業抑制要因である、老齢厚生年金の受給資格が（係数としてはマイナスであるが）10%水準でも有意でないことである。すなわち、老齢厚生年金の受給資格があっても、60-69歳の就業確率を下げるとは言えないことを示している。厚生年金以外の非勤労収入については、依然として就業抑制効果が確認できるので、この変化は在職老齢年金制度の制度変更、すなわち一律2割カットの廃止が何らかの影響を与えている可能性を示唆するものである。

また1983年と2000年では確認できていた定年退職経験が市場賃金率を下げる効果についても、今回のデータでは確認することができない。これは高年齢者雇用安定法により、定年退職以降も継続雇用が推進されたため、定年退職を契機とした再就職時の賃金率低下と、60歳以降の継続雇用後の賃金率低下の判別が難しくなった可能性を示唆している。

第1-5-1表：就業確率・市場賃金関数（男性60-69歳）

説明変数	就業確率関数			市場賃金関数		
	1983年 <i>dF/dx</i>	2000年 <i>dF/dx</i>	2009年 <i>dF/dx</i>	1983年 <i>Coef.</i>	2000年 <i>Coef.</i>	2009年 <i>Coef.</i>
年齢	-0.017 ***	-0.027 ***	-0.049 ***	-0.028 ***	-0.029 ***	-0.052
健康不良	-0.331 ***	-0.316 ***	-0.090 **	-0.282 ***	-0.152	-0.181 **
東京居住ダミー	0.056 ***	-0.010	0.023	0.211 ***	0.101 **	0.291 **
高校・短大卒	0.037 ***	-0.021	0.002	0.391 ***	0.184 ***	0.136 *
大卒・院卒	0.087 ***	0.008	-0.018	0.700 ***	0.620 ***	0.328 ***
定年退職経験	-0.177 ***	-0.180 ***	-0.152 ***	-0.361 ***	-0.352 ***	-0.219
厚生年金の受給資格	-0.153 ***	-0.127 ***	-0.053			
厚生年金以外の非勤労収入	-0.000 ***	-0.004 ***	-0.006 **			
定数項				1.263 ***	8.897 ***	10.177 ***
ラムダ変数				0.544 ***	0.323 **	0.527

注：***、**、*は各々1、5、10%有意。1983年および2000年の推計値は清家・山田（2004）から引用。

老齢厚生年金の受給資格が就業抑制効果として有意でなくなった結果は、年齢階級を60-64歳と65-69歳に分け、55歳当時の職歴変数を細かくコントロールしても変わらない（第1-5-2表）。2000年では、職歴変数をコントロールしても老齢厚生年金の受給資格は2つの年齢階級で有意に就業を抑制する効果を確認できたが、2009年ではいずれもそうした効果

¹⁰ とはいえ健康要因の就業抑制効果については、就業しないことの「言い訳」として高齢者が挙げることもあり、過大推計となっている可能性も指摘されている（大石 2000, 濱秋・野口 2010）。

を確認できない。依然として定年退職経験の2つの年齢階級における就業抑制効果を確認できるのとは対照的である。

第1-5-2表：職歴を考慮した就業確率・市場賃金関数（男性60-64歳・65-69歳）

説明変数	60-64歳				65-69歳			
	就業確率関数		市場賃金関数		就業確率関数		市場賃金関数	
	2000年	2009年	2000年	2009年	2000年	2009年	2000年	2009年
	dF/dx	dF/dx	Coef.	Coef.	dF/dx	dF/dx	Coef.	Coef.
年齢	-0.022 ***	-0.039 **	-0.022	-0.006	-0.029 ***	-0.049 **	0.004	0.028
健康不良	-0.279 ***	-0.097 *	-0.061	-0.057	-0.342 ***	-0.068	-0.050	-0.209
東京居住ダミー	-0.020	-0.001	0.148 ***	0.239 *	-0.015	0.045	0.016	0.080
高校・短大卒	-0.013	-0.040	0.049	0.106	-0.068 ***	0.085	0.181 ***	0.286 **
大卒・院卒	-0.007	-0.077	0.466 ***	0.233 *	-0.067	0.067	0.447 ***	0.424 **
勤続年数			0.006 ***	0.010 ***			0.005 ***	0.006
定年退職経験	-0.211 ***	-0.173 ***	-0.208 **	-0.102	-0.123 ***	-0.185 ***	-0.096 **	-0.284
早期退職優遇措置経験	-0.164 **	-0.298 **	-0.060	-0.048	-0.049	-0.304 **	-0.160	0.600
55歳当時の企業規模(1000人以上)	0.051	-0.139 **	0.154 ***	0.220	0.036	-0.024	0.128	0.112
55歳当時の企業規模(100人未満)	0.162 ***	-0.046	-0.127 **	-0.111	0.102 ***	0.013	0.053	-0.160
55歳当時の職種(管理)	0.165 ***	0.066	0.453 ***	0.365 ***	0.059	0.015	0.366 ***	0.240
55歳当時の職種(専門)	0.136 ***	0.119	0.296 ***	0.178	0.223 ***	0.081	0.363 **	0.390 **
55歳当時の職種(事務)	0.092 **	0.031	0.095	0.019	0.004	0.035	0.202 **	-0.013
55歳当時の職種(販売)	0.167 ***	0.200 **	-0.044	-0.132	0.172 ***	-0.086	-0.085	-0.503 **
55歳当時の職種(サービス)	0.117 **	0.019	-0.102	0.153	0.176 **	0.225 *	-0.163	0.019
56歳当時の職種(保安)	0.170	(dropped)	-0.136	0.190	0.137	0.006	-0.138	-0.170
56歳当時の職種(農林漁業)	0.026	(dropped)	-0.198	1.114 *	0.120	0.049	-0.141	1.058 **
55歳当時の職種(運輸通信)	0.131 ***	0.052	0.118	0.023	0.051	0.224 *	0.092	0.043
厚生年金の受給資格	-0.094 ***	-0.023			-0.101 ***	-0.038		
厚生年金以外の非勤労収入(万円)	-0.006 ***	-0.003			-0.001	-0.007 **		
55歳当時雇われていた会社に勤務			0.172 **	0.013			0.072 **	0.231
定年(あるいは定年前)職種と同じ			0.168 ***	0.254 ***			0.265 ***	0.195 *
定数項			8.057 ***	7.025 **			6.398 ***	4.514
ラムダ変数			0.343 **	0.032			-0.007	0.483
Log likelihood	..	-217.153			..	-225.797		
Pseudo R ²	..	0.073			..	0.072		
obs. P.	0.624	0.678			0.458	0.402		
pred. P.	..	0.693			..	0.395		
Wald test (χ^2)			780.300 ***	102.740 ***			592.190 ***	59.110 ***
N	2213	381	1381	261	1816	361	831	145

注：***、**、*は各々1、5、10%有意。2000年の推計値は清家・山田(2004)から引用。

2. 若干の議論

以上のように老齢厚生年金受給資格の就業抑制効果は2009年時点では確認できなかった。その理由は何であろうか。2つの可能性を指摘できる。第一は、本章で用いたデータ(2009年)のサンプル数は小さく、2000年データの7分の1程度の規模である。そのため当該変数の検出力が落ちた可能性がある。

第二は、老齢厚生年金制度改正による影響、すなわち一律2割の支給停止廃止および特別支給の老齢厚生年金の定額部分引き上げによる影響である。この引き上げにより、在職老齢年金の支給停止調整は、定額部分支給前の年齢階層にあっては報酬比例部分にしか及ばなくなった。また65歳以上についても老齢基礎年金(と経過的加算部分)は支給停止調整の対象とはならない。結局、支給停止調整が定額部分まで及ぶのは調査時点(2009年)では63

－64歳のみである¹¹。そのため、60歳台前半をプールして推計すると受給資格の就業抑制効果を確認できない可能性がある。

第二の可能性を確認すべく、繰り上げを選択しない限り特別支給の老齢厚生年金の定額部分が受給できない60－62歳と、受給可能な63－64歳とに細分化し、就業確率関数を推計した結果が第1－5－3表に示されている。老齢厚生年金の受給資格に注目すると、60－62歳では有意な効果が観察されない一方、63－64歳では、5%有意水準ではあるが、就業確率を引き下げる効果が観察された。その引き下げ効果(26%)は過去の係数(1983年の15%、2000年の13%)と比較して大きい。特別支給の老齢厚生年金の定額部分支給開始に伴う、(60－62歳と比べた)支給停止額の大きさ¹²が一つの理由として考えられる。

とはいえ、職歴変数を入れた推計式(第1－5－3表の右2列)では、いずれも受給資格の就業確率の引き下げ効果は有意ではなく、こうした解釈について一定の留保が必要である。

第1－5－3表：年齢階級を細分化した就業確率関数(男性60－62歳・63－64歳)

説明変数	職歴変数なし		職歴変数あり	
	60-62歳	63-64歳	60-62歳	63-64歳
	dF/dx	dF/dx	dF/dx	dF/dx
年齢	-0.028	-0.178 **	-0.043	-0.203 **
健康不良	-0.120 *	-0.070	-0.127 *	-0.120
東京居住ダミー	-0.039	0.035	-0.047	0.122
高校・短大卒	0.033	-0.091	0.034	-0.157
大卒・院卒	0.027	-0.163	-0.004	-0.256
定年退職経験	-0.205 ***	-0.007	-0.255 ***	0.105
早期退職優遇措置経験			-0.339 **	-0.215
55歳当時の企業規模(1000人以上)			-0.146 *	-0.122
55歳当時の企業規模(100人未満)			-0.112	0.162
55歳当時の職種(管理)			0.091	0.029
55歳当時の職種(専門)			0.131	0.088
55歳当時の職種(事務)			0.036	0.081
55歳当時の職種(販売)			0.204 **	0.236
55歳当時の職種(サービス)			0.053	0.046
56歳当時の職種(保安)			(dropped)	(dropped)
56歳当時の職種(農林漁業)			(dropped)	(dropped)
55歳当時の職種(運輸通信)			0.131	-0.188
厚生年金の受給資格	0.023	-0.262 **	0.054	-0.215
厚生年金以外の非勤労収入(万円)	-0.002	-0.010	-0.002	-0.010
Log likelihood	-146.537	-75.313	-138.445	-68.444
Pseudo R ²	0.054	0.078	0.096	0.148
obs. P.	0.707	0.640	0.707	0.640
pred. P.	0.719	0.655	0.719	0.655
N	256	125	256	125

注：***、**、*は各々1、5、10%有意。

¹¹ 60－62歳で繰り上げ受給をしている場合、定額部分については在職老齢年金制度による支給停止調整の対象とはならない。

¹² 4割の欠損値が発生していた為、本章の分析では用いなかったが、参考までに「本来年金額」から支給停止された年金額を計算した。その結果、60－62歳では「支給停止なし」、「支給停止月額5万円未満」、「支給停止月額5万円以上」は、それぞれ7割、2割、1割であった。一方、63－64歳では同比率は、6割、1割、2割であり、「支給停止なし」の割合が低く、かつ「支給停止月額5万円以上」の割合が高かった。すなわち、在職老齢年金制度と特別支給の老齢厚生年金の定額部分の支給開始年齢を反映し、63－64歳の方が、支給停止額が大きい。

3. 繰上げ・繰下げ受給決定関数

本章第二の分析目的である、繰り上げ受給要因について、多項ロジット・モデルの分析結果（限界効果）を示したのが第1-5-4表である。先に述べたように、各変数は「定額部分支給開始年齢前離職」、「離職後失業」、「離職後非労働力」のいずれも流動性制約の代理変数として、「年金額の予想」は時間割引率、「収入計画有」は予測寿命（逆選択要因）の代理変数として各々設定している。ベース・カテゴリーは、繰上げ・繰下げのどちらも選択していない者である。

第1-5-4表：繰上げ・繰下げ受給決定関数（厚生年金受給資格有・男性60-69歳）

説明変数	繰上げ		繰下げ			
	dF/dx	[Std. Err.]	dF/dx	[Std. Err.]		
年齢	-0.001	[0.006]	-0.004	[0.003]		
定年退職経験	-0.042	[0.045]	0.040	[0.018]	**	
定額部分支給開始年齢前離職	-0.001	[0.042]	-0.038	[0.021]	*	
離職後失業	0.098	[0.044]	**	-0.032	[0.016]	**
離職後非労働力	0.015	[0.049]	-0.044	[0.016]	***	
年金額予想	0.001	[0.002]	0.000	[0.001]		
収入計画有	-0.038	[0.044]	0.019	[0.026]		
Log likelihood	-424.516					
Pseudo R ²	0.024					
obs. P.	0.196		0.049			
N			614			

注：***、**、*は各々1、5、10%有意。

時間割引率や予測寿命と考えられる要因については、繰上げ・繰下げについて有意な効果を認められない。

流動性制約要因については、55歳以降において定年あるいは定年前に離職した後、失業すると繰上げ受給を選択する確率が10%高くなる。すなわち、55歳以降における雇用と年金の接続の失敗は繰り上げ受給を促進する。一方、繰下げ受給を促進する要因としては定年経験が挙げられ、4%ほどその確率を上昇させる。定額部分支給開始年齢前離職、離職後失業、離職後非労働力となった場合には、いずれも3%から4%ほど繰下げ受給確率を下げる事が分かる。

以上のように、特別老齢厚生年金の定額部分の支給開始年齢の引き上げに伴う、繰上げ・繰下げ受給には流動性制約要因、すなわち雇用と年金の接続の成否がかなり大きな影響を与えている可能性が示唆される。

ただし、繰上げ受給者の所得が低くなければ、雇用と年金の接続の失敗は、繰り上げ受給により一定額が補填されていることになり、所得確保上の問題とはならないかも知れない。この点について確認するため、繰上げ・繰下げ受給者の相対的貧困率について確認しよう。

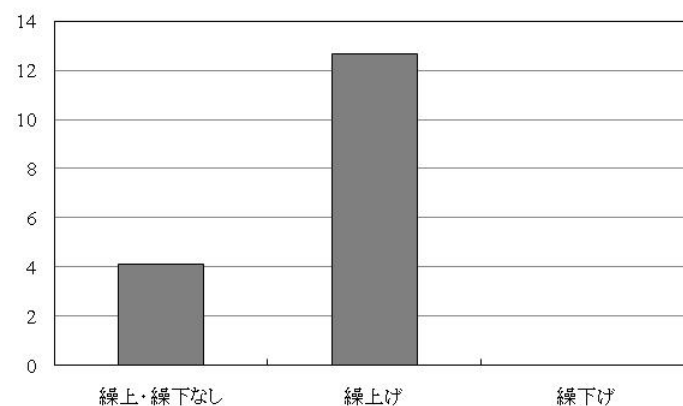
第1-5-5図は、老齢厚生年金受給資格者の定額部分の繰上げ・繰下げ受給有無別に相対的貧困率を推計した結果を示している。ここで相対的貧困は、2009年7月現在の等価所得が

月額 10.8 万円未満と定義されている。等価所得は世帯規模によって働く規模の経済性を調整するため、世帯収入（税込み）を世帯員数の 0.5 乗で割って計算された調整世帯収入である。経済協力開発機構（OECD）による所得分配の国際比較研究などでも採用されている。また、月額 10.8 万円という数値は厚生労働省（2009b）で公表されている 2006 年の相対的貧困線（＝中位等価所得の 50%）を 2009 年価格に変換したものである。

繰上げ受給者の相対的貧困率は、明らかに繰下げ受給者あるいは繰上げ・繰下げのどちらも選択しなかった人々と比較して高くなっている。繰下げ受給者の相対的貧困率は 0%、そして繰上げ・繰下げのどちらも選択しなかった人々の相対的貧困率は 4%である。それに対し、繰上げ受給者の相対的貧困率は 13%であり、繰上げ・繰下げのどちらも選択しなかった人々に比べ、3 倍程度高くなっている。ただし、厚生労働省（2009）によれば全人口の 2006 年の相対的貧困率は 16%であるので、それに比べれば低いことになる。

とはいえ、繰上げ受給者の相対的貧困リスクの高さは、繰上げ受給制度が失業等、雇用と年金の接続に失敗した人々にとって必ずしも所得確保の万能薬とはならない可能性を示唆している。

第 1-5-5 図：繰上げ・繰下げ受給別による低所得率
（厚生年金受給資格有・男性 60-69 歳）



注：低所得基準は等価所得（2009 年 7 月）が月額 10.8 万円未満である。

第 6 節 結びにかえて

本章では、独立行政法人労働政策研究・研修機構が 2009 年に実施した高年齢者にたいする調査の個票データを利用し、在職老齢年金制度の就業抑制効果の改善と、老齢厚生年金の基礎年金繰上げ受給要因について分析した。

本章の分析の結果、得られた新たな知見は 3 つある。第一に、在職老齢年金制度による就業抑制効果は（63 歳と 64 歳の一部の結果を除き）確認できない。もし本章のこの推計結果が正しいとすれば、在職老齢年金制度による就業抑制効果は、特別支給の老齢厚生年金の定

額部分の支給年齢引き上げが完了する 2013 年には消滅する可能性がある。第二に老齢厚生年金受給資格者の中で基礎年金繰上げ制度を利用しているのは、定年等を契機とする退職後に失業を経験した人々である。すなわち自らの意思に反して勤労所得が途絶してしまい、雇用と年金の接続がうまく行かなかった人々である。第三に基礎年金繰上げ制度を利用した人々の相対的貧困率は高く、繰上げ・繰下げを経験しなかった人々の 3 倍程である。基礎年金繰上げ制度は必ずしも所得確保の万能薬とはならない可能性が示唆される。

本章の分析にはいくつかの留保条件も存在する。第一は、改正雇用保険法の影響（2003 年改革）を明示的に分析していないことである。先行研究では本来年金額などと共に、高年齢雇用継続給付の雇用補助金効果を分析しているが、今回利用したデータでは本来年金額を計算するための項目に欠損値が多いため、そうした分析を断念せざるを得なかった。第二は、本章で用いたデータは厚生労働省『高年齢者就業実態調査』と比較してサンプル数が小さかったこと（7 分の 1 程度）である。このため、推計結果の安定性についても議論の余地が残されている。

参考文献

- 安部由起子（1998）「1980～1990 年代の男性高齢者の労働供給と在職老齢年金制度」『日本経済研究』, No.36, pp.50-82.
- Amemiya, T. and K. Shimono (1989) “An Application of Nested Logit Models to the Labor Supply of the Elderly,” *Economic Studies Quarterly*, Vol.40, No.1, pp.14-22.
- 石井加代子・黒澤昌子（2009）「年金制度改正が男性高齢者の労働供給行動に与える影響の分析」『日本労働研究雑誌』, No.589, pp.43-64.
- 岩本康志（2000）「在職老齢年金と高齢者の就業行動」『季刊社会保障研究』, Vol.35, No.4, pp.364-376.
- 小川浩（1998a）「年金・雇用保険改革と男性高齢者の就業行動の変化」『日本労働研究雑誌』, No.461, pp.52-64.
- （1998b）「年金が高齢者の就業行動に与える影響について」『経済研究（一橋大学経済研究所）』, 第 49 巻第 3 号, pp.245-258.
- 大石亜希子（2000）「高齢者の就業決定における健康要因の影響」『日本労働研究雑誌』, No.481, pp.51-62.
- ・小塩隆士（2000）「高齢者の引退行動と社会保障資産」『季刊社会保障研究』, Vol.35, No.4, pp.405-419.
- 大竹文雄・山鹿久木（2003）「在職老齢年金制度と男性高齢者の労働供給」国立社会保障・人口問題研究所編『選択の時代の社会保障』所収（pp.33-50），東京大学出版会.
- 金子能宏（1997）「企業の高年齢者雇用と雇用政策の効果」『年金制度の改革が就業・引退行動に及ぼす影響に関する研究 I（日本労働研究機構報告第 98 号）』所収（pp.173-212），

- 日本労働研究機構.
- 厚生省 (1998a) 『年金白書』 社会保研究所.
- (1998b) 『国民年金被保険者実態調査 (平成 8 年)』.
- 厚生労働省 (2009a) 『社会保険事業状況 (平成 21 年 7 月現在)』
(<http://www.mhlw.go.jp/topics/bukyoku/nenkin/nenkin/pdf/nenkinhoken-2107.pdf>, アクセス日 2010 年 9 月 30 日).
- (2009b) 『子どもがいる現役世帯の世帯員の相対的貧困率の公表について』
(<http://www.mhlw.go.jp/stf/houdou/2r98520000002icn.html>, アクセス日 2010 年 9 月 30 日)
- 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』, 第 87 号, pp.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』所収 (pp.319-352), 慶應義塾大学出版会.
- 菅桂太・清家篤 (2003) 「厚生年金給付の基礎年金相当部分が労働供給に与える影響」国立社会保障・人口問題研究所編『選択の時代の社会保障』所収 (pp.33-50), 東京大学出版会.
- 清家篤 (1993) 『高齢化社会の労働市場—就業行動と公的年金』東洋経済新報社.
- ・山田篤裕 (1996) 「Pension Rich の条件」『日本経済研究』, No.33, pp.38-61.
- ・—— (2004) 『高齢者就業の経済学』日本経済新聞社.
- ・—— (2009) 「高齢者の就業行動の長期的変化—『就業構造基本調査 (1982-2002 年)』に基づく実証分析」, 清家篤・駒村康平・山田篤裕編『労働経済学の新展開』所収 (pp.9-56), 慶應義塾大学出版会.
- 濱秋純哉・野口晴子 (2010) 「中高年者の健康状態と労働参加」『日本労働研究雑誌』, No.601, pp.5-24.
- 浜田浩児 (1999) 「在職老齢年金制度の所得再分配効果」『季刊社会保障研究』, Vol.35, No.2, pp.208-220.
- (2010) 「第 4 章 在職老齢年金、高年齢雇用継続給付が企業の継続雇用者賃金決定に及ぼす影響」『継続雇用等をめぐる高齢者就業の現状と課題』所収 (pp.120-130), 労働政策研究・研修機構.
- 樋口美雄・山本勲 (2002) 「わが国男性高齢者の労働供給行動メカニズム—年金・賃金制度の効果分析と高齢者就業の将来像」『金融研究』, 2002 年 10 月号, pp.31-78.
- 三谷直紀 (2001) 「高齢者雇用政策と労働需要」猪木武徳・大竹文雄編『雇用政策の経済分析』所収 (pp.239-250), 東京大学出版会.
- 山田篤裕 (2000) 「引退過程における賃金低下と所得保障」『季刊社会保障研究』, Vol.35, No.4, pp.377-394.

第2章 年金支給開始年齢引上げの下での生計と高年齢者雇用確保措置の機能

第1節 はじめに

厚生年金の支給開始年齢は、2013年度には、定額部分について65歳に引き上げられ、報酬比例部分についても引上げが始まり、60代前半において段階的に年金が全く支給されなくなる。こうしたことも踏まえ、2012年度末までに、すべての企業において確実に65歳までの高年齢者雇用確保措置が講じられるようにすることとされている。

そこで、本稿では、60代前半を中心に、高齢者の生計費の賄い方について、65歳年金支給開始となった場合の勤労収入の必要性や高年齢者雇用確保措置（定年の引上げ、継続雇用（再雇用、勤務延長）または定年の廃止）の機能等の分析を行う。データは、独立行政法人労働政策研究・研修機構が2009年8月に実施した「高齢者の雇用・就業の実態に関する調査」の個票により、60代前半の高齢者の生計費、収入（勤労収入、年金、他の非勤労収入等）、資産（純貯蓄＝貯蓄－借入）等を求める。

以下、60代前半の高齢者に関し、第2節で、データ、変数等の分析方法について述べ、第3節で、高齢者の生計費の賄い方や、年金が65歳支給開始とした場合の収入不足等を推計し、クロス集計や分布尺度に基づき、就業、勤労収入の必要性、高年齢者雇用確保措置の機能等の分析を行う。最後に、第4節で本稿の結論を述べる。

第2節 分析方法

60代前半の高齢者について、各自の収入（勤労収入、年金、他の非勤労収入等）や資産（純貯蓄＝貯蓄－借入）を生計費と比較し、高齢者の生計費の賄い方や、仮に厚生年金が65歳支給開始とした場合の収入不足等を推計する。これらについて、高年齢者雇用確保措置の該当状況、定年の状況等とのクロス集計や分布尺度に基づき、厚生年金が65歳支給開始となった場合の就業、勤労収入の必要性、高年齢者雇用確保措置の機能等の分析を行う。

1. データ

データは、労働政策研究・研修機構「高齢者の雇用・就業の実態に関する調査」（以下、アンケート調査という）の個票による。同調査は、全国の55～69歳の男女5000人を、住民基本台帳に基づく層化二段階抽出法により抽出し、2009年8月20日～9月15日に訪問留置き法で実施した。有効回答数は3602、回収率は72.0%である。

分析対象は60代前半の高齢者とし、また、高年齢者雇用確保措置との関係を見るため、55歳当時民間企業の正社員だった者に絞った。このうち、本稿の分析に必要な生計費、勤労収入、年金、他の非勤労収入、資産（純貯蓄＝貯蓄－借入）、就業、高年齢者雇用確保措置の

状況等のデータが揃っているのは、265 サンプルである。

2. データ項目

本稿の分析に必要なデータ項目については、まず、生計費は、夫婦（配偶者がいる場合）または本人のみの生活費（アンケート調査問 F9(5)）による。勤労収入は、賞与を除いた賃金（アンケート調査問 6(3)①）および年間賞与見込み（アンケート調査問 6(4)）による。非勤労収入は、仕事以外からの収入（アンケート調査問 11）により、このうち年金は、年金額（アンケート調査問 29、30）による。資産（純貯蓄）は、貯蓄（アンケート調査問 F11）、借入金（アンケート調査問 F12）による。

（1）生計費

生計費（月額）は、本人および配偶者（配偶者がいる場合）の生計費（アンケート調査問 F9(5)）による。ただし、これは望ましい生活費を尋ねているため、回答が高めになる可能性がある。このため、この回答に比べて、実際の生計費（アンケート調査問 F9(4)）を世帯人員の比率（2 人（夫婦のみ）または 1 人（本人のみ）÷実際の世帯人員）で換算したものが下回る場合は、その額を用いた¹。

このため、本稿で用いる生計費の額は、アンケート調査の回答のうち、必要最低限の性格がより強いものになっている²。

（2）収入

① 勤労収入

勤労収入（月額）は、賞与を除いた収入（アンケート調査問 6(3)①）に、年間賞与見込み額（アンケート調査問 6(4)）の月額換算（12 分の 1）を加えて求める。また、配偶者の勤労収入は、仕事からの収入（アンケート調査問 F5(4)②）による。

② 年金

年金（月額）は、厚生年金の受給額（アンケート調査問 29a）による。さらに、この実際の受給額だけでなく、就業に伴う減額前の年金月額（アンケート調査問 30(1)÷12）も得られる³。

¹ これは、世帯の生計費のうち、本人および配偶者（配偶者がいる場合）が分担して賄う分という考え方に基づいている。ただし、生計費自体の換算という考え方で見ると、注 2 のように過少な額になると考えられる。

² 家計支出は単なる世帯員の個人的支出の和ではなく、世帯としての支出があるため、家計内公共財の存在等により、消費に関する規模の経済性があると考えられる。たとえば、世帯員共用のテレビ、冷蔵庫等については、混雑が生じるまでは世帯人員の増加とともに利用効率が高まる。したがって、世帯の生計費は、世帯人員の減少ほどは低下しないため、本稿のように世帯人員の比率で換算すると生計費が過少になると考えられる。この点でも、本稿で用いる生計費の額は、必要最低限の性格がより強いものになっている。

³ 分析対象を 1. のように 55 歳当時民間企業の正社員だった者に絞ったため、厚生年金以外の年金額は少ないこと、厚生年金についてのみ、就業に伴う減額前の年金額がアンケート調査から得られることから、年金としては厚生年金のみを取り上げ、他の年金は、他の非勤労収入に含めた。

③ 非勤労収入、他の非勤労収入

非勤労収入（月額）は、仕事以外からの収入（アンケート調査問 11）による。ただし、その一部である年金等が上回る場合は、内訳の方が正確と考え、その額を用いた。このため、本稿で用いる非勤労収入の額は、高めに見ている面がある。

他の非勤労収入は、非勤労収入から上記の②年金を除いて求める。

④ 世帯収入

世帯収入（月額）は、世帯の収入（アンケート調査 F9(3)）による。ただし、その一部である上記の①勤労収入と③非勤労収入の合計が上回る場合は、内訳の方が正確と考え、その合計額を用いた。このため、本稿で用いる世帯収入の額は、高めに見ている面がある。

また、(1) のように生計費（月額）が夫婦のみ（配偶者がいる場合）または本人のみ（単身の場合）のものであるため、本稿の分析対象は、世帯収入が本人と配偶者（配偶者がいる場合）の収入のみの世帯に限っている。

（3）純貯蓄

純貯蓄は、世帯の貯蓄（アンケート調査問 F11）から借入金（アンケート調査問 F12）を控除して求める。ただし、借入金のうち住宅ローン（アンケート調査問 F12(2)）は除いた。これは住宅ローンには対応する住宅資産があることによるが、本稿で用いる借入金の額は低めに、したがって、貯蓄から借入金を差し引いた純貯蓄は高めに見ている面がある。

第3節 分析結果

1. 生計費の賄い方と年金

第2-3-1表は、60代前半の高齢者について生計費の賄い方を見たものである。平均では収入が生計費をかなり上回っており、厚生年金を除いても、収入が生計費より大きく、資産面でも貯蓄が借入金を上回り、純貯蓄は正である。

しかし、この中には、厚生年金がなければ収入が生計費を下回り、かつ、純貯蓄を取り崩しても賄えない者が15%程度おり、その収入不足は平均12万円（月額）となっている。第2節2のように、生計費の額は必要最低限の性格が強い一方、収入と純貯蓄は高めに見ている面がある。このため、少なくともこの15%程度の者については、年金が65歳支給開始となった場合の対応が必要と考えられる。

このように厚生年金がなければ生計費を賄えない者をその他の者（厚生年金を除いても生計費を収入や純貯蓄取崩しで賄える者）と比べると、生計費にあまり差はない一方、収入が21万円減（月額）と大幅に少ない。収入の内訳を見ると、厚生年金は月額で7万円多いが、それ以上に勤労収入が16万円少なく、これが、厚生年金がなければ生計費を賄えない主要

困と考えられる。

第2-3-1表 生計費の賄い方と年金

	厚生年金無 で生計費を 賄えない者	その他の者	全体	高年齢者雇用確保 措置の状況		定年引上・廃止 の状況	
				受けた者	その他の者	該当者	非該当者
構成比(%)	15%	85%	100%	42%	58%	18%	82%
65歳時の純貯蓄(万円)	84.8	1980.5	1694.3	2037.0	1451.1	2861.4	1442.7
同、厚生年金のない場合(万円)	-667.8	1674.5	1321.0	1773.0	1000.2	2764.6	1009.7
収入・生計費差(万円,月額)	0.3	22.5	19.1	26.9	13.6	37.8	15.1
同、厚生年金のない場合(万円,月額)	-12.2	17.4	12.9	22.5	6.1	36.2	7.9
生計費(万円,月額)	20.2	19.0	19.2	20.8	18.0	23.2	18.3
収入計(万円,月額)	20.6	41.5	38.3	47.7	31.6	61.0	33.4
勤労収入(万円,月額)	2.8	18.9	16.4	26.9	9.0	38.4	11.7
厚生年金(万円,月額)	12.5	5.1	6.2	4.4	7.5	1.6	7.2
厚生年金(就業に伴う減額前)(万円,月額)	13.0	6.2	7.3	5.9	8.2	2.1	8.4
他の非勤労収入(万円,月額)	2.6	6.8	6.2	5.2	6.9	6.0	6.2
配偶者の勤労収入(万円,月額)	1.4	6.7	5.9	8.4	4.1	12.0	4.6
配偶者の非勤労収入(万円,月額)	1.3	4.0	3.6	2.9	4.1	3.1	3.7
就業率(%)	32%	75%	68%	90%	53%	100%	61%
パート・アルバイト比率(%)	46%	20%	22%	17%	27%	11%	25%
高年齢者雇用確保措置を受けた率(%)	27%	44%	42%	100%	0%	100%	29%
定年引上・廃止該当率(%)	3%	20%	18%	43%	0%	100%	0%
継続雇用希望非実現率(%)	20%	9%	11%	0%	19%	0%	13%

2. 就業と高年齢者雇用確保措置

(1) 就業率

厚生年金がなければ生計費を賄えない者の勤労収入が賄える者より大幅に少ない要因としては、まず就業率の低さがあげられる。第2-3-1表のように、その就業率は32%であり、賄える者の就業率75%に比べて大幅に低い。

この点については、第2-3-1表のように生計費を賄える者より厚生年金が多いことが、就業意欲に抑制的な影響を及ぼしている面も考えられ、年金が65歳支給開始となった場合には勤労収入を増やすという割合25%は、厚生年金がなくとも生計費を賄える者の18%より多い⁴。しかし、その差は就業率の差に比べて小さく、就業率の低さは、就業意欲のような個人の選択だけではなく、個人で左右できない雇用環境等の外的要因から受ける影響も大きいと考えられる。

これに関し、高年齢者雇用確保措置を受けた割合を見ると、第2-3-1表のように、厚生年金がなければ生計費を賄えない者では27%であり、賄える者の44%より小さい。逆に、継続雇用（再雇用、勤務延長）を希望したのに雇用されなかった、または勤務先に継続雇用の制度がなかったという継続雇用希望非実現率は、賄えない者では20%であり、賄える者の9%

⁴ 厚生年金がなければ生計費を賄えない者の年金額が賄える者より多いことについては、就業すると賃金等に応じて年金が減額（支給停止）される在職老齢年金の仕組みのため、賃金の多い後者の年金額が少なくなっている面もある。しかし、表1のように、こうした減額前の厚生年金で見ても、生計費を賄えない者の年金額は賄える者より多い。

より大きい。厚生年金がなければ生計費を賄えない者の就業率の低さについては、こうした高年齢者雇用確保措置の実施状況の差が影響していることが考えられる。第2-3-1表のように、高年齢者雇用確保措置を受けた者の就業率は90%であり、そうでない者⁵の就業率53%に比べて大幅に高く、これを反映して勤労収入が18万円多いことから、収入が大幅に高くなっている。

(2) パート・アルバイト比率

厚生年金がなければ生計費を賄えない者は、(1)のように就業率が低いのに加え、就業している者でもパート・アルバイトの比率が高い。就業者に占めるパート・アルバイトの比率は46%であり、賄える者の20%に比べて大幅に高い。この点も、厚生年金がなければ生計費を賄えない者の勤労収入が賄える者より少ない要因と考えられる。パート・アルバイトの者の平均勤労収入は約14万円で、そうでない者の約27万円に比べて大幅に小さく、その分、収入が低くなっている。

この点については、(1)と同様に、生計費を賄えない者の厚生年金が多いことが就業意欲に抑制的な影響を及ぼしている面も考えられるが、就業意欲のような個人の選択で左右できない雇用環境等の外的要因から受ける影響も大きいと考えられる。

これに関し、定年の引上げまたは定年の廃止の該当割合を見ると、第2-3-1表のように、厚生年金がなければ生計費を賄えない者ではわずか3%であり、賄える者の20%よりはるかに小さい。厚生年金がなければ生計費を賄えない者のパート・アルバイト比率の高さについては、こうした定年の引上げ等の実施状況の差が影響していることが考えられる。第2-3-1表のように、定年の引上げ等のない者のパート・アルバイト比率は25%であり、定年の引上げ等のある者のパート・アルバイト比率11%に比べて高い。

3. 属性別に見た生計費の賄い方

60代前半高齢者の生計費の賄い方を年齢別、性別、学歴別に見ると、以下のようになっている。

(1) 年齢別

第2-3-2表は、60代前半の高齢者について生計費の賄い方を年齢別に見たものである。各年齢とも、厚生年金を除いても収入が生計費より多いが、その差は年齢が高まるにつれて小さくなり、純貯蓄も年齢が高い方が小さくなる傾向にある。これを反映して、厚生年金がなければ収入が生計費を下回り、かつ、純貯蓄を取り崩しても賄えない者の割合は、60歳12%、

⁵ 高年齢者雇用確保措置を受けた者以外のうち、継続雇用希望非実現の割合は表1のように19%であり、残る8割程度は高年齢者雇用確保措置を希望しなかった者となる。しかし、その半分程度は、賃金、身分、就業時間等への不満があり、もともとの引退希望というわけではない。

61歳11%、62歳13%、63歳18%、64歳26%と、年齢が高い方が大きくなる傾向にある。

第2-3-2表 年齢別に見た生計費の賄い方

	年齢別					全体
	60歳	61歳	62歳	63歳	64歳	
構成比(%)	19%	25%	23%	17%	16%	100%
65歳時の純貯蓄(万円)	2018.2	1908.2	1584.2	1314.9	1526.4	1694.3
同、厚生年金のない場合(万円)	1872.1	1638.8	1260.5	747.6	851.8	1321.0
収入・生計費差(万円,月額)	22.3	19.9	19.9	16.9	15.5	19.1
同、厚生年金のない場合(万円,月額)	19.9	15.4	14.5	7.4	4.3	12.9
生計費(万円,月額)	19.4	21.0	17.4	18.9	18.9	19.2
収入計(万円,月額)	41.7	40.9	37.2	35.8	34.4	38.3
勤労収入(万円,月額)	24.6	18.2	16.8	10.1	9.8	16.4
厚生年金(万円,月額)	2.4	4.5	5.4	9.5	11.2	6.2
厚生年金(就業に伴う減額前)(万円,月額)	3.2	5.6	5.9	11.6	12.1	7.3
他の非勤労収入(万円,月額)	4.6	7.0	5.8	6.8	6.8	6.2
配偶者の勤労収入(万円,月額)	5.8	8.8	6.2	3.8	3.2	5.9
配偶者の非勤労収入(万円,月額)	4.2	2.5	3.0	5.6	3.3	3.6
就業率(%)	76%	73%	69%	59%	60%	68%
パート・アルバイト比率(%)	13%	12%	29%	24%	38%	22%
高年齢者雇用確保措置を受けた率(%)	55%	47%	44%	30%	26%	42%
定年引上・廃止該当率(%)	35%	20%	18%	9%	2%	18%
継続雇用希望非実現率(%)	4%	8%	13%	18%	14%	11%

こうした点については、年齢が高まるにつれて、勤労収入が少なくなるのを反映して収入が小さくなっていくことが影響していると考えられる。

その要因としては、まず就業率が年齢が高まるにつれて低下していることがあげられる。就業率の低下については、第2-3-2表のように厚生年金が年齢とともに高まっていることから⁶、その就業意欲抑制効果による面も考えられる。しかし、年金が65歳支給開始となった場合には勤労収入を増やすという割合は、60歳18%、61歳11%、62歳25%、63歳34%、64歳7%であり、年齢とともに高まってはいない。このため、年齢に伴う就業率の低下には、就業意欲のような個人の選択で左右できない雇用環境等の外的要因の影響が考えられる。

これに関し、高年齢者雇用確保措置を受けた割合を見ると、第2-3-2表のように年齢が高まるにつれて低下している。逆に、継続雇用(再雇用、勤務延長)を希望したのに雇用されなかった、または勤務先に継続雇用の制度がなかったという継続雇用希望非実現率は、年齢が高い方が大きくなる傾向がある。年齢に伴う就業率の低下については、こうした高年齢者雇用確保措置の実施状況の差が影響していることが考えられる。

さらに、就業している者でも、年齢が高い方がパート・アルバイトの比率が高い傾向がある。この点も、年齢が高まるにつれて勤労収入が少なくなっていく要因と考えられる。これに関し、定年の引上げまたは定年の廃止の該当割合を見ると、第2-3-2表のように、年齢

⁶ 調査時点では、63歳以上の者は、厚生年金の報酬比例部分だけでなく定額部分も受給できることを反映して、特に63歳以降で年金額が大きくなっている。

が高まるにつれて低下している。年齢が高い方がパート・アルバイトの比率が高い傾向があることについては、こうした定年の引上げ等の実施状況の差が影響していることが考えられる。

しかし、高年齢者雇用確保措置の経過措置（実施義務化年齢の段階的引上げ）等を考えると、以上のような実施状況の差は、年齢による差というより、世代（コホート）による差とみなせるであろう。今後、65歳までの高年齢者雇用確保措置を普及していくことにより、年齢に伴う勤労収入の低下は小さくなっていくと期待される。その際、定年の引上げまたは定年の廃止という方法が増えれば、さらに効果的であろう。

（２）性別

第2-3-3表は、60代前半の高齢者について生計費の賄い方を性別に見たものである。ただし、第2節1.のように、55歳当時民間企業の正社員だった者について分析しているため、特に女性は対象が限られていることに注意する必要がある。

男女とも、厚生年金を除いても収入が生計費より多いが、その差は女性の方がやや大きく、純貯蓄も女性の方が大きい。これを反映して、厚生年金がなければ収入が生計費を下回り、かつ、純貯蓄を取り崩しても賄えない者の割合は、女性で13%と、男性の16%よりやや小さい。

第2-3-3表 性別に見た生計費の賄い方

	性別		全体
	男性	女性	
構成比(%)	77%	23%	100%
65歳時の純貯蓄(万円)	1522.9	2279.9	1694.3
同、厚生年金のない場合(万円)	1119.5	2009.3	1321.0
収入・生計費差(万円,月額)	18.6	21.0	19.1
同、厚生年金のない場合(万円,月額)	11.8	16.5	12.9
生計費(万円,月額)	18.5	21.4	19.2
収入計(万円,月額)	37.1	42.4	38.3
勤労収入(万円,月額)	17.7	12.1	16.4
厚生年金(万円,月額)	6.7	4.5	6.2
厚生年金(就業に伴う減額前)(万円,月額)	7.9	5.0	7.3
他の非勤労収入(万円,月額)	5.8	7.7	6.2
配偶者の勤労収入(万円,月額)	4.4	11.0	5.9
配偶者の非勤労収入(万円,月額)	2.5	7.2	3.6
就業率(%)	70%	62%	68%
パート・アルバイト比率(%)	21%	24%	22%
高年齢者雇用確保措置を受けた率(%)	44%	33%	42%
定年引上・廃止該当率(%)	16%	23%	18%
継続雇用希望非実現率(%)	12%	7%	11%

こうした点については、女性の方が男性より収入がやや多いことが影響していると考えられるが、これは配偶者の勤労収入が多いためであり、本人の勤労収入は女性の方が少ない。

その要因としては、まず賃金水準の格差が考えられるが、就業率の低さもあげられる。女性の就業率は62%であり、男性の就業率70%に比べてやや低い。この就業率の低さについては、女性が男性より厚生年金が少ないことから、その就業意欲抑制効果によるものとはいえ、年金が65歳支給開始となった場合には勤労収入を増やすという割合も、男性19%、女性17%で、女性の方がやや少ない。

高齢者雇用確保措置の状況については、確保措置を受けた割合は、女性で33%であり、男性の44%より小さい。しかし、継続雇用（再雇用、勤務延長）を希望したのに雇用されなかった、または勤務先に継続雇用の制度がなかったという継続雇用希望非実現率も、女性で7%と、男性の12%より小さい。

(3) 学歴別

第2-3-4表は、60代前半の高齢者について生計費の賄い方を学歴別に見たものである。各学歴とも、厚生年金を除いても収入が生計費より多いが、その差は大学・大学院卒でやや大きい。これを反映して、厚生年金がなければ収入が生計費を下回り、かつ、純貯蓄を取り崩しても賄えない者の割合は、大学・大学院卒で8%と、学歴計の15%より小さい。

第2-3-4表 学歴別に見た生計費の賄い方

	学歴別				全体
	中学卒	高校卒	短大等卒	大学等卒	
構成比(%)	22%	45%	10%	22%	100%
65歳時の純貯蓄(万円)	1153.2	1703.0	2098.4	2086.0	1694.3
同、厚生年金のない場合(万円)	761.4	1316.3	1721.5	1769.1	1321.0
収入・生計費差(万円,月額)	19.2	18.2	20.6	20.8	19.1
同、厚生年金のない場合(万円,月額)	12.6	11.7	14.4	15.5	12.9
生計費(万円,月額)	15.7	17.8	19.8	25.3	19.2
収入計(万円,月額)	34.8	35.9	40.4	46.1	38.3
勤労収入(万円,月額)	17.2	14.4	14.2	21.0	16.4
厚生年金(万円,月額)	6.5	6.4	6.3	5.3	6.2
厚生年金(就業に伴う減額前)(万円,月額)	7.5	7.6	6.9	6.4	7.3
他の非勤労収入(万円,月額)	3.4	5.6	8.6	9.2	6.2
配偶者の勤労収入(万円,月額)	5.6	5.1	8.4	6.7	5.9
配偶者の非勤労収入(万円,月額)	2.1	4.3	2.9	4.0	3.6
就業率(%)	76%	68%	74%	59%	68%
パート・アルバイト比率(%)	38%	21%	15%	6%	22%
高齢者雇用確保措置を受けた率(%)	63%	36%	30%	37%	42%
定年引上・廃止該当率(%)	19%	16%	15%	22%	18%
継続雇用希望非実現率(%)	7%	14%	7%	10%	11%

(注)短大等卒:短大・高専・専門学校卒、大学等卒:大学・大学院卒。

こうした点については、大学・大学院卒の収入が勤労収入を反映して多いことが影響していると考えられる（年金額は多くない）。

その要因としては、パート・アルバイトの比率が低いことが考えられる。大学・大学院卒

では、就業率は低いものの、就業者に占めるパート・アルバイトの比率は6%であり、学歴計の22%に比べて小さい。これに関し、定年の引上げまたは定年の廃止の該当割合を見ると、大学・大学院卒で22%であり、学歴計の18%より高く、その影響が考えられる。

一方、中学卒では、就業率は高いものの、就業者に占めるパート・アルバイトの比率が大きく、勤労収入は大学・大学院卒より低い。中学卒では、高年齢者雇用確保措置を受けた割合は高いものの、定年の引上げまたは定年の廃止の該当割合は学歴計に近い。

4. 勤労収入の要因分析と高年齢者雇用確保措置の効果

以上のように、年金支給開始年齢の引上げに対して高齢者の生計費を賄うために、勤労収入は重要であり、その大きさは、高年齢者雇用確保措置や年齢、性、学歴等との関連が見られる。そこで、勤労収入とこれらの要因との関係について線形回帰により分析したものが、第2-3-5表である⁷。

第2-3-5表において、勤労収入に対して、高年齢者雇用確保措置の係数は正で有意（有意水準1%）であり、さらに、そのうちの定年の引上げまたは定年の廃止の係数も正で有意（有意水準1%）である。これは、2.(1)のように、高年齢者雇用確保措置を受けた者の就業率が高く、勤労収入も多いこと、さらに、2.(2)のように、定年の引上げまたは定年の廃止の該当者は、勤労収入の少ないパート・アルバイト比率が低いことを反映していると考えられる⁸。

この他、厚生年金（就業に伴う減額前）の係数は負で有意（有意水準5%）であり、2.(1)で述べたように、就業意欲に抑制的な影響を及ぼしていることがうかがえる。

また、3.で述べた各属性と勤労収入との関係については、女性ダミーの係数が負で有意であり、3.におけるクロス表による分析と同様である。さらに、年齢の係数が負、学歴ダミーの係数が正であり、これらも3.の分析と同様であるが、有意でない。

⁷ 各変数の記述統計量は以下のとおりである。なお、年金額が就業選択に影響を及ぼす一方、勤労収入に応じて年金が減額されるという相互依存（内生性）に対処するため、実際の年金額でなく、就業に伴う減額前の年金を説明変数に用いた。

記述統計量		
変数	平均	標準偏差
勤労収入(万円,月額)	16.4	21.7
高年齢者雇用確保措置ダミー	0.42	0.49
定年引上・廃止ダミー	0.18	0.38
継続雇用希望非実現ダミー	0.11	0.31
厚生年金(就業に伴う減額前)(万円,月額)	7.3	7.4
他の非勤労収入(万円,月額)	6.2	9.8
配偶者の勤労収入(万円,月額)	5.9	13.2
純貯蓄(万円)	937.3	1588.6
女性ダミー	0.23	0.42
年齢	61.9	1.4
高校卒ダミー	0.45	0.50
短大等卒ダミー	0.10	0.30
大学等卒ダミー	0.22	0.42

⁸ 継続雇用（再雇用、勤務延長）を希望したのに雇用されなかった、または勤務先に継続雇用の制度がなかったという継続雇用希望非実現の勤労収入に対する係数は、想定通り負であるが、有意でない。

第 2 - 3 - 5 表 勤労収入の要因分析

変数	係数	標準誤差	t値	有意確率
定数項	63.65	59.57	1.07	0.286
高年齢者雇用確保措置ダミー	8.61	2.99	2.88	0.004
定年引上・廃止ダミー	17.15	3.81	4.50	0.000
継続雇用希望非実現ダミー	-2.51	3.86	-0.65	0.516
厚生年金(就業に伴う減額前)(万円,月額)	-0.47	0.18	-2.57	0.011
他の非勤労収入(万円,月額)	0.07	0.12	0.53	0.598
配偶者の勤労収入(万円,月額)	-0.04	0.09	-0.38	0.702
純貯蓄(万円)	0.00	0.00	0.45	0.651
女性ダミー	-7.61	2.97	-2.56	0.011
年齢	-0.82	0.97	-0.84	0.402
高校卒ダミー	0.53	3.03	0.17	0.862
短大等卒ダミー	2.73	4.50	0.61	0.545
大学等卒ダミー	4.50	3.56	1.26	0.208
自由度調整済決定係数	0.278			
サンプル数	265			

以上のように、60代前半の高齢者の勤労収入に対し、高年齢者雇用確保措置やその中の定年の引上げまたは定年の廃止は増加効果があり、その程度は、年齢、性、学歴等の属性の影響に比べてかなりのものといえよう。

5. 収入の格差と年金、就業の寄与

(1) 分布尺度

2.では、厚生年金がなければ生計費を賄えない者について、年金が65歳支給開始となった場合の収入不足と、就業、勤労収入の必要性、高年齢者雇用確保措置の機能等の分析を行ったが、あくまで平均で見たものであり、収入等にはばらつきがある。

しかし、その収入階層等の分布を見るにはサンプル数（厚生年金がなければ生計費を賄えない者は40サンプルにすぎない）の制約があるため、ここでは格差を測る分布尺度を用いて分析を行う。分布尺度については、勤労収入、年金、他の非勤労収入等は0の場合があり、収入と生計費との差は収入不足の場合には負になるため、分布尺度は0や負値についても定義できなければならない（この点は、タイル尺度やアトキンソン尺度では満たせない）。また、収入等の格差（ばらつき）に対する勤労収入、年金等の寄与度を計測するためには、収入等の分布尺度がこれらの構成項目により分解できなければならない。こうした観点から、分布尺度としては、(付1)のような準ジニ係数と(付2)のような準相対分散（準平方変動係数）を用いる。さらに、準相対分散は、就業者・非就業者といった構成集団による分解ができるため、就業の影響に関し、収入等の格差（ばらつき）に対する就業者・非就業者間格差等の寄与度が得られる。

(2) 収入等の格差

第2-3-6表は、60代前半の高齢者について、準ジニ係数と準相対分散(準平方変動係数)に基づき、収入の格差に対する勤労収入、厚生年金(就業に伴う減額後)、他の非勤労収入等の各収入構成項目の寄与度を計算したものである。厚生年金の寄与度を見ると、準ジニ係数で -0.014 、準相対分散で -0.023 と、どちらも負である。このため、年金が65歳支給開始となった場合にはこの負の寄与がなくなって収入の格差が大きくなり、生計費を賄う上で収入不足の大きい者が生じる可能性が高くなる。第2-3-8表のように、収入と生計費との差(収入超過または収入不足)の格差に対しても、厚生年金の寄与度は負であり、年金が65歳支給開始となった場合には格差拡大効果がある。

このような収入の格差の拡大を抑えるためには、高齢者の就業促進等による勤労収入の格差の低下が重要である。これに関し、準相対分散に基づいて勤労収入の格差に対する就業状況の影響を見ると、第2-3-6表のように、勤労収入の格差 0.691 のうち就業者・非就業者間格差が 0.149 を占めるが、高年齢者雇用確保措置を受けた者では就業者・非就業者間格差が 0.038 とかなり小さい。そこで、高年齢者雇用確保措置の普及等により、仮に勤労収入の就業者・非就業者間格差が高年齢者雇用確保措置を受けた者の就業者・非就業者間格差まで低下するとした場合に、収入の格差に対する影響を試算すると第2-3-7表のようになる。収入の格差に対する寄与度は -0.048 と格差縮小効果があり、年金が65歳支給開始となった場合の収入の格差拡大効果 0.023 より大きい。これは、すべての企業で希望者全員が65歳まで働けるという前提に基づく試算ではあるが、高年齢者雇用確保措置がより普及していけば、かなりの格差縮小効果があるといえる。これは、第2-3-9表のように、収入と生計費との差の格差について見ても同様である⁹。

さらに、勤労収入の格差 0.691 については、前述2.(2)のように就業者内でもパート・アルバイトとそうでない者との格差があり、第2-3-6表のように準相対分散で 0.031 となっているが、この格差は、定年の引上げまたは廃止に該当する者では 0.002 とかなり小さい。そこで、定年の引上げまたは廃止の普及により、仮にパート・アルバイトとそうでない者との勤労収入の格差が定年の引上げまたは廃止に該当する者における格差まで低下するとした場合に、収入の格差に対する影響を試算すると第2-3-7表のようになる。収入の格差に対する寄与度は -0.013 であり、定年の引上げまたは廃止がより普及していけば格差縮小効果があるといえる。これは、第2-3-9表のように、収入と生計費との差の格差について見ても同様である。

⁹ ただし、高年齢者雇用確保措置によって就業者が増加するのに伴い、就業者内の収入格差が高まる可能性があるが、ここでは、就業者内の格差への影響は推計できず、考慮していない。

第2-3-6表 収入の格差に対する寄与度

	寄与度	準ジニ係数	寄与度	準相対分散	就業者・ 非就業者間	同、雇用確保 措置該当者	パート・ その他間	同、定年引上 ・廃止該当者	構成比
収入計	0.330	0.330	0.507	0.507	0.048	0.013	0.013	0.005	1.000
勤労収入	0.185	0.432	0.296	0.691	0.149	0.038	0.031	0.002	0.429
減額後厚生年金	-0.014	-0.088	-0.023	-0.139	-0.069	-0.068	-0.022	0.006	0.162
他の非勤労収入	0.045	0.281	0.073	0.453	-0.031	-0.008	-0.004	0.002	0.162
配偶者の勤労収入	0.086	0.562	0.132	0.863	0.066	0.001	0.014	0.017	0.153
配偶者の非勤労収入	0.028	0.294	0.028	0.296	-0.106	-0.024	0.017	0.006	0.094

(注) 寄与度: 準ジニ係数または準相対分散×構成比、パート: パート・アルバイト

第2-3-7表 高齢者雇用確保措置の普及に伴う勤労収入の格差縮小効果

	寄与度	準相対分散
雇用確保措置の普及に伴う就業者・非就業者間格差の縮小	-0.048	-0.111
定年の引上げ・廃止の普及に伴うパート・その他間格差の縮小	-0.013	-0.030

第2-3-8表 収入・生計費差の格差に対する寄与度

	寄与度	準ジニ係数	寄与度	準相対分散	就業者・ 非就業者間	同、雇用確保 措置該当者	パート・ その他間	同、定年引上 ・廃止該当者	構成比
収入計	0.588	0.294	1.641	0.819	0.095	0.026	0.016	0.003	2.003
勤労収入	0.348	0.405	1.026	1.195	0.297	0.075	0.037	0.001	0.859
減額後厚生年金	-0.032	-0.098	-0.080	-0.244	-0.137	-0.133	-0.026	0.003	0.325
他の非勤労収入	0.063	0.194	0.202	0.624	-0.062	-0.016	-0.004	0.001	0.324
配偶者の勤労収入	0.163	0.530	0.385	1.253	0.131	0.002	0.017	0.009	0.307
配偶者の非勤労収入	0.046	0.248	0.107	0.572	-0.211	-0.046	0.020	0.003	0.187
収入・生計費差	0.601	0.601	1.585	1.585	0.189	0.050	0.018	0.002	1.000

(注) 寄与度: 準ジニ係数または準相対分散×構成比、パート: パート・アルバイト

第2-3-9表 高齢者雇用確保措置の普及に伴う勤労収入の格差縮小効果
(収入・生計費差ベース)

	寄与度	準相対分散
雇用確保措置の普及に伴う就業者・非就業者間格差の縮小	-0.191	-0.222
定年の引上げ・廃止の普及に伴うパート・その他間格差の縮小	-0.031	-0.036

以上のように、年金が65歳支給開始となった場合、収入について格差拡大効果があるが、高齢者雇用確保措置がより普及して就業率が高まっていけば、かなりの格差縮小効果がある。収入の格差拡大を抑え、生計費を賄う収入不足の者を減らすためには、高齢者雇用確保措置は重要である。さらに、就業者内の収入の格差についても、定年の引上げまたは廃止がより普及していけば格差縮小効果がある。

第4節 結論

本稿では、60代前半を中心に、高齢者の生計費の賄い方について、65歳年金支給開始と

なった場合の勤労収入の必要性や高年齢者雇用確保措置（定年の引上げ、継続雇用（再雇用、勤務延長）または定年の廃止）の機能等の分析を行った。データは、独立行政法人労働政策研究・研修機構が2009年8月に実施した「高齢者の雇用・就業の実態に関する調査」の個票により、高年齢者雇用確保措置の該当状況、定年の状況等とのクロス集計や分布尺度による分析を行った。

クロス集計の分析結果を見ると、厚生年金がなければ収入が生計費を下回り、かつ、純貯蓄を取り崩しても賄えない者が15%程度おり、年金が65歳支給開始となった場合の対応が必要と考えられる。これらの者は勤労収入が少なく、それが、厚生年金がなければ生計費を賄えない主な要因としてあげられる。このように勤労収入が少ない要因としては、まず就業率の低さがあげられ、それには高年齢者雇用確保措置の実施状況の差が影響していることが考えられる。さらに、就業している者でもパート・アルバイトの比率が高い点も、勤労収入が少ない要因としてあげられ、それには定年の引上げ・廃止の実施状況の差が影響していることが考えられる。

ただし、これらは、厚生年金がなければ生計費を賄えない者について、あくまで平均で見たものであり、収入等にはばらつきがある。そこで、格差を測る分布尺度である準ジニ係数と準相対分散（準平方変動係数）に基づき、収入の格差とそれに対する勤労収入、厚生年金等の寄与度を計算した。分析結果を見ると、年金が65歳支給開始となった場合、収入について格差拡大効果があるが、高年齢者雇用確保措置がより普及して就業率が高まれば、かなりの格差縮小効果がある。収入の格差拡大を抑え、生計費を賄う収入不足の者を減らすためには、高年齢者雇用確保措置は重要である。さらに、就業者内の収入の格差についても、定年の引上げまたは廃止がより普及していけば格差縮小効果がある。

以上のように、65歳年金支給開始となった場合、収入が生計費を下回り、対応が必要な高齢者が一定程度いると推測される。高年齢者雇用確保措置がより普及して就業率が高まることで、このような収入不足の高齢者を減らす効果があり、さらに、高年齢者雇用確保措置の中でも定年の引上げまたは廃止がより普及していけばより効果的であると考えられる。高年齢者雇用確保措置は、実施義務化年齢の段階的引上げ等を反映して、後の世代ほど普及してきているが、すべての企業において確実に65歳までの高年齢者雇用確保措置が講じられるようにするとともに、希望者全員が65歳まで働ける企業（65歳以上定年企業等）の拡大に努めることが必要である。

(付1) 準ジニ係数について

ジニ係数 G は、最も弱い価値判断に基づく格差の順序づけであるローレンツ曲線とその完全平等線の囲む面積が、完全平等線の下に占める割合を表わす。各世帯が収入の少ない順に番号付けられているとすると、

$$G = [1/2 - 1/(2n^2u) \{A_1 + \sum_{j=1}^{n-1} (\sum_{i=1}^j A_i + \sum_{i=1}^{j+1} A_i)\}] / (1/2)$$

(A_i : i 番目の世帯の収入、 u : 同全世帯平均、 n : 世帯数)

である。これに対し、勤労収入、年金等の各収入構成項目の分布についても収入の低い順に並べ、同様の計算を行ったものが準ジニ係数 G_m ($m=1\sim M$, M は収入構成項目の数) であり、

$$G_m = [1/2 - 1/(2n^2u_m) \{A_{1m} + \sum_{j=1}^{n-1} (\sum_{i=1}^j A_{im} + \sum_{i=1}^{j+1} A_{im})\}] / (1/2)$$

(A_{im} : i 番目の世帯の収入構成項目 m の値、 u_m : 同全世帯平均)

となる。

ここで、準ジニ係数に各収入構成項目の収入に占めるシェア u_m/u を乗じた $u_m/u \times G_m$ を合計すると、収入のジニ係数 G に等しくなるから、準ジニ係数で収入構成項目による分解ができる。したがって、 $u_m/u \times G_m$ は、収入の格差に対する当該収入構成項目の寄与度であり、準ジニ係数 G_m は、収入の格差に対する当該収入構成項目のシェア 1 単位当たりの貢献度である。

(付2) 準相対分散について

相対分散 (平方変動係数) は変動係数の 2 乗、すなわち、

$$V = 1/n \sum_{i=1}^n (A_i - u)^2 / u^2$$

(A_i : i 番目の世帯の収入、 u : 同全世帯平均、 n : 世帯数)

である。これに対し、準相対分散 (準平方変動係数) V_m は、各世帯の収入構成項目の値とその平均との乖離率を、各世帯の収入とその平均との乖離率のウェイトで加重平均したものであり、

$$V_m = 1/n \sum_{i=1}^n (A_{im} - u_m)(A_i - u) / (u_m u)$$

(A_{im} : i 番目の世帯の収入構成項目 m の値、 u_m : 同全世帯平均)

と表わされる。

ここで、準相対分散に各収入構成項目の収入に占めるシェア u_m/u を乗じた $u_m/u \times V_m$ を合計すると、収入の相対分散 V に等しくなるから、準相対分散で収入構成項目による分解がで

きる。したがって、 $u_m/u \times V_m$ は、Shorrocks (1982) のように収入の格差に対する当該収入構成項目の寄与度であり、準相対分散 V_m は、収入の格差に対する当該収入構成項目のシェア 1 単位当たりの貢献度である。

また、準相対分散 V_m は、就業者・非就業者といった構成集団による分解ができる。

全世帯が年齢階層別に K 個の構成集団に分けられるとすると、各構成集団内の準相対分散 W_{km} ($k=1 \sim K$)、構成集団間の準相対分散 B_m は、それぞれ

$$W_{km} = 1/n_k \sum_{i=1}^{n_k} (A_{im} - u_{km})(A_i - u_k) / (u_{km}u_k)$$

$$B_m = 1/n \sum_{k=1}^K n_k (u_{km} - u_m)(u_k - u) / (u_m u)$$

(n_k , u_{km} , u_k : k 番目の構成集団の世帯数、収入構成項目 m の平均、平均収入)

となる。したがって、構成集団内の準相対分散 W_{km} に構成集団別平均の全世帯平均に対する比率 u_{km}/u_m 、 u_k/u と世帯数割合 n_k/n を乗じて合計し、構成集団間の準相対分散 B_m を加えると、

$$\begin{aligned} & \sum_{k=1}^K (n_k/n \times u_{km}/u_m \times u_k/u \times W_{km}) + B_m \\ &= 1/n \sum_{k=1}^K \sum_{i=1}^{n_k} \{ (A_{im} - u_{km})(A_i - u_k) + (u_{km} - u_m)(u_k - u) \} / (u_m u) \\ &= 1/n \sum_{k=1}^K \sum_{i=1}^{n_k} \{ (A_{im}A_i - u_{km}u_k) + (u_{km}u_k - u_mu) \} / (u_mu) \\ &= 1/n \sum_{k=1}^K \sum_{i=1}^{n_k} (A_{im} - u_m)(A_i - u) / (u_mu) \\ &= V_m \end{aligned}$$

となり、準相対分散 V_m は、構成集団による分解ができる。 B_m は、収入の格差に対する当該構成集団間格差の寄与度である。

このように、準相対分散は、収入構成項目、構成集団による分解ができる。

(参考文献)

青木昌彦 (1979)、『分配理論』(筑摩書房) 第 2 章「個人間所得分配の記述と評価」

清家篤・山田篤裕 (2004) 『高齢者就業の経済学』, 日本経済新聞社

高山憲之 (1980)、「富と所得の分布」、『経済学大辞典 I』(東洋経済新報社)

Shorrocks, A.F. (1980), “The Class of Additively Decomposable Inequality Measures”,

Econometrica Vol.48, No.3, pp.613-625

Shorrocks , A.F. (1982), “Inequality Decomposition by Factor Components”, *Econometrica* Vol.50,
No.1, pp.193-211